



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ

ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ

ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ

Διπλωματική εργασία

**«Ελέγχοντας την υπόθεση της Υπερβολικής αντίδρασης των
Επενδυτών»**

ΧΕΛΙΩΤΗ ΜΕΤΑΞΙΑ Α.Μ. ΜΗΧΑΝ1141

Επιβλέπων Καθηγητής: Γ. Διακογιάννης

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Κεφάλαιο 1 Εισαγωγή.....	4
Κεφάλαιο 2 Θεωρία Χαρτοφυλακίου	6
2.1 Θεωρία αποτελεσματικής αγοράς	8
2.2 Θεωρία χαρτοφυλακίου.....	10
2.2.1 Το Υπόδειγμα του Markowitz (1952)	14
2.2.2 Ανάλυση Χαρτοφυλακίου	23
2.3 Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα	32
2.4 Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς	34
2.5 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων	36
Κεφάλαιο 3 Προηγούμενες Μελέτες.....	(38-68)
3.1 «Does the stock market overreact?»	
3.2 «Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality»	
3.3 «On the Contrarian investment strategy»	
3.4 «Does the stock market overreact to corporate earnings information?»	
3.5 «Size, Seasonality and Stock Market Overreaction»	
3.6 «When are contrarian profits due the stock market overreaction?»	
3.7 “Measuring abnormal performance Do stocks Overreact?”	
3.8 «Long – Term Market Overreaction or Biases in Computed Returns»	
3.9 «Overreaction in the Brazilian Stock Market»	
3.10 «Overreaction, Delayed Reaction, and Contrarian Profits»	
3.11 «The Overreaction Hypothesis and the UK Stock Market»	
3.12 «Ελέγχοντας την υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των Επενδυτών στον Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών»	
3.13 «Is Stock Market Overreaction persistent over time?»	
3.14 «Market efficiency, long – term returns and behavioral finance»	
3.15 « Price Limits and Overreaction in the Athens Stock Exchange».....	

Κεφάλαιο 4 Μεθοδολογία	69
Κεφάλαιο 5 Αποτελέσματα	75
5.1 Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά	
5.2 Γερμανική Χρηματιστηριακή Αγορά	
5.3 Γαλλική Χρηματιστηριακή Αγορά	
Κεφάλαιο 6 Συμπεράσματα	104

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Η δυνατότητα να μπορούν να προβλεφθούν οι αποδόσεις των μετοχών είναι ένα σημαντικό θέμα προς μελέτη στη Χρηματοοικονομική που έχει απασχολήσει αρκετούς ερευνητές τα τελευταία χρόνια. Υπάρχουν αρκετές μελέτες που υποστηρίζουν τη δυνατότητα πρόβλεψης των αποδόσεων . Στην παρούσα μελέτη εξετάζεται **το φαινόμενο της Υπερβολικής αντίδρασης των Επενδυτών** σύμφωνα με το οποίο οποιοδήποτε γεγονός μπορεί να προκαλέσει μια απότομη μεταβολή στις τιμές των μετοχών ακολουθείται από μια αντίστροφη κίνηση διόρθωσης της απότομης μεταβολής με σκοπό οι τιμές να προσαρμόζονται στις πραγματικές τιμές της αγοράς.

Αν η μελέτη για το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης των Επενδυτών οδηγήσει σε ενδείξεις ότι το φαινόμενο έχει ισχύ τότε αυτόματα θα αποδειχθεί ότι η αγορά δεν είναι αποτελεσματική εφόσον οι ιστορικές τιμές των μετοχών θα μπορούσαν να αποτελέσουν ένα μέσο πρόβλεψης των τιμών μελλοντικά. Μια τέτοια πρόβλεψη θα μπορούσε να δημιουργήσει έδαφος για στρατηγικές arbitrage όπου θα αγοράζονται μετοχές που στον παρελθόν παρουσίασαν χαμηλά κέρδη και θα πωλούνται μετοχές που παρελθοντικά παρουσίασαν υψηλά κέρδη. Με αυτό τον τρόπο θα δινόταν το περιθώριο για δημιουργία υπερβολικών κερδών εφόσον οι μετοχές υψηλής απόδοσης είναι υπερεκτιμημένες και οι μετοχές χαμηλής απόδοσης υποεκτιμώνται.

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι να εξετάσει την εγκυρότητα του φαινομένου της Υπερβολικής αντίδρασης των επενδυτών στην ελληνική, τη γερμανική και τη γαλλική χρηματιστηριακή αγορά. Τα δεδομένα που έχουν χρησιμοποιηθεί είναι οι εβδομαδιαίες τιμές των μετοχών που έχουν συνεχή διαπραγμάτευση στα Χρηματιστήρια της Αθήνας, του Βερολίνου και του Παρισιού από τον Ιανουάριο του 2002 έως το Δεκέμβριο του 2012. Στην μελέτη δε χρησιμοποιούνται προνομιακές μετοχές και νεοεισερχόμενες προς διαπραγμάτευση μετοχές. Επιπρόσθετα, οι γενικοί δείκτες των παραπάνω Χρηματιστηρίων χρησιμοποιήθηκαν ως η καλύτερη προσέγγιση για το

χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν σε αυτή τη μελέτη έχουν αντληθεί από τις βάσεις δεδομένων Bloomberg και Datastream.

Η υπόλοιπη μελέτη έχει οργανωθεί ως εξής, στη δεύτερη ενότητα γίνεται μια αναφορά στα βασικότερα σημεία της θεωρίας χαρτοφυλακίου. Στο Κεφάλαιο 3 γίνεται μια συνοπτική επισκόπηση σε προηγούμενες μελέτες της Διεθνούς Βιβλιογραφίας που έχουν ερευνήσει το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης. Το Κεφάλαιο 4 περιλαμβάνει την ανάλυση της μεθοδολογίας που έχει χρησιμοποιηθεί στη μελέτη, ενώ το Κεφάλαιο 5 περιλαμβάνει αναλυτικά τα αποτελέσματα και την ερμηνεία της έρευνας. Τέλος, στο Κεφάλαιο 6 παρουσιάζονται τα τελικά συμπεράσματα της έρευνας, γίνεται σύγκριση με προηγούμενες μελέτες και αναλύονται προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΠΕΡ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

2.1 Θεωρία αποτελεσματικής αγοράς:

Η αποτελεσματική λειτουργία της αγοράς έχει οριστεί σε τρεις μορφές:

- α) μορφή ασθενούς αποτελεσματικότητας
- β) μορφή ημι-ισχυρής αποτελεσματικότητας
- γ) μορφή ισχυρής αποτελεσματικότητας.

Η θεωρία της ασθενούς αποτελεσματικότητας των αγορών υποστηρίζει ότι με βάση τις πληροφορίες που υπάρχουν αναφορικά με τις ιστορικές τιμές και αποδόσεις δεν είναι δυνατό να πραγματοποιηθούν μη κανονικές ή υπερβολικές αποδόσεις. Με το επιχείρημα αυτό υποστηρίζεται ότι οι σχέσεις τιμών και αποδόσεων που ίσχυαν στο παρελθόν δε προσφέρουν τη βάση για την επίτευξη καλύτερων προβλέψεων των τιμών και των αποδόσεων του μέλλοντος.

Οι προβλέψεις που προκύπτουν από τη θεωρία περί ασθενούς αποτελεσματικότητας των αγορών έρχονται σε σύγκρουση με τη δραστηριότητα των ειδικών που καταρτίζουν τους χρηματιστηριακούς δείκτες και των χρηματοοικονομικών αναλυτών. Αυτοί υποστηρίζουν ότι η παρατήρηση της διαχρονικής εξέλιξης των τιμών ή αποδόσεων επιτρέπει την ανάπτυξη κανόνων σχετικά με τις χρηματιστηριακές συναλλαγές που βοηθούν στην επίτευξη καλύτερων επιδόσεων.

Οι μελέτες που έχουν γίνει πάνω στην ιστορική διάρθρωση των τιμών ή των αποδόσεων αποδεικνύουν ότι οι διαχρονικές μεταβολές των τιμών είναι ανεξάρτητες ή μια από την άλλη. Τα ευρήματα αυτά συμφωνούν με τη θεωρία περί ασθενούς αποτελεσματικότητας που υποστηρίζει ότι οι παρελθοντικές τιμές αναφορικά με τις αποδόσεις δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την επίτευξη καλύτερων προβλέψεων των τιμών ή των αποδόσεων του μέλλοντος.

Η θεωρία περί ημι-ισχυρής αποτελεσματικότητας υποστηρίζει ότι οι επενδυτές δεν μπορούν να επιτύχουν μη κανονικές ή υπερβολικές αποδόσεις με βάση τις δημοσιευμένες πληροφορίες. Στις πληροφορίες αυτές περιλαμβάνονται οι ετήσιοι απολογισμοί εταιρειών, χρηματιστηριακές πληροφορίες, στοιχεία επενδυτικών συμβούλων καθώς και άρθρα και ιστορίες του οικονομικού τύπου. Σύμφωνα με τη θεωρία της ημι-ισχυρής αποτελεσματικότητας οι τρέχουσες τιμές αντικατοπτρίζουν όλες τις πληροφορίες που είναι διαθέσιμες στο κοινό είτε είναι καλές είτε κακές. Όλες οι πληροφορίες που διαθέτει σήμερα οι αγορά έχουν ενσωματωθεί στις τρέχουσες αγοραίες τιμές.

Όπως η μορφή της ασθενούς αποτελεσματικής αγοράς συνδέεται με με τη δραστηριότητα των χρηματοοικονομικών αναλυτών, έτσι και τα συμπεράσματα περί ημι-ισχυρής αποτελεσματικότητας σχετίζονται με την εργασία των αναλυτών χρεογράφων. Η παραδοσιακή ανάλυση των χρεογράφων υποστηρίζει ότι η επεξεργασία και αξιοποίηση πληροφοριών που δημοσιεύονται προσφέρει μια βάση για την επίτευξη καλύτερων επιδόσεων. Η θεωρία της ημι-ισχυρής αποτελεσματικότητας όμως υποστηρίζει ότι η δραστηριότητα της παραδοσιακής ανάλυσης διασφαλίζει πως οι τιμές των χρεογράφων εκφράζουν πραγματικά την επεξεργασία των πληροφοριών αυτών. Υπάρχουν πολλές εμπειρικές μαρτυρίες που στηρίζουν τις προβλέψεις των θεωριών της ημι-ισχυρής αγοράς.

Η θεωρία περί ισχυρής αποτελεσματικότητας υποστηρίζει ότι η χρήση οποιασδήποτε πηγής πληροφοριών, ανεξάρτητα από το αν αυτή βρίσκεται στη διάθεση του κοινού ή όχι δεν επιτρέπει την πραγματοποίηση υπερβολικών αποδόσεων. Αυτό σημαίνει ότι ακόμη και άτομα μέσα από την ίδια την επιχείρηση δεν είναι σε θέση να επωφεληθούν από τις πληροφορίες που αποκτούν πριν από το κοινό. Η θεωρία αυτή υποστηρίζει ότι ο ανταγωνισμός μεταξύ των ατόμων που διαθέτουν εσωτερική πληροφόρηση θα έχει ως αποτέλεσμα την εξισορρόπηση των τιμών, εξαλείφοντας έτσι την πιθανότητα δημιουργίας ευκαιριών πραγματοποίησης μη κανονικών αποδόσεων. Οι εμπειρικές μελέτες όμως αναφορικά με τη θεωρία της ισχυρής αποτελεσματικότητας διαπιστώνουν ότι έχουν πραγματοποιηθεί ισχυρές

αποδόσεις. Οι μελετές αυτές οδηγούν στο συμπέρασμα ότι οι ειδικοί στις χρηματιστηριακές αγορές καθώς και τα στελέχη και τα μέλη των διοικητικών συμβουλίων των επιχειρήσεων είναι σε θέση να αποκτήσουν εμπιστευτικές πληροφορίες που μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως βάση για την πραγματοποίηση αποδόσεων πάνω από το μέσο όρο..

Συνοψίζοντας τα παραπάνω, από τα εμπειρικά στοιχεία προκύπτει ότι η υπόθεση περί ασθενούς και ημι-ισχυρής αποτελεσματικότητας της αγοράς είναι εφικτή στην πράξη. Αντίθετα οι εμπειρικές μελέτες δείχνουν ότι η μορφή της ισχυρής αποτελεσματικότητας της αγοράς δεν είναι εφικτή στην πράξη. Κάνοντας μια αποτίμηση των τριών μορφών έως τώρα προκύπτει:

1. Περιμένουμε μια αγορά να μην είναι ασθενώς αποτελεσματική γιατί είναι εύκολο και όχι δαπανηρό patterns στις τιμές των μετοχών.
2. Περιμένουμε μια αγορά να μην είναι ημι-ισχυρώς αποτελεσματική στην περίπτωση που η δημοσιευμένη πληροφόρηση δε λαμβάνεται υπόψη από τους επενδυτές και επομένως δεν αντανακλάται στην τιμή της μετοχής.
3. Περιμένουμε μια αγορά να μην είναι ισχυρώς αποτελεσματική γιατί υπάρχει πάντα πληροφόρηση που δεν διαχέεται στο επενδυτικό κοινό και την οποία εκμεταλλεύονται οι manager και τα ανωτερα στελέχη των εταιριών.

2.2 Θεωρία χαρτοφυλακίου:

Η θεωρία του χαρτοφυλακίου αναφέρεται στον τρόπο δημιουργίας του χαρτοφυλακίου ενός επενδυτή, δηλαδή στον συνδυασμό των περιουσιακών στοιχείων που έχει επενδύσει και κατέχει ένας επενδυτής. Η βασική θεωρία του χαρτοφυλακίου οφείλεται στον Markowitz.

2.2,1 Το Υπόδειγμα του Markowitz (1952)

Ο Markowitz ανέπτυξε τις βασικές αρχές της θεωρίας του αναφορικά με τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου του επενδυτή το 1952 με άρθρο του «Επιλογή Χαρτοφυλακίου» το οποίο παρουσίαζε ένα υπόδειγμα κατασκευής αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Η κύρια ιδέα του μοντέλου είναι η δημιουργία ενός άριστου χαρτοφυλακίου που αποτελείται από μετοχές και άλλες επενδύσεις που εμπεριέχουν κίνδυνο, το οποίο προσφέρει στον επενδυτή την καλύτερη δυνατή σχέση κινδύνου απόδοσης. Σύμφωνα με τον Markowitz ο μέσος επενδυτής προσπαθεί να μεγιστοποιήσει την αναμενόμενη απόδοση και να ελαχιστοποιήσει τον κίνδυνο.

Ο Markowitz στην ανάπτυξη αυτής της θεωρίας, δημιούργησε ένα μοντέλο που ελαχιστοποιεί τη διακύμανση ενώ ταυτόχρονα θέτει σε περιορισμό την απόδοση. Ο Markowitz συνέχισε τις μελέτες του και τοποθέτησε τα θεμέλια για μια ολοκληρωμένη θεωρία χαρτοφυλακίου, κληροδοτώντας στον υπόλοιπο επιστημονικό κόσμο τις αρχές σχετικά με τη σχέση ανάμεσα στο ρίσκο, δηλαδή τον κίνδυνο που συνδέεται με όλα τα χαρτοφυλάκια αξιόγραφων, και την απόδοση που αναμένεται και εν τέλει πραγματοποιείται.

Ο Markowitz προσπάθησε να αντικατοπτρίσει τις ιδέες του σχετικά με τη σχέση αυτή ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση παρομοιάζοντάς τη με το σχεδιάγραμμα της κανονικής κατανομής καμπανοειδούς μορφής. Και στην περίπτωση αυτή το βασικό χαρακτηριστικό της κανονικής κατανομής, το οποίο την προσομοιάζει με τη συμπεριφορά των μετοχών είναι η ύπαρξη δύο μεγεθών, ενός μέσου όρου, που αποτελεί την αναμενόμενη απόδοση του αξιόγραφου και σε δεύτερο επίπεδο της διακύμανσης ή της τυπικής απόκλισης, που δίνει ένα εύρος τιμών μέσα στο οποίο αποδεδειγμένα βάσει ιστορικών στοιχείων κινείται κατά καιρούς η απόδοση του εξεταζόμενου αξιόγραφου.

Η αναμενόμενη απόδοση εκφράζει τις προσδοκίες του επενδυτή για το πόσο μεγάλη απόδοση θα μπορούσε να έχει το χαρτοφυλάκιο μετοχών που

έχει επιλέξει, ενώ η διακύμανση είναι σοβαρό μέτρο της μεταβλητικότητας του αξιόγραφου σε δεδομένες μεταβολές της αγοράς και συνήθως γι' αυτό το λόγο είναι ανασταλτικός παράγοντας σε αποφάσεις επιλογών. Είναι δεδομένο πάντως πως οι επενδυτές προτιμούν αξιόγραφα με υψηλές αποδόσεις και χαμηλό κίνδυνο, συνεπώς αν τίθεται ζήτημα επιλογής μεταξύ δύο αξιογράφων με την ίδια αναμενόμενη απόδοση θα προτιμηθεί εκείνο με τη χαμηλότερη διακύμανση και αντίστροφα μεταξύ δύο αξιογράφων με ίδια τυπική απόκλιση θα προτιμηθεί εκείνο που εμφανίζει την υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση.

Στην περίπτωση που κανένα από τα δύο προαναφερόμενα μεγέθη δεν είναι το ίδιο και επιχειρείται σύγκριση μεταξύ δύο αξιογράφων, θα ληφθεί υπόψη ο λόγος αναμενόμενης απόδοσης προς την τυπική απόκλιση (ή αντίστροφα τυπικής απόκλισης προς αναμενόμενη απόδοση) που αποτελεί κριτήριο αποδοτικότερης συμπεριφοράς ανάμεσα σε αξιόγραφα, μια και παρουσιάζει την προσδοκώμενη απόδοση του τελευταίου ανά μονάδα κινδύνου (ή αντίστροφα το ρίσκο που αναλαμβάνει ένας επενδυτής ανά μονάδα αναμενόμενης απόδοσης).

Με επίκεντρο τη βασική ιδέα, που είχε υπόψη του ο Markowitz κατά τη διατύπωση της θεωρίας του στηρίχθηκε σε ορισμένες υποθέσεις ώστε αυτή να είναι βάσιμη και να μην αναιρείται σχετικά με τη συμπεριφορά των επενδυτών, οι σημαντικότερες από τις οποίες είναι οι εξής:

α. Οι επενδυτές εξετάζουν την κάθε επένδυση θεωρώντας ότι αντιπροσωπεύεται από μια κατανομή πιθανοτήτων των αναμενόμενων αποδόσεων της, και ότι η κατανομή αυτή ακολουθεί την κανονική κατανομή.

β. Οι επενδυτές μεγιστοποιούν την αναμενόμενη χρησιμότητά τους. Οι επενδυτές επιθυμούν πάντα περισσότερο πλούτο απο λιγότερο, αποστρέφονται όμως τον κίνδυνο. Συνεπώς, η χρησιμότητα η χρησιμότητα των επενδυτών αυξάνει όσο αυξάνει ο πλούτος τους, αλλά κάθε αύξηση του πλούτου τους αυξάνει τη χρησιμότητα τους προοδευτικά κατά μικρότερη ποσότητα. Η συνάρτηση χρησιμότητας που χρησιμοποιείται στην ανάλυση χαρτοφυλακίου είναι συνάρτηση χρησιμότητας $2^{ου}$ βαθμού. Κατα συνέπεια, η αναμενόμενη χρησιμότητα που θα πάρει ένας επενδυτής από την επένδυση

του σ'ένα χαρτοφυλάκιο εξαρτάται μόνο από την αναμενόμενη απόδοση και τη διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου του.

γ. Οι επενδυτές υπολογίζουν τον κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου βασιζόμενοι στη μεταβλητότητα των αναμενόμενων αποδόσεων του.

δ. Οι επενδυτές παίρνουν αποφάσεις βασιζόμενοι στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο, επομένως οι καμπύλες χρησιμότητάς τους είναι μια συνάρτηση της αναμενόμενης απόδοσης και της διακύμανσης ή τυπικής απόκλισης των αποδόσεων.

ε. Για μια συγκεκριμένη ποσότητα κινδύνου οι επενδυτές προτιμούν περισσότερη αναμενόμενη απόδοση από λιγότερη και λιγότερο κίνδυνο από περισσότερο.

Έχοντας ως αφετηρία τις υποθέσεις αυτές η θεωρία του χαρτοφυλακίου κατά τον Markowitz επιχειρεί να προσδιορίσει το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο κάτω από συνθήκες αβεβαιότητας και συγκεκριμένα ασχολείται με τις δυνατότητες συνδυασμού μεμονωμένων μετοχών σε χαρτοφυλάκια με ποσοτικά προσδιορισμένα χαρακτηριστικά κινδύνου και απόδοσης και με την επιλογή ενός χαρτοφυλακίου, το οποίο μεγιστοποιεί την αναμενόμενη ωφελιμότητα του επενδυτή με χρονικό ορίζοντα μιας μόνο περιόδου.

Σύμφωνα με το υπόδειγμα του Markowitz προκειμένου να καταλήξουμε στα αποδοτικά χαρτοφυλάκια θα πρέπει να ακολουθήσουμε τα παρακάτω στάδια:

1. Αρχικά να υπολογίσουμε τη σχέση αναμενόμενης απόδοσης-κινδύνου μεμονωμένων μετοχών με το μικρότερο συντελεστή συσχέτισης. Όσο μικρότερος είναι ο συντελεστής συσχέτισης τόσο μικρότερος είναι ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου.
2. Έπειτα συνδυάζουμε τις μετοχές ανά ομάδες δημιουργώντας χαρτοφυλάκια, μας ενδιαφέρουν εκείνα με την μέγιστη απόδοση και τον ελάχιστο κίνδυνο.

3. Προσδιορίζουμε τα άριστα σταθμά των επιλεγμένων μετοχών που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο.

2.2.2 Ανάλυση Χαρτοφυλακίου

Απόδοση μετοχής

Αρχίζοντας από την απόδοση μιας μετοχής για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο, είναι σημαντικό να τονιστεί πως η απόδοση μιας μετοχής μπορεί να προέρχεται από δύο πηγές.

Από τα **κεφαλαιακά κέρδη (ή τις ζημίες)**, που προκαλούνται από την άνοδο ή την πτώση της τιμής της μετοχής κατά την εξεταζόμενη περίοδο, λαμβάνοντας υπόψη ότι η τιμή της μετοχής είτε θα έχει αυξηθεί είτε θα έχει μειωθεί από την τιμή κτήσης.

Από τα **μερίσματα** τα οποία μοιράστηκαν τη συγκεκριμένη χρονική περίοδο. Με τον όρο μέρισμα εννοούμε γενικά τη διανομή μέρους των κερδών της εταιρείας στους μετόχους της. Η πιο διαδεδομένη μορφή μερισμάτων είναι τα μερίσματα σε μορφή χρηματικών διαθεσίμων.

Συνεπώς, η απόδοση μιας μετοχής για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο προκύπτει από το άθροισμα της ποσοστιαίας μεταβολής της τιμής και από την ποσοστιαία μερισματική της απόδοση, κατά τη διάρκεια της εξεταζόμενης χρονικής περιόδου. Μαθηματικά η απόδοση ενός αξιόγραφου απεικονίζεται ως εξής:

$$R_{it} = (P_{it} - P_{it-1} + D_{it}) / P_{it-1} \quad (1)$$

όπου:

R_{it} , είναι η απόδοση του αξιόγραφου τη χρονική περίοδο t ,

P_{it} , είναι η τιμή του αξιόγραφου στο τέλος της περιόδου t ,

P_{it-1} , είναι η τιμή του αξιόγραφου στο τέλος της περιόδου $t-1$ (προηγούμενη περίοδος από την t) και

D_{it} , είναι το μέρισμα ανά αξιόγραφο (εάν υπάρχει) για το αξιόγραφο στο τέλος της περιόδου $t-1$ και ως το τέλος της περιόδου t .

Ο παραπάνω τύπος αποκαλύπτει την ποσοστιαία αύξηση (ή μείωση) του πλούτου του ιδιοκτήτη της μετοχής, με την προϋπόθεση ότι το εν λόγω αξιόγραφο θα του ανήκει κατά τη διάρκεια όλης της εξεταζόμενης περιόδου t .

Χρησιμοποιείται για τη μέτρηση ιστορικών αλλά και μελλοντικών αποδόσεων της μετοχής. Ιδιαίτερα όσον αφορά στις μελλοντικές αποδόσεις λαμβάνονται υπόψη οι προσδοκώμενες τιμές της μετοχής κατά την εξεταζόμενη χρονική περίοδο καθώς και οι προσδοκώμενες τιμές των μερισμάτων, όταν αυτά υπάρχουν (στην αντίθετη περίπτωση που αυτά δεν προκύπτουν θεωρείται ότι ισούνται με μηδέν). Εάν το άθροισμα της τιμής του αξιόγραφου στο τέλος της περιόδου t με το αντίστοιχο μέρισμα είναι μεγαλύτερο/μικρότερο από την τιμή αυτού στην αρχή της περιόδου t , τότε προκύπτει θετική αρνητική/απόδοση.

Αναμενόμενη απόδοση μετοχής

Σε ορισμένες περιπτώσεις μπορεί να εκτιμηθεί η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής με τη μέθοδο των πιθανοτήτων. Συγκεκριμένα, ανάλογα με το οικονομικό πλαίσιο που αναμένεται (ανάπτυξη, ύφεση ή στασιμότητα) εκτιμώνται και αντίστοιχες αποδόσεις.

Χρησιμοποιούμε δηλαδή πιθανές αποδόσεις (ή τιμές) μιας μετοχής σε συνδυασμό με τις αντίστοιχες πιθανότητες να συμβούν οι συγκεκριμένες αποδόσεις. Αυτές οι πιθανότητες είναι υποκειμενικές και εξαρτώνται από τις πληροφορίες και προσδοκίες κάθε επενδυτή. Συνεπώς κάθε επενδυτής είναι πιθανό να έχει τη δική του κατανομή πιθανοτήτων για τις ίδιες μετοχές.

Η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιόγραφου είναι:

$$E(R) = \sum_{i=1}^N P_i R_i \quad (2)$$

Όπου,

$E(R)$ = η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου

P_i = η πιθανότητα να συμβεί η δυνητική απόδοση του αξιογράφου

R_i = η δυνητική απόδοση του αξιογράφου

και N = ο αριθμός των δυνητικών αποδόσεων

Για παράδειγμα, έστω μια μετοχή, όπου αναμένουμε απόδοση 30%, με πιθανότητα 35% (αισιόδοξο σενάριο), απόδοση ίση με 12% με πιθανότητα 35% (μετριοπαθές σενάριο), και απόδοση -5% με πιθανότητα 30% (απαισιόδοξο σενάριο). Η αναμενόμενη απόδοση για αυτή τη μετοχή θα είναι: $30\% * 35\% = 0,105$, $12\% * 35\% = 0,042$, $-5\% * 30\% = -0,015$

Επομένως η αναμενόμενη απόδοση θα είναι 13,20%.

Συμπληρωματικά, η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου που αποτελείται από η μετοχές, ισούται με τον σταθμικό μέσο των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών αυτών, με σταθμά τα ποσοστά επένδυσης στις μετοχές.

$$E(R_{pt}) = \sum_{i=1}^N x_i E(R_{it}) \quad (3)$$

Όπου,

$E(R_{pt})$ = η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μετοχών τη χρονική στιγμή t

x_i = το ποσοστό επένδυσης στη μετοχή R_i τη χρονική στιγμή t

$E(R_{it})$ = η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής R_i τη χρονική στιγμή t

Η αναμενόμενη απόδοση του αξιόγραφου παρέχει σημαντικές πληροφορίες για το χαρτοφυλάκιο. Είναι απαραίτητο να υπολογιστεί και ένα δεύτερο στατιστικό κριτήριο ώστε να δημιουργηθεί συνολική εικόνα για τη μετοχή. Πρόκειται για ένα μέτρο διασποράς ή προσδοκώμενης απόκλισης από την προβλεπόμενη απόδοση. Αυτό χρησιμεύει για τη μέτρηση της αβεβαιότητας σχετικά με τις αποδόσεις και μπορεί να χρησιμοποιηθεί στη θέση του η διακύμανση (ή τυπική απόκλιση), οι εκατοστιαίες αποκλίσεις, ή το εύρος των τιμών της κατανομής. Η επιλογή του στατιστικού κριτηρίου έγκειται αποκλειστικά στην υπολογιστική ευκολία κάτω από τις εκάστοτε συνθήκες. Είναι όμως σημαντικό να τονίσουμε ότι το μέτρο διασποράς πρέπει να συνδυάζεται απαραίτητα με τον αντίστοιχο συντελεστή προβλεπόμενης απόδοσης.

Κίνδυνος Μετοχής

Ο κίνδυνος μίας μετοχής μας δίνει την πιθανότητα να μη λάβουμε τις αναμενόμενες αποδόσεις. Μέτρο κινδύνου αποτελεί η διακύμανση μίας μετοχής και η τυπική απόκλιση (η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης).

Η τυπική απόκλιση των αναμενόμενων αποδόσεων ενός αξιογράφου δίνεται από τη σχέση:

$$\sigma_i = \sqrt{\sigma_i^2} = \left\{ \sum_{i=1}^N [(R_i - E(R))^2] \right\}^{1/2} \quad (4)$$

R_i = οι παρατηρούμενες αποδόσεις

$E(R)$ = η μέση απόδοση (ο μέσος όρος των αποδόσεων που χρησιμοποιούνται)

N = είναι το σύνολο των παρατηρήσεων

Η διακύμανση των αναμενόμενων αποδόσεων ενός αξιογράφου δίνεται από τη σχέση:

$$\text{Var} = \sigma^2$$

Η διακύμανση των αποδόσεων μιας μετοχής είναι ένα μέτρο του εύρους της κατανομής των αποδόσεων αναφορικά με την αναμενόμενη απόδοσή τους. Μετρά δηλαδή τη μεταβλητότητα των πιθανών αποδόσεων γύρω από την αναμενόμενη απόδοσή τους. Όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση των αποδόσεων, τόσο μεγαλύτερη είναι η πιθανότητα ότι η πραγματική απόδοση θα είναι ουσιαστικά διαφορετική από την αναμενόμενη απόδοση, συνεπώς τόσο μεγαλύτερος είναι ο κίνδυνος της μετοχής, αν θεωρηθούν όλοι οι υπόλοιποι παράγοντες σταθερούς.

Η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης ονομάζεται τυπική απόκλιση. Όσο μικρότερη είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του αξιόγραφου, τόσο μεγαλύτερη είναι η συσπείρωση των πιθανών αποδόσεων του γύρω από την αναμενόμενη απόδοσή τους και συνεπώς μικρότερος και ο επενδυτικός κίνδυνος αντίστοιχα. Ωστόσο, υπάρχουν και περιπτώσεις που η τυπική απόκλιση ενός αξιόγραφου σε συνδυασμό με την αναμενόμενη απόδοση αυτού δεν είναι αρκετές για την αξιολόγηση του, σε περιπτώσεις όπου για παράδειγμα κάποια μετοχή έχει μεν υψηλή αναμενόμενη απόδοση αλλά και υψηλό κίνδυνο αντίστοιχα. Το κενό αυτό στη θεωρία του χαρτοφυλακίου έρχεται να καλύψει ο συντελεστής μεταβλητότητας (coefficient of variation) και ορίζεται στην ουσία του ως ο λόγος της τυπικής απόκλιση προς την αναμενόμενη απόδοση, δηλαδή:

$$CV = \sigma(R_{it}) / E(R_{it}) \quad (5)$$

Ο συντελεστής αυτός επιλύει πολλές από τις αμφιβολίες των επενδυτών, που αφορούν στην αξιολόγηση και επιλογή αξιόγραφων, σε τέτοιο βαθμό ώστε ακόμη κι αν η επιλογή αυτή έγκειται αποκλειστικά στις προσωπικές επιθυμίες των επενδυτών και όχι στην ύπαρξη ενός

αντικειμενικού κριτηρίου σύγκρισης, να μην υπάρχει λόγος ούτε για ένα πιο ριψοκίνδυνο επενδυτή να επωμιστεί τόσο μεγάλη προσαύξηση του κινδύνου για μια σχετικά μικρότερη αύξηση της αναμενόμενης απόδοσης.

Ο παραπάνω συντελεστής όπως άλλωστε και η αναμενόμενη απόδοση ή η διακύμανση εσωκλείουν πληροφορίες για την κατανομή των πιθανοτήτων μιας μεμονωμένης μετοχής, ενώ δεν παρέχουν καμία πληροφορία συνδυαστικής μορφής για τις αλληλοσυνδέσεις μεταξύ των αποδόσεων διαφορετικών αξιόγραφων. Την επιπρόσθετη αυτή πληροφορία μας την παρέχει ένα επιπλέον στατιστικό μέτρο, η συνδιακύμανση.

Το σημαντικότερο μαθηματικό – οικονομικό στοιχείο αποτελεί η συνδιακύμανση και η συσχέτιση των μετοχών. Η συνδιακύμανση δείχνει σε ποιο βαθμό οι αποδόσεις των δύο χρεογράφων αλληλεπηρεάζονται. Για τον υπολογισμό της συνδιακύμανσης και της συσχέτισης των μετοχών χρησιμοποιούνται οι ακόλουθοι τύποι:

$$\text{Cov} (R_i , R_j) = \sigma_{ij} = \{ \sum [R_i - E(R_i)] * [R_j - E(R_j)] \} / N$$

όπου:

N ο συνολικός αριθμός των πιθανών αποδόσεων.

Τέλος, ένα τελευταίο στατιστικό μέτρο είναι ο συντελεστής συσχέτισης (correlation coefficient), ο οποίος δίνει περισσότερες πληροφορίες για την αλληλεξάρτηση των αποδόσεων. Ο συντελεστής αυτός προσεγγίζει την έννοια της έντασης της αλληλεξάρτησης μεταξύ δύο αξιογράφων, εν αντιθέσει με τη συνδιακύμανση που μας πληροφορεί μόνο για την κατεύθυνση της συσχέτισης των δύο μεταβλητών, δηλαδή το αν κινούνται παράλληλα, αντίθετα ή ανεξάρτητα η μία από την άλλη. Ο συντελεστής συσχέτισης εκφράζει τη δύναμη της γραμμικής σχέσης μεταξύ των δύο μεταβλητών.

Ο συντελεστής συσχέτισης παίρνει τιμές εντός του διαστήματος (-1,+1). Όσο πιο κοντά πλησιάζουμε προς το +1 τόσο εντονότερη είναι η θετική

συσχέτιση των αποδόσεων δύο μετοχών, ενώ αντίθετα όσο πιο κοντά στο -1 βρισκόμαστε τόσο ισχυρότερη είναι η αρνητική τους συσχέτιση. Μαθηματικά ο συντελεστής συσχέτισης έχει ως εξής:

$$\rho_{ij} = \text{Cov}(R_i, R_j) / \sigma_i \sigma_j \quad (6)$$

Ο συντελεστής συσχέτισης προκύπτει καθαρός αριθμός, εξαιτίας του ότι η συνδιακύμανση και το γινόμενο των τυπικών αποκλίσεων εκφράζονται με τις ίδιες μονάδες μέτρησης. Αυτό τον καθιστά ακόμη πιο ελκυστικό ως στατιστικό μέτρο για τον προσδιορισμό της αλληλοσυσχέτισης δύο αμοιβαίων κεφαλαίων. Πιο συγκεκριμένα το πρόσημο της τιμής του συντελεστή αποκαλύπτει την κατεύθυνση της συσχέτισης, ενώ το μέγεθος της απόλυτης τιμής του υποδεικνύει την ισχύ της συσχέτισης.

Διαφοροποίηση Χαρτοφυλακίου

Ένας επενδυτής είναι προτιμότερο να αγοράσει μετοχές περισσότερων από μίας εταιρειών και όχι μόνο μετοχές από μία εταιρεία, γιατί σε ενδεχόμενη πτώση της τιμής της μετοχής της μία εταιρείας (και με βάση του συντελεστή συσχέτισης), δεν είναι αναμενόμενο ότι οι υπόλοιπες μετοχές των υπολοίπων εταιρειών θα αντιδράσουν με τον ίδιο τρόπο. Προς αποφυγή αυτού του κινδύνου οι επενδυτές συγκροτούν χαρτοφυλάκια μετοχών, μέσω των οποίων μειώνονται οι πιθανότητες ολικής ζημίας. Ο κυρίαρχος λόγος επένδυσης σε χαρτοφυλάκια είναι η διαφοροποίηση, δηλαδή η τοποθέτηση χρηματικών πόρων σε μια ποικιλία από είδη μετοχών, με απώτερο στόχο τη μείωση του κινδύνου.

Η απόδοση του χαρτοφυλακίου, συνιστά το σταθμικό μέσο όρο των μεμονωμένων αποδόσεων των επιλεγόμενων μετοχών, όπου ως σταθμά χρησιμοποιούνται τα ποσοστά της επένδυσης σε κάθε μετοχή. Είναι δηλαδή:

$$E(R_p) = \sum \{w_i E(R_i)\} \quad (7)$$

όπου:

N είναι ο αριθμός των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο,

w_i είναι το ποσοστό επένδυσης στη μετοχή i και

$E(R_i)$ η αναμενόμενη απόδοση του i .

Σημειώνεται ότι το άθροισμα των ποσοστών της επένδυσης σε όλες τις μετοχές του χαρτοφυλακίου ισοδυναμεί με τη μονάδα.

Ο προσδιορισμός της απόδοσης του χαρτοφυλακίου στο σύνολό του πρέπει να συνδυαστεί απαραίτητα με τον προσδιορισμό και της επισφάλειάς του, η οποία εκφράζεται μέσω της διακύμανσής του. Ο σχετικός τύπος υπολογισμού της διακύμανσης ενός χαρτοφυλακίου με δύο έστω τίτλους i και j είναι ο εξής:

$$\sigma_p = \sqrt{w_i^2 \sigma_i^2 + (1-w_i)^2 \sigma_j^2 + 2w_i(1-w_i)\sigma_i\sigma_j\rho_{ij}} \quad (8)$$

όπου:

w είναι το ποσοστό της αξίας του χαρτοφυλακίου, που επενδύθηκε στον

τίτλο i ,

σ_i , είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του τίτλου i ,

σ_j η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του τίτλου j και

σ_{ij} η συνδιακύμανση των τίτλων i, j .

Εναλλακτικά ο τύπος της συνδιακύμανσης γράφεται και ακολούθως με τη χρησιμοποίηση του συντελεστή συσχέτισης ρ_{ij} :

$$\sigma_{ij} = \rho_{ij}(\sigma_i \sigma_j)$$

Σύμφωνα με το υπόδειγμα του Markowitz, τα πλεονεκτήματα της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου μπορούν να επιτευχθούν αν συνδυαστούν μετοχές με μικρότερη από την τέλεια θετική συσχέτιση. Σε αυτή την περίπτωση ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου είναι σημαντικά χαμηλότερος από τους κινδύνους των μεμονωμένων μετοχών που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο.

Στο στάδιο της ανάλυσης του χαρτοφυλακίου συμπεριλαμβάνεται και η έννοια του αποδοτικού χαρτοφυλακίου (efficient portfolio). Συγκεκριμένα ένα χαρτοφυλάκιο χαρακτηρίζεται αποδοτικό όταν συντρέχουν οι παρακάτω προϋποθέσεις:

α. να μην υπάρχει κανένα άλλο χαρτοφυλάκιο με την ίδια αναμενόμενη απόδοση, που να έχει μικρότερη τυπική απόκλιση, και

β. να μην υπάρχει κανένα άλλο χαρτοφυλάκιο με την ίδια ή μικρότερη τυπική απόκλιση, που να έχει μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση.

Ο γεωμετρικός τόπος όλων των αποδοτικών χαρτοφυλακίων συνιστά ένα μέτωπο των αποδοτικών συνδυασμών και ονομάζεται αποδοτικό σύνορο (efficient frontier). Τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται επάνω στη γραμμή του αποδοτικού συνόρου υπερέχουν έναντι όλων των υπόλοιπων συνδυασμών κινδύνου / απόδοσης, που βρίσκονται δεξιά ή αριστερά του αποδοτικού μετώπου. Το σύνολο των χαρτοφυλακίων που είναι δυνατό να πραγματοποιηθούν είναι τα λεγόμενα εφικτά χαρτοφυλάκια εκ των οποίων μόνο όσα πληρούν τις άνω προϋποθέσεις είναι αποδοτικά.

Επιλογή άριστου Χαρτοφυλακίου

Το υπόδειγμα του Markowitz καθορίζει το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Το καλύτερο χαρτοφυλάκιο ανάμεσα σε όλα τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια ονομάζεται βέλτιστο ή άριστο χαρτοφυλάκιο. Η επιλογή του συγκεκριμένου χαρτοφυλακίου εξαρτάται από τις προτιμήσεις του επενδυτή ανάμεσα στην απόδοση και τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Οι προτιμήσεις αυτές περιλαμβάνονται στη συνάρτηση χρησιμότητας του επενδυτή. Συνεπώς το άριστο χαρτοφυλάκιο για τον επενδυτή είναι το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο που έχει τη μεγαλύτερη χρησιμότητα για τον επενδυτή.

Ένας επενδυτής που αποστρέφεται πολύ τον κίνδυνο δεν είναι διατεθειμένος να δεχτεί μεγάλο κίνδυνο προκειμένου να δεχτεί μεγαλύτερη

απόδοση. Δηλαδή θα επιλέξει χαρτοφυλάκια που έχουν μικρότερο κίνδυνο και κατα συνέπεια μικρότερη απόδοση. Αντίθετα, ένας επενδυτής που αποστρέφεται λιγότερο τον κίνδυνο είναι διατεθειμένος να δεχτεί περισσότερο κίνδυνο για να επιτύχει μεγαλύτερη απόδοση. Ο ριψοκίνδυνος επενδυτής θα επιλεξει χαρτοφυλάκια που παρέχουν μεγαλύτερη απόδοση και συνεπώς έχουν μεγαλύτερο κίνδυνο.

2.3 Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα

Η χρησιμότητα του υποδείγματος του Markowitz περιορίζεται σημαντικά όταν ο αριθμός των υπό εξέταση μετοχών είναι μεγάλος, διότι απαιτείται μεγάλος αριθμός υπολογισμών.

Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα που αναπτύχθηκε από τον William Sharpe υποθέτει ότι οι αποδόσεις όλων των διαθέσιμων επενδυτικών στοιχείων σχετίζονται μεταξύ τους, μόνο μέσω της εξάρτησής τους από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Πρόκειται για ένα εναλλακτικό μοντέλο σε σχέση με τη θεωρία την οποία ανέπτυξε ο Markowitz, που βασίζεται στην υπόθεση ότι η απόδοση της μετοχής κυμαίνεται όμοια με την απόδοση του γενικού δείκτη της αγοράς. Σύμφωνα με το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα οι συνδιακυμάνσεις μεταξύ των αποδόσεων των υπό εξέταση μετοχών υποκαθίσταται όσον αφορά το βαθμό συσχέτισης τους με ένα δείκτη αναφοράς κοινό για όλες τις μετοχές.

Η απόδοση της μετοχής μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_{mt} \quad (9)$$

όπου:

R_i είναι η απόδοση της μετοχής i κατά την περίοδο t ,

R_{mt} είναι η απόδοση του Δείκτη κατά την περίοδο t ,

α_i είναι η αναμενόμενη μη συστηματική απόδοση της μετοχής i

β_i) είναι ο συντελεστής ευαισθησίας που δείχνει πόσο ευαίσθητη είναι η απόδοση της μετοχής i στις κινήσεις της απόδοσης του δείκτη R_m

Η παραπάνω μαθηματική εξίσωση διαχωρίζει την απόδοση της μετοχής σε δύο μέρη. Το πρώτο είναι ανεξάρτητο από την αγορά ενώ το δεύτερο εξαρτάται από αυτή.

Συγκεκριμένα ο συντελεστής α_i παρουσιάζει το μέρος της απόδοσης που είναι ανεξάρτητο από την απόδοση της αγοράς, δηλαδή εκφράζει την απόδοση μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου όταν η απόδοση της αγοράς είναι μηδενική.

Ο συντελεστής β_i (συντελεστής βήτα ή συντελεστής beta) μετρά το συστηματικό κίνδυνο μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου, δηλαδή μετρά την ευαισθησία της τιμής της συγκεκριμένης μετοχής ή του χαρτοφυλακίου στις κινήσεις της αγοράς.

Βάσει του μονοπαραγωγικού υποδείγματος, γίνεται η υπόθεση ότι η απόδοση των υπό εξέταση μετοχών συνδέεται γραμμικά με την απόδοση ενός δείκτη. Επειδή στην πράξη είναι αδύνατο να βρούμε αυτή τη σχέση για κάθε μετοχή, είναι χρήσιμο να χωρίσουμε τον συντελεστή α_i σε δύο μέρη, τη μέση αναμενόμενη τιμή του συντελεστή α_i και το σφάλμα e_i που δηλώνει την τυχαιότητα – αβεβαιότητα του συντελεστή α_i . Και θα ισχύει:

$$A_i = \alpha_i + e_i$$

Λαμβάνοντας υπόψη τα παραπάνω, η Μαθηματική εξίσωση του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος έχει ως εξής:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it} \quad (10)$$

Η εκτίμηση του υποδείγματος της αγοράς γίνεται συχνά εφαρμόζοντας την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, η χρησιμοποίηση της οποίας

προϋποθέτει την υιοθέτηση αρκετά περιοριστικών υποθέσεων, οι οποίες πρέπει να ελέγχονται εμπειρικά. Έτσι διατυπώνονται ως ακολούθως:

α. $E(e_{it}) = 0$, δηλαδή η αναμενόμενη τιμή του στοχαστικού όρου είναι μηδέν, επομένως θεωρούμε ότι το μοντέλο είναι πλήρως αποτελεσματικό και δεν υπάρχουν αποκλίσεις ανάμεσα στις πραγματοποιηθείσες αποδόσεις και τις σημειωθείσες αποδόσεις του Γενικού Δείκτη της αγοράς, συνεπώς δεν εμφανίζεται κανένα σφάλμα στο υπόδειγμα του ερευνούμε όσον αφορά στις αποδόσεις.

β. $Cov(e_{it}, R_{mt}) = 0$, δηλαδή το σφάλμα είναι ανεξάρτητο από την απόδοση του Χρηματιστηριακού Δείκτη. Η υπόθεση αυτή είναι αναγκαία για την εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος.

γ. $Var(e_{it}) = \sigma_t^2$, γεγονός που απεικονίζει την υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας. Σύμφωνα με αυτή, η διακύμανση των καταλοίπων είναι σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος.

Εάν πληρούνται οι παραπάνω προϋποθέσεις, τότε οι εκτιμητές των ελαχίστων τετραγώνων είναι αμερόληπτοι και έχουν τη μικρότερη διακύμανση μεταξύ όλων των γραμμικών και αμερόληπτων εκτιμητών. Πρέπει να σημειωθεί δε ότι η παραβίαση των υποθέσεων αυτών προξενεί σοβαρά προβλήματα αξιοπιστίας στην τιμή του συντελεστή βήτα.

Σύμφωνα με το Υπόδειγμα της Αγοράς, η απόδοση ενός χρεογράφου διαιρείται σε δύο μέρη:

- α. Την απόδοση που σχετίζεται σημαντικά με την απόδοση του γενικού δείκτη και φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης $\beta(i)R_{(mt)}$ (συστηματική απόδοση), και
- β. την απόδοση που είναι ανεξάρτητη από την απόδοση του γενικού δείκτη και φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης $a(i)$ (μη συστηματική απόδοση).

Το μη συστηματικό μέρος εκφράζει τη συνδυασμένη επίδραση παραγόντων οι οποίοι θεωρούνται ότι δεν έχουν καμιά επίδραση στην απόδοση του γενικού δείκτη (για παράδειγμα η ανακάλυψη ενός νέου σημαντικού προϊόντος, μια τοπική απεργία, το μέγεθος της εταιρίας κ.α.).

Ο συντελεστής β ονομάζεται και συντελεστής ευαισθησίας μεταξύ των αποδόσεων R_i και R_m . δηλαδή εξηγεί πόσο ευαίσθητη είναι η διακύμανση των αποδόσεων της μετοχής στις κινήσεις των αποδόσεων του Δείκτη.

Χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς η αναμενόμενη απόδοση του χρεογράφου εκφράζεται ως εξής:

$$E(R_i) = E(\alpha_i + \beta_i R_m + e_i) = E(\alpha_i) + E(\beta_i R_m) + E(e_i) = \alpha_i + \beta_i E(R_m)$$

Όπου α_i η αναμενόμενη μη συστηματική απόδοση και $\beta_i E(R_m)$ η αναμενόμενη συστηματική απόδοση

Υπολογισμός των συντελεστών α και β

Ξεκινώντας από τη μαθηματική εξίσωση:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i$$

Και υποθέτοντας όπως εξηγήθηκε παραπάνω:

$$E(e_i) = 0$$

$$\text{Cov}(e_i, R_m) = 0$$

Υπολογίζοντας τη συνδιακύμανση μεταξύ των R_i και R_m προκύπτει:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(R_i, R_m) &= \text{Cov}(\alpha_i + \beta_i R_m + e_i, R_m) = \text{Cov}(\beta_i R_m, R_m) + \text{Cov}(e_i, R_m) = \\ &= \beta_i \text{Cov}(R_m, R_m) = \beta_i \sigma^2(R_m) \end{aligned}$$

$$\beta_i = \text{Cov}(R_i, R_m) / \sigma^2(R_m)$$

όπου ο αριθμητής εκφράζει τον κίνδυνο της μετοχής i μέσα στο δείκτη M , ενώ ο παρανομαστής δείχνει τον κίνδυνο του δείκτη M .

Το β αποτελεί το μέτρο κινδύνου της μετοχής σε σχέση με το δείκτη M και αποτελεί σχετικό μέτρο κινδύνου. Οι μετοχές που έχουν β μικρότερο από 1 ονομάζονται αμυντικές. Ενώ οι μετοχές που έχουν β μεγαλύτερο από ένα

ονομάζονται επιθετικές. Στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα αν αναμένουμε την αγορά να είναι ανοδική τότε επιλέγουμε επιθετικές μετοχές, αντίθετα αν αναμένουμε η αγορά να είναι καθοδική επιλέγουμε αμυντικές μετοχές.

Για τον υπολογισμό του α θα έχω:

$$E(R_i) = \alpha_i + \beta_i E(R_m)$$

Όπου προκύπτει:

$$\alpha_i = E(R_i) - \beta_i E(R_m)$$

τις περισσότερες φορές το α βγαίνει στατιστικά μη σημαντικό.

Συστηματικός και μη συστηματικός κίνδυνος :

Ο συνολικός κίνδυνος βάσει του υποδείγματος της αγοράς εκφράζεται από τη διακύμανση της απόδοσης του χρεογράφου και μπορεί να χωριστεί ως εξής:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{ei}^2$$

όπου:

σ_m^2 είναι η διακύμανση της απόδοσης του γενικού δείκτη και

σ_{ei}^2 είναι η διακύμανση (δηλαδή ο κίνδυνος) των καταλοίπων e_i ($i = 1, 2, \dots, N$)

Η επίδραση του κινδύνου των καταλοίπων ενός αξιογράφου (σ_{ei}^2) στον κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου με πολλά αξιόγραφα προσεγγίζει το μηδέν. Γι' αυτό το λόγο ο κίνδυνος αυτός λέγεται **μη συστηματικός** ή διαφοροποιημένος κίνδυνος. Η επίδραση όμως του πρώτου όρου ($\beta_i^2 \sigma_m^2$) στον κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου δε μειώνεται όσο ο αριθμός των

αξιογράφων αυξάνεται. Το σ_m είναι ίδιο για όλα τα αξιόγραφα, συνεπώς το β_i αποτελεί το μέτρο του συστηματικού ή μη διαφοροποιημένου κινδύνου.

Συστηματικός κίνδυνος είναι η μεταβλητότητα των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων που περιέχουν κίνδυνο που οφείλεται σε μακροοικονομικούς παράγοντες, όπως για παράδειγμα η μεταβλητότητα των κερδών των επιχειρήσεων, η μεταβλητότητα των επιτοκίων κ.λ.π. Για να εξαλειφθεί ο κίνδυνος θα πρέπει να διακρατείται χαρτοφυλάκιο με πολλά αξιόγραφα. Το β_i είναι μέτρο κινδύνου του αξιογράφου.

Σύμφωνα με τα παραπάνω ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο θα έχει μόνο συστηματικό κίνδυνο .

Συνεπώς:

Συνολικός Κίνδυνος = Συστηματικός Κίνδυνος + Μη Συστηματικός Κίνδυνος

Το Υπόδειγμα της Αγοράς προϋποθέτει ότι δεν υπάρχουν άλλοι παράγοντες που να επηρεάζουν τα χρεόγραφα, παρά μόνο η απόδοση της αγοράς. Το Υπόδειγμα της Αγοράς χρησιμοποιείται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ενός χρεογράφου ή ενός χαρτοφυλακίου. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα γίνεται με τη μέθοδο της παλινδρόμησης. Το Υπόδειγμα αυτό χρησιμοποιείται επίσης και για την απλοποίηση των εκτιμήσεων που χρειάζονται για το υπόδειγμα Markowitz. Βασιζόμενοι στο υπόδειγμα της αγοράς λοιπόν, μπορούμε εύκολα να υπολογίσουμε τις αναμενόμενες αποδόσεις, διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις των μετοχών, ώστε τελικά να υπολογιστεί το σύνολο των αποδοτικών χαρτοφυλακίων.

2.4 Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς

Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς παρουσιάζει τον τρόπο με τον οποίο αποτιμώνται τα περιουσιακά στοιχεία στην αγορά από τους επενδυτές. Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς είναι βασισμένη στη θεωρία χαρτοφυλακίου του

Markowitz. Οι υποθέσεις της θεωρίας της Κεφαλαιαγοράς παρουσιάζονται παρακάτω:

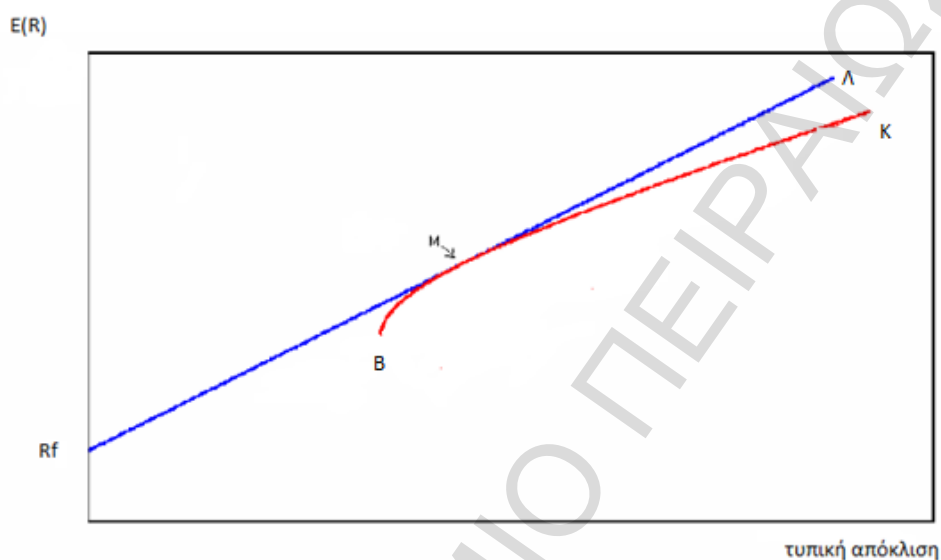
1. Όλοι οι επενδυτές λαμβάνουν επενδυτικές αποφάσεις ακολουθώντας τη θεωρία χαρτοφυλακίου του Markowitz, δηλαδή διακρατικών αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια.
2. Οι επενδυτές έχουν τις ίδιες προσδοκίες αναφορικά με τις αναμενόμενες αποδόσεις, τις συνδιακυμάνσεις, και τις τυπικές αποκλίσεις των αξιογράφων.
3. Όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο επενδυτικό ορίζοντα.
4. Δεν υπάρχουν φόροι στα κόστη συναλλαγών που αφορούν στην αγορά και πώληση περιουσιακών στοιχείων.
5. Οι επενδυτές μπορούν να δανεισθούν απεριόριστα ποσά καταβάλλοντας την απόδοση του στοιχείου χωρίς κίνδυνο. Υπάρχει ένα περιουσιακό στοιχείο όπου οι επενδυτές μπορούν να επενδύσουν και να εισπράξουν απόδοση χωρίς κίνδυνο.
6. Όλες οι επενδύσεις είναι διαπραγματεύσιμες στην αγορά
7. Η οποιαδήποτε μεταβολή στα επιτόκια ή στον πληθωρισμό έχει προβλεφθεί.
8. Η αγορά κεφαλαίου είναι πλήρως ανταγωνιστική, κατά συνέπεια οι απαφάσεις ενός επενδυτή δεν μπορούν να επηρεάσουν την τιμή ενός περιουσιακού στοιχείου.
9. Η αγορά κεφαλαίου βρίσκεται σε ισορροπία.

Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς αποτελείται από δύο βασικά μοντέλα-υποδείγματα:

1. Τη γραμμή κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line)
2. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαίων Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model)

Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς:

Το παρακάτω διάγραμμα περιλαμβάνει διάφορους συνδυασμούς απόδοσης και κινδύνου όταν συνδυαστεί ένα περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο με χαρτοφυλάκια που ενέχουν κίνδυνο.



Η ευθεία γραμμή στο παραπάνω διάγραμμα ονομάζεται Γραμμή Κεφαλαιαγοράς. Η ευθεία που εφάπτεται από το σημείο R_f στο αποδοτικό χαρτοφυλάκιο του Markowitz περιλαμβάνει τα καλύτερα χαρτοφυλάκια. Στο σημείο M ο επενδυτής επενδύει όλα τα χρήματα του στο χαρτοφυλάκιο του Markowitz. Η καμπύλη του του Markowitz περιλαμβάνει μόνο μετοχές, ενώ πάνω στη Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς δημιουργούνται χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από μετοχές και από ένα άλλο περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου. Οι επενδυτές θα καταλήξουν σε χαρτοφυλάκια που θα βρίσκονται πάνω στη γραμμή της Κεφαλαιαγοράς, ενώ όλα τα χαρτοφυλάκια μετοχών και περιουσιακών στοιχείων μηδενικού κινδύνου, με εξαίρεση τα χαρτοφυλάκια που είναι αποδοτικά, θα βρίσκονται κάτω από τη γραμμή της Κεφαλαιαγοράς.

Το Μοντέλο της Κεφαλαιαγοράς απεικονίζεται με τη γνωστή καμπύλη της κεφαλαιαγοράς και ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια, ενώ αποδίδει τη σχέση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου όπως αναπτύχθηκε παραπάνω για το αποδοτικό σύνολο χαρτοφυλακίων μετοχών, βάσει του οποίου ο κίνδυνος υπολογίζεται από την τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου.

Η μαθηματική εξίσωση της Γραμμής της Κεφαλαιαγοράς ορίζεται ως εξής :

$$E(R_p) = R_f + [(E(R_m) - R_f) (\sigma(R_p) / \sigma(R_m))]$$

όπου:

$E(R_p)$ η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

R_f επιτόκιο χωρίς κίνδυνο

$E(R_m)$ η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς

$\sigma(R_m)$ η τυπική απόκλιση της αγοράς

$\sigma(R_p)$ η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου p .

Η παραπάνω εξίσωση της Γραμμής Κεφαλαιαγοράς μας δείχνει ότι το χαρτοφυλάκιο p είναι αποδοτικό χαρτοφυλάκιο, και κατά συνέπεια η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος έχουν θετική γραμμική σχέση.

Ο όρος $[(E(R_m) - R_f) (\sigma(R_p) / \sigma(R_m))]$ αποτελεί την επιπλέον απόδοση που θα απαιτήσει να λαμβάνει ο επενδυτής που θέλει να επενδύσει στο χαρτοφυλάκιο p που έχει κίνδυνο. Ο όρος αυτός αποτελεί το risk premium ή ασφάλιστρο κινδύνου.

2.5 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Υ.Α.Κ.Σ.) ή Capital Asset Pricing Model (C.A.P.M.)

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων προχωρά ένα βήμα παραπέρα από το μοντέλο της κεφαλαιαγοράς. Αναπτύχθηκε από τους William Sharpe, John Lintner και Jan Mossin. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων αναφέρει ότι ο επενδυτής απαιτεί η αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου με κίνδυνο να είναι ίση με την απόδοση ενός στοιχείου χωρίς κίνδυνο πλέον μιας ανταμοιβής για το συστηματικό κίνδυνο που λαμβάνει με την αγορά του συγκεκριμένου περιουσιακού στοιχείου. Η ανταμοιβή αυτή είναι μεγαλύτερη όσο μεγαλύτερος είναι ο συστηματικός κίνδυνος που έχει το περιουσιακό στοιχείο.

Αναλυτικότερα, ο βαθμός κινδύνου των περιουσιακών στοιχείων ή των χρεογράφων που διατηρούνται σε χαρτοφυλάκια μπορεί να μετρηθεί από το βαθμό στον οποίο συμβάλλουν στην διαμόρφωση του κινδύνου ολόκληρου του χαρτοφυλακίου. Η σχέση αυτή μπορεί να μετρηθεί από τη συνδιακύμανση του περιουσιακού στοιχείου ή των αποδόσεων των χρεογράφων και των αποδόσεων του συνόλου της αγοράς. Η σχέση ορίζεται ως Γραμμή της Αγοράς Χρεογράφων (Security Market Line – SML) και εκφράζεται μαθηματικά ως εξής:

$$E(R_i) = R_f + \lambda \text{Cov}(E(R_m), E(R_i))$$

$E(R_i)$: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου ή μετοχής

$E(R_m)$: η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς

R_f : απόδοση χωρίς κίνδυνο

$\text{Cov}(E(R_m), E(R_i))$: συνδιακύμανση μεταξύ της των αποδόσεων του περιουσιακού στοιχείου και των αποδόσεων της αγοράς.

λ : η τιμή του κινδύνου των χρεογράφων = $(R_M - R_F) / \sigma_M^2$

Στην παραπάνω διατύπωση το ασφάλιστρο (ή πριμ) κινδύνου της αγοράς, δηλαδή $E(R_{mt}) - R_f$, εξομαλύνεται διαιρούμενο με τη διακύμανση των αποδόσεων της αγοράς. Η εξομάλυνση μπορεί να εφαρμοστεί εναλλακτικά στο μέτρο της συνδιακύμανσης του κινδύνου που φέρει το επιμέρους περιουσιακό στοιχείο. Στην περίπτωση αυτή η Γραμμή της Αγοράς Χρεογράφων θα είναι :

$$E(R_i) = R_f + [(E(R_m) - R_f)] \beta_i,$$

όπου:

$E(R_i)$: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου ή μετοχής,

R_f : απόδοση χωρίς κίνδυνο,

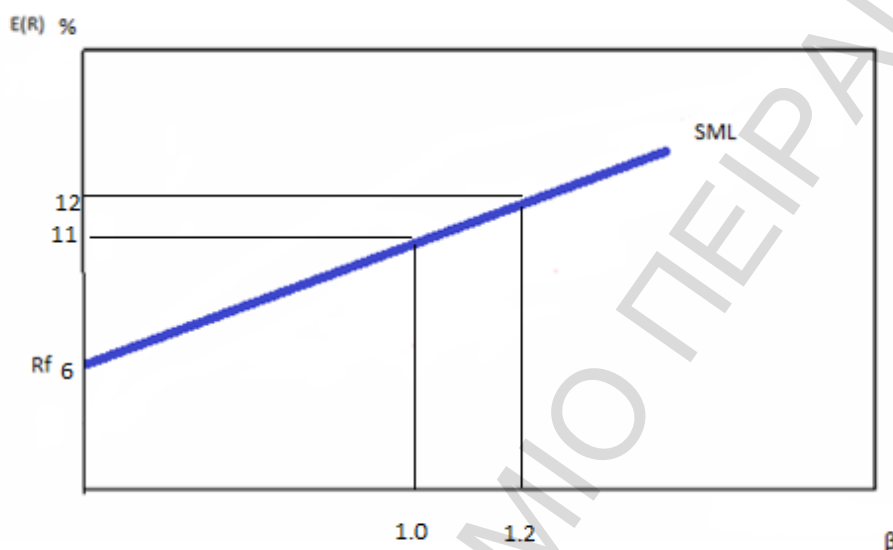
$E(R_{mt})$: η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς,

β_i : ο συντελεστής βήτα όπου ισχύει $\beta_i = \text{Cov}(E(R_m), E(R_i)) / \sigma_M^2$

Ο συντελεστής β αποτελεί ένα μέρος του εύρους των αποδόσεων μιας συγκεκριμένης επένδυσης σε σχέση με τις αποδόσεις της αγοράς.

Η συλλογιστική που κρύβεται πίσω από τη γραμμή της αγοράς χρεογράφων είναι ότι η απαιτούμενη απόδοση μιας επένδυσης αποτελείται από μια απόδοση χωρίς κίνδυνο συν ένα συντελεστή προσαρμογής για κίνδυνο. Ο συντελεστής αυτός υπολογίζεται πολλαπλασιάζοντας το απαιτούμενο ασφάλιστρο κινδύνου για τις αποδόσεις της αγοράς με τον κίνδυνο της συγκεκριμένης επένδυσης. Αν οι αποδόσεις της επένδυσης αυτής κυμαίνονται στον ίδιο βαθμό που κυμαίνονται οι αποδόσεις ολόκληρης της αγοράς, ο συντελεστής β του χρεογράφου είναι 1. Στην περίπτωση αυτή η απαιτούμενη απόδοση του συγκεκριμένου χρεογράφου είναι ίδια με αυτή που απαιτείται για το σύνολο της αγοράς. Αν η μεταβλητότητα των αποδόσεων της επιμέρους επένδυσης είναι μεγαλύτερη από εκείνη των αποδόσεων της αγοράς, ο συντελεστής β της επιμέρους επένδυσης είναι μεγαλύτερος από τη μονάδα και ο συντελεστής προσαρμογής της για κίνδυνο είναι μεγαλύτερος του αντίστοιχου συντελεστή ολόκληρης της αγοράς.

Η σχέση μεταξύ του κινδύνου μιας μεμονωμένης επένδυσης, όπως μετρίεται με το συντελεστή β , και του συντελεστή προσαρμογής για κίνδυνο απεικονίζεται στο παρακάτω διάγραμμα:



Ως απόδοση χωρίς κίνδυνο θεωρείται το 6%. Αν χρησιμοποιήσουμε το 11% ως τη μέση μακροπρόθεσμη απόδοση της αγοράς, το ασφάλιστρο κινδύνου της αγοράς είναι $11\% - 6\% = 5\%$ που είναι και η κλίση της γραμμής SML. Δηλαδή, αν η απόδοση χωρίς κίνδυνο είναι 6% η απαιτούμενη απόδοση που πρέπει να έχει η αγορά είναι 6% συν ένα συντελεστή προσαρμογής για κίνδυνο 5% δηλαδή 11%

Η απαιτούμενη απόδοση μιας μεμονωμένης επένδυσης εξαρτάται από το μέγεθος του συντελεστή β , που δείχνει τη μεταβλητότητα των αποδόσεων της σε σχέση με τις αποδόσεις της αγοράς. Αν ο συντελεστής β μιας μεμονωμένης επένδυσης είναι 1.2, ο συντελεστής προσαρμογής της για κίνδυνο είναι 1.2 φορές μεγαλύτερος από τον αντίστοιχο της αγοράς που είναι 5%. Συνεπώς, ο συντελεστής προσαρμογής για κίνδυνο της μεμονωμένης επένδυσης είναι 6% και η απαιτούμενη απόδοσή της 12%.

Το πλεονέκτημα που διαθέτει το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων είναι ότι η γραμμή αγοράς χρεογράφων εκφράζει μια θεωρία αναφορικά με τη σχέση κινδύνου και απαιτούμενης απόδοσης από μια επένδυση.

Σύγκριση μεταξύ των υποδειγμάτων:

Ομοιότητες μεταξύ της Γραμμής της Κεφαλαιαγοράς και του Υ.Α.Κ.Σ.:

- 1) Και τα 2 υποδείγματα στηρίζονται στην αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου M.
- 2) Και τα 2 υποδείγματα είναι γραμμικές σχέσεις αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου.

Διαφορές μεταξύ του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος και του Υ.Α.Κ.Σ.:

- 1) Το μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα αποτελεί ένα Υπόδειγμα παραγωγής αποδόσεων και υπολογίζεται με τη βοήθεια παλινδρόμησης. Το μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα δεν είναι σχέση ισορροπίας αντίθετα με το Υπόδειγμα αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων που είναι μια σχέση ισορροπίας. Το Υ.Α.Κ.Σ. είναι μια σχέση ισορροπίας γιατί στηρίζεται στην υπόθεση της τέλει αγοράς. Το μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα δεν απαιτεί την υπόθεση της τέλει αγοράς.
- 2) Το μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό του β , ενώ το Υ.Α.Κ.Σ. χρησιμοποιεί αυτό το υπολογιζόμενο β .

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΕΤΩΝ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

3.1 «Does the stock market overreact?»

Werner f. m. de bondt richard thaler (1985)

Οι De Bondt και Thaler μελέτησαν την προβλεψιμότητα του φαινομένου της υπεραντίδρασης. Μελέτησαν σε ποιο βαθμό η μη συστηματική μη μηδενική συμπεριφορά την περίοδο $t > 0$, δηλαδή μετά τον σχηματισμό των χαρτοφυλακίων, σχετίζεται με τις συστηματικές μη κανονικές αποδόσεις την περίοδο $t < 0$, που αφορά στην περίοδο πριν το σχηματισμό των χαρτοφυλακίων. Δημιούργησαν χαρτοφυλάκια με μετοχές με την υψηλότερη απόδοση W (winner portfolio) και χαρτοφυλάκια με μετοχές με τη χαμηλότερη απόδοση L (loser portfolio) βασιζόμενοι στις υπερβάλλουσες παρελθούσες αποδοσεις και όχι μεταβλητές όπως ο δείκτης κερδών ανα μετοχή.

Οι De Bondt και Thaler χρησιμοποίησαν ως δεδομένα τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης κατά την περίοδο 1926-1982 και ως Δείκτη της Αγοράς χρησιμοποίησαν έναν ισοσταθμισμένο αριθμητικό μέσο όλων των αποδόσεων.

Η ανάλυση των De bondt και Richard Thaler βασίστηκε στη μέθοδο μέθοδο υπολογισμού των μη κανονικών αποδόσεων βάσει της υπερβάλλουσας απόδοσης πάνω από την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ο υπολογισμός των καταλοίπων έγινε ως εξής :

$$\hat{u}_{jt} = R_{jt} - R_{mt}$$

Ξεκινώντας από τον 49^ο μήνα, δηλαδή τον Ιανουάριο του 1930 υπολόγισαν τη μηνιαία υπολειμματική απόδοση u_{jt} έως τον 120^ο μήνα. Η διαδικασία επαναλήφθηκε 16 φορές από τον Ιανουάριο του 1930 έως τον Ιανουάριο του 1975. Στη συνέχεια, απο τον Δεκέμβριο του 1932, δηλαδή τον 84^ο μήνα όπου ξεκίνησε ο σχηματισμός των χαρτοφυλακίων, υπολόγισαν τη

σωρευτική υπερβάλλουσα απόδοση $CU_j = \sum_{t=-35}^{t=0} u_{jt}$ για τους προηγούμενους 36 μήνες. Τα χαρτοφυλάκια δημιουργήθηκαν βάσει της ταξινόμησης που έγινε από τη μικρότερη στη μεγαλύτερη σωρευτική υπερβάλλουσα απόδοση CU_j των μετοχών. Δημιουργήθηκε το χαρτοφυλάκιο με τις 35 μετοχές με τις υψηλότερες αποδόσεις W (winner portfolio) και το χαρτοφυλάκιο με τις 35 μετοχές με τις χαμηλότερες αποδόσεις L (loser portfolio).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας οι De Bondt και Richard Thaler κατέληξαν ότι το L χαρτοφυλάκιο, 36 μήνες αφού σχηματίστηκε υπερτέρησε της αγοράς κατά 19,6%, ενώ το W χαρτοφυλάκιο είχε απόδοση κατά 5% μικρότερη από της αγοράς.

Σύμφωνα με τις παραπάνω παρατηρήσεις κατέληξαν στα κάτωθι συμπεράσματα:

- Το φαινόμενο της υπεραντίδρασης παρουσιάζει ασυμμετρία καθώς εμφανίζεται πιο έντονο στις μετοχές με πιο χαμηλή απόδοση.
- Επιπρόσθετα, παρατήρησαν ότι οι περισσότερες υπερβολικές αποδόσεις πραγματοποιήθηκαν το μήνα Ιανουάριο, ένα φαινόμενο για το οποίο υπάρχει μεγάλο ενδιαφέρον.
- Τέλος, το φαινόμενο της υπεραντίδρασης εμφανίστηκε κυρίως τον δεύτερο και τρίτο χρόνο από την περίοδο ελέγχου.

3.2 «Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality»

Werner f. m. De Bondt Richard Thaler (1987)

Η παρούσα μελέτη είναι μια συνέχεια της προηγούμενης μελέτης, κατά την οποία προσπάθησαν να δώσουν περαιτέρω απαντήσεις. Στην παρούσα μελέτη ερευνούν κατά πόσο το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης επηρεάζεται από το μέγεθος των εταιρειών και κατά πόσο αυτό οφείλεται στη διαφορά του συστηματικού κινδύνου όπως αυτό μετράται από το Μοντέλο Αποτίμησης

Κεφαλαιακών Στοιχείων (C.A.P.M.), συγκρίνοντας χαρτοφυλάκια χαμένων και νικητών. Επιπρόσθετα, ερευνούν το φαινόμενο της εποχικότητας στις αποδόσεις και αν αυτή εμφανίζεται στο σύνολο του χρόνου ή εμφανίζεται πιο έντονα τον Ιανουάριο, επίσης μελετούν αν το φαινόμενο του Ιανουαρίου επηρεάζεται από βραχυπρόθεσμους ή μακροπρόθεσμους παράγοντες.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα μελέτη είναι τα ίδια που είχαν χρησιμοποιηθεί και στην προηγούμενη μελέτη (1985). Αναφορικά με την εποχικότητα και το φαινόμενο του Ιανουαρίου, για κάθε μετοχή j , από τον Ιανουάριο του 1926 υπολογίστηκαν 120 μηνιαίες υπερβάλλουσες αποδόσεις $u_{jt} = R_{jt} - R_{mt}$, καλύπτοντας μια περίοδο σχηματισμού και ελέγχου ίση με 5 έτη. Η διαδικασία επαναλήφθηκε 48 φορές για 10 έτη από τον Ιανουάριο του 1926 έως τον Ιανουάριο του 1973. Για κάθε μετοχή σε κάθε δείγμα υπολογίστηκε η σωρευτική υπερβάλλουσα απόδοση CU_j για την περίοδο σχηματισμού των 5 ετών.

Κατατάσσοντας την σωρευτική υπερβάλλουσα απόδοση κατά αύξουσα σειρά, σχηματίστηκαν χαρτοφυλάκια νικητών W , winner portfolio, και χαρτοφυλάκια ηττημένων L , loser portfolio, όπου περιελάμβαναν τις 50 μετοχές με την υψηλότερη σωρευτική υπερβάλλουσα απόδοση και 50 μετοχές με τη χαμηλότερη σωρευτική υπερβάλλουσα απόδοση αντίστοιχα. Στη συνέχεια οι μετοχές που ήρθαν δεύτερες κατά την περίοδο σχηματισμού δημιούργησαν το χαρτοφυλάκιο $W2$ και όυτω καθεξής. Συνολικά δημιουργήθηκαν 50 χαρτοφυλάκια - νικητές που περιελάμβανε το καθένα 50 μετοχές και 50 χαρτοφυλάκια - χαμένοι που επίσης περιελάμβαναν το καθένα 50 μετοχές.

Στην παρούσα μελέτη οι De Bondt και Richard Thaler προσπάθησαν να ελέγξουν κατά πόσο το φαινόμενο της εποχικότητας επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών. Κατά την περίοδο σχηματισμού των χαρτοφυλακίων, υπολόγισαν τις υπερβάλλουσες μέσες αποδόσεις για τα Winner και τα Loser χαρτοφυλάκια αντίστοιχα σε μεγάλο αριθμό υποπεριόδων. Τον μήνα Ιανουάριο παρατηρήθηκε ότι το χαρτοφυλάκιο με τη χαμηλή απόδοση (loser portfolio) σημείωσε την υψηλότερη υπερβάλλουσα απόδοση, όπως συνέβη και στο χαρτοφυλάκιο με την υψηλή απόδοση

(winner portfolio), με τη διαφορά ότι το Loser χαρτοφυλάκιο σε απόλυτους αριθμούς παρουσίασε υψηλότερες υπερβάλλουσες αποδόσεις από το Winner χαρτοφυλάκιο κατά το μήνα Ιανουάριο. Συγκεκριμένα, το χαρτοφυλάκιο υψηλής απόδοσης κατά την περίοδο σχηματισμού, το μήνα Ιανουάριο εμφάνιζε τη διπλάσια απόδοση συγκριτικά με τις αποδόσεις των υπολοίπων μηνών. Το χαρτοφυλάκιο χαμηλής απόδοσης εμφάνιζε τα ίδια αποτελέσματα με αυτά της περιόδου ελέγχου, υψηλές θετικές αποδόσεις το μήνα Ιανουάριο και αρνητικές αποδόσεις στο τέλος του έτους.

Για την έρευνα αναφορικά με το κατά πόσο το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης οφείλεται στη διαφορά του συστηματικού κινδύνου όπως αυτό μετράται από το Μοντέλο Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (C.A.P.M.), και συγκεκριμένα από το βήτα του μοντέλου, δημιούργησαν arbitrage χαρτοφυλάκια που χρηματοδοτούσαν την αγορά των μετοχών χαμηλής απόδοσης με την ανοιχτή πώληση (short) των μετοχών υψηλής απόδοσης. Με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων παλινδρομήθηκαν οι ετήσιες αποδόσεις της περιόδου ελέγχου $R_{At} = R_{Lt} - R_{Wt}$ στο risk premium της αγοράς $R_{mt} - R_{ft}$, δηλαδή την παλινδρόμηση της εξίσωσης:

$$R_{At} = \alpha_A + \beta_A (R_{mt} - R_{ft}) + e_{At}$$

Όπου:

α_A = ο δείκτης αποδοτικότητας του Jensen

β_A = η διαφορά στο συστηματικό κίνδυνο μεταξύ του χαρτοφυλακίου των μετοχών με την υψηλότερη απόδοση και του χαρτοφυλακίου των μετοχών με τη χαμηλότερη απόδοση.

R_{mt} = η ετήσια ανατοκίζόμενη μηνιαία απόδοση των ισοσταθμισμένων μετοχών του N.Y.S.E.

R_{ft} = η ετήσια ανατοκίζόμενη μηνιαία απόδοση ενός εντόκου Γραμματίου του Αμερικανικού Δημοσίου, U.S. treasury bill.

e_{it} = ο διαταρακτικός όρος.

Αναφορικά με το κατά πόσο το φαινόμενο της Υπερβολικής αντίδρασης επηρεάζεται από το μέγεθος των εταιρειών, έγινε επιλογή έξι εταιρειών όπου πληρούσαν τις προϋποθέσεις: να είχαν τέλος χρήσης που να λήγει το Δεκέμβριο, οι επιλεγμένες εταιρείες να βρίσκονται στη λίστα του N.Y.S.E. και να εμφανίζουν οι εταιρείες πλήρες αρχείο για πέντε συνεχή έτη πριν τα έτη σχηματισμού των χαρτοφυλακίων. Στη συνέχεια για κάθε εταιρεία j υπολογίστηκαν οι ετήσιες αποδόσεις και R_{jt} και οι υπερβάλλουσες αποδόσεις u_{jt} . Οι υπερβάλλουσες αποδόσεις προκύπτουν από τον τύπο $u_{jt} = R_{jt} - R_{mt}$, δηλαδή είναι προσαρμοσμένες στην απόδοση της αγοράς.

Τα δείγματα κατηγοριοποιήθηκαν με βάση τέσσερις μεταβλητές: α) τη σωρευτική υπερβάλλουσα απόδοση CU_j για περίοδο σχηματισμού τεσσάρων ετών, ανάμεσα στο τέλος του έτους $t-4$ και στο τέλος του έτους t , β) τη χρηματιστηριακή αξία της Καθαρής Θέσης, market value, στο τέλος του έτους t , γ) τον δείκτη MV/BV το έτος t , δηλαδή τη χρηματιστηριακή αξία της καθαρής θέσης διαιρούμενη με τη λογιστική αξία της καθαρής θέσης, δ) το Ενεργητικό των εταιρειών το έτος t . Σε κάθε δείγμα για κάθε μεταβλητή σχηματίστηκαν 20 χαρτοφυλάκια, για τα οποία υπολογίστηκε η μέση σωρευτική υπερβάλλουσα απόδοση για τις περιόδους $t-3$ έως t και $t+1$ έως $t+4$.

Τα σημαντικότερα αποτελέσματα της μελέτης είναι:

- Οι υπερβάλλουσες αποδόσεις στο loser χαρτοφυλάκιο κατά την εξεταζόμενη περίοδο και ειδικότερα τον Ιανουάριο σχετίζονται αρνητικά με τις αποδόσεις των βραχυχρόνιων και μακροχρόνιων περιόδων σχηματισμού χαρτοφυλακίων.
- Το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης δεν μπορεί να οφείλεται σε αλλαγές του συστηματικού κινδύνου, όπου προκύπτει από το βήτα του μοντέλου C.A.P.M.
- Το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης δεν επηρεάζεται από το μέγεθος των εταιρειών.

3.3 «On the Contrarian investment strategy»

K. C. Chan (1988)

Ο Chan σε αυτή τη μελέτη προσπαθεί να δώσει μια εναλλακτική εξήγηση στη θεωρία που αναφέρει ότι η μη κανονικότητα των αποδόσεων που απορρέουν από τη στρατηγική αγοράς μετοχών χαμηλής απόδοσης και πώληση μετοχών υψηλής απόδοσης (contrarian investment strategy), θα μπορούσε να εξηγηθεί από το φαινόμενο της Υπερβολικής Αντίδρασης των επενδυτών. Ο Chan αναφέρει ότι το ρίσκο των μετοχών χαμηλής και υψηλής απόδοσης αντίστοιχα δε διακρίνεται από σταθερότητα διαχρονικά.

Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε στην παρούσα μελέτη είναι το ίδιο με αυτό που είχε χρησιμοποιηθεί στη μελέτη των De Bondt και Richard Thaler (1985), συγκεκριμένα τις μηνιαίες αποδόσεις για την περίοδο 1926-1982 των κοινών μετοχών του N.Y.S.E. από τη βάση δεδομένων C.R.S.P , επιπρόσθετα χρησιμοποίησε και ένα δεύτερο δείγμα που περιελάμβανε περισσότερες μετοχές. Σύμφωνα με αυτά τα δεδομένα χρησιμοποίησε χαρτοφυλάκια νικητών (winners – W) και χαμένων (losers – L) όπου αποτελούνταν από 35 μετοχές το καθένα. Τα χαρτοφυλάκια σχηματίστηκαν με βάση τις προσαρμοσμένες στην αγορά αποδόσεις των μετοχών. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιώντας ως παράδειγμα το πρώτο δείγμα που χρησιμοποιήθηκε στο τέλος του 1932, όλες οι μετοχές στη λίστα του N.Y.S.E. για τα προηγούμενα 7 έτη κατατάχθηκαν σύμφωνα με τις προσαρμοσμένες στην αγορά αποδόσεις των 3 τελευταίων ετών που αποτελούν και την περίοδο κατάταξης. Οι 35 μετοχές με την υψηλότερη απόδοση τοποθετήθηκαν στο χαρτοφυλάκιο νικητής (winner portfolio) και οι 35 μετοχές με τη χαμηλότερη απόδοση στο χαρτοφυλάκιο ηττημένων (loser portfolio). Η η περίοδος κατάταξης ορίστηκε το χρονικό διάστημα 1930-1932. Οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων υπολογίστηκαν για τα επόμενα 3 έτη και ονομάστηκε περίοδος ελέγχου.

Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξε ο Chan είναι ότι και στα 2 χαρτοφυλάκια winner και loser παρατηρήθηκε μεγάλη αλλαγή στη χρηματιστηριακή αξία τους κατά τη διάρκεια κατάταξης. Συγκεκριμένα η αλλαγή της χρηματιστηριακής αξίας του loser portfolio ήταν -45% και

αντίστοιχα του winner portfolio +365%. Συνεπώς, αν η τρέχουσα αξία είναι ένας καλός δείκτης του συστηματικού κινδύνου, τότε τα χαρτοφυλάκια των ηττημένων είναι πιο ασφαλή στην αρχή, αλλά πλησιάζοντας στη λήξη της περιόδου κατάταξης γίνονται πιο επικίνδυνα από τα χαρτοφυλάκια νικητών. Ο Chan κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι De Bondt και Richard Thaler στη μελέτη τους 1985-1987 λανθασμένα διατήρησαν σταθερό τον συστηματικό κίνδυνο για την περίοδο ελέγχου, εφόσον σύμφωνα με τη μελέτη του Chan, εφόσον το ρίσκο του χαρτοφυλακίου ηττημένων αυξάνεται κατά την περίοδο κατάταξης και κατά συνέπεια το βήτα αυτής της περιόδου υποτιμά το βήτα της περιόδου ελέγχου. Για τα χαρτοφυλάκια νικητές ισχύουν τα αντίθετα.

Τα τελικά συμπεράσματα της μελέτης του Chan είναι:

- Δεν παρατηρήθηκαν ισχυρές αποδείξεις ώστε να στηριχθεί η υπόθεση της Υπεραντίδρασης.
- Τα βήτα των χαρτοφυλακίων χαμένων αυξάνονται μετά από μια περίοδο μη ομαλής απώλειας ενώ τα βήτα των χαρτοφυλακίων νικητών μειώνονται μετά από μια περίοδο μη ομαλού κέρδους. Οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων δεν παραμένουν σταθεροί διαχρονικά, συνεπώς δεν πρέπει να χρησιμοποιούνται βήτα που έχουν εκτιμηθεί στο παρελθόν. Επιπλέον, κατά τη διάρκεια της αποτίμησης της σχέσης μεταξύ ρίσκου και απόδοσης για μια μεγάλη περίοδο κατά την οποία γίνεται εκ νέου ενημέρωση των χαρτοφυλακίων είναι λάθος να γίνεται η ανάλυση που αφορά στη σχέση ανάμεσα στη μέση απόδοση και στο μέσο συντελεστή βήτα γιατί οι συντελεστές βήτα και το αναμενόμενο risk premium της αγοράς αναφέρονται σε κάποιες κοινές μεταβλητές, δηλαδή σχετίζονται.
- Η εκτίμηση της μη κανονικής απόδοσης αναφορικά με την contrarian investment strategy επηρεάζεται από τις μεθόδους εκτίμησης και το μοντέλο. Αν χρησιμοποιηθεί ένα μοντέλο όπως είναι το C.A.P.M., που αποτελεί απλό μοντέλο εκτίμησης και μια μέθοδος εκτίμησης απαλλαγμένη από τα προβλήματα των αλλαγών του συστηματικού κινδύνου, τότε οι μη κανονικές αποδόσεις που θα προκύψουν από αυτή τη στρατηγική θα είναι οικονομικά ασήμαντες.

3.4 «Does the stock market overreact to corporate earnings information?»

paul zarowin (1989)

Στην μελέτη του paul zarowin εξετάστηκε σε τι βαθμό η χρηματιστηριακή αγορά αντιδρά στα υπερβολικά κέρδη των εταιριών. Η μελέτη εξετάζει εταιρίες που κάποιες χρονιές παρουσίασαν κερδοφορία και άλλες χρονιές δεν είχαν καλά αποτελέσματα. Υποστήριξε ότι το μέγεθος των εταιριών είναι τελικά αυτό που εξηγεί το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης και όχι η αντίδραση των επενδυτών στα κέρδη της εταιρίας.

Ως δεδομένα χρησιμοποιήθηκαν οι αποδόσεις των μετοχών εταιριών για τους 36 μήνες που ακολουθούν από τα έτη που εμφανίζονται υπερβολικά κέρδη, λαμβάνοντας υπόψη και τον παράγοντα του μεγέθους των εταιριών. Δημιούργησε χαρτοφυλάκια εταιριών ανάλογα με τα κέρδη που παρουσίασαν, δηλαδή χαρτοφυλάκια εταιριών με πολύ υψηλά κέρδη και χαμηλά αντίστοιχα. Στα χαρτοφυλάκια αυτά έγινε σύγκριση των αποδόσεων που ακολούθησαν. Η έρευνα αφορά στην περίοδο 1965-1984 και τα δεδομένα αντλήθηκαν από το C.R.S.P. (Center for Research in Security Prices) για τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών και από τη βάση δεδομένων Annual Industrial της COMPUSTAT για τα λογιστικά δεδομένα.

Για κάθε εταιρεία στο δείγμα υπολογίστηκε ένας δείκτης απόδοσης κερδών, που προκύπτει από τον τύπο:

$$PERF_{iT} = \Delta x_{iT} / \sigma_{\Delta x_i}$$

Όπου:

Δx_{iT} = είναι η διαφορά των κερδών στην εταιρεία από την προηγούμενη χρονιά ($x_T - x_{T-1}$)

$\sigma_{\Delta x_i}$ = η τυπική απόκλιση της μεταβολής στα κέρδη της εταιρείας κατά τα προηγούμενα πέντε έτη.

Η περίοδος της μελέτης του δείγματος είναι από το 1965 έως το 1984. Το πρώτο έτος υπολογισμού του δείκτη $PERF_{it}$ είναι το 1971, εφόσον χρειάζονται 6 χρόνια κερδών για το υπολογισμό της τυπικής απόκλισης $\sigma_{\Delta x_i}$. Το τελευταίο έτος υπολογισμού είναι το 1981 προκειμένου τα επόμενα 3 χρόνια να είναι διαθέσιμα για την παρακολούθηση της συμπεριφοράς των κερδών. Για κάθε έτος δημιουργούνται 5 χαρτοφυλάκια στα οποία οι μετοχές ταξινομούνται με βάση τον παραπάνω δείκτη. Στο χαρτοφυλάκιο 1 τοποθετούνται οι μετοχές με το χαμηλότερο δείκτη και στο χαρτοφυλάκιο 5 οι μετοχές με τον υψηλότερο δείκτη. Η μελέτη αφορά σε αυτά τα δύο χαρτοφυλάκια. Την περίοδο που παρουσιάστηκαν υπερβολικά κέρδη, το χαρτοφυλάκιο 5 υπερτέρησε του χαρτοφυλακίου 1.

Για να εξεταστεί το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης της αγοράς στα νέα των υπερβολικών κερδών, έγινε σύγκριση της υπερβάλλουσας απόδοσης ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια 1 και 5 για τους 36 μήνες μετά το έτος με τα ακραία κέρδη. Για κάθε μήνα η υπερβάλλουσα απόδοση της μετοχής της εταιρείας υπολογίστηκε από τον τύπο:

$$XS_{it} = R_{it} - R_{mt}$$

Όπου:

R_{it} = η απόδοση της μετοχής της εταιρείας i τον μήνα t

R_{mt} = η απόδοση του ισοσταθμισμένου δείκτη CRSP για τον μήνα t

Στη διάρκεια της μελέτης των 11 ετών, το χαρτοφυλάκιο με τα χαμηλότερα κέρδη υπερτέρησε του χαρτοφυλακίου με τα υψηλότερα κέρδη. Ο Zargwin για να ελέγξει τις διαφορές του συστηματικού κινδύνου παλινδρόμησε την απόδοση ενός χαρτοφυλακίου κερδοσκοπίας ως προς το risk-premium της αγοράς, η παλινδρόμηση είναι η εξής:

$$R_{At} = \alpha_A + \beta_A (R_{mt} - R_{ft}) + e_{At}$$

Όπου:

$$R_{At} = R_{Lt} - R_{Wt}$$

R_{Lt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου ηττημένων για τον μήνα t

R_{Wt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου νικητών για τον μήνα t

α_A = ο δείκτης αποδοτικότητας του Jensen

β_A = η διαφορά στο συστηματικό κίνδυνο μεταξύ του χαρτοφυλακίου των μετοχών με την υψηλότερη απόδοση και του χαρτοφυλακίου των μετοχών με τη χαμηλότερη απόδοση.

R_{mt} = η ετήσια ανατοκίζόμενη μηνιαία απόδοση των ισοσταθμισμένων μετοχών του N.Y.S.E.

R_{ft} = η ετήσια ανατοκίζόμενη μηνιαία απόδοση ενός εντόκου Γραμματίου του Αμερικανικού Δημοσίου, U.S. treasury bill.

e_{it} = ο διαταρακτικός όρος.

Τα αποτελέσματα της μελέτης δεν στηρίζουν το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης στα κέρδη των εταιρειών. Παρότι οι μετοχές των εταιρειών με τα χαμηλότερα κέρδη υπερτερούν από τις μετοχές των εταιρειών με τα υψηλότερα κέρδη, το γεγονός αυτό οφείλεται κυρίως στη διαφορά του μεγέθους των εταιρειών. Οι μετοχές των εταιρειών με τα χαμηλότερα κέρδη τείνουν να είναι μικρότερες από τις μετοχές των εταιρειών με τα υψηλότερα κέρδη. Ο Zarowin κατέληξε στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης δεν οφείλεται στην υπερβολική αντίδραση των επενδυτών στις ανακοινώσεις πολύ υψηλών κερδών αλλά στο μέγεθος των εταιρειών.

3.5 «Size, Seasonality and Stock Market Overreaction»

Paul Zarowin (1990)

Στην παρούσα μελέτη ο Paul Zarowin θέλει να δείξει ότι οι υπερβολικές αποδόσεις που παρουσιάζουν οι μετοχές χαμηλής απόδοσης συγκριτικά με τις αποδόσεις των μετοχών υψηλής απόδοσης δεν οφείλονται στην υπεραντίδραση των επενδυτών αλλά εξηγείται από το γεγονός ότι οι

μετοχές χαμηλής απόδοσης αφορούν συνήθως εταιρείες μικρού μεγέθους. Αν γίνει σύγκριση μεταξύ μετοχών χαμηλής απόδοσης και μετοχών υψηλής απόδοσης σε εταιρείες ίδιου μεγέθους, τότε αποδεικνύεται ότι δεν εμφανίζονται υπερβολικές αποδόσεις στις μετοχές χαμηλής απόδοσης.

Για τη μελέτη ο Zarowin προχώρησε στη δημιουργία χαρτοφυλακίων με βάση τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης από τον Ιανουάριο του 1926 έως το Δεκέμβριο του 1982. Τα χαρτοφυλάκια αποτελούνταν από 5 μετοχές το καθένα. Η περίοδος σχηματισμού των χαρτοφυλακίων και η περίοδος έλεγχου έχουν διάρκεια 3 έτη, υπάρχουν 17 μη επικαλυπτόμενες περιόδους σχηματισμού ξεκινώντας από τον Ιανουάριο του 1930. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν επιβεβαίωσαν αρχικά το φαινόμενο ότι οι μετοχές με τη χαμηλότερη απόδοση υπερτερούν των μετοχών με την υψηλή απόδοση, όμως αν συμπεριληφθούν στη μελέτη εταιρείες με λιγότερο ακραία νούμερα συγκριτικά με τις εταιρείες που είχαν συμπεριλάβει στην έρευνα τους οι De Bondt και Thaler, τότε η διαφορά της σωρευτικής απόδοσης εμφανίζεται στο 17,4%, και είναι μικρότερη από εκείνη της έρευνας των De Bondt και Thaler.

Εν συνεχεία, ο Zarowin μελέτησε κατά πόσο ο συντελεστής β , δηλαδή οι διαφορές συστηματικού κινδύνου ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια νικητών και ηττημένων εξηγούν την εξαιρετική επίδοση των ηττημένων σε σχέση με τους νικητές. Παλινδρόμησε την απόδοση ενός χαρτοφυλακίου κερδοσκοπίας με το risk-premium της αγοράς ως εξής:

$$R_{At} = \alpha_A + \beta_A (R_{mt} - R_{ft}) + e_{At}$$

Όπου:

$$R_{At} = R_{Lt} - R_{Wt}$$

R_{Lt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου ηττημένων για τον μήνα t

R_{Wt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου νικητών για τον μήνα t

α_A = ο δείκτης αποδοτικότητας του Jensen

β_A = η διαφορά στο συστηματικό κίνδυνο μεταξύ του χαρτοφυλακίου των μετοχών με την υψηλότερη απόδοση και του χαρτοφυλακίου των μετοχών με τη χαμηλότερη απόδοση.

R_{mt} = η ετήσια ανατοκίζόμενη μηνιαία απόδοση των ισοσταθμισμένων μετοχών του N.Y.S.E.

R_{ft} = η ετήσια ανατοκίζόμενη μηνιαία απόδοση ενός εντόκου Γραμματίου του Αμερικανικού Δημοσίου, U.S. treasury bill.

e_{it} = ο διαταρακτικός όρος.

Τα ευρήματα της ανάλυσης απέδειξαν ότι τα ηττημένα χαρτοφυλάκια έχουν μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια των νικητών και ακόμη και όταν ο συστηματικός κίνδυνος ρυθμιστεί τα χαρτοφυλάκια των ηττημένων υπερτερούν των χαρτοφυλακίων νικητών.

Επιπρόσθετα, ο Zarowin εξέτασε τη διαφορά στο μέγεθος των εταιρειών ανάμεσα στο χαρτοφυλάκιο νικητών και στο χαρτοφυλάκιο χαμένων. Το μέγεθος κάθε εταιρείας ορίστηκε από τη χρηματιστηριακή αξία του μετοχικού κεφαλαίου μιας εταιρείας στο τέλος της 3ετούς κατάταξης. Από τις 17 συνολικά περιόδους κατάταξης στις 13 το μέγεθος των εταιρειών του χαρτοφυλακίου των ηττημένων είναι μικρότερο από εκείνο του χαρτοφυλακίου των νικητών. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα καταληγεί στο συμπέρασμα ότι όταν λαμβάνεται υπόψη το μέγεθος των εταιρειών, τα χαρτοφυλάκια των ηττημένων υπερτερούν των χαρτοφυλακίων των νικητών μόνο κατά τον μήνα Ιανουάριο. Τους υπόλοιπους μήνες η απόδοση μεταξύ νικητών και ηττημένων δεν εμφανίζει σημαντικές διαφορές.

Τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγει ο Zarowin είναι τα εξής:

- Τα χαρτοφυλάκια των ηττημένων περιέχουν εταιρείες με μικρότερο μέγεθος συγκριτικά με τα χαρτοφυλάκια των νικητών.
- Αν δε ληφθεί υπόψη το μέγεθος των εταιρειών, τότε οι υπερβολικές αποδόσεις που παρατηρούνται στις μετοχές χαμηλής απόδοσης δεν οφείλεται ούτε στη διαφορά του συστηματικού κινδύνου, ούτε στο

φαινόμενο του Ιανουαρίου αλλά στη διαφορά του μεγέθους των εταιρειών μεταξύ των χαρτοφυλακίων.

- Το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίζεται όταν γίνεται σύγκριση μεταξύ χαρτοφυλακίων εταιρειών ίδιου μεγέθους.
- Τέλος, τα αποτελέσματα της μελέτης δε στηρίζουν το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης.

3.6 «When are contrarian profits due the stock market overreaction?»

Andrew W. Lo, A. Craig MacKinlay (1990)

Στην παρούσα μελέτη εξετάζεται αν η αποκόμιση κερδών που βασίζεται σε contrarian strategy σηματοδοτεί την ύπαρξη του φαινομένου της Υπεραντίδρασης. Με τον όρο contrarian strategy εννοείται η στρατηγική κατά την οποία αγοράζονται μετοχές που στο παρελθόν παρουσίασαν χαμηλές αποδόσεις και πωλούνται μετοχές που στο παρελθόν παρουσίασαν υψηλές αποδόσεις. Με βάση αυτή τη στρατηγική αποκομίζονται κέρδη λόγω του γεγονότος ότι οι μετοχές των ηττημένων είναι πιο πιθανό μελλοντικά να αποτελούν τους νικητές, λόγω της αρνητικής συσχέτισης που παρουσιάζεται.

Το δείγμα που χρησιμοποιείται στην παρούσα μελέτη περιλαμβάνει τις ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών του N.Y.S.E. από την περίοδο 6 Ιουλίου 1962 και 31 Δεκεμβρίου 1987. Τα στοιχεία έχουν συγκεντρωθεί από τη βάση δεδομένων Center for Research in Security Prices (CRSP). Οι Andrew W. Lo, A. Craig MacKinlay έφτιαξαν ένα χαρτοφυλάκιο με μετοχές που είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους και που θα δημιουργούσαν θετικά αναμενόμενα κέρδη ακολουθώντας την contrarian strategy, αγοράζοντας δηλαδή μετοχές που παρουσίαζαν χαμηλή απόδοση και πουλώντας μετοχές που παρουσίασαν στο παρελθόν υψηλή απόδοση.

Για να δημιουργηθεί το χαρτοφυλάκιο μελέτησε τις αποδόσεις των μετοχών με τον παρακάτω τρόπο. Έστω ότι στη χρηματιστηριακή αγορά υπήρχαν 2 μετοχές, την A και τη B. Εάν η απόδοση της μετοχής A είναι

μεγαλύτερη από την απόδοση της αγοράς, τότε σύμφωνα με την *contrarian strategy*, ο επενδυτής θα πουλήσει αυτή τη μετοχή για να αγοράσει τη μετοχή B. Σύμφωνα με αυτή τη στρατηγική θα δημιουργηθούν κέρδη από την αγορά της μετοχής B. Οι Andrew W. Lo, A. Craig MacKinlay κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι τα κέρδη που αποφέρουν κάποιες επενδυτικές στρατηγικές δεν καταλήγουν απαραίτητα στην υπέρβαση του φαινομένου της Υπεραντίδρασης.

Επιπρόσθετα οι Οι Andrew W. Lo και A. Craig MacKinlay εξέτασαν το φαινόμενο «*lead-lag effect*», δηλαδή κατά πόσο οι αποδόσεις των μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης οδηγούν τις μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Για παράδειγμα, αν οι μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης κινηθούν ανοδικά τότε βραχυπρόθεσμα θα συμπαρασύρουν σε ανοδική πορεία και τις μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν με την παραπάνω έρευνα είναι τα εξής:

- Μια *contrarian strategy* μπορεί να εμφανίζει θετικά αναμενόμενα κέρδη, αλλά αυτό δεν οφείλεται απαραίτητα στο φαινόμενο της υπεραντίδρασης.
- Επίσης, η μέλετη απέδειξε ότι οι αποδόσεις των μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης προηγούνται χρονικά των αποδόσεων μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης.
- Το *lead-lag effect* θα μπορούσε να οφείλεται για τα βραχυχρόνια κέρδη μιας *contrarian strategy*.
- Αποδείχθηκε ότι σε ποσοστό χαμηλότερο του 50% των αναμενόμενων κερδών που προκύπτουν από μια *contrarian strategy* μπορούν να αποδοθούν στην υπεραντίδραση, δηλαδή στην αρνητική αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων των μεμονωμένων μετοχών. Το μεγαλύτερο μέρος αυτών των κερδών οφείλεται στο φαινόμενο “*cross effect*” ανάμεσα στις μετοχές, και υποστηρίζεται από τη σχέση *lead-lag*.

3.7 “Measuring abnormal performance Do stocks Overreact?”

Navin Chopra, Josef Lakonishok and Jay R. Ritter (1992)

Στην παρούσα μελέτη οι Chopra, Lakonishok και Ritter προσαρμόζοντας το συστηματικό κίνδυνο και το συντελεστή β για τα σχηματιζόμενα χαρτοφυλάκια, σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας τους αποδέχονται το φαινόμενο της Υπερβολικής αντίδρασης. Για την έρευνα χρησιμοποίησαν τις ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών του NYSE και η περίοδος μελέτης ήταν από το 1926 – 1986, τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων Center for Research in Security Prices (CRSP).

Σύμφωνα με τη μεθολογία, ταξινομούν τις μετοχές με βάση την απόδοση που είχαν τα 5 προηγούμενα έτη και τις χωρίζουν σε 20 χαρτοφυλάκια. Δημιουργούν 52 περιόδους σχηματισμού όπου η πρώτη περίοδος τελειώνει το Δεκέμβριο του 1930 και η τελευταία το Δεκέμβριο του 1981. Η διαδικασία αυτή επαναλαμβάνεται και στα 20 χαρτοφυλάκια και υπολογίζονται 52 αποδόσεις για τα χαρτοφυλάκια για κάθε μία δεκαετία. Συμφωνα με αυτές τις παρατηρήσεις υπολογίζονται ο συντελεστής β και οι μη κανονικές αποδόσεις για κάθε δεκαετία. Αξίζει επίσης να σημειωθεί ότι οι Chopra, Lakonishok και Ritter υπολογίζουν εμπειρικά την τιμή του συντελεστή β , χωρίς να χρησιμοποιούν το μοντέλο CAPM για τον προσδιορισμό του. Επιπρόσθετα, επειδή στα χαρτοφυλάκια μετοχών χαμηλής απόδοσης οι μετοχές που τα απαρτίζουν είναι εταιρείες μικρού μεγέθους και στα χαρτοφυλάκια υψηλής απόδοσης το μέγεθος των εταιρειών είναι μεγαλύτερο, ο υπολογισμός των μη κανονικών αποδόσεων έχει γίνει εφόσον έχουν προσαρμοστεί στο μέγεθος των εταιρειών.

Οι Chopra, Lakonishok και Ritter για να μελετήσουν το φαινόμενο της Υπερντίδρασης λαμβάνοντας υπόψη και το μέγεθος των εταιρειών, εφόσον είχαν υπολογίσει την ετήσια απόδοση για τα 20 χαρτοφυλάκια, ταξινόμησαν τις εταιρείες των χαρτοφυλακίων με βάση την κεφαλαιοποίησή τους. Με βάση τα αποτελέσματα κατατάσσουν τις μετοχές σε 20 νέα χαρτοφυλάκια και

υπολογίζονται οι μέσες ετήσιες αποδόσεις εκ νέου. Εξαιρούνται από τη μελέτη τα χαρτοφυλάκια με τις μεγαλύτερες και τις μικρότερες εταιρείες. Στη συνέχεια γίνεται ο υπολογισμός των υπερβαλλουσών αποδόσεων για τα υπόλοιπα χαρτοφυλάκια.

Τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγουν οι Chopra, Lakonishok και Ritter είναι ότι αποδέχονται την ύπαρξη του φαινομένου της Υπεραντίδρασης στη χρηματιστηριακή αγορά. Επίσης παρατήρησαν ότι τα χαρτοφυλάκια με τις μετοχές χαμηλής απόδοσης υπερτερούν έναντι των χαρτοφυλακίων των μετοχών με την υψηλή απόδοση. Πιο συγκεκριμένα, τα χαρτοφυλάκια με τη χαμηλότερη απόδοση υπερτερούν των χαρτοφυλακίων με υψηλότερη κατά 6,5% αν χρησιμοποιηθούν ετήσιες αποδόσεις και κατά 9,5% αν χρησιμοποιηθούν μηνιαίες αποδόσεις.

Παράλληλα παρατηρήθηκε το γεγονός ότι στις εταιρείες μικρού μεγέθους που διοικούνται από ιδιώτες παρατηρήθηκε το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης, ενώ για τις εταιρείες που διοικούνται από θεσμικούς φορείς και ιδρύματα, το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης δεν αποδεικνύεται. Επίσης, παρατηρήθηκε έντονα το φαινόμενο του Ιανουαρίου με τον περιορισμό όμως ότι όταν εξεταστεί το φαινόμενο για μεγάλα χρονικά διαστήματα δε μπορεί να εξεταστεί μόνο από την επίδραση της φορολόγησης. Τέλος, οι Chopra, Lakonishok και Ritter καταλήγουν στο γεγονός ότι οι επόμενες έρευνες θα πρέπει να εστιάσουν στη φύση των επενδυτών, δηλαδή αν οι επενδυτές είναι μικροεπενδυτές (ιδιώτες) ή μεγαλοεπενδυτές (θεσμικοί, ιδρύματα). Εφόσον σύμφωνα με την έρευνα τους διαπιστώθηκε ότι το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης εμφανίζεται σε εταιρείες μικρού μεγέθους όπου διοικούνται από ιδιώτες.

3.8 «Long – Term Market Overreaction or Biases in Computed Returns»

Jennifer Conrad, Gautam Kaul (1993)

Στην παρούσα μελέτη οι Jennifer Conrad και Gautam Kaul απέδειξαν ότι οι τιμές των αποδόσεων που προκύπτουν από μια contrarian strategy είναι μεγαλύτερες από το κανονικό – πραγματικό τους επίπεδο καθώς έχουν

υπόλογιστεί με την σωρευτική απόδοση μιας περιόδου (CAR), για μακρά διαστήματα έρευνας. Η σωρευτική αυτή διαδικασία εκτός από τις πραγματικές αποδόσεις σωρεύει και ένα κομμάτι αποδόσεων μη πραγματικό που μπορεί να προκύπτει από λάθη μέτρησης, όπως λάθη λόγω προσφοράς ζήτησης (bid-ask errors) ή διάκρισης τιμών (price discreteness).

Η μέθοδος που χρησιμοποίησαν για τη μελέτη τους είναι η μέθοδος του υπολογισμού μέσων περιόδων διακράτησης των μετοχών. Με αυτή τη μέθοδο αντικαθιστούν τη μέθοδο υπολογισμού της σωρευτικής απόδοσης των μετοχών. Σύμφωνα με αυτή τη μέθοδο για κάθε περίοδο διακράτησης υπολογίζονται οι αποδόσεις με ανατοκισμό των μηνιαίων αποδόσεων κάθε μετοχής και στη συνέχεια υπολογίζεται ο μέσος όρος του συνόλου των αποδόσεων για όλες τις υποπεριόδους. Στο διάστημα διακράτησης των χαρτοφυλακίων υψηλών και χαμηλών αποδόσεων αντίστοιχα, αφαιρείται από την απόδοση της αγοράς ο μέσος όρος των παραπάνω αποδόσεων, και υπολογίζεται η υπερβάλλουσα απόδοση συγκρινόμενη με την αγορά. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για την έρευνα είναι δείγμα εταιρειών του NYSE και αφορά στην περίοδο 1926 – 1988.

Οι Jennifer Conrad και Gautam Kaul συμπεραίνουν ότι οι αποδόσεις που προκύπτουν από τις contrarian στρατηγικές δεν υφίστανται και παράλληλα ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν σχετίζεται με τις προηγούμενες αποδόσεις των μετοχών. Συμπληρωματικά, οδηγήθηκαν σε αποτελέσματα που αποδείκνυαν ότι το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης δεν υποστηρίζεται εφόσον η υπερκανονική απόδοση που παρουσιάστηκε σε μακροπρόθεσμες contrarian στρατηγικές προηγούμενων μελετών οφειλόταν σε αποτέλεσμα λανθασμένης μέτρησης των αποδόσεων και στο φαινόμενο του Ιανουαρίου που τελικά δε σχετίζεται με τις προηγούμενες αποδόσεις. Τέλος, ο υπολογισμός της σωρευτικής μέσης απόδοσης (CAR) μπορεί να εμπεριέχει σφάλματα στη μέτρηση της, ακόμη περισσότερο όταν γίνεται σε δεδομένα με υψηλή συχνότητα όπως είναι τα ημερήσια δεδομένα.

3.9 «Overreaction in the Brazilian Stock Market»

Newton C.A. da Costa, Jr (1994)

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι να εξετάσει κατά πόσο το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης εμφανίζεται στη χρηματιστηριακή αγορά της Βραζιλίας. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν στην έρευνα αφορούσαν στα μηνιαία δεδομένα των τιμών των μετοχών που διαπραγματεύονταν στο Sao Paolo Stock Exchange (BOVESPA) από τον Ιανουάριο του 1970 έως το Δεκέμβριο του 1989. Είναι οι μηνιαίες τιμές 121 μετοχών που διαπραγματεύονταν στο BOVESPA και φορούν στην περίοδο που αναφέρθηκε παραπάνω. Δεδομένα αντλήθηκαν επίσης από το Annual Bulletin of the Stock Exchange, από το Daily Information Bulletin και από την εφημερίδα Revista Andima για τις μηνιαίες αποδόσεις των εντόκων γραμματίων του Δημοσίου.

Στη μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε στην παρούσα μέλετη χρησιμοποιήθηκαν οι αποδόσεις προσαρμοσμένες στην αγορά που προκύπτουν από τον τύπο:

$$u_{j,t} = R_{j,t} - R_{m,t}$$

όπου:

$u_{j,t}$: η μη κανονική απόδοση της μετοχής j προσαρμοσμένη στην αγορά για τον μήνα t

$R_{m,t}$: η απόδοση του χρηματιστηριακού Δείκτη του χρηματιστηρίου της Βραζιλίας για τον μήνα t .

Κατά τον αρχικό σχηματισμό των χαρτοφυλακίων χρησιμοποιήθηκαν οι αποδόσεις των μετοχών από το 1972 έως το 1973 και οι περίοδοι ελέγχου αποτελούνταν από τα έτη από το 1974 έως το 1989. Σε αυτά τα 16 έτη σχηματίστηκαν 8 μη επικαλυπτόμενες περίοδοι ελέγχου, η πρώτη περίοδος ελέγχου 1974 – 1975 βασίστηκε σε χαρτοφυλάκια που σχηματίστηκαν την περίοδο 1972 – 1973, ενώ η τελευταία περίοδος ελέγχου πραγματοποιήθηκε

το 1988-1989 με χαρτοφυλάκια που σχηματίστηκαν το 1986 – 1987. Σε αυτές τις 8 περιόδους σχηματισμού χαρτοφυλακίων υπολογίστηκε η σωρευτική υπερβάλλουσα απόδοση για κάθε μετοχή ως εξής:

$$CU_j = \sum_{t=1}^T u_{j,t}$$

Όπου:

CU_j : η αθροιστική μη κανονική απόδοση της μετοχής j μέχρι την περίοδο T .

Η περίοδος σχηματισμού των χαρτοφυλακίων είναι διετής, τα χαρτοφυλάκια δημιουργήθηκαν με βάση τη σωρευτική μη κανονική απόδοση η οποία ταξινομήθηκε από την χαμηλότερη στην υψηλότερη. Με αυτόν τον τρόπο δημιουργήθηκαν 5 χαρτοφυλάκια. Μετά τη δημιουργία των χαρτοφυλακίων σε κάθε περίοδο ελέγχου υπολογίστηκε η σωρευτική μέση μη κανονική απόδοση (cumulative average abnormal returns – CAR) για τις μετοχές των χαρτοφυλακίων στη διάρκεια της περιόδου ελέγχου, δηλαδή 24 μήνες, με τον εξής τρόπο:

$$CAR_{i,N,t} = \sum_T \left[\left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=0}^N u_{j,t} \right]$$

με $i=1, \dots, 5$ και $N=1, \dots, 8$

όπου:

$CAR_{i,N,t}$: η σωρευτική μέση μη κανονική απόδοση προσαρμοσμένη στην αγορά για το μήνα t , σε περίοδο ελέγχου N .

$u_{j,t}$ = η μη κανονική απόδοση της μετοχής j τη χρονική περίοδο t .

Σύμφωνα με τη μελέτη το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης εμφανίζεται στο χρηματιστήριο της Βραζιλίας. 12 μήνες μετά την περίοδο ελέγχου η διαφορά της απόδοσης μεταξύ των νικητών και των ηττημένων χαρτοφυλακίων ήταν στο 25,69% (t-statistic 2.92), ενώ μετά από 24 μήνες το ηττημένο χαρτοφυλάκιο υπερέρησε της αγοράς κατά 17,63% (t-

statistic=2.62), ενώ τα χαρτοφυλάκιο νικητής βρέθηκε σε χαμηλότερο επίπεδο από την αγορά κατά 20,25% (t-statistic =2,98).

Το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης εμφανίζεται πιο έντονο την περίοδο που υπήρχε υψηλή μεταβλητότητα περίπου στα μέσα της δεκαετίας του '80. Επίσης σύμφωνα με την μελέτη αυτή αποδείχθηκε ότι οι διαφορές του συστηματικού κινδύνου, όπως μετρήθηκε από το beta του CAPM δε μπορούν να εξηγήσουν τις διαφορές μεταξύ της απόδοσης του χαρτοφυλακίου νικητής και του ηττημένου χαρτοφυλακίου.

3.10 «The Overreaction Hypothesis and the UK Stock Market»

Andrew Clare and Stephen Thomas (1995)

Στην παρούσα μελέτη εξετάζεται το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης στη χρηματιστηριακή αγορά της Αγγλίας. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα έρευνα έχουν αντληθεί από το London Business School LSPD και αφορούν στις αποδόσεις των μετοχών της Χρηματιστηριακής αγοράς της Αγγλίας.

Η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε από τους Andrew Clare and Stephen Thomas έχει επιρροές από τη μεθοδολογία των De Bondt και Thaler. Δημιούργησαν χαρτοφυλάκια μετοχών με βάση την προηγούμενη απόδοση τους. Οι μετοχές που συμπεριλήφθηκαν στα χαρτοφυλάκια επιλέχθηκαν με βάση την απόδοση τους συγκρινόμενη με την απόδοση της αγοράς και υπολογίστηκε η προσαρμοσμένη στην αγορά απόδοση κάθε μήνα βάση του παρακάτω τύπου:

$$U_{it} = R_{it} - R_{mt}, \quad t = 1, \dots, n$$

Όπου:

$n = 1, \dots, 12$, (για το 1 έτος) $n = 1, \dots, 24$, (για τα 2 έτη) $n = 1, \dots, 36$ (για τα 3 έτη)

U_{it} : η διαφορά ανάμεσα στην απόδοση της μετοχής και στην απόδοση της αγοράς τη χρονική περίοδο t .

R_{it} = η απόδοση της μετοχής i τη χρονική περίοδο t

R_{mt} = η απόδοση της αγοράς τη χρονική περίοδο t

Με βάση τις παραπάνω αποδόσεις δημιουργήθηκαν 2 χαρτοφυλάκια, το χαρτοφυλάκιο νικητής που περιελάμβανε τις μετοχές με τις υψηλότερες αποδόσεις και το χαρτοφυλάκιο ηττημένος που περιελάμβανε τις μετοχές με τις χαμηλότερες αποδόσεις. Στη συνέχεια υπολογίστηκε η μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων την περίοδο μετά το σχηματισμό τους.

Η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε για να εξεταστεί το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης είναι ο σχηματισμός χαρτοφυλακίων με προσδιοριστικό παράγοντα τις αποδόσεις των μετοχών των προηγούμενων ετών σε ένα τυχαίο δείγμα μετοχών από την περίοδο του Ιανουαρίου 1955 έως το Δεκέμβριο του 1956. Κατόπιν υπολόγισαν τις μέσες αποδόσεις των μετοχών αυτών το έτος 1955 και δημιούργησαν τα χαρτοφυλάκια νικητών και χαμένων για τους 12 μήνες του έτους 1956. Τη δεύτερη περίοδο πήραν ένα ακόμη δείγμα μετοχών και δημιούργησαν χαρτοφυλάκια με βάση την ίδια διαδικασία.

Έκαναν στατιστικό έλεγχο στην παλινδρόμηση:

$$AR_{pt} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt}$$

Όπου,

$t = 1, 2, \dots, n$

α_p = ο δείκτης αποδοτικότητας του Jensen

β_p = η διαφορά στο συστηματικό κίνδυνο μεταξύ του χαρτοφυλακίου των μετοχών με την υψηλότερη απόδοση και του χαρτοφυλακίου των μετοχών με τη χαμηλότερη απόδοση.

R_{mt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

R_{ft} = η απόδοση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου

e_{it} = ο διαταρακτικός όρος.

Για να έχει ισχύ το φαινόμενο της Υπερβολικής αντίδρασης των επενδυτών θα πρέπει το α_p να είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό. Επιπρόσθετα, αν το β_p είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό τότε μπορεί να εξηγήσει τη διαφορά στις αποδόσεις ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια, επίπρόσθετα μπορεί να αποτελεί ένδειξη ότι τα χαρτοφυλάκια των ηττημένων ενσωματώνουν περισσότερο συστηματικό κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια των νικητών,

Τα αποτελέσματα στα οποία κατέληξαν είναι ότι το χαρτοφυλάκιο των ηττημένων υπερτερεί σε απόδοση του χαρτοφυλακίου των νικητών σε ποσοστό περίπου 1,7% ετησίως. Αν όμως ληφθεί υπόψη το μέγεθος των εταιρειών η αυξημένη αυτή απόδοση του χαρτοφυλακίου ηττημένων μπορεί να εξηγηθεί από το φαινόμενο της επίδρασης των εταιρειών μικρού μεγέθους. Επίσης αποδείχθηκε ότι τα χαρτοφυλάκια ηττημένων περιλαμβάνουν κυρίως μετοχές εταιρειών μικρού μεγέθους και μέσω αυτής της παρατήρησης εξηγούνται τα αποτελέσματα της Υπεραντίδρασης. Τέλος, επισημάνθηκε ότι αν οι αποδόσεις που χρησιμοποιηθούν είναι έτησιες τότε το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης των επενδυτών αποδυναμώνεται ακόμη περισσότερο. Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα της παραπάνω μελέτης δεν μπορεί να υποστηριχθεί το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης των επενδυτών στη χρηματιστηριακή αγορά της Αγγλίας.

3.11 «Overreaction, Delayed Reaction, and Contrarian Profits»

Narasimhan Jegadeesh and Sheridan Titman (1995)

Στην παρούσα μελέτη εξετάζεται κατά πόσο η υπεραντίδραση ή η ετεροχρονισμένη αντίδραση των επενδυτών μπορεί να επηρεάσει την απόδοση των *contrarian strategies*. Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε στην παρούσα μελέτη περιλαμβάνει τις μετοχές που διαπραγματεύτηκαν στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (N.Y.S.E.) από το 1963 έως το 1990. Η μεθοδολογία που χρησιμοποίησαν οι Narasimhan Jegadeesh και Sheridan Titman (1995) αφορά στην αγορά και πώληση μετοχών με βάση τις αποδόσεις μια χρονική υστέρηση πίσω.

Οι Narasimhan Jegadeesh και Sheridan Titman κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι χρηματιστηριακές τιμές των μετοχών αντιδρούν υπερβολικά στις ανακοινώσεις των εταιρειών και αντιδρούν με καθυστέρηση σε κοινούς συνηθισμένους παράγοντες. Ένα χαρακτηριστικό παράδειγμα κοινου συνηθισμένου παράγοντα είναι το *lead – lag effect*, δηλαδή οι αποδόσεις των μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης να προηγούνται χρονικά των αποδόσεων μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Τα αποτελέσματα της έρευνας τους έδειξαν ότι οι καθυστερημένες αντιδράσεις δεν μπορούν να δημιουργήσουν κέρδη στις *contrarian* στρατηγικές. Τα *contrarian* κέρδη αποδείχθηκε ότι δημιουργούνται από την τάση των μετοχών να υπεραντιδρούν στην ανακοίνωση συγκεκριμένων πληροφοριών των εταιρειών. Επίσης απέδειξαν ότι η κερδοφορία των *contrarian* στρατηγικών μειώνεται όταν αυξάνεται η ρευστότητα της αγοράς.

3.12 «Ελέγχοντας την υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των Επενδυτών στον Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών»

Γεώργιος Π. Διακογιάννης και Κωνσταντίνος Σεγρεδάκης (1996)

Σκοπός της μελέτης είναι να εξετάσει την εγκυρότητα της επενδυτικής στρατηγικής που πηγάζει από την υπόθεση της «Υπερβολικής Αντίδρασης των Επενδυτών» στις νέες πληροφορίες. Για τη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν εβδομαδιαίες αποδόσεις 120 μετοχών εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών κατά την περίοδο 1988-1994.

Υπολογίστηκαν οι μη κανονικές αποδόσεις (AR_{it}) με βάση την επιπλέον απόδοση σε σχέση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς που αποκομίζουν οι επενδυτές σε ένα δεδομένο διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων:

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt}$$

Όπου:

R_{it} : είναι η απόδοση της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου t

R_{mt} : είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο τέλος της χρονικής περιόδου t

Οι εβδομαδιαίες αποδόσεις υπολογίστηκαν ως εξής:

$$R_{it} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1} + D_{i,t}/52}{P_{i,t-1}}$$

Όπου,

$P_{i,t}$: η τιμή της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου t

$P_{i,t-1}$: η τιμή της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου $t-1$

$D_{i,t/52}$: το μέρισμα που διανέμεται από τη μετοχή i και αντιστοιχεί σε κάθε εβδομάδα

Κατά τον εμπειρικό έλεγχο χωρίστηκε κάθε περίοδος εμπειρικού ελέγχου σε 2 χρονικές υποπεριόδους. Η πρώτη υποπερίοδος αποτελεί την περίοδο διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων, οι 120 μετοχές του δείγματος ιεραρχούνται κατά φθίνοντα τρόπο με βάση τη μέση εβδομαδιαία μη κανονική απόδοση. Δημιουργούνται 8 χαρτοφυλάκια και επιλέγεται το πρώτο χαρτοφυλάκιο και το τελευταίο.

Κατά τη δεύτερη υποπερίοδο, την περίοδο μετά τη διαμόρφωση του χαρτοφυλακίου προκύπτει η ακόλουθη υπόθεση:

$$AR_{pt}^L - AR_{pt}^W > 0$$

Όπου:

AR_{pt}^L : η μη κανονική απόδοση του χαρτοφυλακίου των μετοχών με τη χαμηλότερη απόδοση την περίοδο t.

AR_{pt}^W : η μη κανονική απόδοση του χαρτοφυλακίου των μετοχών με την υψηλότερη απόδοση την περίοδο t.

Για τον στατιστικό έλεγχο της παραπάνω υπόθεσης υπολογίστηκε η ακόλουθη παλινδρόμηση:

$$AR_{Dt} = AR_{pt}^L - AR_{pt}^W = \alpha_1 + e_{it}$$

Αν το α_1 είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό τότε μπορούμε να δεχτούμε την ισχύ της υπόθεσης της Υπερβολικής Αντίδρασης των επενδυτών.

Αν το α_1 είναι αρνητικό και στατιστικά μη σημαντικό τότε η υπόθεση απορρίπτεται.

Η υπόθεση έχει απορριφθεί, τα αποτελέσματα του στατιστικού ελέγχου δεν στηρίζουν την υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των επενδυτών. Τα εμπειρικά αποτελέσματα της παρούσας μελέτης αποδεικνύουν ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο (1988-1994) η επενδυτική στρατηγική που πηγάζει από την υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των επενδυτών στις νέες πληροφορίες δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί στο ΧΑΑ για να προβλεφθούν οι μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών, αλλά ούτε και για την αποκόμιση αποδόσεων μεγαλύτερων των κανονικών.

3.13 «Is Stock Market Overreaction persistent over time?»

Carl R. Chen and David A. Sauer (1997)

Στην παρούσα μελέτη οι Carl R. Chen and David A. Sauer εξηγούν το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης βασιζόμενοι σε μια έρευνα ψυχολογίας των Kahneman και Tversky η οποία αναφέρει ότι οι άνθρωποι τείνουν να υπεραντιδρούν όταν συμβαίνουν αναπάντεχα γεγονότα. Σε αυτή τη μελέτη προσπαθούν να αποδείξουν την υπόθεση της Υπεραντίδρασης όπως είχε παρουσιαστεί από τους De Bondt και Thaler το 1985 και τους Chongra, Lakonishok και Ritter το 1992. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα όπως είχαν χρησιμοποιηθεί και στις προηγούμενες μελέτες από την περίοδο 1926 έως την περίοδο 1992, τα οποία είχαν αντλήσει από το αρχείο CRPC.

Οι Carl R. Chen and David A. Sauer δημιούργησαν 20 χαρτοφυλάκια με γνώμονα την 5ετή απόδοση τους κατά τα προηγούμενα 5 έτη. Οι περίοδοι κατάταξης των χαρτοφυλακίων που δημιουργήθηκαν ήταν 58 και η πρώτη περίοδος ήταν από το 1926 – 1930 ενώ η τελευταία από το 1983 – 1987. Στη συνέχεια οι μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων ανατοκίστηκαν και υπολογίστηκαν ως ετήσιες. Επίσης για τη μελέτη των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων δημιουργήθηκαν περίοδοι κατάταξης οι οποίες αποτελούνταν από 5ετή διαστήματα, η πρώτη περίοδος ήταν από το 1931 έως το 1935 και η τελευταία από το 1988 έως το 1992. Έτσι υπολογίστηκαν οι μέσες ετήσιες αποδόσεις για κάθε χαρτοφυλάκιο μετά την περίοδο κατάταξης.

Τα αποτελέσματα στα οποία κατέληξαν με την παρούσα μελέτη είναι ότι το ηττημένο χαρτοφυλάκιο έχει απόδοση 23,7% μεά την περίοδο κατάταξης, ενώ το χαρτοφυλάκιο νικητών έχει απόδοση 12,4% μετά την περίοδο κατάταξης. Συνεπώς, το χαρτοφυλάκιο ήττημενων ξεπερνά σε απόδοση το χαρτοφυλάκιο νικητών την περίοδο ελέγχου. Παράλληλα διαπίστωσαν ότι η contrarian στρατηγική που ακολούθησαν για τη μελέτη της εν λόγω υπόθεσης δεν παρουσιάζει σταθερές αποδόσεις διαχρονικά. Συγκεκριμένα, την περίοδο του κραχ και τα πρώτα χρόνια της δεκαετίας του '80 τα κέρδη ήταν αρνητικά. Αντίθετα την περίοδο που ακολούθησε του κραχ,

όπου ξεκίνησε η ανάκαμψη τα κέρδη που παρουσιάστηκαν ήταν υπερβολικά. Επιπρόσθετα, υπήρξαν παρατεταμένες περιόδους όπου δεν πραγματοποιήθηκαν για μεγάλα χρονικά διαστήματα υπερκανονικά κέρδη, όπως από τα μέσα της δεκαετίας του '40 έως τα μέσα της δεκαετίας του '50.

Παράλληλα, η Υπεραντίδραση μελετήθηκε αναφορικά με διάφορες χρονικές υποπεριόδους στις οποίες χωρίστηκε η μελέτη. Οι 4 περιόδους στις οποίες χωρίστηκε η μελέτη ήταν η προπολεμική περίοδος, η περίοδος μετά τον πόλεμο, η περίοδος πριν την ενεργειακή κρίση και η περίοδος μετά. Σε αυτές τις 4 υποπεριόδους το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης παρατηρείται έντονα στην πρώτη υποπερίοδο (προπολεμική) και στην τρίτη υποπερίοδο (πριν την ενεργειακή κρίση). Κατά τις υπόλοιπες περιόδους το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης είναι ασαφές.

Επιπρόσθετα, οι Carl R. Chen and David A. Sauer διαπίστωσαν ότι η σχέση μεταξύ των αποδόσεων ενός arbitrage χαρτοφυλακίου και των περιθωρίων αποζημίωσης κινδύνου της αγοράς είναι θετική. Αυτό σημαίνει ότι κατά την επιλογή ενός χαρτοφυλακίου όταν είναι βασισμένη στην Υπόθεση της Υπεραντίδρασης, επιλέγει μετοχές με χαμηλές αποδόσεις που περιλαμβάνουν υψηλό όταν το market risk premium είναι υψηλό, και όταν το market risk premium είναι χαμηλό οι μετοχές που επιλέγονται είναι οι λιγότερο επικίνδυνες.

Τέλος, οι Carl R. Chen and David A. Sauer κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων κατάταξης ακολουθούν ένα σχήμα U (U – shaped) όπου δείχνει ότι τα χαρτοφυλάκια που υπεραντιδρούν είναι πιθανό να μη συνεχίσουν να υπεραντιδρούν για διαδοχικές περιόδους. Συνεπώς το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης δε συντρέχει για όλες τις περιόδους.

3.14 «Market efficiency, long – term returns and behavioral finance»

Eugene F. Fama (1998)

Ο Eugene F. Fama στη μελέτη του υποστήριξε την υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς. Αυτό που υποστηρίχθηκε σε αυτή τη μελέτη είναι ότι σύμφωνα με τη θεωρία της αποτελεσματικότητας της αγοράς η υπερβολική αντίδραση στις πληροφορίες είναι τόσο προφανής και κοινή όπως και η υποαντίδραση και ότι οι ανωμαλίες του φαινομένου που έχουν υποστηριχθεί από προηγούμενες μελέτες είναι τυχαία αποτελέσματα. Επιπρόσθετα θεωρεί ότι οι μικρές μετοχές είναι εκείνες που κυρίως ευθύνονται για τα προβλήματα στα μοντέλα ελέγχου της αποτελεσματικότητας της αγοράς και των μακροχρόνιων αποδόσεων.

Συγκεντρωτικά ο Eugene F. Fama, καταληγεί στο συμπέρασμα ότι οι ανωμαλίες που παρατηρούνται στις αγορές από διάφορες μελέτες συνήθως οφείλονται σε προβλήματα αναφορικά με τη μεθοδολογία που χρησιμοποιείται και αν η μεθοδολογία βελτιωθεί, τότε οι ανωμαλίες αυτές παύουν να υφίστανται.

3.15 « Price Limits and Overreaction in the Athens Stock Exchange »

George P. Diacogiannis, Nikolaos Patsalis, Nicholaos V. Tsagkarakis and Emanuel D. Tsiritakis (2005)

Σε αυτή τη μελέτη εξετάζεται κατά πόσο το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης και το αν υπάρχουν όρια στις τιμές του Χ.Α.Α. χρησιμοποιώντας ένα δείγμα αποδόσεων 2,432 αποδόσεων και τη μέθοδο event study μελετήσαν βάσει της παλινδρόμησης

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + e_{it}$$

Την εκτίμηση του διαταρακτικού όρου για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο και κατά πόσο μπορεί να αποφέρει ανώμαλη απόδοση γύρω από την ημέρα του γεγονότος.

Χρησιμοποιώντας για την απόδοση της μετοχής για κάθε μέρα t τη διαφορά των λογαριθμικών αξιών των συνεχών τιμών κάθε ημέρας συναλλαγών.

Τα ευρήματα επικυρώνουν την ύπαρξη υπεραντιδράσεων στο Χ.Α.Α. κατά την περίοδο της μελέτης.

ΣΥΓΓΡΑΦΕΑΣ/ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΑ	ΤΙΤΛΟΣ ΜΕΛΕΤΗΣ	ΣΚΟΠΟΣ ΜΕΛΕΤΗΣ	ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑ
Werner f. m. de bondt richard thaler (1985)	«Does the stock market overreact?»	Έλεγχος στη υπόθεση ότι οι μετοχές που παρουσίασαν στο παρελθόν χαμηλές αποδόσεις μελλοντικά παρουσιάζουν υψηλότερες από τις μετοχές που κατά τον ίδιο χρόνο παρουσίασαν υψηλές αποδόσεις	Το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης Των Επενδυτών έχει ισχύ
Werner f. m. de bondt richard thaler (1987)	«further evidence on investor overreaction and stock market seasonality»	Έλεγχος του φαινομένου της Υπεραντίδρασης σε σχέση με το μέγεθος των εταιρειών	Το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης δεν οφείλεται στο μέγεθος των εταιρειών
K.C. Chan (1988)	«On the Contrarian investment strategy»	Έλεγχος του φαινομένου της Υπεραντίδρασης σε σχέση με το συστηματικό κίνδυνο β	Αν γίνει προσαρμογή στον συστηματικό κίνδυνο οι ανωμαλίες αποδόσεις των contrarian strategies περιορίζονται σημαντικά
paul zarowin (1989)	«Does the stock market overreact to corporate earnings information?»	Εξέταση των αποδόσεων συγκριτικά με το μέγεθος των εταιρειών	το μέγεθος των εταιρειών αποτελεί σημαντικό παράγοντα του φαινομένου των διαφορών ανάμεσα στις αποδόσεις χαρτοφυλακίων προηγούμενων περιόδων
paul zarowin (1990)	«Size, Seasonality and Stock Market Overreaction»	Εκ νέου έλεγχος για το κατά πόσο το μέγεθος των εταιρειών επηρεάζει τις μελλοντικές αποδόσεις και εξέταση του φαινομένου του	Το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης δεν ισχύει αν ληφθεί υπόψη το μέγεθος των εταιρειών. Ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου

		<i>Ιανουαρίου</i>	
Andrew W. Lo, A. Craig MacKinlay (1990)	«When are contrarian profits due the stock market overreaction?»	Μελέτη της <i>contrarian strategy</i> όπου γίνεται αγορά μετοχών χαμηλής απόδοσης και πώληση μετοχών υψηλής	Τα θετικά αναμενόμενα κέρδη που έχουν μερικές στρατηγικές <i>contrarian</i> δεν οφείλονται απαραίτητα στο φαινόμενο της Υπεραντίδρασης
Navin Chopra, Josef Lakonishok and Jay R. Ritter (1992)	“Measuring abnormal performance Do stocks Overreact?”		
Jennifer Conrad, Gautam Kaul (1993)	«Long Term Market Overreaction or Biases in Computed Returns»	Μελέτη της μεθόδου CAR στο φαινόμενο της Υπεραντίδρασης	Απορρίπτεται η ισχύς του φαινομένου της Υπεραντίδρασης αν ληφθεί υπόψη το σφάλμα της μέτρησης των αποδόσεων.
Newton C.A. da Costa, Jr (1994)	«Overreaction in the Brazilian StockMarket»	Μελετούν το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης στη βραζιλιάνικη Χρηματιστηριακή Αγορά	Βάσει των αποτελεσμάτων που προέκυψαν αποδέχονται την υπόθεση της Υπερβολικής αντίδρασης στη συγκεκριμένη αγορά
Narasimhan Jegadeesh&Sheridan Titman (1995)	«Overreaction, Delayed Reaction, and Contrarian Profits»	Η μελέτη αυτή σκοπό έχει να εξετάσει κατά πόσο η υπεραντίδραση συνεισφέρει στην απόδοση των <i>contrarian</i> στρατηγικών	Τα περισσότερα κέρδη που προκύπτουν από τις <i>contrarian</i> στατηγικές δημιουργούνται από την υπεραντίδραση των επενδυτών σε συγκεκριμένες πληροφορίες εταιρειών.
ANDREW CLARE AND STEPHEN THOMAS (1995)	«The Overreaction Hypothesis and the UK Stock Market»	Μελετούν το φαινόμενο της Υπεραντίδρασηςστην Αγγλική Χρηματιστηριακή Αγορά	Τα αποτελέσματα δεν αποδέχονται την ισχύ του φαινομένου της Υπεραντίδρασης
Γεώργιος Π. Διακογιάννης και Κωνσταντίνος Ν. Σεργεδάκης(1996)	«Ελέγχοντας την υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των Επενδυτών στον Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών»	Έλεγχος της υπόθεσης της Υπεραντίδρασης στο ΧΑΑ	Τα αποτελέσματα της έρευνας δεν στηρίζουν την υπόθεση της Υπερβολικής αντίδρασης των επενδυτών
Carl R. Chen and David A. Sauer (1997)	«Is Stock Market Overreaction persistent over time?»	Ερευνάται η επίδραση των χρονοσειρών των χαρτοφυλακίων στην υπόθεση της Υπεραντίδρασης	οι τυπικές αποκλίσεις των χαρτοφυλακίων κατάταξης δείχνει ότι τα χαρτοφυλάκια που υπεραντιδρούν είναι πιθανό να μη συνεχίσουν να υπεραντιδρούν για διαδοχικές περιόδους.

			Συνεπώς το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης δε συντρέχει για όλες τις περιόδους.
Eugene F. Fama (1998)	«Market efficiency, long – term returns and behavioral finance»	Ερευνά την αποτελεσματικότητα της αγοράς αναφορικά με την Υπερβολική αντίδραση των επενδυτών	οι ανωμαλίες που παρατηρούνται στις αγορές από διάφορες μελέτες συνήθως οφείλονται σε προβλήματα στη μεθοδολογία που χρησιμοποιείται

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Στην παρούσα μελέτη εξετάζεται το φαινόμενο της υπερβολικής αντίδρασης των επενδυτών στις νέες πληροφορίες, κάνοντας χρήση των εβδομαδιαίων αποδόσεων χαρτοφυλακίων των μετοχών που διαπραγματεύονται, στα Χρηματιστήρια Αθηνών, Βερολίνου και Παρισίου, κατά την περίοδο από τον Ιανουάριο του 2002 έως το Δεκέμβριο 2012. Η μελέτη γίνεται σύμφωνα με τη μεθοδολογία που έχει χρησιμοποιηθεί στα άρθρα των Γεωργίου Π. Διακογιάννη και Κωνσταντίνου Ν. Σεγρεδάκη το 1996 με τίτλο « Ελέγχοντας την υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των επενδυτών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών» και των Andrew Clare και Stephen Thomas με τίτλο « The Overreaction hypothesis and the UK Stockmarket » (1995).

Οι μη κανονικές κανονικές αποδόσεις των μετοχών έχουν υπολογιστεί με βάση την επιπλέον απόδοση συγκριτικά με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, δηλαδή τον Γενικό Δείκτη των Χρηματιστηρίων που έχουν χρησιμοποιηθεί στη μελέτη, που λαμβάνουν οι επενδυτές σε ένα διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων. Ο τύπος των μη κανονικών αποδόσεων θα είναι:

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} \quad (1)$$

Όπου:

R_{it} : είναι η απόδοση της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου t

R_{mt} : είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο τέλος της χρονικής περιόδου t .

Το δείγμα που έχει χρησιμοποιηθεί σε αυτή μελέτη περιλαμβάνει τις εβδομαδιαίες τιμές από τις κοινές μετοχές εταιρειών εισηγμένες σε καθένα από τα Χρηματιστήρια της Αθήνας, Βερολίνου και Παρισίου κατά την περίοδο 2002-2012. Οι εβδομαδιαίες αποδόσεις κάθε μιας μετοχής υπολογίστηκαν σύμφωνα με τον παρακάτω τύπο:

$$R_{it} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \quad (2)$$

Όπου,

$P_{i,t}$: η τιμή της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου t

$P_{i,t-1}$: η τιμή της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου $t-1$

Επιπρόσθετα θα χρησιμοποιηθεί και η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, χρησιμοποιώντας τις τιμές του Γενικού Δείκτη, η οποία προκύπτει:

$$R_{mt} = \frac{P_{m,t} - P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}} \quad (3)$$

Όπου,

$P_{m,t}$: η τιμή του Γενικού Δείκτη στο τέλος της χρονικής περιόδου t

$P_{m,t-1}$: η τιμή του Γενικού Δείκτη στο τέλος της χρονικής περιόδου $t-1$.

Κατά τον εμπειρικό έλεγχο κάθε περίοδος εμπειρικού ελέγχου χωρίζεται σε δυο διαδοχικές και μη επικαλυπτόμενες χρονικές περιόδους. Η **πρώτη υποπερίοδος** είναι η περίοδος διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων και περιλαμβάνει 52 εβδομάδες και στη διάρκεια αυτή οι μετοχές, για το κάθε Χρηματιστήριο ξεχωριστά, ταξινομούνται με φθίνουσα σειρά με βάση τη μέση εβδομαδιαία μη κανονική απόδοση AR_{it} . Κατά αυτόν τον τρόπο δημιουργούνται χαρτοφυλάκια για κάθε Χρηματιστήριο με 15 μετοχές το καθένα. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο θα περιέχει τις μετοχές με τις υψηλότερες αποδόσεις και το τελευταίο θα περιλαμβάνει τις μετοχές με τις χαμηλότερες αποδόσεις.

Στη **δεύτερη υποπερίοδο** θα υπολογιστεί η μέση εβδομαδιαία μη κανονική απόδοση για 13, 26, 52, 65, 78, 104, 117, 130 και 156 εβδομάδες μετά την περίοδο διαμόρφωσης τους.

Σύμφωνα με την υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των επενδυτών, την περίοδο μετά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων, η μη κανονική απόδοση του πρώτου χαρτοφυλακίου των μετοχών, δηλαδή αυτών με τη μεγαλύτερη απόδοση, πρέπει να είναι στατιστικά μικρότερη από την αντίστοιχη απόδοση του τελευταίου χαρτοφυλακίου, δηλαδή αυτού με τη μικρότερη απόδοση. Μαθηματικά διατυπωμένο θα είναι ως εξής:

$$AR_{pt} = AR_{pt}^L - AR_{pt}^W > 0 \quad (4)$$

Όπου,

AR_{pt}^L : η μη κανονική απόδοση του χαρτοφυλακίου των μετοχών με τη χαμηλότερη απόδοση την περίοδο t.

AR_{pt}^W : η μη κανονική απόδοση του χαρτοφυλακίου των μετοχών με την υψηλότερη απόδοση την περίοδο t.

Στον στατιστικό έλεγχο που διενεργήθηκε και βασιζόμενη στη μεθοδολογία των Γεωργίου Π. Διακογιάννη και Κωνσταντίνου Ν. Σεγρεδάκη για τη μελέτη « Ελέγχοντας την υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των επενδυτών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών» το 1996, θα χρησιμοποιηθεί η ακόλουθη παλινδρόμηση χρονολογικών σειρών.

$$AR_{pt} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt} \quad (5)$$

Όπου,

t = 1, 2, ..., n

$n = 13, 26, 52, 65, 78, 104, 117, 130, 156$ εβδομάδες

α_p = ο δείκτης αποδοτικότητας του Jensen

β_p = η διαφορά στο συστηματικό κίνδυνο μεταξύ του χαρτοφυλακίου των μετοχών με την υψηλότερη απόδοση και του χαρτοφυλακίου των μετοχών με τη χαμηλότερη απόδοση.

R_{mt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, συγκεκριμένα η εβδομαδιαία απόδοση του Γενικού Δείκτη των Χρηματιστηρίων για κάθε μία από τις χώρες ξεχωριστά

R_{ft} = η απόδοση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου

e_{it} = ο διαταρακτικός όρος.

Για τον διαταρακτικό όρο έχει γίνει η υπόθεση ότι ισχύουν οι υποθέσεις:

1. Η αναμενόμενη απόδοση του διαταρακτικού όρου είναι μηδέν.
2. Η διακύμανση του σταθερού όρου είναι σταθερή σε όλη τη διάρκεια του δείγματος.
3. Δεν υπάρχει διαχρονική σχέση μεταξύ των τιμών του διαταρακτικού όρου, δηλαδή δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στις τιμές του διαταρακτικού όρου.

Κατά τον στατιστικό έλεγχο που πραγματοποιείται, αν το α_p είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό τότε γίνεται αποδεκτή η υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των επενδυτών συνεπώς οι αποδόσεις που αποκομίζονται είναι μεγαλύτερες των κανονικών. Αντίθετα, αν το α_p είναι αρνητικό η υπόθεση απορρίπτεται. Η μελέτη γίνεται για τις μετοχές κάθε Χρηματιστηρίου ξεχωριστά.

Για την ελληνική αγορά ως δεδομένα χρησιμοποιήθηκαν οι εβδομαδιαίες αποδόσεις όλων των μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών από τον Ιανουάριο του 2002 έως το Δεκέμβριο του 2012. Οι μετοχές που συμπεριελήφθησαν στα χαρτοφυλάκια έπρεπε να είχαν συνεχή διαπραγμάτευση στο χρονικό διάστημα των ετών της μελέτης. Οι τιμές των μετοχών αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων Datastream. Για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς χρησιμοποιήθηκαν οι εβδομαδιαίες τιμές του Γενικού Δείκτη τιμών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών και . αντλήθηκαν από την Bloomberg. Στην παρούσα μελέτη ως απόδοση του Αξιογράφου μηδενικού κινδύνου R_{ft} έχει χρησιμοποιηθεί η απόδοση του τριμηνιαίου Εντοκου Γραμματίου Ελληνικού Δημοσίου εκφραζόμενη σε εβδομαδιαίες τιμές και έχει αντληθεί από τη βάση δεδομένων Datastream.

Η μέθοδος παλινδρόμησης που χρησιμοποιήθηκε ήταν η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων και το οικονομετρικό πρόγραμμα στο οποίο εφαρμόστηκε η παλινδρόμηση είναι το Eviews6.

Για τη δημιουργία των χαρτοφυλακίων υπολογίστηκαν σε κάθε έτος διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων από το 2002 – 2011 οι εβδομαδιαίες μη κανονικές αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών και τοποθετήθηκαν κατά φθίνουσα σειρά. Οι 15 μετοχές με την υψηλότερη απόδοση τοποθετήθηκαν στο χαρτοφυλάκιο νικητών και οι 15 μετοχές με τη χαμηλότερη απόδοση στο χαρτοφυλάκιο ηττημένων. Για αυτά τα χαρτοφυλάκια υπολογίστηκε η μη κανονική απόδοση για 13, 26, 52, 65, 78, 104, 117, 130 και 156 εβδομάδες μετά τη διαμόρφωσή τους. Για αυτό το διάστημα υπολογίστηκε η διαφορά των μη κανονικών αποδόσεων AR_{pt} όπως προκύπτει από την εξίσωση (4). Η διαδικασία αυτή επαναλήφθηκε σε όλα τα έτη διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων.

Έπειτα, στην παλινδρόμηση $AR_{pt} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt}$ (5) έχοντας υπολογίσει τα AR_{pt} που είναι η εξαρτημένη μεταβλητή και τα $(R_{mt} - R_{ft})$ που είναι η ανεξάρτητη μεταβλητή, για κάθε περίοδο t , έγινε στατιστικός έλεγχος αναφορικά με τη στατιστική σημαντικότητα των α_p και β_p .

Για να έχει ισχύ το φαινόμενο της Υπερβολικής αντίδρασης των επενδυτών θα πρέπει το α_p να είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό. Σε αυτή την περίπτωση αποδέχομαι το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης. Επίσης έγινε μελέτη και ως προς το β_p όπου αποτελεί τη διαφορά μεταξύ του συστηματικού κινδύνου μεταξύ του χαρτοφυλακίου νικητών και ηττημένων. Αν το β_p είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό τότε μπορεί να εξηγήσει τη διαφορά στις αποδόσεις ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια, επίπρόσθετα μπορεί να αποτελεί ένδειξη ότι τα χαρτοφυλάκια των ηττημένων ενσωματώνουν περισσότερο συστηματικό κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια των νικητών, όπως αναφέρεται και στο άρθρο των Andrew Clare και Stephen Thomas με τίτλο « The Overreaction hypothesis and the UK Stockmarket » (1995).

Με τον ίδιο τρόπο έγιναν και οι στατιστικοί έλεγχοι αναφορικά με την Υπερβολική αντίδραση των επενδυτών και για τις άλλες δύο χώρες, τη Γερμανία και τη Γαλλία.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΜΕΛΕΤΗΣ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

5.1 Ελληνική χρηματιστηριακή αγορά

Εμπειρικά αποτελέσματα

Στον παρακάτω πίνακα 1 απεικονίζεται η μέση μη κανονική απόδοση προσαρμοσμένη στην αγορά αρχικά για το χαρτοφυλάκιο των ηττημένων AR_L και αφορά στις περιόδους ελέγχου μετά την περίοδο σχηματισμού των χαρτοφυλακίων.

Πίνακας 1

Μέση μη κανονική απόδοση χαρτοφυλακίων AR_L έως 156 εβδομάδες μετά την περίοδο διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων

ΕΛΛΑΔΑ - ΕΒΔΟΜΑΔΕΣ ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΤΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ ΗΤΤΗΜΕΝΩΝ (LOSERS)									
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ	13	26	52	65	78	104	117	130	156
2002	-0.81%	0.98%	0.33%	0.01%	-0.12%	-0.53%	0.98%	2.19%	3.78%
2003	-0.41%	-1.94%	0.34%	3.24%	1.99%	3.41%	3.35%	3.97%	2.49%
2004	-4.31%	-2.90%	2.89%	-1.97%	-2.66%	-3.92%	-2.81%	-2.39%	-2.68%
2005	3.02%	4.47%	4.48%	4.56%	5.16%	3.84%	2.63%	4.65%	5.74%
2006	-0.43%	-1.75%	-0.66%	-2.71%	-0.88%	0.07%	-1.15%	-1.43%	-0.68%
2007	-0.18%	1.45%	2.04%	1.51%	1.43%	0.29%	-0.26%	3.04%	2.14%
2008	0.59%	-1.40%	0.20%	0.19%	1.94%	0.31%	-0.88%	0.89%	0.01%

2009	1.21%	6.42%	4.38%	0.33%	3.52%	1.89%	6.09%	-1.67%	3.45%
2010	-3.34%	-1.48%	-2.13%	-4.45%	-2.99%	0.84%			
2011	-3.78%	-3.49%	0.19%						

Όπως φαίνεται στον πίνακα 1 οι μη κανονικές αποδόσεις που προέκυψαν στο χαρτοφυλάκιο ηττημένων κατά τις εβδομάδες της περιόδου ελέγχου μετά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων δείχνει ότι σε 49 απο τις 81 περιόδους μελέτης των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων είναι θετικές. Φαίνεται ότι υπάρχει μια σχετική άνοδος των αποδόσεων του L χαρτοφυλακίου στις επόμενες περιόδους από την περίοδο διαμόρφωσης. Αντίστοιχα ερευνήθηκε κατά πόσο παρουσιάζονται θετικές αποδόσεις στο χαρτοφυλάκιο νικητών – W (winner portfolio) οι οποίες απεικονίζονται στο παρακάτω πίνακα 2.

Πίνακας 2

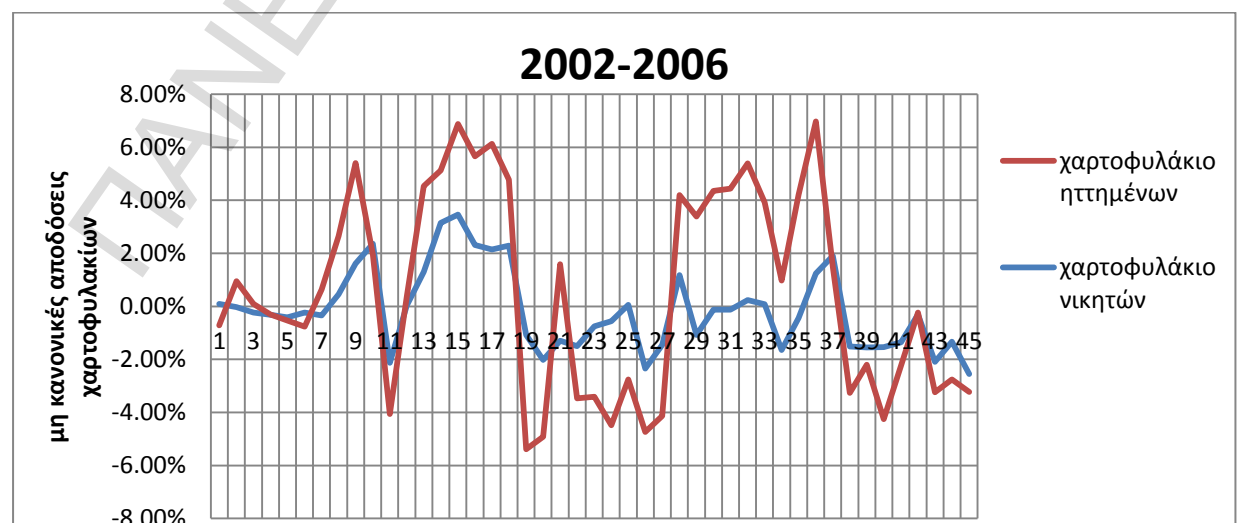
Μέση μη κανονική απόδοση χαρτοφυλακίων νικητών AR_w έως 156 εβδομάδες μετά την περίοδο διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων

ΕΛΛΑΔΑ - ΕΒΔΟΜΑΔΕΣ ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΤΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ ΝΙΚΗΤΩΝ (WINNERS)									
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ	13	26	52	65	78	104	117	130	156
2002	0.09%	-0.03%	-0.24%	-0.32%	-0.41%	-0.23%	-0.34%	0.46%	1.62%
2003	2.37%	-2.13%	0.03%	1.30%	3.14%	3.47%	2.31%	2.15%	2.29%
2004	-1.08%	-2.02%	-1.30%	-1.50%	-0.75%	-0.56%	0.06%	-2.35%	-1.45%

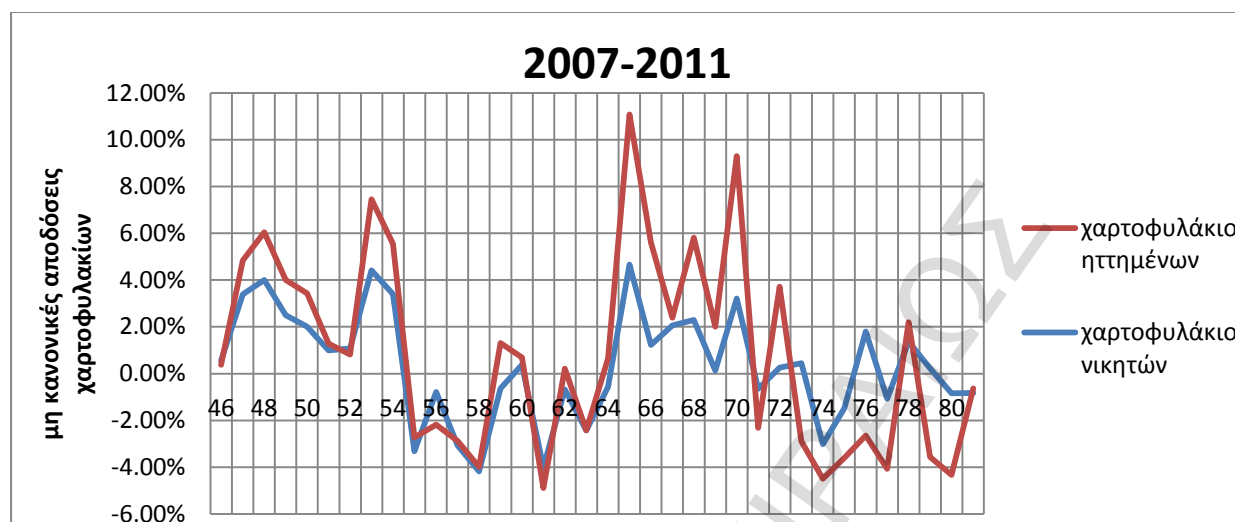
2005	1.18%	-1.08%	-0.13%	-0.12%	0.23%	0.08%	-1.65%	-0.43%	1.25%
2006	1.91%	-1.51%	-1.54%	-1.54%	-1.35%	-0.31%	-2.10%	-1.33%	-2.55%
2007	0.55%	3.39%	4.01%	2.50%	2.01%	0.99%	1.08%	4.42%	3.41%
2008	-3.32%	-0.78%	-3.08%	-4.18%	-0.63%	0.38%	-4.01%	-0.67%	-2.43%
2009	-0.56%	4.67%	1.23%	2.06%	2.29%	0.12%	3.21%	-0.64%	0.26%
2010	0.45%	-3.01%	-1.48%	1.80%	-1.07%	1.37%			
2011	0.22%	-0.84%	-0.83%						

Σύμφωνα με τον πίνακα 2 τα αποτελέσματα αναφορικά με τις μέσες μη κανονικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων νικητών, που αποτελούνται από μετοχές υψηλής απόδοσης δείχνουν ότι οι μη κανονικές αποδόσεις των μετοχών είναι θετικές σε 31 από τις 81 περιόδους μελέτης. Επιπρόσθετα στις περιόδους μελέτης που οι μέσες μη κανονικές αποδόσεις εμφανίζονται θετικές φαίνεται να είναι χαμηλότερες από τις θετικές αποδόσεις που εμφανίζονται στα χαρτοφυλάκια ηττημένων. Η διαπίστωση αυτή μπορεί να φανεί αναλυτικότερα στα παρακάτω διαγράμματα:

Διάγραμμα 1



Διάγραμμα 2



Σύμφωνα με τη θεωρία της Υπεραντίδρασης αν τα χαρτοφυλάκια των ηττημένων αποδόσουν ποσοστιαία κατά την περίοδο ελέγχου περισσότερο από ότι αποδόσουν ποσοστιαία τα χαρτοφυλάκια των νικητών κατά το έτος ελέγχου τότε το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης υφίσταται.

Παράλληλα, έγινε στατιστικός έλεγχος έτσι ώστε να μελετηθεί αν το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης έχει ισχύ. Συμφωνα με τον στατιστικό έλεγχο που διενεργήθηκε παλινδρομώντας το μοντέλο:

$$AR_{pt} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt} \quad (1)$$

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης που αφορούν στη μελέτη που έγινε στις μετοχές του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών:

Η μελέτη γίνεται ως προς το α_p . Για να ισχύει το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης θα πρέπει η εκτίμηση του α_p να είναι θετική και στατιστικά σημαντική. Στον παρακάτω πίνακα στις οριζόντιες σειρές είναι τα έτη διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων και στις κάθετες στήλες οι εβδομάδες

μελέτης μετά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων. Ο αριθμός που αντιστοιχεί σε κάθε κελί είναι το ποσό της εκτίμησης του α_p όπως προέκυψε από την παλινδρόμηση και ο αριθμός μέσα στην παρένθεση είναι το t-statistic που προέκυψε από την παλινδρόμηση και δείχνει κατά πόσο ο όρος αυτός είναι στατιστικά σημαντικός.

Πίνακας 3

ΕΛΛΑΔΑ - ΕΒΔΟΜΑΔΕΣ ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΤΩΝ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ									
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ	13	26	52	65	78	104	117	130	156
2002	0,0093 (1,00)	0,0047 (1,29)	0,0011 (0,26)	-0,002 (-0,49)	-0,002 (-0,62)	-0,002 (-0,85)	-0,002 (-1,06)	-0,0007 (-0,39)	0,0001 (0,008)
2003	-0,0001 (-0,01)	0,0017 (0,37)	-0,000 (-0,17)	-0,001 (-0,54)	-0,002 (-1,00)	-0,002 (-0,86)	-0,001 (-0,59)	-0,0006 (-0,29)	-0,0008 (-0,41)
2004	-0,0029 (-0,24)	-0,005 (-0,72)	0,0020 (0,35)	0,0033 (0,69)	0,0070 (1,43)	0,0066 (1,47)	0,0014 (0,42)	0,0064 (1,69)	0,0066 (2,07)
2005	-0,0083 (-0,53)	-0,001 (-0,08)	0,001 (0,24)	0,0014 (1,93)	0,001 (0,29)	-0,001 (-0,50)	-0,0002 (-0,09)	-0,0002 (-0,09)	0,0006 (0,31)
2006	-0,0061 (-0,77)	-0,030 (-0,64)	-0,001 (-0,60)	-0,002 (-1,11)	-0,003 (-1,42)	-0,001 (-0,91)	-0,0004 (-0,15)	-0,0004 (-0,15)	0,00001 (0,0008)
2007	0,0060 (0,52)	-0,004 (-0,82)	-0,001 (-0,34)	-0,002 (-0,63)	-0,001 (-0,15)	0,0005 (-0,91)	0,0006 (0,20)	0,0006 (0,20)	0,0015 (0,57)
2008	0,0005 (0,06)	0,0101 (1,23)	0,0072 (1,57)	0,004 (1,25)	0,0060 (1,70)	0,0045 (1,60)	0,0038 (1,30)	0,0038 (1,30)	0,00267 (1,00)
2009	0,0008 (0,11)	0,0024 (0,65)	0,0024 (0,65)	0,0009 (0,26)	0,0008 (0,25)	0,0011 (0,36)	0,0016 (0,56)	0,00162 (0,56)	0,0025 (0,83)
2010	0,0050 (0,42)	0,0007 (0,10)	0,0048 (0,84)	-0,003 (-0,53)	-0,002 (-0,36)	-0,013 (-0,28)	-	-	-
2011	0,0236 (1,26)	0,0160 (1,32)	0,0070 (0,94)	-	-	-	-	-	-

Όπως προκύπτει από τον πίνακα 3, για τις περιόδους εμπειρικού ελέγχου 13, 26, 52, 65, 78, 104, 117, 130 και 156 εβδομάδων για τα 10 έτη η υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των επενδυτών απορρίπτεται, εφόσον το t -statistic εμφανίζει ποσό σε απόλυτη τιμή μικρότερο από 2 σε όλες σχεδόν τις περιόδους. Αυτό σημαίνει ότι ο όρος α_p είναι στατιστικά μη σημαντικός και δεν μπορεί να στηριχθεί η υπόθεση της Υπεραντίδρασης.

Μόνο σε μία περίπτωση από τις εξεταζόμενες περιόδους τα δεδομένα υποστηρίζουν την ελεγχόμενη υπόθεση. Συγκεκριμένα, όταν η περίοδος διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων είναι το 2004 και η περίοδος ελέγχου αποτελείται από 156 εβδομάδες τότε το α_p είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% (το prob. της συγκεκριμένης παλινδρόμησης είναι 0.0394).

Για την παλινδρόμηση χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων και έγινε έλεγχος της εκτίμησης διαταρακτικού όρου ϵ_{pt} αναφορικά με το αν εμφάνιζε αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα. Το 2007 κατά τον εμπειρικό έλεγχο των 65 εβδομάδων υπήρξε ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση και διορθώθηκε με τη μέθοδο Newey-West.

Επίσης στις περιόδους 2002 (26, 52, 78, 104, 117, 130 και 156 εβδομάδων), 2003 (156 εβδομάδων), 2004 (104, 117, 130 εβδομάδων), 2005 (104, 117, 130 και 156 εβδομάδων), 2006 (104 εβδομάδων), 2007 (26 εβδομάδων) και 2009 (26, 52, 117 εβδομάδων) αναφορικά με την εκτίμηση του διαταρακτικού όρου παρουσιάστηκε ετεροσκεδαστικότητα μετά από έλεγχο ARCH και διορθώθηκε χρησιμοποιώντας εκ νέου στις συγκεκριμένες παλινδρομήσεις μοντέλο GARCH, συνεπώς ο όρος μέσα στην παρένθεση στον πίνακα 3 στις εν λόγω περιόδους αφορά z -statistic και όχι t -statistic.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα είναι φανερό ότι δεν μπορεί να στηριχτεί η ισχύς της Υπόθεσης της Υπερβολικής Αντίδρασης των Επενδυτών.

Παράλληλα στην παρούσα μελέτη εξετάστηκε και η εκτίμηση του όρου β_p που αποτελεί τη διαφορά στο συστηματικό κίνδυνο μεταξύ του

χαρτοφυλακίου των μετοχών με την υψηλότερη απόδοση και του χαρτοφυλακίου των μετοχών με τη χαμηλότερη απόδοση. Εάν η εκτίμηση β_p είναι σημαντικά διαφορετική από μηδέν τότε η διαφορά του συστηματικού κινδύνου μπορεί να εξηγήσει τις διαφορές στις αποδόσεις μεταξύ των χαρτοφυλακίων. Επιπλέον, αν το β_p είναι στατιστικά σημαντικό και θετικό τότε η ερμηνεία που μπορεί να δωθεί είναι ότι το χαρτοφυλάκιο των ηττημένων μπορεί να παρουσιάζει περισσότερο συστηματικό κίνδυνο από το χαρτοφυλάκιο των νικητών.

Στην παλινδρόμηση του μοντέλου της εξίσωσης κατά την εκτίμηση αναφορικά με το αν το β_p είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό προέκυψαν τα παρακάτω αποτελέσματα:

Πίνακας 4

	13	26	52	65	78	104	117	130	156
2002	1.5851 (4.51)	12.685 (12.68)	1.0047 (8.96)	0.9581 (9.04)	0.85043 (9.74)	0.4830 (5.58)	0.3840 (4.68)	0.3100 (3.99)	0.3265 (4.72)
2003	-0.053 (-0.43)	- 0.0954 (-1.16)	- 0.0705 (-1.20)	-0.0597 (-1.11)	-0.0553 (-1.08)	-0.0839 (-1.57)	0.0068 (0.14)	0.0179 (0.38)	0.0234 (0.49)
2004	-0.003 (-0.58)	- 0.5578 (-1.55)	- 0.0755 (-0.25)	0.0969 (0.35)	-0.2075 (-0.72)	-0.2436 (-1.87)	-0.2146 (-2.10)	-0.2274 (-2.13)	-0.2544 (-1.36)
2005	0.448 (0.76)	- 0.2271 (-0.80)	- 0.2574 (-1.40)	0.1086 (3.95)	-0.0485 (-0.32)	0.00149 (0.01)	-0.0158 (-0.15)	-0.0855 (-0.95)	-0.0169 (-0.47)
2006	-0.301 (-1.30)	- 0.4059 (-2.98)	- 0.4154 (-3.59)	-0.3838 (-3.45)	-0.2981 (-3.46)	-0.1960 (-2.83)	-0.1550 (-1.88)	-0.1407 (-1.79)	-0.1297 (-1.88)
2007	-0.621 (-1.94)	- 1.0584 (-7.11)	- 1.0725 (-12.25)	-1.0817 (-13.02)	-1.0534 (-14.55)	-1.0527 (-16.40)	-1.0469 (-17.31)	-1.0362 (-18.08)	1.0261 (-19.33)
2008	0.5335 (3.20)	0.8074 (4.75)	0.8401 (8.27)	0.8559 (10.00)	0.8213 (10.96)	0.8181 (12.79)	0.8497 (12.63)	0.8598 (13.44)	0.86143 (14.78)
2009	-0.041 (-3.46)	- 0.0561 (-0.05)	-0.056 (-0.57)	-0.0804 (-0.92)	-0.116 (-1.26)	-0.1893 (-2.81)	0.00037 (0.007)	0.0003 (0.31)	0.0003 (0.27)

2010	0.8542 (3.00)	0.8713 (4.97)	0.7650 (6.33)	0.0003 (0.22)	0.0004 (0.26)	0.0004 (0.31)	-	-	-
2011	1.2659 (3.24)	1.1659 (5.85)	1.081 (7.95)	-	-	-	-	-	-

Στον παραπάνω πίνακα αναφέρεται το ποσό της εκτίμησης της εκτίμησης του β_p και Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα αποδεικνύεται ότι σε 56 από τις 81 περιόδους το β_p δεν είναι στατιστικά σημαντικό και δεν μπορεί να ερμηνεύσει το γεγονός ότι η διαφορά του συστηματικού κινδύνου ανάμεσα στις μετοχές με την υψηλότερη απόδοση και τις μετοχές με τη χαμηλότερη απόδοση μπορεί να εξηγήσει τις παρατηρούμενες διαφορές των αποδόσεων ανάμεσα στα 2 χαρτοφυλάκια.

Στις υπόλοιπες 25 περιόδους το β_p βγήκε στατιστικά σημαντικό που σημαίνει μπορεί να ερμηνεύσει τις διαφορές των αποδόσεων ανάμεσα στα 2 χαρτοφυλάκια για αυτές τις περιόδους. Συγκεκριμένα, για το έτος 2002 για την περίοδο εμπειρικού ελέγχου 13, 26, 52, 65, 78, 104, 117, 130 και 156 εβδομάδων το β_p είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1% (το prob. της εκτίμησης του β των συγκεκριμένων παλινδρομήσεων κυμαίνεται από 0.000 έως 0.0009), για το έτος 2005 με περίοδο ελέγχου τις 65 εβδομάδες το β_p είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, εφόσον το prob. είναι 0,001. Κατά το έτος 2008 όλες οι περίοδοι μετά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων εμφανίζουν το β_p στατιστικά σημαντικό και θετικό, με επίπεδο σημαντικότητας 1% και το prob. να κυμαίνεται από 0,000 έως 0,0001. Τέλος, για τα έτη 2010 και 2011, στις περιόδους ελέγχου 13, 26 και 52 εβδομάδων το β_p παρουσιάζεται θετικό και στατιστικά σημαντικό με επίπεδο σημαντικότητας επίσης 1% και το prob. να κυμαίνεται μεταξύ 0,000 και 0,01.

Συνοψίζοντας τα παραπάνω μπορούμε να συμπεράνουμε ότι η επενδυτική τακτική που προτείνεται από την ισχύ αυτής της Υπόθεσης δε μπορεί να έχει πρακτική εφαρμογή στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Κατά την περίοδο της μελέτης από τον Ιανουάριο του 2002 έως το Δεκέμβριο του

2012 τα αποτελέσματα δε μπορούν να στηρίξουν την Υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των Επενδυτών.

5.2 Γερμανική χρηματιστηριακή αγορά

Ομοίως όπως στη μελέτη για την ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά, εξετάστηκε το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης και στη γερμανική αγορά και συγκεκριμένα στο Χρηματιστήριο του Βερολίνου. Στον παρακάτω πίνακα 1 απεικονίζεται η μέση μη κανονική απόδοση προσαρμοσμένη στην αγορά για το χαρτοφυλάκιο των ηττημένων AR_L , όπως αυτό προέκυψε βάση του υπολογισμού των μέσων αποδόσεων κατά τα έτη διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων κατά την 1^η υποπερίοδο της μελέτης, και αφορά στις περιόδους ελέγχου μετά την περίοδο σχηματισμού των χαρτοφυλακίων.

Πίνακας 1

Μέση μη κανονική απόδοση AR_L χαρτοφυλακίων μετοχών του Χρηματιστηρίου του Βερολίνου έως 156 εβδομάδες μετά την περίοδο διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΕΒΔΟΜΑΔΕΣ ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΤΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ ΗΤΤΗΜΕΝΩΝ (LOSERS)									
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ	13	26	52	65	78	104	117	130	156
2002	-0.68%	5.69%	3.69%	2.74%	5.82%	5.41%	3.46%	3.98%	5.20%

2003	-6.21%	-2.74%	-4.17%	-4.62%	-4.23%	-2.29%	-3.33%	-5.18%	-3.40%
2004	0.12%	0.65%	1.07%	2.01%	-0.58%	0.04%	1.90%	-1.07%	0.90%
2005	0.47%	-2.30%	-0.67%	0.13%	-1.30%	-0.33%	-0.31%	0.18%	2.66%
2006	2.62%	0.09%	1.44%	-1.70%	0.04%	2.30%	0.02%	2.93%	-0.02%
2007	-0.20%	0.26%	7.54%	0.01%	0.08%	0.21%	0.75%	2.95%	0.25%
2008	2.75%	6.07%	3.38%	3.91%	2.83%	5.54%	3.40%	1.54%	4.87%
2009	-4.82%	-1.79%	-3.74%	-5.96%	-5.42%	-3.79%	-2.95%	-5.42%	-3.33%
2010	-2.88%	-5.66%	-2.53%	-2.64%	-3.71%	-2.17%			
2011	1.51%	1.15%	1.61%						

Όπως φαίνεται στα αποτελέσματα αναφορικά με τη μη κανονική απόδοση του χαρτοφυλακίου ηττημένων κατά την περίοδο ελέγχου μετά την περίοδο διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων μπορεί να διαπιστωθεί ότι σε 46 από τις 81 περιόδους μελέτης οι μη κανονικές αποδόσεις είναι θετικές και υπάρχει μια μικρή άνοδος στις αποδόσεις των μετοχών του L χαρτοφυλακίου. Συγκριτικά όμως με το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών που εξηγήθηκε στην προηγούμενη ενότητα η αύξηση των μη κανονικών αποδόσεων δεν εμφανίζεται τόσο υψηλή. Μελετώντας και το χαρτοφυλακίο νικητών – winner portfolio, προκειμένου να γίνει η σύγκριση ανάμεσα στις μη κανονικές αποδόσεις, προκύπτουν τα αποτελέσματα του πίνακα 2.

Πίνακας 2

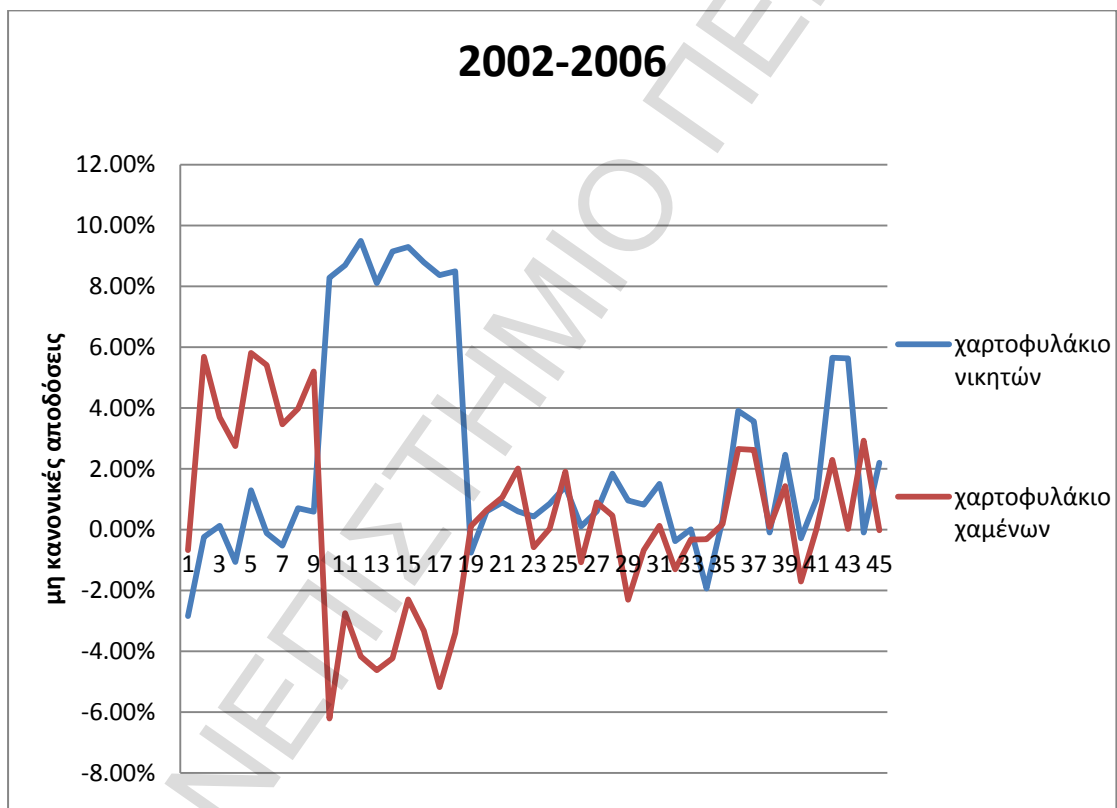
Μέση μη κανονική απόδοση χαρτοφυλακίων νικητών AR_w έως 156 εβδομάδες μετά την περίοδο διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΕΒΔΟΜΑΔΕΣ ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΤΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ ΝΙΚΗΤΩΝ (WINNERS)									
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ	13	26	52	65	78	104	117	130	156
2002	-2.84%	-0.24%	0.13%	-1.06%	1.30%	-0.11%	-0.53%	0.71%	0.59%
2003	8.28%	8.70%	9.50%	8.11%	9.15%	9.30%	8.79%	8.37%	8.49%
2004	-0.75%	0.60%	0.90%	0.61%	0.43%	0.85%	1.42%	0.10%	0.60%
2005	1.84%	0.96%	0.83%	1.50%	-0.38%	0.01%	-1.94%	0.32%	3.91%
2006	3.56%	-0.10%	2.46%	-0.28%	1.01%	5.65%	5.64%	-0.09%	2.20%
2007	1.67%	1.17%	5.82%	4.79%	-0.13%	2.51%	1.06%	5.08%	2.75%
2008	-0.48%	6.11%	0.60%	-0.33%	1.25%	2.58%	0.06%	-2.27%	0.78%
2009	5.36%	6.32%	6.60%	6.11%	2.57%	6.82%	6.57%	4.13%	5.99%
2010	6.75%	5.32%	8.01%	8.92%	6.35%	8.10%			
2011	0.97%	-1.77%	-0.34%						

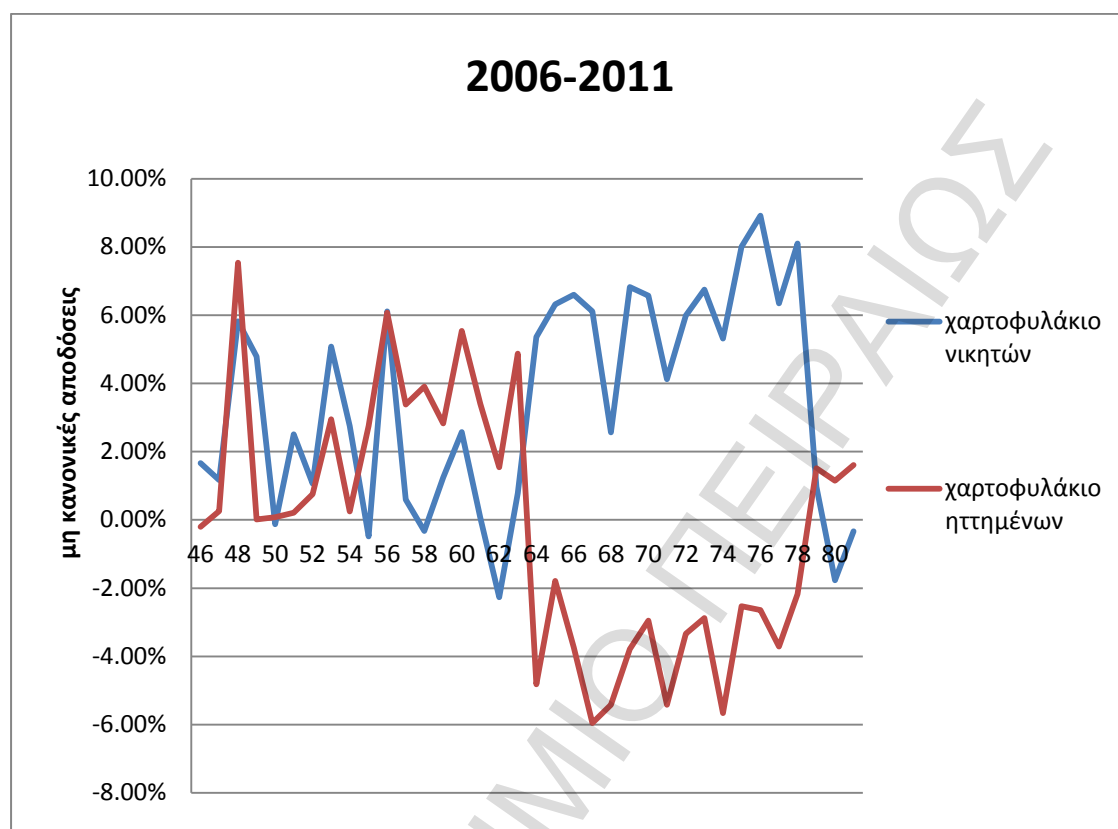
Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα οι αποδόσεις που έχουν πραγματοποιηθεί στο χαρτοφυλάκιο των νικητών είναι αρκετά σε υψηλές σε σχέση με το χαρτοφυλάκιο των ηττημένων, και παρατηρούνται σε 61 από τις 81 περιόδους ελέγχου. Η παρακάτω γραφική απεικόνιση των δύο διαγραμμάτων εξηγεί καλύτερα τα ευρήματα αναφορικά με τις μέσες μη κανονικές αποδόσεις των δύο χαρτοφυλακίων. Το πρώτο διάγραμμα αφορά

στις μέσες μη κανονικές αποδόσεις των 5 πρώτων ετών διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων ηττημένων και νικητών από το 2002 έως το 2006, όπως διαμορφώθηκαν κατά τις περιόδου ελέγχου έως 156 εβδομάδες. Το δεύτερο διάγραμμα απεικονίζει τις μέσες μη κανονικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων ηττημένων και νικητών από το 2006 έως το 2011.

Διάγραμμα 1



Διάγραμμα 2



Όπως φαίνεται από τα διαγράμματα παραπάνω στο Χρηματιστήριο του Βερολίνου, σε αντίθεση με το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών δεν παρατηρήθηκε το φαινόμενο οι μη κανονικές αποδόσεις του χαρτοφυλακίου των ηττημένων να υπερβαίνουν τις μη κανονικές αποδόσεις του χαρτοφυλακίου των νικητών. Αντίθετα, τα χαρτοφυλάκια νικητών φαίνεται να εξακολουθούν να εμφανίζουν πολύ αυξημένες αποδόσεις και μετά την περίοδο διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων. Με βάση τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει το συμπέρασμα ότι η υπόθεση της Υπεραντίδρασης, που θέλει τις μη κανονικές αποδόσεις για τα χαρτοφυλάκια των ηττημένων να είναι υψηλότερες από εκείνες των χαρτοφυλακίων των νικητών κατά την περίοδο μετά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων, να μην έχει ισχύ στο Χρηματιστήριο του Βερολίνου.

Ειδικότερα, παρατηρείται από την 9^η έως την 19^η περίοδο ελέγχου, δηλαδή για το έτος 2003, και από την 63^η έως την 78^η περίοδο ελέγχου που αφορά στο έτος 2009 η διαφορά ανάμεσα στις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου νικητών συγκριτικά με το χαρτοφυλάκιο ηττημένων να είναι πολύ υψηλή. Οι περίοδοι μετά τη διαμόρφωση χαρτοφυλακίων κατά τις οποίες τα χαρτοφυλάκια των ηττημένων παρουσιάζουν εμφανώς υψηλότερες μη κανονικές αποδόσεις από τα χαρτοφυλάκια των νικητών είναι από την 1^η έως την 9^η περίοδο και από την 58^η έως την 63^η περίοδο, δηλαδή για τα έτη σχηματισμού χαρτοφυλακίων 2002 και 2008 αντίστοιχα.

Παράλληλα και για τη μελέτη της Υπεραντίδρασης στο Χρηματιστήριο του Βερολίνου παλινδρομήθηκε η εξίσωση (1), όπως και για το Χρηματιστήριο των Αθηνών προκειμένου να εκτιμηθεί κατά πόσο το α_p είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό. Στο στατιστικό έλεγχο που πραγματοποιήθηκε αναφορικά με τη στατιστική σημαντικότητα του α_p προέκυψαν τα κάτωθι αποτελέσματα:

Πίνακας 3

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΕΒΔΟΜΑΔΕΣ ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΤΩΝ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ									
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΑΜΟΡΦ ΧΑΡΤΟΦΥΛ	13	26	52	65	78	104	117	130	156
2002	-0,0055 (-0,46)	0,0088 (1,10)	0,0049 (0,38)	0,0031 (0,64)	0,0023 (0,55)	0,0003 (0,11)	0,0009 (0,30)	0,0005 (0,16)	0,0012 (0,48)
2003	-0,0125 (-0,57)	-0,006 (-0,57)	-0,006 (-1,07)	-0,0024 (-0,49)	-0,002 (-0,64)	-0,0014 (-0,42)	-0,002 (-0,71)	-0,0024 (-0,83)	-0,0018 (-0,76)
2004	0,0045 (0,44)	-0,011 (-1,20)	-0,004 (-0,74)	-0,0030 (-0,60)	-0,002 (-0,53)	-0,001 (-0,45)	-0,001 (-0,59)	-0,0015 (-0,52)	-0,0014 (-0,55)
2005	-0,0036 (-0,65)	-0,004 (-0,66)	-0,001 (-0,30)	0,0010 (0,27)	0,0019 (0,57)	-0,0003 (-0,12)	-0,007 (-0,26)	-0,0007 (-0,26)	-0,0001 (-0,05)

2006	0,0040 (0,59)	-0,003 (-0,66)	-0,001 (-0,37)	-0,0024 (-0,80)	-0,002 (-0,83)	-0,001 (-0,27)	-0,003 (-0,09)	0,001 (0,56)	0,0036 (1,20)
2007	-0,0177 (-1,03)	-0,005 (-0,56)	-0,006 (-0,82)	0,0005 (0,08)	0,0002 (0,03)	-0,0004 (-0,009)	0,002 (0,46)	0,0029 (0,75)	0,0034 (0,99)
2008	-0,0005 (-0,04)	0,0209 (2,00)	0,0156 (2,53)	0,0124 (2,37)	0,0150 (2,39)	0,0098 (2,71)	0,0101 (3,02)	0,0083 (2,64)	0,0065 (2,37)
2009	-0,0120 (-0,72)	-0,001 (-0,19)	-0,004 (-0,08)	0,0007 (0,15)	0,0025 (0,63)	0,0030 (0,92)	0,0028 (0,94)	0,0040 (1,45)	0,00516 (2,11)
2010	-0,012 (-0,68)	-0,003 (-0,34)	-0,006 (-0,12)	0,00001 (0,002)	0,0015 (0,38)	0,0004 (0,13)	-	-	-
2011	0,0036 (1,20)	0,0040 (0,59)	-0,005 (-0,83)	-	-	-	-	-	-

Σύμφωνα με τον πίνακα 3 το α_p στις περισσότερες περιόδους δεν είναι στατιστικά σημαντικό, εφόσον σε απόλυτη τιμή είναι μικρότερο του 2. Από τα ευρήματα της παλινδρόμησης προκύπτει ότι ούτε στο Χρηματιστήριο του Βερολίνου δεν έχει ισχύ το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης των Επενδυτών. Με βάση τα εμπειρικά αποτελέσματα που προκύπτουν από την παλινδρόμηση της εξίσωσης 1 η υπόθεση της Υπεραντίδρασης απορρίπτεται. Μόνο σε 9 από τις 81 εξεταζόμενες περιόδους τα δεδομένα στηρίζουν την υπόθεση.

Συγκεκριμένα, για το έτος 2008 την εξεταζόμενη περίοδο ελέγχου 26 εβδομάδων το α_p είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10% με $t - statistic$ 2,00 και $prob.$ που ισούται με 0,0565. Το 2008 την περίοδο ελέγχου 52 εβδομάδων το $t - statistic$ είναι 2,53, δηλαδή είναι στατιστικά σημαντικό με επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% (το $prob$ που προέκυψε από την παλινδρόμηση για τη συγκεκριμένη περίοδο ισούται με 0,0145. Επίσης για το έτος 2008 την περίοδο 65 εβδομάδων μετά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων το $t - statistic$ είναι 2,37. Είναι στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, Me $prob.$ 0,0175. Επιπρόσθετα, την περίοδο ελέγχου 78 εβδομάδων το έτος 2008 το $t - statistic$

είναι 2,39, δηλαδή στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% εφόσον το prob. ισούται με 0,0192.

Για την περίοδο μετά τη διαμόρφωση χαρτοφυλακίων 104 εβδομάδων για το έτος 2008, το t – statistic είναι 2,71 στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1% με prob. 0.0066. Για περίοδο ελέγχου 117 εβδομάδων το έτος 2008 το t – statistic είναι 3,02, δηλαδή στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, εφόσον το prob ισούται με 0,0025. Το έτος 2008 την περίοδο ελέγχου 130 εβδομάδων το t – statistic είναι 2,64, δηλαδή στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, εφόσον το prob ισούται με 0,0081. Επιπλέον, για το έτος 2008 την περίοδο ελέγχου 156 εβδομάδων το t – statistic είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% με prob. να ισούται με 0,0365. Τέλος, για το έτος 2009, 156 εβδομάδες μετά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων το t – statistic είναι 2,11 δηλαδή είναι στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και prob. να ισούται με 0,0365.

Στην εν λόγω παλινδρόμηση χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων και επιπρόσθετα έγινε έλεγχος της εκτίμησης του διαταρακτικού όρου e_{pt} για να ελεγχθεί αν εμφάνιζε αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα. Στις περιπτώσεις όπου εμφάνιζε είτε ετεροσκεδαστικότητα, είτε αυτοσυσχέτιση είτε και τα δύο μαζί χρησιμοποιήθηκαν οι κατάλληλες μέθοδοι προκειμένου να εξαλειφθεί το πρόβλημα.

Αναλυτικότερα, το έτος 2005 την περίοδο ελέγχου 130 εβδομάδων εμφανίστηκε ετεροσκεδαστικότητα μετά τον έλεγχο White που πραγματοποιήθηκε, η οποία διορθώθηκε με τη μέθοδο White. Το έτος 2008 τις περιόδους ελέγχου 65, 104, 117, 130 και 156 εβδομάδων εμφανίστηκε ετεροσκεδαστικότητα μετά τον έλεγχο ARCH οποια διορθώθηκε παλινδρομώντας εκ νέου το μοντέλο και χρησιμοποιώντας τη μέθοδο

GARCH, ο όρος μέσα στην παρένθεση στον πίνακα 3 στις εν λόγω περιόδους αφορά z-statistic και όχι t-statistic.

Συνοψίζοντας όλα τα παραπάνω δε μπορεί να στηριχτεί η υπόθεση της Υπερβολικής αντίδρασης των Επενδυτών στο Χρηματιστήριο του Βερολίνου, από τη μελέτη που πραγματοποιήθηκε κατά τα έτη 2002 – 2012.

Παράλληλα πραγματοποιήθηκε και μελέτη αναφορικά με τη στατιστική σημαντικότητα του β_p , ομοίως με τη μελέτη για την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, προκειμένου να εξεταστεί κατά πόσο το χαρτοφυλάκιο των ηττημένων μπορεί να παρουσιάζει περισσότερο συστηματικό κίνδυνο από το χαρτοφυλάκιο των νικητών. Τα αποτελέσματα αναφορικά με την εκτίμηση του β_p παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 4

ΓΕΡΜΑΝΙΑ - ΕΒΔΟΜΑΔΕΣ ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΤΩΝ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ									
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΑΜΟΡΦ ΧΑΡΤΟΦΥΛ	13	26	52	65	78	104	117	130	156
2002	0,1028 (0,48)	0,1305 (0,77)	0,017 (0,12)	0,0127 (0,09)	0,049 (0,39)	0,0438 (0,39)	0,0495 (0,46)	0,0131 (0,12)	-0,0147 (-0,15)
2003	0,028 (0,03)	-0,0273 (-0,04)	-0,056 (-0,18)	-0,0698 (-0,25)	-0,101 (-0,42)	-0,1084 (-0,57)	-0,108 (-0,64)	-0,135 (-0,92)	-0,086 (-0,69)
2004	-1,396 (-1,88)	-0,6234 (-1,00)	-0,332 (-1,00)	-0,3114 (-1,12)	-0,354 (-1,58)	-0,4318 (-2,41)	-0,318 (-1,99)	-0,2562 (-1,77)	-0,1966 (-1,56)
2005	-0,324 (-1,24)	-0,2701 (-0,94)	-0,346 (-1,75)	-0,3955 (-2,39)	-0,371 (-2,56)	-0,2473 (-1,97)	-0,236 (-1,93)	-0,219 (-1,41)	-0,0618 (-0,88)
2006	-0,113 (-0,39)	0,2163 (0,96)	0,0597 (0,38)	0,0803 (0,64)	0,1059 (0,94)	-0,1624 (-1,89)	-0,221 (-2,72)	-0,2255 (-2,82)	-0,2460 (-3,41)
2007	-0,757 (-1,43)	-0,3484 (-1,12)	-0,255 (-1,94)	-0,2387 (-1,96)	-0,266 (-2,32)	-0,2938 (-2,99)	0,2931 (-3,10)	-0,302 (-3,41)	-0,2993 (-3,64)

2008	0,1695 (0,71)	0,35405 (1,51)	0,2792 (1,73)	0,19366 (1,29)	0,1359 (1,08)	0,1321 (1,14)	0,1614 (1,48)	0,1490 (1,40)	0,15623 (2,17)
2009	-0,051 (-0,07)	-0,3023 (-0,98)	-0,278 (-1,35)	-0,0335 (-0,17)	-0,006 (-0,03)	-0,1100 (-1,13)	-0,123 (-1,35)	-0,1331 (-1,53)	-0,1229 (-1,61)
2010	-0,133 (-0,18)	-0,1256 (-0,28)	-0,067 (-0,49)	-0,0540 (-0,43)	-0,066 (-0,59)	-0,0754 (-0,74)	-	-	-
2011	0,5073 (0,67)	0,2054 (0,54)	0,2817 (1,04)	-	-	-	-	-	-

Αναφορικά με τα αποτελέσματα σχετικά με τη στατιστική σημαντικότητα του β_p , σε 19 από τις 81 περιόδους ελέγχου παρατηρείται ότι το t – statistic είναι στατιστικά σημαντικό. Ενώ σε όλες τις υπόλοιπες περιόδους το β_p δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Αναλυτικότερα στις περιόδους όπου το β_p φαίνεται να είναι στατιστικά σημαντικό, για το 2004 την περίοδο ελέγχου 13, 104, 117 και 130 εβδομάδων, για το 2005 τις περιόδους 52, 65, 104, 117 εβδομάδων, το 2006 οι περίοδοι μετά τη διαμόρφωση χαρτοφυλακίων 104, 117 και 156 εβδομάδων, για το 2007 τις περιόδους ελέγχου 56, 65, 78, 104, 117, 130 και 156 εβδομάδων και τέλος για το 2008 η περίοδος ελέγχου 52 εβδομάδων, είναι παράλληλα όμως αρνητικό. Το ότι είναι στατιστικά σημαντικό μπορεί να ερμηνεύσει τη διαφορά των μη κανονικών απόδοσεων στα 2 χαρτοφυλάκια. Αν ήταν θετικό τότε θα σήμαινε ότι το χαρτοφυλάκιο των ηττημένων ενσωματώνει περισσότερο συστηματικό κίνδυνο από των νικητών, στην παραπάνω περίπτωση όμως που το β_p είναι αρνητικό ισχύει το αντίθετο.

5.3 Γαλλική χρηματιστηριακή αγορά

Όπως στις δύο παραπάνω χώρες έτσι και στη χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας πραγματοποιήθηκε έλεγχος αναφορικά με το αν έχει ισχύ το φαινόμενο της Υπερβολικής αντίδρασης των επενδυτών στην εν λόγω αγορά. Αρχικά, υπολογίστηκε η μέση μη κανονική απόδοση προσαρμοσμένη στην αγορά για το χαρτοφυλάκιο των ηττημένων AR_L που αφορά στις περιόδους ελέγχου μετά την περίοδο σχηματισμού των χαρτοφυλακίων. Προκειμένου να γίνει σύγκριση με τις αντίστοιχες μη κανονικές αποδόσεις του χαρτοφυλακίου νικητών AR_W . Στον πίνακα 1 απεικονίζονται οι μέσες μη κανονικές αποδόσεις του χαρτοφυλακίου ηττημένων.

Πίνακας 1

Μέση μη κανονική απόδοση χαρτοφυλακίων AR_L έως 156 εβδομάδες μετά την περίοδο διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων

ΓΑΛΛΙΑ - ΕΒΔΟΜΑΔΕΣ ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΤΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ ΗΤΤΗΜΕΝΩΝ (LOSERS)									
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ	13	26	52	65	78	104	117	130	156
2002	3.21%	3.64%	3.91%	3.89%	4.41%	3.05%	2.93%	3.01%	2.34%
2003	0.66%	1.47%	0.76%	0.91%	1.02%	0.53%	2.83%	1.34%	0.92%
2004	0.29%	0.64%	0.26%	0.03%	-0.08%	0.74%	-0.09%	0.77%	0.56%
2005	2.67%	-0.80%	0.43%	0.41%	-0.16%	-0.26%	0.55%	-0.83%	1.16%
2006	-0.32%	-0.31%	-1.11%	-0.71%	-1.30%	0.52%	-0.62%	-1.97%	1.12%

2007	1.35%	-2.72%	-0.20%	1.00%	-1.43%	0.30%	0.00%	-1.28%	-0.47%
2008	2.49%	5.05%	2.85%	3.33%	2.60%	2.93%	3.68%	3.28%	3.66%
2009	0.31%	0.66%	0.65%	-0.31%	0.03%	0.49%	1.13%	1.58%	0.06%
2010	0.99%	-0.15%	0.09%	1.29%	0.80%	0.23%			
2011	1.23%	1.41%	0.34%						

Όπως φαίνεται στον παραπάνω πίνακα στις 59 από τις 81 περιόδους ελέγχου οι αποδόσεις είναι θετικές και ιδιαίτερα κατά τις περιόδους ελέγχου για τα χαρτοφυλάκια του 2002 και του 2008 οι αποδόσεις είναι πολύ υψηλές για όλες τις περιόδους ελέγχου. Επομένως, παρατηρείται μια σημαντική αύξηση των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων ηττημένων – losers L. Αυτό που θα πρέπει να εξεταστεί είναι κατά πόσο οι αποδόσεις αυτές είναι υψηλότερες από τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου νικητών – winners W που απεικονίζονται στον παρακάτω πίνακα 2.

Πίνακας 2

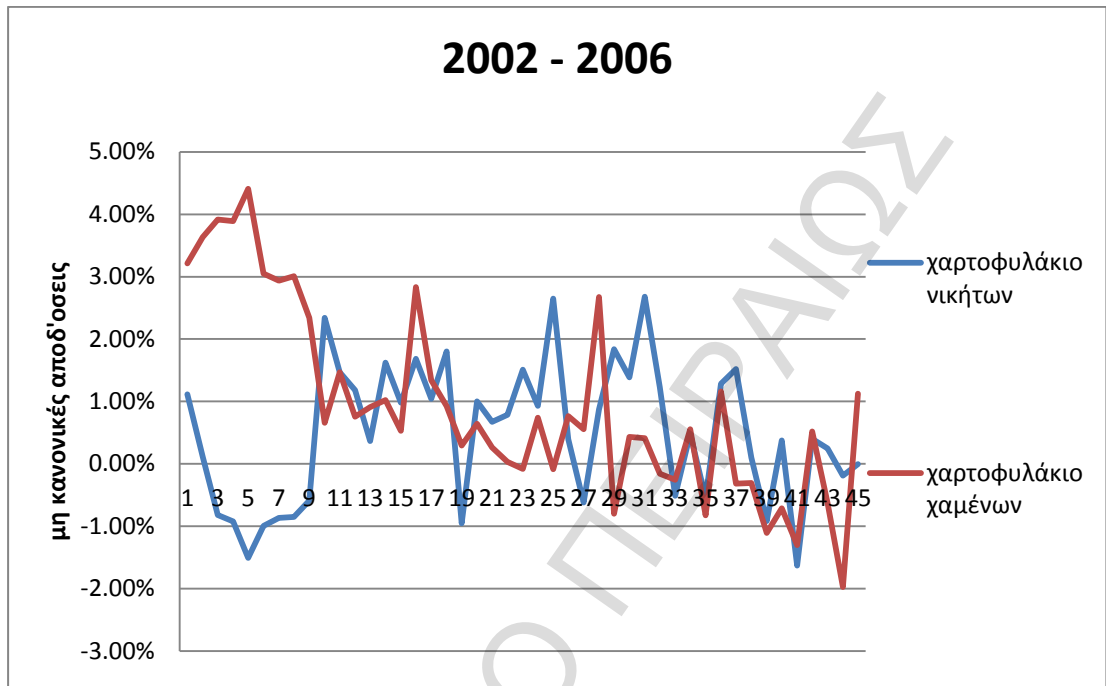
Μέση μη κανονική απόδοση χαρτοφυλακίων νικητών AR_w έως 156 εβδομάδες μετά την περίοδο διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων

ΓΑΛΛΙΑ- ΕΒΔΟΜΑΔΕΣ ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΤΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ ΝΙΚΗΤΩΝ (WINNERS)									
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ	13	26	52	65	78	104	117	130	156

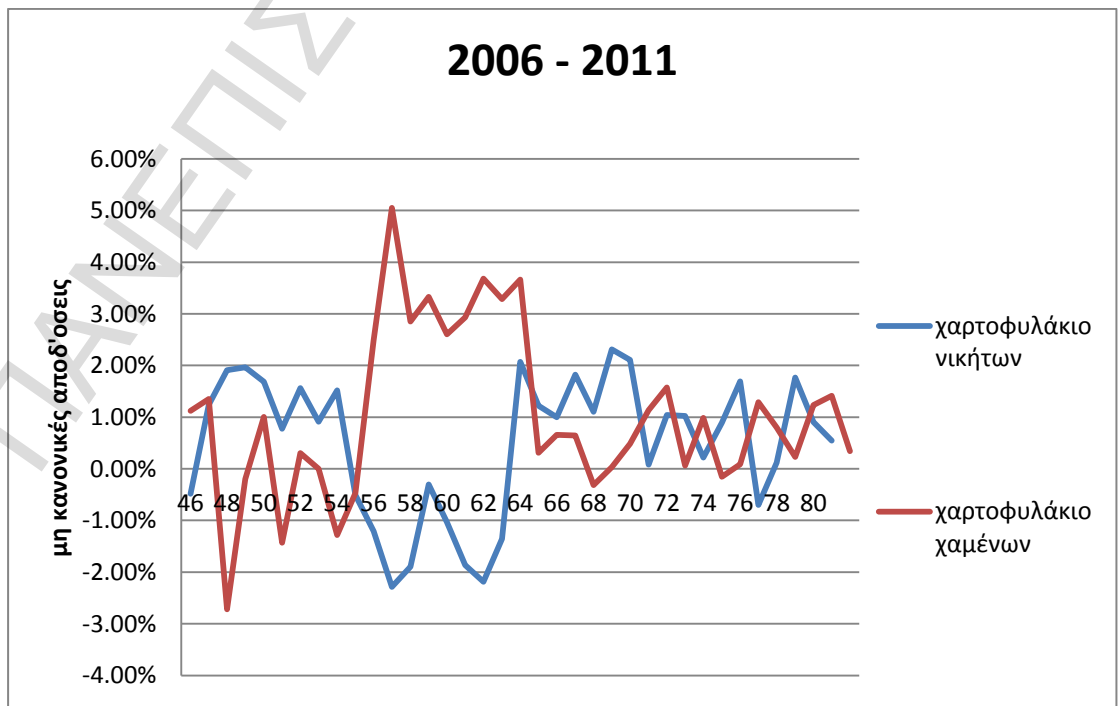
2002	1.11%	0.12%	-0.82%	-0.92%	-1.51%	-0.99%	-0.86%	-0.85%	-0.59%
2003	2.34%	1.47%	1.18%	0.37%	1.62%	0.98%	1.68%	1.04%	1.80%
2004	-0.95%	1.00%	0.67%	0.78%	1.51%	0.93%	2.65%	0.39%	-0.62%
2005	0.87%	1.84%	1.39%	2.68%	1.23%	-0.51%	0.48%	-0.55%	1.29%
2006	1.52%	0.10%	-0.92%	0.37%	-1.63%	0.40%	0.25%	-0.19%	-0.01%
2007	-0.48%	1.24%	1.91%	1.97%	1.68%	0.77%	1.56%	0.91%	1.52%
2008	-0.51%	-1.21%	-2.28%	-1.90%	-0.30%	-1.03%	-1.87%	-2.19%	-1.36%
2009	2.07%	1.22%	1.00%	1.82%	1.10%	2.31%	2.11%	0.08%	1.04%
2010	1.03%	0.22%	0.90%	1.69%	-0.70%	0.12%			
2011	1.76%	0.91%	0.55%						

Τα χαρτοφυλάκια των νικητών φαίνεται ότι παρουσιάζουν θετικές αποδόσεις σε 54 από τις 81 περιόδους ελέγχου. Αναφορικά με το ύψος των αποδόσεων κυμαίνεται σε χαμηλότερα επίπεδα από το το χαρτοφυλάκιο των ηττημένων. Απεικονίζοντας διαγραμματικά τα παραπάνω αποτελέσματα όπως φαίνεται παρακάτω θα έχω:

Διάγραμμα 1



Διαγραμμα 2



Παρατηρώντας τα παραπάνω διαγράμματα διαπιστώνουμε ότι σε αρκετές περιόδους ελέγχου οι μέσες μη κανονικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων ηττημένων είναι υψηλότερες από τις μέσες μη κανονικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων των νικητών. Ειδικότερα, στις 9 πρώτες περιόδους ελέγχου δηλαδή στα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν το 2002 και από την 56^η έως την 63^η που αφορά στα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν το 2008. Η διαφορά ανάμεσα στο χαρτοφυλάκιο ηττημένων και νικητών, σύμφωνα με τη διεθνή βιβλιογραφία, θα πρέπει να είναι θετική προκειμένου να έχει ισχύ το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης. Συγκεκριμένα, η μη κανονική απόδοση του χαρτοφυλακίου των μετοχών με την υψηλή απόδοση να είναι μικρότερη από την αντίστοιχη απόδοση του χαρτοφυλακίου των μετοχών με την υψηλότερη απόδοση.

Διενεργώντας στατιστικό έλεγχο βάση της εξίσωσης 1 με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων έγινε εκτίμηση ως προς το α_p και το β_p . Όπως και στις παραπάνω μελέτες των υπολοίπων χωρών για να έχει ισχύ το φαινόμενο της Υπερβολικής Αντίδρασης των επενδυτών θα πρέπει το α_p να είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό. Για το λόγο αυτό στον παρακάτω πίνακα απεικονίζεται σε κάθε κελί το ποσό της εκτίμησης του α_p , όπως επίσης και το t – statistic προκειμένου να φανεί κατά πόσο είναι στατιστικά σημαντικός ο όρος αυτός. Αν ο όρος αυτός σε απόλυτη τιμή είναι μεγαλύτερος από 2 τότε είναι στατιστικά σημαντικός. Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης απεικονίζονται στον παρακάτω πίνακα 3:

Πίνακας 3

ΓΑΛΛΙΑ - ΕΒΔΟΜΑΔΕΣ ΜΕΤΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΗΣ ΤΟΥ ΧΑΡΤΟΦΥΛΛΑΚΙΟΥ									
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣ ΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΛ ΑΚΙΩΝ	13	26	52	65	78	104	117	130	156
2002	0,0069 (0,64)	0,0109 (1,69)	0,0025 (0,56)	0,0006 (0,17)	-0,006 (-2,97)	-0,003 (-1,23)	-0,002 (-1,05)	-0,001 (-0,69)	-0,0014 (-0,70)
2003	0,0011 (0,22)	-0,003 (-1,08)	-0,003 (-1,21)	-0,002 (-0,91)	-0,002 (-0,98)	-0,001 (-0,84)	-0,008 (-0,50)	-0,002 (-0,14)	0,0005 (0,36)
2004	0,0023 (0,33)	-0,001 (-0,49)	-0,001 (-0,32)	-0,002 (-1,02)	-0,002 (-1,02)	-0,002 (-1,32)	-0,003 (-1,66)	-0,003 (-2,00)	-0,0043 (-2,88)
2005	-0,0009 (-0,90)	-0,007 (-1,55)	-0,002 (-0,82)	-0,002 (-0,86)	0,001 (0,83)	-0,001 (-0,68)	-0,002 (-1,24)	-0,002 (-1,48)	-0,0010 (-0,65)
2006	0,0022 (0,42)	0,0013 (0,39)	0,0011 (0,57)	-0,005 (-0,30)	-0,009 (-0,53)	-0,001 (-0,57)	-0,001 (-0,81)	-0,002 (-1,09)	-0,0011 (-0,59)
2007	-0,0051 (-0,51)	-0,003 (-0,78)	0,0033 (0,77)	0,0029 (0,63)	0,003 (0,74)	0,0031 (0,98)	0,0029 (0,63)	0,001 (0,56)	-0,0005 (-0,26)
2008	0,0064 (0,51)	0,0094 (1,27)	0,0075 (1,56)	0,0058 (1,41)	0,005 (2,10)	0,001 (0,79)	0,0025 (1,34)	0,0058 (2,30)	0,0034 (1,56)
2009	0,0021 (-0,36)	-0,005 (-1,44)	-0,005 (-2,07)	-0,005 (-2,43)	-0,006 (-2,72)	-0,005 (-2,27)	-0,004 (-2,30)	-0,003 (-1,82)	-0,003 (-1,68)
2010	0,0068 (0,99)	-0,008 (-0,18)	-0,005 (-1,62)	-0,002 (-0,90)	-0,002 (-1,01)	-0,002 (-0,95)	-	-	-
2011	0,0027 (0,25)	-0,003 (-0,43)	-0,002 (-0,61)	-	-	-	-	-	-

Όπως προκύπτει από τα παραπάνω αποτελέσματα στην πλειοψηφία των περιόδων ελέγχου το t-statistic είναι στατιστικά μη σημαντικό. Κατά συνέπεια η υπόθεση της Υπερβολικής αντίδρασης των επενδυτών απορρίπτεται και στη μελέτη αυτή της χώρας, εφόσον η εκτίμηση του α_p προέκυψε στατιστικά μη σημαντική στις περισσότερες περιπτώσεις. Αξίζει να σημειωθεί ότι οι περίοδοι που το α_p βγήκε θετικό και στατιστικά σημαντικό είναι 2.

Αναλυτικότερα, όταν η περίοδος διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων είναι το 2008 και η περίοδος εμπειρικού ελέγχου οι 78 εβδομάδες το t – statistic είναι 2,10 δηλαδή είναι στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% με το prob. να ισούται με 0,0355, και για την περίοδο 130 εβδομάδων για το έτος 2008 το t – statistic είναι 2,30 και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% με το prob να είναι 0,0226. Υπάρχουν κ περίοδοι όπου το α_p είναι στατιστικά σημαντικό αλλά η εκτίμηση του α_p είναι αρνητική οπότε δε μπορεί να ληφθεί υπόψη στη μελέτη της Υπεραντίδρασης.

Στην παραπάνω μελέτη, όπως και στις 2 προηγούμενες για την παλινδρόμηση χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων και έγινε έλεγχος της εκτίμησης διαταρακτικού όρου $e_{p,t}$ για να διαπιστωθεί αν υπήρχε αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα. Για την περίοδο διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων για τα έτη 2006 και 2007 κατά τον εμπειρικό έλεγχο των 104 εβδομάδων υπήρξε ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση και διορθώθηκε με τη μέθοδο Newey-West.

Επίσης στα έτη διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων για το 2002 τις 78 εβδομάδες ελέγχου, το 2005 (τις 104 και 156 εβδομάδες), το 2007 (130 και 156 εβδομάδες ελέγχου) και το 2008 (78 104 και 117 εβδομάδες), αναφορικά με την εκτίμηση του διαταρακτικού όρου παρουσιάστηκε ετεροσκεδαστικότητα μετά από έλεγχο ARCH και διορθώθηκε χρησιμοποιώντας εκ νέου στις συγκεκριμένες παλινδρομήσεις μοντέλο GARCH, συνεπώς ο όρος μέσα στην παρένθεση στον πίνακα 3 στις εν λόγω περιόδους αφορά z-statistic και όχι t-statistic.

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα είναι φανερό ότι δεν μπορεί να στηριχτεί η ισχύς της Υπόθεσης της Υπερβολικής Αντίδρασης των Επενδυτών εφόσον στο σύνολο των περιπτώσεων το α_p δεν είναι στατιστικά σημαντικό και σε αρκετές περιπτώσεις που ήταν στατιστικά σημαντικό ήταν αρνητικό οπότε δεν μπορεί να στηρίξει την υπόθεση της Υπερβολικής αντίδρασης των επενδυτών.

Τέλος έγινε εκτίμηση στον όρο β_p προκειμένου να απαντηθεί αν η διαφορά στις μη κανονικές αποδόσεις ανάμεσα στο χαρτοφυλάκιο νικητών και ηττημένων οφείλεται στη διαφορά του συστηματικού κινδύνου στα 2 χαρτοφυλάκια. Ένα στατιστικά σημαντικό και θετικό β_p μπορεί να εξηγήσει αυτή τη διαφορά ανάμεσα στις μη κανονικές αποδόσεις των επόμενων περιόδων των χαρτοφυλακίων ηττημένων και νικητών. Τα αποτελέσματα του στατιστικού ελέγχου περιγράφονται στον παρακάτω πίνακα 4 όπου σε κάθε κελί αναγράφεται το ποσό της εκτίμησης του β_p για κάθε περίοδο και το t statistic που θα δείξει κατά πόσο είναι στατιστικά σημαντικός αυτός ο όρος.

Πίνακας 4

	13	26	52	65	78	104	117	130	156
2002	0.7910 (3.69)	0.8252 (4.34)	0.8326 (5.71)	0.8640 (6.32)	0.9745 (10.78)	0.8770 (7.39)	0.8770 (7.43)	0.8712 (7.57)	0.8326 (7.65)
2003	- 0.2561 (-0.95)	- 0.3785 (-1.90)	- 0.3206 (-2.24)	- 0.3334 (-2.30)	- 0.4152 (-3.08)	- 0.3623 (-3.12)	- 0.3829 (-3.44)	- 0.4190 (-4.50)	- 0.3971 (-4.62)
2004	0.0607 (0.08)	0.1452 (0.41)	- 0.0954 (-0.39)	- 0.1885 (-0.90)	- 0.3611 (-2.39)	- 0.2248 (-1.85)	- 0.2729 (-2.36)	- 0.2764 (-2.63)	- 0.1977 (-2.31)
2005	- 0.0263 (-0.03)	- 0.5696 (-2.25)	- 0.3749 (-2.26)	- 0.3177 (-2.17)	- 0.2779 (-2.10)	0.0579 (0.60)	0.1478 (-1.32)	0.1345 (-1.31)	0.0362 (0.83)
2006	- 0.2463 (-0.71)	- 0.3224 (-1.49)	- 0.4074 (-3.91)	- 0.3032 (-3.89)	- 0.2804 (-3.67)	- 0.3396 (-3.31)	- 0.3885 (-3.80)	- 0.3754 (-3.87)	- 0.3424 (-3.78)
2007	0.1543 (0.53)	0.4030 (1.55)	0.5103 (4.61)	0.5131 (5.18)	0.5076 (5.53)	0.4815 (6.52)	0.5130 (5.18)	0.4447 (9.70)	0.3961 (9.18)
2008	1.0643 (3.91)	1.2020 (6.22)	1.0641 (7.43)	1.0214 (7.87)	0.6943 (7.52)	0.6995 (11.08)	0.6568 (10.29)	0.8060 (9.86)	0.8823 (13.39)
2009	- 0,5450 (-2,17)	- 0,4958 (-4,29)	- 0,5537 (-7,28)	- 0,5176 (-7,49)	-0,488 (-5,55)	- 0,6332 (-9,30)	- 0,6285 (-9,84)	- 0,6470 (-10,67)	- 0,6044 (-10,80)
2010	0,0714 (0,24)	0,0534 1 (0,24)	0,0079 (0,08)	0,0750 (0,88)	0,0545 (0,67)	0,0958 (1,43)			
2011	0,8822 (2,09)	- 0,6793 (2,65)	0,5688 (3,52)						

Όπως φαίνεται στον παραπάνω πίνακα σε 61 από τις 81 περιόδους ελέγχου το β_p είναι στατιστικά σημαντικό. Αξίζει όμως να σημειωθεί ότι μόνο στις 26 από αυτές τις περιόδους το β_p είναι παράλληλα θετικό. Η παραπάνω ανάλυση εξηγεί τη διαφορά που υπάρχει ανάμεσα στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων ηττημένων και νικητών. Ειδικότερα στις περιπτώσεις που το β_p είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό το χαρτοφυλάκιο των ηττημένων παρουσιάζει μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο από το χαρτοφυλάκιο των νικητών.

Συνοψίζοντας τα παραπάνω και στη μελέτη για το χρηματιστήριο της Γαλλίας, όπως και για την Ελλάδα και τη Γερμανία το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης δεν έχει ισχύ. Τα ευρήματα της μελέτης αποδεικνύουν ότι για την εξεταζόμενη περίοδο 2002-2012 η επενδυτική στρατηγική που πηγάζει από την υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των επενδυτών στις νέες πληροφορίες δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί στα χρηματιστήρια των παραπάνω χωρών για να προβλεφθούν οι μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών, αλλά ούτε και για την αποκόμιση αποδόσεων μεγαλύτερων των κανονικών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα της παρούσας μελέτης που έγινε στην Ελληνική, Γερμανική και Γαλλική χρηματιστηριακή αγορά, το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης των επενδυτών δεν κατάφερε να στηριχθεί. Ακόμα και στις περιπτώσεις των αγορών της Ελλάδας και της Γαλλίας όπου οι αποδόσεις των μετοχών των ηττημένων χαρτοφυλακίων εμφανίζονταν υψηλότερες από τις αποδόσεις των μετοχών των χαρτοφυλακίων νικητών κατά την περίοδο μετά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων. Παρόλα αυτά κατά το στατιστικό έλεγχο ο σταθερός όρος της παλινδρόμησης βγήκε στατιστικά μη σημαντικός με αποτέλεσμα να μη μπορεί να στηριχθεί το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης των επενδυτών.

Συγκριτικά με τα αποτελέσματα των προηγούμενων μελετών, πάνω στις οποίες στηρίχθηκε η μεθοδολογία της παρούσας μελέτης, των Γεωργίου Π. Διακογιάννη και Κωνσταντίνου Ν. Σεγρεδάκη το 1996 με τίτλο « Ελέγχοντας την υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των επενδυτών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών» και των Andrew Clare και Stephen Thomas με τίτλο « The Overreaction hypothesis and the UK Stockmarket » (1995) τα αποτελέσματα και στις 2 αυτές έρευνες είχαν απορρίψει την υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των Επενδυτών η οποία δεν είχε ισχύ ούτε στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, ούτε στην Αγγλική Χρηματιστηριακή Αγορά. Ομοίως και στην παρούσα μελέτη το φαινόμενο της Υπεραντίδρασης δεν είχε ισχύ σε καμία από τις Χρηματιστηριακές αγορές των τριών χωρών.

Στην παρούσα έρευνα επίσης έγινε μελέτη και ως τη στατιστική σημαντικότητα του β δηλαδή του συστηματικού κινδύνου ανάμεσα στα 2 χαρτοφυλάκια προκειμένου να εξηγηθεί η διαφορά των αποδόσεων ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια νικητών και ηττημένων κατά την περίοδο ελέγχου. Όταν το β είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό τότε το χαρτοφυλάκιο ηττημένων εμφανίζει περισσότερο συστηματικό κίνδυνο από το χαρτοφυλάκιο νικητών.

Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα:

Η παρούσα μελέτη θα μπορούσε να συνεχιστεί και να ερευνηθεί περαιτέρω η διαφορά των αποδόσεων ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια νικητών και ηττημένων κατά την περίοδο ελέγχου μελετώντας το μέγεθος των εταιρειών όπως είχε ερευνηθεί στη Διεθνή Βιβλιογραφία από τον Paul Zarowin (1989) “does the stock market overreact to corporate earnings information?” που απέδειξε ότι το μέγεθος των εταιρειών επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. W. Debondt & R. Thaler, (1985) «Does the stock market overreact?» The Journal of Finance, Vol 40, p.793 – 805
2. W. Debondt & R. Thaler, (1987) «Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality» The Journal of Finance, Vol 42, p.557 – 581
3. K.C.Chan, (1988) «on the Contrarian investment strategy» Journal Business, Vol 61, p147 – 163
4. Paul Zarowin (1989) «Does the stock market overreact to corporate earnings information?» The Journal of Finance, Vol 44, p1385 – 1399
5. Paul Zarowin (1990) «Size, Seasonality and Stock Market Overreaction», Journal of Financial Quantative Analysis, Vol 25, p133-145
6. Andrew W.Lo, A. Craig Mac Kinlay «When are contrarian profits due the stock market overreaction?», The Review of Financial Studies, Vol 3, p 175 – 205
7. Navin Chopra, Josef Lakonishok and Jay R. Ritter (1992) “Measuring abnormal performance Do stocks Overreact?” Journal of Financial Economics, Vol 31 p235 – 268
8. Jennifer Conrad and Gautam Kaul (1993) «Long – Term Market Overreaction or Biases in Computed Returns» The Journal of Finance, Vol 48, p39-63
9. Newton C.A. da Costa, Jr (1994) «Overreaction in the Brazilian Stock Market», Journal of Banking and Finance, Vol 18, p663 – 642
10. «Overreaction, Delayed Reaction, and Contrarian Profits»
11. Andrew Clare and Stephen Thomas (1995) «The Overreaction Hypothesis and the UK Stock Market» Journal of Business Finance & Accounting, Vol 22, p961 – 973
12. Γεώργιος Π. Διακογιάννης και Κωνσταντίνος Ν. Σεγρεδάκης (1996) «Ελέγχοντας την υπόθεση της Υπερβολικής Αντίδρασης των Επενδυτών στον Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών» Εμπορική Τράπεζα, Οικονομική Επιθεώρηση 1996, Τεύχος 7
13. Chen R. Carl and Sauer A. David (1997) «Is Stock Market Overreaction persistent over time?» Journal of Business Finance & Accounting
14. Fama F. Eugene (1998) «Market efficiency, long – term returns and behavioral finance» Journal of Financial Economics , p. 283 – 306.
15. George P. Diacogiannis, Nikolaos Patsalis, Nicholaos V. Tsagkarakis and Emanuel D. Tsiritakis (2005) « Price Limits and Overreaction in the Athens Stock Exchange»

Βιβλία

1. E. J. Elton and M.J. Gruber « Modern Portfolio Theory and Investments Analysis, John Wiley and Sons, 7th Edition
2. Brigham Eugene E. and Michael C. Ehrhardt, « Financial Managemnt Theory and Practice» , 11th Edition
3. J. Fred Weston and Brigham F. Eugene, « Βασικές αρχές της χρηματοοικονομικής διαχείρισης και πολιτικής» εκδόσεις Παπαζήση 1986

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ