

Μη Παραμετρική Εκτίμηση του Συντελεστή Βήτα των
Ελληνικών Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων

ΙΩΑΝΝΗΣ ΜΟΡΦΗΣ

ΜΧΡΗ 0625

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗ/ΚΗΣ & ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
ΙΟΥΝΙΟΣ 2008

Ευχαριστώ θερμά τον Καθηγητή Νικόλαο Φίλιππα και το Διδακτορικό Φοιτητή Βασίλειο Μπαμπαλό για την καθοδήγηση και τις πολύτιμες συμβουλές που μου παρείχαν.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Πρόλογος	4
Τα Ελληνικά Αμοιβαία Κεφάλαια	6
Ιστορική Αναδρομή των Α/Κ στην Ελλάδα	8
Επιλεκτικότητα και Συγχρονισμός	14
Υποδείγματα Αξιολόγησης Της Επίδοσης Των Διαχειριστών	16
Jensen (1968,1969)	16
Elton et al. and Gruber (1996)	16
Fama and French (1993)	17
Carhart (1997)	17
Augmented Carhart	17
Fabozzi – Francis (1979)	18
Henriksson – Merton (1981)	18
Treynor – Mazuy (1966)	19
Grinblatt and Titman (1994)	19
Bhattacharya – Pfeiderer (1983)	20
Lockwood – Kadiyala (1988)	21
Conditional APT (1985)	21
Μη παραμετρική προσέγγιση	23
Εργαλείο εκτίμησης - Εντολές	29
Δεδομένα	34
Αποτελέσματα ανά Αμοιβαίο Κεφάλαιο	40
ALLIANZ Επιθετικής Στρατηγικής (Μετοχ. Εσωτ.)	42
ALLIANZ Μετοχών Εσωτερικού	46
ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ	50
Α/Κ ΑΤΕ Μετοχικό Εσωτερικού	54
CitiFund Μετοχικό Εσωτερικού	58
ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ Μετοχών Εσωτερικού	62
ING Α/Κ Μετοχικό Εσωτερικού	66
INTERAMERICAN Αναπτυσ. Εταιριών Μετοχ. Εσωτερικού	70
INTERNATIONAL (Αναπτυξιακό Εσωτ.)	74
INTERNATIONAL Δυναμικών Εταιρειών Μετοχικό Εσωτερικού	78

INTERNATIONAL Επιλογής Μετοχικών Αξιών Μετοχικό Εσωτερικού	82
MARFIN ΑΘΗΝΑ Δυναμικό Μετοχών Εσωτερικού	87
MARFIN ΟΛΥΜΠΙΑ Μετοχικό Εσωτερικού	91
ΠΕΙΡΑΙΩΣ Α/Κ Μετοχικό Εσωτερικού	95
PROTON Μετοχικό Εσωτερικού	99
Συμπεράσματα	102
Επίλογος.....	107
Βιβλιογραφία	109

Πρόλογος

Ο θεσμός των Αμοιβαίων Κεφαλαίων έχει γνωρίσει τεράστια άνθηση τα τελευταία 15 χρόνια σε παγκόσμιο επίπεδο. Αυτό το φαινόμενο είναι εμφανές και στην Ελλάδα, λόγω των μοναδικών πλεονεκτημάτων που προσφέρουν τα Α/Κ. Η εξάπλωση αυτή των Α/Κ είχε ως αποτέλεσμα την άμεση ανάγκη για αξιολόγηση της επίδοσης των διαχειριστών.

Επιπλέον, έχει αποδειχτεί από προηγούμενες μελέτες ότι οι συντελεστές βήτα των Α/Κ δεν είναι διαχρονικά σταθεροί, αλλά μεταβάλλονται είτε λόγω παραγόντων που συνδέονται με την αγορά, είτε λόγω της ενεργητικής διαχείρισης. Συγκεκριμένα, οι διαχειριστές μεταβάλλουν τη σύνθεση του χαρτοφυλακίου και συνεπώς τον αναλαμβανόμενο κίνδυνο, με σκοπό να εκμεταλλευτούν την κίνηση της αγοράς όταν είναι ανοδική, και να προστατεύσουν τους επενδυτές όταν η αγορά είναι καθοδική.

Στην εργασία παρουσιάζεται μια πρωτοποριακή μέθοδος διαχρονικής εκτίμησης του συντελεστή βήτα, η οποία βασίζεται σε ένα μη παραμετρικό υπόδειγμα, και συγκεκριμένα σε ένα Generalized Additive Model (GAM). Τα Generalized Additive Models παρουσιάστηκαν από τους Trevor Hastie και Robert Tibshirani στο άρθρο τους Generalized Additive Models (1986), και στην ουσία αποτελούν μια ένωση των ιδιοτήτων των Generalized Linear Models και των Additive Models.

Κύριο ερέθισμα, και στη συνέχεια οδηγός για την εργασία, ήταν το άρθρο “Estimating Beta-Coefficients of German Stock Data: A Non-Parametric Approach” (2007) των Maik Eisenbeiss, Göran Kauermann και Willi Semmler, στο οποίο χρησιμοποιήθηκε το εν λόγω υπόδειγμα για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα ορισμένων κλάδων της Γερμανικής οικονομίας. Οι αρθρογράφοι κατέληξαν στο ότι οι συντελεστές βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθεροί, και κυρίως, ότι το συγκεκριμένο υπόδειγμα είναι αξιόπιστο και περιγράφει καλύτερα την αγορά από το CAPM.

Έτσι, η χρήση αυτού του υποδείγματος για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα των Α/Κ θα είχε διπλή χρησιμότητα, καθώς θα μπορούσε αφενός να αποδοθεί μια διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα για το διάστημα παρατήρησης, και αφετέρου να αξιολογηθεί η ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό σε συγκεκριμένες

περιόδους ενδιαφέροντος, και όχι μόνο στο σύνολο της εξεταζόμενης περιόδου, όπως γίνεται με τα υπάρχοντα υποδείγματα.

Σκοπός της εργασίας είναι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχικών Α/Κ εσωτερικού και κατ' επέκταση η αξιολόγηση της ικανότητας των διαχειριστών για επιλεκτικότητα και συγχρονισμό με τη χρήση του μη παραμετρικού υποδείγματος, καθώς και η σύγκριση του μη παραμετρικού υποδείγματος με το γραμμικό CAPM.

Λέξεις Κλειδιά:

Μη παραμετρική ανάλυση, Generalized Additive Model, Μεταβαλλόμενο Βήτα, Αξιολόγηση της Επίδοσης, Επιλεκτικότητα, Συγχρονισμός.

Τα Ελληνικά Αμοιβαία Κεφάλαια

Το Α/Κ είναι μια μορφή εταιρείας επενδύσεων, βασικός σκοπός της οποίας είναι η συγκέντρωση των αποταμιεύσεων των επενδυτών και η τοποθέτησή τους σε χρηματιστηριακούς και άλλους τίτλους. Σύμφωνα με το νόμο, το Α/Κ ορίζεται ως ομάδα περιουσίας που αποτελείται από κινητές αξίες και μετρητά, της οποίας τα επιμέρους στοιχεία ανήκουν εξ αδιαιρέτου σε περισσότερα πρόσωπα. Τα βασικά χαρακτηριστικά ενός Α/Κ είναι ότι στερείται νομικής προσωπικότητας, και ότι το κεφάλαιό του είναι μεταβλητό.

Το Α/Κ στην Ελλάδα διαχειρίζεται ανώνυμη εταιρεία, η οποία για να λειτουργήσει πρέπει να λάβει σχετική έγκριση από την Επιτροπή Κεφαλαιαγοράς. Η εταιρεία αυτή ονομάζεται Ανώνυμη Εταιρεία Διαχείρισης Αμοιβαίου Κεφαλαίου (Α.Ε.Δ.Α.Κ.). Σύμφωνα με το νόμο, το μετοχικό της κεφάλαιο πρέπει να έχει ελάχιστο ύψος €1.200.000.

Σύμφωνα με τη νέα κατηγοριοποίηση, υπάρχουν οι εξής κατηγορίες Α/Κ:

- Funds Of Funds Μικτό
- Funds Of Funds Μμετοχικό
- Funds Of Funds Ομολογιακό
- Unit Linked
- Διαχείρισης Διαθεσίμων Α/Κ Εξωτερικού
- Διαχείρισης Διαθεσίμων Α/Κ Εσωτερικού
- Μετοχικά Α/Κ Εξωτερικού
- Μετοχικά Α/Κ Εσωτερικού
- Μικτά Α/Κ Εξωτερικού
- Μικτά Α/Κ Εσωτερικού
- Α/Κ Ξένων Κεφαλαιαγορών
- Ομολογιακά Α/Κ Εξωτερικού
- Ομολογιακά Α/Κ Εσωτερικού

Τα Αμοιβαία Κεφάλαια στην Ελλάδα έχουν τα εξής χαρακτηριστικά:

- Επαγγελματική διαχείριση του ενεργητικού του Αμοιβαίου Κεφαλαίου που εξασφαλίζει την ορθολογική λήψη επενδυτικών αποφάσεων.
- Διασπορά των επενδύσεων σε αγορές αξιογράφων διαφορετικού τύπου
- Καθημερινή παρακολούθηση της αξίας της επενδύσεώς του από τις σχετικές στήλες του Τύπου στον οποίο υποχρεωτικά δημοσιεύεται η ημερησία αποτίμηση του ενεργητικού του Αμοιβαίου Κεφαλαίου
- Δυνατότητα άμεσου ρευστοποιήσεως της συμμετοχής τους (μέσα σε (5) πέντε μέρες)
- Πρόσβαση στις μεγαλύτερες αγορές της Ελλάδας και του εξωτερικού
- Διαπραγματευτική δύναμη που παρέχει ο όγκος του ενεργητικού του Αμοιβαίου Κεφαλαίου
- Διαφάνεια διαχειρίσεως για την οποία μεριμνά η σχετική νομοθεσία και οι έλεγχοι των επενδυτικών οργάνων
- Διασφάλιση και φύλαξη της περιουσίας του Αμοιβαίου Κεφαλαίου από τον Θεματοφύλακα (Τράπεζα)
- Κοινός λογαριασμός. Τα μερίδια μπορούν να εκδίδονται σε "κοινό λογαριασμό" δύο ή περισσότερων προσώπων
- Κληρονομούνται, και μεταβιβάζονται μόνο μεταξύ συζύγων ή συγγενών πρώτου και δευτέρου βαθμού σε ευθεία γραμμή.
- Είναι δυνατή η ενεχυρίαση των μεριδίων για λήψη δανείου.
- Η φορολογική υποχρέωση του επενδυτή περιορίζεται στο φόρο 3%ο που επιβάλλεται επί του ενεργητικού του Αμοιβαίου Κεφαλαίου.

Παρ' όλα τα αδιαμφισβήτητα πλεονεκτήματά των Α/Κ, οι Α.Ε.Δ.Α.Κ. τονίζουν ότι:

ΤΑ ΑΜΟΙΒΑΙΑ ΚΕΦΑΛΑΙΑ ΔΕΝ ΕΧΟΥΝ ΕΓΓΥΗΜΕΝΗ ΑΠΟΔΟΣΗ
ΚΑΙ ΟΙ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΕΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΤΟΥΣ ΔΕΝ ΔΙΑΣΦΑΛΙΖΟΥΝ
ΤΙΣ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΕΣ.

Ιστορική Αναδρομή των Α/Κ στην Ελλάδα

Η μέχρι τώρα ιστορία των Α/Κ στην Ελλάδα θα μπορούσε να χωριστεί σε επτά (7) φάσεις:

Η πρώτη φάση αφορά την περίοδο έναρξης της λειτουργίας των Α/Κ έως τα τέλη του 1988. Κατά την περίοδο αυτή, η κεφαλαιαγορά, αλλά ιδιαίτερα η χρηματιστηριακή αγορά των Αθηνών περνούσε μια μακροχρόνια ύφεση, ύστερα από μια εντυπωσιακή ακραία άνοδο (έτη 1972-1973). Την περίοδο αυτή υπήρχαν μόνο δυο Α/Κ κρατικών τραπεζών, τα οποία διαχειρίζονταν κεφάλαια που ανέρχονταν σε λίγα εκατ. ευρώ, με αποτέλεσμα ο θεσμός να παραμένει άγνωστος στο ευρύ επενδυτικό κοινό. Ως σημαντικά γεγονότα της πρώτης περιόδου αναφέρονται οι θεσμικές μεταρρυθμίσεις της επιτροπής Καρατζά, οι οποίες έμελλε να αλλάξουν το τοπίο της εγχώριας κεφαλαιαγοράς.

Η επόμενη φάση αφορά την περίοδο των αρχών 1989 με τα τέλη του 1990. Την περίοδο αυτή δημιουργούνται οι πρώτες Α.Ε.Δ.Α.Κ, από μη κρατικές εταιρείες (Intertrust, Alpha, Ευρωπαϊκή Πίστη, Ασπίς Πρόνοια) με Α/Κ μικτού κυρίως τύπου. Την ίδια περίοδο, τα αποτελέσματα των θεσμικών μεταρρυθμίσεων στο χώρο της κεφαλαιαγοράς είχαν ήδη καταγραφεί μέσω σημαντικής ανόδου των τιμών των μετοχών που ήταν εισηγμένες στη χρηματιστηριακή αγορά των Αθηνών. Επιπλέον, οι προσδοκίες για την ανάληψη της Ολυμπιάδας του 1996 από την Αθήνα, σε συνδυασμό με ορισμένα χαρακτηριστικά του Χρηματιστηρίου (μικρό μέγεθος, έλλειψη πληροφόρησης, μικρός αριθμός θεσμικών επενδυτών κ.λπ.), ώθησαν ακόμη περισσότερο τις τιμές των μετοχών στα ύψη. Ως εκ τούτου, την περίοδο αυτή τα υπό διαχείριση κεφάλαια επταπλασιάστηκαν, όμως η ποσοτική αυτή εξάπλωση ήταν καθαρά συγκυριακή, στο βαθμό που οφείλετο στην εντυπωσιακή άνοδο των τιμών των μετοχών.

Η καθοριστική φάση του κύκλου του κλάδου των Α/Κ ήταν η τρίτη, η οποία περιλαμβάνει την περίοδο τέλη 1990 έως και το τέλος του 1992. Την περίοδο αυτή, παρά το γεγονός ότι δεν υπάρχει ουσιαστική ποσοτική εξάπλωση του θεσμού σε όρους κεφαλαίων, δημιουργούνται οι περισσότερες Εταιρείες Διαχείρισης (13), επεκτείνεται σημαντικά το εύρος των παρεχόμενων Α/Κ (δημιουργήθηκαν 32 νέα Α/Κ με σημαντικές διαφοροποιήσεις), τα στελέχη των δικτύων πώλησης

επιμορφώθηκαν και, γενικότερα, τέθηκαν οι βάσεις για την ανάπτυξη του θεσμού. Ως σημαντικά γεγονότα της περιόδου αυτής αναφέρονται οι συζητήσεις και οι αποφάσεις της Επιτροπής Κεφαλαιαγοράς και της Ένωσης Θεσμικών Επενδυτών για τους κανόνες διαφήμισης και τους τρόπους ενιαίου υπολογισμού της απόδοσης των Α/Κ.

Η επόμενη περίοδος (1/1/1993 έως 31/12/1994) ήταν καθοριστική για την ποσοτική μεγέθυνση του θεσμού. Κατά την περίοδο αυτή, οι εταιρείες διαχείρισης Α/Κ επταπλασίασαν τα υπό διαχείριση κεφάλαιά τους, πλησιάζοντας το 4,1 δις ευρώ. Αξίζει να τονιστεί ότι, η ποσοτική αυτή εξάπλωση επιτεύχθηκε μέσω δύο σημαντικών αρνητικών γεγονότων: την άστοχη φορολόγηση των μερισμάτων κατά 15% και τη νομισματική κρίση του Μαΐου του 1994.

Η πέμπτη φάση (31/12/1994 μέχρι τέλη 1997) συνδέεται με την έκρηξη των Α/Κ στην Ελλάδα, στον βαθμό που την περίοδο αυτή οι ΑΕΔΑΚ υπερπενταπλασίασαν τα υπό διαχείριση κεφάλαιά τους περιορίζοντας αισθητά τους ρυθμούς αύξησης των ιδιωτικών καταθέσεων. Πράγματι, τα υπό διαχείριση κεφάλαια στα τέλη του 1997 αποτελούσαν ποσοστό που πλησίαζε το 37% των ιδιωτικών καταθέσεων, όταν το 1991 το ποσοστό αυτό ήταν μόλις 1,86%. Το επιτυχημένο παρελθόν των Α/Κ, σε συνδυασμό με τη διαχρονική μείωση των επιτοκίων των καταθέσεων, των Ε.Γ.Ε.Δ. και του πληθωρισμού, ώθησαν ένα ποσοστό των ιδιωτικών αποταμιεύσεων στα Α/Κ. Αξίζει να σημειωθεί ότι, την περίοδο αυτή δραστηριοποιούνται στο χώρο της επαγγελματικής διαχείρισης μεγάλες τράπεζες (Εργασία, Ιονική, ΑΤΕ, Γενική, κ.λπ.), με αποτέλεσμα να αλλάξει σημαντικά η ολιγοπωλιακή διάρθρωση της αγοράς. Οι παραδοσιακά τρεις μεγάλες εταιρείες διαχείρισης (Alpha, Διεθνική, Intertrust) κατείχαν στις 31/12/2003 το 46% του μεριδίου της αγοράς των Α/Κ όταν στις 31/12/1991, 1992 και 1993 τα ποσοστά ήταν 82,6%, 81,5% και 71,2% αντίστοιχα. Ίσως το σημαντικότερο θεσμικό χαρακτηριστικό της πέμπτης φάσης είναι η ονοματολογική κατάταξη των Α/Κ, η οποία περιόρισε την αυθαίρετη ονομασία τους.

Κατά τη διάρκεια της έκτης φάσης (1/1/1998 - αρχές 2000) παρατηρήθηκε ραγδαία αύξηση των τιμών των μετοχών και παράλληλα εντυπωσιακές εισροές στα μετοχικά Α/Κ, ιδιαίτερα τους μήνες Ιούνιο, Ιούλιο και Αύγουστο του 1999. Ως αποτέλεσμα των επενδυτικών αυτών συμπεριφορών η κατηγορία των μετοχικών Α/Κ στα τέλη του 1999 αποτελούσε το 52% του συνόλου των υπό διαχείριση κεφαλαίων. Η είσοδος των μεριδιούχων Αμοιβαίων Κεφαλαίων στα υψηλότερα σημεία του

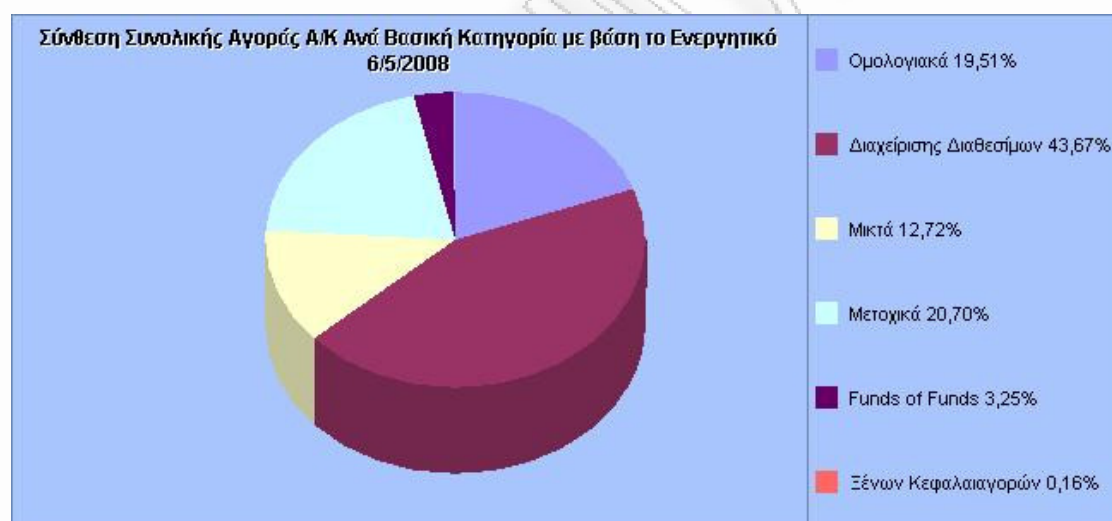
δείκτη, σε συνδυασμό με την επενδυτική επιλογή των διαχειριστών για αποκλειστικά εγχώριες επενδύσεις είχαν ως αποτέλεσμα τον εγκλωβισμό εκατοντάδων χιλιάδων μεριδιούχων και την καταγραφή σημαντικών απωλειών.

Κατά την τελευταία φάση (αρχές 2000 μέχρι σήμερα) δεν παρατηρούνται νέες εισροές στα μικτά και μετοχικά Α/Κ και πολλοί επενδυτές έχουν στραφεί στις διεθνείς αγορές αναζητώντας αξιολογημένους διαχειριστές και καλύτερες αποδόσεις. Ιδιαίτερα σημαντικό γεγονός της φάσης αυτής αποτελεί η είσοδος στην αγορά, της ΑΕΔΑΚ των ασφαλιστικών οργανισμών. Τέλος το κυρίαρχο γεγονός της περιόδου αυτής είναι οι συγχωνεύσεις Α/Κ λόγω συγχωνεύσεων των μητρικών τους τραπεζών (π.χ EFG Eurobank με Εργασίας). Ένα επιπρόσθετο ιδιαίτερα ενδιαφέρον γεγονός είναι η εξαγορά των διαχειριζομένων κεφαλαίων της Intertrust ΑΕΔΑΚ από την εταιρεία Διαχείρισης της EFG Eurobank.

ΣΥΝΟΛΙΚΟ ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΟ ΑΓΟΡΑΣ Α/Κ ΑΝΑ ΕΤΑΙΡΕΙΑ ΤΗΝ 1/1/2008					
No	Εταιρείες Διαχείρισης Α/Κ	Κατηγορίες Α/Κ	Σύνολο Α/Κ	Συνολικό Ενεργητικό σε € την 1/1/2008	Μερίδιο Αγοράς 1/1/2008
1	EFG Α.Ε.Δ.Α.Κ.	76	77	5.931.453.683,31	24,21%
2	Α.Ε.Δ.Α.Κ. ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΩΝ ΟΡΓΑΝΙΣΜΩΝ	2	2	973.997.532,69	3,98%
3	ALICO AIG Α.Ε.Δ.Α.Κ.	25	25	480.663.476,60	1,96%
4	HSBC (ΕΛΛΑΣ) Α.Ε.Δ.Α.Κ.	11	11	407.858.727,15	1,66%
5	ALPHA TRUST Α.Ε.Δ.Α.Κ.	11	11	325.143.655,33	1,33%
6	ΠΕΙΡΑΙΩΣ ASSET MANAGEMENT Α.Ε.Δ.Α.Κ.	12	12	231.646.012,21	0,95%
7	MARFIN Global Asset Management Α.Ε.Δ.Α.Κ.	13	13	228.834.173,60	0,93%
8	ΚΥΠΡΟΥ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	6	6	128.974.285,15	0,53%
9	MILLENNIUM Α.Ε.Δ.Α.Κ.	9	9	136.329.943,42	0,56%
10	ASPIS INTERNATIONAL Α.Ε.Δ.Α.Κ.	7	7	115.456.297,35	0,47%
11	INTERNATIONAL Α.Ε.Δ.Α.Κ.	7	7	87.131.824,41	0,36%
12	ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	10	10	66.792.985,27	0,27%
13	T.T. ΕΛΤΑ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	4	4	51.691.633,04	0,21%
14	ΕΘΝΙΚΗ ASSET MANAGEMENT Α.Ε.Δ.Α.Κ.	0	60	7.631.076.335,11	31,14%
15	ΕΜΠΟΡΙΚΗ ASSET MANAGEMENT Α.Ε.Δ.Α.Κ.	0	9	1.003.757.144,34	4,10%
16	ALPHA ASSET MANAGEMENT Α.Ε.Δ.Α.Κ.	0	35	5.656.830.477,85	23,09%
17	ING Α.Ε.Δ.Α.Κ.	0	8	249.402.843,67	1,02%
18	ALLIANZ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	0	7	230.516.011,34	0,94%
19	ΑΤΕ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	0	11	389.316.566,59	1,59%
20	ΑΤΤΙΚΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	0	8	98.945.908,86	0,40%
21	PROFUND Α.Ε.Δ.Α.Κ.	0	4	33.957.853,76	0,14%
22	PROTON Α.Ε.Δ.Α.Κ.	0	7	43.225.552,60	0,18%
	ΣΥΝΟΛΑ	193	343	24.503.002.923,65	100,00%

Σήμερα υπάρχουν 22 Α.Ε.Δ.Α.Κ στην Ελλάδα, και 342 διαφορετικά Α/Κ, εκ των οποίων, τα 67 είναι ομολογιακά, 156 είναι διαχείρισης διαθεσίμων, 42 είναι μικτά, 66 είναι μετοχικά, 10 είναι Funds of Funds, και 1 είναι ξένων κεφαλαιαγορών. Το σύνολο του ενεργητικού την 1/1/2008 έφτασε τα 24,5 δις €.

Εύκολα συμπεραίνει κανείς ότι η Ελληνική αγορά Α/Κ είναι ολιγοπωλιακή, καθώς το μεγαλύτερο μερίδιο της αγοράς βρίσκεται στα χέρια τριών εταιρειών, της ΕΘΝΙΚΗ ASSET MANAGEMENT Α.Ε.Δ.Α.Κ. με 31,14%, της EFG Α.Ε.Δ.Α.Κ. με 24,21% και της ALPHA ASSET MANAGEMENT Α.Ε.Δ.Α.Κ. με 23,09%, ενώ 17 εταιρείες έχουν μερίδιο αγοράς κάτω από 2% η καθεμία. Επίσης, η εταιρεία που προσφέρει τον μεγαλύτερο αριθμό προϊόντων είναι η EFG Α.Ε.Δ.Α.Κ. με 77 διαφορετικά Α/Κ, και ακολουθεί η ΕΘΝΙΚΗ ASSET MANAGEMENT Α.Ε.Δ.Α.Κ. με 60, ενώ το μεγαλύτερο ποσοστό των Α.Ε.Δ.Α.Κ προσφέρει το πολύ 10 διαφορετικά Α/Κ.



Τέλος, παρά το γεγονός του εκμοντερνισμού του θεσμικού καθεστώτος, ορισμένοι κανονισμοί θα βελτίωναν τις λειτουργίες και τη διαφάνεια της αγοράς:

Πρώτον, είναι αναγκαία η καλύτερη εξειδίκευση των κατηγοριών των Α/Κ, στο βαθμό που η υπάρχουσα κατηγοριοποίηση είναι περιορισμένη και ανεπαρκής. Αυτό αφορά ιδιαίτερα τα μετοχικά Α/Κ, τα οποία πρέπει να διαχωριστούν σε μικρών εταιρειών (small cap), μεσαίας κεφαλαιοποίησης (Mid 40).

Δεύτερον, θεωρείται αναγκαία η κατασκευή κατάλληλων δεικτών, οι οποίοι θα αποτελέσουν δείκτες αναφοράς (benchmark portfolios) για τη σωστή αξιολόγηση των διαχειριστών των Α/Κ.

Ένα τρίτο μέτρο αφορά τη θεσμοθέτηση ειδικών εξετάσεων για τους διαχειριστές των Α/Κ, την αναγραφή του ονόματος του διαχειριστή για κάθε Α/Κ, αλλά και των ποιοτικών στοιχείων του (πανεπιστημιακοί τίτλοι, προηγούμενη εμπειρία, παρελθούσες αποδόσεις).

Τέταρτον, η διαφάνεια και η ομοιομορφία στα λογιστικά πρότυπα των εγχωρίων Α/Κ θα συμβάλει καθοριστικά στην αντικειμενικότερη αξιολόγησή τους.

Τέλος, απαιτούνται σοβαρά κίνητρα για τη μεταφορά των πόρων από τις ατομικές επενδύσεις στις συλλογικές, αλλά και για την παρακράτηση των μεριδίων σε μακροχρόνιο ορίζοντα. Αυτό μπορεί να επιτευχθεί με περαιτέρω ελαφρύνσεις στα Α/Κ, καθώς και με την ύπαρξη κλιμακωτών προμηθειών για τους επενδυτές.

Επιλεκτικότητα και Συγχρονισμός

Η τεράστια εξάπλωση του θεσμού οφείλεται αποκλειστικά στα μοναδικά πλεονεκτήματα που προσφέρουν τα Α/Κ στους επενδυτές. Η εξάπλωση αυτή των Α/Κ είχε ως αποτέλεσμα την παράλληλη αύξηση του ενδιαφέροντος των ερευνητών για την αξιολόγηση της επίδοσης των διαχειριστών αλλά και την διερεύνηση άλλων πτυχών της λειτουργίας του θεσμού. Η αξιολόγηση της επίδοσης των Α/Κ παρουσιάζει τεράστιο ενδιαφέρον τόσο σε μικρό όσο και σε μακρο επίπεδο. Από κοινωνικής άποψης πρέπει να γνωρίζουμε εάν οι διαχειριστές, ως ομάδα, προσθέτουν αξία στα χαρτοφυλάκια τα οποία διαχειρίζονται ή προκαλούν σπατάλη πόρων μέσω του υψηλού κόστους χρηματιστηριακών συναλλαγών που δημιουργεί η συνεχής επαγγελματική διαχείριση που διενεργούν. Σε μικρό επίπεδο είναι πολύ σημαντικό για έναν μεμονωμένο επενδυτή που τοποθετεί τα κεφάλαιά του στην επαγγελματική διαχείριση να αξιολογεί την επίδοση του Α/Κ που επέλεξε ως προς τα υπόλοιπα της κατηγορίας του. Τέλος η επιτυχής ή μη διαχείριση του Α/Κ επηρεάζει σαφέστατα και την αμοιβή του διαχειριστή.

Σε θεωρητικό επίπεδο, ένας διαχειριστής μπορεί να επιτύχει υπερκανονικά κέρδη αν, πρώτον, έχει την ικανότητα να επιλέγει υποτιμημένα αξιόγραφα και, δεύτερον, με κατάλληλες κινήσεις, τοποθετείται κατάλληλα στη χρηματιστηριακή αγορά, προσαρμόζοντας τη σύνθεση του χαρτοφυλακίου του στις συνθήκες της αγοράς.

Η ικανότητα πρόβλεψης του διαχειριστή χωρίζεται σε δυο υποπεριπτώσεις:

Πρώτον, στις μικροπροβλέψεις, οι οποίες αναφέρονται στην ικανότητα πρόβλεψης των κινήσεων των τιμών μεμονωμένων μετοχών σε σχέση με την κίνηση του συνόλου των τιμών των μετοχών. Αυτή η ικανότητα είναι γνωστή και ως *επιλεκτικότητα*. Έτσι, αν ο διαχειριστής καταφέρνει να επιλέγει συχνά υποτιμημένα αξιόγραφα για ένα δεδομένο επίπεδο κινδύνου, τότε αυτό το χαρτοφυλάκιο θα παρουσιάζει επίσης υψηλή προσαρμοσμένη στον κίνδυνο απόδοση.

Δεύτερον, στις μακροπροβλέψεις, οι οποίες αναφέρονται στην ικανότητα πρόβλεψης της πορείας των τιμών των μετοχών γενικά, ως προς την πορεία των τίτλων σταθερού εισοδήματος. Αυτή η ικανότητα είναι γνωστή και ως *συγχρονισμός*. Έτσι, αν ο διαχειριστής έχει την ικανότητα να κάνει σωστές προβλέψεις όσον αφορά

στις κινήσεις της αγοράς, τότε μπορεί να αλλάξει τη σύνθεση του χαρτοφυλακίου και να το προσαρμόσει σύμφωνα με τις νέες εξελίξεις της αγοράς. Συγκεκριμένα, ένας διαχειριστής μετοχικού χαρτοφυλακίου θα επέλεγε μετοχές υψηλών δυνητικών αποδόσεων, και κατ' επέκταση υψηλού κινδύνου, για το χαρτοφυλάκιό του, αν οι προβλέψεις αναφέρονταν σε ανοδική αγορά. Η επιλογή αυτή θα οδηγήσει σε αύξηση του συστηματικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου (υψηλός συντελεστής βήτα). Εν αντιθέσει, αν οι προβλέψεις του αναφέρονταν σε καθοδική αγορά, θα μείωνε το συντελεστή βήτα του χαρτοφυλακίου του, επιλέγοντας μετοχές χαμηλού κινδύνου και τοποθετώντας τα κεφάλαια σε βραχυπρόθεσμες και περισσότερο ασφαλείς επενδύσεις, εξασφαλίζοντας έτσι αποδόσεις προσαρμοσμένες στον κίνδυνο υψηλότερες από εκείνες της αγοράς.

Όσον αφορά τους λόγους της μεταβλητότητας του συντελεστή βήτα ενός χαρτοφυλακίου, αξίζει να αναφερθεί ότι ο συντελεστής βήτα μπορεί να μεταβληθεί, ακόμα και αν ο διαχειριστής δε μεταβάλει τη σύνθεση, και συνεπώς τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Συγκεκριμένα, μπορεί να μεταβάλλεται διαχρονικά ο συντελεστής βήτα των μεμονωμένων μετοχών που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο. Δεύτερον, τα σταθμά στα χαρτοφυλάκια παθητικής διαχείρισης μεταβάλλονται διαχρονικά όταν μεταβάλλονται οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο. Τρίτον, η εισροή ρευστών επηρεάζει το συντελεστή βήτα, καθώς μεσολαβεί κάποιος χρόνος μέχρι ο διαχειριστής να καταλείψει τα ρευστά διαθέσιμα στις επενδύσεις που ταιριάζουν στο στυλ του Α/Κ. Έτσι, για ένα διάστημα, τα ρευστά διαθέσιμα αποτελούν ένα υψηλότερο ποσοστό στο χαρτοφυλάκιο, με αποτέλεσμα το σταθμισμένο βήτα του χαρτοφυλακίου να είναι μικρότερο.

Υποδείγματα Αξιολόγησης Της Επίδοσης Των Διαχειριστών

Jensen (1968,1969)

Το υπόδειγμα του Jensen που μετρά την επίδοση των διαχειριστών είναι το εξής:

$$R_{pt} = a_p + b_p R_{mt} + u_{pt},$$

όπου R_{pt} είναι η υπερβάλλουσα απόδοση του p χαρτοφυλακίου, R_{mt} η υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, a_p ένα μέτρο της ικανότητας των διαχειριστών για επιλεκτικότητα, b_p , ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου p . Εφόσον ο συντελεστής a_p είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός, τότε οι διαχειριστές κατάφεραν να πετύχουν υψηλότερες αποδόσεις από αυτές τις αγορές.

Είναι προφανές ότι το υπόδειγμα λαμβάνει υπόψη μόνο την ικανότητα των διαχειριστών για επιλεκτικότητα, και αγνοεί πλήρως την ικανότητά τους για συγχρονισμό με την αγορά (market timing).

Τα επόμενα τέσσερα υποδείγματα περιλαμβάνουν προσαυξήσεις στο υπόδειγμα του Jensen, με σκοπό να λάβουν υπόψη τις επενδυτικές στρατηγικές που ακολουθούν οι διαχειριστές, οι οποίες αυξάνουν μεν την απόδοση του χαρτοφυλακίου, αλλά ο κίνδυνος που αναλαμβάνει ο διαχειριστής μπορεί να αποτιμηθεί κατάλληλα. Ένα άλλο κοινό χαρακτηριστικό των ακόλουθων υποδειγμάτων είναι ότι μετρούν μόνο την ικανότητα του διαχειριστή για επιλεκτικότητα, και δεν αποτελούν μέτρο για αξιολόγηση της ικανότητας του διαχειριστή για συγχρονισμό.

Elton et al. and Gruber (1996)

Το υπόδειγμα των Elton et al. και Gruber, σε σχέση με εκείνο του Jensen, λαμβάνει υπόψη επιπλέον την πλεονάζουσα απόδοση που πετυχαίνει ο διαχειριστής επενδύοντας σε ομόλογα. Έτσι, το υπόδειγμα που εισήγαγαν είναι το εξής:

$$R_{pt} = a_p + b_m R_{mt} + b_B R_{Bt} + u_{pt},$$

όπου R_{Bt} είναι η υπερβάλλουσα απόδοση των ομολογιών, πλέον του επιτοκίου αξιογράφου μηδενικού κινδύνου.

Οι συγγραφείς ισχυρίζονται ότι οι διαχειριστές επενδύουν ένα ικανό ποσοστό σε ομόλογα, με σκοπό να μειώσουν την έκθεση στον κίνδυνο όταν προβλέπουν πτώση της αγοράς. Έτσι, η επιπλέον απόδοση που πετυχαίνουν οι διαχειριστές πρέπει να αποδεδμευτεί από την απόδοση που πετυχαίνουν από τις ομολογίες, καθώς οι τελευταίες είναι γνωστοί παράγοντες κινδύνου.

Fama and French (1993)

Οι Fama και French εισήγαγαν ένα υπόδειγμα τριών παραγόντων, που αποτελεί και αυτό μια προσαύξηση του υποδείγματος του Jensen και έχει ως εξής:

$$R_{pt} = a_p + b_m R_{mt} + b_1 \text{SMB} + b_2 \text{HML} + u_{pt}$$

όπου SMB (Small Minus Big) είναι η απόδοση που πετυχαίνει ο διαχειριστής αγοράζοντας μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης και πουλώντας μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης, και HML (High Minus Low) είναι η απόδοση που πετυχαίνει ο διαχειριστής αγοράζοντας μετοχές με υψηλό δείκτη Λογιστική προς Χρηματιστηριακή αξία και πουλώντας μετοχές με χαμηλό τον τελευταίο δείκτη. Έτσι, ο σταθερός όρος a_p μετρά την αξία που προσέθεσε ο διαχειριστής στο χαρτοφυλάκιο, πέραν από αυτή που δικαιολογείται από την έκθεση στον κίνδυνο της αγοράς και από τις δυο τελευταίες στρατηγικές.

Carhart (1997)

Το υπόδειγμα του Carhart βασίζεται σε αυτό των Fama και French, αλλά λαμβάνει υπόψη τις αποδόσεις που δημιουργούνται από τις στρατηγικές momentum, δηλαδή την αγορά μετοχών με υψηλές περσινές αποδόσεις και την πώληση μετοχών με χαμηλές περσινές αποδόσεις. Έτσι, το υπόδειγμα των τεσσάρων παραγόντων του Carhart έχει ως εξής:

$$R_{pt} = a_p + b_m R_{mt} + b_1 \text{SMB} + b_2 \text{HML} + b_3 \text{MOM} + u_{pt}$$

Augmented Carhart

Το επαυξημένο υπόδειγμα του Carhart περιλαμβάνει επιπλέον τις πλεονάζουσες αποδόσεις από την διακράτηση ομολόγων:

$$R_{pt} = a_p + b_m R_{mt} + b_1 \text{SMB} + b_2 \text{HML} + b_3 \text{MOM} + b_B R_{Bt} + u_{pt}$$

Έτσι, το τελευταίο υπόδειγμα θεωρείται το πιο κατάλληλο για την αξιολόγηση της ικανότητας των διαχειριστών για επιλεκτικότητα.

Τα υποδείγματα που ακολουθούν εξετάζουν τόσο την ικανότητα των διαχειριστών για επιλεκτικότητα, με τον έλεγχο του συντελεστή alpha, όσο και την ικανότητά τους για συγχρονισμό. Το τελευταίο επιτυγχάνεται εξετάζοντας καταρχήν την ύπαρξη διαχρονικής σταθερότητας του συντελεστή beta, και δεύτερον την ύπαρξη θετικής σχέσης μεταξύ της πορείας του beta και του δείκτη αναφοράς, δηλαδή εξετάζεται μεταβολή του συντελεστή beta ανάλογα με την πορεία της αγοράς (bull – bear market).

Fabozzi – Francis (1979)

Το υπόδειγμα των Fabozzi και Francis ελέγχει αν οι συντελεστές α και β διαφέρουν στατιστικά σημαντικά στις ανοδικές και στις καθοδικές αγορές, χρησιμοποιώντας την ακόλουθη εξίσωση:

$$R_{pt} = A_{1p} + A_{2p} D_t + B_{1p} R_{mt} + B_{2p} D_t R_{mt} + u_{pt}$$

όπου το D_t είναι μια ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 αν η περίοδος t είναι ανοδική αγορά, και την τιμή 0 σε κάθε άλλη περίπτωση. Οι συντελεστές A_{2p} και B_{2p} της ψευδομεταβλητής μετρούν την επιπλέον διαφορά στους συντελεστές alpha A_{1p} και beta B_{1p} στην περίπτωση της ανοδικής αγοράς. Έτσι, αν αυτοί οι συντελεστές είναι θετικοί και στατιστικά σημαντικοί, τότε οι διαχειριστές αφενός πετυχαίνουν υψηλότερες αποδόσεις από την αγορά σε ανοδική αγορά, και αφετέρου μεταβάλλουν το χαρτοφυλάκιο τους, τον αναλαμβανόμενο κίνδυνο και συνεπώς το beta ανάλογα με τη φάση της αγοράς.

Henriksson – Merton (1981)

Οι Henriksson και Merton ισχυρίζονται ότι αν ο διαχειριστής είναι ικανός να προβλέψει την πορεία της αγοράς, θα μεταβάλλει τη σύνθεση του χαρτοφυλακίου ανάλογα, δηλαδή, σε ανοδική φάση, μειώνει τα διαθέσιμα και αυξάνει το ποσοστό των μετοχών, αυξάνοντας το beta, ενώ σε καθοδική φάση πράττει αντίστροφα, γεγονός που επιφέρει μείωση του beta.

Το υπόδειγμα περιλαμβάνει τις δυο εξής εξισώσεις:

$$R_{pt} = a_p + b_{pd}R_{mt} + u_{pt}, \quad \text{όταν } R_{mt} < 0, \text{ και}$$

$$R_{pt} = a_p + b_{pu}R_{mt} + u_{pt}, \quad \text{όταν } R_{mt} > 0,$$

οι οποίες μπορούν να συνδυαστούν ως εξής:

$$R_{pt} = a_p + b_{pd}R_{mt} + b_{po}R_{mt}D_{ut} + u_{pt},$$

όπου το D_{ut} είναι μια ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 αν η περίοδος t είναι ανοδική αγορά, και την τιμή 0 σε κάθε άλλη περίπτωση, και το b_{po} είναι η διαφορά των beta μεταξύ των ανοδικών και των καθοδικών αγορών ($b_{po} = b_{pu} - b_{pd}$).

Εφόσον το a_p είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό, ο διαχειριστής διακρίνεται από επιλεκτικότητα, ενώ, αν το b_{po} είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό, τότε ο διαχειριστής διακρίνεται από συγχρονισμό, δηλαδή μεταβάλλει τη διάρθρωση του χαρτοφυλακίου ανάλογα με τις συνθήκες της αγοράς.

Treynor – Mazuy (1966)

Οι Treynor και Mazuy προσέθεσαν ένα τετραγωνικό όρο στο υπόδειγμα του Jensen με σκοπό να ελέγξουν την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό. Το υπόδειγμά τους, το οποίο, μετά την προθήκη του τελευταίου όρου, δεν είναι πλέον γραμμικό, έχει ως εξής:

$$R_{pt} = a_p + b_p R_{mt} + c_p R_{mt}^2 + u_{pt}$$

όπου μια θετική και στατιστικά σημαντική τιμή του συντελεστή c_p υποδηλώνει θετική ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, καθώς αυτός ο όρος θα κάνει τη χαρακτηριστική γραμμή πιο απότομη καθώς το R_m αυξάνεται.

Grinblatt and Titman (1994)

Οι Grinblatt και Titman ενίσχυσαν τα υποδείγματα των Henriksson & Merton (1981) και των Treynor & Mazuy (1966) με την προσθήκη τριών παραγόντων, συγκεκριμένα τους δυο παράγοντες του υποδείγματος των Fama και French (1993) SML και HML, και τον παράγοντα MOM του υποδείγματος του Carhart (1997).

Έτσι, το υπόδειγμα τεσσάρων παραγόντων των Henriksson & Merton έχει την εξής μορφή:

$$R_{pt} = a_p + \sum^4 b_{p,i} R_{i,t} + b_{p0} R_{mt} D_{ut} + u_{pt}$$

ενώ το υπόδειγμα των τεσσάρων παραγόντων των Treynor & Mazuy έχει την εξής μορφή:

$$R_{pt} = a_p + \sum^4 b_{p,i} R_{i,t} + c_p R_{mt}^2 + u_{pt}$$

Bhattacharya – Pfeiderer (1983)

Οι Bhattacharya και Pfeiderer εισήγαγαν ένα υπόδειγμα παρόμοιο με αυτό των Treynor και Mazuy, όσον αφορά τον τετραγωνικό όρο, με σκοπό να ελέγξουν την ικανότητα των διαχειριστών για επιλεκτικότητα και συγχρονισμό:

$$R_{pt} = a_p + \theta E(R_m)(1-\psi)R_{mt} + \psi\theta R_{mt}^2 + \theta\psi e_t R_{mt} + u_t,$$

όπου:

θ : η αντίδραση των διαχειριστών στην πληροφόρηση

ψ : ο συντελεστής προσδιορισμού μεταξύ της πρόβλεψης του διαχειριστή και της υπερβάλλουσας απόδοσης της αγοράς.

e_t : το σφάλμα της πρόβλεψης του διαχειριστή

Το σφάλμα της εξίσωσης, $w_t = \theta\psi e_t R_{mt} + u_t$, περιλαμβάνει την απαραίτητη πληροφόρηση για την ανίχνευση συγχρονισμού. Αυτό γίνεται με την παλινδρόμηση του τετραγώνου του w_t με το τετράγωνο του R_{mt} , η οποία παράγει μια εκτίμηση των θ^2 , ψ^2 , S_e^2 , όπου το S_e^2 , είναι η διακύμανση του σφάλματος της πρόβλεψης των διαχειριστών. Η τελευταία, συνδεόμενη με τη διακύμανση του R_{mt} , S_F^2 , μας επιτρέπει να εκτιμήσουμε το $\psi = S_F^2 / (S_F^2 + S_e^2) = r^2$, όπου το r είναι η συσχέτιση μεταξύ της πρόβλεψης του διαχειριστή και της υπερβάλλουσας απόδοσης της αγοράς, το οποίο είναι ένα ικανό μέτρο της ικανότητας των διαχειριστών για συγχρονισμό.

Lockwood – Kadiyala (1988)

Οι Lockwood και Kadiyala πρότειναν ένα υπόδειγμα που λαμβάνει υπόψη το μεταβαλλόμενο στο χρόνο συστηματικό κίνδυνο:

$$\beta_{pt} = \delta_{p1} + \delta_{p2}\pi_{mt} + \varphi_{pt}$$

όπου το β_{pt} είναι ο στοχαστικός συστηματικός κίνδυνος, οι συντελεστές δ_{p1} και δ_{p2} προσδιορίζουν τη σχέση του συστηματικού κινδύνου με την απόδοση της αγοράς $\pi_{mt} = R_{mt} - E(R_{mt})$, και το φ_{pt} είναι τυχαίο σφάλμα. Συνδυάζοντας το υπόδειγμα του Jensen με την άνω σχέση, παράγεται το εξής υπόδειγμα παρατήρησης του συγχρονισμού:

$$R_{pt} = a_p + \delta_{p1}R_{mt} + \delta_{p2}Q_{mt} + u_{pt}, \quad \text{όπου}$$

$u_{pt} = R_{mt}\varphi_{pt} + e_{pt}$, $Q_{mt} = R_{mt}\pi_{mt}$, και τα φ και e είναι γραμμικά ασυσχέτιστα.

Παίρνοντας το μέσο του άνω υποδείγματος: $a_p + \delta_{p1}E(R_{mt}) + \delta_{p2}\sigma_m^2$, φαίνεται ότι η αναμενόμενη απόδοση από το συγχρονισμό, $\delta_{p2}\sigma_m^2$, είναι ανάλογη με τη μεταβλητότητα της αγοράς. Έτσι, μια θετική και στατιστικά σημαντική τιμή του a_p δείχνει την ικανότητα του διαχειριστή για επιλεκτικότητα, ενώ μια θετική και στατιστικά σημαντική τιμή του δ_{p2} δείχνει ότι ο διαχειριστής έχει ικανότητα για συγχρονισμό. Όσον αφορά το $\sigma_{p,\varphi}^2$, αν είναι στατιστικά ίσο με το μηδέν, το beta είναι deterministic συνάρτηση της απόδοσης της αγοράς, ενώ αν το δ_{p2} ισούται με το μηδέν και το $\sigma_{p,\varphi}^2$ είναι στατιστικό διάφορο του μηδενός, τότε τα betas μεταβάλλονται στοχαστικά, αλλά ανεξάρτητα από τις συνθήκες της αγοράς. Τέλος, αν $\delta_{p2} = 0$ και $\sigma_{p,\varphi}^2 = 0$, τα betas είναι σταθερά.

Conditional APT (1985)

Οι Cox, Ingersoll και Ross εισήγαγαν το 1985 μια δεσμευμένη μορφή του Arbitrage Pricing Model με k παράγοντες. Αν θ_{t-1} αντιπροσωπεύει τη διαθέσιμη πληροφόρηση τη χρονική στιγμή $t-1$, τότε ο γενεσιουργός μηχανισμός των δεσμευμένων αποδόσεων έχει ως εξής:

$$R_{it} = a_p + E[R_{it} | \theta_{t-1}] + \sum^k b_{ik}\delta_{kt} + u_{it}$$

όπου R_{it} είναι η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i τη χρονική στιγμή t , $E[R_{it} | \theta_{t-1}]$ είναι η δεσμευμένη προσδοκία της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου i τη χρονική στιγμή t , b_{ik} είναι η ευαισθησία του περιουσιακού στοιχείου i στις μεταβολές του παράγοντα k , δ_{kt} είναι η innovation του παράγοντα k τη χρονική στιγμή t .

Αν υπάρχει περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου, τότε το Conditional APT παίρνει την εξής μορφή:

$$E[R_{it} | \theta_{t-1}] = R_{ft} + \sum^k b_{ik} E[R_{kt} - R_{ft} | \theta_{t-1}]$$

Όπου R_{kt} είναι η απόδοση του factor-mimicking χαρτοφυλακίου k τη χρονική στιγμή t . Τώρα, σύμφωνα με τους συγγραφείς, η δεσμευμένη πλεονάζουσα απόδοση του παράγοντα k ισούται με:

$$E[R_{kt} - R_{ft} | \theta_{t-1}] = \varphi_k h_{kt}$$

Έτσι, το αρχικό μοντέλο γίνεται:

$$R_{it} - R_{ft} = a_p + \sum^k b_{ik} (\delta_{kt} + \varphi_k h_{kt}) + u_{it}$$

Σε περίπτωση που οι συντελεστές b_{ik} δεσμεύονται στη διαθέσιμη πληροφόρηση, τότε η παράμετρος a_p δεν είναι αμερόληπτη. Τότε, για να αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, επιβάλλεται μια χρονικά μεταβαλλόμενη δομή κατά το σύνολο πληροφόρησης θ_{t-1} στους συντελεστές βήτα της εξίσωσης (Ferson & Schadt (1996)):

$$R_{it} - R_{ft} = a_p + \sum^k b_{ikt}(\theta_{t-1})(\delta_{kt} + \varphi_k h_{kt}) + u_{it}$$

όπου $b_{ikt}(\theta_{t-1})$ είναι ο χρονικά μεταβαλλόμενος συντελεστής βήτα του παράγοντα k .

Υποθέτοντας ότι $k=2$, τότε το υπόδειγμα παίρνει την εξής μορφή:

$$R_{it} - R_{ft} = a_p + b_{i1}(\delta_{kt} + \varphi_k h_{kt}) + b_{i2}\delta_{kt}^2 + u_{it}$$

Στην τελευταία εξίσωση, η οποία μοιάζει αρκετά με το υπόδειγμα των (Treynor & Mazuy), ο συντελεστής a_p αποτελεί μέτρο ικανότητας του διαχειριστή για επιλεκτικότητα, ενώ ο συντελεστής b_{i2} αποτελεί μέτρο ικανότητας του διαχειριστή για συγχρονισμό. Αν ο συντελεστής είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός, τότε ο διαχειριστής διακρίνεται από ικανότητα για συγχρονισμό.

Μη παραμετρική προσέγγιση

Το υπόδειγμα που θα χρησιμοποιηθεί είναι μια γενίκευση του CAPM, το οποίο συμπεριλαμβάνει ένα μέλος που λαμβάνει υπόψη τη μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα στο χρόνο. Το γενικευμένο μοντέλο έχει την εξής μορφή:

$$R_{jt} = a_j + \beta_j R_{Mt} + \beta_j(t) R_{Mt} + e_{jt}, \quad \text{όπου,} \quad (1)$$

- R_{jt} : Η υπερβάλλουσα απόδοση του Αμοιβαίου Κεφαλαίου j , πλέον της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου.
- R_{Mt} : Η υπερβάλλουσα απόδοση του δείκτη αναφοράς του Αμοιβαίου Κεφαλαίου j , πλέον της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου.
- a_j : Η ικανότητα του διαχειριστή για επιλεκτικότητα.
- $\beta_j(t)$: Ο χρονικά μεταβαλλόμενος συστηματικός κίνδυνος του A/K j .

Ο συνολικός συντελεστής βήτα του A/K ισούται με $\beta = \beta_j + \beta_j(t)$. Η τελευταία συνάρτηση αποκαλείται *Generalized Additive Model* (GAM), δηλαδή είναι ένα υπόδειγμα της μορφής $\beta = g(\beta_j + \beta_j(t))$, και χαρακτηριστικό της είναι ότι περιλαμβάνει ένα σταθερό όρο, τον β_j , καθώς και το μη παραμετρικό όρο $\beta_j(t)$, ο οποίος είναι μια ομαλή συνάρτηση (smooth function) του χρόνου t , και εκτιμάται στην προκειμένη περίπτωση με τη χρήση της μεθόδου penalized regression splines. Το βήτα στο συγκεκριμένο υπόδειγμα είναι ένα GAM με μία ομαλή συνάρτηση, καθώς τα GAMs μπορούν να περιλαμβάνουν περισσότερες από μια ομαλές συναρτήσεις. Από αυτή τη συνάρτηση απαιτείται να είναι συνεχής και παραγωγίσιμη. Επίσης, το GAM έχει ορισμένα επιπρόσθετα χαρακτηριστικά:

- Κατανομή της εξαρτημένης μεταβλητής: Το βήτα στην προκειμένη περίπτωση ακολουθεί την κανονική κατανομή με μέσο β_j και διακύμανση σ^2 .
- Link function: Είναι η συνάρτηση g που μετατρέπει κατάλληλα τις τιμές του βήτα που εξάγονται από την παλινδρόμηση (predicted values), έτσι ώστε να ακολουθούν την ίδια κατανομή με την εξαρτημένη μεταβλητή. Εφόσον η εξαρτημένη μεταβλητή ακολουθεί

κανονική κατανομή, τότε η Link Function που χρησιμοποιείται είναι η Identity Link, και έχει τη μορφή $g(z) = z$, γι αυτό και $\beta = g(\beta_j + \beta_j(t)) = \beta_j + \beta_j(t)$.

Επίσης, προκειμένου να είναι εφικτός ο προσδιορισμός των συντελεστών β_j και $\beta_j(t)$, είναι απαραίτητη η υπόθεση $\int \beta_j(t) dt = 0$. Συνεπώς, ο παραμετρικός συντελεστής β_j μπορεί να εκληφθεί ως η μέση τιμή του συντελεστή βήτα για ολόκληρη την εκτιμηθείσα περίοδο. Έτσι, αφού ο συντελεστής βήτα εξαρτάται από την περίοδο t , θα αυξάνεται ή θα μειώνεται κατά την εκτίμηση του μη παραμετρικού του μέρους ($\beta_j(t)$). Με άλλα λόγια, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα για την περίοδο k θα ισούται με $\beta_k = \beta + \beta(k)$.

Ένα υπόδειγμα της μορφής (1) είναι γνωστό ως *υπόδειγμα μεταβαλλόμενων συντελεστών*. Σε ένα τέτοιο υπόδειγμα, οι συντελεστές δε λαμβάνονται ως σταθεροί, αλλά ως συναρτήσεις άλλων μεταβλητών. Στην προκειμένη περίπτωση, το $\beta_j(t)$ εκφράζει την ευαισθησία της μεταβλητότητας της απόδοσης του A/K, στη μεταβλητότητα του δείκτη αναφοράς, για κάθε διαφορετική χρονική στιγμή t .

Το υπόδειγμα μεταβαλλόμενων συντελεστών που χρησιμοποιείται μπορεί να εκτιμηθεί με τη μέθοδο *Penalized Least Squares*. Συγκεκριμένα, πρέπει να ελαχιστοποιηθεί η ποσότητα:

$$\sum (R_{jt} - a_j - \beta_j R_{Mt} - \beta_j(t) R_{Mt})^2 + \lambda_j \int \beta_j''(t)^2 dt \quad (2)$$

ως προς a_j , β_j και $\beta_j(t)$.

Ο πρώτος όρος μετράει το βαθμό της προσαρμογής στα δεδομένα, ενώ ο δεύτερος όρος «τιμωρεί» (penalizes) την καμπυλότητα της συνάρτησης $\beta_j(\cdot)$. Επίσης, η μέθοδος χρησιμοποιεί τη δεύτερη παράγωγο της ομαλής συνάρτησης $\beta_j(t)$ ως μέτρο καμπυλότητας της συνάρτησης. Έτσι, αν ο συντελεστής βήτα είναι μια γραμμική συνάρτηση, τότε το penalty παίρνει την τιμή μηδέν.

Ο όρος λ_j καλείται *smoothing parameter* και καθορίζει το βαθμό προσαρμογής στα δεδομένα, και συνεπώς το βαθμό καμπυλότητας. Συγκεκριμένα, αν το λ τείνει στο μηδέν, τότε η επίδραση του penalty εξαφανίζεται και η εκτιμηθείσα συνάρτηση παλινδρόμησης δεν είναι τίποτα άλλο από την ένωση των παρατηρήσεων (interpolation). Εν αντιθέσει, αν το λ τείνει στο άπειρο, το penalty κυριαρχεί κι έτσι καταλήγουμε σε μια γραμμική συνάρτηση παλινδρόμησης.

Ο Wood (2000) έχει προτείνει έναν αλγόριθμο που καθορίζει αυτόματα ένα βέλτιστο επίπεδο ομαλότητας (smoothing). Αυτό το επίπεδο ομαλότητας εκφράζεται από τους Εκτιμώμενους Βαθμούς Ελευθερίας (*Estimated Degrees of Freedom - EDF*), ένα μέγεθος που μπορεί να εκληφθεί ως ο αριθμός των παραμέτρων που χρησιμοποιούνται για την προσαρμογή των δεδομένων. Όπως είναι γνωστό, στα γραμμικά υποδείγματα, ο αριθμός των παραμέτρων της παλινδρόμησης ισούται με το ίχνος του Hat Matrix, το οποίο αντιστοιχεί με τους βαθμούς ελευθερίας του γραμμικού υποδείγματος. Έτσι, και στην προκειμένη περίπτωση, η εύρεση της κατάλληλης τιμής του EDF γίνεται με τον υπολογισμό του ίχνους του αντίστοιχου ομαλού πίνακα (smoothing matrix). Εισάγοντας την άριστη τιμή του smoothing parameter λ στον ομαλό πίνακα αποδίδει τους Εκτιμώμενους Βαθμούς Ελευθερίας. Τέλος, η εύρεση της άριστης τιμής του συντελεστή λ γίνεται με την ελαχιστοποίηση του Generalized Cross Validation Score – GCV Score, το οποίο είναι συνάρτηση του λ :

$$GCV(\lambda) = \frac{nSSE(\lambda)}{(n - df_\lambda)^2}$$

Όσον αφορά τα κατάλοιπα, e_{jt} , η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας είναι πολύ απλουστευμένη, καθώς μπορούμε να έρθουμε αντιμέτωποι με δυο παραβιάσεις αυτής της υπόθεσης. Συγκεκριμένα, τα κατάλοιπα μπορεί να συσχετίζονται, καθώς επίσης η διακύμανση των καταλοίπων μπορεί να μην είναι διαχρονικά σταθερή. Τότε, στην περίπτωση της ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων, η ανωτέρα μέθοδος εκτίμησης δεν εξασφαλίζει αξιόπιστους, ή τουλάχιστον αποτελεσματικούς εκτιμητές.

Η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα μπορεί να ελεγχθεί με το Ljung-Box Q statistic:

$$Q = n(n+2) \sum_{j=1}^h \frac{\hat{\rho}_j^2}{n-j}$$

όπου n είναι ο αριθμός του δείγματος, h είναι ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων των καταλοίπων, για τις οποίες εκτιμάται η αυτοσυσχέτιση, $\hat{\rho}_j^2$ είναι το τετράγωνο του συντελεστή αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων για τη χρονική υστέρηση j . Ένας ικανοποιητικός και συχνά εφαρμοζόμενος από τη βιβλιογραφία αριθμός χρονικών υστερήσεων είναι το 25.

Στο συγκεκριμένο έλεγχο, η μηδενική και η εναλλακτική υπόθεση αντίστοιχα είναι οι εξής:

H_0 : Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα

H_1 : Υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα

Η στατιστική Q ακολουθεί κατανομή X_h^2 με βαθμούς ελευθερίας ίσους με τον αριθμό των υστερήσεων για τις οποίες εκτιμάται η αυτοσυσχέτιση. Η κρίσιμη περιοχή της απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης για επίπεδο σημαντικότητας α είναι $Q > X_{1-\alpha, h}^2$, δηλαδή για $Q > X_{1-\alpha, h}^2$, υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, ενώ για $Q < X_{1-\alpha, h}^2$, δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.

Τώρα, προκειμένου να γίνει έλεγχος για ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα, ακολουθείται η ίδια διαδικασία, μόνο που στην προκειμένη περίπτωση ρ_j^2 είναι το τετράγωνο του συντελεστή αυτοσυσχέτισης του τετραγώνου των καταλοίπων για τη χρονική υστέρηση j . Έτσι, η μηδενική και η εναλλακτική υπόθεση αντίστοιχα είναι οι εξής:

H_0 : Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα

H_1 : Υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα

και η κρίσιμη περιοχή της απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης για επίπεδο σημαντικότητας α είναι $Q > X_{1-\alpha, h}^2$, δηλαδή για $Q > X_{1-\alpha, h}^2$, υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα, ενώ για $Q < X_{1-\alpha, h}^2$, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα.

Σημειώνεται ότι αν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα, τότε ο έλεγχος για αυτοσυσχέτιση είναι πιθανόν να δώσει παραπλανητικά αποτελέσματα, δηλαδή, να δείξει ότι υπάρχει αυτοσυσχέτιση, ενώ δεν υπάρχει, ή το αντίθετο. Έτσι, αν αντιμετωπισθεί το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας, τότε τα αποτελέσματα του ελέγχου για αυτοσυσχέτιση είναι αξιόπιστα.

Όσον αφορά την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα, δυστυχώς δεν υπάρχει κάποιος τρόπος αντιμετώπισής της, και η ανίχνευσή της σε κάποιο A/K, έχει ως αποτέλεσμα να μη μπορεί να χρησιμοποιηθεί το άνωθι υπόδειγμα για το συγκεκριμένο A/K.

Για να αντιμετωπισθεί το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας, ακολουθείται μια μέθοδος εκτίμησης με δυο βήματα:

Το πρώτο βήμα είναι να υπολογιστούν τα κατάλοιπα από την εκτίμηση του αρχικού μοντέλου, υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα.

Στη συνέχεια, μοντελοποιείται η εξάρτηση διακύμανσης των καταλοίπων στο χρόνο χρησιμοποιώντας ένα *generalized additive gamma model*. Στο συγκεκριμένο υπόδειγμα, η εξαρτημένη μεταβλητή δεν ακολουθεί την κανονική κατανομή, αλλά την κατανομή Gamma, με συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας:

$$f(x; k, \theta) = x^{k-1} \frac{e^{-x/\theta}}{\theta^k \Gamma(k)} \text{ for } x > 0 \text{ and } k, \theta > 0.$$

Η Link Function στην περίπτωση της κατανομής Gamma είναι η Inverse Link Function, προκειμένου οι linear predictors να ακολουθούν την ίδια κατανομή με την εξαρτημένη μεταβλητή, και είναι της μορφής $g(z) = 1/z$.

Συγκεκριμένα, μοντελοποιείται το τετράγωνο των καταλοίπων ως εξής:

$$\mu_{jt}^2 = \text{Var}(e_{jt}^2) = E(e_{jt}^2) = g(a_j + f_j(t)), \quad (3)$$

όπου $f_j(t)$ είναι μία ομαλή αλλά μη καθορισμένη μη παραμετρική συνάρτηση, και η συνάρτηση $g(\cdot)$ είναι η Inverse Link function. Η κύρια ιδέα του gamma model είναι ότι η διακύμανση των καταλοίπων e_{jt}^2 είναι ανάλογη με το μ_{jt}^4 , και στην περίπτωση που η συνάρτηση $f_j(t) = 0$, και συνεπώς είναι σταθερή, καταλήγουμε σε ένα ομοσκεδαστικό μοντέλο. Συνεπώς, η συνάρτηση $f_j(t)$ απεικονίζει την ετεροσκεδαστικότητα στο χρόνο.

Όσον αφορά το δεύτερο βήμα, αφού εκτιμηθεί η δομή (3) με το gamma model, μπορεί να ενταχθεί στο αρχικό μοντέλο μέσω σταθμών, ώστε να ληφθεί υπόψη η ετεροσκεδαστικότητα στο αρχικό μοντέλο. Συγκεκριμένα, τα σταθμά θα υπολογισθούν ως εξής: $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$, όπου τα μ_{jt}^2 υπολογίστηκαν από το Gamma model.

Αξίζει να σημειωθεί ότι το generalized additive gamma model είναι μόνο ένα από τα μοντέλα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να αντιμετωπισθεί η ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων, δηλαδή εναλλακτικά μπορούσε να χρησιμοποιηθεί κάποιο μοντέλο τύπου GARCH. Παρ' όλα αυτά, χρησιμοποιείται το generalized additive gamma model, λόγω της συνάφειάς του με το αρχικό μοντέλο, δηλαδή, ενώ στο GARCH, οι παρατηρήσεις στο χρόνο t εξαρτώνται από τις προηγούμενες παρατηρήσεις, στο generalized additive gamma model η τάση τόσο

των παρατηρήσεων, όσο και των καταλοίπων, εξαρτάται από το χρόνο ως μια ομαλή (smooth) συνάρτηση.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

Εργαλείο εκτίμησης

Το εργαλείο που θα χρησιμοποιηθεί για τη μη παραμετρική εκτίμηση των συντελεστών βήτα είναι το R, το οποίο είναι ανοιχτό πρόγραμμα που μπορεί να κατεβαστεί δωρεάν από την ιστοσελίδα <http://www.r-project.org>. Επίσης, θα χρειαστούν οι εντολές που βρίσκονται στο mgcv package (Multiple Smoothing Parameter Estimation by Generalized Cross Validation), το οποίο βοηθά στην εκτίμηση του Generalized Additive Model, καθώς επίσης και οι εντολές που βρίσκονται στο statistics' package (stats), για την εκτίμηση του μοντέλου με τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων, και τη σύγκριση των δυο μεθόδων. Επίσης, για τον έλεγχο των καταλοίπων για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα, θα χρησιμοποιηθεί ο έλεγχος Ljung-Box Q-test, ο οποίος βρίσκεται statistics' package του R, καθώς και στο πρόγραμμα Matlab, και συγκεκριμένα στο GARCH Toolbox.

Εντολές

Οι εντολές που χρησιμοποιήθηκαν βήμα προς βήμα για τη μη παραμετρική εκτίμηση των συντελεστών βήτα έχουν ως εξής:

Καταρχήν, πρέπει να επικολληθούν στο φάκελο-Workspace του R, οι πίνακες-στήλες που περιλαμβάνουν τις παρατηρήσεις των πλεοναζουσών αποδόσεων των A/K, του δείκτη αναφοράς, και ενός πίνακα στήλης (t), που περιλαμβάνει μια αύξουσα αρίθμηση των παρατηρήσεων. Σημειώνεται ότι το πρόγραμμα R δε συνιστά τη χρήση δεδομένων υποθηκευμένων σε μορφή EXCEL, γι αυτό είναι καλύτερο να σώζονται οι παρατηρήσεις, πριν μεταφερθούν στο Workspace του R, σε μορφή txt (Κείμενο οριοθετημένο με tab).

Το δεύτερο βήμα είναι να φορτωθεί το πακέτο mgcv, που περιλαμβάνει τις συναρτήσεις που είναι χρήσιμες για την εργασία. Αυτό γίνεται επιλέγοντας:

```
Packages > Load Package... > mgcv.
```

Αν δεν υπάρχει το mgcv στη λίστα, πρέπει να κατεβαστεί. Η διαδικασία γίνεται ως εξής:

Packages > Install package(s) > mgcv.

Το τρίτο εισαγωγικό βήμα είναι η εισαγωγή των δεδομένων για μελλοντική επεξεργασία. Αυτό γίνεται απευθείας μέσω της εντολής:

```
data <- matrix(scan("data.txt", n = k*1), k, 1, byrow = TRUE),  
όπου:
```

- data.txt: το όνομα του αρχείου σε μορφή txt, που έχει αποθηκευτεί στο Workspace
- k: Ο αριθμός των παρατηρήσεων-στηλών.

Η διαδικασία επαναλαμβάνεται για κάθε αρχείο που περιλαμβάνει τις υπερβάλλουσες αποδόσεις των A/K ή του δείκτη αναφοράς, καθώς και για το αρχείο που περιλαμβάνει την αύξουσα αρίθμηση των παρατηρήσεων.

Στη συνέχεια, εκτιμάται το μοντέλο (1), υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα. Αυτό γίνεται με την εξής εντολή:

```
mutual1 <- gam( return ~ benchmark + s(t, by=benchmark)),  
όπου
```

- return: Το διάνυσμα της υπερβάλλουσας απόδοσης του A/K.
- Benchmark: Το διάνυσμα της υπερβάλλουσας απόδοσης του δείκτη αναφοράς.
- t: το διάνυσμα της αύξουσας αρίθμησης των παρατηρήσεων.

Δηλαδή, το μοντέλο που εκτιμάται αποτελείται από το παραμετρικό μέρος (benchmark), και το μη παραμετρικό (s(t, by=benchmark)). Το s υποδεικνύει τον smooth term του μοντέλου ($\beta(t)$), και το by=benchmark δείχνει ότι το smooth term πολλαπλασιάζεται με το benchmark.

Στο επόμενο βήμα, γίνεται έλεγχος αν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα. Αυτό γίνεται ως εξής: Καταρχήν, υπολογίζονται τα κατάλοιπα με την εντολή:

```
residmutual1 <- resid(mutual1)
```

Στη συνέχεια, πρέπει να φορτωθεί το statistics package με την εξής διαδικασία:

```
Packages > Load Package... > stats
```

Έπειτα, καλείται η εντολή:

```
Box.test(residmutual1, lag = 25, type = "Ljung-Box")
```

η οποία δίνει τα εξής αποτελέσματα:

- statistic: Η τιμή της στατιστικής ελέγχου Q
- parameter: Οι βαθμοί ελευθερίας της κατανομής X^2 . Μια ικανοποιητική τιμή για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων, και συνεπώς των βαθμών ελευθερίας είναι το 25.
- p.value: Η p-value κατά την οποία απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης
- method: Αναφέρει ποιο είδος ελέγχου πραγματοποιήθηκε (Ljung-Box ή Box-Pierce)

Η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα μπορεί να ελεγχθεί και με τη χρήση του Matlab, και συγκεκριμένα με την εντολή:

```
[H,pValue,Qstat,CriticalValue] = lbqtest(residmutual1)
```

η οποία δίνει τα εξής αποτελέσματα:

- H: Πίνακας Αποδοχής. Αν πάρει την τιμή 0, τότε αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα. Αν πάρει την τιμή 1, τότε υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.
- pValue: Η p-value κατά την οποία απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης.
- Qstat: Η τιμή της στατιστικής ελέγχου Q
- CriticalValue: Η τιμή της κρίσιμης τιμής της κατανομής X^2 , για σύγκριση με τη στατιστική ελέγχου.

Τα αποτελέσματα φυσικά δε διαφέρουν ανάμεσα στα δυο προγράμματα, αλλά στο Matlab μπορεί να λάβει κανείς και την κρίσιμη.

Στη συνέχεια, προκειμένου να γίνει ο έλεγχος για ετεροσκεδαστικότητα, πρέπει να δημιουργηθεί μια σειρά με τα τετράγωνα των καταλοίπων. Αυτό γίνεται με την εντολή:

```
residmutual2= residmutual1.^2
```


Επισημαίνεται ότι η τελεία (.) μετά το όνομα της σειράς των καταλοίπων είναι απαραίτητη προκειμένου να έχουμε ως αποτέλεσμα μια νέα σειρά με τα τετράγωνα των καταλοίπων, και όχι το γινόμενο των δυο διανυσμάτων.

Η προηγούμενη εντολή μπορεί να χρησιμοποιηθεί και τώρα, αντικαθιστώντας στα δεδομένα το `residual1` με το `residual2`, και τα αποτελέσματα θα είναι τα αντίστοιχα για τον έλεγχο της ετεροσκεδαστικότητας αυτή τη φορά.

Τώρα, η ετεροσκεδαστικότητα μπορεί να αντιμετωπιστεί μέσω το `generalized additive model`. Για να εκτιμηθεί, πρέπει πρώτα να υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων:

```
rsquared <- (residual1)^2
```

Ακολούθως, εκτιμάται το `generalized additive model` (3), μέσω της εντολής:

```
mmutual <- gam(rsquared ~ s(t), family=Gamma)
```

Η εντολή αυτή έχει ως εκροή τα μ_{jt}^2 . Για να καλεστούν τα μ_{jt}^2 , πληκτρολογείτε `mmutual[3]` (fitted values). Με κατάλληλη επεξεργασία των εκροών, πρέπει να κατασκευαστεί ένα διάνυσμα που να περιέχει τα αποτελέσματα της συνάρτησης. Στη συνέχεια, κατασκευάζεται ένα νέο διάνυσμα που περιλαμβάνει τα σταθμά, που θα εισαχθούν στο αρχικό μοντέλο. Έχουμε ορίσει ότι: $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$, συνεπώς, το νέο διάνυσμα κατασκευάζεται ως εξής:

```
wmutual <- 1/mmutual3,
```

όπου το `mmutual3` είναι το διάνυσμα των μ_{jt}^2 .

Στη συνέχεια, εκτιμάται το σταθμισμένο μοντέλο της αγοράς, εισάγοντας τα σταθμά, που χρησιμεύουν στη μοντελοποίηση της ετεροσκεδαστικότητας, με την εξής εντολή:

```
mutual2 <- gam( return ~ benchmark + s(t, by=benchmark), weights=wmutual)
```

Προκειμένου να εμφανιστεί μια περίληψη του μοντέλου, η οποία περιλαμβάνει μεταξύ άλλων, τους παραμετρικούς συντελεστές a_j και b_j , με τις στατιστικές τους, η σημαντικότητα του ομαλού όρου (smooth term) στο μοντέλο, καθώς και ο προσαρμοσμένος συντελεστής προσδιορισμού ($adj(R^2)$), πρέπει να καλεστεί η εντολή

```
summary(mutual2)
```

Για την εμφάνιση του Akaike Information Criterion – AIC, πρέπει να πληκτρολογηθεί η εντολή

```
mutual2[24]
```

Έπειτα, για να απεικονιστεί διαγραμματικά η διαχρονική πορεία των βήτα, καλείται η εντολή

```
plot(mutual2, shift=p.beta)
```

Σημειώνεται ότι αν δεν περιληφθεί ο όρος `shift=p.beta`, όπου το `p.beta` είναι η εκτίμηση του παραμετρικού μέρους του συντελεστή βήτα, τότε στο διάγραμμα θα εμφανιστεί μόνο το μη παραμετρικό μέρος του βήτα.

Τέλος, για να εκτιμηθεί το μοντέλο με τη Μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων, πρέπει πρώτα να φορτωθεί το Statistics Package (stats). Στη συνέχεια, εισάγεται η εντολή:

```
mutual1m <- lm(mutual ~ gd)
```

και για να εμφανιστεί μια περίληψη με τα χαρακτηριστικά του μοντέλου, καλείται η εντολή:

```
summary(mutual1m)
```

ενώ για να εμφανιστεί το Akaike Information Criterion – AIC, καλείται η εντολή:

```
AIC(mutual1m)
```

Δεδομένα

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν είναι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις των μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων εσωτερικού, πλέον της απόδοσης του Εντόκου Γραμματίου Ελληνικού Δημοσίου διάρκειας τριών μηνών, καθώς και η υπερβάλλουσα απόδοση του δείκτη αναφοράς. Στην προκειμένη περίπτωση, ως δείκτης αναφοράς λαμβάνεται ο Γενικός Δείκτης του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, και το Έντοκο Γραμμάτιο Ελληνικού Δημοσίου λαμβάνεται ως περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου. Για να υπολογιστούν οι αποδόσεις από τις τιμές, χρησιμοποιήθηκε ο τύπος $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$. Επίσης, για να υπολογιστούν οι υπερβάλλουσες αποδόσεις, πρέπει πρώτα να διαιρεθεί η απόδοση του Εντόκου Γραμματίου Ελληνικού Δημοσίου με το 52, καθώς η αρχική απόδοση είναι σε ετήσια βάση και πρέπει να υπολογιστεί σε εβδομαδιαία. Η περίοδος εκτίμησης είναι τα τελευταία οκτώ έτη, και συγκεκριμένα η περίοδος 1/1/2000 μέχρι 2/1/2008. Η συχνότητα των παρατηρήσεων είναι εβδομαδιαία. Συνολικά, υπάρχουν 415 παρατηρήσεις τιμών, και συνεπώς 414 παρατηρήσεις αποδόσεων.

Όσον αφορά το δείγμα, χρησιμοποιήθηκαν 26 Αμοιβαία Κεφάλαια, τα οποία έχουν ως δείκτη αναφοράς (benchmark) το Γενικό Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Το μικρό μέγεθος του δείγματος οφείλεται αφενός στο ότι μόνο αυτά τα Αμοιβαία Κεφάλαια είχαν παρατηρήσεις για αυτό το χρονικό διάστημα, αφετέρου δε χρησιμοποιήθηκαν μόνο τα Αμοιβαία Κεφάλαια που είχαν ως δείκτη αναφοράς το Γενικό Δείκτη, καθώς για τα υπόλοιπα A/K που έχουν ως δείκτη αναφοράς τους FTSE 20, Mid Cap 40 ή Small Cap 80, δεν υπάρχουν παρατηρήσεις από το 2000 για τους εν λόγω δείκτες. Επίσης, δεν λήφθηκαν υπόψη στο δείγμα τα Δεικτοποιημένα Αμοιβαία Κεφάλαια, τα οποία έχουν κύριο χαρακτηριστικό την παθητική διαχείριση, καθώς σκοπός της εργασίας είναι η αξιολόγηση της ενεργητικής διαχείρισης. Συνοψίζοντας, το αρχικό δείγμα περιλάμβανε τα εξής A/K:

- A/K GENIKI Επιλεγμένων Αξιών Μετοχικό Εσωτερικού
- ALLIANZ Επιθετικής Στρατηγικής (Μετοχ. Εσωτ.)
- ALLIANZ Μετοχών Εσωτερικού
- ALPHA Blue Chips A/K Μετοχικό Εσωτερικού

- ALPHA TRUST (Αναπτυξιακό Μετοχικό Εσωτ.)
- ALPHA Μετοχικό Εσωτερικού
- CitiFund Μετοχικό Εσωτερικού
- HSBC Αναπτυξιακό (Μετοχών Εσωτ.)
- ING A/K Μετοχικό Εσωτερικού
- INTERAMERICAN Αναπτυσ. Εταιριών Μετοχ. Εσωτερικού
- INTERAMERICAN Δυναμικό Μετοχικό Εσωτ.
- INTERNATIONAL (Αναπτυξιακό Εσωτ.)
- INTERNATIONAL Δυναμικών Εταιρειών Μετοχικό Εσωτερικού
- INTERNATIONAL Επιλογής Μετοχικών Αξιών Μετοχικό Εσωτερικού
- MARFIN ΑΘΗΝΑ Δυναμικό Μετοχών Εσωτερικού
- MARFIN ΟΛΥΜΠΙΑ Μετοχικό Εσωτερικού
- METROLIFE ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ Μετοχικό Εσωτερικού
- PROTON Μετοχικό Εσωτερικού
- Α/Κ ΑΤΕ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ
- ΑΑΑΒ Α.Κ. Ελληνικό Αναπτυξιακό Μετοχών Εσωτερικού
- ΔΗΛΟΣ (Blue Chips Μετοχικό Εσωτ.)
- ΔΗΛΟΣ Υποδομής & Κατασκευών (Μετοχικό Εσωτ.)
- ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ Μετοχών Εσωτερικού
- ΚΥΠΡΟΥ ΕΛΛΗΝΙΚΟ Μετοχικό Εσωτ.
- Π&Κ Μετοχικό Εσωτερικού
- ΠΕΙΡΑΙΩΣ Α/Κ Μετοχικό Εσωτερικού

Επίσης, αξίζει να αναφερθεί ότι προκειμένου να είναι ικανοποιητικά τα αποτελέσματα του υποδείγματος, πρέπει να υπάρχει μεγάλος αριθμός παρατηρήσεων. Αρχικά έγιναν δοκιμές του υποδείγματος με μηνιαίες παρατηρήσεις, στο σύνολο 95

παρατηρήσεις μηνιαίων αποδόσεων, αλλά η ερμηνευτικότητα των αποτελεσμάτων δεν ήταν ικανοποιητική, συγκεκριμένα, τα διαγράμματα των συντελεστών βήτα δεν ήταν αρκετά καμπυλωτά, έτσι ώστε δεν ήταν δυνατή η παρατήρηση της μεταβλητότητας των συντελεστών βήτα στο χρόνο. Επίσης, στην απόρριψη των μηνιαίων παρατηρήσεων συνετέλεσε και το άρθρο “On the Timing Ability of Mutual Fund Managers” των Nicolas P. B. Bollen και Jeffrey A. Busse (2000), σύμφωνα με το οποίο η χρήση ημερησίων παρατηρήσεων προσδίδει μεγαλύτερη ικανότητα στους διαχειριστές για συγχρονισμό (market timing) από την χρήση μηνιαίων παρατηρήσεων, καθώς οι διαχειριστές μεταβάλλουν το χαρτοφυλάκιο συχνότερα από μία φορά το μήνα.

Στη συνέχεια, δοκιμάστηκε το υπόδειγμα χρησιμοποιώντας ημερήσιες παρατηρήσεις. Σε αυτή την περίπτωση, η μεταβλητότητα των συντελεστών βήτα ήταν εμφανής και παρατηρήσιμη, αλλά παρουσιάστηκε το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα στα 19 από τα 26 Αμοιβαία Κεφάλαια, το οποίο δεν μπορούσε να αντιμετωπισθεί με τη χρήση του Generalized Additive Gamma Model. Έτσι, χρησιμοποιήθηκαν εβδομαδιαίες παρατηρήσεις, με τις οποίες παρουσιάστηκε ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα σε 11 από τα 26 Αμοιβαία Κεφάλαια, όμως η ερμηνευτικότητα των αποτελεσμάτων ήταν ικανοποιητική. Συνεπώς, το δείγμα περιλαμβάνει τα εξής 15 μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια εσωτερικού:

- ALLIANZ Επιθετικής Στρατηγικής (Μετοχ. Εσωτ.)
- ALLIANZ Μετοχών Εσωτερικού
- ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ
- Α/Κ ΑΤΕ Μετοχικό Εσωτερικού
- CitiFund Μετοχικό Εσωτερικού
- ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ Μετοχών Εσωτερικού
- ING Α/Κ Μετοχικό Εσωτερικού
- INTERAMERICAN Αναπτυσ. Εταιριών Μετοχ. Εσωτερικού
- INTERNATIONAL (Αναπτυξιακό Εσωτ.)
- INTERNATIONAL Δυναμικών Εταιρειών Μετοχικό Εσωτερικού
- INTERNATIONAL Επιλογής Μετοχικών Αξιών Μετοχικό Εσωτερικού
- MARFIN ΑΘΗΝΑ Δυναμικό Μετοχών Εσωτερικού
- MARFIN ΟΛΥΜΠΙΑ Μετοχικό Εσωτερικού
- ΠΕΙΡΑΙΩΣ Α/Κ Μετοχικό Εσωτερικού
- PROTON Μετοχικό Εσωτερικού

	Αμοιβαία Κεφάλαια	Unweighted Model				Weighted Model			
		Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα		Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
		X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
1	ΑΑΑΒ Α.Κ. Ελληνικό Αναπτυξιακό Μετοχών Εσωτ.	37.6438	0.0501	130.7738	2.22E-16	69.8947	3.99E-06	76.9356	3.42E-07
2	ALPHA Blue Chips Α/Κ Μετοχικό Εσωτερικού	53.863	0.0006922	302.6147	< 2.2E-16	39.5881	0.03213	203.8837	< 2.2E-16
3	ALPHA Μετοχικό Εσωτερικού	70.091	3.73E-06	338.4412	< 2.2E-16	30.144	0.2189	179.3326	< 2.2E-16
4	ΔΗΛΟΣ (Blue Chips Μετοχικό Εσωτ.)	38.798	0.03859	117.8887	5.21E-14	28.4473	0.2877	81.9462	5.64E-08
5	ΔΗΛΟΣ Υποδομής & Κατασκευών Μετοχικό Εσωτ.	41.451	0.02057	56.6671	0.000296	36.2141	0.06841	49.1699	0.002694
6	Α/Κ ΓΕΝΙΚΙ Επιλεγμένων Αξιών Μετοχικό Εσωτ.	50.4684	0.001865	148.1325	< 2.2E-16	54.7485	0.00053	26.6204	0.3751
7	HSBC Αναπτυξιακό (Μετοχών Εσωτ.)	43.2492	0.01314	124.8526	3.11E-15	45.1345	0.00807	108.3949	2.33E-12
8	INTERAMERICAN Δυναμικό Μετοχικό Εσωτ.	36.0389	0.07101	186.5446	< 2.2E-16	31.2312	0.1815	51.8201	0.001263
9	ΚΥΠΡΟΥ ΕΛΛΗΝΙΚΟ Μετοχικό Εσωτ.	110.5915	9.75E-13	441.8995	< 2.2E-16	51.6476	0.00133	148.4383	< 2.2E-16
10	METROLIFE ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ Μετοχικό Εσωτ.	91.0978	1.89E-09	502.2285	< 2.2E-16	(-)	(-)	(-)	(-)
11	Π&Κ Μετοχικό Εσωτερικού	65.8087	1.58E-05	362.9842	< 2.2E-16	47.4019	0.0044	82.3059	4.94E-08

Αμοιβαία Κεφάλαια που αποκλείστηκαν από το δείγμα λόγω ετεροσκεδαστικότητας ή/και αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα.

Τα υπόλοιπα A/K που αποκλείστηκαν από το δείγμα παρουσίασαν αυτοσυσχέτιση ή/και ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα, ακόμα και μετά τη μοντελοποίηση της ετεροσκεδαστικότητας με τη χρήση του Generalized Additive Gamma Model.. Συγκεκριμένα, όπως φαίνεται από τον πίνακα, το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας δεν αντιμετωπίστηκε με επιτυχία στα A/K, καθώς τόσο στο Unweighted, όσο στο Weighted Model, η p-value, δηλαδή η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης (μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης – ετεροσκεδαστικότητας) είναι πολύ χαμηλή, κυρίως για την ετεροσκεδαστικότητα, όπου είναι πολύ χαμηλότερη ακόμα και από επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τέλος, όσον αφορά το A/K “METROLIFE ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ Μετοχικό Εσωτερικού”, το πρόγραμμα R αδυνατούσε να παράξει κατάλληλα σταθμά για την αντιμετώπιση της ετεροσκεδαστικότητας.

Αποτελέσματα ανά Αμοιβαίο Κεφάλαιο

Σε αυτή την ενότητα, θα εκτιμηθούν οι συντελεστές βήτα των προαναφερθέντων Αμοιβαίων Κεφαλαίων με τη μη παραμετρική μέθοδο Penalized Least Squares, και αφού ελεγχθεί η ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας και αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα με τη βοήθεια του Ljung-Box Q test, και αντιμετωπισθεί, όπου υπάρχει, με τη βοήθεια του Generalized Additive Gamma Model, θα παρατηρηθεί αν υπάρχει διαγραμματική σχέση των συντελεστών βήτα με την πορεία της αγοράς στο χρόνο. Με λίγα λόγια, θα ελεγχθεί η ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό (market timing), δηλαδή, αν παρατηρείται ανοδική αγορά, οι διαχειριστές πρέπει να μεταβάλλουν τη διάρθρωση του χαρτοφυλακίου και να αναλαμβάνουν υψηλότερο κίνδυνο, για να απολαμβάνουν υψηλότερες αποδόσεις, και συνεπώς να αυξάνεται ο συντελεστής βήτα, ενώ αν η αγορά είναι πτωτική, τότε οι διαχειριστές πρέπει να αναλαμβάνουν χαμηλότερο κίνδυνο, με αποτέλεσμα να μειώνεται ο συντελεστής βήτα. Συγκεκριμένα θα παρατηρηθεί η πορεία των συντελεστών βήτα στα εξής χρονικά διαστήματα που παρουσιάζουν ενδιαφέρον για εξέταση:

- **1/1/2000 – 21/9/2001**: Παρατηρείται πτωτική πορεία του Γενικού Δείκτη
- **21/9/2001 – 14/3/2003**: Συνεχίζεται η πτωτική πορεία του ΓΔ, με λιγότερο έντονο ρυθμό, μέχρι το Limit Down στις 1513.98 μονάδες.
- **14/3/2003 – 27/10/2005**: Παρατηρείται ανοδική πορεία του ΓΔ με σταθερό ρυθμό.
- **27/10/2005 – 16/6/2006**: Παρατηρείται έντονη αυξητική πορεία του ΓΔ, ο οποίος αγγίζει στις 24/2 τις 4245,14 μονάδες, και μετά από μια περίοδο στασιμότητας μέχρι τις 5/5, ακολουθεί καθοδική πορεία και αγγίζει τις 3568.35 μονάδες.
- **16/6/2006 – 2/1/2008**: Παρατηρείται αυξητική πορεία του ΓΔ με σταθερό ρυθμό, και στις 2/1 ο ΓΔ φτάνει στις 5207.44 μονάδες.

Επιπροσθέτως, θα ελεγχθεί η ικανότητα των διαχειριστών για επιλεκτικότητα (selectivity), δηλαδή η ικανότητα πρόβλεψης της πορείας των τιμών μεμονωμένων

μετοχών σε σχέση με την κίνηση του συνόλου των τιμών των μετοχών. Συγκεκριμένα, αν ο συντελεστής a_j είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός, τότε ο διαχειριστής πετυχαίνει υψηλότερη απόδοση από αυτή της αγοράς.

Τέλος, θα συγκριθούν τα αποτελέσματα του υποδείγματος σε σχέση με τα αποτελέσματα της εκτίμησης με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων. Συγκεκριμένα, θα ελεγχθεί η αποτελεσματικότητα των υποδειγμάτων, όσον αφορά την καλύτερη περιγραφή της σχέσης της απόδοσης των A/K με το δείκτη αναφοράς. Η αξιοπιστία του μη παραμετρικού υποδείγματος διαπιστώνεται από τη τιμή του p-value που αποτελεί την πιθανότητα αποκλεισμού του μη παραμετρικού όρου από το μοντέλο. Η σύγκριση θα πραγματοποιηθεί με τη χρήση του Akaike Information Criterion - AIC. Όσο χαμηλότερη είναι η τιμή του AIC, τόσο καλύτερα περιγράφει το υπόδειγμα τη σχέση της απόδοσης του A/K με εκείνη του δείκτη αναφοράς.

ALLIANZ Επιθετικής Στρατηγικής (Μετοχ. Εσωτ.)

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = a_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t)RM_t + e_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα κατάλοιπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
56.1074	0.0003516	224.8935	< 2.2E-16

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης τόσο στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης όσο και της ετεροσκεδαστικότητας, είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0002004	0.0003190	-0.628	0.53
Parametric Term	0.9436646	0.0124346	75.890	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	7.255			
p-value	0.00457			
GCV Score	1.0142			
AIC	-2934.327			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά a_j δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 0.628 < 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα επιλεκτικότητας.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

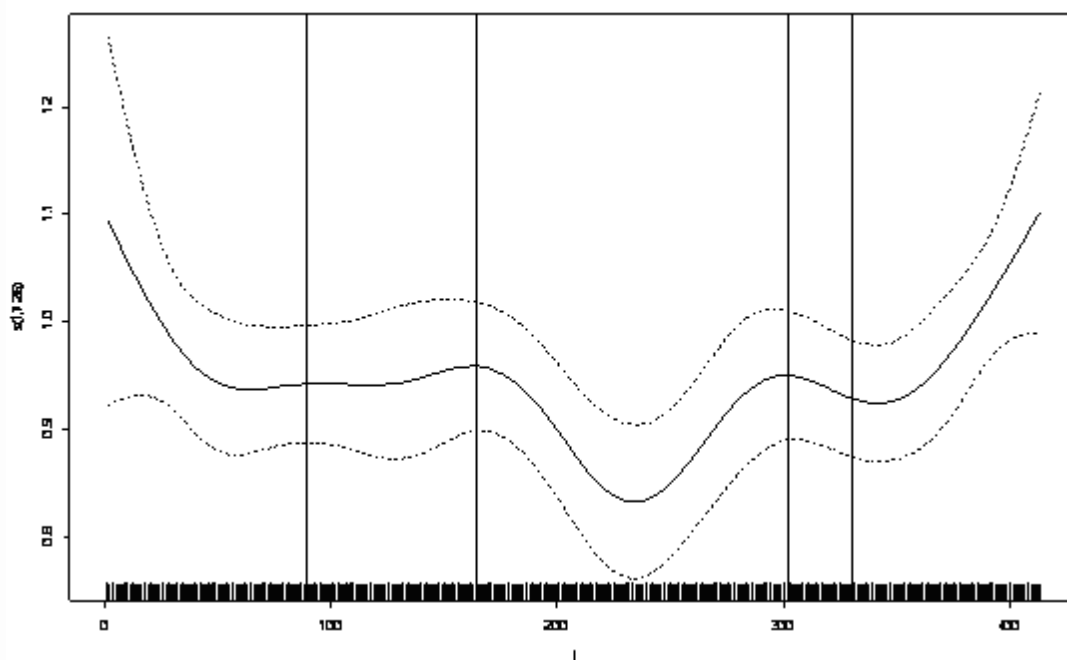
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p – value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p – value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

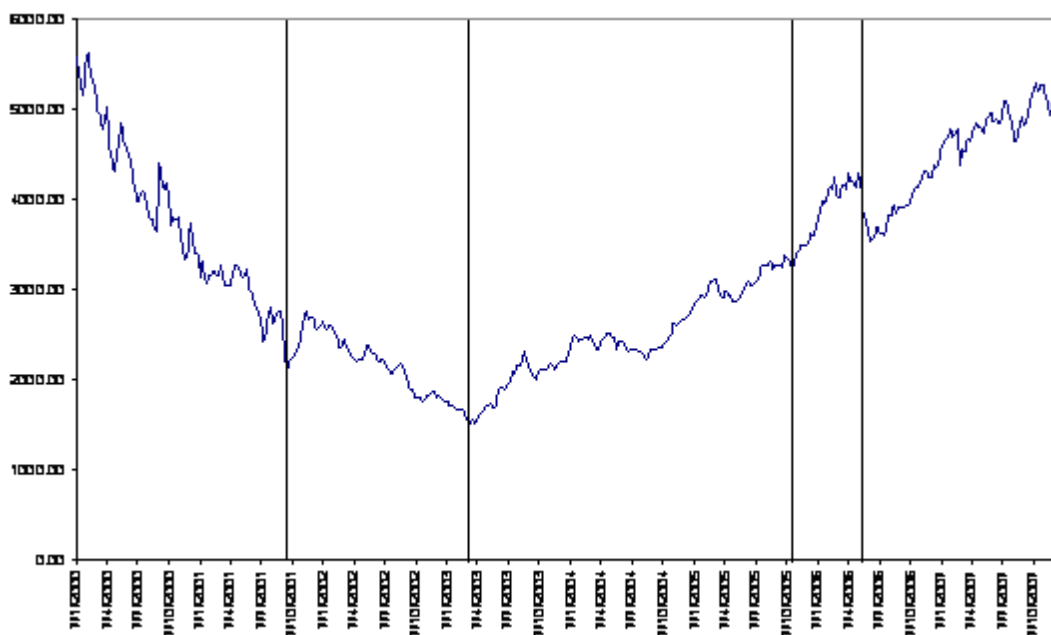
Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
39.977	0.02932	19.6088	0.767

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας σε επίπεδο σημαντικότητας πολύ υψηλότερο του 5%, όσο και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός. Συγκεκριμένα, η πορεία του είναι πτωτική μέχρι τις 8/12/2000, στη συνέχεια είναι σχετικά σταθερός στο 0.94 μέχρι την περίοδο του Limit Down στις 14/3/2003, έπειτα ακολουθεί μια πτωτική πορεία μέχρι τις 16/7/2004 και επανέρχεται σχεδόν στα ίδια επίπεδα με πριν στις 27/10/2005, και τέλος, από την 1/9/2006 ακολουθεί αυξητική πορεία.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, σε ένα μεγάλο μέρος της καθοδικής περιόδου 1/1/2000 – 14/3/2003, το βήτα ήταν σταθερό, και άρχισε να πέφτει μετά το Limit Down, περίοδος όπου έπρεπε να αναληφθεί υψηλότερος κίνδυνος και αντίστοιχα να αυξηθεί το βήτα. Το βήτα άρχισε την ανοδική του πορεία μετά από ένα χρόνο και δύο μήνες, στις 14/5/2004, και συνέχισε μια αυξητική πορεία, σύμφωνα με την κίνηση της εξίσου ανοδικής αγοράς. Συνοψίζοντας, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα για συγχρονισμό, καθώς κατά την πτωτική πορεία της αγοράς διατήρησαν υψηλό και σταθερό βήτα, και άργησαν να προσαρμόσουν το χαρτοφυλάκιό τους κατά την ανοδική πορεία της αγοράς, με αποτέλεσμα να έχουν χαμηλό βήτα για πάνω από ένα χρόνο, όπως αναφέρθηκε πριν.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0008686	0.0003837	-2.264	0.0241
Beta	0.9543388	0.0124513	76.646	<2e-16
AIC	-2839.519			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_1 είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| > 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές πέτυχαν αρνητική επίδοση, καθώς η σταθερά του Jensen είναι αρνητική. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.9543388, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

ALLIANZ Μετοχών Εσωτερικού

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = \alpha_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t) RM_t + \epsilon_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα κατάλοιπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
42.0293	0.01784	202.5162	< 2.2E-16

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης τόσο στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης όσο και της ετεροσκεδαστικότητας, είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-9.011e-05	3.161e-04	-0.285	0.776
Parametric Term	0.9414000	1.221e-02	77.082	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	7.839			
p-value	0.00117			
GCV Score	1.0294			
AIC	-2952.935			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά a_j δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 0.285 < 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα επιλεκτικότητας.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

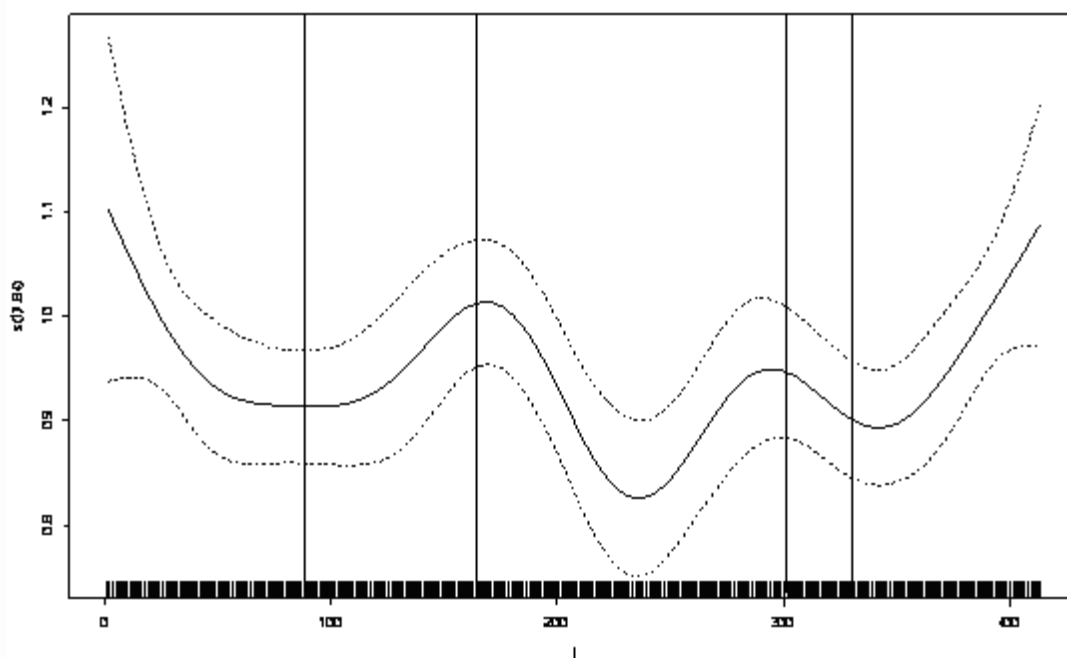
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p – value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p – value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

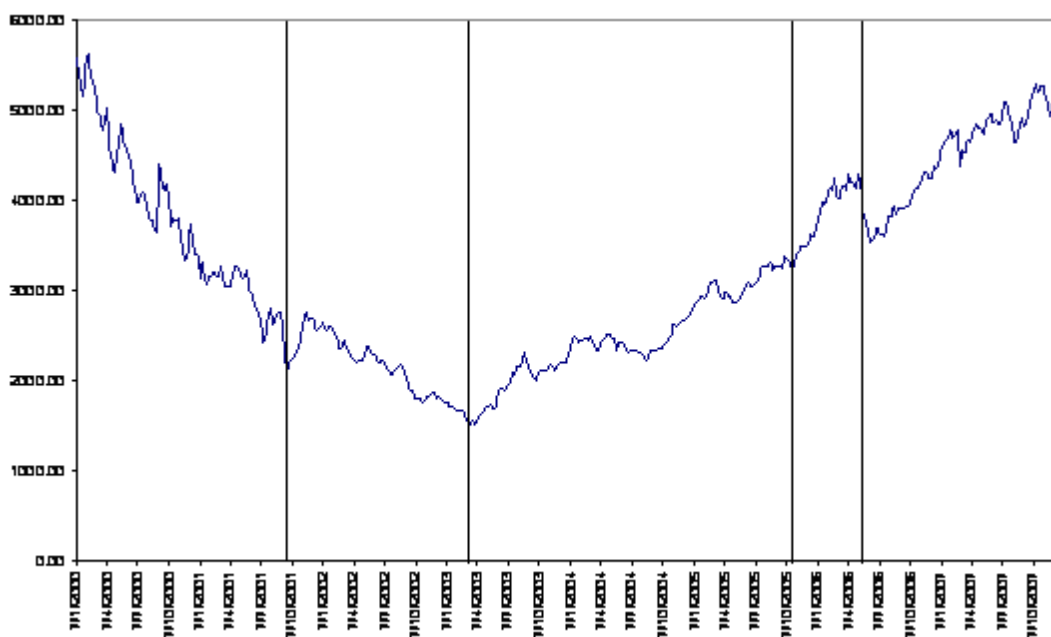
Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
29.6554	0.2375	21.3906	0.6706

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας, όσο και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα, σε επίπεδο σημαντικότητας πολύ υψηλότερο του 5%.

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός. Συγκεκριμένα, ακολουθεί καθοδική πορεία μέχρι τις 13/7/2001, στη συνέχεια παρέμεινε σταθερός μέχρι τις 18/1/2002 στο 0.92, έπειτα ακολούθησε ανοδική πορεία μέχρι τις 24/4/2003, όπου άγγιξε την τιμή 1.02, για να πέσει μετά στις 20/8/2004 στο 0.825. Τέλος, ακολουθεί μια ανοδική πορεία μέχρι τις 26/8/2005, όπου αγγίζει το 0.95, στη συνέχεια πέφτει στο 0,88 στις 8/9/2006, και έπειτα ακολουθεί ανοδική πορεία.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, ο συντελεστής βήτα έμεινε σταθερός και στη συνέχεια ανέβηκε κατά τη διάρκεια της καθοδικής αγοράς. Επιπλέον, μετά το Limit Down, το βήτα άρχισε να πέφτει, και στο μεγαλύτερο τμήμα της ανοδικής πορείας που ακολούθησε, παρέμεινε σε χαμηλά επίπεδα κατά μέσο όρο, μέχρι τις 8/9/2006 που άρχισε την ανοδική του πορεία. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα για συγχρονισμό, καθώς διατηρούσαν σχετικά υψηλό βήτα κατά την καθοδική πορεία της αγοράς, ενώ μετά το Limit Down, έριξαν κατακόρυφα το βήτα, για να το ανεβάσουν μετά από ένα μεγάλο χρονικό διάστημα από την άνοδο της αγοράς.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0006152	0.0003677	-1.673	0.095
Beta	0.9487599	0.0119312	79.519	<2e-16
AIC	-2874.848			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_j ούτε εδώ είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| < 1.96$. Της, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.9487599, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = \alpha_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t) RM_t + \epsilon_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα κατάλοιπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
66.8421	0.00001121	143.0298	< 2.2E-16

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης τόσο στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης όσο και της ετεροσκεδαστικότητας, είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	0.0005408	0.0004227	1.279	0.201
Parametric Term	0.7735645	0.0171095	45.213	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	7.898			
p-value	0.000482			
GCV Score	1.0069			
AIC	-2682.196			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά a_j δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 1.279 < 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα επιλεκτικότητας.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

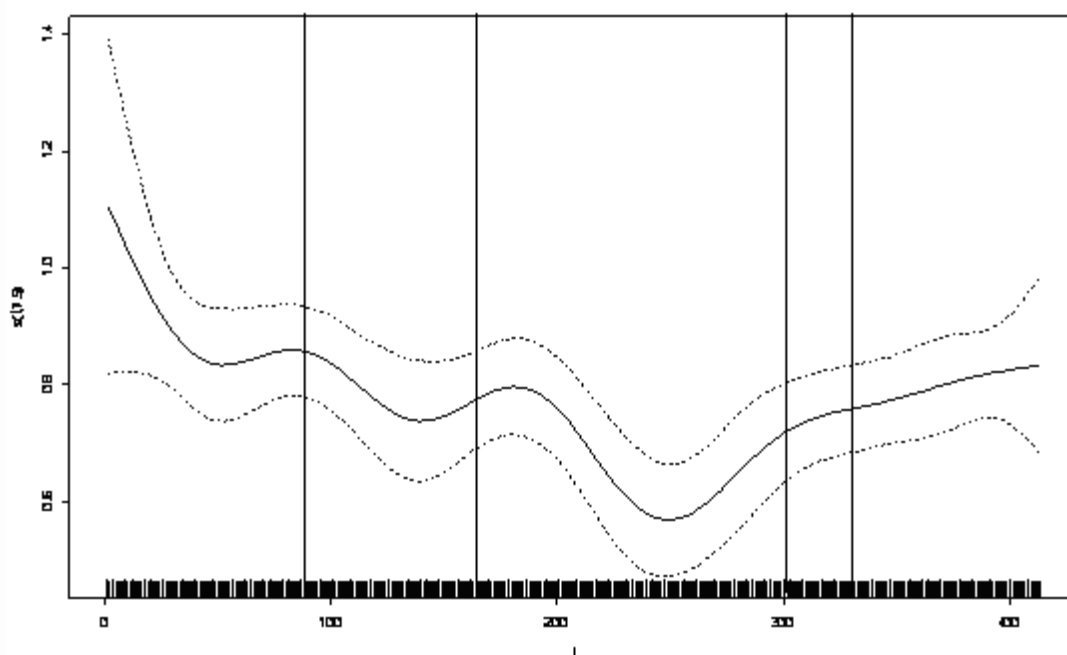
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p – value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p – value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

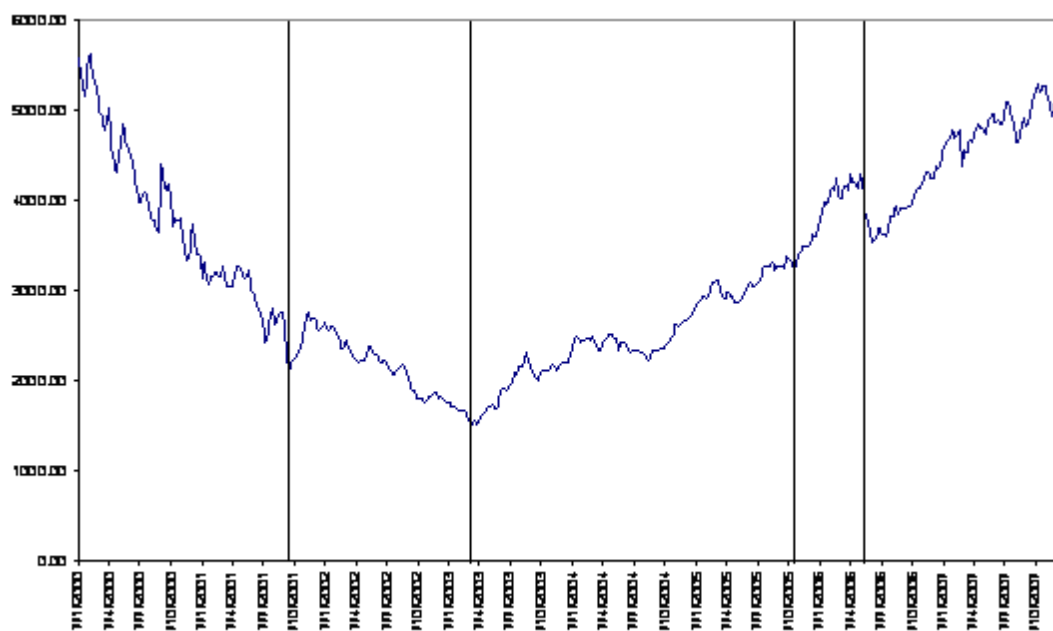
Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
35.203	0.0846	18.5526	0.818

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας, όσο και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα σε επίπεδο σημαντικότητας υψηλότερο του 5%,

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός. Συγκεκριμένα, ακολουθεί μια σταθερά πτωτική πορεία για μεγάλο χρονικό διάστημα, συγκεκριμένα μέχρι τις 29/10/2004, και έπειτα αυξάνεται, ενώ από τις 27/12/2005 συνεχίζει την αυξητική του πορεία με σταθερό ρυθμό.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, παρατηρεί κανείς ότι παρόλο που το βήτα ακολουθούσε την πορεία του δείκτη σε όλη την περίοδο της

καθοδικής αγοράς, στη συνέχεια καθυστέρησαν οι διαχειριστές να προσαρμόσουν το χαρτοφυλάκιο στα νέα δεδομένα της αγοράς μετά το Limit Down, με αποτέλεσμα το βήτα να ακολουθήσει την ανοδική πορεία του δείκτη μετά από ενάμιση χρόνο. Επίσης, οι διαχειριστές δεν επέλεξαν επιθετικές μετοχές, ώστε να εκμεταλλευτούν την ανοδική πορεία του δείκτη, διατηρώντας έτσι σχετικά χαμηλό βήτα. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα για συγχρονισμό, γιατί, παρόλο που προσάρμοζαν το χαρτοφυλάκιο τους στο μεγαλύτερο μέρος της πορείας της αγοράς, καθυστέρησαν να προσαρμόσουν το χαρτοφυλάκιο στην αλλαγή της αγοράς από καθοδική σε ανοδική.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0006043	0.0005546	-1.09	0.277
Beta	0.8219845	0.0179985	45.67	<2e-16
AIC	-2534.433			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_0 ούτε εδώ είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| < 1.96$. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.8219845, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

Α/Κ ΑΤΕ Μετοχικό Εσωτερικού

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = \alpha_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t)RM_t + e_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα κατάλοιπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
31.7113	0.1665	52.9537	0.0009064

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης στην περίπτωση της ετεροσκεδαστικότητας είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0004712	0.0002428	-1.94	0.053
Parametric Term	0.8473764	0.0091789	92.32	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	7.086			
p-value	1.06e-11			
GCV Score	1.0353			
AIC	-3185.511			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά α_j μόλις δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| =$

1.94 < 1.96. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα επιλεκτικότητας.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

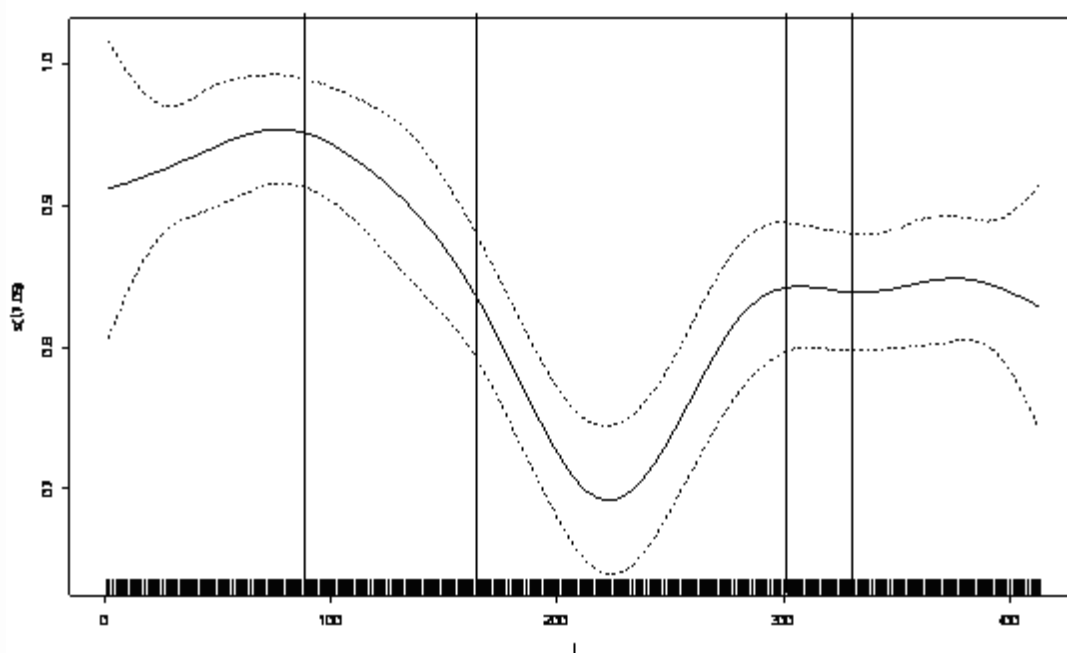
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p – value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p – value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

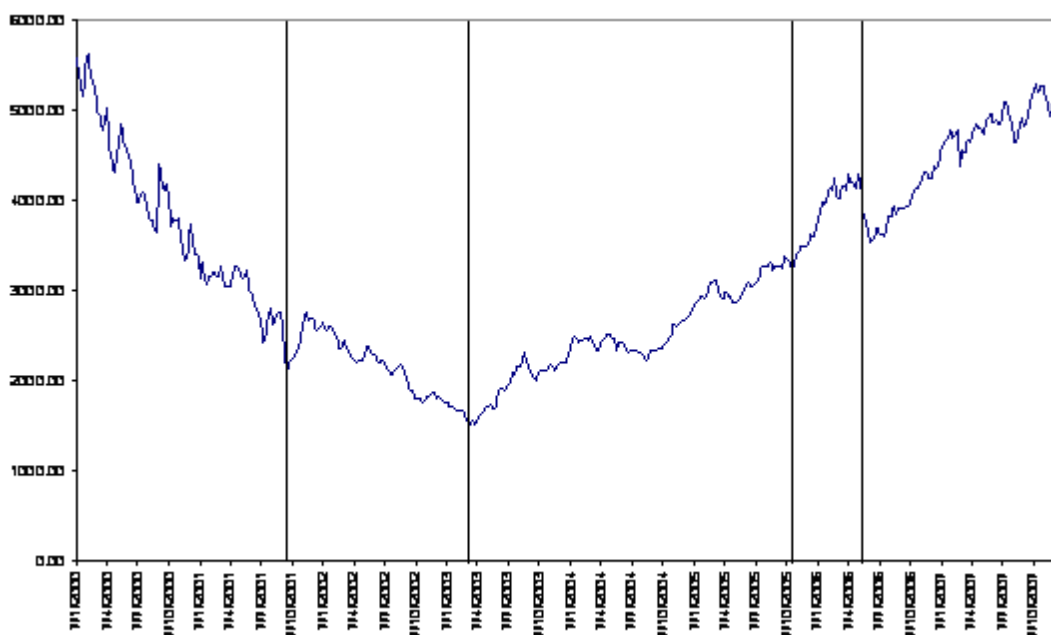
Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
20.0566	0.7438	27.9515	0.3101

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας, όσο και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα σε επίπεδο σημαντικότητας υψηλότερο του 5%,

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός. Συγκεκριμένα, παρατηρεί κανείς να αυξάνεται μέχρι τις 17/8/2001, ενώ από τότε και μέχρι τις 2/4/2004, ακολουθεί μία έντονα πτωτική πορεία και αγγίζει την τιμή 0.69. Στη συνέχεια αυξάνεται μέχρι τις 27/10/2005, και κατόπιν ακολουθεί σχετικά σταθερή πορεία στο 0.84.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, το βήτα ακολουθεί

αυξητική πορεία κατά τη μισή περίοδο της καθοδικής αγοράς, ενώ συνεχίζει την καθοδική του πορεία και μετά το Limit Down. Τέλος, παραμένει σταθερός σε μια περίοδο ανοδικής αγοράς, μετά τις 27/10/2005. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από συγχρονισμό, καθώς δεν προσάρμοσαν άμεσα το χαρτοφυλάκιο τους ούτε κατά την καθοδική, ούτε κατά την ανοδική αγορά, ενώ διατήρησαν ένα σταθερό συστηματικό κίνδυνο σε περίοδο ανοδικής αγοράς.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0008100	0.0002853	-2.839	0.00475
Beta	0.8864010	0.0092584	95.740	< 2e-16
AIC	-3084.849			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_j είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| > 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές πέτυχαν αρνητική επίδοση, καθώς η σταθερά του Jensen είναι αρνητική. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.8864010, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

CitiFund Μετοχικό Εσωτερικού

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = \alpha_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t) RM_t + e_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα κατάλοιπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
33.4531	0.1201	21.9903	0.6363

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης τόσο στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης όσο και της ετεροσκεδαστικότητας είναι πολύ υψηλή. Συνεπώς, δε θα χρειαστεί να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model.

Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του αρχικού υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

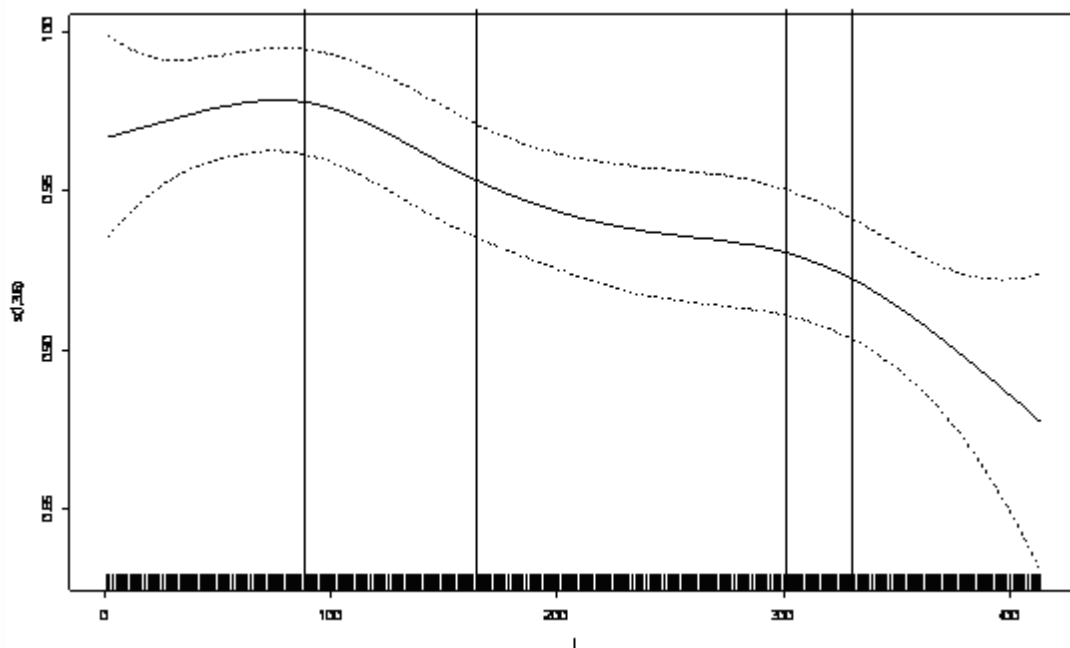
Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	8.158e-05	1.540e-04	0.53	0.597
Parametric Term	0.943200	5.753e-03	163.94	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	3.604			
p-value	0.000112			
GCV Score	9.695e-06			
AIC	-3602.372			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά α_j δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 0.53 < 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα επιλεκτικότητας.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p – value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p – value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός. Συγκεκριμένα, ακολουθεί μια ελαφρώς ανδοδική πορεία μέχρι τις 31/8/2001, ενώ από τότε και μέχρι το τέλος της περιόδου εξέτασης, ακολουθεί καθοδική πορεία, η οποία γίνεται πιο έντονη μετά τις 16/6/2006.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, παρατηρεί κανείς ότι η κίνηση του βήτα είναι σταθερά καθοδική, και δεν μεταβάλλεται ούτε κατά την περίοδο της ανοδικής αγοράς. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από συγχρονισμό, καθώς δεν προσαρμόζουν το χαρτοφυλάκιό τους στα δεδομένα της αγοράς, ούτε αναλαμβάνουν υψηλότερο κίνδυνο, ώστε οι επενδυτές να λάβουν υψηλότερες αποδόσεις.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-2.526e-05	1.568e-04	-0.161	0.872
Beta	0.956800	5.087e-03	188.079	<2e-16
AIC	-3580.694			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_0 ούτε εδώ είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| < 1.96$. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.956800, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που

υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΔΑ

ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ Μετοχών Εσωτερικού

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = a_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t)RM_t + e_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα καταλοίπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
71.8915	0.000002008	212.8053	< 2.2E-16

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης τόσο στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης όσο και της ετεροσκεδαστικότητας, είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0001604	0.0001693	-0.947	0.344
Parametric Term	0.9332193	0.0074189	125.789	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	8.641			
p-value	2.56e-08			
GCV Score	0.99433			
AIC	-3410.982			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά a_j δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 0.947 < 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα επιλεκτικότητας.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

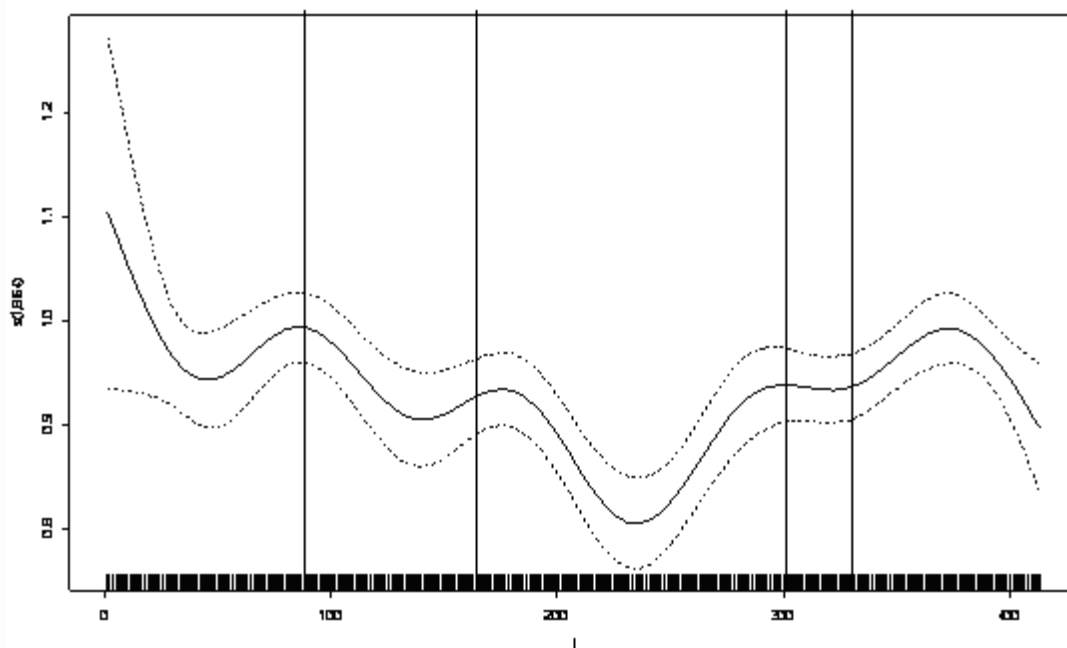
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p – value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p – value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

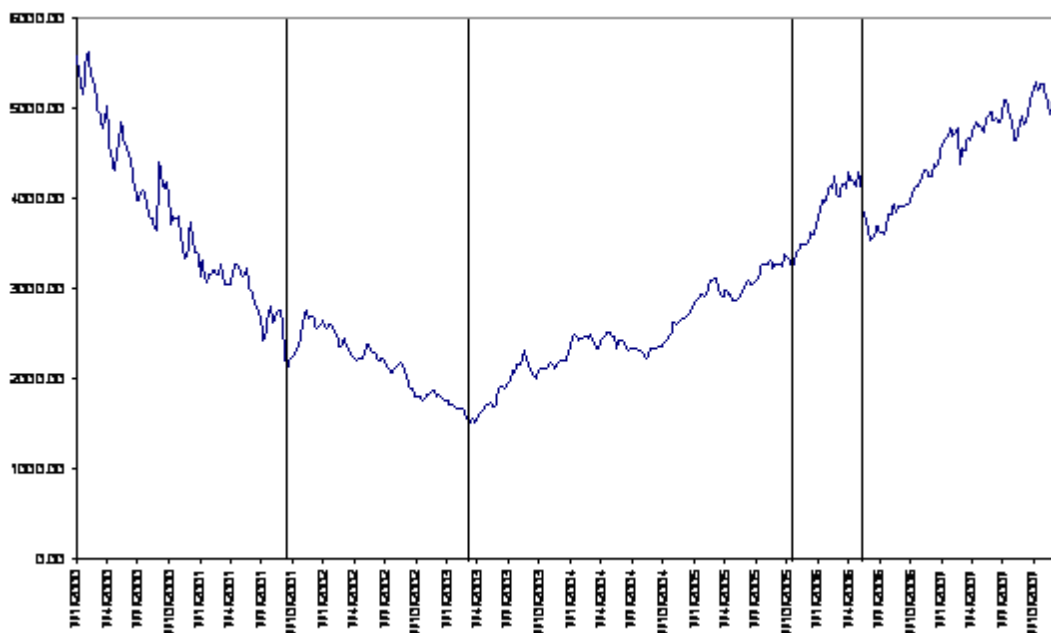
Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
27.2174	0.3451	22.6787	0.5963

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας, όσο και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα σε επίπεδο σημαντικότητας υψηλότερο του 5%,

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός. Συγκεκριμένα, ακολουθεί μια γενικά πτωτική πορεία, η οποία παρουσιάζει αρκετές διακυμάνσεις, και αρχίζει την ανοδική πορεία από τις 23/7/2004. Στη συνέχεια, μετά από μια περίοδο σταθερότητας από τις 27/10/2005 μέχρι τις 19/5/2006, ενώ από τις 16/3/2007 ακολουθεί πτωτική πορεία.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, παρατηρούνται

αυξομειώσεις του βήτα κατά την περίοδο της καθοδικής αγοράς. Επίσης, το βήτα συνεχίζει την καθοδική του πορεία ακόμα και μετά το Limit Down, ενώ αρχίζει να αυξάνεται ένα χρόνο και τέσσερις μήνες μετά. Άξια αναφοράς είναι η πτωτική πορεία του βήτα μετά τις 16/3/2007, ενώ η αγορά συνεχίζει την ανοδική της πορεία. Συνεπώς, από τα προαναφερθέντα, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα για συγχρονισμό

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0005226	0.0002655	-1.968	0.0497
Beta	0.9516824	0.0086157	110.459	<2e-16
AIC	-3144.42			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_j μόλις είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| > 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές έχουν πετύχει αρνητική επίδοση, καθώς η σταθερά του Jensen είναι αρνητική. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.9516824, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

ING A/K Μετοχικό Εσωτερικού

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = \alpha_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t) RM_t + \epsilon_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα καταλοίπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
46.3736	0.005807	275.7178	< 2.2E-16

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης τόσο στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης όσο και της ετεροσκεδαστικότητας, είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0002244	0.0001873	-1.199	0.231
Parametric Term	0.8723296	0.0078497	111.129	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	8.763			
p-value	<2e-16			
GCV Score	1.0349			
AIC	-3345.878			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά a_j δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 1.199 < 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα επιλεκτικότητας.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

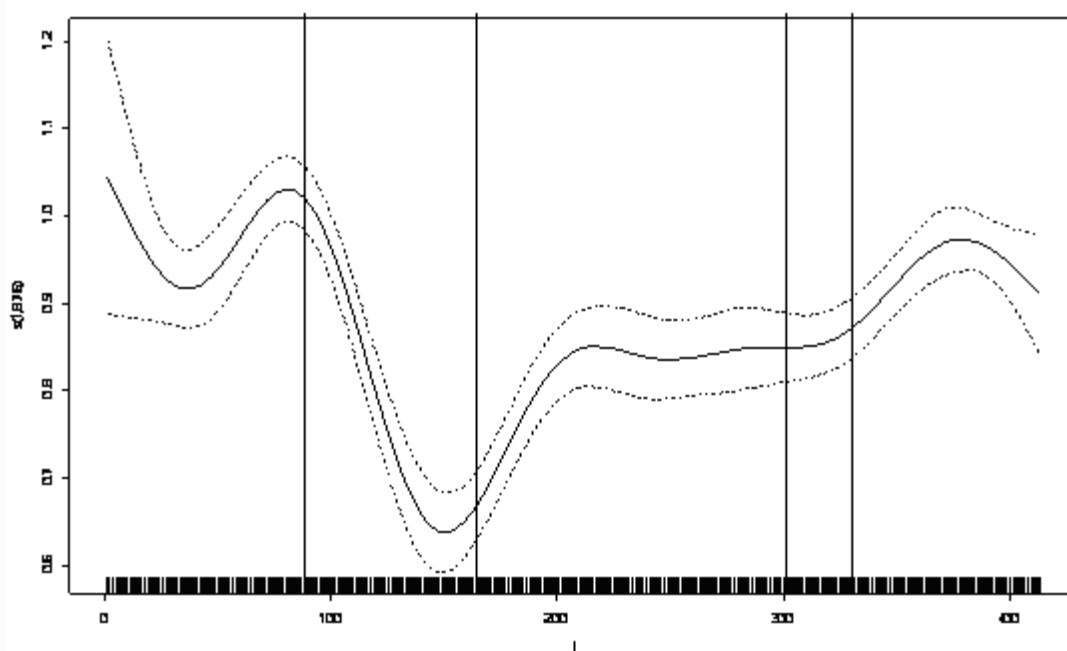
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p – value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p – value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

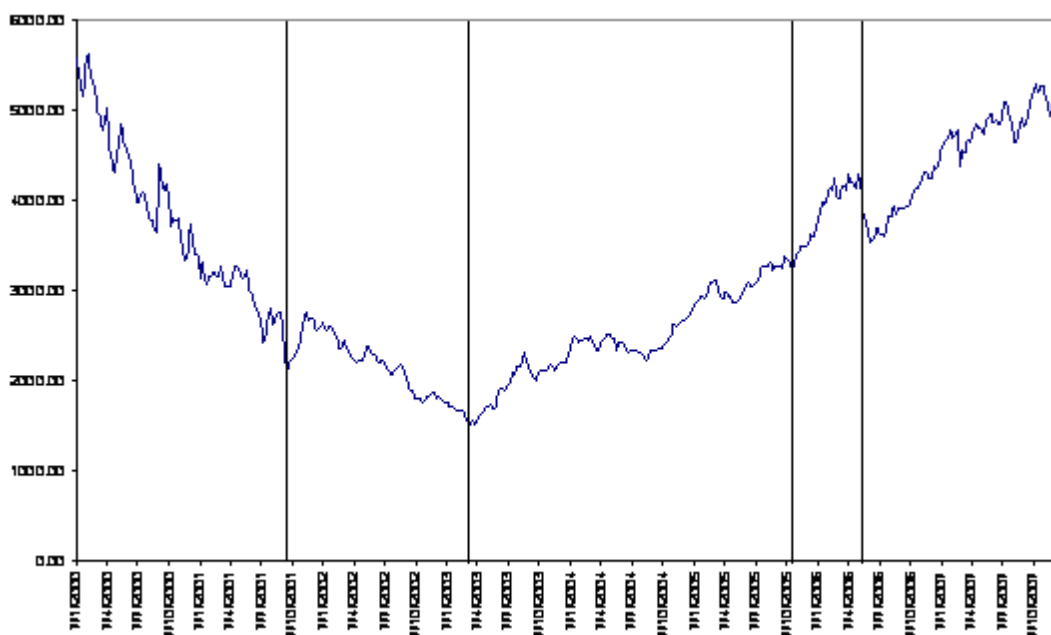
Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
31.0148	0.1885	33.0425	0.13

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας, όσο και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα σε επίπεδο σημαντικότητας υψηλότερο του 5%,

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός. Συγκεκριμένα, μετά από μια αυξομείωση μέχρι τις 13/7/2001, ακολουθεί μια έντονα πτωτική πορεία μέχρι τις 15/11/2002, ενώ από τις 20/2/2004 μέχρι τις 23/12/2005 ακολουθεί μια σταθερή πορεία. Τέλος, από τις 5/4/2007 παρατηρεί κανείς πτωτική πορεία.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, παρατηρεί κανείς

ότι κατά την περίοδο της καθοδικής αγοράς, το βήτα αυξάνεται μέχρι τις 13/7/2001, αλλά στη συνέχεια μειώνεται σημαντικά, και λίγο πριν το Limit Down αρχίζει να αυξάνεται. Όμως, παραμένει σταθερό για μεγάλο διάστημα σε περίοδο ανόδου, καθώς επίσης μετά τις 5/4/2007 μειώνεται. Συνεπώς, οι διαχειριστές, παρόλο που προσάρμοσαν το χαρτοφυλάκιο επιτυχώς κατά την μεταβολή της καθοδικής αγοράς σε ανοδική, διατήρησαν σταθερό βήτα σε μεγάλο τμήμα της ανοδικής αγοράς, ενώ στο τέλος το μείωσαν.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0005286	0.0002917	-1.812	0.0707
Beta	0.9043712	0.0094664	95.535	<2e-16
AIC	-3066.454			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_0 ούτε εδώ είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| < 1.96$. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.9043712, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

INTERAMERICAN Αναπτυσ. Εταιριών Μετοχ. Εσωτερικού

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = a_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t)RM_t + e_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα καταλοίπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
42.5526	0.01566	147.4934	< 2.2E-16

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης στην περίπτωση της ετεροσκεδαστικότητας, είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, ενώ στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης είναι μικρότερη από 5%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0009525	0.0004739	-2.01	0.0451
Parametric Term	0.8532378	0.0192897	44.23	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	7.426			
p-value	3.51e-08			
GCV Score	1.0265			
AIC	-2613.173			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά a_j είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 2.01 > 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές πέτυχαν αρνητική επίδοση, καθώς η σταθερά του Jensen είναι αρνητική.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

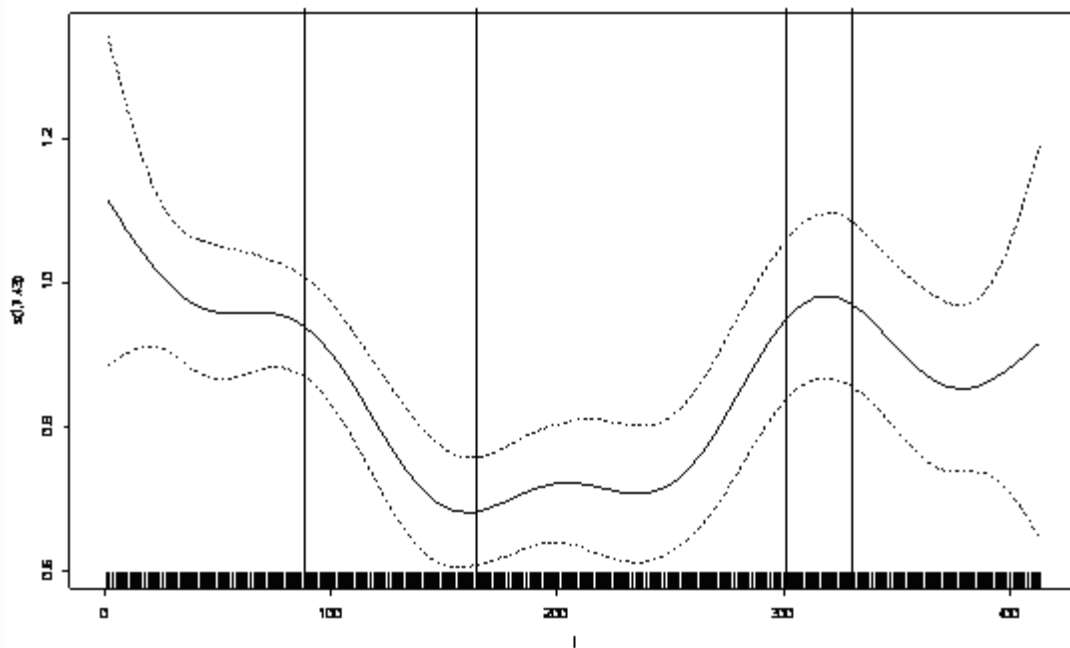
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p - value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p - value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
38.2785	0.04344	34.7156	0.09348

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα, σε επίπεδο σημαντικότητας υψηλότερο του 5%, όσο και της αυτοσυσχέτισης, σε επίπεδο σημαντικότητας υψηλότερο του 1%.

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός. Συγκεκριμένα, ακολουθεί πτωτική πορεία μέχρι τις 7/1/2003, παρουσιάζοντας μεγαλύτερη πτώση μετά τις 21/9/2001, κι έπειτα αυξάνεται με χαμηλό ρυθμό μέχρι τις 20/8/2004, ενώ αυξάνεται με υψηλότερο ρυθμό μέχρι τις 31/3/2006. Στη συνέχεια, ακολουθεί καθοδική πορεία μέχρι τις 29/6/2007, και τέλος ακολουθεί ανοδική πορεία.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, παρατηρεί κανείς

ότι το βήτα ακολουθεί την πτωτική πορεία του δείκτη, και μετά το Limit Down αυξάνεται, με χαμηλό ρυθμό μεν μέχρι τις 24/10/2003, αλλά με υψηλότερο ρυθμό στη συνέχεια. Μοναδικό μελανό σημείο στη συνολικά ικανοποιητική διαχείριση είναι η πτώση του βήτα στο διάστημα 31/3/2006 - 29/6/2007, όπου η αγορά συνέχιζε να είναι ανοδική. Συνοψίζοντας, οι διαχειριστές προσάρμοσαν ικανοποιητικά το χαρτοφυλάκιό τους ανάλογα με τις κινήσεις της αγοράς, τόσο στην καθοδική, όσο στην ανοδική πορεία της, με μοναδική εξαίρεση την προαναφερθείσα περίοδο 31/3/2006 - 29/6/2007.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0010646	0.0005759	-1.848	0.0652
Beta	0.8998853	0.0186901	48.148	<2e-16
AIC	-2503.210			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_j , σε αντίθεση με τη μη παραμετρική μέθοδο, δεν είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| < 1.96$, δηλαδή οι διαχειριστές δεν διακρίνονται από επιλεκτικότητα στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.8998853, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

INTERNATIONAL (Αναπτυξιακό Εσωτ.)

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = \alpha_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t) RM_t + \epsilon_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα καταλοίπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
74.5508	7.945E-07	540.2483	< 2.2E-16

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης τόσο στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης όσο και της ετεροσκεδαστικότητας, είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0007984	0.0002898	-2.754	0.00615
Parametric Term	0.8377500	0.0128219	65.337	< 2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	8.43			
p-value	0.000131			
GCV Score	1.0255			
AIC	-2959.697			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά α_j είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 2.754 > 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές πέτυχαν αρνητική επίδοση, καθώς η σταθερά του Jensen είναι αρνητική.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

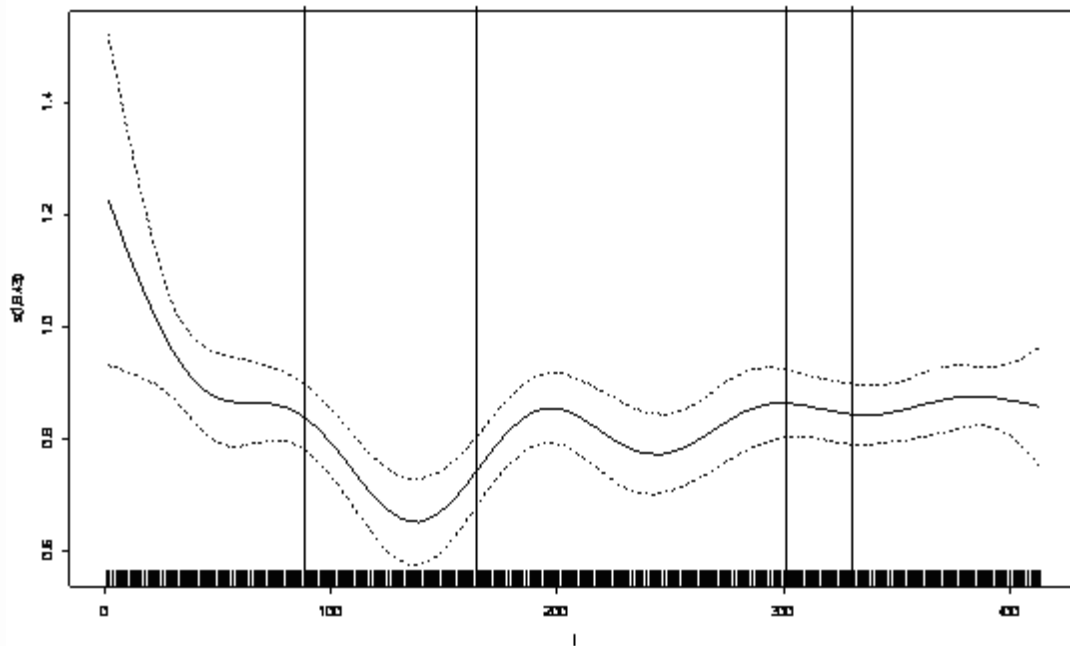
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p - value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p - value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

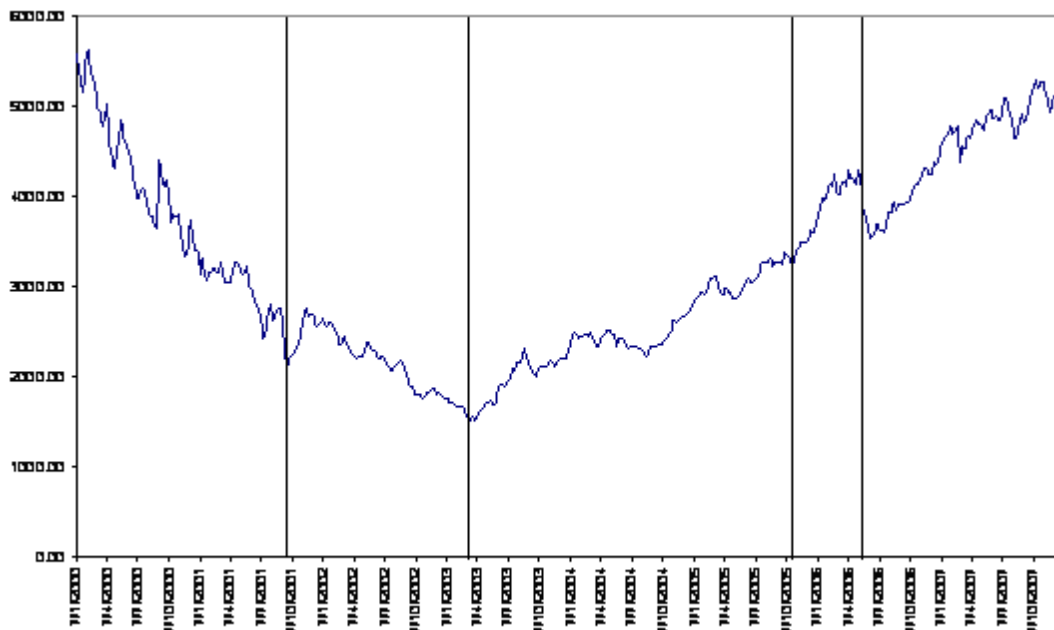
Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
34.8976	0.09007	29.7283	0.2346

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας, όσο και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα σε επίπεδο σημαντικότητας υψηλότερο του 5%,

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός. Συγκεκριμένα, ακολουθεί πτωτική πορεία μέχρι τις 16/8/2002, με ένα διάστημα στασιμότητας από τις 23/2/2001 μέχρι τις 15/6/2001, ενώ στη συνέχεια αυξάνεται μέχρι τις 14/11/2003, και τέλος παραμένει με μικρές αυξομειώσεις κοντά στο 0.86.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, παρατηρεί κανείς ότι παρόλο που το βήτα ακολουθεί στην αρχή την καθοδική πορεία της αγοράς,

αυξάνεται έξι μήνες πριν το Limit Down του Γενικού Δείκτη, ενώ στη συνέχεια παραμένει σχετικά σταθερός, παρά την ανοδική πορεία της αγοράς. Συμπεραίνει κανείς ότι οι διαχειριστές προσάρμοσαν μεν κατάλληλα το χαρτοφυλάκιο κατά την καθοδική πορεία της αγοράς, ύστερα πήραν υψηλότερο κίνδυνο πριν το Limit Down, αναμένοντας ίσως άνοδο της αγοράς, αλλά στη συνέχεια διατήρησαν σταθερό το βήτα του χαρτοφυλακίου, μη εκμεταλλευόμενοι την ανοδική πορεία της αγοράς.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0018125	0.0004983	-3.638	0.00031
Beta	0.8673172	0.0161691	53.640	< 2e-16
AIC	-2623.18			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_0 και εδώ είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| > 1.96$, και επειδή είναι αρνητική, οι διαχειριστές πέτυχαν αρνητική επίδοση. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.8673172, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

INTERNATIONAL Δυναμικών Εταιρειών Μετοχικό Εσωτερικού

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = \alpha_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t) RM_t + \epsilon_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα κατάλοιπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
54.2136	0.0006234	84.7779	1.998E-08

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης τόσο στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης όσο και της ετεροσκεδαστικότητας, είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0011239	0.0005196	-2.163	0.0311
Parametric Term	0.8346476	0.0222763	37.468	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	8.139			
p-value	0.000338			
GCV Score	0.96136			
AIC	-2504.698			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά a_j είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 2.163 > 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές πέτυχαν αρνητική επίδοση, καθώς η σταθερά του Jensen είναι αρνητική.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

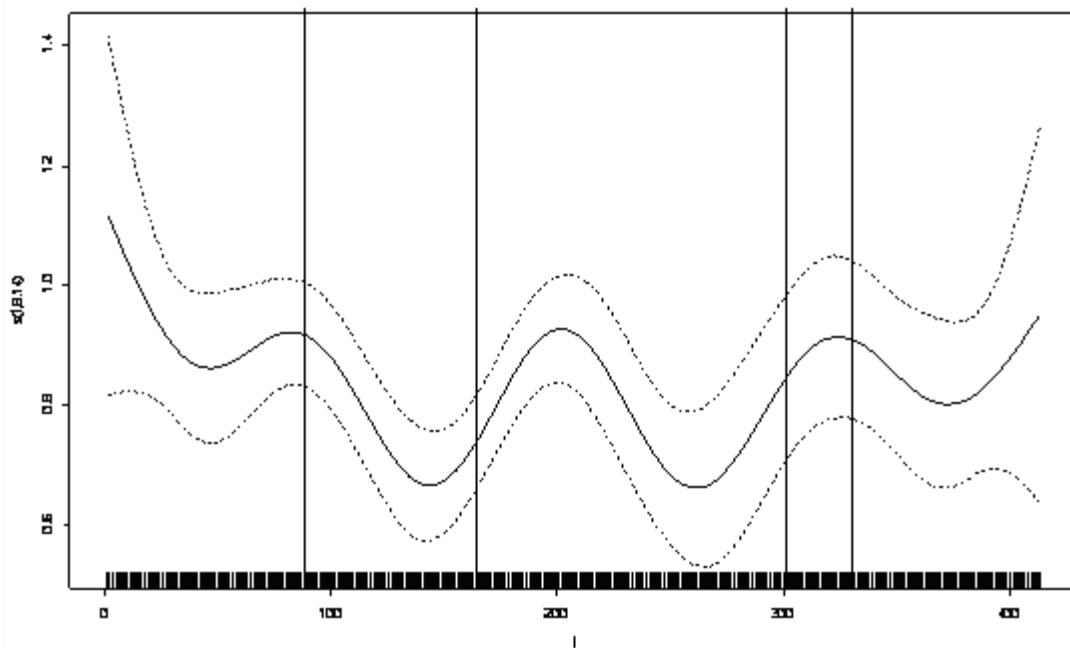
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p - value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p - value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

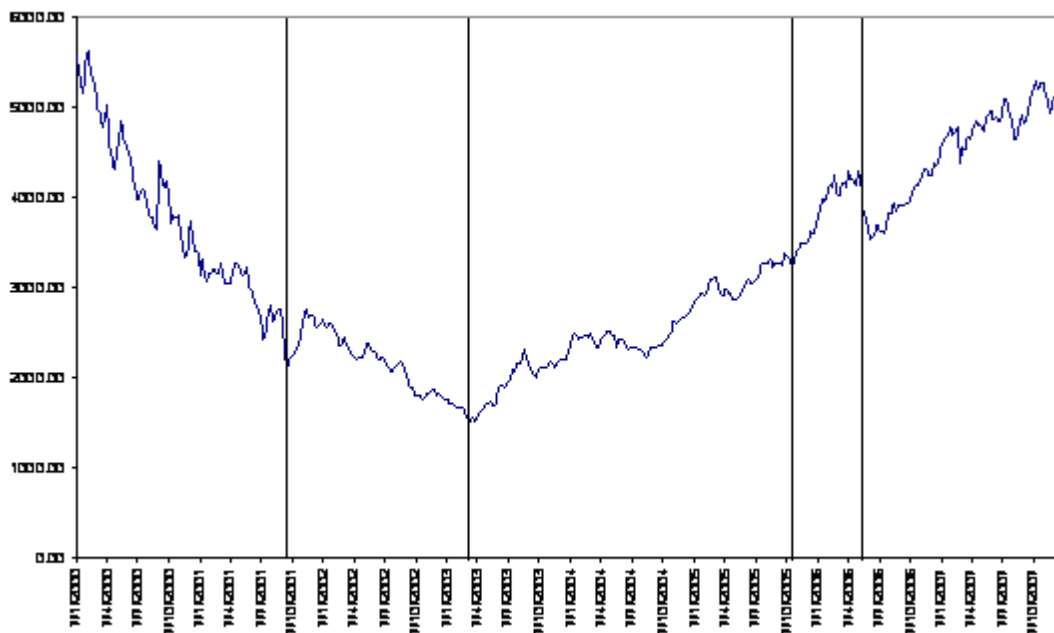
Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
38.3433	0.04281	10.072	0.9965

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας σε επίπεδο σημαντικότητας πολύ υψηλότερο του 5%, όσο και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός, αλλά παρουσιάζει υψηλή μεταβλητότητα. Συγκεκριμένα, μειώνεται μέχρι τις 27/10/2000, κατόπιν αυξάνεται μέχρι τις 13/7/2001, στη συνέχεια μειώνεται μέχρι τις 18/10/2002, για να αυξηθεί μέχρι τις 28/11/2003. Ακολούθως, μειώνεται μέχρι τις 14/1/2005, αυξάνεται μέχρι τις 7/4/2006, ξαναμειώνεται μέχρι τις 30/3/2007 και τέλος αυξάνεται.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, παρατηρεί κανείς ότι η κίνηση του βήτα είναι μάλλον τυχαία σε σχέση με αυτή του Γενικού Δείκτη, και μόνο σε συγκεκριμένες περιόδους συμβαδίζει με την πορεία του ΓΔ, συγκεκριμένα στα χρονικά διαστήματα 1/1/2000 - 27/10/2000, 21/9/2001 - 18/10/2002, 14/3/2003 – 28/11/2003, 14/1/2005 – 7/4/2006, και 30/3/2007 μέχρι το τέλος της εκτιμηθείσας περιόδου. Έυκολα συμπεραίνει κανείς ότι οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα για συγχρονισμό, καθώς οι επενδυτικές τους κινήσεις δε συμβαδίζουν με την κίνηση της αγοράς.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0014866	0.0006777	-2.194	0.0288
Beta	0.8681504	0.0219921	39.476	<2e-16
AIC	-2368.504			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_0 κι εδώ είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| > 1.96$, και επειδή είναι αρνητική, οι διαχειριστές πέτυχαν αρνητική επίδοση. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.8681504, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

INTERNATIONAL Επιλογής Μετοχικών Αξιών Μετοχικό Εσωτερικού

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = \alpha_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t) RM_t + \epsilon_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα κατάλοιπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
61.0968	0.0000737	120.4702	1.832E-14

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης τόσο στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης όσο και της ετεροσκεδαστικότητας, είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	0.0003486	0.0003550	0.982	0.327
Parametric Term	0.9009684	0.0152156	59.214	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	8.728			
p-value	0.000458			
GCV Score	1.035			
AIC	-2807.1			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά a_j δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 0.982 < 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα επιλεκτικότητας.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

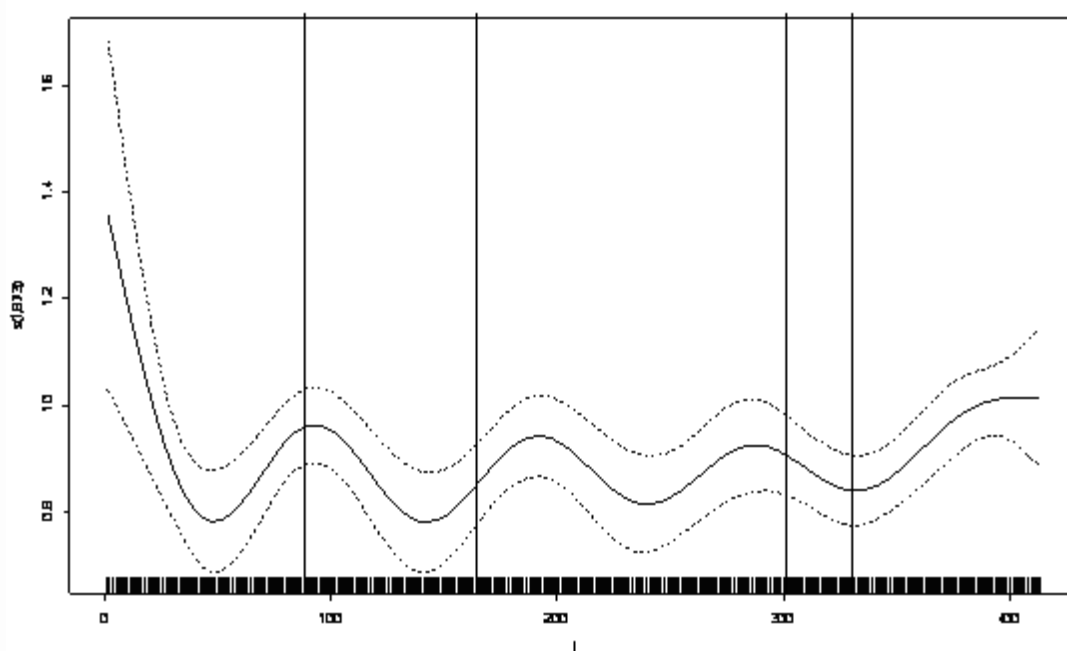
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p – value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p – value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
31.7041	0.1668	35.8495	0.07391

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας, όσο και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα σε επίπεδο σημαντικότητας υψηλότερο του 5%,

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός, αλλά εμφανίζει συνεχείς διακυμάνσεις καθ' όλη τη διάρκεια του διαστήματος παρατήρησης. Συγκεκριμένα, παρουσιάζεται μεγάλη πτώση από το 1.37 στο 0.86 στις 17/11/2000, στη συνέχεια αυξάνεται μέχρι τις 5/10/2001, για να μειωθεί μέχρι τις 11/10/2002. Έπειτα, αυξάνεται μέχρι τις 26/9/2003 και μειώνεται μέχρι τις 20/8/2004, για να αυξηθεί και πάλι μέχρι τις 29/7/2005. Τέλος, μειώνεται μέχρι τις 19/5/2006 για να συνεχίσει την αυξητική του πορεία μέχρι τις 27/7/2007, και από εκεί και πέρα παραμένει σταθερός στο 1.02.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, παρατηρεί κανείς ότι η κίνηση του βήτα είναι μάλλον τυχαία σε σχέση με αυτή του Γενικού Δείκτη, και μόνο σε συγκεκριμένες περιόδους συμβαδίζει με την πορεία του ΓΔ, συγκεκριμένα στα χρονικά διαστήματα 1/1/2000 – 17/11/2000, 5/10/2001 - 11/10/2002, 14/3/2003 – 26/9/2003, 20/8/2004 29/7/2005, και 19/5/2006 – 27/7/2007. Έυκολα συμπεραίνει κανείς ότι οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα για συγχρονισμό, καθώς οι επενδυτικές τους κινήσεις δε συμβαδίζουν με την κίνηση της αγοράς.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0002152	0.0005165	-0.417	0.677
Beta	0.9033744	0.0167616	53.896	<2e-16
AIC	-2593.384			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_0 ούτε εδώ είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| < 1.96$. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.9033744, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει

χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

MARFIN ΑΘΗΝΑ Δυναμικό Μετοχών Εσωτερικού

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = \alpha_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t) RM_t + e_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα καταλοίπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
39.995	0.0292	102.2224	2.643E-11

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης στην περίπτωση της ετεροσκεδαστικότητας, είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, ενώ στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης είναι μικρότερη από 5%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	0.0017050	0.0005388	3.164	0.00167
Parametric Term	0.7754461	0.0210719	36.800	< 2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	7.946			
p-value	4.49e-06			
GCV Score	1.0207			
AIC	-2534.862			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά a_j είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 3.164 > 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές πέτυχαν θετική επίδοση, καθώς η σταθερά του Jensen είναι θετική.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

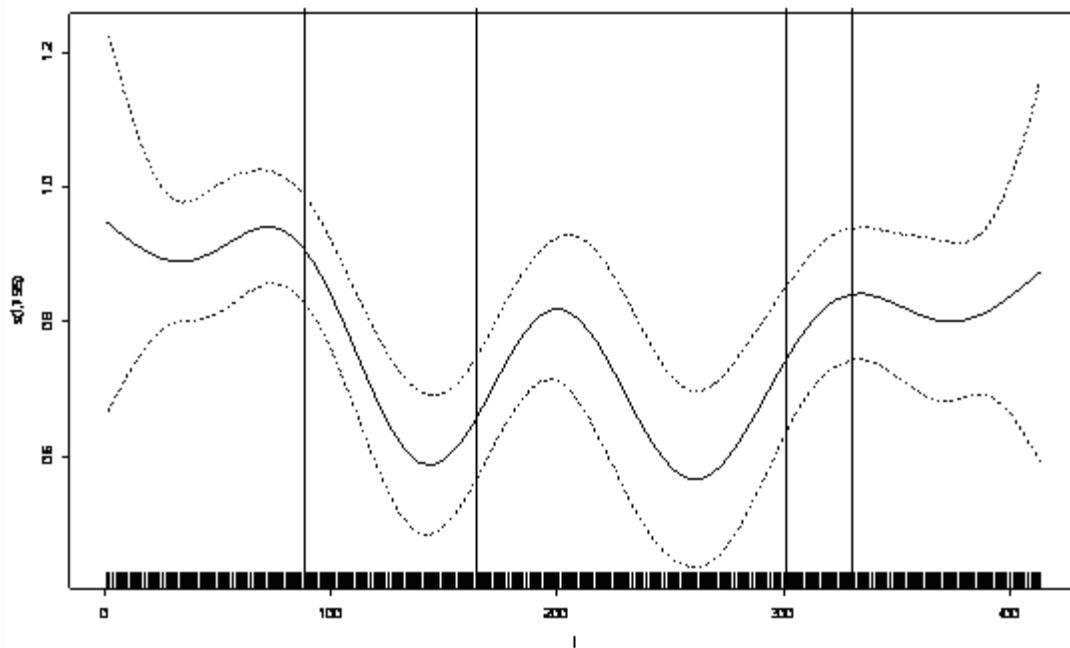
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p – value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p – value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

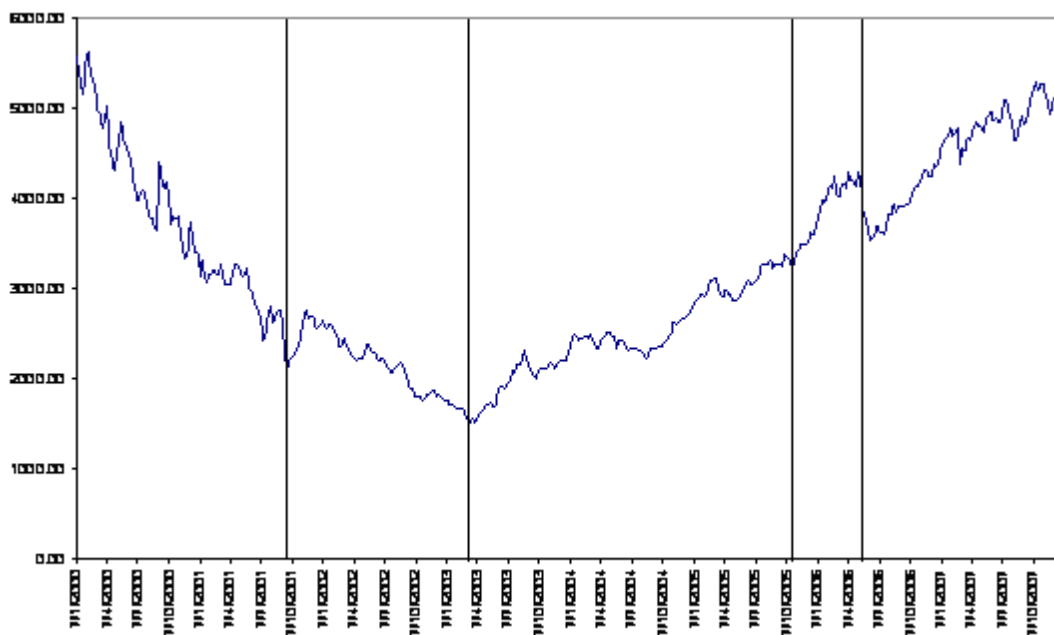
Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
34.7827	0.09221	24.1631	0.51

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας, όσο και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα σε επίπεδο σημαντικότητας υψηλότερο του 5%,

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός, αλλά παρουσιάζει μεγάλες διακυμάνσεις. Συγκεκριμένα, σημειώνεται πτώση από τις 15/6/2001 μέχρι τη 1/11/2002. Στη συνέχεια, αυξάνεται μέχρι τις 14/11/2003, και μειώνεται πάλι μέχρι τις 21/1/2005. Τέλος, αυξάνεται μέχρι τις 16/6/2006, μειώνεται ελαφρά μέχρι τις 16/2/2007, και συνεχίζει την αυξητική του πορεία.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, παρατηρεί κανείς

ότι η κίνηση του βήτα είναι μάλλον τυχαία σε σχέση με αυτή του Γενικού Δείκτη, και μόνο σε συγκεκριμένες περιόδους συμβαδίζει με την πορεία του ΓΔ, συγκεκριμένα στα χρονικά διαστήματα 15/11/2001 – 1/11/2002, 14/3/2003 – 14/11/2003, 21/1/2005 – 16/6/2006 και 16/2/2007 – 2/1/2008. Έυκολα συμπεραίνει κανείς ότι οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα για συγχρονισμό, καθώς οι επενδυτικές τους κινήσεις δε συμβαδίζουν με την κίνηση της αγοράς.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	0.0007144	0.0006071	1.177	0.24
Beta	0.8294214	0.0197020	42.098	<2e-16
AIC	-2459.555			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_j , σε αντίθεση με τη μη παραμετρική μέθοδο, δεν είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| < 1.96$. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.8294214, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

MARFIN ΟΛΥΜΠΙΑ Μετοχικό Εσωτερικού

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = \alpha_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t) RM_t + \epsilon_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα κατάλοιπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
47.2095	0.004632	233.4091	< 2.2E-16

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης τόσο στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης όσο και της ετεροσκεδαστικότητας, είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	0.0002237	0.0003189	0.701	0.483
Parametric Term	0.8185606	0.0126372	64.774	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	7.853			
p-value	2.68e-09			
GCV Score	1.0434			
AIC	-2927.685			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά a_j δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 0.701 < 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα επιλεκτικότητας.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

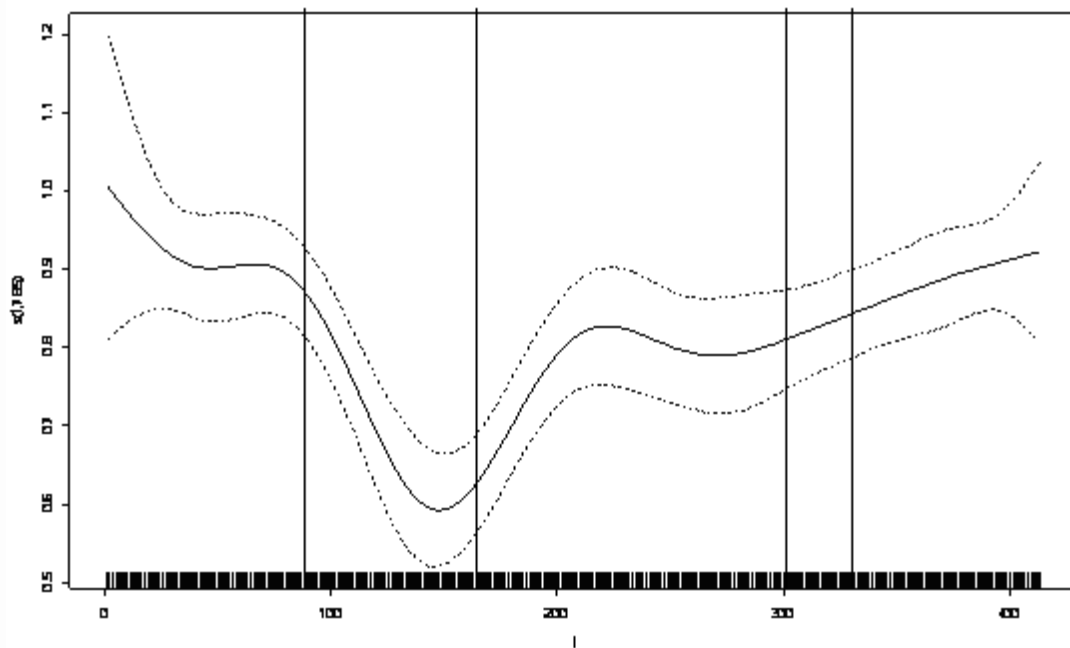
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p – value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p – value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

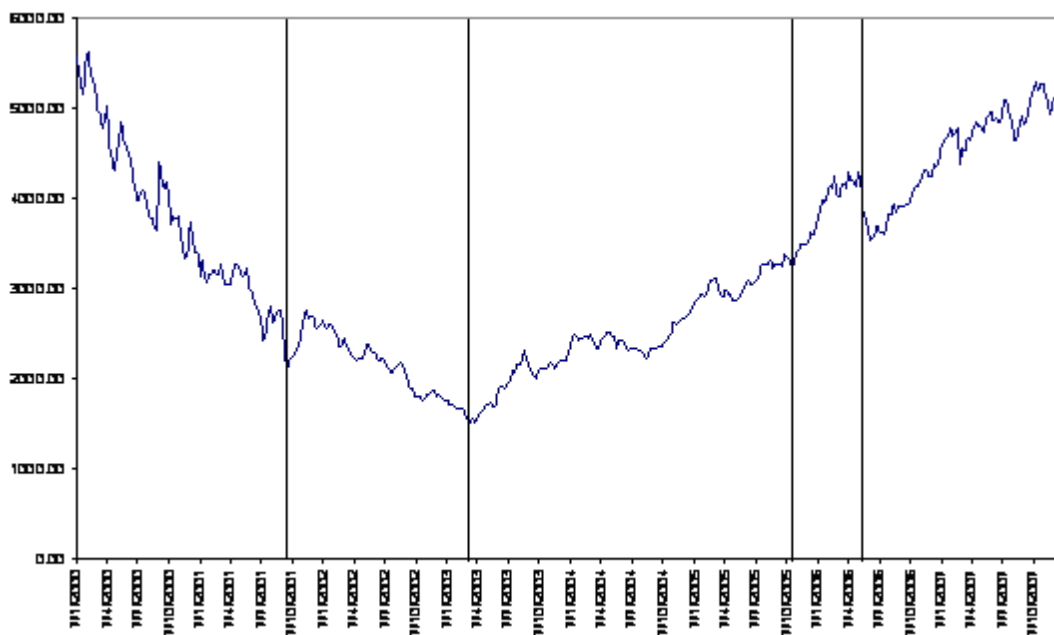
Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
37.4943	0.05179	22.403	0.6124

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας, όσο και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα σε επίπεδο σημαντικότητας υψηλότερο του 5%,

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός. Συγκεκριμένα, παρατηρείται μείωση του βήτα μέχρι τις 18/10/2002, με ένα διάστημα σταθερότητας από τις 13/10/2000 μέχρι τις 18/5/2001, και στη συνέχεια αύξηση μέχρι τις 14/5/2004. Τέλος, συνεχίζει μια αυξητική πορεία με σταθερό ρυθμό, μετά από μια μικρή καμπή μέχρι τις 24/3/2005.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, παρατηρεί κανείς

ότι το βήτα ακολουθεί την πορεία της αγοράς, τόσο κατά την καθοδική όσο κατά την ανοδική φάση, με μοναδικές εξαιρέσεις την περίοδο στασιμότητας στην καθοδική φάση, και την μικρή καμπή στην ανοδική φάση της αγοράς. Επίσης, οι διαχειριστές θα μπορούσαν να αναλάβουν περισσότερο κίνδυνο κατά την ανοδική φάση της αγοράς, αυξάνοντας περισσότερο το βήτα, με σκοπό τις υψηλότερες αποδόσεις. Τέλος, αξίζει να σημειωθεί ότι οι διαχειριστές ίσως προέβλεψαν την άνοδο της αγοράς μετά τις 14-3-2003, και γι αυτό ανέλαβαν υψηλότερο κίνδυνο νωρίτερα.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0001938	0.0004109	-0.472	0.637
Beta	0.8461541	0.0133342	63.457	<2e-16
AIC	-2782.793			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_j ούτε εδώ είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| < 1.96$. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.8461541, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

ΠΕΙΡΑΙΩΣ Α/Κ Μετοχικό Εσωτερικού

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = a_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t)RM_t + e_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα κατάλοιπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
52.26	0.001111	280.3145	< 2.2E-16

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης τόσο στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης όσο και της ετεροσκεδαστικότητας, είναι μικρότερη ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τότε, πρέπει να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model. Αφού υπολογιστούν τα τετράγωνα των καταλοίπων και εκτιμηθεί το Generalized Additive Gamma Model, υπολογίζονται τα σταθμά με τη χρήση του τύπου $\omega_{jt} = 1/\mu_{jt}^2$.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0001998	0.0001846	-1.083	0.280
Parametric Term	0.8625732	0.0077690	111.028	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	8.726			
p-value	<2e-16			
GCV Score	1.0364			
AIC	-3355.842			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά a_j δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 1.083 < 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα επιλεκτικότητας.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

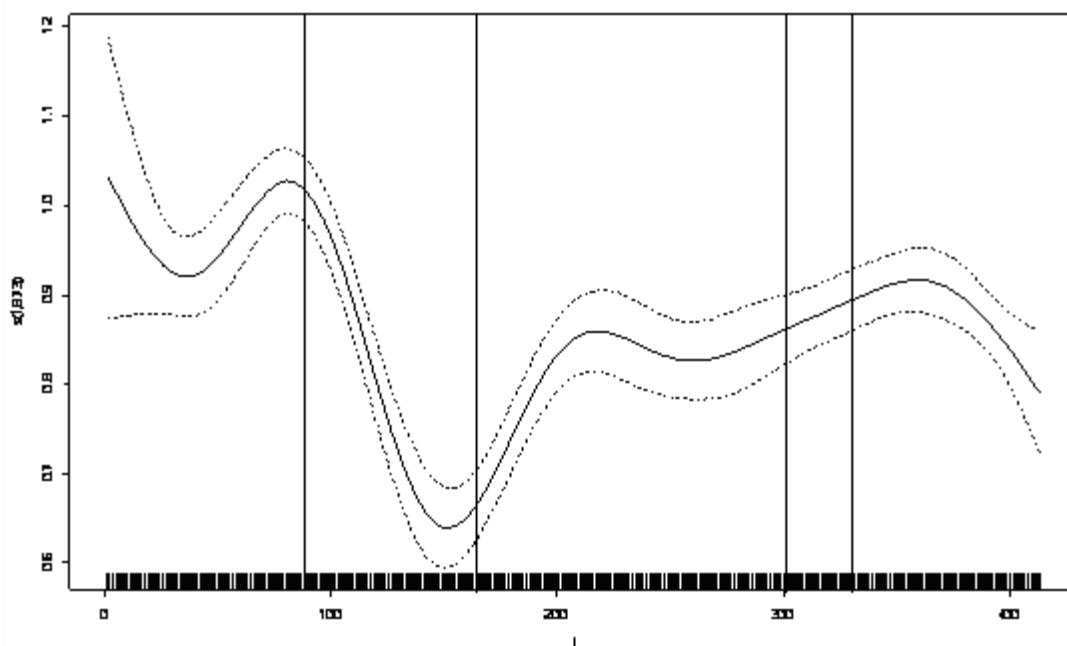
Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p – value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p – value είναι χαμηλότερο και από επίπεδο σημαντικότητας 1%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος είναι απαραίτητος για την περιγραφή της σχέσης.

Προκειμένου να συνεχιστεί η ανάλυση, πρέπει να ελεγχθούν εκ νέου τα κατάλοιπα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα.

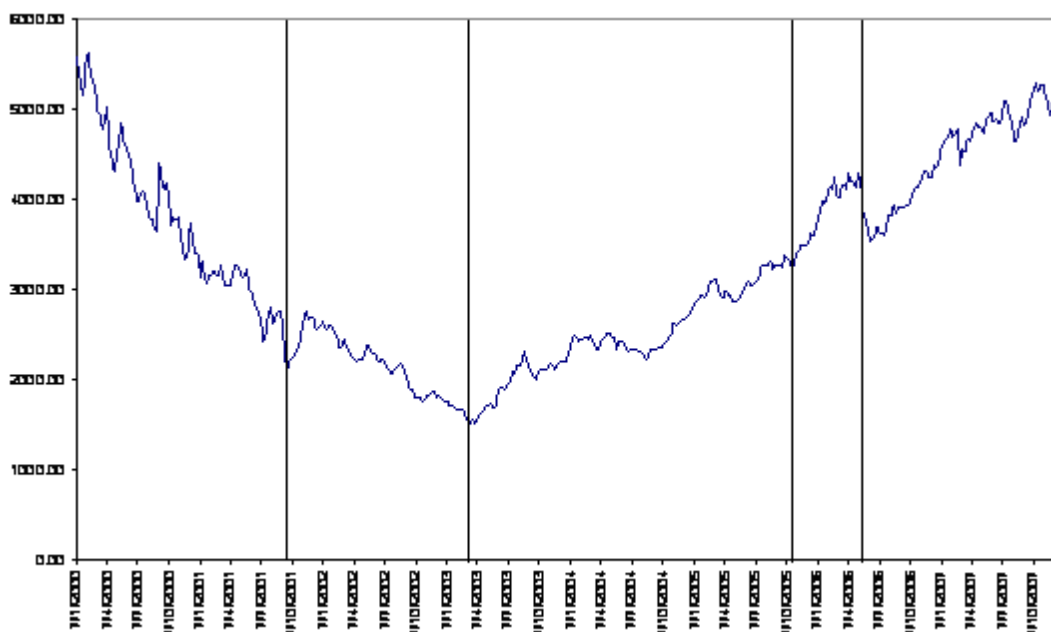
Weighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
43.6803	0.01177	27.6221	0.3255

Είναι φανερό ότι έχει αντιμετωπισθεί το πρόβλημα, τόσο της ετεροσκεδαστικότητας σε επίπεδο σημαντικότητας πολύ υψηλότερο του 5%, όσο και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα (το παραμετρικό και το μη παραμετρικό μέρος ως σύνολο) για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα δεν είναι διαχρονικά σταθερός. Συγκεκριμένα, μειώνεται μέχρι τις 15/9/2000 και αυξάνεται μέχρι τις 6/7/2001, για να ακολουθήσει μεγάλη πτώση μέχρι τις 13/12/2002. Στη συνέχεια, αυξάνεται μέχρι τις 23/4/2004, ακολουθεί μια μικρή κάμψη μέχρι τις 31/12/2004 και σταθερή αύξηση μέχρι τις 27/10/2006. Τέλος, το βήτα ακολουθεί πτωτική πορεία μέχρι το τέλος της εκτιμηθείσας περιόδου.



Όσον αφορά την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, συγκρίνοντας το διάγραμμα των συντελεστών βήτα με αυτό του Γενικού Δείκτη, παρατηρεί κανείς ότι το βήτα ακολουθεί, επί το πλείστον, την πορεία της αγοράς, τόσο κατά την καθοδική όσο κατά την ανοδική φάση, με μοναδικές εξαιρέσεις την ανοδική πορεία κατά την πτωτική φάση της αγοράς και την πτωτική πορεία στο τέλος της εκτιμηθείσας περιόδου, όπου η αγορά βρισκόταν σε ανοδική φάση. Επίσης, αξίζει να σημειωθεί ότι οι διαχειριστές ίσως προέβλεψαν την άνοδο της αγοράς μετά τις 14-3-2003, και γι αυτό ανέλαβαν υψηλότερο κίνδυνο νωρίτερα.

Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0005440	0.0002901	-1.875	0.0615
Beta	0.8994289	0.0094143	95.538	<2e-16
AIC	-3071.021			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_0 ούτε εδώ είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| < 1.96$. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.8994289, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει χαμηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μη παραμετρικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

PROTON Μετοχικό Εσωτερικού

Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα $R_{jt} = \alpha_j + \beta_j RM_t + \beta_j(t) RM_t + e_{jt}$ με τη μέθοδο Penalized Least Squares, αρχικά υποθέτοντας ομοσκεδαστικότητα, υπολογίζονται τα κατάλοιπα για να γίνει έλεγχος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα με τη χρήση του ελέγχου Ljung-Box.

Unweighted Model			
Αυτοσυσχέτιση		Ετεροσκεδαστικότητα	
X-Squared	P-Value	X-Squared	P-Value
42.7214	0.01501	9.8944	0.997

Από τα στοιχεία του πίνακα φαίνεται ότι η πιθανότητα στήριξης της μηδενικής υπόθεσης είναι υψηλή, τόσο στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης, σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, όσο και της ετεροσκεδαστικότητας, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Συνεπώς, δε θα χρειαστεί να μοντελοποιηθεί η διακύμανση των καταλοίπων μέσω του Generalized Additive Gamma Model.

Τώρα, μπορεί να εκτιμηθεί εκ νέου το αρχικό υπόδειγμα, εισάγοντας αυτή τη φορά τα σταθμά που υπολογίστηκαν πριν. Έτσι, συνοψίζονται στον πίνακα τα χαρακτηριστικά του νέου σταθμισμένου υποδείγματος που εκτιμήθηκε.

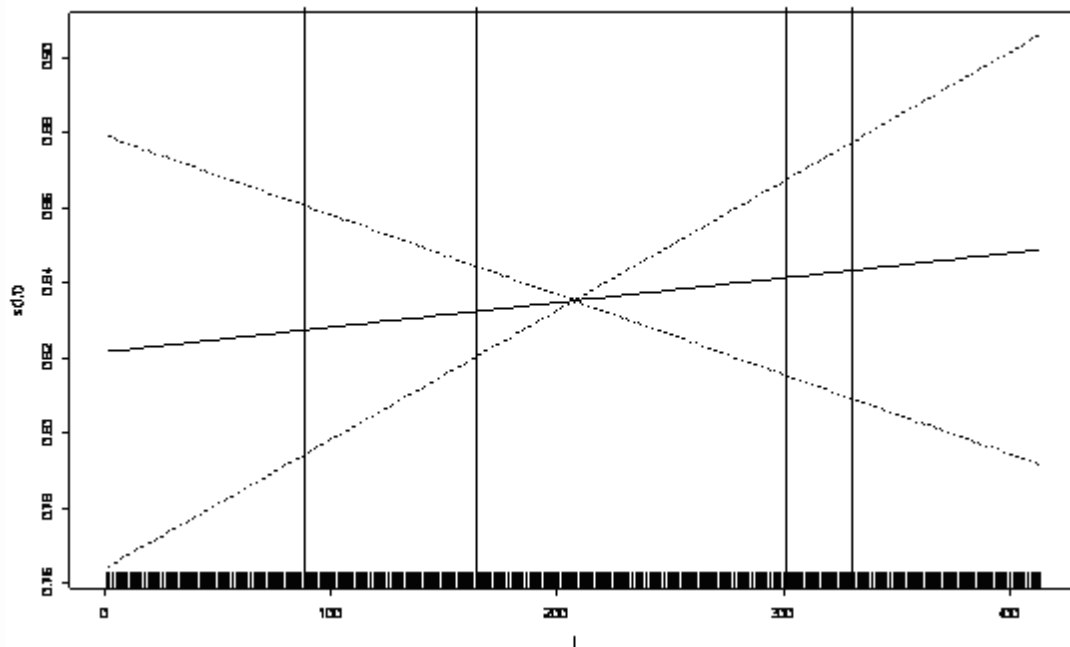
Parametric Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0006958	0.0005011	-1.389	0.166
Parametric Term	0.8352324	0.0184515	45.266	<2e-16
Approximate significance of smooth term				
EDF	1			
p-value	0.636			
GCV Score	0.00010241			
AIC	-2626.362			

Μπορεί τώρα κανείς να καταλήξει στα εξής συμπεράσματα. Καταρχήν, η σταθερά α_j δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, καθώς έχει $|t| = 1.389 < 1.96$. Συνεπώς, οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα επιλεκτικότητας.

Δεύτερον, ο σταθερός συντελεστής βήτα, δηλαδή ο μέσος συντελεστής βήτα για την εξεταζόμενη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας χαμηλότερο του 1%

Όσον αφορά το μη παραμετρικό μέρος, το p – value αντιπροσωπεύει την πιθανότητα απόκλισης του μη παραμετρικού όρου από του υπόδειγμα. Για το συγκεκριμένο A/K, το p – value είναι ιδιαίτερα υψηλό, ακόμα και από επίπεδο σημαντικότητας 5%, αφού αγγίζει το 63.6%, συνεπώς ο μη παραμετρικός όρος δεν είναι χρήσιμος στην περιγραφή της σχέσης.

Στη συνέχεια, απεικονίζεται διαγραμματικά η διαχρονική πορεία του συντελεστή βήτα για το διάστημα εκτίμησης.



Παρατηρεί κανείς ότι ο συντελεστής βήτα είναι διαχρονικά σταθερός κατά την εκτιμηθείσα περίοδο. Συγκεκριμένα, βρίσκεται στο 0.835. Έτσι, συμπεραίνει κανείς ότι οι διαχειριστές δε διακρίνονται από ικανότητα για συγχρονισμό.



Αφού εκτιμηθεί το γραμμικό μοντέλο με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, καταλήγει κανείς στα εξής συμπεράσματα:

OLS Coefficients				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercept	-0.0006612	0.0004953	-1.335	0.183
Beta	0.8309561	0.0160726	51.700	<2e-16
AIC	-2628.137			

Στην περίπτωση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, η σταθερά a_0 ούτε εδώ είναι στατιστικά σημαντική, καθώς έχει στατιστική $|t| < 1.96$. Επίσης, ο συντελεστής βήτα βρίσκεται στο 0.8309561, και είναι στατιστικά σημαντικός, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Όσον αφορά το Akaike Information Criterion, παίρνει υψηλότερη τιμή στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, γεγονός που υποδηλώνει ότι το γραμμικό υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση των δυο μεταβλητών.

Συμπεράσματα

Σε αυτή την ενότητα θα παρουσιαστούν τα συμπεράσματα από την άνωθεν ανάλυση ως προς την ικανότητα των διαχειριστών για επιλεκτικότητα και συγχρονισμό, καθώς και την ισχύ του υποδείγματος σε σχέση με το γραμμικό.

Καταρχήν, αξίζει να αναφερθεί ότι το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας και της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα ήταν εμφανές στο δείγμα, πράγμα φυσικό αφού οι αποδόσεις διακρίνονται από αυτά τα δυο χαρακτηριστικά και αυτό το πρόβλημα εμφανίζεται συχνά σε μελέτες που έχουν να κάνουν με αποδόσεις. Σημειώνεται ότι από τα 26 A/K του αρχικού δείγματος, μόνο 2 δεν παρουσίασαν ούτε αυτοσυσχέτιση ούτε ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα, συγκεκριμένα τα “CitiFund Μετοχικό Εσωτερικού” και “PROTON Μετοχικό Εσωτερικού”, και συνεπώς δε χρειάστηκε να χρησιμοποιηθεί το Generalized Additive Gamma Model για να μοντελοποιηθεί η ετεροσκεδαστικότητα.

Επίσης, ήταν χρήσιμη η δοκιμή του υποδείγματος με τρεις διαφορετικές ομάδες παρατηρήσεων, μηνιαίες, ημερήσιες και τελικά εβδομαδιαίες, καθώς έτσι επιλέχτηκε το κατάλληλο είδος παρατηρήσεων, οι εβδομαδιαίες, έτσι ώστε να είναι ικανοποιητική η ερμηνευτικότητα των αποτελεσμάτων και να εμφανίζεται ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση στο μικρότερο μέρος του δείγματος.

Όσον αφορά τα χαρακτηριστικά και την ισχύ του υποδείγματος, όλα τα A/K είχαν στατιστικά σημαντικό το παραμετρικό μέρος του συντελεστή βήτα. Επίσης, τα 14 από τα 15 είχαν στατιστικά σημαντικό το μη παραμετρικό μέρος του συντελεστή βήτα, με μοναδική εξαίρεση το A/K “PROTON Μετοχικό Εσωτερικού”. Αυτό υποδηλώνει ότι στα 14 A/K, ο συντελεστής βήτα είναι χρονικά μεταβαλλόμενος, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, ενώ στο A/K “PROTON Μετοχικό Εσωτερικού”, ο συντελεστής βήτα είναι διαχρονικά σταθερός σε επίπεδο σημαντικότητας πολύ υψηλότερο του 5%. Τέλος, και στα 14 από τα 15 A/K, το Akaike Information Criterion ήταν χαμηλότερο στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, σε σύγκριση με το γραμμικό υπόδειγμα, συνεπώς το πρώτο υπόδειγμα περιγράφει καλύτερα τη σχέση της απόδοσης του A/K με εκείνη του δείκτη αναφοράς και αποδεικνύεται πιο ισχυρό. Μοναδική εξαίρεση για ακόμα

για μια φορά αποτελεί το Α/Κ “PROTON Μετοχικό Εσωτερικού”, του οποίου το AIC είναι ελάχιστα υψηλότερο (κατά 1.775), από το AIC του γραμμικού υποδείγματος.

Επιπροσθέτως, εξετάστηκε η ικανότητα των διαχειριστών για επιλεκτικότητα, δηλαδή ικανότητα πρόβλεψης των κινήσεων των τιμών μεμονωμένων μετοχών σε σχέση με την κίνηση του συνόλου των τιμών των μετοχών. Αυτό ελέγχθηκε με την αντίστοιχη σταθερά του Jensen α_j στο μη παραμετρικό υπόδειγμα, και συγκεκριμένα με το στατιστικό έλεγχο της. Καταλήγει κανείς ότι στην περίπτωση του μη παραμετρικού υποδείγματος, μόνο σε 4 Α/Κ ήταν στατιστικά σημαντική η σταθερά α_j σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Συγκεκριμένα τα Α/Κ “INTERAMERICAN Αναπτυσ. Εταιριών Μετοχ. Εσωτερικού”, “INTERNATIONAL (Αναπτυξιακό Εσωτ.)” και “INTERNATIONAL Δυναμικών Εταιρειών Μετοχικό Εσωτερικού” πέτυχαν αρνητική επίδοση, καθώς η σταθερά α_j ήταν μικρότερη του μηδενός, ενώ μόνο το Α/Κ “MARFIN ΑΘΗΝΑ Δυναμικό Μετοχών Εσωτερικού” κατάφερε να πετύχει θετική επίδοση, με σταθερά θετική και στατιστικά σημαντική.

Στην περίπτωση του γραμμικού υποδείγματος, 5 Α/Κ είχαν στατιστικά σημαντικό α_j , και συγκεκριμένα τα Α/Κ “ALLIANZ Επιθετικής Στρατηγικής (Μετοχ. Εσωτ.)”, “Α/Κ ΑΤΕ Μετοχικό Εσωτερικού”, “ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ Μετοχών Εσωτερικού”, “INTERNATIONAL (Αναπτυξιακό Εσωτ.)” και “INTERNATIONAL Δυναμικών Εταιρειών Μετοχικό Εσωτερικού”, και σημείωσαν αρνητική επίδοση, καθώς είχαν αρνητικό α_j . Αξίζει να αναφερθεί ότι μόνο 2 Α/Κ είχαν στατιστικά σημαντικό α_j τόσο στο μη παραμετρικό, όσο και στο γραμμικό υπόδειγμα. Τα 2 αυτά Α/Κ είναι τα “INTERNATIONAL (Αναπτυξιακό Εσωτ.)” και “INTERNATIONAL Δυναμικών Εταιρειών Μετοχικό Εσωτερικού”, τα οποία πέτυχαν αρνητική επίδοση.

A/K	Linear Model			Non Parametric Model			
	Intercept (t-stat)	Beta (t-stat)	AIC	Intercept (t-stat)	Beta (t-stat)	b(t) p-value	AIC
ALLIANZ Επιθετικής Στρατηγικής (Μετοχ. Εσωτ.)	-0.0008686 (-2.264)	0.9543388 (76.646)	-2839.519	-0.0002004 (-0.628)	0.9436646 (75.89)	0.00457	-2934.327
ALLIANZ Μετοχών Εσωτ.	-0.0006152 (-1.673)	0.9487599 (79.519)	-2874.848	-9.011e-05 (-0.285)	0.9414 (77.082)	0.00117	-2952.935
ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ	-0.0006043 (-1.09)	0.8219845 (45.67)	-2534.433	0.0005408 (1.279)	0.7735645 (45.213)	0.000482	-2682.196
A/K ATE Μετοχικό Εσωτ.	-0.00081 (-2.839)	0.886401 (95.74)	-3084.849	-0.0004712 (-1.94)	0.8473764 (92.32)	1.06E-11	-3185.511
CitiFund Μετοχικό Εσωτ.	-0.00002526 (-0.161)	0.9568 (188.079)	-3580.694	0.00008158 (0.53)	0.9432 (163.94)	0.000112	-3602.372
ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ Μετοχών Εσωτ.	-0.0005226 (-1.968)	0.9516824 (110.459)	-3144.42	-0.0001604 (-0.947)	0.9332193 (125.789)	2.56E-08	-3410.982
ING A/K Μετοχικό Εσωτ.	-0.0005286 (-1.812)	0.9043712 (95.535)	-3066.454	-0.0002244 (-1.199)	0.8723296 (111.129)	<2E-16	-3345.878
INTERAMERICAN Αναπτυσ. Εταιριών Μετοχ. Εσωτ.	-0.0010646 (-1.848)	0.8998853 (48.148)	-2503.21	-0.0009525 (-2.01)	0.8532378 (44.23)	3.51E-08	-2613.173
INTERNATIONAL (Αναπτυξιακό Εσωτ.)	-0.0018125 (-3.638)	0.8673172 (53.64)	-2623.18	-0.0007984 (-2.754)	0.83775 (65.337)	0.000131	-2959.697
INTERNATIONAL Δυναμικών Εταιρειών Μετοχικό Εσωτ.	-0.0014866 (-2.194)	0.8681504 (39.476)	-2368.504	-0.0011239 (-2.163)	0.8346476 (37.468)	0.000338	-2504.698
INTERNATIONAL Επιλογής Μετοχικών Αξιών Μετοχικό Εσωτ.	-0.0002152 (-0.417)	0.9033744 (53.896)	-2593.384	0.0003486 (0.982)	0.9009684 (59.214)	0.000458	-2807.1
MARFIN ΑΘΗΝΑ Δυναμικό Μετοχών Εσωτ.	0.0007144 (1.177)	0.8294214 (42.098)	-2459.555	0.001705 (3.164)	0.7754461 (36.800)	4.49E-06	-2534.862
MARFIN ΟΛΥΜΠΙΑ Μετοχικό Εσωτ.	-0.0001938 (-0.472)	0.8461541 (63.457)	-2782.793	0.0002237 (0.701)	0.8185606 (64.774)	2.68E-09	-2927.685
ΠΕΙΡΑΙΩΣ A/K Μετοχικό Εσωτ.	-0.000544 (-1.875)	0.8994289 (95.538)	-3071.021	-0.0001998 (-1.083)	0.8625732 (111.028)	<2E-16	-3355.842
PROTON Μετοχικό Εσωτ.	-0.0006612 (-1.335)	0.8309561 (51.700)	-2628.137	-0.0006958 (-1.389)	0.8352324 (45.266)	0.636	-2626.362

Για την εξέταση της ικανότητας των διαχειριστών για συγχρονισμό, παρατηρήθηκε η πορεία του συντελεστή βήτα του A/K σε σχέση με την πορεία της αγοράς. Στο σύνολο της εξετασθείσας περιόδου, μόνο τρία A/K παρουσίασαν ικανοποιητικά αποτελέσματα όσον αφορά την ικανότητα για μακροπροβλέψεις, συγκεκριμένα το A/K “ING A/K Μετοχικό Εσωτερικού”, το οποίο ακολουθούσε την πορεία του δείκτη στις 4 τελευταίες από τις 5 φάσεις παρακολούθησης της αγοράς, το A/K “ΠΕΙΡΑΙΩΣ A/K Μετοχικό Εσωτερικού”, το οποίο διακρίνεται από ικανοποιητική διαχείριση στις 4 τελευταίες περιόδους, με μοναδική εξαίρεση την πτώση κατά τον τελευταίο χρόνο παρατήρησης, και τέλος, το A/K “MARFIN ΟΛΥΜΠΙΑ Μετοχικό Εσωτερικού”, το οποίο πέτυχε σχεδόν άριστη διαχείριση σε όλες τις εξεταζόμενες φάσεις της αγοράς.

Επίσης, εξετάζοντας καθεμία από τις 5 περιόδους ενδιαφέροντος ξεχωριστά, σημειώνεται ότι τα 12 από τα 15 A/K κατάφεραν να πετύχουν ικανοποιητικά αποτελέσματα κατά τη δεύτερη περίοδο εξέτασης 21/9/2001 – 14/3/2003, όπου η αγορά ήταν πτωτική, παρόλο που μόνο τα 8 μείωσαν τον κίνδυνό τους από την πρώτη περίοδο (ALLIANZ Επιθετικής Στρατηγικής (Μετοχ. Εσωτ.), ALLIANZ Μετοχών Εσωτερικού, ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ, CitiFund Μετοχικό Εσωτερικού, INTERAMERICAN Αναπτυσ. Εταιριών Μετοχ. Εσωτερικού, INTERNATIONAL (Αναπτυξιακό Εσωτ.), INTERNATIONAL Δυναμικών Εταιριών Μετοχικό Εσωτερικού και MARFIN ΟΛΥΜΠΙΑ Μετοχικό Εσωτερικού), ενώ μόνο 4 A/K προβλέψουν την ανοδική φάση της αγοράς την περίοδο 14/3/2003 – 21/10/2005 και να διαμορφώσουν το χαρτοφυλάκιο τους κατάλληλα, συγκεκριμένα τα A/K “ING A/K Μετοχικό Εσωτερικού”, “MARFIN ΟΛΥΜΠΙΑ Μετοχικό Εσωτερικού”, “ΠΕΙΡΑΙΩΣ A/K Μετοχικό Εσωτερικού”, και “INTERAMERICAN Αναπτυσ. Εταιριών Μετοχ. Εσωτερικού”. Επιπλέον, την ανοδική φάση κατά την τέταρτη περίοδο 21/10/2005 – 16/6/2006 εκμεταλλεύτηκαν μόνο 5 A/K (ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ, ING A/K Μετοχικό Εσωτερικού, MARFIN ΑΘΗΝΑ Δυναμικό Μετοχών Εσωτερικού, MARFIN ΟΛΥΜΠΙΑ Μετοχικό Εσωτερικού και ΠΕΙΡΑΙΩΣ A/K Μετοχικό Εσωτερικού), και τέλος, την άνοδο που συνεχίζεται και στην τελευταία φάση εκμεταλλεύτηκαν 5 A/K (ALLIANZ Επιθετικής Στρατηγικής (Μετοχ. Εσωτ.), ALLIANZ Μετοχών Εσωτερικού, ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ, ING A/K Μετοχικό Εσωτερικού και MARFIN ΟΛΥΜΠΙΑ Μετοχικό Εσωτερικού)

Τέλος, αξίζει να αναφερθεί ότι σε 4 Α/Κ, και συγκεκριμένα στα Α/Κ “ALLIANZ Μετοχών Εσωτερικού”, “ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ Μετοχών Εσωτερικού”, “INTERNATIONAL Δυναμικών Εταιρειών Μετοχικό Εσωτερικού” και “INTERNATIONAL Επιλογής Μετοχικών Αξιών Μετοχικό Εσωτερικού”, ο συντελεστής βήτα φαίνεται να ακολουθεί γενικά τυχαία πορεία, και να μη συμβαδίζει με την κίνηση της αγοράς.

Επίλογος

Εν κατακλείδι, παρουσιάστηκε ένα νέο υπόδειγμα εκτίμησης των συντελεστών βήτα, και εφαρμόστηκε στην αξιολόγηση της επίδοσης των επενδυτών, ως προς την ικανότητά τους για επιλεκτικότητα, αλλά κυρίως για συγχρονισμό. Το πλεονέκτημα του συγκεκριμένου υποδείγματος, σε σχέση με αυτά που έχουν χρησιμοποιηθεί στις προηγούμενες μελέτες, έγκειται στο ότι μπορεί να ελέγξει την ικανότητα των επενδυτών για συγχρονισμό σε κάποιες συγκεκριμένες περιόδους ενδιαφέροντος, και όχι στο σύνολο της εκτιμηθείσας περιόδου, με αποτέλεσμα να μπορούν να αξιολογηθούν οι επενδυτές για περιόδους καθοδικής ή ανοδικής αγοράς ξεχωριστά, χωρίς να χρειαστεί να εκτιμηθεί το υπόδειγμα ξεχωριστά σε αυτές τις διαφορετικές φάσεις τις αγορές, ενώ τα υπόλοιπα υποδείγματα δίνουν μια γενική εικόνα για την ικανότητα των διαχειριστών για συγχρονισμό, γεγονός που μπορεί να δώσει λανθασμένα καθώς οι διαχειριστές θα μπορούσαν για μια περίοδο να είχαν προσαρμόσει το χαρτοφυλάκιό τους στα δεδομένα της αγοράς, ενώ κάποια άλλη περίοδο όχι, με αποτέλεσμα μια συνολική εικόνα της αξιολόγησής τους να είναι λανθασμένα θετική ή αρνητική. Επίσης, είναι το μοναδικό υπόδειγμα που αποδίδει τις τιμές του συντελεστή βήτα για όλη την εκτιμηθείσα περίοδο, στις περιπτώσεις φυσικά που ο συντελεστής βήτα είναι χρονικά μεταβαλλόμενος, σε αντίθεση με τα υπόλοιπα υποδείγματα που απλά ελέγχουν αν είναι σταθερός ή μεταβαλλόμενος, και δεν απαντούν ποιες είναι εν τέλει οι τιμές του βήτα στο παρατηρηθέν διάστημα.

Παρ' όλα αυτά, το υπόδειγμα εμφανίζει κάποια μειονεκτήματα. Συγκεκριμένα, δε διαχωρίζει τους λόγους μεταβλητότητας του συντελεστή βήτα, καθώς αυτή η μεταβλητότητα μπορεί να οφείλεται και σε άλλους παράγοντες εκτός από την ενεργητική διαχείριση. Επίσης, για να εξάγει ικανοποιητικά αποτελέσματα, και συγκεκριμένα να είναι εμφανής και παρατηρήσιμη η μεταβλητότητα των συντελεστών βήτα, θα πρέπει να έχει εισαχθεί ένα σχετικά μεγάλο δείγμα παρατηρήσεων. Συνεπώς, το συγκεκριμένο υπόδειγμα μπορεί να χρησιμοποιείται για την εκτίμηση συντελεστών βήτα, και κατ' επέκταση την αξιολόγηση των διαχειριστών, για μεγάλες περιόδους, και όχι για ένα διάστημα ίσως μικρότερο του ενός έτους. Επιπλέον, δε λαμβάνει υπόψη κάποιες επενδυτικές στρατηγικές που μπορεί να ακολουθούν οι διαχειριστές, για τις οποίες ο κίνδυνος είναι μετρήσιμος (priced) και δεν πρέπει να λαμβάνονται ως υπεραπόδοση.

Συνεπώς, προτείνεται να επεκταθεί περαιτέρω το παρόν υπόδειγμα, και να εισαχθούν νέοι όροι που να λαμβάνουν υπόψη και τους άλλους παράγοντες που συμβάλλουν στη μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα. Επίσης, Θα μπορούσαν να ληφθούν υπόψη και οι πιθανές επενδυτικές στρατηγικές που ακολουθούν οι διαχειριστές, όπως η αγορά μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης και η πώληση μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης (Small Minus Big - SMB), η αγορά μετοχών με υψηλό δείκτη Λογιστική προς Χρηματιστηριακή αξία και η πώληση μετοχών με χαμηλό τον τελευταίο δείκτη (High Minus Low - HML), η αγορά μετοχών με υψηλές περσινές αποδόσεις και η πώληση μετοχών με χαμηλές περσινές αποδόσεις (Momentum - MOM), καθώς και η πλεονάζουσα απόδοση που πετυχαίνει ο διαχειριστής επενδύοντας σε ομόλογα.

Βιβλιογραφία

Estimating Beta-Coefficients of German Stock Data: A Non-Parametric Approach
The European Journal of Finance, September 2007

Maik Eisenbeiss, Göran Kauermann, Willi Semmler

Generalized Additive Models

Statistical Science, August 1986

Trevor Hastie, Robert Tibshirani

Penalized Regression with Model-Based Penalties

The Canadian Journal of Statistics, June 2000

Nancy E. Heckman, James O. Ramsay

Modeling and Smoothing Parameter Estimation with Multiple Quadratic Penalties

Journal of the Royal Statistical Society. Series B (statistical Methodology), 2000

S. N. Wood

Performance Evaluation: A Review Article and an Empirical Investigation of Greek Mutual Fund Managers

Business and Economic Journal (2002)

Nikolaos Philippas, Efthymios Tsionas

Market Timing and Selectivity: An Empirical Investigation into the Features of Greek Mutual Fund Managers

Journal of Applied Business Research (2002)

Nikolaos Philippas

Trying but Failing to Ride the Bull Market: A Random Coefficient Model to Examine Greek Mutual Funds Performance

The Journal of Financial Decision Making, June 2006

Nikolaos Philippas

Testing for Persistence in Mutual Fund Performance and the Ex Post Verification Problem: Evidence from the Greek Market

Forthcoming European Journal of Finance (2008)

Vassilios Babalos, Guglielmo Maria Caporale, Alexandros Kostakis, Nikolaos Philippas

Feedbacks between Mutual Fund Flows and Security Returns: Evidence from the Greek Capital Market

Applied Financial Economics, October 2004

Guglielmo Maria Caporale, Nikolaos Philippas, Nikitas Pittis

Αξιολόγηση της Επίδοσης των Αμοιβαίων Κεφαλαίων
Μια Εμπειρική Εφαρμογή Αξιολόγησης της Επίδοσης των Ελληνικών Μετοχικών
Α/Κ σύμφωνα με την προσέγγιση της Morningstar
«ΣΠΟΥΔΑΙ» (2005)
Νικόλαος Φίλιππας, Έλενα Νικολαΐδου

Mutual Fund Systematic Risk for Bull and Bear Markets: An Empirical Examination
The Journal of Finance, December 1979
Frank J. Fabozzi, Jack C. Francis

Performance Attribution using an APT with Prespecified Macrofactors and Time-
Varying Risk Premia and Betas
The Journal of Finance and Quantitative Analysis, June 1997
Lawrence Kryzanowski, Simon Lalancette, Minh Chau To

On the Timing Ability of Mutual Fund Managers
The Journal of Finance, June 2001
Nicolas P. B. Bollen, Jeffrey A. Busse

An Examination of Risk-Return Relationship in Bull and Bear Markets Using Time-
Varying Betas
The Journal of Financial and Quantitative Analysis, June 1982
Son-Nan Chen

The Market-Timing Performance of Mutual Fund Managers
The Journal of Business, July 1983
Stanley J. Kon

A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques
The Journal of Financial and Quantitative Analysis, September 1994
Mark Grinblatt and Sheridan Titman

Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation
The Journal of Business, January 1984
Roy D. Henriksson

GAMs with Integrated Model Selection Using Penalized Regression Splines and
Applications to Environmental Modeling
Working Paper
S. N. Wood, Nicole H. Augustin

Estimating Penalized Spline Regressions: Theory and Application to Economics
Working Paper
Alfred Greiner

A Model for Time Varying Betas
Working Paper
C. J. Adcock, M Ceu Cortez, M. J. Rocha Amanda, Florinda Silva

ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ

ISBN 960-87794-8-0, Εκδ. ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΑΚΟ, 2005

Νικόλαος Φίλιππας

Ελληνικά Αμοιβαία Κεφάλαια – Θεωρία και Πρακτική

ISBN 960-15-0020-0, Εκδ. ΑΝΤ. Ν. ΣΑΚΚΟΥΛΑ, 1999

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΑΚΟ ΓΕΡΑΝ