



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΣΧΟΛΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ
ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
ΠΜΣ «ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ» ΜΕ
ΚΑΤΕΥΘΥΝΣΗ ΣΤΗ «ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ»
ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

Μερισματική απόδοση και αποδόσεις μετοχών

ΜΑΡΚΕΛΛΟΣ ΣΤΕΒΗΣ (ΜΧΑΝ1446)

ΜΕΛΗ ΕΠΙΤΡΟΠΗΣ

ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΓΕΩΡΓΙΟΣ Π. ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ (ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ)

ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΔΗΜΗΤΡΙΟΣ ΚΥΡΙΑΖΗΣ

ΛΕΚΤΟΡΑΣ ΑΝΤΩΝΙΑ ΜΠΟΤΣΑΡΗ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ

ΜΑΡΤΙΟΣ 2016

Ευχαριστίες

Θα ήθελα να ευχαριστήσω καταρχάς τον επιβλέποντα καθηγητή μου κύριο Γεώργιο Διακογιάννη για τη διακριτική αλλά και ουσιαστική καθοδήγησή του κατά τη συγγραφή της παρούσης εργασίας. Θα ήθελα επίσης να ευχαριστήσω την οικογένεια και τους συναδέλφους μου, οι οποίοι με «ανέχτηκαν» κατά τη διάρκεια της εκπόνησης της διατριβής μου αλλά και σε όλη τη διάρκεια του μεταπτυχιακού προγράμματος.

Περίληψη

Η παρούσα εργασία πραγματεύεται τη σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών. Χρησιμοποιούνται δεδομένα για μία περίοδο δεκαεσσάρων ετών και συγκεκριμένα από το 2001 έως και το 2014 για 100 τουλάχιστον μετοχές των χρηματιστηρίων της Ισπανίας, της Ολλανδίας και της Φινλανδίας. Χρησιμοποιούνται δεδομένα για την περίοδο από το 2001 έως και το 2014 για 100 τουλάχιστον μετοχές των χρηματιστηρίων της Ισπανίας, της Ολλανδίας και της Ιταλίας. Η υπό εξέταση περίοδος υποδιαιρείται σε δύο υποπεριόδους, μία πριν την κρίση του 2008 και μία μετά. Η επεξεργασία των δεδομένων, αφού προηγηθούν οι κατάλληλοι στατιστικοί έλεγχοι πραγματοποιείται με τη μέθοδο της απλής γραμμικής παλινδρόμησης και συγκεκριμένα τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Ως εξαρτημένη μεταβλητή αντιμετωπίζεται η απόδοση των μετοχών και ως εξαρτημένη η μερισματική απόδοση. Από τη διεξαγωγή των παλινδρομήσεων δεν προέκυψε στατιστική σημαντική σχέση μεταξύ των μεταβλητών.

Λέξεις κλειδιά

Μερισματική απόδοση, Αποδόσεις μετοχών, Ισπανία, Ολλανδία, Φινλανδία, Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων

Abstract

This paper examines the relation between dividend yields and stock returns. A fourteen years period data are used, specifically the period between 2001 and 2014, for at least 100 stocks of the stock markets of Spain, Netherlands and Finland. The under examination period was divided into two sub periods, one before the financial crisis of 2007 and one after. The data are processed, after the conduction of the appropriate statistical tests, using the simple linear regression model and more specifically the least squares method. The stock returns are set as the dependent variable and the dividend yield is set as the independent one. No statistical important relationship between the two variables resulted from the conduction of the regressions.

Key words

Dividend yield, Stock returns, Spain, Netherlands, Finland, Least squares method

Περιεχόμενα

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	6
2. ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ	11
2.1 ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΟΥ MARKOWITZ.....	12
2.2 ΑΠΟΔΟΣΗ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ	14
2.3 ΚΙΝΔΥΝΟΣ.....	16
2.4 ΑΠΟΔΟΤΙΚΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ	18
2.5 ΤΟ ΜΟΝΟΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ	18
2.6 ΘΕΩΡΙΑ ΤΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΓΟΡΑΣ	23
2.7 ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ.....	25
2.8 ΑΡΙΘΜΟΔΕΙΚΤΕΣ.....	26
3. ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΠΑΡΕΜΦΕΡΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ.....	28
3.1 ΠΕΡΙΛΗΠΤΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΠΑΡΕΜΦΕΡΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ.....	29
3.2 ΣΥΓΚΡΙΤΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΤΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ	79
4. ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ	91
5.ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ	99
5.1 ΙΣΠΑΝΙΑ	100
5.2 ΟΛΛΑΝΔΙΑ	101
5.3 ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ	102
5.4 ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ	103
6.ΣΥΝΟΨΗ.....	105
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ	108
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	161
ΒΙΒΛΙΑ.....	161
ΑΡΘΡΑ	161
ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ.....	167
ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΩΝ.....	168

Κεφάλαιο 1

Εισαγωγή

Στόχος της εργασίας αυτής είναι η μελέτη της επίδρασης του δείκτη μερισματικής απόδοσης στις αποδόσεις των μετοχών. Ο δείκτης της μερισματικής απόδοσης προκύπτει ως το πηλίκο του μερίσματος που διανέμεται ανά μετοχή προς την τιμή της μετοχής και έχει μεγάλη σημασία για έναν επενδυτή καθώς προσδιορίζει το εισόδημά που λαμβάνει από τη μετοχή αν τη διακρατήσει για μακροπρόθεσμο χρονικό διάστημα. Γενικά ανάμεσα σε δύο κατά τα άλλα όμοιες μετοχές ελκυστικότερη θεωρείται αυτή με τον υψηλότερο δείκτη μερισματικής απόδοσης, οπότε και αναμένεται να έχει μεγαλύτερη ζήτηση από τους επενδυτές.

Η επίδραση του δείκτη μερισματικής απόδοσης στις αποδόσεις μετοχών και χαρτοφυλακίων μετοχών έχει αποτελέσει αντικείμενο αρκετών εμπειρικών μελετών κατά το παρελθόν. Οι έρευνες αυτές πραγματοποιήθηκαν με χρήση δεδομένων για διάφορες χώρες και έχουν καταλήξει σε ποικίλα συμπεράσματα, ανάλογα με τη χώρα μελέτης, τη χρονική περίοδο, τη μεθοδολογία και άλλους παράγοντες. Ενδεικτικά αναφέρονται οι μελέτες του Blume (1980), των Fama και French (1988), των Goetzmann και Jorion (1993) και του Lewellen (2004). Το κύριο άρθρο στο οποίο βασίστηκε η εργασία τιτλοφορείται «Dividend-Price Ratios and Stock Returns: Another Look at the History» και δημοσιεύτηκε το 2013 στο *The Journal of Investing* από τον Bradford Cornell.

Η παρούσα μελέτη αποσκοπεί στη μελέτη της επίδρασης η μη του δείκτη μερισματικής απόδοσης στις αποδόσεις χαρτοφυλακίων μετοχών τριών ευρωπαϊκών και συγκεκριμένα της Ισπανίας, της Ολλανδίας και της Φινλανδίας χωρών για μια περίοδο τουλάχιστον δεκατεσσάρων ετών. Αναλύθηκαν με τη χρήση του κατάλληλου οικονομετρικού μοντέλου ημερήσια δεδομένα για τουλάχιστον 100 μετοχές από κάθε χώρα.

Κατά την εκπόνηση της εργασίας είναι αναμενόμενο ότι ανέκυψαν ορισμένοι περιορισμοί. Καταρχάς ένας βασικός περιορισμός έγκειται στην επιλογή τριών μόνο συγκεκριμένων χωρών έναντι περισσότερων. Η χρονική διάρκεια των δεκατεσσάρων ετών του δείγματος, έναντι μίας μεγαλύτερη περιόδου δεδομένων αποτελεί έναν επιπλέον περιορισμό. Επιπλέον η ημερήσια συχνότητα των δεδομένων, έναντι μιας διαφορετικής συχνότητας, συγκαταλέγεται στους περιορισμούς. Ένας ακόμη περιορισμός έγκειται στο οικονομετρικό μοντέλο, το οποίο περιλαμβάνει

συγκεκριμένες μεταβλητές, για τις οποίες δεν υφίσταται ευχέρεια αντικατάστασης σε περίπτωση που καταστούν στατιστικά μη σημαντικές. Ως περιορισμός θα πρέπει επίσης να αναφερθεί η επιλογή συγκεκριμένων ενδεικτικών μετοχών από κάθε χώρα, έναντι της επιλογής του συνόλου του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Η μελέτη ωστόσο δεν εξαντλείται στην επαλήθευση ή μη ανάλογων μελετών που έχουν ήδη πραγματοποιηθεί, αλλά επιχειρεί να αποτελέσει μία καινοτόμο εργασία που θα προσδώσει έστω και ελάχιστη προστιθέμενη αξία στην ήδη υπάρχουσα ερευνητική βιβλιογραφία. Η διαφοροποίηση της παρούσης διατριβής από ανάλογες παλιότερες προσπάθειες έγκειται κυρίως στο ότι η ανάλυση πραγματοποιείται για δύο διακριτές χρονικές περιόδους. Μία πριν την οικονομική κρίση του 2008, οι συνέπειες της οποίας ταλανίζουν ακόμη όλες τις σύγχρονες οικονομίες, και μία μετά. Καινοτόμο επίσης στοιχείο είναι η χρήση τριών διαφορετικών χωρών, το οποίο εκτός των άλλων θα συμβάλλει στην αποφυγή τυχόν επίδρασης των ιδιαίτερων χαρακτηριστικών μίας συγκεκριμένης χώρας στην εκτίμηση των αποτελεσμάτων. Οι τρεις αυτές χώρες μάλιστα, δηλαδή η Ισπανία, η Ολλανδία και η Φιλανδία, δεν αποτελούν «δημοφιλείς» χώρες στη διεξαγωγή αντιστοιχών ερευνητικών προσπαθειών.

Η μελέτη αυτή παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον τόσο από ερευνητικής όσο και από επενδυτικής άποψης, καθώς επιχειρείται η διερεύνηση τυχόν συσχέτισης μεταξύ του δείκτη μερισματικής απόδοσης, ο οποίος είναι ένας από τους δημοφιλέστερους αριθμοδείκτες, που χρησιμοποιείται από τους επενδυτές κατά την αξιολόγηση των επενδυτικών τους αποφάσεων, και των αποδόσεων των μετοχών. Οι αποδόσεις αποτελούν το βασικό ζητούμενο για τους επενδυτές, οι οποίοι εφόσον δρουν με ορθολογικά κριτήρια, απαιτούν μεγιστοποίηση της απόδοσής τους συνοδευόμενη από την ελαχιστοποίηση του επενδυτικού κινδύνου που επωμίζονται.

Τυχόν στατιστικά σημαντική επίδραση του δείκτη μερισματικής απόδοσης στις αποδόσεις των μετοχών πιθανόν να συνεπάγεται μεταξύ άλλων και προβλεψιμότητα των αποδόσεων. Αν αποδειχθεί ότι υπάρχει αυτή η δυνατότητα πρόβλεψης, αυτό θα ήταν εξαιρετικά σημαντικό για τους επενδυτές αλλά και για κάθε ενδιαφερόμενο για τις χρηματιστηριακές αγορές. Οι επενδυτές θα είχαν τη δυνατότητα να αναθεωρούν

τα χαρτοφυλάκια τους επενδύοντας σε μετοχές για τις οποίες θα γνώριζαν εκ των προτέρων με σχετική ασφάλεια ότι θα τους παρείχαν υψηλές αποδόσεις.

Στους βασικούς στόχους της εργασίας συγκαταλέγεται και η παροχή στον αναγνώστη, μέσω της βιβλιογραφικής ανασκόπησης αλλά και των αποτελεσμάτων της εμπειρικής ανάλυσης, εμπειριστατωμένης γνώσης, σχετικά με την τυχόν επίδραση του δείκτη μερισματικής απόδοσης στις αποδόσεις και σε ποιο βαθμό η επιρροή αυτή επηρεάστηκε από την πρόσφατη οικονομική κρίση.

Η διάρθρωση της εργασίας από δω και πέρα έχει ως εξής. Στο αμέσως επόμενο δεύτερο κεφάλαιο πραγματοποιείται μία καταγραφή των βασικών σημείων της θεωρίας χαρτοφυλακίου, η οποία αποτελεί βασικό εργαλείο για το χειρισμό των εννοιών που εξετάζονται στα πλαίσια της παρούσης εργασίας.

Στο τρίτο κεφάλαιο επιχειρείται μία συνοπτική ανασκόπηση επισκόπηση είκοσι δύο παρεμφερών με την παρούσα μελετών. Δίνεται έμφαση σε σύγχρονες κυρίως προσπάθειες χωρίς να παραγκωνίζονται και ορισμένες παλαιότερες ερευνητικές απόπειρες, οι οποίες αποτελούν και ως σήμερα βάση για ανάλογες προσπάθειες. Στο τέλος του κεφαλαίου λαμβάνει χώρα μία συγκριτική ανασκόπηση των μελετών αυτών, τόσο όσον αφορά τις ομοιότητες και τις διαφορές στη μεθοδολογία τους όσο και στα ευρήματα και τα συμπεράσματά τους.

Το τέταρτο κεφάλαιο περιλαμβάνει την παρουσίαση των δεδομένων που θα χρησιμοποιηθούν στο εμπειρικό μέρος. Γίνεται επίσης παρουσίαση της μεθοδολογίας που χρησιμοποιήθηκε καθώς και των στατιστικών ελέγχων που πραγματοποιήθηκαν, ώστε να προκύψουν αξιόπιστα στατιστικά αποτελέσματα.

Η ανάλυση και ερμηνεία των ευρημάτων λαμβάνει χώρα στο πέμπτο κεφάλαιο. Παρουσιάζονται αναλυτικά τα ευρήματα της ερευνητικής διαδικασίας και επιχειρείται η ερμηνεία τους. Πραγματοποιείται επίσης σύγκριση με τα αντίστοιχα ευρήματα αναλόγων μελετών.

Το έκτο κεφάλαιο τέλος αποτελεί μία περιεκτική σύνοψη των αποτελεσμάτων της εργασίας, ενώ κλείνει με προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.

Κεφάλαιο 2

Θεωρία χαρτοφυλακίου

Στο παρόν τμήμα της εργασίας επιχειρείται μία παρουσίαση των βασικών σημείων της θεωρίας χαρτοφυλακίου, τα οποία θα αποτελέσουν και βασικό εργαλείο της ανάλυσης, η οποία θα ακολουθήσει στο υπόλοιπο τμήμα της εργασίας.

Η θεωρία χαρτοφυλακίου είναι μία χρηματοοικονομική θεωρία, η οποία επιδιώκει να εφοδιάσει τους επενδυτές με τα κατάλληλα εργαλεία και μεθόδους, ώστε να μπορούν να προβούν στην ανάλυση, την αξιολόγηση και την επιλογή χαρτοφυλακίων, τα οποία πληρούν δεδομένους στόχους. Ως χαρτοφυλάκιο ορίζεται η συλλογή αξιογράφων και άλλων περιουσιακών στοιχείων – τοποθετήσεων. Ένα χαρτοφυλάκιο ορίζεται από τα σταθμά επένδυσης στα αξιόγραφα του/ Οι τοποθετήσεις αυτές είναι συνήθως τοποθετημένες σε περιουσιακά στοιχεία με διαφορετικές αποδόσεις.

Εφόσον ένας επενδυτής είναι ορθολογικός, η θεωρία χαρτοφυλακίου, εξετάζει τις διάφορες επενδυτικές επιλογές του και τον καθοδηγεί στη δημιουργία χαρτοφυλακίων, τα οποία μεγιστοποιούν την απόδοσή του για δεδομένο επίπεδο κινδύνου ή ελαχιστοποιούν τον κίνδυνο που αναλαμβάνει για μία δεδομένη απόδοση.

Η θεωρία αυτή διατυπώθηκε για πρώτη φορά από το Harry Markowitz, ο οποίος θεωρείται σήμερα «πατέρας» της σύγχρονης θεωρίας χαρτοφυλακίου, στο άρθρο του με τίτλο “Portfolio Selection”, το οποίο δημοσιεύθηκε Μάρτιο του 1952 στο περιοδικό *The Journal of Finance*. Ο Markowitz βραβεύθηκε το 1990 με το βραβείο Νομπέλ Οικονομικών για την ανάπτυξη της ιδιαίτερα δημοφιλούς σήμερα θεωρίας χαρτοφυλακίου.

2.1 Το υπόδειγμα του Markowitz

Με βάση το υπόδειγμα του Markowitz η ανάλυση των μετοχών ή και άλλων επενδύσεων πραγματοποιείται με βάση το χαρτοφυλάκιο στο οποίο ανήκουν. Έμφαση δίνεται στη συνεισφορά κάθε μετοχής στο χαρτοφυλάκιο και όχι σε κάθε μία μεμονωμένη μετοχή. Αναφέρεται ωστόσο σε κάθε ένα μεμονωμένο επενδυτή και τις

επιλογές τους και όχι στο σύνολο της αγοράς. Η θεωρία εφαρμόζεται για κάθε είδους χρεόγραφο.

Οι υποθέσεις του μοντέλου του Markowitz (West, 2004) είναι οι εξής:

- οι επενδυτές βασίζονται στις επιλογές τους σε δεδομένες ποσότητες απόδοσης και κινδύνου
- όλοι οι επενδυτές συμφωνούν σχετικά με τις παραμέτρους και τις αντίστοιχες τιμές τους, οι οποίες είναι απαραίτητες κατά τη διαδικασία της αξιολόγησης του χαρτοφυλακίου τους
- όλοι οι επενδυτές έχουν κοινό χρονικό ορίζοντα
- όλα τα περιουσιακά στοιχεία είναι εύκολα ρευστοποιήσιμα

Κατά το Markowitz οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο. Είναι πρόθυμοι να επωμιστούν κίνδυνο αλλά απαιτούν να ανταμειφθούν και από ανάλογη απόδοση. Συνεπώς μεταξύ δύο επενδύσεων με τον ίδιο κίνδυνο επιλέγουν εκείνη με τη μεγαλύτερη απόδοση, ενώ μεταξύ δύο επενδύσεων με την ίδια απόδοση επιλέγουν εκείνη με το μικρότερο επίπεδο κινδύνου.

Το υπόδειγμα του Markowitz έχει ως στόχο την εύρεση ενός χαρτοφυλακίου, το οποίο θα αποκαλείται άριστο και θα είναι αυτό που θα παρέχει τη μέγιστη δυνατή απόδοση στον επενδυτή αναλαμβάνοντας παράλληλα και τον ελάχιστο δυνατό κίνδυνο. Η επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου πραγματοποιείται με βάση τις προτιμήσεις των επενδυτών σχετικά με την απόδοση που επιθυμούν και τον κίνδυνο τον οποίο είναι διατεθειμένοι να αναλάβουν.

Το υπόδειγμα περιέχει τρία στάδια. Το πρώτο ονομάζεται «ανάλυση αξιόγραφων» και περιλαμβάνει τη χρήση μεμονωμένων μετοχών για τις οποίες υπολογίζονται ο κίνδυνος και η απόδοση.

Το δεύτερο στάδιο καλείται «ανάλυση χαρτοφυλακίων» και στα πλαίσια του σταδίου αυτού με τη χρήση των αξιογράφων του πρώτου σταδίου δημιουργούνται εκατομμύρια χαρτοφυλάκια. Από αυτά επιλέγονται εκείνα που έχουν ελάχιστο κίνδυνο και μέγιστη αναμενόμενη απόδοση.

Το τρίτο στάδιο αποκαλείται «επιλογή χαρτοφυλακίου» και περιλαμβάνει την επιλογή ενός χαρτοφυλακίου από αυτά του δεύτερου σταδίου.

Βασικό σημείο της θεωρίας του Markowitz είναι η διαφοροποίηση. Πρόκειται για μία τεχνική διαχείρισης του κινδύνου με βάση την οποία ένας επενδυτής εντάσσει στο χαρτοφυλάκιο του ένα σημαντικό αριθμό μετοχών ή άλλων επενδύσεων με διαφορετικές αποδόσεις και διαφορετικό κίνδυνο.

Η συνολική απόδοση ενός διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου πιθανό να είναι μικρότερη από ενός μη διαφοροποιημένου. Ωστόσο ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο έχει μικρότερη μεταβλητότητα και συνεπώς σταθερότερες αποδόσεις.

2.2 Απόδοση χαρτοφυλακίου

Απόδοση είναι το κέρδος που αποκομίζει ένας επενδυτής από τη διακράτηση ενός επενδυτικού στοιχείου για ένα χρονικό διάστημα.

Η συνολική απόδοση ενός αξιογράφου δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$R_t = \frac{P_{t-1} - P_t + D_t}{P_{t-1}} \quad (2.1.)$$

όπου:

R_t : η συνολική απόδοση του αξιογράφου την περίοδο t

P_t : η τιμή του αξιογράφου τη χρονική στιγμή t

P_{t-1} : η τιμή του αξιογράφου τη χρονική στιγμή $t-1$

D_t : το μέρισμα που διένειμε το αξιόγραφο τη χρονική περίοδο t

Ο παραπάνω τύπος υποθέτει μηδενικά κόστη συναλλαγών.

Η συνολική απόδοση ενός αξιογράφου μπορεί να είναι θετική αρνητική ή και μηδενική. Αποτελείται δε από δύο συνιστώσες την κεφαλαιακή απόδοση ή απόδοση

υπεραξίας καθώς και από τη μερισματική απόδοση. Η κεφαλαιακή απόδοση ορίζεται ως εξής:

$$\frac{P_{t-1} - P_t}{P_{t-1}} \quad (2.2)$$

P_t : η τιμή του αξιογράφου τη χρονική στιγμή t

P_{t-1} : η τιμή του αξιογράφου τη χρονική στιγμή $t-1$

Η κεφαλαιακή απόδοση μπορεί να λάβει θετικές, αρνητικές ή και μηδενικές τιμές.

Η μερισματική απόδοση ορίζεται ως:

$$\frac{D_t}{P_{t-1}} \quad (2.3.)$$

Η μερισματική απόδοση λαμβάνει μόνο θετικές τιμές. Συνεπώς έχει νόημα μόνο αν κατά την εξεταζόμενη χρονική περίοδο το αξιόγραφο διένειμε μέρισμα στους επενδυτές που είχαν επενδύσει σε αυτό.

Η μέση απόδοση ενός αξιογράφου δίνεται από τη σχέση:

$$R_t = \frac{R_1 + R_2 + R_3 + \dots + R_t}{t} \quad (2.4.)$$

Η μέση αναμενόμενη απόδοση συμβολίζεται με $E(R_t)$ και δηλώνει το πιο πιθανό κέρδος, δηλαδή την απόδοση που έχει τη μεγαλύτερη πιθανότητα να συμβεί.

Επεκτείνοντας τα παραπάνω σε ένα χαρτοφυλάκιο αξιογράφων η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου ορίζεται ως ο σταθμισμένος μέσος όρος των αποδόσεων των αξιογράφων του χαρτοφυλακίου με σταθμά τα ποσοστά επένδυσης στα αξιόγραφα του.

Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου ορίζεται ως εξής:

$$E(R_P) = \sum_{i=1}^N x_i E(R_i) \quad (2.5.)$$

όπου:

$E(R_P)$: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

$E(R_i)$: η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i

N : το σύνολο των αξιογράφων του χαρτοφυλακίου

x : το ποσοστό επένδυσης κεφαλαίων στο αξιόγραφο i

Το γινόμενο $x_i E(R_i)$ αποτελεί τη συνεισφορά του αξιογράφου i στην απόδοση του χαρτοφυλακίου. Κατά τη δημιουργία ή και κατά την επαναξιολόγηση του χαρτοφυλακίου του ένας ορθολογικός επενδυτής επιλέγει αξιόγραφα με μεγάλη συνεισφορά στην απόδοση του χαρτοφυλακίου του.

2.3 Κίνδυνος

Ο κίνδυνος είναι η αβεβαιότητα που υπάρχει η πραγματική απόδοση μίας επένδυσης να απέχει από την αναμενόμενη απόδοση. Όσο μεγαλύτερη είναι η απόκλιση αυτή τόσο μεγαλύτερος είναι και ο κίνδυνος.

Οι αποδόσεις ενός αξιογράφου είναι αβέβαιες καθώς η μελλοντική τιμή τους και το μελλοντικό πιθανό μέρος που μπορεί να διανεμήσουν είναι άγνωστα στο παρόν. Προκειμένου να προσεγγιστεί η απόδοση μίας μετοχής χρησιμοποιείται μία κατανομή πιθανοτήτων. Η μεταβλητότητα των αποδόσεων της κατανομής γύρω από τη μέση απόδοση περιλαμβάνει κίνδυνο.

Για τη μέτρηση του κινδύνου χρησιμοποιούνται κυρίως η διασπορά και η τυπική απόκλιση. Η διασπορά ορίζεται ως εξής:

$$\sigma^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (E(R_{it}) - R_i) \quad (2.6)$$

όπου:

σ^2 : η διασπορά των αποδόσεων του αξιογράφου

N: ο αριθμός των παρατηρήσεων

R_i : η απόδοση του αξιογράφου i

$E(R_{it})$: η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i για τη χρονική περίοδο t

Η τυπική απόκλιση δίνεται από τον τύπο:

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (E(R_{it}) - R_i)} \quad (2.7)$$

Η τυπική απόκλιση προτιμάται γιατί εκφράζεται στις ίδιες μονάδες με τις παρατηρήσεις.

Ο μη συστηματικός ή διαφοροποιήσιμος κίνδυνος ονομάζεται ο κίνδυνος που προέρχεται από παράγοντες που αφορούν την ίδια την εταιρεία. Αντίθετα ο συστηματικός κίνδυνος ή διαφοροποιήσιμος κίνδυνος είναι ο κίνδυνος ο οποίος οφείλεται σε ευρύτερους παράγοντες της αγοράς και του γενικότερου μακροοικονομικού περιβάλλοντος.

Ο συνολικός κίνδυνος ενός χρεογράφου προκύπτει από τη σύνθεση των δύο παραπάνω κινδύνων.

Στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου ο επενδυτής ενδιαφέρεται για τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Συνεπώς τον ενδιαφέρει η συνεισφορά της κάθε μετοχής στο κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.

Ως εκ τούτου τον ενδιαφέρει ο συντελεστής βήτα του κάθε χρεογράφου καθώς ο τελευταίος αποτελεί μέτρο της συνεισφοράς του χρεογράφου στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.

2.4 Αποδοτικά χαρτοφυλάκια

Αποδοτικό καλείται ένα χαρτοφυλάκιο όταν συγχρόνως έχει ελάχιστο κίνδυνο και μέγιστη απόδοση. Η θεωρία του Markowitz δίνει ιδιαίτερη έμφαση στη διαφοροποίηση. Ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο, για παράδειγμα ένας γενικός δείκτης, έχει μειωμένο κίνδυνο αλλά όχι και ελάχιστο.

Οι σύγχρονες έρευνες έχουν δείξει ότι ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο θα πρέπει να περιλαμβάνει 25 έως 30 μετοχές από διαφορετικούς κλάδους του χρηματιστηρίου προκειμένου να ελαχιστοποιηθούν οι αρνητικές συνέπειες στην περίπτωση της ύφεσης σε κάποιον από τους κλάδους της οικονομίας. Συνεπώς ο στόχος του επενδυτή στη σύνθεση του χαρτοφυλακίου είναι η διατήρηση της απόδοσης και η μείωση του κινδύνου μέσω της επιλογής του κατάλληλου συνδυασμού αξιογράφων.

Προκειμένου να υπολογιστούν τα σταθμά που ορίζουν ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο θα πρέπει να ελαχιστοποιηθεί ή διακύμανση του χαρτοφυλακίου με δεδομένη την απόδοση. Το πρόβλημα που προκύπτει κατά τη διαδικασία αυτή είναι η χρήση ιστορικών δεδομένων. Με βάση πληθώρα συγχρόνων ερευνών οι διακυμάνσεις και οι συνδιακυμάνσεις δεν είναι διαχρονικά σταθερές. Άρα από τη διαδικασία επίλυσης που περιγράφηκε δεν προκύπτουν τα ιδανικά σταθμά.

2.5 Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα

Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα αποτελεί ένα υπόδειγμα παραγωγής αποδόσεων, του οποίου βασική υπόθεση είναι ότι οι αποδόσεις παράγονται από μία συνάρτηση της μορφής:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_M + e_i \quad (2.8)$$

όπου

R_i : η απόδοση της μετοχής i

R_M : η απόδοση ενός χρηματιστηριακού δείκτη, απόδοση της αγοράς

α : η μη συστηματική αναμενόμενη απόδοση ή η απόδοση του χαρτοφυλακίου όταν η απόδοση της αγοράς είναι μηδενική

και β : ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής

e_i : το σφάλμα

Αν εντάξουμε στο υπόδειγμα και το χρόνο ώστε να μπορούμε να εντάξουμε στο υπόδειγμα και ιστορικές αποδόσεις καταλήγουμε στην παρακάτω πρακτικότερη μορφή του υποδείγματος:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + e_{it} \quad (2.9)$$

όπου:

R_{it} : η απόδοση της μετοχής i τη χρονική περίοδο $(t-1, t)$

R_{Mt} : η απόδοση ενός χρηματιστηριακού δείκτη, απόδοση της αγοράς χρονική περίοδο $(t-1, t)$

α : η μη συστηματική αναμενόμενη απόδοση ή η απόδοση του χαρτοφυλακίου όταν η απόδοση της αγοράς είναι μηδενική

και β : ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής

e_{it} : το σφάλμα

Το υπόδειγμα αυτό παρουσιάστηκε το 1963 από τον William F. Sharpe. Το υπόδειγμα καλείται μονοπαραγοντικό διότι οι αποδόσεις παράγονται από ένα και μοναδικό παράγοντα το R_M . Υπάρχει δηλαδή γραμμική σχέση μεταξύ αποδόσεων και τη απόδοσης του δείκτη. Ο δείκτης αυτός πρέπει να είναι ευρέως αποδεκτός και να απεικονίζει αποτελεσματικά ολόκληρη την αγορά. Συνήθως είναι ο γενικός χρηματιστηριακός δείκτης.

Όσον αφορά το σφάλμα, αυτό προστίθεται προκειμένου η παραγωγή των αποδόσεων με βάση το υπόδειγμα να γίνεται με τρόπο όχι τέλειο, ώστε να ανταποκρίνεται με την πραγματικότητα. Αν το σφάλμα δεν είχε περιληφθεί στο μοντέλο, τότε όλες οι αποδόσεις θα παράγονταν γραμμικά και σχεδόν τέλεια, κάτι που δεν ισχύει στην πράξη.

Επιπλέον υποθέσεις του υποδείγματος είναι οι εξής:

- η συνδιακύμανση της απόδοσης του δείκτη και του σφάλματος είναι ίση με το μηδέν
- η αναμενόμενη απόδοση του σφάλματος είναι επίσης ίση με το μηδέν

Όπως προκύπτει από την παραπάνω σχέση με βάση το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα η απόδοση μιας μετοχής μπορεί να διαιρεθεί στα εξής δύο μέρη:

- στη συστηματική απόδοση (βiRM), η οποία οφείλεται στην αγορά
- στη μη συστηματική απόδοση ($a_i + e_i$), οποία οφείλεται στην ίδια την εταιρεία.

Όσον αφορά τις δύο σταθερές, ο συντελεστής α αποτελεί πέρα από την απόδοση του χαρτοφυλακίου σε περίπτωση μηδενικής απόδοσης τη αγοράς. Ο συντελεστής β αποτελεί συντελεστή ευαισθησίας, ο οποίος απεικονίζει το τμήμα της μεταβλητότητας μία μετοχής που οφείλεται στη μεταβλητότητας της απόδοσης του χρηματιστηριακού δείκτη. Όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του β τόσο περισσότερο η μεταβλητότητα των αποδόσεων του δείκτη επηρεάζει και την μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών. Όσον αφορά το πρόσημο του συντελεστή αυτό συνήθως είναι θετικό καθώς οι παράγοντες που επηρεάζουν την αγορά και κάθε επιχείρηση είναι ως επί το πλείστον κοινοί.

Με τη χρήση του μονοπαραγοντικού υποδείγματος μπορεί να υπολογιστεί γ αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής και ο κίνδυνος. Όσον αφορά την αναμενόμενη απόδοση, αυτή δίνεται από τη σχέση:

$$E(R_{it}) = E(\alpha_i + \beta_i R_{Mt} + e_{it}) = \alpha_i + \beta_i E(R_{Mt}) \quad (2.10)$$

όπου

R_{it} : η απόδοση της μετοχής i τη χρονική περίοδο $(t-1, t)$

R_{Mt} : η απόδοση ενός χρηματιστηριακού δείκτη, απόδοση της αγοράς χρονική περίοδο $(t-1, t)$

$E(R_{it})$: η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i τη χρονική περίοδο $(t-1, t)$

$E(R_{Mt})$: η αναμενόμενη απόδοση ενός χρηματιστηριακού δείκτη, απόδοση της αγοράς χρονική περίοδο $(t-1, t)$

R_{Mt} : η απόδοση ενός χρηματιστηριακού δείκτη, απόδοση της αγοράς χρονική περίοδο $(t-1, t)$

α : η μη συστηματική αναμενόμενη απόδοση ή η απόδοση του χαρτοφυλακίου όταν η απόδοση της αγοράς είναι μηδενική

και β : ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής

e_{it} : το σφάλμα

Όπως και η απόδοση έτσι και η αναμενόμενη απόδοση μπορεί να διαιρεθεί σε δύο τμήματα:

- τη μη συστηματική αναμενόμενη απόδοση (α_{it}) και
- τη συστηματική αναμενόμενη απόδοση ($\beta_i E R_{Mt}$)

Όσον αφορά τον κίνδυνο, αυτός ισούται με:

$$\begin{aligned} \sigma^2(R_{it}) &= \sigma^2(\alpha_i + \beta_i R_{Mt} + e_{it}) = \\ &= \beta_i^2 \sigma^2(R_{Mt}) + \sigma^2(e_i) \end{aligned} \quad (2.11)$$

R_{it} : η απόδοση της μετοχής i τη χρονική περίοδο $(t-1, t)$

R_{Mt} : η απόδοση ενός χρηματιστηριακού δείκτη, απόδοση της αγοράς χρονική περίοδο $(t-1, t)$

$\sigma^2(R_{it})$: η διασπορά ή διακύμανση της απόδοσης της μετοχής i τη χρονική περίοδο $(t-1, t)$

α : η μη συστηματική αναμενόμενη απόδοση ή η απόδοση του χαρτοφυλακίου όταν η απόδοση της αγοράς είναι μηδενική

και β : ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής

e_{it} : το σφάλμα και

$\sigma^2(e_{it})$: η διακύμανση του σφάλματος

Και ο κίνδυνος διαιρείται σε δύο συνιστώσες:

- το μη συστηματικό κίνδυνο $\sigma^2(e_{it})$, ο οποίος οφείλεται στη μεταβλητότητα του σφάλματος και
- το συστηματικό κίνδυνο ($\beta_i^2 \sigma^2 R_M t$), ο οποίος οφείλεται στη μεταβλητότητα της αγοράς και το β_i
-

Το β_i εκφράζει τον κίνδυνο της μετοχής i μέσα στο δείκτη M ως προς το συνολικό κίνδυνο του δείκτη και αποτελεί ένα σχετικό μέτρο κινδύνου. Μετοχές που έχουν β μικρότερο της μονάδας καλούνται αμυντικές, ενώ αυτές που έχουν μεγαλύτερο επιθετικές. Ο υπολογισμός του β γίνεται ως εξής:

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(R_i, R_M)}{\sigma^2_M} \quad (2.12)$$

όπου:

$\text{Cov}(R_i, R_M)$: η συνδιακύμανση της απόδοσης της μετοχής I και της απόδοσης του δείκτη M και

σ^2_M : η διακύμανση του δείκτη M

Αν στις δύο υποθέσεις του μονοπαραγοντικού υποδείγματος προστεθούν και οι εξής δύο:

- η διακύμανση του σφάλματος να είναι διαχρονικά σταθερή (υπόθεση ομοσκεδαστικότητας)
- η συνδιακύμανση του σφάλματος τη χρονική στιγμή t και του σφάλματος την αμέσως προηγούμενη χρονική στιγμή $(t-1)$ να είναι ίση με το μηδέν (υπόθεση αυτοσυσχέτισης)

τότε το υπόδειγμα μετατρέπεται σε ένα μοντέλο απλής γραμμικής παλινδρόμησης, επιτρέποντας έτσι τον υπολογισμό του β με τη χρήση της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων.

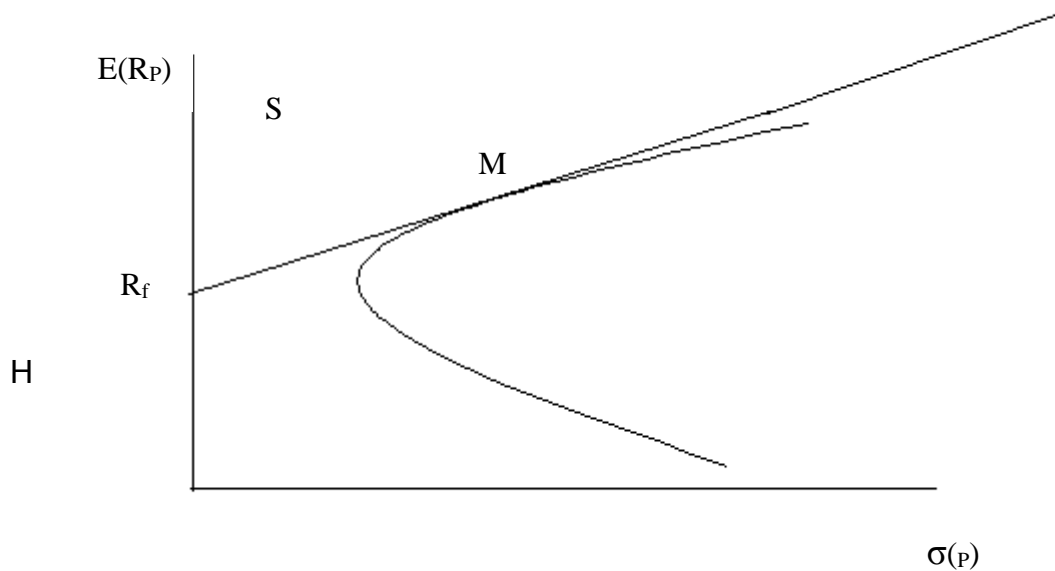
2.6 Θεωρία της κεφαλαιαγοράς

Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς αποτελεί μία επέκταση της θεωρίας του Markowitz, η οποία αναπτύχθηκε από τις ξεχωριστές προσπάθειες των William F. Sharpe, John Lintner και Jan Mossin. Η θεωρία αυτή χρησιμοποιεί εκτός από τις μετοχές και ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου. Με βάση τη θεωρία αυτή οι επενδυτές ακολουθούν τη θεωρία του Markowitz και συνεπώς υπολογίζουν το αποδοτικό τους σύνολο, το οποίο είναι κοινό για όλους μιας και στα πλαίσια της θεωρίας αυτής υπάρχει ένας επενδυτικός ορίζοντας. Αναλυτικά οι υποθέσεις της θεωρίας κεφαλαιαγοράς είναι οι εξής:

- οι επενδυτές υιοθετούν τη θεωρία του Markowitz
- υπάρχει ένας μόνο επενδυτικός ορίζοντας
- υπάρχει ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου, από το οποίο μπορούν οι επενδυτές να δανείσουν χρήματα ή να δανειστούν από αυτό
- η αγορά είναι τέλεια, άρα δεν υπάρχουν φόροι ούτε πληθωρισμός, οι πληροφορίες δεν κοστίζουν και επιτρέπεται η αγορά και η πώληση οποιουδήποτε αριθμού μετοχών. Επίσης δεν υφίσταται μεμονωμένος επενδυτής που να έχει τη δυνατότητα να επηρεάζει τις τιμές των μετοχών.

Με βάση τη θεωρία της κεφαλαιαγοράς συνδυάζεται το περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου με ένα χαρτοφυλάκιο του αποδοτικού συνόλου. Η γραμμή που ενώνει τα δύο αυτά στοιχεία, και η οποία εφάπτεται στο αποδοτικό σύνολο, ονομάζεται γραμμή της κεφαλαιαγοράς και αποτελεί το νέο αποδοτικό σύνολο.

Διάγραμμα 2.1 : Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς



εξίσωση της γραμμής κεφαλαιαγοράς, η οποία ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια, είναι η εξής:

$$E(r_s) = r_f + \frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M} \sigma_s \quad (2.13)$$

όπου:

$E(r_s)$: η αναμενόμενη απόδοση ενός σημείου S της γραμμής κεφαλαιαγοράς, το οποίο διαφέρει από το σημείο επαφής της ευθείας με το αποδοτικό σύνορο

$E(R_M)$: η αναμενόμενη απόδοση του σημείου τομής της γραμμής κεφαλαιαγοράς με το αποδοτικό σύνορο

r_f : η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου f

σ_s : η τυπική απόκλιση του σημείου S και

σ_M : η τυπική απόκλιση του σημείου τομής της γραμμής κεφαλαιαγοράς με το αποδοτικό σύνορο

2. 7 Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ ή Capital Asset Pricing Model ή CAPM), που αναπτύχθηκε από τον William F. Sharpe το 1964, αποτελεί μία θετική και γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου. Έχει εφαρμογή για μετοχές και χαρτοφυλάκια αποδοτικά και μη. Η αλγεβρική απεικόνιση του υποδείγματος είναι η εξής:

$$E(R_i) = r_f + (E(R_M) - R_f)\beta_i \quad (2.14)$$

όπου:

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

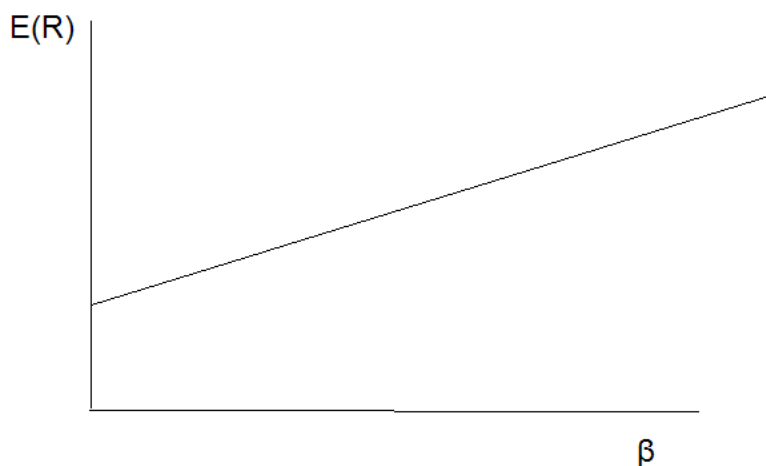
r_f : η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου f

$E(R_M)$: η αναμενόμενη απόδοση του σημείου τομής της γραμμής κεφαλαιαγοράς με το αποδοτικό σύνορο και

β_i : ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου

Η εξίσωση αυτή ονομάζεται και γραμμή χρεογράφων (Security Market Line ή SML).

Διάγραμμα 2.2 : Η γραμμή χρεογράφων



2. 8 Αριθμοδείκτες

Στη συνέχεια περιγράφονται μερικοί χρήσιμοι αριθμοδείκτες.

Χρηματιστηριακή αξία

Προκύπτει ως το γινόμενο της τιμής της μετοχής μιας εταιρείας επί τον αριθμό των κοινών μετοχών της. Πρακτικά δείχνει πόσα χρήματα θα συγκεντρωθούν αν πωληθεί το σύνολο των μετοχών της εταιρείας. Μετράει δηλαδή το μέγεθος της εταιρείας.

Κέρδη ανά μετοχή

Ισούται με το λόγο των κερδών της χρήσης μια εταιρείας προς το συνολικό αριθμό των μετοχών της. Το Διεθνές Λογιστικό Πρότυπο 33 αναφέρεται ειδικά στον αριθμοδείκτη αυτό.

Μέρισμα ανά μετοχή

Αποτελεί το λόγο των κερδών της χρήσεως μίας εταιρείας προς το συνολικό αριθμό των μετοχών της.

Μερισματική απόδοση

Προσδιορίζεται ως το πηλίκο του Μερίσματος ανά μετοχή προς την τιμή της μετοχής. Μεταξύ δύο όμοιων καθ' όλα εταιρειών ένας επενδυτής θα επέλεγε αυτή με τη μεγαλύτερη μερισματική απόδοση.

Πολλαπλασιαστής κερδών (P/E)

Ο πολλαπλασιαστής κερδών είναι ίσος με το λόγο της τιμής μίας μετοχής προς τα κέρδη ανά μετοχή. Απεικονίζει πόσες φορές τα τρέχοντα κέρδη ανά μετοχή αξίζει η μετοχή ή εναλλακτικά σε πόσα χρόνια θα πάρει ένας επενδυτής πίσω τα χρήματα που επένδυσε. Αποτελεί ένα δημοφιλή αριθμοδείκτη με τακτική παρουσία στις αναλύσεις μετοχών. Μεταξύ δύο εταιρειών όμοιων κατά τα άλλα ένας επενδυτής θα επιλέξει τη μετοχή με το μικρότερο πολλαπλασιαστή. Ο συγκεκριμένος αριθμοδείκτης δεν υπολογίζεται αν η επιχείρηση καταγράφει ζημίες καθώς δεν έχει νόημα.

Τιμή προς λογιστική αξία

Προκύπτει ως το πηλίκο της τιμής μίας μετοχής προς τη λογιστική της αξία. Η λογιστική αξία μίας μετοχής υπολογίζεται ως ο λόγος των συνολικό ιδίων κεφαλαίων της εταιρείας προς το συνολικό αριθμό των μετοχών της. Όσο μικρότερος είναι ο δείκτης τόσο ελκυστικότερη είναι η μετοχή για τους επενδυτές. Όταν ο δείκτης ισούται με τη μονάδα ο αγοραστής ουσιαστικά προβαίνει στην αγορά μόνο των περιουσιακών στοιχείων της εταιρείας. Όταν είναι μεγαλύτερος της μονάδας ο επενδυτής καταβάλλει ένα επιπλέον τίμημα για τα άυλα περιουσιακά στοιχεία της επιχείρησης. Σε περίπτωση που είναι μικρότερος της μονάδας, ο αγοραστής αγοράζει τα περιουσιακά στοιχεία της εταιρείας σε τιμή μικρότερη από την τιμή κτήσης τους. Μία κανονική τιμή του δείκτη είναι μεταξύ 2 και 3.

Κεφάλαιο 3

Ανασκόπηση παρεμφερών μελετών

3.1 Περιληπτική ανασκόπηση παρεμφερών μελετών

Στο παρόν τμήμα της εργασίας επιχειρείται μία ανασκόπηση παρεμφερών μελετών που πραγματοποιήθηκαν κατά το παρελθόν και η θεματολογία τους καθώς και η μεθοδολογία τους προσεγγίζει την παρούσα μελέτη. Συγκεκριμένα γίνεται αναλυτική περιγραφή των δεδομένων, της μεθοδολογίας και των ευρημάτων 22 μελετών που δημοσιεύτηκαν τα τελευταία σαράντα χρόνια. Ακολουθεί μία συνοπτική σύγκριση των μελετών εστιάζοντας στα κοινά στοιχεία αλλά και στις διαφορές στους στόχους που τέθηκαν από τους ερευνητές, στη μεθοδολογία που ακολούθησαν και κυρίως στα συμπεράσματα στα οποία οδηγήθηκαν.

Μία από τις παλαιότερες ερευνητικές προσπάθειες που διερεύνησαν τη σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών ήταν η εργασία με τίτλο «The effects of dividend yield and dividend policy on common stock prices and returns», δημοσιεύτηκε το 1974 στο περιοδικό *Journal of Financial Economics*. Συγγραφείς της ήταν ο αμερικανός οικονομολόγος Fischer Black και ο канаδοαμερικανός νομπελίστας οικονομολόγος Myron Scholes.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήσαν αποτελούνταν από μηνιαία στοιχεία για αποδόσεις, μερίσματα και αποδόσεις όλων των μετοχών του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE) για την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1926 έως και το Μάρτιο του 1966.

Οι μετοχές χωρίστηκαν σε 25 χαρτοφυλάκια. Η σύνθεση των χαρτοφυλακίων δεν ήταν σταθερή αλλά μεταβαλλόταν κάθε χρόνο. Ο διαχωρισμός των χαρτοφυλακίων πραγματοποιήθηκε ως εξής. Υπολογίστηκαν καταρχάς τα βήτα όλων των μετοχών με βάση τα δεδομένα πέντε ετών. Στη συνέχεια υπολογίστηκε ο δείκτης μερισματικής απόδοσης. Για τον υπολογισμό του χρησιμοποιήθηκαν οι τιμές και τα μερίσματα του τελευταίου έτους της κάθε πενταετίας.

Μετά τους υπολογισμούς οι μετοχές ταξινομήθηκαν με βάση τη μερισματική τους απόδοση από τη χαμηλότερη στη μεγαλύτερη. Με βάση αυτή την ταξινόμηση σχηματίστηκαν πέντε χαρτοφυλάκια μετοχών. Οι μετοχές σε κάθε ένα από τα πέντε

χαρτοφυλάκια ταξινομήθηκαν με βάση το βήτα τους και πάλι από το μικρότερο στο μεγαλύτερο. Με βάση την ταξινόμηση αυτή κάθε ένα από τα πέντε χαρτοφυλάκια χωρίστηκε σε πέντε μικρότερα. Έτσι προέκυψαν τα 5 χαρτοφυλάκια.

Στη συνέχεια επενδύθηκε ένα ποσό σε κάθε μετοχή καθενός από τα 25 χαρτοφυλάκια. Η διαδικασία ξεκίνησε για τον έκτο χρόνο. Το ποσό αυτό ήταν το ίδιο για όλα τα αξιόγραφα και επανεξεταζόταν κάθε μήνα. Επίσης αν κάποια μετοχή είχε αποχωρήσει από το χρηματιστήριο εκείνη τη χρονιά, αφαιρούνταν από το χαρτοφυλάκιο στο οποίο είχε ενταχθεί.

Στο τέλος κάθε χρονιάς αφαιρούνταν τα δεδομένα του πρώτου χρόνου και λαμβάνονταν υπόψη αυτά του έκτου. Επαναλαμβάνονταν και πάλι η ίδια διαδικασία αξιολόγησης και ταξινόμησης για δεδομένα πέντε ετών και προέκυπταν 25 νέα αναθεωρημένα χαρτοφυλάκια. Μέσω αυτής της διαδικασίας οι Black και Scholes επιχείρησαν να διατηρήσουν τα χαρακτηριστικά των χαρτοφυλακίων σταθερά παρόλο που τα χαρακτηριστικά κάθε μεμονωμένης μετοχής μεταβάλλονταν συνεχώς κατά το πέρασμα του χρόνου.

Το επόμενο βήμα της διαδικασίας που ακολούθησαν ήταν να υπολογιστούν η διακύμανση, ο συντελεστής βήτα και η μερισματική απόδοση κάθε χαρτοφυλακίου. Η διαδικασία επαναλήφθηκε για κάθε αναθεώρηση των χαρτοφυλακίων για τα επόμενα τριάντα πέντε έτη.

Με βάση τους υπολογισμούς αυτούς και με βάση εξισώσεις που δημιούργησαν επιλέγηκαν οι κατάλληλοι συντελεστές στάθμισης για κάθε ένα χαρτοφυλάκιο και τελικά δημιουργήθηκε ένα σταθμισμένο χαρτοφυλάκιο. Τα σταθμά των χαρτοφυλακίων έτειναν να είναι θετικά για χαρτοφυλάκια υψηλής μερισματικής απόδοσης και μηδενικά για χαρτοφυλάκια μικρής μερισματικής απόδοσης.

Από τα δεδομένα της παλινδρόμησης προέκυπτε ότι με κρατημένη σταθερή η μερισματική απόδοση, ο συντελεστής α της παλινδρόμησης φαινόταν να εξαρτάται από το συντελεστή β . Ωστόσο όταν ο συντελεστής β παρέμενε σταθερός, τότε ούτε η απόδοση, ούτε ο συντελεστής α φαινόταν να επηρεάζονται από τη μερισματική απόδοση.

Οι ερευνητές απέτυχαν να αποδείξουν ότι η μερισματική πολιτική επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών. Προκειμένου να εξεταστεί περαιτέρω αυτή η διαπίστωση συλλέχθηκαν νέα δεδομένα για 1050 μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Συγκεκριμένα αντλήθηκαν στοιχεία για ετήσια κέρδη και μερίσματα από τα αρχεία Compustat για την περίοδο 1950 έως 1970 και μηνιαίες αποδόσεις από το Πανεπιστήμιο του Σικάγο και την ISL για την περίοδο από το 1946 έως το 1970.

Ακολουθώντας την ίδια μεθοδολογία κατασκευάστηκαν 25 χαρτοφυλάκια με συνεχείς ετήσιες αναθεωρήσεις για την περίοδο 1951 έως 1970. Υπολογίστηκαν ο μέσος αριθμοδείκτης διανομής (payout ratio) για κάθε χαρτοφυλάκιο και στη συνέχεια οι μέσοι αριθμοδείκτες διανομής και οι μέσες μερισματικές αποδόσεις ξεχωριστά για κάθε κλάση μερισματικής απόδοσης. Από τα ευρήματα της διαδικασίας αυτής προέκυψε ότι τα χαρτοφυλάκια με υψηλές μερισματικές αποδόσεις έχουν πράγματι μεγαλύτερα ποσοστά διανομής κερδών.

Στα πλαίσια της μελέτης τους οι δύο ερευνητές ασχολήθηκαν και με το ζήτημα της φορολογίας. Υποστήριξαν ότι ένας επενδυτής που απαλλάσσεται από τη φορολογία πιθανότατα θα αγνοούσε τα μερίσματα κατά την προσπάθειά του να μεγιστοποιήσει την απόδοσή του για δεδομένο ποσό κινδύνου. Καταρχάς εφόσον δεν κατάφεραν να αποδείξουν σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και μερισμάτων, αν ο επενδυτής επέλεγε να αυξήσει τη μέση μερισματική απόδοση του χαρτοφυλακίου, θα μπορούσε να οδηγηθεί σε αύξηση της απόδοσης του, αλλά θα μπορούσε να οδηγηθεί και σε μείωση. Με την ίδια λογική θα μπορούσε να καταλήξει σε ένα μη καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο.

Το βασικό συμπέρασμα από τη συγκεκριμένη προσπάθεια των Black και Scholes είναι ότι δεν κατόρθωσαν να αποδείξουν στατιστική σχέση μεταξύ αποδόσεων των μετοχών και μερισματικής απόδοσης.

Στην παραπάνω προσπάθεια των Black and Scholes (1974), αλλά και σε αυτή των Friend and Puckett (1964), βασίστηκε ο Marshall Blume (1980) στη μελέτη του με τίτλο Stock Returns and Dividend Yields: Some More Evidence.

Ο Blume ξεκίνησε από το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM), σύμφωνα με το οποίο οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών έχουν γραμμική σχέση με το συντελεστή β του χαρτοφυλακίου. Σε αυτό προσέθεσε μία ακόμη μεταβλητή, τη μερισματική απόδοση. Κατά την επεξεργασία των δεδομένων δημιούργησε διανύσματα μεταβλητών για κάθε μία από τις τρεις αυτές μεταβλητές. Έθεσε επίσης την αρχική μηδενική υπόθεση ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών είναι ανεξάρτητες από τις προσδοκώμενες μερισματικές αποδόσεις.

Για τη μελέτη του ο Blume χρησιμοποίησε τριμηνιαίες αποδόσεις μετοχών του δείκτη NYSE του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Τα δεδομένα του κάλυπταν την περίοδο 1926 έως και 1976. Η επιλογή τριμηνιαίων αποδόσεων, αν και υπήρχε πρόσβαση και σε μηνιαία δεδομένα, οφείλονταν στο γεγονός ότι οι περισσότερες μετοχές που πλήρωναν μέρισμα το έκαναν σε τριμηνιαία βάση. Με αυτό τον τρόπο οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις που θα διεξήγαγε στη συνέχεια, θα διαφυλάσσονταν από τυχόν φορολογικές επιρροές.

Η πρώτη διαστρωματική παλινδρόμηση υπολογίστηκε για το πρώτο ημερολογιακό τρίμηνο των δεδομένων. Με τη χρήση των τριμηνιαίων δεδομένων έγινε εκτίμηση τόσο του βήτα του χαρτοφυλακίου όσο και των μερισματικών αποδόσεων. Η διαδικασία αυτή επαναλήφθηκε για όλα τα τρίμηνα της περιόδου.

Προκειμένου να ελαττωθεί η επιρροή της μη στασιμότητας των εκτιμήσεων καθώς και του μεγέθους των σφαλμάτων στους υπολογισμούς, τα χρεόγραφα χωρίστηκαν σε ομάδες με βάση τους συντελεστές βήτα, που είχαν εκτιμηθεί. Οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις για κάθε τρίμηνο πραγματοποιήθηκαν με τη χρήση των μέσων όρων των αποδόσεων, των βήτα και των μερισματικών αποδόσεων κάθε ομάδας.

Τα ταξινομημένα χρεόγραφα χωρίστηκαν στη συνέχεια σε πέντε ομάδες ανάλογα με το βήτα που είχε εκτιμηθεί για το καθένα. Στην επόμενη φάση κάθε ομάδα διαχωρίστηκε σε πέντε υποομάδες με βάση τις εκτιμηθείσες μερισματικές αποδόσεις κάθε χρεογράφου. Η διαδικασία επαναλήφθηκε για κάθε τρίμηνο μέχρι και το 1976. Στη συνέχεια ο χωρισμός σε ομάδες και υποομάδες επαναλήφθηκε. Αυτή τη φορά όμως η αρχική ταξινόμηση έγινε με βάση τις μερισματικές αποδόσεις και στη συνέχεια πραγματοποιήθηκε χωρισμός τους σε υποομάδες με βάση τα βήτα.

Μετά την πραγματοποίηση όλων των διαστρωματικών παλινδρομήσεων ο Blume κατέληξε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει μία θετική σημαντική σχέση μεταξύ των τριμηνιαίων αποδόσεων και των μερισματικών αποδόσεων αλλά και μεταξύ των τριμηνιαίων αποδόσεων και των βήτα. Η διαπίστωση αυτή ίσχυε ανεξαρτήτως της μεθόδου οργάνωσης των ομάδων χρεογράφων.

Προκειμένου να γίνει σύγκριση με παλαιότερες ερευνητικές προσπάθειες πραγματοποιήθηκαν και νέες διαστρωματικές παλινδρομήσεις με μοναδική ανεξάρτητη μεταβλητή τη μερισματική απόδοση και άλλες με μοναδική ανεξάρτητη μεταβλητή το βήτα. Από αυτό ο Blume οδηγήθηκε στο συμπέρασμα ότι πιθανόν να υπήρχε μία μη γραμμική διαφορά μεταξύ των μετοχών που διένειμαν μέρισμα και αυτών που διένειμαν. Για να εξετάσει την πιθανότητα αυτή έτρεξε ξανά τις παλινδρομήσεις έχοντας εισάγει σε αυτές μία ψευδομεταβλητή, η τιμή της οποίας ήταν το ποσοστό των μεταβλητών που αναμενόταν να διανείμουν μέρισμα.

Μετά και την εισαγωγή της ψευδομεταβλητής η επίδραση της μερισματικής απόδοσης αποδείχτηκε περισσότερο σημαντική. Για την περίοδο 1947 έως και το 1976 συγκεκριμένα προέκυψε ότι οι μέσες τριμηνιαίες αποδόσεις των μετοχών που δε διένειμαν μέρισμα ήταν μεγαλύτερες από τις αντίστοιχες αποδόσεις εκείνων που διένειμαν.

Ο Blume επιχείρησε να εξηγήσει το τελευταίο του συμπέρασμα, αρχικά μελετώντας την επιρροή των φόρων. Δεν προέκυψε ωστόσο εξήγηση που να συνάδει με τα ευρήματα του. Σε επόμενη φάση επιχείρησε να ερμηνεύσει το ίδιο συμπέρασμα με βάση τις προσδοκίες των καταναλωτών. Συγκεκριμένα διατύπωσε την άποψη ότι οι προσδοκίες των επενδυτών αναφορικά με τα επίπεδα κινδύνου των μελλοντικών μερισμάτων δεν αποδίδουν κατάλληλα τα πραγματικά επίπεδα κινδύνου.

Ο Blume ανακάλυψε μία πολυπλοκότερη σχέση μεταξύ μερισματικών αποδόσεων και αποδόσεων μετοχών σε σχέση με τις έρευνες που είχαν ήδη πραγματοποιηθεί. Από τη μελέτη του προέκυψε ότι οι αποδόσεις των μετοχών αυξάνονταν μονοτονικά σε σχέση με τις αναμενόμενες μερισματικές αποδόσεις. Όσον αφορά τις αποδόσεις μετοχών που διανέμουν μέρισμα και αυτών που δε διανέμουν, διαπιστώθηκε ότι

κατά την πρώτη δεκαετία των παρατηρήσεων, δηλαδή από το 1937 έως και το 1946, οι συνολικές αποδόσεις των μετοχών που δε διένειμαν μέρισμα ήταν κατά μέσο όρο μεγαλύτερες από αυτές των μετοχών που διένειμαν μέρισμα. Για την υπόλοιπη περίοδο των τριάντα ετών παρατηρήσεων οι μέσες αποδόσεις και των δύο ειδών μετοχών ήταν σχεδόν ίδιες.

Αναφορικά με το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM), διατυπώνεται η άποψη ότι είναι εξαιρετικά περιοριστικό. Η προσθήκη της επιπλέον μεταβλητής της μερισματικής απόδοσης σε αυτό από τον Blume πιθανότατα υποκατέστησε μία σειρά μεταβλητών, οι οποίες απουσίαζαν από το μοντέλο. Η διερεύνηση της τελευταίας αυτής διαπίστωσης αποτελεί και την πρόταση του ερευνητή για περαιτέρω έρευνα.

Τη μεθοδολογία της παλινδρόμησης αλλά σε απλούστερη μορφή χρησιμοποίησαν και ο αμερικανός νομπελίστας οικονομολόγος και Eugene Fama και ο αμερικανός οικονομολόγος Kenneth French, στην εργασία που δημοσίευσαν το 1988 με τίτλο «Dividend Yield and Expected Stock Returns» στο περιοδικό *Journal of Financial Economics*.

Χρησιμοποίησαν δεδομένα για την περίοδο 1926 έως 1987 από χαρτοφυλάκια του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE). Επιλέγηκαν δύο ειδών χαρτοφυλάκια, χαρτοφυλάκια σταθμισμένα με βάση την αξία τους και ισοδύναμα σταθμισμένα χαρτοφυλάκια. Από αυτά χρησιμοποιήθηκαν οι συνεχώς ανατοκιζόμενες αποδόσεις για χρονικό διάστημα, μηνός, τριμήνου και για ένα έως τέσσερα έτη. Οι αποδόσεις μέχρι και το ένα έτος δεν επικαλύπτονται. Οι δείκτες μερισματικής απόδοσης υπολογίστηκαν τόσο για μετοχές που διένειμαν μέρισμα, όσο και για μετοχές που δε διένειμαν.

Η μεθοδολογία τους περιέλαβε απλές γραμμικές παλινδρομήσεις με εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις των μετοχών και ανεξάρτητη το δείκτη μερισματικής απόδοσης, και συγκεκριμένα τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Στα πλαίσια της μελέτης τους διαπίστωσαν ότι ο δείκτης μερισματικής απόδοσης δεν προέβλεπε ξεκάθαρα τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών καθώς στην προβλεπτική του ικανότητα συμπεριλαμβάνονταν και ο αναμενόμενος ρυθμός αύξησης των

μερισμάτων. Όσα τμήματα της παλινδρόμησης αφορούσαν την πρόβλεψη του ρυθμού αύξησης των μερισμάτων αποτελούσαν θόρυβο και δημιουργούσαν πρόβλημα στην πρόβλεψη των μετοχικών αποδόσεων. Ο θόρυβος αυτός εντοπιζόταν στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης.

Ένα επιπλέον ζήτημα που κλήθηκαν να αντιμετωπίσουν οι Fama και French αφορούσε το προεξοφλητικό επιτόκιο. Σε περίπτωση μη αναμενόμενων σημαντικών αλλαγών στις αποδόσεις, εξαιτίας του φαινομένου του προεξοφλητικού επιτοκίου δημιουργούνταν αρνητική συσχέτιση μεταξύ μη αναμενόμενων αποδόσεων και των συγκυριακών αλλαγών στις αποδόσεις, με αποτέλεσμα να δημιουργούνται συστηματικά λανθασμένες ανηφορικές κορυφές στις παλινδρομήσεις.

Ωστόσο οι σταυροειδείς συσχετίσεις μεταξύ αποδόσεων ενός έτους προέκυψαν ανεξάρτητες από τις αλλαγές των μερισμάτων σε χρονικό ορίζοντα μεγαλύτερο του έτους. Συνεπώς διαπιστώθηκε ότι οι τιμές των μετοχών δεν είχαν τη δυνατότητα να προβλέψουν αλλαγές στα μερίσματα για περισσότερο από ένα χρόνο. Συνεπώς στην πράξη δε θα προέκυπταν οι ανηφορικές κορυφές στις παλινδρομήσεις.

Από τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων προέκυψε ότι οι τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων της περιόδου 1927-1956 ήταν κατά 50% υψηλότερες από αυτές της περιόδου 1957-1986. Η απόκλιση αυτή οφείλεται κυρίως στην περίοδο 1927-1940.

Διαπιστώθηκε επίσης ότι οι αποκλίσεις στα μερίσματα ήταν μεγαλύτερες την αρχική περίοδο του δείγματος, ενώ στη συνέχεια περιορίστηκαν. Συγκεκριμένα ενώ αρχικά οι διακυμάνσεις των αποδόσεων και των μεταβολών στα μερίσματα σχεδόν ταυτίζονται, από το 1940 και μετά οι αποδόσεις εμφανίζουν μεταβλητότητα 2,4 φορές μεγαλύτερη από τα μερίσματα. Σύμφωνα με τους ερευνητές τα παραπάνω οφείλονταν στη συστηματικότερη μερισματική πολιτική που ακολουθήθηκε από τις εταιρείες.

Στο επόμενο βήμα της έρευνας επανέλαβαν τις παλινδρομήσεις χρησιμοποιώντας τη μέθοδο σταθμισμένων ελαχίστων τετραγώνων. Η μέθοδος εφαρμόστηκε τόσο για ονομαστικές όσο και για πραγματικές αποδόσεις. Τα συμπεράσματα που προέκυψαν ήταν παρόμοια και για τους δύο τύπους εξισώσεων.

Στα πλαίσια της εργασίας πραγματοποιήθηκαν και εκτός δείγματος προβλέψεις για την περίοδο 1967 έως 1986. Για τις προβλέψεις χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα των προηγούμενων τριάντα ετών. Για τη σύγκριση μεταξύ εντός και εκτός δείγματος προβλέψεων συγκρίνονται τα R^2 με τα μέσα τετράγωνα των σφαλμάτων. Από της σύγκριση δεν προέκυψαν ιδιαίτερες διαφορές. Επιβεβαιώθηκε ωστόσο σε μεγαλύτερο βαθμό ότι η αύξηση του χρονικού ορίζοντα των αποδόσεων αυξάνει σημαντικά την προβλεψιμότητα των παλινδρομήσεων.

Σε επόμενη φάση επαναφέρθηκε το θέμα του φαινομένου του προεξοφλητικού επιτοκίου, το οποίο προκαλούσε αρνητική σχέση μεταξύ αναμενόμενων σημαντικών αλλαγών στις αποδόσεις και συγκυριακών αποδόσεων. Συνεπώς μία αύξηση στις αναμενόμενες αποδόσεις θα προκαλούσε μείωση των τιμών. Διερευνώντας το θέμα αυτό κατάληξαν στο συμπέρασμα ότι η υψηλή προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων δε συνεπάγεται ότι υπάρχει περίπτωση οι αναμενόμενες πραγματικές αποδόσεις να είναι αρνητικές.

Αναφορικά με τα συμπεράσματα της εργασίας τους οι Fama και French διαπίστωσαν καταρχάς ότι στην περίπτωση μηνιαίων και τριμηνιαίων αποδόσεων η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη μερισματικής απόδοσης είναι της τάξης του 5%. Ωστόσο για χρονικό ορίζοντα μεγαλύτερο του έτους, η επεξηγηματική ικανότητα αυτή ξεπερνά το 25% για περιόδους από 2 έως 4 χρόνια. Αυτό εξηγήθηκε από την υψηλή θετική αυτοσυσχέτιση των αναμενόμενων αποδόσεων στις παλινδρομήσεις αποδόσεων μετοχών και δεικτών μερισματικής απόδοσης. Οδηγήθηκαν επίσης στο συμπέρασμα ότι χαμηλές μερισματικές αποδόσεις προβλέπουν χαμηλές ονομαστικές αποδόσεις αλλά όχι μείωση των τιμών.

Απλή γραμμική παλινδρόμηση χρησιμοποιήθηκε και στη μελέτη του A. David Wilkie με τίτλο «*Can Dividend Yields Predict Share Price Changes?*» δημοσιεύτηκε το 1993 στα πλαίσια των πρακτικών του 3^{ου} AFIR International Colloquium. Σε αυτή εξετάζεται η δυνατότητας των μερισματικών αποδόσεων ενός δείκτη τιμών μετοχών να προβλέψουν αλλαγές στις μελλοντικές τιμές του δείκτη.

Αντλήθηκαν δεδομένα από το Ηνωμένο Βασίλειο για μια περίοδο 826 μηνών και συγκεκριμένα για την περίοδο από το Δεκέμβριο του 1923 έως και το Σεπτέμβριο του 1992. Ειδικότερα τα δεδομένα μέχρι το 1962 προέρχονται κυρίως από τους δείκτες Actuaries Indices, ενώ τα υπόλοιπα από το δείκτη Financial Times-Actuaries All Share Index. Χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα για το τέλος κάθε μήνα. Επιπλέον χρησιμοποιήθηκε και ένας σωρευτικός δείκτης συνολικών αποδόσεων, ο οποίος περιελάμβανε το εισόδημα από μερίσματα προ φόρων και επανεπενδυμένο χωρίς έξοδα. Δημιουργήθηκαν ανάλογοι δείκτες με διαφορετικούς τρόπους και για διαφορετικές χρονικές περιόδους.

Στη συνέχεια ο Wilkie πραγματοποίησε παλινδρομήσεις με εξαρτημένη μεταβλητή τη λογαριθμική μεταβολή της τιμής του δείκτη μεταξύ δύο περιόδων και ως ανεξάρτητη τη μερισματική απόδοση. Ο μέσος του σφάλματος των παλινδρομήσεων θεωρήθηκε ίσος με το μηδέν. Μέσω μίας μεταβλητής οι παλινδρομήσεις χρησιμοποιήθηκαν για να προβλέψουν τις μεταβολές στις τιμές του δείκτη για τον επόμενο μήνα όταν η μεταβλητή έπαιρνε την τιμή 1, για το μεθεπόμενο μήνα όταν η μεταβλητή έπαιρνε την τιμή 2 και για όλους τους μήνες μέχρι το τέλος του δείγματος.

Μετά από σχετικούς ελέγχους που πραγματοποιήθηκαν αποδείχθηκε ότι η τιμή της μεταβλητής έπρεπε να τεθεί ίση με 120, θέτοντας το χρονικό ορίζοντα πρόβλεψης στα δέκα έτη. Συγκεκριμένα από την παλινδρόμηση μερισματικής απόδοσης και λογαριθμικών μεταβολών των τιμών του δείκτη για ένα μήνα, προέκυψε μία ήσσονος σημασίας μικρή θετική συσχέτιση μεταξύ των δύο μεταβλητών. Οι θετικές συσχετίσεις συνεχίζονται μέχρι και τους 80 μήνες. Ακολουθούνται από αρνητικές συσχετίσεις μέχρι και τους 111 μήνες. Από τους 112 μήνες και πάνω το πρόσημο της συσχέτισης ποικίλε για αυτό και επιλέχθηκαν οι 120 μήνες.

Τέθηκε επίσης το ερώτημα αν ο αριθμός των παρατηρήσεων επηρέαζε τα αποτελέσματα. Επαναλήφθηκαν λοιπόν οι παλινδρομήσεις μόνο για τις 706 πρώτες παρατηρήσεις. Από αυτές προέκυψαν ανάλογα αποτελέσματα. Οι πρώτες 79 συσχετίσεις ήταν θετικές και οι επόμενες 32 αρνητικές. Από τα ευρήματα διαπιστώθηκε ακόμα ότι η αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων των παλινδρομήσεων ήταν αρνητική και ότι η διακύμανσή τους ήταν μικρότερη από το άθροισμα τους.

Η επόμενη φάση της έρευνας ήταν η επανάληψη της διαδικασίας με τη χρήση όμως του σωρευτικού δείκτη που περιελάμβανε το εισόδημα από μερίσματα προ φόρων και επανεπενδυμένο χωρίς έξοδα. Από τη διαδικασία αυτή προέκυψαν ανάλογα ευρήματα. Σημαντικότερη διαφορά ήταν οι διαφορές στους συντελεστές συσχέτισης. Συγκεκριμένα για τις πρώτες 32 παρατηρήσεις οι συντελεστές συσχέτισης ήταν μεγαλύτεροι από αυτούς που είχαν υπολογιστεί για τον πρώτο δείκτη, ενώ για τις επόμενες 70 παρατηρήσεις μικρότεροι.

Καθώς δεν ήταν δυνατόν να υπάρξει ένας συνεχής και συνεπής δείκτης για το σύνολο της περιόδου των παρατηρήσεων, πραγματοποιήθηκαν ορισμένες τροποποιήσεις. Η διαδικασία επαναλήφθηκε με τον τροποποιημένο δείκτη και προέκυψε ότι στη συγκεκριμένη περίπτωση οι δείκτες μερισματικής απόδοσης εμφάνισαν μεγαλύτερη προβλεπτική ικανότητα.

Ο μέγιστος συντελεστής συσχέτισης ήταν στη περίπτωση του πρώτου δείκτη σχεδόν 0,7 ενώ στην περίπτωση του δεύτερου 0,8. Συνεπώς και στις δύο περιπτώσεις προέκυπτε υψηλή προβλεψιμότητα. Οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης και στις δύο περιπτώσεις έφταναν στη μέγιστη τιμή τους έξι με επτά χρόνια μετά την έναρξη των μετρήσεων. Μερικούς μήνες μετά και οι συντελεστές παλινδρόμησης έφτασαν στις μέγιστες τιμές τους.

Επιπλέον η διαδικασία επαναλήφθηκε για το λογαριθμικό δείκτη και τον τροποποιημένο δείκτη, οι οποίοι ήταν περισσότερο συμμετρικοί. Προέκυψαν παρόμοια αποτελέσματα αλλά διαφορετικοί συντελεστές συσχέτισης. Ωστόσο δεν μπόρεσε να τεκμηριωθεί απόλυτα ότι η χρήση των λογαριθμικών δεικτών είναι προτιμότερη.

Ανάλογης μεθοδολογίας αλλά εκτός των ορίων Αμερικής και Ευρώπης ήταν και η μελέτη με τίτλο *On the Predictability of Japanese Stock Returns Using Dividend Yield* που δημοσιεύτηκε το 2010 στο περιοδικό *Asia-Pacific Financial Markets*, από τους Ιάπωνες ερευνητές Kohei Aono και Tokuo Iwaisako. Στόχος της μελέτης τους ήταν να προβούν σε μία κριτική και κατανοητή επανεξέταση των εμπειρικών ευρημάτων σχετικών με την προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων στο ιαπωνικό χρηματιστήριο.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν ήταν μηνιαίες αποδόσεις του ιαπωνικού χρηματιστηρίου για το χρονικό διάστημα από τον Ιούνιο του 1970 έως και τον Ιούνιο του 2006. Σχετικά με τα δεδομένα οι δύο ερευνητές προβληματίστηκαν ιδιαίτερα όσον αφορά το χειρισμό των δεδομένων που αφορούσαν την περίοδο γνωστή σαν «οικονομία φούσκα» στα τέλη της δεκαετίας του 1980. Την περίοδο αυτή παρατηρήθηκε μία αξιοσημείωτη αύξηση των τιμών των μετοχών, οποία ακολουθήθηκε στις αρχές της δεκαετίας του 1990 από μία έντονη πτώση των τιμών. Την περίοδο αυτή οι μερισματικές αποδόσεις ήταν κατά πολύ μικρότερες από τον ιστορικό τους μέσο όρο.

Ο προβληματισμός τους αυτός έγκειται στο μικρό χρονικό διάστημα για το οποίο υπήρχε η δυνατότητα συλλογής αξιόπιστων δεδομένων για την ιαπωνική χρηματιστηριακή αγορά. Αν υπήρχε μεγαλύτερο εύρος στο χρονικό ορίζοντα των δεδομένων, η περίοδος της «οικονομίας φούσκας» θα χαρακτηριζόταν σαν μία προσωρινή περίοδος, κατά την οποία οι τιμές των μετοχών απομακρύνθηκαν σημαντικά από τους ιστορικούς τους μέσους. Ωστόσο η μικρή περίοδος για την οποία είναι δυνατή η συγκέντρωση αξιόπιστων δεδομένων, καθιστά και την υποπερίοδο της «οικονομίας φούσκας» σημαντική, ώστε να επηρεάζει τα ευρήματα της έρευνας.

Η προσέγγιση που ακολούθησαν οι δύο ερευνητές βασίστηκε στη σχετική απλή μεθοδολογία του Stambaugh (1986), ο οποίος χρησιμοποίησε δύο εξισώσεις προκειμένου να προβεί στην εκτέλεση παλινδρομήσεων πρόβλεψης. Η πρώτη εξίσωση είχε ως εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις των μετοχών και ως ανεξάρτητη τη λογαριθμική μερισματική τους απόδοση. Η δεύτερη εξίσωση είχε ως εξαρτημένη μεταβλητή τη μελλοντική λογαριθμική μερισματική απόδοση και ως εξαρτημένη τη λογαριθμική μερισματική απόδοση.

Οι Aono και Iwaisako αναφέρθηκαν στα πλαίσια της εργασίας τους, στη δυσκολία εξαγωγής στατιστικού συμπεράσματος στις παλινδρομήσεις πρόβλεψης. Αυτό οφειλόταν καταρχάς στη μεγαλύτερη μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών έναντι των μερισμάτων. Συνεπώς οι μεταβολές στις λογαριθμικές αποδόσεις επηρεάζονται

κυρίως από τις μεταβολές στις τιμές των μετοχών. Επιπλέον υπάρχει αρνητική συσχέτιση μεταξύ των σφαλμάτων των δύο εξισώσεων.

Όσον αφορά την περίοδο της «οικονομίας φούσκας», οι δύο ερευνητές τη χειρίστηκαν ως εξής. Καταρχάς διεξήγαν μία δοκιμή ανεύρεσης δομικών διακοπών προκειμένου να εντοπίσουν ακριβώς την περίοδο της «οικονομικής φούσκας» στο δείγμα τους. Αφαίρεσαν την περίοδο αυτή από το αρχικό δείγμα τους και στο υπόλοιπο δείγμα εφαρμόστηκε η στατιστική διαδικασία που είχε προταθεί από τους Campbell και Yogo (2006).

Τόσο στο συνολικό δείγμα όσο και στο τμήμα του μετά την περίοδο της «οικονομίας φούσκας», δηλαδή για το χρονικό διάστημα από τον Ιανουάριο του 1990 έως και τον Ιούνιο του 2006, οι αποδόσεις με υστέρηση συσχετιζονταν θετικά με τις τρέχουσες αποδόσεις, γεγονός το οποίο συμβάδιζε με τα ευρήματα παλαιότερων ερευνών των ιδίων ερευνητών (Aono και Iwaisako 2008,2009).

Στα πλαίσια της εργασίας αναζητήθηκαν από τους ερευνητές και σημεία δομικής αλλαγής στο δείγμα. Χρησιμοποιήθηκαν καταρχάς η μέθοδος των Bai και Perron (1998,2003) και στη συνέχεια η μέθοδος των Perron και Yabu (2009) και των Kejriwal και Perron (2010). Με τη χρήση της πρώτης μεθόδου και λαμβάνοντας υπόψη το μικρό μέγεθος του δείγματος προέκυψε ότι τα σημεία δομικών αλλαγών στο σύνολο του δείγματος είναι τουλάχιστον δύο.

Με τη χρήση της δεύτερης μεθοδολογίας και πάλι εντοπίστηκαν δύο σημεία δομικών αλλαγών αλλά σε διαφορετικές ημερομηνίες. Και από τους δύο ελέγχους πάντως προέκυψαν σημαντικά σημεία δομικών αλλαγών μετά την περίοδο της «οικονομίας φούσκας», κάτι που επέτρεψε στους Aono και Iwaisako να εστιάσουν στο τμήμα του δείγματος που ξεκινούσε από τον Ιανουάριο του 1990 κατά την εμπειρική τους ανάλυση.

Βασικό συμπέρασμα των δύο ερευνητών ήταν ότι η προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών με βάση το δείκτη μερισματικής απόδοσης στο ιαπωνικό χρηματιστήριο ήταν ασθενής. Ωστόσο κάτω υπό δύο προϋποθέσεις διαπίστωσαν ότι οι λογαριθμικές μερισματικές αποδόσεις μπορούσαν να προβλέψουν μηνιαίες

αποδόσεις, τουλάχιστον για την περίοδο μετά το 1990 και στην περίπτωση που οι αποδόσεις με υστέρηση περιλαμβάνονταν ταυτόχρονα. Οι δύο προϋποθέσεις ήταν η εξάλειψη από το δείγμα της περιόδου της «οικονομίας φούσκας» και το να ληφθεί υπόψη η θετική αυτοσυσχέτιση των μηνιαίων αθροιστικών αποδόσεων.

Στην απλή γραμμική παλινδρόμηση βασίζεται και η εργασία με τίτλο «When does the dividend-price ratio predict stock return» που δημοσιεύτηκε το 2010 στο περιοδικό Journal of Empirical Finance από τον Cheolbeom Park.

Χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα αποδόσεων από τη βάση δεδομένων Datastream για 27 χώρες, 14 ευρωπαϊκές, 9 ασιατικές, 3 βορειοαμερικανικές και μία αφρικανική. Η βάση δεδομένων περιείχε δεδομένα για 40 χώρες ωστόσο ο ερευνητής εξείρεσε αρχικά τις χώρες που δεν είχαν μηνιαία δεδομένα για χρονικό διάστημα άνω του δεκαπέντε ετών. Στη συνέχεια με τη χρήση στατιστικών τεστ αφαιρέθηκαν και άλλες χώρες που δεν πληρούσαν συγκεκριμένα κριτήρια, όπως για παράδειγμα ο σταθερός μέσος όρος των αποδόσεων των μετοχών. Τελικά κατέληξε στις εξής 27 χώρες, Βέλγιο, Καναδάς, Δανία, Φινλανδία, Γαλλία, Ελλάδα, Χονγκ Κονγκ, Ινδονησία, Ινδία, Ιταλία, Ιαπωνία, Κορέα, Μαλαισία, Μεξικό, Ολλανδία, Νορβηγία, Φιλιππίνες, Πορτογαλία, Σιγκαπούρη, Νότια Αφρική, Ισπανία, Σουηδία, Ελβετία, Ταϊλάνδη, Τουρκία, Ηνωμένο Βασίλειο και Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής.

Ο Park διαπίστωσε ότι ο δείκτης μερισματικής απόδοσης εμφανίζει ιδιαίτερη εμμονή κάτι που καθιστά πολλές φορές αδύνατη την απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ότι η χρονοσειρά του δείκτη μερισματικής απόδοσης εμφανίζει ολοκλήρωση τάξης 1. ($I(1)$). Ωστόσο τα τεστ προσομοίωσης μπορούσαν να πραγματοποιηθούν μόνο στην περίπτωση που η χρονοσειρά του δείκτη μερισματικής απόδοσης εμφάνιζε ολοκλήρωση μηδενικής τάξης ($I(0)$). Οπότε μελετήθηκαν οι περίοδοι που υπήρξαν αλλαγές στην εμμονή του δείγματος και οι δείκτες άλλαζαν από $I(1)$ σε $I(0)$.

Από τις μεθόδους που προτάθηκαν για τον εντοπισμό των αλλαγών στη εμμονή προκρίθηκε η μέθοδος των Harvey, Leybourne, και Taylor (2006). Πραγματοποιήθηκαν επίσης έλεγχοι για τη διαπίστωση της κατεύθυνσης της

αλλαγής της εμμοής. Από τη διαδικασία αυτή προέκυψε ότι σε 20 από τις 27 χώρες του δείγματος μεταβλήθηκε η εμμοή του δείκτη.

Στη συνέχεια της εργασίας του ο Park εξέτασε τη σχέση εμμοής και προβλεπτικής ικανότητας του δείκτη μερισματικής απόδοσης. Συγκεκριμένα ερεύνησε αν η επίδραση των αλλαγών στην εμμοή του δείκτη καταργούσε ή επανέφερε την προβλεπτική του ικανότητα. Εφόσον η μηδενική υπόθεση ότι η εμμοή του δείκτη μερισματικής απόδοσης είναι σταθερή είχε καταρριφθεί για τις περισσότερες από τις χώρες του δείγματος, ερευνητής χώρισε το δείγμα κάθε χώρας σε δύο ή τρία τμήματα με βάση τα σημεία δομικών αλλαγών που διαπίστωσε. Έτρεξε παλινδρομήσεις αρχικά για ολόκληρο το δείγμα κάθε χώρας και στη συνέχεια για κάθε τμήμα του δείγματος με ανεξάρτητη μεταβλητή το δείκτη μερισματικής απόδοσης και εξαρτημένη τις αποδόσεις των μετοχών. Χρησιμοποίησε τη μέθοδο των Campbell και Yogo (2006), η οποία ήταν αποτελεσματική ανεξαρτήτως στασιμότητας του δείγματος.

Από τις παλινδρομήσεις για τα συνολικά δείγματα προέκυψε σημαντική προβλεπτική ικανότητα μόνο για τις 6 από τις 27 χώρες και συγκεκριμένα για την Ταϊλάνδη, τη Σιγκαπούρη, τη Μαλαισία, το Μεξικό, το Χονγκ Κονγκ και την Ινδονησία. Στις χώρες που είχε προηγουμένως αποδειχθεί ότι οι δείκτες μερισματικής απόδοσης ήταν $I(0)$, προβλεπτική ικανότητα εμφανίστηκε μόνο στη Μαλαισία και την Ταϊλάνδη. Προβλεπτική ικανότητα εντοπίστηκε επίσης για το Χονγκ Κονγκ και τη Σιγκαπούρη. Επιπλέον στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής, στο Βέλγιο και την Ελλάδα δεν αποδείχθηκε προβλεπτική ικανότητα, ο μικρός όγκος των δειγμάτων ωστόσο δεν επέτρεψε στον ερευνητή να προβεί σε γενικεύσεις.

Στο τελευταίο τμήμα της μελέτης του ο Park έλεγξε ορισμένα ειδικότερα θέματα που πιθανόν να επηρέαζαν τη σχέση εμμοής και προβλεπτικής ικανότητας. Καταρχάς μελέτησε την περίπτωση διαφορών που βασίζονταν στην οικονομική ανάπτυξη των χωρών. Επανέλαβε τη μεθοδολογία του μόνο για τις 19 από τις 27 χώρες, οποίες ανήκαν στον Οργανισμό Οικονομική Συνεργασία και Ανάπτυξης. Δεν προέκυψε ωστόσο διαφορά στα ευρήματά του.

Τον απασχόλησε στη συνέχεια η επίδραση του αριθμού των παρατηρήσεων, όμως ούτε και αυτή η παράμετρος αποδείχθηκε ότι επηρέαζε τη σχέση μεταξύ εμμοής και προβλεψιμότητας των δεικτών μερισματικής απόδοσης. Ανάλογα απορρίφθηκε και η περίπτωση αδυναμίας σωστού εντοπισμού ενός σημείου δομικής αλλαγής.

Οι φούσκες στην οικονομία ωστόσο αποδείχθηκε ότι επηρέαζαν την προαναφερθείσα σχέση. Όταν οι τιμές των μετοχών ανέβαιναν με ταχύτερο ρυθμό από ότι τα μερίσματα ή από το συνήθη ρυθμό ανάπτυξης τους, τότε οι δείκτες μερισματικής απόδοσης μετατρέπονταν σε $I(1)$ χάνοντας την προβλεπτική τους ικανότητα.

Το γενικό συμπέρασμα του ερευνητή ήταν ότι ο δείκτης μερισματικής απόδοσης μπορεί να προβλέψει τις αποδόσεις των μετοχών όταν είναι $I(0)$. Αντίθετα η προβλεπτική του ικανότητα εξαφανίζεται όταν είναι $I(1)$. Στο σύνολο λοιπόν ενός δείγματος όπου συνυπάρχουν δείκτες και των δυο τάξεων είναι δύσκολη η εξαγωγή ασφαλούς συμπεράσματος. Ο ερευνητής θεώρησε ότι η διαπίστωση σε πολλές περιπτώσεις προβλεπτικής ικανότητας σε μία χρονική περίοδο του δείγματος και ανυπαρξίας προβλεπτικής ικανότητας σε άλλες, οφείλεται στις αλλαγές που πραγματοποιούνται στην εμμοή του δείγματος.

Την απλή γραμμική παλινδρόμηση επέλεξε και ο νοτιοκορεάτης οικονομολόγος Jinwoo Park, ο οποίος το 2010 δημοσίευσε στο περιοδικό *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, τη μελέτη του με τίτλο «*Asia-Pacific Journal of Financial Studies Dividend Yields and Stock Returns: Insight from the empirical Evidence of Korea*». Στόχος της εργασίας αυτής ήταν να μελετηθεί η σχέση μεταξύ των μερισματικών αποδόσεων και των αποδόσεων των μετοχών στο Χρηματιστήριο της Νότιας Κορέας καθώς και να καταγραφούν ορισμένες διαφορές σε σχέση με ανάλογες έρευνες που είχαν πραγματοποιηθεί σε άλλες χώρες.

Ο ερευνητής χρησιμοποίησε δεδομένα από τη βάση δεδομένων FnGuide το Χρηματιστήριο της Νότιας Κορέας για το χρονικό διάστημα από τις 31 Μαρτίου του 2000 έως τις 31 Μαρτίου του 2008. Τα δεδομένα περιελάμβαναν ημερήσιες τιμές, από τις οποίες υπολογίστηκαν ημερήσιες αποδόσεις, μερίσματα, ημερήσιους όγκους συναλλαγών, και τον αριθμό των μετοχών που διαπραγματεύονταν. Συλλέχθηκαν

επίσης δεδομένα για την απόδοση του κυβερνητικού ομολόγου και τα επιτόκια των CD.

Δε συμπεριλήφθηκαν στα δεδομένα οι μετοχές των εταιρειών που η χρήση τους δεν έκλεινε το Δεκέμβριο, των εταιρειών που ανήκαν στο χρηματοοικονομικό τομέα, των εταιρειών που διένειμαν μέρισμα στα μέσα του έτους καθώς και οι μετοχές που δε διαπραγματεύτηκαν για χρονικό διάστημα τουλάχιστον ενός μηνός το έτος.

Όσον αφορά τη μεθοδολογία ο δείκτης μερισματικής απόδοσης υπολογίστηκε για κάθε μήνα διαιρώντας το μέρισμα που διανεμήθηκε κατά το προηγούμενο έτος με την τιμή της μετοχής στα τέλη Μαρτίου, καθώς αποτελούσε το μήνα κατά τον οποίο συνήθως γινόταν η ανακοίνωση διανομής μερίσματος. Οι ημερήσιες τιμές των μετοχών χρησιμοποιήθηκαν προκειμένου να υπολογιστούν οι μηνιαίες λογαριθμικές αποδόσεις για τους 11 πρώτους μήνες του έτους. Για το Δεκέμβριο στην απόδοση αυτή προστέθηκε και παρούσα αξία του μερίσματος μετά φόρων. Οι μηνιαίες αποδόσεις υπολογίζονταν μετά φόρων ενώ γινόταν η υπόθεση ότι τα μετά φόρων μερίσματα επανεπενδύονταν στην ίδια μετοχή.

Στη συνέχεια οι μετοχές ταξινομήθηκαν σε πέντε ετησίως αναπροσαρμοζόμενα χαρτοφυλάκια με βάση το δείκτη μερισματικής απόδοσης τους. Το ένα χαρτοφυλάκιο περιέλαβε όλες τις μετοχές που δε διένειμαν μέρισμα. Σε επόμενη φάση υπολογίστηκαν οι σταθμισμένες αποδόσεις των μετοχών. Ως σταθμά χρησιμοποιήθηκε η κεφαλαιοποίηση των μετοχών του χαρτοφυλακίου στα τέλη Μαρτίου κάθε έτους. Η διαδικασία αυτή επαναλαμβανόταν κάθε μήνα με αποτέλεσμα να προκύψει μία χρονοσειρά αποδόσεων χαρτοφυλακίων για την περίοδο από τον Απρίλιο του 2000 έως το Μάρτιο του 2008.

Για τη διεξαγωγή της έρευνας ο Park χρησιμοποίησε το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) σε συνδυασμό με το μοντέλο των τριών παραγόντων των Fama και French (1999). Από αυτά προέκυψαν δύο μοντέλα παλινδρόμησης για κάθε ένα από τα πέντε χαρτοφυλάκια. .

Με βάση τα ευρήματα της έρευνας οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων αυξάνονταν όταν αυξάνονταν οι μερισματικές αποδόσεις. Επιπλέον το χαρτοφυλάκιο με το

μηδενικό δείκτη μερισματικής απόδοσης εμφάνιζε αρνητική απόδοση κάθε μήνα. Ενδιαφέρον παρουσίασαν και τα ιδιαίτερα ευρήματα για το μήνα Ιανουάριο. Κατά το μήνα αυτό οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου των μετοχών που δε διένειμαν μέρισμα εμφάνιζαν μεγαλύτερη απόδοση από τις μετοχές των υπολοίπων τεσσάρων χαρτοφυλακίων. Επιπλέον κατά το μήνα αυτό δεν παρουσιαζόταν θετική σχέση μεταξύ των μερισματικών αποδόσεων και των αποδόσεων των μετοχών σε αντίθεση με τα ευρήματα παλαιότερων μελετών για διαφορετικές χώρες, από τις οποίες προέκυπτε ότι κατά τον Ιανουάριο η θετική σχέση αυτή ήταν ισχυρότερη.

Στα πλαίσια της μελέτης πραγματοποιήθηκαν και έλεγχοι ανθεκτικής στατιστικής. Αρχικά το δείγμα χωρίστηκε σε δύο τμήματα. Συγκεκριμένα οι μετοχές χωρίστηκαν ανάλογα με το μέγεθος των εταιρειών στα τέλη Μαρτίου σε δύο ομάδες. Σε αυτές εφαρμόστηκε η διαδικασία των παλινδρομήσεων. Από τα ευρήματα προέκυψε ότι για τις μικρότερες σε μέγεθος εταιρείες η προβλεπτική ικανότητα των δεικτών μερισματικής απόδοσης ήταν μεγαλύτερη.

Στη συνέχεια ερευνήθηκε η επιρροή των μη κανονικών αποδόσεων που παρατηρούνται κατά την ημερομηνία αποκοπής του μερίσματος, στην προβλεπτική ικανότητα των μερισμάτων. Πραγματοποιήθηκαν και πάλι οι παλινδρομήσεις αφαιρώντας όμως από το δείγμα το μήνα Δεκέμβριο, ο οποίος ήταν και ο μήνας αποκοπής του μερίσματος. Όπως τελικά αποδείχθηκε οι μη κανονικές αποδόσεις κατά την ημέρα αποκοπής του μερίσματος επηρεάζουν εν μέρει την προβλεψιμότητα των αποδόσεων αλλά δεν αποτελούν το μοναχικό και σημαντικότερο παράγοντα επιρροής.

Συνοπτικά τα συμπεράσματα του Park είναι ότι στη χρηματιστηριακή αγορά της Νότιας Κορέας οι δείκτες μερισματικής απόδοσης προβλέπουν τις αποδόσεις των μετοχών. Αυτή η σχέση ισχύει για όλους τους μήνες του έτους εκτός από τον Ιανουάριο, ανεξαρτήτως του μεγέθους των επιχειρήσεων.

Η μέθοδος ελαχίστων τετράγωνων ήταν αυτή που προτιμήθηκε από τον ο Jonathan Lewellen, ο οποίος το 2004 δημοσίευσε στο περιοδικό Journal of Financial Economics την εργασία του με τίτλο «Predicting returns with financial ratios». Σε

αυτή ασχολήθηκε με τη δυνατότητα του δείκτη μερισματικής απόδοσης και άλλων οικονομικών αριθμοδεικτών να προβλέπουν τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών.

Οι τρεις βασικοί αριθμοδείκτες των οποίων ελέγχθηκε η προβλεψιμότητα ήταν ο δείκτης μερισματικής απόδοσης, ο δείκτης λογιστικής αξίας προς χρηματιστηριακή αξία και ο δείκτης κερδών ανά μετοχή προς τιμή μετοχής. Τα δεδομένα συλλέχθηκαν από το Κέντρο Ερευνών των Τιμών των Μετοχών (CRSP) των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής, όσον αφορά τις τιμές και τα μερίσματα και από τη βάση δεδομένων Compustat, όσον αφορά τα κέρδη και τις λογιστικές αξίες. Τα δεδομένα από του CRSP αφορούσαν την περίοδο από το 1946 έως το 2000, ενώ αυτά από την Compustat την περίοδο από το 1963 έως το 2000.

Ο δείκτης μερισματικής απόδοσης υπολογίστηκε μηνιαία για την περίοδο 1946 έως 2000, διαιρώντας τα μερίσματα που διανεμήθηκαν κατά το προηγούμενο έτος με το τρέχον επίπεδο του δείκτη. Οι άλλοι δύο δείκτες υπολογίστηκαν για την περίοδο 1963 έως 2000. Όσον αφορά τον υπολογισμό τους ο δείκτης λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία υπολογίστηκε για κάθε μήνα διαιρώντας τη λογιστική αξία του προηγούμενου οικονομικού έτους με τη χρηματιστηριακή αξία του προηγούμενου μήνα. Ο δείκτης κερδών ανά μετοχή προς τιμή μετοχής προέκυψε από τη διαίρεση των λειτουργικών κερδών προ αποσβέσεων του προηγούμενου οικονομικού έτους προς τη χρηματιστηριακή αξία του προηγούμενου μήνα.

Χρησιμοποιήθηκε σε πρώτη φάση η μέθοδος των ελαχίστων τετράγωνων με βάση το υπόδειγμα που εφαρμόστηκε σε προγενέστερες μελέτες από τους Stambaugh (1986, 1999), από τους Mankiw και Shapiro (1986) και τους Nelson και Kim (1993). Το μοντέλο αυτό χρησιμοποιούσε δύο γραμμικές εξισώσεις μία για τις αποδόσεις και μία για το δείκτη μερισματικής απόδοσης. Τα κατάλοιπα των δύο εξισώσεων εμφάνιζαν μεταξύ τους συσχέτιση, καθώς μία αύξηση των αποδόσεων των μετοχών οδηγεί σε μείωση του δείκτη μερισματικής απόδοσης. Τα ευρήματα των παλινδρομήσεων υπέδειξαν σημαντική σχέση προβλεψιμότητας των αποδόσεων.

Αντιπαρέβαλλε τα ευρήματά του με αυτά προηγούμενων ερευνών, οι οποίες έδιναν ιδιαίτερη έμφαση στο συντελεστή παλινδρόμησης των αποδόσεων και θεωρούσαν ότι δεν υπάρχουν διαθέσιμες πληροφορίες για τον συντελεστή παλινδρόμησης της

εξίσωσης των μερισματικών αποδόσεων. Η διαπίστωση αυτή δεν δημιουργούσε ιδιαίτερα προβλήματα καθώς δεν είχε σημασία όταν ο συντελεστής αυτός ήταν μικρός. Στα πλαίσια του υποδείγματος αυτού μάλιστα είχε τεθεί εξαρχής μικρότερος της μονάδας και σε κάθε περίπτωση δεν υπήρχε πιθανότητα να λάβει μεγάλες τιμές. Όμως οι προγενέστερες έρευνες, όπως διαπίστωσε ο Lewellen, δεν λάμβαναν υπόψη τους τη σημαντική πληροφόρηση που παρεχόταν στην περίπτωση που ο συντελεστής αυτός προσέγγιζε τη μονάδα. Στην περίπτωση αυτή παρέχονταν σημαντικές πληροφορίες για τη δυνατότητα πρόβλεψης, σε συνδυασμό βέβαια και με τη ισχυρή αυτοσυσχέτιση που υπήρχε μεταξύ των δύο συντελεστών παλινδρόμησης των δύο εξισώσεων.

Επίσης διαπίστωσε ότι επειδή υπάρχει συσχέτιση στα δειγματοληπτικά σφάλματα των δύο συντελεστών παλινδρόμησης, ο συντελεστής της εξίσωσης των αποδόσεων αναμένεται να είναι υψηλός, μόνο όταν ο συντελεστής των μερισματικών αποδόσεων είναι πολύ χαμηλός. Συνεπώς δεν είναι δυνατόν και οι δύο συντελεστές να έχουν ταυτόχρονα υψηλές τιμές.

Ο Lewellen κάνει επίσης εκτενή αναφορά στον τρόπο με τον οποίο τα τελευταία έτη των δεδομένων επηρεάζουν το αποτέλεσμα. Την περίοδο 1995 έως και το 2000 οι αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE) παρουσίασαν σημαντική πτώση. Η ένταξη των αποδόσεων των ετών αυτών στο δείγμα μειώνει κατά το ήμισυ τόσο την κλίση της καμπύλης της ευθείας ελαχίστων τετραγώνων όσο και τη στατιστική σημαντικότητα των ευρημάτων. Ωστόσο και πάλι η στατιστική σημαντικότητα του υποδείγματος παρέμεινε υψηλή. Η επιρροή των τελευταίων αυτών ετών στα αποτελέσματα της μελέτης εξηγείται από την αύξηση της αυτοσυσχέτισης του δείκτη μερισματικής απόδοσης τα έτη αυτά.

Όσον αφορά τους δείκτες λογιστικής αξίας προς χρηματιστηριακή αξία και κερδών ανά μετοχή προς τιμή μετοχής πραγματοποιήθηκαν ανάλογες δοκιμές και για αυτούς. Συγκεκριμένα πραγματοποίησε παλινδρομήσεις και για τους δύο δείκτες αρχικά για το διάστημα από το 1963 έως το 2000 και στη συνέχεια για το διάστημα από το 193 έως το 1994. Εντοπίστηκε δυνατότητα πρόβλεψης των αποδόσεων με τους δείκτες αυτούς αλλά τα αποτελέσματα δεν κρίθηκαν από τον ερευνητή απόλυτα αξιόπιστα.

Τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων επέλεξαν και οι οικονομολόγοι Andrew Ang και Geert Bekaert, οι οποίοι δημοσίευσαν τη μελέτη τους με τίτλο «Stock Return Predictability: Is it There?» στο περιοδικό Review of Financial Studies το 2007.

Η μελέτη πραγματοποιήθηκε με δύο ομάδες δεδομένων. Η πρώτη αφορούσε τριμηνιαία δεδομένα από τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής, το Ηνωμένο Βασίλειο και τη Γερμανία. Τα στοιχεία για τις Ηνωμένες Πολιτείες αντλήθηκαν από το Standard & Poor's Composite Index, αποτελούνται από τριμηνιαίες αποδόσεις μετοχών, μερισματικής αποδόσεις και αποδόσεις κερδών και αφορούν την περίοδο από τον Ιούνιο του 1935 έως το Δεκέμβριο του 2001. Τα δεδομένα για το Ηνωμένο Βασίλειο προέκυψαν από το Financial Times (FT) Actuaries Index και περιλαμβάνουν τριμηνιαίες αποδόσεις για την περίοδο από τον Ιούνιο του 1953 έως το Δεκέμβριο του 2001. Οι μερισματικές αποδόσεις υπολογίστηκαν από τους ερευνητές με βάση τα αντληθέντα δεδομένα. Για τη Γερμανία τέλος δεδομένα τριμηνιαίων αποδόσεων και μερισματικών αποδόσεων λήφθηκαν από το δείκτη Composite DAX (CDAX) και αφορούν επίσης την περίοδο από τον Ιούνιο του 1953 έως το Δεκέμβριο του 2001.

Όσον αφορά τη δεύτερη μικρότερη ομάδα δεδομένων αυτή περιελάμβανε δεδομένα μηνιαίων αποδόσεων, μηνιαίους δείκτες τιμών καθώς και δείκτες αξιολόγησης από τον οίκο Morgan Stanley Capital International (MSCI). Τα δεδομένα αφορούσαν την περίοδο από το Φεβρουάριο του 1975 έως το Δεκέμβριο του 2001 και προέρχονταν από τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής, το Ηνωμένο Βασίλειο, τη Γερμανία και τη Γαλλία.

Με βάση τα δεδομένα πραγματοποιήθηκαν παλινδρομήσεις με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Για τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής αρχικά προέκυψε ότι οι μερισματικές αποδόσεις δεν είχαν καμία δυνατότητα πρόβλεψης των αποδόσεων των μετοχών για την περίοδο 1952 έως 2001. Όμως για την περίοδο από το 1935 έως το 1990 διαπιστώθηκαν ισχυρές ενδείξεις προβλεψιμότητας με τα *t*-statistics να είναι σε κάθε περίπτωση μεγαλύτερα από 2,4. Για την περίοδο από το 1975 έως το 2001 και πάλι προκύπτει αδυναμία πρόβλεψης.

Όσον αφορά τη Γαλλία και τη Γερμανία δεν προέκυψαν σε αυτές στατιστικά σημαντικοί συντελεστές συσχέτισης, ώστε να αποδειχθεί προβλεπτική ικανότητα των

μερισματικών αποδόσεων. Για το Ηνωμένο Βασίλειο αντίθετα προέκυψε στατιστικά σημαντική προβλεπτική ικανότητα.

Σε επόμενη φάση της έρευνας, οι ερευνητές χρησιμοποίησαν ένα μη γραμμικό μοντέλο παρούσας αξίας, το οποίο υπολόγισαν με μία προσομοιωμένη μέθοδο στιγμών. Για τη δημιουργία του μοντέλου έλαβαν υπόψη τους τα μέχρι εκείνη τη στιγμή ευρήματά τους. Δηλαδή ότι η μερισματική απόδοση προβλέπει κατά ελάχιστο τις μελλοντικές ταμειακές ροές αλλά ότι υπάρχουν σημαντικές στατιστικές ενδείξεις ότι σχετίζεται θετικά με τις μελλοντικές κινήσεις των επιτοκίων.

Στο μοντέλο αυτό η μερισματική απόδοση είναι μη γραμμική εξίσωση των αποδόσεων των μετοχών, των ταμειακών ροών και των επιτοκίων. Δημιουργήθηκαν δύο μοντέλα. Το πρώτο αποτελούσε ένα απλό benchmark μοντέλο αναμενόμενων αποδόσεων. Το δεύτερο αποτελούσε το κύριο μοντέλο καθώς περιείχε μόνο εξωγενείς αναμενόμενες αποδόσεις μετοχών.

Χρησιμοποιήθηκαν τρεις εναλλακτικές εκδοχές. Η πρώτη χρησιμοποιούσε μόνο εξωγενή προεξοφλητικά επιτόκια. Η δεύτερη εναλλακτική επέτρεπε στα εξοφλητικά επιτόκια να βασίζονται σε μεταβλητές δύο καταστάσεων. Η τρίτη εναλλακτική συνδύαζε τα δύο μοντέλα.

Το πρώτο μοντέλο υποεκτιμούσε τη μεταβλητότητα των αναμενόμενων αποδόσεων και απεικόνιζε μόλις το ένα δέκατο της μεταβλητότητας της μερισματικής απόδοσης του δείγματος. Το δεύτερο μοντέλο αντιμετώπιζε παρόμοια προβλήματα αλλά σε αυτό η μεταβλητότητα της ενδογενούς μερισματικής απόδοσης τριπλασιάστηκε.

Από τις παραπάνω εναλλακτικές η τρίτη εναλλακτική επιλέχθηκε ως η καταλληλότερη για την πρόβλεψη αποδόσεων με τη χρήση μερισματικών αποδόσεων σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα.

Με βάση την εργασία τους αυτή, οι Ang και Bekaert διαπίστωσαν ότι η προβλεψιμότητα αποδόσεων των μετοχών μέσω των μερισματικών αποδόσεων σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα δεν είναι στατιστικά σημαντική ούτε στατιστικά ανθεκτική.

Δεν είναι στατιστικά ανθεκτική ούτε μεταξύ χωρών, ούτε μεταξύ διαφορετικών χρονικών περιόδων.

Εντόπισαν ωστόσο σχέση προβλεψιμότητας λαμβανομένων υπόψη ορισμένων παραμέτρων σε περιπτώσεις βραχυπρόθεσμων προβλέψεων.

Τη μέθοδο της απλής γραμμικής παλινδρόμησης ακολούθησαν επίσης στην εργασία τους με τίτλο «Stock Market Returns: The Sum of the Parts is More than the Whole» που δημοσιεύτηκε το 2011 στο Journal of Financial Economics οι Miguel A. Ferreira και Pedro Santa-Clara. Οι δύο ερευνητές επιχείρησαν να ελέγξουν τη δυνατότητα πρόβλεψης των αποδόσεων των μετοχών μέσω της μεθόδου αθροίσματος των μερών. Χώρισαν την απόδοση της μετοχής σε τρία μέρη και προσπάθησαν να ελέγξουν την προβλεπτική ικανότητα καθενός από αυτά.

Χρησιμοποιήθηκαν τα δεδομένα που είχαν χρησιμοποιηθεί σε προγενέστερη έρευνα των Goyal και Welch (2008) και συγκεκριμένα μηνιαίες και ετήσιες αποδόσεις του δείκτη S&P500 για την περίοδο από το 1926 έως το 2005. Οι εκτιμητές που χρησιμοποιήθηκαν για την πρόβλεψη των αποδόσεων ήταν η διακύμανση των μετοχών, το προεπιλεγμένο περιθώριο απόδοσης, δηλαδή η διαφορά μεταξύ των αποδόσεων των εταιρικών και των απλών ομολόγων, η μακροπρόθεσμη απόδοση του κρατικού ομολόγου, ο πληθωρισμός, η διαφορά μεταξύ των αποδόσεων του κρατικού ομολόγου και του εντόκου γραμματίου του δημοσίου, το επιτόκιο του τρίμηνου εντόκου γραμματίου του δημοσίου και η διαφορά των αποδόσεων μεταξύ των εταιρικών ομολόγων κατηγορίας BAA και AAA.

Χρησιμοποιήθηκαν επίσης ο δείκτης των καθαρών εκδόσεων του δωδεκαμήνου προς τη συνολική κεφαλαιοποίηση του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE), ο δείκτης των συνολικών κερδών του δωδεκαμήνου προς τη λογιστική αξία των μετοχών του δείκτη S&P500, ο δείκτης απόδοσης ιδίων κεφαλαίων (ROE), ο δείκτης διανεμόμενων κερδών, ο δείκτης κερδών προς τιμή μετοχής, ο κινητός μέσος όρος της προηγούμενης δεκαετίας του προηγούμενου δείκτη, ο δείκτης μερισματικής απόδοσης, η μερισματική απόδοση και ο δείκτης λογιστικής αξίας προς χρηματιστηριακής αξίας των μετοχών.

Οι Ferreira και Santa-Clara πραγματοποίησαν εκτός δείγματος προβλέψεις μέσω της δημιουργίας μιας αλληλουχίας αναπτυσσόμενων παραθύρων. Αρχικά έλαβαν ένα τμήμα του δείγματος, χρονικής διάρκειας τουλάχιστον είκοσι ετών, το οποίο υπέβαλλαν σε μία κλασική παλινδρόμηση πρόβλεψης. Χρησιμοποίησαν στη συνέχεια τους συντελεστές της παλινδρόμησης προκειμένου να προβλέψουν την απόδοση των μετοχών. Η ίδια διαδικασία επαναλήφθηκε και για το υπόλοιπο μέρος του δείγματος.

Η προσπάθεια αυτή αξιολογήθηκε μέσω του υπολογισμού ενός εκτός δείγματος R^2 , ο οποίος συνέκρινε την προβλεπτική ικανότητα της παλινδρόμησης με το μέσο του δείγματος. Οι δύο ερευνητές απέδειξαν ότι η συγκεκριμένη μεθοδολογία δεν τους παρείχε αξιόπιστα αποτελέσματα.

Παρείχαν στη συνέχεια τη δική τους προσέγγιση, τη μέθοδο του αθροίσματος των μερών. Στα πλαίσια της μεθόδου αυτής η αναμενόμενη απόδοση των μετοχών χωρίστηκε σε τρία μέρη, την αναμενόμενη μερισματική απόδοση, τον αναμενόμενο ρυθμό αύξησης των κερδών και τον αναμενόμενο ρυθμό αύξησης του δείκτη κερδών προς την τιμή της μετοχής. Η αναμενόμενη μερισματική απόδοση υπολογίστηκε με βάση την τρέχουσα, ενώ ο αναμενόμενος ρυθμός αύξησης των κερδών με βάση τον κινητό μέσο όρο των κερδών την προηγούμενη εικοσαετία.

Χρησιμοποιήθηκαν δύο προσεγγίσεις. Αρχικά πραγματοποιήθηκε μία κλασική παλινδρόμηση στην οποία ως εξαρτημένη μεταβλητή χρησιμοποιήθηκε αντί για την απόδοση των μετοχών ένας πολλαπλασιαστής. Κατά τη δεύτερη προσέγγιση πραγματοποιήθηκε η υπόθεση ότι ο πολλαπλασιαστής των τιμών μετατράπηκε στο υποθετικό του ισοδύναμο στην κατάσταση της οικονομίας.

Η όλη διαδικασία επαναλήφθηκε από τους δύο επενδυτές αφού χώρισαν το δείγμα σε δύο ίσης διάρκειας χρονικές περιόδους. Η πρώτη περίοδος ξεκινούσε από το Δεκέμβριο του 1927 και ολοκληρωνόταν το Δεκέμβριο του 1976, ενώ η δεύτερη ξεκινούσε από το Δεκέμβριο του 1956 και ολοκληρωνόταν το Δεκέμβριο του 2005.

Οι Ferreira και Santa-Clara κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι προβλέψιμες. Ο διαχωρισμός των αποδόσεων στα βασικά τους στοιχεία παρείχε καλύτερα αποτελέσματα για τις εκτός δείγματος προβλέψεις σε σχέση με τις απλές γραμμικές παλινδρομήσεις. Η διαπίστωση αυτή ήταν περισσότερο έντονη στις ετήσιες αποδόσεις.

Στην περίπτωση των δύο δειγμάτων εντοπίζεται μεγαλύτερη προβλεψιμότητα στο πρώτο παλαιότερο δείγμα. Η προβλεψιμότητα αυτή εξασθενεί με το πέρασμα του χρόνου.

Ένα επενδυτής που θα επέλεγε να προβλέψει τις αποδόσεις με την προσέγγιση της μελέτης αυτής, αντί για τον ιστορικό μέσο όρο, θα είχε 2,3% περισσότερα κέρδη το χρόνο και ένα δείκτη του Sharpe μεγαλύτερο κατά 82%. Ωστόσο όσοι περισσότεροι επενδυτές ακολουθούσαν τη μέθοδο τους, τόσο περισσότερο θα επηρεάζονταν οι τιμές των μετοχών στην αγορά καθιστώντας τις αποδόσεις ξανά μη προβλέψιμες.

Η μέθοδος της απλής γραμμικής παλινδρόμησης προκειμένου να αποφευχθεί περιττή πολυπλοκότητα χρησιμοποιήθηκε και στη μελέτη με τίτλο «Dividend-Price Ratios and Stock Returns: Another Look at the History», δημοσιεύτηκε από τον καθηγητή των χρηματοοικονομικών Bradford Cornell στο *The Journal of Investing* το 2013. Σε αυτή επιχείρησε να μελετήσει τη σχέση μεταξύ του δείκτη μερισματικής απόδοσης και των αποδόσεων των μετοχών. Στόχος του ήταν να παραθέσει μία εναλλακτική ερμηνεία των αποτελεσμάτων αλλά και να δώσει έμφαση στην παράλληλη ερμηνεία των ευρημάτων της μελέτης τους με τα αντίστοιχα ιστορικά γεγονότα που έλαβαν χώρα στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής την περίοδο εκείνη.

Ο Cornell χρησιμοποίησε ετήσια δεδομένα από το Κέντρο Ερευνών των Τιμών των Μετοχών (CRSP) των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής. Τα δεδομένα αφορούν αποδόσεις μετοχών και τιμές του δείκτη μερισματικής απόδοσης για τη συγκεκριμένη χώρα. Καλύπτουν δε μία περίοδο 86 ετών από το 1926 έως το 2011.

Οι αποδόσεις του δείκτη του CRSP που χρησιμοποίησε, αλλά και ο ρυθμός αύξησης των μερισμάτων αποπληθωρίστηκαν με βάση το Δείκτη Τιμών του Καταναλωτή. Ο υπολογισμός των ετησίων μερισμάτων πραγματοποιήθηκε με βάση

τη διαφορά των αποδόσεων των με ή χωρίς μέρισμα. Στη συνέχεια η διαφορά αυτή πολλαπλασιάστηκε, με βάση τη μεθοδολογία που ακολούθησε σε πρόσφατη έρευνά του ο Cochrane (2011), με την χρηματιστηριακή αξία του δείκτη κατά την έναρξη του έτους.

Η επεξεργασία των δεδομένων έγινε με τη χρήση απλών γραμμικών παλινδρομήσεων. Συγκεκριμένα χρησιμοποιήθηκαν δύο παλινδρομήσεις. Ως ανεξάρτητη μεταβλητή χρησιμοποιήθηκε και στις δύο περιπτώσεις ο δείκτης μερισματικής απόδοσης, ενώ ως εξαρτημένη στην πρώτη παλινδρόμηση η απόδοση των μετοχών, ενώ στη δεύτερη ο ρυθμός μεταβολής των μερισμάτων.

Από τη διεξαγωγή των παλινδρομήσεων προέκυψαν τα εξής ευρήματα. Όσον αφορά την παλινδρόμηση αποδόσεων μετοχών και δείκτη μερισματικής απόδοσης προέκυψε ισχυρή στατιστική αλλά και οικονομική σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Αντίθετα από την παλινδρόμηση ρυθμού ανάπτυξης των μερισμάτων και δείκτη μερισματικής απόδοσης δεν προέκυψε σχέση μεταξύ των μεταβλητών.

Στη συνέχεια επανέλαβε τις δύο παλινδρομήσεις αντικαθιστώντας την ανεξάρτητη μεταβλητή με τη διαφορά μεταξύ του πραγματικού δείκτη μερισματικής απόδοσης και της γραμμικής πτωτικής τάσης του δείκτη. Στην περίπτωση αυτή τα βασικά συμπεράσματα παραμένουν τα ίδια αλλά προκύπτει ισχυρότερη σχέση μεταξύ του δείκτη μερισματικής απόδοσης και αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών.

Κατά την περίοδο του δείγματος ο δείκτης της μερισματικής απόδοσης μειώνεται διαχρονικά, ενώ ο ρυθμός αύξησης των μερισμάτων παραμένει σταθερός. Συνεπώς οι μελλοντικές αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών αναμένεται να παρουσιάζουν πτωτική τάση. Αυτό τεκμηριώνεται και με τη χρήση ιστορικών εξελίξεων κατά την περίοδο αυτή. Αναφέρονται ενδεικτικά η τεχνολογική πρόοδος στην καταγραφή και τήρηση ηλεκτρονικών αρχείων, η γήρανση του πληθυσμού των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής, βελτιώσεις στους κανονισμούς της κεφαλαιαγοράς καθώς και βελτίωση στις τεχνικές μέτρησης του κινδύνου.

Ο Cornell λοιπόν συμπέρανε ότι ο δείκτης μερισματικής απόδοσης μπορεί να προβλέψει τις αποδόσεις των μετοχών. Από τη μελέτη του προέκυψε ότι όταν ο

δείκτης είναι υψηλός τότε και οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών είναι υψηλές και αντίθετα.

Σχετικά με τη δεύτερη διαπίστωση του για τη μη ύπαρξη σχέσης μεταξύ δείκτη μερισματικής απόδοσης και ρυθμού μεταβολής των μερισμάτων, πραγματοποιούνται ορισμένες διαπιστώσεις. Καταρχάς ο ρυθμός αύξησης των μερισμάτων αλλά και του Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος της αμερικανικής οικονομίας παρέμειναν σταθερά για όλη την περίοδο της έρευνας. Παρότι σε περιόδους έντονων οικονομικών φαινομένων οι επενδυτές εκτιμούσαν ότι θα λάβουν χώρα σημαντικές αλλαγές στους ρυθμούς μεταβολής των μερισμάτων, οι προσδοκίες τους αυτές διαψεύστηκαν. Η μη εκπλήρωση των προσδοκιών αυτών προκάλεσε συσχέτιση μεταξύ μερισματικών αποδόσεων και αναμενόμενων τιμών των μετοχών.

Η συσχέτιση αυτή ερμηνεύεται από τον Cornell ως αποτέλεσμα μίας ομάδας ιστορικών γεγονότων. Τα ιστορικά αυτά γεγονότα παρήγαγαν μη στάσιμα οικονομικά δεδομένα, εξαιτίας της μοναδικότητας του κάθε γεγονότος. Η διαφορετικότητα των γεγονότων οδηγεί στα διαφορετικά αποτελέσματα που προκύπτουν από τη διεξαγωγή αντιστοίχων ερευνών σε διάφορες χώρες καθώς κάθε χώρα έχει τη δική της ξεχωριστή ιστορία. Η άποψη αυτή υποστηρίχθηκε και από την αναφορά σε παλαιότερες ερευνητικές προσπάθειες, οι οποίες κατέληξαν σε διαφορετικά ευρήματα ανάλογα με τις χώρες για τις οποίες διεξήχθησαν.

Στη συγκεκριμένη μελέτη δόθηκε ιδιαίτερη έμφαση στην ενσωμάτωση των ιστορικών γεγονότων στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων. Τα οικονομικά δεδομένα από τα οποία προκύπτουν τα ευρήματα της έρευνας επηρεάζονται από ιστορικά γεγονότα. Η πολυπλοκότητα των γεγονότων αυτών επηρεάζει την κρίση και τις προσδοκίες των επενδυτών και συνεπώς με βάση τον Cornell τα ιστορικά γεγονότα θα πρέπει να λαμβάνονται υπόψη κατά την εκπόνηση αναλόγων μελετών προκειμένου τα συμπεράσματα που θα προκύψουν από αυτές να είναι όσο το δυνατόν καλύτερα.

Περισσότερο πολύπλοκες μέθοδοι παλινδρόμησης και συγκεκριμένα μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης χρησιμοποίησε το 1992 ο Αμερικανός οικονομολόγος Robert James Hodrick στη μελέτη του με τίτλο Yields and Expected

stock returns: Alternative Procedures for Inference and Measurement που δημοσιεύτηκε στο *The Review of Financial Studies*. Σε αυτή ο Hodrick χρησιμοποίησε τρεις εναλλακτικές μεθόδους εξαγωγής συμπερασμάτων και διεξαγωγής μετρήσεων σε πειράματα προβλέψεων με μεγάλο χρονικό ορίζοντα προκειμένου να εξετάσει τη σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών.

Η πρώτη από αυτές τις μεθόδους είναι η απλή γραμμική παλινδρόμηση και συγκεκριμένα η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων, η δεύτερη μία παραλλαγή της πρώτης και η τρίτη ένα μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (VAR). Κάθε μία από τις μεθοδολογίες εξετάστηκε με τη χρήση πειραμάτων προσομοίωσης Monte Carlo.

Όσον αφορά τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν, αυτά αντλήθηκαν από το Κέντρο για την Έρευνα στις Τιμές των Χρεογράφων του Πανεπιστημίου του Σικάγο και κάλυπταν μία περίοδο από το 1926 έως και το 1987. Οι τέσσερις βασικές χρονοσειρές που χρησιμοποιήθηκαν είναι οι σταθμισμένες με βάση την αξία μηνιαίες ονομαστικές αποδόσεις των μετοχών του δείκτη NYSE του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης που διένειμαν μέρισμα, οι σταθμισμένες με βάση την αξία μηνιαίες ονομαστικές αποδόσεις των μετοχών του ίδιου δείκτη που δε διένειμαν μέρισμα, οι μηνιαίες αποδόσεις του κρατικού ομολόγου και ο ρυθμός πληθωρισμού με βάση το Δείκτη Τιμών του Καταναλωτή.

Η πρώτη μεθοδολογία την οποία χρησιμοποίησε ο Hodrick στην εργασία του ήταν η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων, όπως αυτή χρησιμοποιήθηκε στην προγενέστερη μελέτη των Fama and French (1988). Αφού περιέγραψε την προσπάθεια και τα αποτελέσματα των δύο ερευνητών, παρέθεσε τη δική του εναλλακτική προσέγγιση για τον υπολογισμό των τυπικών σφαλμάτων της παλινδρόμησης. Συγκεκριμένα εισήγαγε τη μηδενική υπόθεση ότι οι αποδόσεις των μετοχών έχουν ένα σταθερό εξαρτημένο μέσο όρο. Ανέπτυξε επίσης έναν εκτιμητή για τη φασματική πυκνότητα, ο οποίος ήταν έγκυρος μόνο υπό την προϋπόθεση της παραπάνω μηδενικής υπόθεσης.

Για τη δεύτερη μεθοδολογία βασίστηκε στη μελέτη του Jegadeesh (1991), οποίος προέβη σε μία αναδιατύπωση της αρχικής μεθοδολογία των Fama and French (1988). Με βάση τη μελέτη αυτή αν ο συντελεστής κλίσης σε μία παλινδρόμηση ελαχίστων τετραγώνων διαφέρει του μηδενός τότε η συνδιακύμανση της ανεξάρτητης και της εξαρτημένης μεταβλητής της παλινδρόμησης δε μπορεί να είναι μηδέν. Ο Hodrick προσπάθησε να εξάγει συμπεράσματα μέσω της παλινδρόμησης των αποδόσεων μίας περιόδου με το άθροισμα των μερισματικών αποδόσεων.

Στα πλαίσια της τρίτης μεθοδολογίας της μελέτης ο ερευνητής χρησιμοποίησε ένα μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (VAR) και προσπάθησε να δημιουργήσει έμμεσα στατιστικά συμπεράσματα για ένα μεγάλο χρονικό ορίζοντα χωρίς όμως στην πραγματικότητα να επεξεργαστεί δεδομένα μεγάλης περιόδου.

Υπέθεσε ένα πρώτης τάξης μοντέλο VAR με τις εξής τρεις μεταβλητές: τη συνεχώς ανατοκιζόμενη πραγματική απόδοση του χαρτοφυλακίου των αποδόσεων, τη μερισματική απόδοση και την ενός μηνός απόδοση του κρατικού ομολόγου. Καθώς τα δεδομένα εμφάνιζαν δεσμευμένη ετεροσκεδαστικότητα χρησιμοποιήθηκε κατά την ανάλυση των δεδομένων ένα γενικευμένο αυτοπαλινδρομούμενο μοντέλο με δεσμευμένη ετεροσκεδαστικότητα (GARCH). Το μοντέλο αυτό χρησιμοποιήθηκε ως γεννήτρια δεδομένων για τη διεξαγωγή μιας σειράς πειραμάτων προσομοίωσης Monte Carlo.

Παρατέθηκε επίσης μία εναλλακτική προσέγγιση μέσω της προσθήκης δύο επιπλέον μεταβλητών στο μοντέλο VAR, ενός ασφαλίστρου (premium) και ενός ασφαλίστρου κινδύνου χρεοκοπίας (default risk premium). Το ασφαλιστρο ορίστηκε ως η διαφορά μεταξύ της απόδοσης των μακροπρόθεσμων κυβερνητικών ομολόγων και της απόδοσης του ενός μηνός κρατικού ομολόγου, ενώ το ασφαλιστρο χρεοκοπίας, η διαφορά των αποδόσεων εταιρικών ομολόγων BAA και AAA. Από το μοντέλο προέκυψε ότι η προσθήκη των δύο αυτών όρων δεν αύξανε τη δυνατότητα πρόβλεψης των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών του χαρτοφυλακίου.

Όσον αφορά τα συμπεράσματα της έρευνας, από τη διεξαγωγή των πειραμάτων προσομοίωσης Monte Carlo προέκυψε ότι κατά την προσπάθεια πρόβλεψης σε μεγάλο βάθος χρόνου, προκύπτουν σημαντικά συστηματικά σφάλματα (μεροληψίες).

Αφού πραγματοποιήθηκαν οι κατάλληλες διορθώσεις προκειμένου να εξαλειφθούν οι μεροληψίες αυτές, και οι τρεις μεθοδολογίες κατέληξαν σε παρόμοια συμπεράσματα.

Ο Hodrick συμπέρανε ότι καταλληλότερη μεθοδολογία ήταν η τρίτη, δηλαδή το μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (VAR). Βάσισε τη διαπίστωση του αυτή στο γεγονός ότι η συγκεκριμένη μεθοδολογία, αφενός έχει το κατάλληλο μέγεθος και αφετέρου παρέχει μακροπρόθεσμα στατιστικά συμπεράσματα τα οποία προκύπτει ότι αποτελούν αμερόληπτες εκτιμήσεις.

Τα συμπεράσματα της μεθοδολογία αυτής παρείχαν ισχυρές ενδείξεις για την δυνατότητα των μερισματικών αποδόσεων να προβλέπουν τις αποδόσεις για το χρονικό ορίζοντα ενός μηνός. Αυτό ίσχυε τουλάχιστον για την περίοδο από το 1952 έως το 1987. Οι εκτιμήσεις του μοντέλου VAR καθώς και οι προσομοιώσεις Monte Carlo στήριξαν το συμπέρασμα ότι οι αλλαγές στις μερισματικές αποδόσεις προβλέπουν σημαντικές διαρκείς αλλαγές στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών. Η οικονομική εξήγηση των συμπερασμάτων της μελέτης του αποτελούσε, σύμφωνα με τον Hodrick, κίνητρο για περαιτέρω ερευνητική δραστηριότητα.

Μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης αλλά και προσομοιώσεις Monte Carlo χρησιμοποιήθηκαν και στην εργασία με τίτλο «Reconciling the Return Predictability Evidence, Review of Financial Studies» που δημοσιεύτηκε το 2008 στο περιοδικό Review of Financial Studies από το Γερμανό οικονομολόγο Martin Lettau και το Βέλγο καθηγητή των χρηματοοικονομικών Stijn van Nieuwerburgh.

Σε αυτή χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα για την περίοδο από το 1926 έως το 2004. Συγκεκριμένα συλλέχθηκαν ετήσια δεδομένα για μετοχές που διανέμουν μέρισμα και μετοχές που δε διανέμουν από το χαρτοφυλάκιο όλων των μετοχών των δεικτών NYSE, Amex και NASDAQ. Τα δεδομένα ανακτήθηκαν από το Κέντρο Ερευνών των Τιμών των Μετοχών (CRSP) των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής. Επιπλέον αντλήθηκαν μηνιαία δεδομένα για τους αριθμοδείκτες μερισματικής απόδοσης και τιμής ανά κέρδη προς μετοχή από το δείκτη S&P 500 καθώς και δεδομένα από τη βάση δεδομένων Haver για την περίοδο 1946 έως 2004. Επίσης χρησιμοποιήθηκαν αριθμοδείκτες τιμής προς λογιστική αξία από την εργασία του Vuolteenaho (2000) για την περίοδο 1927 έως 1999.

Αρχικά οι δύο ερευνητές χώρισαν τα δεδομένα της περιόδου 1926 έως 2004 σε υποσύνολα με χρονικό ορίζοντα περίπου τριάντα ετών. Από τις παλινδρομήσεις που πραγματοποίησαν συμπέραναν ότι ο δείκτης μερισματικής απόδοσης δεν επιτυγχάνει να προβλέψει τις αποδόσεις των μετοχών ούτε και τους ρυθμούς αύξησης των μερισμάτων, χωρίς όμως να μπορούν να απορρίψουν τη συγκεκριμένη υπόθεση.

Στη συνέχεια επιχείρησαν να εξετάσουν τη δυνατότητα προβλεψιμότητας άλλων αριθμοδεικτών πέρα του δείκτη μερισματικής απόδοσης. Συγκεκριμένα χρησιμοποιούν το δείκτη τιμή προς κέρδη ανά μετοχή (P/E). Τα εμπειρικά τους ευρήματα είναι ανάλογα με αυτά του δείκτη μερισματικής απόδοσης. Έλαβαν επίσης υπόψη τους τις επαναγορές μετοχών, μέσω δύο μεθόδων. Αρχικά αφαίρεσαν από το δείγμα τους τις μετοχές του δείκτη NASDAQ, απομακρύνοντας από το δείγμα νέες μετοχές που δε διένειμαν μέρισμα και κυριάρχησαν κατά τη δεκαετία του 1990. Στη δεύτερή τους προσέγγιση ακολούθησαν τη μέθοδο των Boudoukh, Michaely, Richardson και Roberts (2007), οι οποίοι είχαν υπολογίσει δεδομένα απόδοσης επαναγορών για την περίοδο από το 1971. Με τη χρήση των στοιχείων αυτών υπολόγισαν ένα διορθωμένους δείκτης μερισματικής απόδοσης και διορθωμένους ρυθμούς αύξησης των μερισμάτων.

Στη μελέτη εξετάζεται επίσης και η εκτός δείγματος προβλεψιμότητα. Χρησιμοποιήθηκε το ένα μοντέλο αλλαγής καθεστώτων του Hamilton (1989). Η πρώτη τους πρόβλεψη έγινε για το 1946, άρα χρησιμοποιήθηκε δείγμα είκοσι ετών. Η διαδικασία επαναλήφθηκε για όλα τα επόμενα έτη του δείγματος. Συνέκριναν τρεις μεθόδους πρόβλεψης, μία με τη χρήση μίας μέσης απόδοσης όπως αυτή προέκυπτε από ένα υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου, μία με τη χρήση του δείκτη μερισματικής απόδοσης και μία με το διορθωμένο δείκτη μερισματικής απόδοσης, όπως προέκυψε κατά το προηγούμενο στάδιο της ερευνητικής διαδικασίας. Από τη διαδικασία αυτή προέκυψε ότι καλύτερη μέθοδος ήταν η τρίτη, ενώ μεταξύ των άλλων δύο καλύτερη προβλεψιμότητα είχε η μέθοδος του τυχαίου περιπάτου.

Αποδείχθηκε επίσης ότι όταν ένας επενδυτής υπολόγιζε μόνο τις ημερομηνίες αλλαγής καθεστώτων επιτύγχανε καλύτερα αποτελέσματα στην πρόβλεψη εκτός δείγματος, σε σχέση με τη χρήση ενός υποδείγματος τυχαίου περιπάτου.

Ένα άλλο θέμα που μελέτησαν στα πλαίσια της εργασίας τους οι Lettau και van Nieuwerburgh ή πρόβλεψη των αποδόσεων με τη χρήση παλινδρομήσεων μακροπρόθεσμου ορίζοντα. Από τη διαδικασία αυτή προέκυψε αποτέλεσμα ανάλογο με τα προηγούμενα συμπεράσματα. Δηλαδή ότι οι αποδόσεις είναι προβλέψιμες μέσω του αριθμοδείκτη μερισματικής απόδοσης αρκεί να έχουν απαλειφθεί από αυτόν τα μη στάσιμα μέρη του.

Στο επόμενο τμήμα της εργασίας χρησιμοποιήθηκαν πειράματα προσομοίωσης Monte Carlo προκειμένου να διαπιστωθεί αν το μοντέλο για τη πρόβλεψη μακροπρόθεσμου ορίζοντα λειτουργούσε σωστά στα πλαίσια τόσο των εντός δείγματος όσο και των εκτός δείγματος προβλέψεων. Στα πλαίσια των προσομοιώσεων δημιουργήθηκε ένα δομικό μοντέλο για τη συνδυαστική συμπεριφορά των αποδόσεων και των αναμενόμενων ρυθμών αύξησης των μερισμάτων.

Έγιναν επίσης προσομοιώσεις με τη μηδενική υπόθεση ότι υπήρξαν δύο διακοπές κατά τη δημιουργία των δεδομένων, μία το 1954 και μία το 1991. Επαναλήφθηκε η ίδια διαδικασία με παραπάνω και προέκυψαν λιγότερα σφάλματα πρόβλεψης.

Συμπερασματικά οι δύο ερευνητές συμπέραναν ότι υπάρχει σημαντική στατιστική σχέση μεταξύ αποδόσεων μετοχών και δεικτών μερισματικής απόδοσης και ότι υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης των δεύτερων με τη χρήση των πρώτων.

Στη μεθοδολογία της διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης βασίζεται και η μελέτη με τίτλο «Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis», που δημοσιεύτηκε το 1997 στο περιοδικό *Journal of Financial Economics* από τους πανεπιστημιακούς S. P. Kothari και Jay Shanken. Σε αυτή οι δύο ερευνητές εξέτασαν τη σχέση μεταξύ των δεικτών λογιστικής αξίας μετοχής προς χρηματιστηριακή αξία και μερισματικής ανάλυσης με τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών.

Χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα από το Κέντρο Ερευνών των Τιμών των Μετοχών (CRSP) των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής για την περίοδο 1926 έως 2001. Αντλήθηκαν ετήσιες αποδόσεις των μετοχών τόσο για το σταθμισμένο με βάση την αξία χαρτοφυλάκιο όσο και για το ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο. Ο δείκτης μερισματικής απόδοσης υπολογίστηκε ως ταμ μερίσματα που πληρώθηκαν από τον Απρίλιο του προηγούμενου έτους έως τον Μάρτιο του τρέχοντος προς την τιμή της μετοχής στα τέλη Μαρτίου του τρέχοντος έτους. Ο δείκτης λογιστικής αξίας προς χρηματιστηριακή αξία υπολογίστηκε ως η λογιστική αξία του προηγούμενου έτους προς τη χρηματιστηριακή αξία της μετοχής στα τέλη του Μαρτίου του τρέχοντος έτους.

Αρχικά πραγματοποιήθηκαν παλινδρομήσεις με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων με εξαρτημένη μεταβλητή την αναμενόμενη απόδοση και εξαρτημένες μεταβλητές τους δύο αριθμοδείκτες εναλλάξ. Από τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων προέκυψε σημαντική στατιστική σημαντικότητα για την προβλεπτική ικανότητα και των δύο αριθμοδεικτών. Συγκεκριμένα η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη λογιστικής αξίας προς χρηματιστηριακή αξία ήταν μεγαλύτερη για το ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο, ενώ της μερισματικής απόδοσης για το σταθμισμένο με τη αξία χαρτοφυλάκιο. Αυτό εξηγήθηκε από το γεγονός ότι ένα μεγάλο μέρος των εταιρειών του δείγματος δεν πλήρωναν μέρισμα.

Η διαδικασία επαναλήφθηκε για το τμήμα του δείγματος από το 1941 έως το 1991. Αφαιρέθηκε δηλαδή από το δείγμα η περίοδος της Μεγάλης Ύφεσης, καθώς κατά την περίοδο αυτή οι αποδόσεις των μετοχών μεταβάλλονταν συνεχώς και ακανόνιστα. Την περίοδο αυτή ο δείκτης μερισματικής απόδοσης εμφανίζει μεγαλύτερη προβλεπτική ικανότητα και για τα δύο χαρτοφυλάκια.

Στη συνέχεια μέσω προσομοίωσης προσπάθησαν να εξετάσουν αν τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων επηρεάζονταν από μεροληψίες μικρού δείγματος. Συγκεκριμένα χρησιμοποίησαν ένα μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (VAR) στο οποίο οι αναμενόμενες αποδόσεις ήταν γραμμικές συναρτήσεις των δύο αριθμοδεικτών. Το μοντέλο ξεκινούσε με την πραγματική ιστορική τιμή των αριθμοδεικτών στην αρχή του δείγματος. Στη συνέχεια μέσω

τυχαίων τιμών που αποδίδονταν στο συντελεστή παλινδρόμησης και της τυχαίας επιλογής των καταλοίπων των εξισώσεων δημιουργούνταν χρονοσειρές αποδόσεων και νέες τιμές για τους δύο αριθμοδείκτες. Τελικά πραγματοποιούνταν προσομοίωση των χρονοσειρών των αποδόσεων και των δύο αριθμοδεικτών, οι οποίες είχαν το ίδιο μήκος με τα αρχικά δεδομένα. Η διαδικασία αυτή επαναλήφθηκε 2500 φορές.

Εξετάστηκε η μηδενική υπόθεση ότι ο συντελεστής παλινδρόμησης ισούται με το μηδέν. Για να γίνει αυτό ελέγχθηκε το ποσοστό των συντελεστών μεταξύ των 2500 προσομοιωμένων συντελεστών, που ξεπερνούσε τον ιστορικό συντελεστή, όπως αυτός υπολογίστηκε από τα ιστορικά δεδομένα. Για τις περιπτώσεις που η μηδενική υπόθεση απορρίφθηκε, εξετάστηκε αν μπορούσαν να απορριφθούν και θετικές τιμές του συντελεστή, θέτοντας ένα επίπεδο το οποίο ελεγχόταν αν ξεπερνούν οι συντελεστές.

Υιοθετήθηκε στη συνέχεια μία διαφορετική προσέγγιση μέσω μίας πιθανότητας bootstrap, δηλαδή του ποσοστού των προσομοιωμένων δειγμάτων τα οποία υπό μία συγκεκριμένη υπόθεση προσεγγίζουν την ιστορική κλίση της παλινδρόμησης. Το σύνολο των πιθανοτήτων όλων των τιμών των συντελεστών παλινδρόμησης ήταν ίσο με τη μονάδα.

Οι Kothari και Shanken συμπέραναν ότι τόσο ο δείκτης λογιστικής αξίας προς χρηματιστηριακή αξία, όσο και ο δείκτης μερισματικής απόδοσης δύνανται να προβλέψουν τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών. Ο δείκτης λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία εμφάνισε καλύτερη προβλεπτική ικανότητα όταν εξετάστηκε το σύνολο του δείγματος, ενώ ο δείκτης μερισματικής απόδοσης υπερέιχε όταν από το δείγμα αφαιρέθηκε η περίοδος της Μεγάλης Ύφεσης

Μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης χρησιμοποίησε επίσης ο αμερικανός οικονομολόγος John Cochrane στην εργασία του με τίτλο «The Dog That Did Not Bark: A Defense of Return Predictability», η οποία δημοσιεύτηκε το 2008 στο περιοδικό Review of Financial Studies.

Ο Cochrane χρησιμοποίησε ετήσια δεδομένα αποδόσεων από το Κέντρο Ερευνών των Τιμών των Μετοχών (CRSP) των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής για το χρονικό διάστημα από το 1926 έως και το 2004.

Αρχικά πραγματοποίησε απλές γραμμικές παλινδρομήσεις με εξαρτημένη μεταβλητή τις ετήσιες αποδόσεις των μετοχών και ανεξάρτητη οι δείκτες μερισματικής απόδοσης. Από αυτές τις παλινδρομήσεις προέκυψε οριακή μεν στατιστική σημαντικότητα, τα t -statistics ήταν οριακά πάνω από το 2. Ο ερευνητής δε θεώρησε ότι η οριακή αυτή στατιστική σημαντικότητα είναι ενδεικτική της μη δυνατότητας πρόβλεψης. Σύμφωνα με τον Cochrane, η μηδενική υπόθεση της μη δυνατότητας πρόβλεψης των μετοχικών αποδόσεων από τους δείκτες μερισματικής απόδοσης μπορεί να καταρριφθεί με τη χρήση άλλων στατιστικών μεθόδων.

Στη μελέτη διαπιστώνεται επίσης ότι από τις παλινδρομήσεις δεν προβλέπεται σε καμία περίπτωση ο μελλοντικός ρυθμός αύξησης των μερισμάτων. Ωστόσο αν οι αποδόσεις των μετοχών δεν ήταν προβλέψιμες θα έπρεπε να ήταν προβλέψιμοι οι ρυθμοί αύξησης των μερισμάτων. Σε διαφορετική περίπτωση δε θα μπορούσε να εξηγηθεί η μεταβολή των δεικτών μερισματικής απόδοσης. Σύμφωνα με την βιβλιογραφική επισκόπηση που πραγματοποίησε ο Cochrane για την περίοδο των τελευταίων 25 ετών, δεν υπήρξε καμία σημαντική ένδειξη για τη δυνατότητα πρόβλεψης των ρυθμών αύξησης των μερισμάτων. Όμως αν τόσο οι αποδόσεις των μετοχών όσο και οι ρυθμοί αύξησης των μερισμάτων δεν είναι προβλέψιμοι, τότε θα έπρεπε οι δείκτες μερισματικής απόδοσης να παραμένουν σταθεροί. Αυτό όμως δεν ίσχυε.

Στα πλαίσια της μελέτης δημιουργήθηκε ένα πρώτης τάξης μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (VAR), το οποίο περιελάμβανε λογαριθμικές αποδόσεις μετοχών, λογαριθμικές μερισματικές αποδόσεις και λογαριθμικούς ρυθμούς αύξησης των μερισμάτων. Στα πλαίσια του υποδείγματος αυτού εισήχθη η αρχική μηδενική υπόθεση ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν ήταν προβλέψιμες και παράλληλα οι αλλαγές στους ρυθμούς ανάπτυξης των μερισμάτων μπορούσαν να ερμηνεύσουν τις αλλαγές στους δείκτες μερισματικής απόδοσης. Από τα ευρήματα προέκυψε ότι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων ήταν σχεδόν 20%, ενώ των ρυθμών αύξησης των μερισμάτων 14%.

Η επόμενη ενέργεια του ερευνητή ήταν να πραγματοποιήσει πειράματα προσομοίωσης Monte Carlo προσομοιώνοντας τη μερισματική απόδοση και το ρυθμό αύξησης των μερισμάτων. Προσομοιώθηκαν 50.000 ομάδες δεδομένων. Από τα ευρήματα των προσομοιώσεων η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται στατιστικά σημαντικότερα σε σχέση με τις αρχικές παλινδρομήσεις ενώ προκύπτουν και υψηλότερα t-statistics.

Προκειμένου να εξετάσει την προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών χρησιμοποίησε παλινδρόμηση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Τα τυπικά σφάλματα κατέστησαν ασυμπτωτικά με τη μέθοδο δέλτα, ενώ διορθώθηκαν και σφάλματα ετεροσκεδαστικότητας. Από τα ευρήματα και πάλι προκύπτει προβλεψιμότητα για τις αποδόσεις αλλά όχι για τους ρυθμούς αύξησης μερισμάτων.

Ο Cochrane αφιερώνει ιδιαίτερα σημαντικό τμήμα της εργασίας του στην αρνητική συσχέτιση μεταξύ των συντελεστών αυτοσυσχέτισης των αποδόσεων και των μερισματικών αποδόσεων. Σε μία απλή παλινδρόμηση οι αλλαγές στο ρυθμό αύξησης μερισμάτων σχετίζονται με αλλαγές στο μελλοντικό ρυθμό αύξησης μερισμάτων. Στα πλαίσια οικονομικών υποδειγμάτων μία αρνητική είδηση για τα μερίσματα αυξάνει το πριμ κινδύνου αυξάνοντας τις αναμενόμενες αποδόσεις και συνεπώς τις μερισματικές αποδόσεις.

Διαπιστώθηκε επίσης ότι όσο μεγαλύτερη είναι η αυτοσυσχέτιση της μερισματικής απόδοσης τόσο μειώνεται η στατιστική σημαντικότητα των ευρημάτων των στατιστικών μετρήσεων. Ο ερευνητής επιχείρησε να υπολογίσει το βαθμό αυτοσυσχέτισης που θα έπρεπε να συμπεριλάβει στη μηδενική του υπόθεση και τη σχέση μεταξύ αύξησης του βαθμού αυτοσυσχέτισης και μείωσης της στατιστικής σημαντικότητας.

Διατυπώθηκαν επιχειρήματα ενάντια στην επιλογή ενός συντελεστή αυτοσυσχέτισης ίσου με τη μονάδα. Εξετάζοντας ωστόσο το θέμα τόσο από οικονομικής όσο και από στατιστικής άποψης σε πρώτη φάση δεν προέκυψε ένας ιδανικός δείκτης, αλλά ένας πίνακας τιμών. Στη συνέχεια μετά από διάφορες παραδοχές και διεργασίες κατέληξε σε ένα συντελεστή αυτοσυσχέτισης ίσο με 0,941.

Συμπερασματικά ο Cochrane κατόρθωσε να εντοπίσει στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών και του δείκτη μερισματικής απόδοσης χρησιμοποιώντας απλές παλινδρομήσεις. Συνεπώς απέδειξε ότι οι μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών μπορούν να προβλεφθούν με τη χρήση του δείκτη μερισματικής απόδοσης. Ωστόσο ο ίδιος δείκτης δε μπορεί να προβλέψει τους ρυθμούς αύξησης των μερισμάτων.

Μία περισσότερη σύνθετη μεθοδολογία χρησιμοποιήθηκε από τους αμερικανούς πανεπιστημιακούς William N. Goetzmann και Philippe Jorion στην εργασία με τίτλο «Testing the Predictive Power of Dividend Yields», η οποία δημοσιεύτηκε το 1993 στο περιοδικό *The Journal of Finance*. συγγραφείς της ήταν οι. Στόχος της εργασίας ήταν να επανεξετάσει τη δυνατότητα των μερισματικών αποδόσεων να προβλέπουν μακροχρόνιες αποδόσεις μετοχών.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν ήταν μηνιαίες αποδόσεις του δείκτη S&P500 για την περίοδο 1927-1990. Στα πλαίσια της έρευνας δημιουργήθηκε μία χρονοσειρά τιμών, η οποία δεν ενσωμάτωνε την επανεπένδυση των επιτοκίων. Δημιουργήθηκε επίσης μία χρονοσειρά για τα μηνιαία ετησιοποιημένα μερίσματα, με επανατοκισμό δώδεκα μηνιαίων μερισμάτων με το επιτόκιο του ενός μηνός κρατικού ομολόγου. Αυτό έγινε για να εξαλειφθούν τυχόν προβλήματα εποχικότητας.

Η μηδενική αρχική υπόθεση στην οποία βασίστηκαν ήταν ότι οι μερισματικές αποδόσεις αποτυγχάνουν να προβλέψουν τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών, δηλαδή ότι οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν ένα υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου.

Βασιζόμενοι στην προγενέστερη εργασία των Fama and French (1988), πραγματοποίησαν μετρήσεις με αλληλοκαλυπτόμενες παρατηρήσεις. Προέβησαν στη συνέχεια σε διορθώσεις των τυπικών σφαλμάτων.

Συγκεκριμένα πραγματοποιήθηκαν παλινδρομήσεις με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων για τη συνολική περίοδο των 64 ετών του δείγματος αλλά και για δύο

ίσες υποπεριόδους, μία από το 1927 έως το 1958 και μία από το 1958 έως το 1990. Τα ευρήματα έδειξαν μία ισχυρή προβλεπτική ικανότητα για τη μερισματική απόδοση.

Στη συνέχεια συμπεριέλαβαν στο μοντέλο τους την υπόθεση ότι τα μερίσματα αυξάνονται με ένα σταθερό ρυθμό ανάπτυξης g και χρησιμοποιούν την τεχνική λήψης δείγματος bootstrap την οποία εισήγαγε ο Efron (1979). Στα πλαίσια της τεχνικής αυτής εξήγαγαν ένα δείγμα τυχαίων συνολικών αποδόσεων από τις κατανομές τους και αφαίρεσαν από αυτές το τμήμα τους που αφορά το εισόδημα. Προέκυψαν έτσι σειρές με ψευδοκεφαλαιακές αποδόσεις. Αυτές αθροίστηκαν προκειμένου να προκύψει μία χρονοσειρά για ένα ψευδοεπιπέδο τιμών. Αυτή με τη σειρά της χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό ενός ψευδοδείκτη μερισματικής απόδοσης. Με αυτές τις νέες μεταβλητές επαναλήφθηκαν οι παλινδρομήσεις. Η διαδικασία αυτή επαναλήφθηκε 5.000 φορές.

Από τα ευρήματα προέκυψε ότι η κατανομή ήταν λοξή δεξιά, δηλαδή θετικά ασύμμετρη. Η λοξότητα δεν αποδόθηκε στις αλληλεπικαλύψεις των αποδόσεων καθώς εμφανίστηκε τόσο στην πρόβλεψη για ένα μήνα, όσο και σε αυτή για τέσσερα χρόνια.

Όσον αφορά τους συντελεστές παλινδρόμησης θεωρήθηκε ότι δεν έπρεπε να γίνει ξεχωριστή μελέτη τους. Κρίθηκε επωφελέστερη η συνδυασμένη μελέτη τους. Αυτό επιτεύχθηκε μέσω μίας στατιστικής μεθόδου, την οποία χρησιμοποιήθηκε ο πίνακας συνδιακυμάνσεων των 5.000 βήτα της τεχνικής bootstrap. Προέκυψε τελικά ότι οι συντελεστές παλινδρόμησης ήταν οριακά σημαντικοί.

Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα με αυτά ενός μοντέλου διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (VAR), οι Goetzmann και Jorion, διαπίστωσαν ότι το μοντέλο VAR δεν εντόπιζε απόλυτα τη λοξότητα. Με βάση τα γενικότερα ευρήματα ισχυρίστηκαν ότι με την τεχνική bootstrap απεικονιζόταν καλύτερα η πραγματική κατανομή του δείγματος.

Σχετικά με την εξήγηση των υψηλών R^2 που παρατηρήθηκαν στα προηγούμενα ευρήματα, οι δύο ερευνητές διαπίστωσαν ότι όσο μεγαλύτερες ήταν οι

αλληλεπικαλύψεις στις σειρές των αποδόσεων, τόσο αυτές έμοιαζαν με σειρές επιπέδου τιμών, παρά με σειρές αποδόσεων. Αν και κάθε μία απόδοση είναι ανεξάρτητη, όπως ισχύει εξ ορισμού στην τεχνική bootstrap, όταν συνδυαστούν σε μία σειρά δεν είναι. Το ίδιο ισχύει και για τα μερίσματα. τα οποία ακολουθούν και αυτά ένα υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου.

Άρα η δημιουργία ενός μοντέλου με σειρές ανεξάρτητων καταρχάς μερισμάτων και αποδόσεων είναι πολύ πιθανό να οδηγήσει σε λανθασμένα συμπεράσματα σχετικά με την επεξηγηματική ικανότητα και τη σημαντικότητα της μερισματικής απόδοσης.

Συνεπώς από τα ευρήματα των Goetzmann και Jorion προκύπτει ότι πρέπει να επανεξεταστεί πλήρως η μεθοδολογία των ερευνών για τον έλεγχο της προβλεψιμότητας αποδόσεων με βάση τη μερισματική απόδοση. Θα πρέπει επίσης σύμφωνα με τους συγγραφείς η επιλογή των τεχνικών παλινδρόμησης που να χρησιμοποιηθούν να γίνεται με προσοχή και να υπάρχει πλήρης κατανόηση της λειτουργία τους, ώστε να μην οδηγούνται σε ψευδή συμπεράσματα. Τα συμπεράσματά τους επεκτείνονται και σε άλλες περιπτώσεις προβλέψεων με διαφορετικές μεταβλητές.

Συνοπτικά οι δύο ερευνητές καταλήγουν στη διαπίστωση ότι δεν υπάρχουν ισχυρές στατιστικές ενδείξεις που να υποστηρίζουν την άποψη ότι η μερισματική απόδοση μπορεί να προβλέψει τις τιμές των μετοχών.

Την τεχνική bootstrap χρησιμοποίησε και ο Michael Wolf, οποίος το 2000, δημοσίευσε στο περιοδικό Journal of Business & Economic Statistics την εργασία του με τίτλο «Stock Returns and Dividend Yields Revisited: A New Way to Look at an Old Problem».

Χρησιμοποίησε δεδομένα από το Κέντρο Ερευνών των Τιμών των Μετοχών (CRSP) των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής και συγκεκριμένα μηνιαίες αποδόσεις του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE) για την περίοδο από το Δεκέμβριο του 1947 έως το Δεκέμβριο του 1986 καθώς και δεδομένα από το δείκτη S&P500 για την περίοδο από το Δεκέμβριο του 1947 έως και τον Ιανουάριο του 1995. Ουσιαστικά χρησιμοποίησε τρία δείγματα καθώς οι αποδόσεις από το Κέντρο

Ερευνών των Τιμών των Μετοχών διακρίθηκαν σε αποδόσεις σταθμισμένες με βάση την αξία και σε ισοσταθμισμένες αποδόσεις. Για τον υπολογισμό του δείκτη μερισματικής απόδοσης ακολούθησε τη μέθοδο του Hodgick (1992).

Ο Wolf βασίστηκε στην τεχνική της υποδειγματοληψίας με βάση τη μέθοδο των Politis και Romano (1994). Η ιδέα της μεθοδολογίας αυτής βασίζεται στον επανυπολογισμό ενός εκτιμητή για όλες τις υποσειρές των δεδομένων ή για κάθε μπλοκ. Το μήκος κάθε μπλοκ ορίστηκε μικρότερο από το συνολικό μήκος του δείγματος. Η δυσκολία της διαδικασίας βρισκόταν στην κατάλληλη επιλογή του μεγέθους του μπλοκ. Ο ερευνητής χρησιμοποίησε μία τεχνική βαθμονόμησης, η οποία παρέκαμπε τη δυσκολία εύρεσης του ιδανικού μεγέθους του μπλοκ.

Η συνάρτηση βαθμονόμησης υπολογιζόταν με τη χρήση της τεχνικής bootstrap. Αρχικά δημιουργήθηκαν τεχνητές αλληλουχίες από μία κατανομή bootstrap. Στη συνέχεια δημιουργήθηκε ένα διάστημα εμπιστοσύνης για κάθε μία από τις τεχνητές αλληλουχίες. Έπειτα παρατήρησε τη συχνότητα εμφάνισης του συντελεστή παλινδρόμησης στα διαστήματα αυτά.

Στο επόμενο τμήμα της εργασίας συγκρίνεται η μέθοδος της υποδειγματοληψίας με τη μέθοδο των στιγμών μέσω προσομοιώσεων. Χρησιμοποιείται μία γεννήτρια δεδομένων η οποία να μοντελοποιεί τόσο τις λογαριθμικές αποδόσεις των μετοχών όσο και τους δείκτες μερισματικής απόδοσης. Αρχικά χρησιμοποιήθηκε ένα πρώτης τάξης μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (VAR) με 9 παραμέτρους. Για τον προσδιορισμό των τεχνητών αλληλουχιών χρησιμοποιήθηκε ένα γενικευμένο αυτοπαλινδρομούμενο μοντέλο με δεσμευμένη ετεροσκεδαστικότητα (GARCH).

Κατά την παραγωγή των δεδομένων αγνοήθηκαν οι εκατό πρώτες παρατηρήσεις. Στη συνέχεια οι παρατηρήσεις ενσωματώθηκαν στο μοντέλο VAR με τη μηδενική υπόθεση ότι η πρώτη σειρά του πίνακα του μοντέλου ισούται με μηδέν. Και στην περίπτωση αυτή η 100 πρώτες παρατηρήσεις δεν λήφθηκαν υπόψη. Για κάθε σενάριο δημιουργήθηκαν 1000 παρατηρήσεις και 95% βαθμονομημένα διαστήματα για κάθε αλληλουχία. Ανάλογα διαστήματα εμπιστοσύνης υπολογίστηκαν και με τη μέθοδο των στιγμών. Προέκυψε η υπεροχή της υποδειγματοληψίας έναντι της μεθόδου των στιγμών, η οποία ψευδώς οδηγούσε στην απόρριψη της μηδενικής

υπόθεσης. Για την περίοδο ενός μήνα η μέθοδος της υποδειγματοληψίας έδινε 5% καλύτερα διαστήματα εμπιστοσύνης, ενώ για την περίοδο δύο ετών 20% καλύτερα.

Σε επόμενη φάση για την παραγωγή των δεδομένων χρησιμοποιήθηκε η τεχνική bootstrap των Goetzmann και Jorion (1993), η οποία εξ ορισμού ενσωματώνει τη μηδενική υπόθεση. Καθώς η μέθοδος αυτή απαιτεί περισσότερη πληροφόρηση, στο συγκεκριμένο τμήμα ο Wolf χρησιμοποιεί μόνο τα δεδομένα από το δείκτη S&P500. Ακολουθήθηκε η ίδια διαδικασία σύγκρισης για τα δεδομένα που παρήχθησαν από την τεχνική αυτή. Προέκυψαν ωστόσο διαφορετικά ευρήματα καθώς η τεχνική της υποδειγματοληψίας δεν αποδείχθηκε τόσο ξεκάθαρα αποτελεσματική όσο στην προηγούμενη περίπτωση.

Στο επόμενο κομμάτι της εργασίας ο ερευνητής ασχολήθηκε με την προβλεψιμότητα των μερισματικών αποδόσεων ακολουθώντας τη μέθοδο της υποδειγματοληψίας. Χρησιμοποιήθηκαν χρονικοί ορίζοντες πρόβλεψης ίσοι με ένα μήνα, ένα έτος, δύο έτη, τρία έτη και τέσσερα έτη. Αρχικά δημιουργήθηκαν οι τεχνητές αλληλουχίες δεδομένων θέτοντα το μέγεθος του μπλοκ του bootstrap ίσο με 100. Μέσω ενός αλγορίθμου υπολογίστηκε ότι το κατάλληλο μέγεθος του μπλοκ ήταν μεταξύ 40 και 120 και ειδικότερα στην πλειονότητα των περιπτώσεων μεταξύ 60 και 100. Στη συνέχεια δημιουργήθηκαν 1000 δείγματα bootstrap. Δεν προέκυψε προβλεψιμότητα για το χρονικό διάστημα του ενός μήνα, του ενός και των δύο ετών καθώς το μηδέν περιλαμβανόταν σε όλα τα διαστήματα εμπιστοσύνης. Για τα διαστήματα των τριών και των τεσσάρων ετών δεν προέκυψαν ικανοποιητικά αποτελέσματα.

Χρησιμοποιήθηκε τέλος μία εναλλακτική μέθοδος, η οποία συνοψίζει τις πέντε χρονικές περιόδους προβλέψεων. Και αυτή όμως δεν κατόρθωσε να αποδείξει μία σημαντική προβλεπτική ικανότητα του δείκτη μερισματικής απόδοσης.

Συνεπώς ο ερευνητής δεν κατόρθωσε να αποδείξει μία σημαντική στατιστική ικανότητα των δεικτών μερισματικής απόδοσης να προβλέπουν τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών.

Αυτοπαλινδρομούμενο μοντέλο κινητού μέσου όρου (ARMA) χρησιμοποιήθηκε το 2010 από τους Jules van Binsbergen και Ralph Koijen, οι οποίοι δημοσίευσαν στο *The Journal of Finance* τη μελέτη τους με τίτλο «Predictive Regressions: A Present-

Value Approach». Σε αυτή επιχειρούν να προβλέψουν μελλοντικές αποδόσεις μετοχών και ρυθμούς αύξησης των μερισμάτων μέσω της χρήσης ιστορικών δεικτών μερισματικής απόδοσης και ρυθμών αύξησης μερισμάτων.

Χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα για την περίοδο από το 1946 έως το 2007. Συγκεκριμένα συλλέχθηκαν μηνιαίες αποδόσεις για μετοχές που διανέμουν μέρισμα και μετοχές που δε διανέμουν από το χαρτοφυλάκιο όλων των μετοχών των δεικτών NYSE, Amex και NASDAQ. Τα δεδομένα ανακτήθηκαν από το Κέντρο *Ερευνών* των Τιμών των Μετοχών (CRSP) των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής. Ανακτήθηκαν επίσης δεδομένα από το δείκτη S&P500. Όσον αφορά την επανεπένδυση των μερισμάτων ακολουθούνται δύο προσεγγίσεις. Η μία υποθέτει επανεπένδυση των μερισμάτων στις μετοχές του δείκτη S&P500, ενώ η άλλη επανεπένδυση στο κρατικό ομόλογο με λήξη ενός μηνός. Οι αποδόσεις του ομολόγου αντλήθηκαν επίσης από το Κέντρο *Ερευνών* των Τιμών των Μετοχών.

Για την επεξεργασία των δεδομένων χρησιμοποιήθηκε ένα αυτοπαλινδρομούμενο μοντέλο κινητού μέσου όρου (ARMA). Οι ερευνητές έκαναν την υπόθεση ότι τόσο οι μελλοντικές αποδόσεις όσο και ο μελλοντικός ρυθμός αύξησης των μερισμάτων είναι λανθάνουσες μεταβλητές. Αρχικά χρησιμοποιήθηκε αυτοπαλινδρομούμενο μοντέλο πρώτης τάξης και για τις δύο μεταβλητές. Στη συνέχεια όμως χρησιμοποιήθηκαν και περισσότερο πολύπλοκα μοντέλα καθώς έγιναν υποθέσεις για την επανεπένδυση των μερισμάτων.

Το μοντέλο περιελάμβανε δύο εξισώσεις μία για το δείκτη μερισματικής απόδοσης και μία για το ρυθμό αύξησης μερισμάτων. Δεν υπήρχε εξίσωση που να μετρά τις αποδόσεις αλλά αυτή περιλαμβανόταν στις δύο υπάρχουσες εξισώσεις.

Στη συνέχεια το μοντέλο εμπλουτίστηκε με την υπόθεση της επανεπένδυσης των μερισμάτων, τόσο στην περίπτωση επανεπένδυσης τους στο μηνιαίο κρατικό ομόλογο, όσο και σε αυτή της επανεπένδυσής τους στη χρηματιστηριακή αγορά. Σε επόμενη φάση έγινε σύγκριση της μεθόδου με μία αντίστοιχη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Τα ευρήματα της έρευνας υπέδειξαν ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις και οι αναμενόμενοι ρυθμοί αύξησης των μερισμάτων ποίκιλλαν κατά τη διάρκεια του χρόνου, αλλά οι αναμενόμενες αποδόσεις ήταν περισσότερο επίμονες. Προκειμένου να εξετάσουν τη στατιστική σημαντικότητα των ευρημάτων τους οι van Binsbergen και Koijen προέβησαν στη διατύπωση μίας σειράς μηδενικών υποθέσεων.

Συγκεκριμένα έλεγξαν πέντε μηδενικές υποθέσεις. Η πρώτη είχε να κάνει με την ύπαρξη ή μη προβλεψιμότητας των μελλοντικών αποδόσεων. Η δεύτερη με ύπαρξη ή μη προβλεψιμότητας των μελλοντικών ρυθμών αύξησης των μερισμάτων. Η τρίτη έθετε το συντελεστή επιμονής του μελλοντικού ρυθμού αύξησης των μερισμάτων ίσο με το μηδέν, ενώ η τέταρτη έθετε ίσους τους αντιστοίχους συντελεστές των μελλοντικών αποδόσεων και των μελλοντικών ρυθμών αύξησης των μερισμάτων. Η τελευταία υπόθεση εξέταζε το αν η προσθήκη ενός σφάλματος επηρεάζει τη σημαντικότητα του μοντέλου. Και οι πέντε μηδενικές υποθέσεις απορρίπτονταν, συνεπώς τόσο οι αποδόσεις των μετοχών όσο και οι ρυθμοί αύξησης των μερισμάτων είναι προβλέψιμοι.

Στα πλαίσια της έρευνας πραγματοποιήθηκε και ανάλυση διάσπασης της διακύμανσης τόσο για της μη αναμενόμενες αποδόσεις όσο και για τους δείκτες μερισματικής απόδοσης στα πλαίσια και των δύο μοντέλων επανεπένδυσης των μερισμάτων. Κατά τη διαδικασία διάσπασης της διακύμανσης των μη αναμενόμενων αποδόσεων εντοπίστηκαν διαφορές ανάμεσα στις δύο στρατηγικές επανεπένδυσης. Οι διαφορές αυτές οφείλονταν στην υψηλότερη συσχέτιση μεταξύ αποδόσεων και ρυθμών αύξησης των μερισμάτων στην περίπτωση που τα μερίσματα επανεπενδύονται στη χρηματιστηριακή αγορά καθώς και στην υψηλότερη επιμονή των αναμενόμενων ρυθμών αυξήσεων των μερισμάτων στην ίδια περίπτωση.

Προκειμένου να ελέγξουν την προβλεψιμότητα εκτός δείγματος υπολόγισαν το μέσο τετραγωνικό σφάλμα των αποδόσεων καθώς και το εκτός δείγματος μέσο τετραγωνικό σφάλμα των ρυθμών αύξησης των μερισμάτων. Χρησιμοποιήθηκαν τα δεδομένα από το 1926 έως το 1972 για να προβλεφθεί η αναμενόμενη απόδοση και ο αναμενόμενος ρυθμός αύξησης μερισμάτων για το 1973. Στη συνέχεια χρησιμοποίησαν τα δεδομένα από το 1926 έως και το 1973 για να προβλέψουν την αναμενόμενη απόδοση και το ρυθμό αύξησης των μερισμάτων για το 1974. Η

διαδικασία επαναλήφθηκε για όλα τα έτη μέχρι και το 2007. Όπως αποδείχθηκε από τα συμπεράσματα το μοντέλο των van Binsbergen και Kooijen αποδείχθηκε καταλληλότερο για την προβλεψιμότητα εκτός δείγματος έναντι των απλών παλινδρομήσεων.

Από την εκπόνηση της συγκεκριμένης εργασίας οι δύο ερευνητές κατέληξαν στα εξής βασικά συμπεράσματα. Καταρχάς ο δείκτης μερισματικής απόδοσης μπορεί να χρησιμοποιηθεί στην πρόβλεψη αναμενόμενων αποδόσεων και αναμενόμενων ρυθμών αύξησης των μερισμάτων. Επιπλέον διαπίστωσαν ότι η επανεπένδυση των μερισμάτων επηρεάζει τους ρυθμούς αύξησης των μερισμάτων.

Χρησιμοποιώντας περισσότερο πολύπλοκη μεθοδολογία και συγκεκριμένα ένα μοντέλο μιας εξίσωσης με αυτοπαλινδρόμηση και κατανεμημένη υστέρηση (ARDL), οι Ansgar Belke και Thorsten Polleit δημοσίευσαν το 2006 τη μελέτη τους με τίτλο «Dividend Yields for Forecasting Stock Market Returns. An ARDL Co integration Analysis for Germany» στο περιοδικό *Ekonomia*. Η εργασία βασίστηκε στην προγενέστερη μελέτη των Pesaran, Shin και Smith (2001).

Τα δεδομένα που συλλέχθηκαν αφορούν την περίοδο από τον Αύγουστο του 1974 έως και το Σεπτέμβριο του 2003. Χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα από τη γερμανική χρηματιστηριακή αγορά. Οι δείκτες που συμπεριλήφθηκαν κάλυπταν το 80% της κεφαλαιοποίησης των μετοχών.

Για την επεξεργασία των δεδομένων έγινε η χρήση ενός μοντέλου μιας εξίσωσης με αυτοπαλινδρόμηση και κατανεμημένη υστέρηση (μοντέλο ARDL). Η εξαρτημένη μεταβλητή ήταν η μερισματική απόδοση, ενώ χρησιμοποιήθηκαν τρεις εναλλακτικές ανεξάρτητες μεταβλητές, οι ετησιοποιημένες μηνιαίες συνεχώς ανατοκιζόμενες αποδόσεις των μετοχών, οι ετησιοποιημένοι μηνιαίοι ποσοστιαίοι ρυθμοί ανάπτυξης των μερισμάτων και η διαφορά μεταξύ των δύο. Οι υπολογισμοί πραγματοποιήθηκαν για χρονικά διαστήματα 1, 3, 12, 24, 36 και 48 μηνών.

Η προσέγγιση τους περιείχε δύο βήματα. Αρχικά χρησιμοποιήθηκε η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Σε περίπτωση που η μηδενική υπόθεση απορριπτόταν, στο δεύτερο βήμα υπολογιζόταν οι συντελεστές

παλινδρόμησης και τα αντίστοιχα διορθωτικά μοντέλα και πάλι με τη χρήση ενός μοντέλου αυτοπαλινδρόμησης ARDL.

Κατά το πρώτο βήμα της έρευνας προέκυψε ότι τόσο το R^2 της παλινδρόμησης όσο και τα t -values της τρίτης ανεξάρτητης μεταβλητής, δηλαδή της διαφοράς μεταξύ ετησιοποιημένων μηνιαίων συνεχώς ανατοκιζόμενων αποδόσεων των μετοχών και ετησιοποιημένων μηνιαίων ποσοσטיαίων ρυθμών ανάπτυξης των μερισμάτων, αυξάνονταν συστηματικά καθώς αυξάνονταν ο χρονικός ορίζοντας. Όσον αφορά τα t -values των ετησιοποιημένων μηνιαίων συνεχώς ανατοκιζόμενων αποδόσεων των μετοχών και ετησιοποιημένων μηνιαίων ποσοσטיαίων ρυθμών ανάπτυξης των μερισμάτων, τα πρώτα έφταναν σε ένα μέγιστο βαθμό μετά από δύο χρόνια, ενώ στη δεύτερη μετά από δύο. Η κλίση της ευθείας παλινδρόμησης ήταν αρνητική στην περίπτωση των ετησιοποιημένων μηνιαίων ποσοσטיαίων ρυθμών ανάπτυξης των μερισμάτων και θετική για τις άλλες δύο εξαρτημένες μεταβλητές. Τα παραπάνω ευρήματα οδήγησαν καταρχάς στο συμπέρασμα ότι υπάρχει σχέση μεταξύ μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών και μερισματικής απόδοσης.

Διαπιστώθηκε ωστόσο υψηλός βαθμός αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα των παλινδρομήσεων, και πραγματοποιήθηκαν οι κατάλληλες διορθωτικές ενέργειες προκειμένου να αντιμετωπιστούν τα εν λόγω προβλήματα άλλα και προβλήματα ετεροσκεδαστικότητας.

Στη συνέχεια με τη χρήση ενός μοντέλου ARDL επιχειρήθηκε η διαπίστωση της ύπαρξης μιας γραμμικής μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών στην περίπτωση που η σειρά ενσωμάτωσης των εξαρτημένων μεταβλητών δεν είναι γνωστή.

Οι ερευνητές έλαβαν επίσης υπόψη τους ότι γεγονότα που επηρέασαν τη γερμανική ιστορία, όπως η ένταξη της χώρας στο ευρώ, η ένωση της χώρας μετά την πτώση του τείχους του Βερολίνου, επηρέασαν και τις τιμές των μετοχών. Προκειμένου να καταστήσουν ομαλότερη τη μετάβαση των μερισματικών αποδόσεων στη νέα χρηματιστηριακή ισορροπία ανέπτυξαν τρία μοντέλα. Στο πρώτο μοντέλο περιέλαβαν στη μακροχρόνια σχέση μεταξύ αποδόσεων μετοχών και μερισματικών αποδόσεων, την απόδοση της περιόδου, τη μερισματική απόδοση και μία σταθερά.

Στο δεύτερο μοντέλο το ρυθμό αύξησης του μερίσματος τη μερισματική απόδοση και μία σταθερά, ενώ στο τρίτο τη διαφορά μεταξύ απόδοσης και ρυθμού ανάπτυξης των μερισμάτων, τη μερισματική απόδοση και μία σταθερά.

Τα ευρήματα που προέκυψαν στήριζαν ισχυρά την ύπαρξη μια μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών, της μερισματικής απόδοσης και της σταθεράς, τουλάχιστον για το χρονικό διάστημα ενός ή δύο ετών. Προκειμένου να επιβεβαιώσουν τα ευρήματά τους πραγματοποίησαν ξανά τις παλινδρομήσεις αντικαθιστώντας την εξαρτημένη μεταβλητή. Αντικατέστησαν δηλαδή τη μεταβολή στις αποδόσεις των μετοχών με τη μεταβολή των μερισματικών αποδόσεων.

Στα πλαίσια της εργασίας τους αυτής επίσης οι Belke και Polleit επιχείρησαν να προβλέψουν τη μελλοντική ανάπτυξη των αποδόσεων των μετοχών για ένα χρονικό ορίζοντα δώδεκα μηνών και ένα τριών μηνών. Το μοντέλο τους δεν αποδείχθηκε κατάλληλο για προβλέψεις σε βάθος χρόνου ενός έτους, ήταν όμως κατάλληλο για προβλέψεις σε χρονικό ορίζοντα τριμήνου.

Από την εκπόνηση της εργασίας τους οι ερευνητές διαπίστωσαν ότι η μερισματική απόδοση έχει σημαντική θετική σχέση με τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών στη Γερμανία, μόνο στην περίπτωση που η απόδοση των μετοχών μετράται ως ο ετησιοποιημένος μηνιαίος ποσοστιαίος ρυθμός ανάπτυξης των μερισμάτων.

Διαφορετική μεθοδολογία χρησιμοποιήθηκε και από τον Kuang-Liang Chang το 2012 στη μελέτη με τίτλο «Stock return predictability and stationarity of dividend yield» στο περιοδικό *Economics Bulletin*. Σε αυτή επιχείρησε να μελετήσει τη στασιμότητα του δείκτη μερισματικής απόδοσης καθώς και την προβλεπτική ικανότητα του, εφόσον αναδιαρθρωθεί με αφαίρεση των χαρακτηριστικών υψηλής εμμοσύνης και των σημείων δομικών αλλαγών, χρησιμοποιώντας ένα μοντέλο αλλαγής καθεστώτων μέσης μεταβλητότητας

Τα δεδομένα αντλήθηκαν από το δείκτη Dow Jones Industrial Average (DJIA) του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Πρόκειται για μηνιαίες αποδόσεις μετοχών που καλύπτουν την περίοδο από Μάρτιο του 1978 έως τον Ιούλιο του 2007. Όσον αφορά

την αυτοσυσχέτιση, δεν είναι προφανής για τις αποδόσεις, η μερισματική απόδοση όμως εμφανίζει πολύ υψηλό ποσοστό αυτοσυσχέτισης. Από τις χρονοσειρές της μερισματικής απόδοσης και της λογαριθμικής μερισματικής απόδοσης προκύπτει η ίδια σχέση μεταξύ τους, οπότε πλέον στα πλαίσια τη εργασίας χρησιμοποιήθηκε η μερισματική απόδοση.

Αναφορικά με τη στασιμότητα εξετάστηκα δύο μορφές της, η τοπική και η παγκόσμια. Η τοπική στασιμότητα μελετήθηκε με ένα μοντέλο αλλαγής καθεστώτων μέσης μεταβλητότητας, το οποίο βασίστηκε στο παραδοσιακό μοντέλου ελέγχου ADF. Προέκυψε αρχικά με τη χρήση διαφόρων ελέγχων ότι οι καταλληλότερες φάσεις για το μοντέλο είναι 2, ενώ ο καταλληλότερος όρος καθυστέρησης ισούται με μηδέν. Στη συνέχεια ωστόσο χρησιμοποιήθηκαν ως καταλληλότερα 3 φάσεις και μηδενικός όρος καθυστέρησης. Δεν επιτράπηκε η χρήση 4 ή περισσότερων φάσεων, καθώς από το μοντέλο τριών φάσεων προέκυψαν ήδη οκτώ περίοδοι, άρα 7 σημεία δομικών αλλαγών.

Χρησιμοποιήθηκαν τρία καθεστώτα. Το πρώτο είχε υψηλή μερισματική απόδοση και υψηλή μεταβλητότητα. Το δεύτερο μέση μερισματική απόδοση και μέση μεταβλητότητα και αντίστοιχα το τρίτο μικρή μερισματική απόδοση και μικρή μεταβλητότητα. Η μέση διάρκεια του κάθε καθεστώτος ήταν 27μήνες για το πρώτο, 33 για το δεύτερο και 96 για το τρίτο, ενώ τα ποσοστά τους 15,05%, 35,80% και 49,15% αντίστοιχα. Συγκεκριμένα στο πρώτο καθεστώς άνηκαν οι περίοδοι από τον Ιούνιο του 1978 έως τον Σεπτέμβριο του 1982 καθώς και ο Νοέμβριος του 1987. Στο δεύτερο καθεστώς άνηκαν οι περίοδοι από το Μάρτιο του 1978 έως τον Απρίλιο του ίδιου έτους, από τον Οκτώβριο του 1982 έως τον Οκτώβριο του 1987, από το Δεκέμβριο του 1987 έως τον Αύγουστο του 1992 από τον Ιούλιο του 2005 έως και το Δεκέμβριο του ίδιου έτους. Ισχυρότερη εμμονή εμφάνισε το τρίτο καθεστώς. Ο συντελεστής της μέσης μεταβλητότητας προέκυψε αρνητικός. Τα τυπικά σφάλματα ήταν 0,247 για το πρώτο καθεστώς, 0,169 για το δεύτερο και 0,081 για το τρίτο.

Όσον αφορά την παγκόσμια στασιμότητα αποδείχθηκε ότι η μερισματική απόδοση ακολουθούσε μία διαδικασία παγκόσμιας στασιμότητας, παρά τις αντίθετες ενδείξεις των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας.

Προβληματισμός διατυπώθηκε στη συνέχεια σχετικά με τα διαφορετικά δομικά σημεία αλλαγών που εντοπίστηκαν από αυτή την έρευνα και αυτή των Rapach και Wohar (2006). Η ερμηνεία που δόθηκε ήταν ότι οι Rapach και Wohar (2006) χρησιμοποίησαν διαφορετικά δεδομένα και διαφορετική περίοδο, καθώς επίσης και διαφορετικό μηχανισμό υπολογισμού των δομικών σημείων αλλαγών. Ωστόσο όταν ο Chang χρησιμοποιούσε μόνο δύο φάσεις στο μοντέλο του, τότε προέκυπτε ένα δομικό σημείο αλλαγής τον Ιανουάριο του 1992, το οποίο προσέγγιζε τα ευρήματα των Rapach και Wohar (2006).

Όπως προέκυψε, αν και οι δείκτες μερισματικής απόδοσης αποτελούν μία στάσιμη χρονοσειρά, εμφανιζόταν πολύ υψηλή εμμονή σε για όλα τα καθεστώτα. Η μερισματική απόδοση αναδιαρθρώθηκε ώστε να μην περιλαμβάνει σημεία δομικών αλλαγών και χαρακτηριστικά εμμονής. Εξετάστηκε η προβλεπτική ικανότητα του αναδιαρθρωμένου δείκτη μέσω της ενσωμάτωσης σε αυτό πιθανών παραμέτρων αστάθειας, στα πλαίσια ενός πολλαπλού μοντέλου δομικών αλλαγών. Εξετάστηκαν δύο υποθέσεις, η αρχική ότι υπάρχουν χ σημεία δομικών αλλαγών και η εναλλακτική υπόθεση ότι υπάρχουν $\chi+1$ σημεία δομικών αλλαγών. Αποδείχθηκε τελικά ότι ο αναμορφωμένος δείκτης μερισματικής απόδοσης μπορεί να προβλέψει τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών.

Η μεθοδολογία ενός διευρυμένου συγχρονικού μοντέλου χρονοσειρών χρησιμοποιήθηκε στην εργασία με τίτλο «Dividend yields and stock returns: Evidence for the Tokyo Stock Exchange», η οποία δημοσιεύτηκε το 1992 στο περιοδικό *Journal of Economics and Business* από τους Ramesh P. Rao, Raj Aggarwal και Takato Hiraki.

Αντλήθηκαν δεδομένα από το Ιαπωνικό Χρηματιστήριο για την περίοδο από το 1966 έως το 1983. Χρησιμοποιήθηκαν μηνιαίες αποδόσεις, μερίσματα ανά μετοχή και το σύνολο του ενεργητικού των εταιρειών. Ο δείκτης μερισματικής απόδοσης υπολογίστηκε διαιρώντας τα μερίσματα ανά μετοχή με την τιμή της μετοχής στο τέλος του έτους. Στα πλαίσια της εργασίας δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια με βάση τη μερισματική απόδοση και το μέγεθος των εταιρειών. Η μέτρηση του μεγέθους πραγματοποιήθηκε με βάση το σύνολο του ενεργητικού των επιχειρήσεων, όπως αυτό προέκυπτε από τις οικονομικές τους καταστάσεις. Αναφέρθηκαν επίσης τα εξής

στοιχεία για τη μερισματική πολιτική των ιαπωνικών εταιρειών την περίοδο της μελέτης. Οι εταιρείες διένειμαν σταθερό μέρισμα με βάση ένα σταθερό ποσοστό της ονομαστικής αξίας της μετοχής. Το μέρισμα διανεμόταν δύο φορές το χρόνο συνήθως το Μάρτιο και το Σεπτέμβριο.

Δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια μετοχών με βάση τρεις τρόπους. Καταρχάς δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια με βάση την κατάταξη μεγέθους και μερισματικής απόδοσης ξεχωριστά. Συγκεκριμένα οι μετοχές αρχικά ταξινομούνταν με βάση το μέγεθός τους και μοιράστηκαν σε πέντε ομάδες με αύξουσα σειρά. Στη συνέχεια δημιουργήθηκαν πέντε ακόμη χαρτοφυλάκια με βάση τις μερισματικές αποδόσεις των μετοχών. Από αυτά τα δέκα χαρτοφυλάκια δημιουργήθηκαν είκοσι πέντε συνδυαστικά περιλαμβάνοντας κάθε πιθανό συνδυασμό μεταξύ των δέκα χαρτοφυλακίων.

Οι δύο άλλοι τρόποι σχηματισμού χαρτοφυλακίων συμπεριέλαβαν και τις δύο παραμέτρους. Στην περίπτωση αυτή η ταξινόμηση των μετοχών πραγματοποιήθηκε πρώτα με βάση τη μερισματική απόδοση με το σχηματισμό πέντε χαρτοφυλακίων. Στη κάθε χαρτοφυλάκιο χωρίστηκε στα πέντε με βάση το μέγεθος των εταιρειών. Άρα και πάλι προέκυψαν είκοσι πέντε χαρτοφυλάκια. Η διαδικασία αυτή επαναλήφθηκε ταξινομώντας αρχικά με βάση το μέγεθος.

Οι Rao, Aggarwal και Hiraki χρησιμοποίησαν ένα διευρυμένο συγχρονικό μοντέλο χρονοσειρών. Πρόκειται για μία εξίσωση, η οποία περιελάμβανε τη μηνιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου, τη μηνιαία απόδοση του σταθμισμένου με βάση την αξία χρηματιστηριακού δείκτη, το μηνιαίο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου, τη μέση μερισματική απόδοση των μετοχών του χαρτοφυλακίου, τη λογαριθμική μέση συνολική αξία του συνόλου του ενεργητικού των επιχειρήσεων του χαρτοφυλακίου, μία ψευδομεταβλητή η οποία απεικόνιζε τις διάφορες εποχικές ανωμαλίες καθώς και ένα σφάλμα μέτρησης. Τα σφάλματα θεωρήθηκε ότι κατανέμονταν με μηδενικό μέσο όρο και διακυμάνσεις μεγαλύτερες του μηδενός. Η εξίσωση εκτιμήθηκε αρχικά με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Οι εκτιμήσεις που προέκυψαν ήταν ασυμπτωτικά κανονικά κατανεμημένες.

Από τα ευρήματα προέκυψε ότι οι μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις εμφανίστηκαν τον Ιανουάριο, ενώ ακολούθησαν ο Μάρτιος, ο Ιούνιος και ο Δεκέμβριος. Στην περίπτωση των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν με βάση το μέγεθος οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις μειώνονταν μονοτονικά καθώς αυξανόταν το μέγεθος των εταιρειών του χαρτοφυλακίου. Κατά την επανάληψη της διαδικασίας δημιουργήθηκε και ένα χαρτοφυλάκιο μηδενικών μερισματικών αποδόσεων. Σε συμφωνία με προγενέστερες μελέτες στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής, οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου αυτού ήταν μεγαλύτερες σε σχέση με τις αποδόσεις των άλλων χαρτοφυλακίων. Στη περίπτωση των χαρτοφυλακίων ταξινομημένων με βάση τη μερισματική απόδοση δεν παρατηρήθηκε η εποχικότητα των προηγούμενων περιπτώσεων. Σε κάθε περαιτέρω έλεγχο που πραγματοποιήθηκε χρησιμοποιήθηκαν τρεις κατηγορίες δεδομένων, μία για τον Ιανουάριο, μία για τους Μάρτιο, Ιούνιο και Δεκέμβριο και μία για τους υπόλοιπους μήνες.

Οι τρεις ερευνητές απέδειξαν ότι οι δείκτες μερισματικής απόδοσης μπορούν να προβλέψουν τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών του Ιαπωνικού Χρηματιστηρίου συγκεκριμένα για τους μήνες Ιανουάριο, Μάρτιο, Ιούνιο και Δεκέμβριο. Μεγαλύτερη προβλεπτική ικανότητα εμφανιζόταν τον Ιανουάριο.

Οι David McMillan και Mark E. Wohar το 2009 στη μελέτη τους με τίτλο «Stock return predictability and dividend-price ratio: a nonlinear approach», η οποία δημοσιεύτηκε στο περιοδικό *International Journal of Finance & Economics* το 2009, χρησιμοποίησαν ένα ασυμμετρικό μοντέλο ESTR. Στόχος της προσπάθειας τους ήταν η διερεύνηση της ικανότητας του δείκτη μερισματικών αποδόσεων να προβλέψει τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών σε διεθνές επίπεδο.

Χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα από επτά χώρες και συγκεκριμένα από τις χώρες G7, δηλαδή τον Καναδά, τη Γαλλία, τη Γερμανία, τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής, το Ηνωμένο Βασίλειο, την Ιταλία και την Ιαπωνία. Τα δεδομένα αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων Datastream και αφορούν την περίοδο από το 1974 έως το 2007. Σε αυτά περιλαμβάνονταν τριμηνιαίες αποδόσεις μετοχών και για τις επτά χώρες.

Αρχικά το δείγμα ελέγχθηκε για στασιμότητα και μη γραμμικότητα. Αφαιρέθηκαν από όλα τα δεδομένα της χρονοσειράς των μέσων όρων οι μέσοι όροι τους. Στη συνέχεια

διεξήχθη ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των Dickey-Fuller. Από αυτόν προέκυψε η γραμμική στασιμότητα των δεδομένων μόνο για το Ηνωμένο Βασίλειο και τη Γαλλία. Για την επεξεργασία των δεδομένων χρησιμοποιήθηκε η μη γραμμική εκδοχή ενός μη γραμμικού μοντέλου ESTR. Σε πρώτη φάση χρησιμοποίησαν τα δεδομένα από το πρώτο τρίμηνο του 1974 έως και τέταρτο τρίμηνο του 1994 προσκείμενου να προβλέψουν τις αποδόσεις το πρώτο τρίμηνο του Ιανουαρίου του 2000. Στη συνέχεια χρησιμοποίησαν τα δεδομένα από το πρώτο τρίμηνο του 1974 έως και το πρώτο τρίμηνο του 2000 για να προβλέψουν τις αποδόσεις του δεύτερου τριμήνου του 2000. Η διαδικασία επανεκτίμησης του μοντέλου συνεχίστηκε μέχρι εξαντλήσεως των δεδομένων.

Για τον έλεγχο της προβλεψιμότητας του μοντέλου και της σύγκρισης του με ένα απλό γραμμικό μοντέλο και με ένα συμμετρικό ESTR μοντέλο χρησιμοποιήθηκαν ορισμένοι μετρητές όπως το μέσο σφάλμα, το μέσο απόλυτο σφάλμα, η ρίζα του μέσου τετραγώνου του σφάλματος και η παλινδρόμηση των Mincer-Zarnowitz. Ωστόσο ενώ από τα μέτρα αυτά προέκυπτε το μοντέλο με τα μεγαλύτερα στατιστικά σφάλματα, τα μοντέλα προσομοίαζαν ώστε οι διαφορές να μην κριθούν στατιστικά σημαντικές. Για να αποφευχθεί αυτό χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος των Diebold και Mariano (1995) καθώς και η εναλλακτική που προτάθηκε από τον White (2000). Επιπλέον χρησιμοποιήθηκε το τεστ SPA του Hansen (2005).

Από τα ευρήματα προέκυψε ότι για το μετρητή του μέσου σφάλματος, το μη γραμμικό μοντέλο είχε καλύτερη προβλεπτική ικανότητα για τις έξι από τις επτά χώρες. Στη Γερμανία αντίθετα επικράτησε το γραμμικό μοντέλο. Για τους μετρητές του μέσου απόλυτου σφάλματος και της ρίζας του μέσου τετραγώνου του σφάλματος καλύτερο αποδείχθηκε το μη γραμμικό μοντέλο στις τέσσερις από τις επτά χώρες. Για τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής, τον Καναδά και την Ιταλία αποτελεσματικότερο αναδείχθηκε το γραμμικό μοντέλο. Για την παλινδρόμηση των Mincer-Zarnowitz κρίθηκε αποτελεσματικότερο το μη γραμμικό μοντέλο. Όσον αφορά τα υπόλοιπα μέτρα το μη γραμμικό συμμετρικό μοντέλο αποδείχθηκε καλύτερο για την πρόβλεψη των αποδόσεων για τα περισσότερα από αυτά. Συγκεκριμένα το μοντέλο αυτό προκρίθηκε για τους 21 από 28 μετρητές. Υπέρ του ασυμμετρικού μοντέλου ESTR τάχθηκαν και τα τεστ με τη μέθοδο των Diebold και Mariano (1995).

Ακολουθήθηκε στη συνέχεια μία εναλλακτική προσέγγιση η οποία υπαγόρευε το συνδυασμό των προβλέψεων και των τριών μοντέλων. Αυτό προέκυψε καταρχάς λόγω του ότι κάθε μοντέλο θα μπορούσε να περιγράψει καλύτερα μία συγκεκριμένη περίοδο των δεδομένων. Για παράδειγμα μία περίοδος σχετικής στασιμότητας θα μπορούσε να αναλυθεί καλύτερα με το γραμμικό μοντέλο. Επιπλέον οι μεμονωμένες προβλέψεις μπορεί να επηρεάζονταν από ριζικές αλλαγές στα δεδομένα. Ιδιαίτερη βαρύτητα δόθηκε στη σωστή στάθμιση των μοντέλων. Ωστόσο από τη συνδυαστική προσέγγιση δεν προέκυψαν καλύτερα αποτελέσματα, εκτός από την περίπτωση της Γερμανίας και της Ιαπωνίας.

Από την ανάλυση των McMillan και Wohar προέκυψε ότι η ασυμμετρία και η γραμμικότητα τόσο των προβλέψεων όσο και του δείκτη μερισματικής απόδοσης θα πρέπει να λαμβάνετε υπόψη κατά τη δημιουργία μοντέλων πρόβλεψης, ώστε αυτά να παράγουν αξιόπιστα αποτελέσματα.

3.2 Συγκριτική ανασκόπηση των μελετών

Από το μεγάλο αριθμό των άρθρων που συζητήθηκαν παραπάνω αλλά και από το μεγάλο αριθμό παρεμφερών μελετών που απαντώνται στη βιβλιογραφία, είναι προφανές ότι το θέμα της προβλεψιμότητας των αποδόσεων των μετοχών με τη χρήση των δεικτών μερισματικής απόδοσης και η γενικότερα η σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και απόδοσης μιας μετοχής έχουν απασχολήσει ιδιαίτερα τους ερευνητές. Ήδη από τα τέλη της δεκαετίας του 1980 οι Black και Scholes (1974) ασχολήθηκαν με το συγκεκριμένο θέμα. Ανάλογες μελέτες εκπονήθηκαν σε όλη τη διάρκεια των προηγούμενων ετών έως και σήμερα. Ενδεικτικά αναφέρονται οι προσπάθειες των Fama και French (1988), Goetzmann και Jorion (1993), Ang και Bekaert (2007), van Binsbergen και Koijen (2011).

Όσον αφορά το γεωγραφικό εύρος των μελετών ένα μεγάλο μέρος τους εκπονήθηκε για τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής, όπως για παράδειγμα οι έρευνες του Blume (1980), των Kothari και Shanken (1997) και των Lettau και Van Nieuwerburgh (2008). Μικρότερος αριθμός μελετών χρησιμοποίησε δεδομένα άλλων χωρών. Ενδεικτικά αναφέρονται οι Belke και Polleit (2006) που ασχολήθηκαν με τη Γερμανία,

ο Park, J.(2010) που ασχολήθηκε με τη Νότια Κορέα, ο Wilkie (1993) που χρησιμοποίησε δεδομένα για το Ηνωμένο Βασίλειο και οι Rao, Aggarwal και Hiraki (1992) που επέλεξαν την Ιαπωνία. Ορισμένοι ερευνητές επέκτειναν την έρευνά τους σε περισσότερες από μία χώρες. Οι Ang και Bekaert (2007) μελέτησαν δεδομένα από τέσσερις χώρες, τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής, το Ηνωμένο Βασίλειο, τη Γερμανία και τη Γαλλία. Οι McMillan και Wohar (2009) ασχολήθηκαν με επτά χώρες στις τέσσερις προηγούμενες χώρες την Ιαπωνία, την Ιταλία και τον Καναδά. Ο Park, C. (2010) τέλος χρησιμοποίησε δεδομένα από 27 χώρες.

Τα βασικά δεδομένα που χρησιμοποίησαν οι ερευνητές ήταν οι αποδόσεις των μετοχών. Οι περισσότεροι χρησιμοποίησαν μηνιαίες αποδόσεις. Υπήρξαν ωστόσο και ορισμένοι, όπως ο Blume (1980) που αρέστηκαν σε τριμηνιαίες αποδόσεις, ενώ άλλοι όπως οι Kothari και Shanken σε ετήσιες. Τα δεδομένα για τις Ηνωμένες Πολιτείες αντλήθηκαν από τους περισσότερους ερευνητές από το Κέντρο Ερευνών των Τιμών των Μετοχών (CRSP) των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής και αφορούσαν συνήθως το δείκτη NYSE του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Από αρκετούς ερευνητές χρησιμοποιήθηκαν επίσης σαν κύρια ή συμπληρωματικά δεδομένα από το δείκτη S&P500. Ο Wilkie (2003) χρησιμοποίησε δεδομένα από τους δείκτες Actuaries Indices και Financial Times-Actuaries All Share Index, ενώ οι van Binsbergen και Koijen (2010) εκτός από τους NYSE και S&P500, χρησιμοποίησαν και τους Amex και NASDAQ. Ο Chang (2012) πάλι, ασχολήθηκε με δεδομένα από το δείκτη DJIA. Για τις υπόλοιπες χώρες χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα για ανάλογους δείκτες των τοπικών χρηματιστηρίων.

Το χρονικό εύρος των δεδομένων ποίκιλλε επίσης. Οι περισσότερες ερευνητές που μελέτησαν τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής χρησιμοποίησαν δεδομένα από το 1926, οπότε και ξεκινούσαν τα δεδομένα για το δείκτη NYSE, έως και λίγα χρόνια πριν τη μελέτη τους. Στις υπόλοιπες χώρες χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα ανάλογα με τη διαθεσιμότητα τους. Ο χρονικός ορίζοντας, ο οποίος κάλυπταν συνήθως ήταν μικρότερος από αυτός των δεδομένων για τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής.

Η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε στις μελέτες περιείχε στη συντριπτική πλειοψηφία τους η παλινδρόμηση. Αρκετοί μελετητές όπως οι Black και Scholes (1974), Kohei Iwaisako (2010) και Cornell(2013) χρησιμοποίησαν την απλή γραμμική

παλινδρόμηση. Ιδιαίτερα δημοφιλής στις μελέτες ήταν η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων. Ενδεικτικά αναφέρεται ότι χρησιμοποιήθηκε από τους Hodrick (1992), Goetzmann και Jorion (1993) και Lewellen (2004). Ορισμένοι χρησιμοποίησαν περισσότερα σύνθετα μοντέλα, όπως ο Blume (1980) που πραγματοποίησε διαστρωματικές παλινδρομήσεις, οι Rao, Aggarwal και Hiraki που χρησιμοποίησαν ένα διευρυμένο συγχρονικό μοντέλο χρονοσειρών και οι Belke και Polleit (2006) που εργάστηκαν με τη χρήση ενός μοντέλου μίας εξίσωσης με αυτοπαλινδρόμηση και καταμεμημένη υστέρηση (ARDL). Άλλοι ερευνητές όπως οι Hodrick (1992) , οι Kothari και Shanken (1997) και ο Cochrane (2008) χρησιμοποίησαν μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (VAR). Τόσο οι Goetzmann και Jorion (1993) όσο και ο Wolf (2000) χρησιμοποίησαν την τεχνική bootstrap. Διεξήχθησαν επίσης πειράματα προσομοίωσης Monte Carlo από το Hodrick (1992) και τους Lettau και Nieuwerburgh (2008).

Σημαντικές διαφορές εμφανίζονται και ως προς τα ευρήματα των ερευνών. Οι περισσότεροι ερευνητές εντόπισαν προβλεπτική ικανότητα των δεικτών μερισματικής απόδοσης. Ξεκάθαρη διαπίστωση της σχέσης αυτής έγινε καταρχάς από τον Blume (1980), ο οποίος διαπίστωσε ότι οι αποδόσεις των μετοχών αυξάνονται μονοτονικά σε σχέση με τις μερισματικές αποδόσεις. Ο Hodrick (1992) επίσης διαπίστωσε ότι αλλαγές στις μερισματικές αποδόσεις, προβλέπουν σημαντικές αλλαγές στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών. Η προβλεψιμότητα των αποδόσεων μέσω του δείκτη μερισματικής απόδοσης αποδείχθηκε και από τους Kothari και Shanken (1997), τον Lewellen (2004), τον Cochrane (2008), τους McMillan και Wohar M (2009), τους van Binsbergen και Koijen (2010), Ferreira και Santa-Clara (2011) και Cornell(2013). Ο Chang (2012) απέδειξε επίσης την προβλεψιμότητα των αποδόσεων. Διατύπωσε δε την άποψη ότι η προβλεψιμότητα αυτή είναι χρονικά αναλλοίωτη.

Ορισμένοι ερευνητές διαπίστωσαν προβλεψιμότητα αλλά υπό προϋποθέσεις. Οι Fama και French (1988) εντόπισαν προβλεψιμότητα μόνο για χρονικά διαστήματα μεγαλύτερα του έτους. Οι Ang και Bekaert (2007) από την άλλη εντόπισαν προβλεψιμότητα μόνο για βραχυπρόθεσμα χρονικά διαστήματα. Οι Lettau και van Nieuwerburgh (2008) απέδειξαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι προβλέψιμες μέσω του αριθμοδείκτη μερισματικής απόδοσης αρκεί να έχουν απαλειφθεί μη

στάσιμα μέρη του. Ο Park, C. (2010) στη μελέτη του για 27 χώρες κατέληξε στο συμπέρασμα ότι προβλεπτική ικανότητα υπάρχει μόνο όταν η χρονοσειρά του δείκτη μερισματικής απόδοσης εμφανίζει ολοκλήρωση πρώτης τάξης. Οι Belke και Polleit (2006) μελετώντας το Γερμανικό Χρηματιστήριο συμπέραναν ότι η μερισματική απόδοση εμφανίζει θετική σχέση με τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών, όταν η απόδοση μετράται ως ο ετησιοποιημένος μηνιαίος ποσοστιαίος ρυθμός ανάπτυξης των μερισμάτων. Οι Rao, Aggarwal και Hiraki (1992) εντόπισαν προβλεψιμότητα των αποδόσεων τους μήνες Ιανουάριο, Μάρτιο, Ιούνιο και Δεκέμβριο. Αντίθετα, ο Park, J. (2010) διαπίστωσε ότι στο Χρηματιστήριο της Νότιας Κορέας, υπήρχε προβλεψιμότητα των αποδόσεων εκτός από το μήνα Ιανουάριο. Οι Kohei και Iwaisako (2010) εντόπισαν προβλεψιμότητα, αλλά ασθενή.

Αντίθετα ορισμένοι μελετητές δεν εντόπισαν σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών. Καμία στατιστικά σημαντική σχέση δεν εντοπίστηκε από τους Black και Scholes (1974), Goetzmann και Jorion (1993) και τον Wolf (2000) . Οι Ang και Bekaert (2007) επίσης δεν εντόπισαν στατιστικά σημαντική προβλεπτική ικανότητα του δείκτη μερισματικής απόδοσης παρά μόνο για βραχυπρόθεσμα διαστήματα και υπό προϋποθέσεις.

Συνοψίζοντας η εξέταση του ζητήματος της σχέσης μεταξύ της μερισματικής απόδοσης και των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών έχει απασχολήσει μεγάλο αριθμό ερευνητών τα τελευταία χρόνια. Οι περισσότερες μελέτες ερεύνησαν τη χρηματιστηριακή αγορά των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής, υπάρχουν ωστόσο και μελέτες που διεξήχθησαν και για διαφορετικές χώρες και ηπείρους ή και για περισσότερες από μία χώρες. Τα δεδομένα αποτελούνταν από μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών και ο χρονικός τους ορίζοντας ξεκινούσε από τα μέσα της δεκαετίας του 1930 για τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής και περισσότερο πρόσφατα για τις υπόλοιπες χώρες ανάλογα με τη διαθεσιμότητα των δεδομένων. Η λήξη του ήταν για τους περισσότερους ερευνητές λίγα χρόνια πριν την έναρξη της εργασίας τους. Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε περιελάμβανε κυρίως τεχνικές παλινδρόμησης, χωρίς να αποκλείεται η χρησιμοποίηση περισσότερο πολύπλοκων μοντέλων από ορισμένους ερευνητές. Όσον αφορά τα ευρήματα οι περισσότεροι μελετητές διαπίστωσαν ότι υπάρχει στατιστικά σημαντική απόδειξη για τη δυνατότητα πρόβλεψης των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών μέσω του δείκτη

μερισματικής απόδοσης, έστω και υπό προϋποθέσεις. Υπήρξαν ωστόσο και ορισμένες μελέτες που δεν απέδειξαν την προβλεψιμότητα αυτή.

Πίνακας 3.1: Συνοπτική συγκριτική ανασκόπηση των παρεμφερών μελετών

Συγγραφείς	Έτος	Χώρα	Στόχος	Μεθοδολογία	Δεδομένα	Αποτελέσματα
Black, F. and M. Scholes	1974	Η.Π.Α	Διερεύνηση σχέσης μεταξύ μερισματικών αποδόσεων και αποδόσεων μετοχών	Απλή γραμμική παλινδρόμηση	Μηνιαίες αποδόσεις NYSE (Ιανουάριος 1926 - Μάρτιος 1966) και από Πανεπιστήμιο Σικάγο (1946-1970) Ετήσια κέρδη και μερίσματα (1950-1970)	Δεν αποδείχθηκε σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων μετοχών
Blume, M. E.	1980	Η.Π.Α	Διερεύνηση σχέσης μεταξύ μερισματικών αποδόσεων και αποδόσεων μετοχών	Διαστρωματικές παλινδρομήσεις	Τριμηνιαίες αποδόσεις NYSE (1926 -1976)	Αποδόσεις μετοχών αυξάνονται μονοτονικά σε σχέση με μερισματικές αποδόσεις
Fama, E. F., and K. R. French	1988	Η.Π.Α	Εξέταση της αύξησης της δυνατότητας της μερισματικής απόδοσης να προβλέπει αποδόσεις όταν χρονικός ορίζοντας αποδόσεων αυξάνει	Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων και μέθοδος σταθμισμένων ελαχίστων τετραγώνων	Μηνιαίες αποδόσεις NYSE (1926 -1987)	Δείκτης μερισματικής απόδοσης μπορεί να προβλέψει τις αποδόσεις των μετοχών κυρίως για χρονικά διαστήματα μεγαλύτερα του έτους

Συγγραφείς	Έτος	Χώρα	Στόχος	Μεθοδολογία	Δεδομένα	Αποτελέσματα
Hodrick, R. J.	1992	Η.Π.Α	Εξέταση σχέσης μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων μετοχών	Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων, μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης, πειράματα Monte Carlo	Μηνιαίες αποδόσεις NYSE (1926 -1987)	Αλλαγές στις μερισματικές αποδόσεις προβλέπουν σημαντικές αλλαγές σε αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών
Rao. R. and Aggarwal R. and Hiraki. T.	1992	Ιαπωνία	Εξέταση σχέσης μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων μετοχών στο Ιαπωνικό Χρηματιστήριο	Διευρυμένο συγχρονικό μοντέλο χρονοσειρών	Μηνιαίες αποδόσεις JSR, NIKKEI (1966-1983)	Αποδείχθηκε ότι οι δείκτες μερισματικής απόδοσης μπορούν να προβλέψουν τις μελλοντικές αποδόσεις τον Ιανουάριο, το Μάρτιο, τον Ιούνιο και το Δεκέμβριο
Goetzmann, W. and P. Jorion	1993	Η.Π.Α	Εξέταση της δυνατότητας των μερισματικών αποδόσεων να προβλέπουν μακροπρόθεσμες αποδόσεις	Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων, Bootstrap	Μηνιαίες αποδόσεις S&P500 (1927-1990)	Δεν υπάρχει ισχυρή στατιστική ένδειξη που να αποδεικνύει ότι η μερισματική απόδοση μπορεί να προβλέψει αποδόσεις μετοχών

Συγγραφείς	Έτος	Χώρα	Στόχος	Μεθοδολογία	Δεδομένα	Αποτελέσματα
Wilkie, A. D.	1993	Ηνωμένο Βασίλειο	Εξέταση δυνατότητας μερισματικών αποδόσεων ενός δείκτη τιμών μετοχών να προβλέψουν αλλαγές στις τιμές του δείκτη	Απλή γραμμική παλινδρόμηση	Μηνιαίες τιμές Actuaries Indices (Δεκέμβριος 1930 έως 1962) Financial Times-Actuaries All Share Index (1962 έως Σεπτέμβριος 1992)	Αποδείχθηκε ότι οι δείκτες μερισματικής απόδοσης μπορούν να προβλέψουν τις μεταβολές στις τιμές ενός δείκτη μετοχών
Kothari, S.P. and Shanken, J.	1997	Η.Π.Α	Εξέταση σχέσης μεταξύ λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία και μερισματικής ανάλυσης με αποδόσεις μετοχών	Απλή γραμμική παλινδρόμηση, μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης	Ετήσιες αποδόσεις από CSRP (1926-1991)	Αποδείχθηκε ότι οι δείκτες μερισματικής απόδοσης μπορούν να προβλέψουν τις μελλοντικές αποδόσεις
Wolf, M.	2000	Η.Π.Α	Εξέταση της δυνατότητας μερισματικών αποδόσεων να προβλέψουν αποδόσεις	Μέθοδος υποδειγματοληψίας, bootstrap	Μηνιαίες αποδόσεις NYSE (Δεκέμβριος 1947-Δεκέμβριος 1986) και S&P500 (Δεκέμβριος 1947-Ιανουάριος 1995)	Δε βρέθηκαν ικανοποιητικά αποτελέσματα που να αποδεικνύουν προβλεπτική ικανότητα του δείκτη μερισματικής απόδοσης

Συγγραφείς	Έτος	Χώρα	Στόχος	Μεθοδολογία	Δεδομένα	Αποτελέσματα
Lewellen, J.	2004	Η.Π.Α	Εξέταση της δυνατότητας μερισματικών αποδόσεων και άλλων δεικτών να προβλέπουν αποδόσεις	Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων	Μηνιαίες αποδόσεις και μερίσματα NYSE (1946-2000) Κέρδη και λογιστικές αξίες Compustat (1963-2000)	Οι δείκτες μερισματικής απόδοσης προβλέπουν αποδόσεις μετοχών για περίοδο 1946-2000
Belke, A. and T. Polleit	2006	Γερμανία	Διερεύνηση σχέσης μεταξύ μερισματικών αποδόσεων και αποδόσεων μετοχών	Μοντέλο μίας εξίσωσης με αυτοπαλινδρόμηση και κατανεμημένη υστέρηση (ARDL)	Μηνιαίες αποδόσεις γερμανικού χρηματιστηρίου (Αύγουστος 1974 - Σεπτέμβριος 2003)	Μερισματική απόδοση θετική σχέση με αποδόσεις μετοχών όταν απόδοση μετράται ως ο ετησιοποιημένος μηνιαίος ποσοστιαίος ρυθμός ανάπτυξης μερισμάτων
Ang, A. and G. Bekaert	2007	Η.Π.Α Ηνωμένο Βασίλειο Γερμανία Γαλλία	Εξέταση δυνατότητας των μερισματικών αποδόσεων να προβλέπουν αποδόσεις, ταμειακές ροές και επιτόκια	Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων, προσομοιωμένη μέθοδος στιγμών	S&P Composite Index (Ιούνιος 1935 - Δεκέμβριος 2001) FTActuaries Index , CDAX (Ιούνιος 1953 - Δεκέμβριος 2001)	Αποδείχθηκε η προβλεψιμότητα αποδόσεων από μερισματική απόδοσης για βραχυπρόθεσμα χρονικά διαστήματα

Συγγραφείς	Έτος	Χώρα	Στόχος	Μεθοδολογία	Δεδομένα	Αποτελέσματα
Cochrane, John H.	2008	Η.Π.Α	Διερεύνηση δυνατότητας πρόβλεψης αποδόσεων μετοχών	Απλή γραμμική παλινδρόμηση, μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης	Ετήσια δεδομένα από CSRP (1926-2004)	Αποδείχθηκε η προβλεψιμότητα αποδόσεων από δείκτη μερισματικής απόδοσης
Lettau, M. and Van Nieuwerburgh, S.	2008	Η.Π.Α	Πρόβλεψη αποδόσεων μετοχών μέσω δεικτών μερισματικής απόδοσης	Μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης, πειράματα Monte Carlo	Ετήσιες αποδόσεις NYSE, Amex, NASDAQ (1926 - 2004)	Αποδόσεις προβλέψιμες μέσω αριθμοδείκτη μερισματικής απόδοσης αρκεί να έχουν απαλειφθεί μη στάσιμα μέρη του
McMillan D.G. and Wohar M.	2009	Η.Π.Α., Καναδάς, Γαλλία, Γερμανία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ιταλία Ιαπωνία	Διερεύνηση ικανότητας δείκτη μερισματικής απόδοσης να προβλέψει αποδόσεις μετοχών σε διεθνές επίπεδο	Ασσυμετρικό μοντέλο ESTR	Τριμηνιαίες αποδόσεις από Datastream (1974-2007)	Αποδείχθηκε η προβλεψιμότητα αποδόσεων από δείκτη μερισματικής απόδοσης

Συγγραφείς	Έτος	Χώρα	Στόχος	Μεθοδολογία	Δεδομένα	Αποτελέσματα
Kohei Aono and Iwaisako Tokyo	2010	Ιαπωνία	Επανεξέταση προβλεπτικής ικανότητας μερισματικών αποδόσεων στο ιαπωνικό χρηματιστήριο	Απλή γραμμική παλινδρόμηση	Μηνιαίες αποδόσεις από Ιαπωνικό Χρηματιστήριο (Ιούνιος 1970 - Ιούνιος 2006)	Ασθενής προβλεπτική ικανότητα δείκτη μερισματικής απόδοσης
Park, C.	2010	27 χώρες	Διερεύνηση ικανότητας δείκτη μερισματικής απόδοσης να προβλέψει αποδόσεις μετοχών σε διεθνές επίπεδο	Απλή γραμμική παλινδρόμηση	Μηνιαίες αποδόσεις από Datastream για διάστημα τουλάχιστον 15 ετών	Δείκτης μερισματικής απόδοσης μπορεί να προβλέψει αποδόσεις των μετοχών όταν είναι I(0)
Park, J.	2010	Νότια Κορέα	Εξέταση της σχέσης μεταξύ μερισματικών αποδόσεων και αποδόσεων μετοχών στο χρηματιστήριο της Νότιας Κορέας	Απλή γραμμική παλινδρόμηση	Μηνιαίες αποδόσεις από KRX (31 Μαρτίου 2000 - 31 Μαρτίου 2008)	Αποδείχθηκε ότι οι δείκτες μερισματικής απόδοσης μπορούν να προβλέψουν τις μελλοντικές αποδόσεις εκτός από τον Ιανουάριο.

Συγγραφείς	Έτος	Χώρα	Στόχος	Μεθοδολογία	Δεδομένα	Αποτελέσματα
Van Binsbergen, J. and R. S.J. Koijen	2010	Η.Π.Α	Πρόβλεψη αποδόσεων μετοχών μέσω ιστορικών δεικτών μερισματικής απόδοσης και ρυθμών αύξησης μερισμάτων	Αυτοπαλινδρομούμενο μοντέλο κινητού μέσου όρου (ARMA)	Μηνιαίες αποδόσεις NYSE, Amex, NASDAQ και S&P500 (1946 - 2007)	Αποδόσεις των μετοχών και ρυθμοί αύξησης των μερισμάτων προβλέψιμοι
Ferreira, M. and Santa-Clara, P.	2011	Η.Π.Α	Διερεύνηση δυνατότητας πρόβλεψης αποδόσεων μετοχών	Απλή γραμμική παλινδρόμηση	Μηνιαίες και ετήσιες αποδόσεις S&P 500 (1926-2005)	Αποδόσεις των μετοχών είναι προβλέψιμες
Chang, K.	2012	Η.Π.Α	Έρευνα της στασιμότητας της μερισματικής απόδοσης και της προβλεπτικής της ικανότητας	Μοντέλο αλλαγής καθεστώτων μέσης μεταβλητότητας	Μηνιαίες αποδόσεις DJIA (Μάρτιος 1978 - Ιούλιος 2007)	Δείκτης μερισματικής απόδοσης μπορεί να προβλέψει τις αποδόσεις των μετοχών και η προβλεπτική του ικανότητας είναι χρονικά αναλλοίωτη
Cornell, B.	2013	Η.Π.Α	Μελέτη σχέσης μεταξύ δείκτη μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων μετοχών	Απλή γραμμική παλινδρόμηση	Ετήσια δεδομένα από CSRP (1926-2011)	Δείκτης μερισματικής απόδοσης μπορεί να προβλέψει τις αποδόσεις των μετοχών

Κεφάλαιο 4

Δεδομένα και μεθοδολογία

Στόχος της εργασίας αυτής είναι η μελέτη της επίδρασης του δείκτη της μερισματικής απόδοσης στις αποδόσεις των μετοχών. Τα βασικά δεδομένα που συλλέχθηκαν συνεπώς αφορούν τιμές μετοχών και μερίσματα.

Συγκεντρώθηκαν δεδομένα από τη βάση δεδομένων Datastream για τρεις ευρωπαϊκές χώρες, την Ισπανία, την Ολλανδία και τη Φιλανδία. Τα δεδομένα καλύπτουν μία δεκαετία ετών και συγκεκριμένα την περίοδο από τις 29 Δεκεμβρίου του 2000, τελευταία εργάσιμη ημέρα εκείνου του έτους μέχρι και την 31 Δεκεμβρίου του 2014.

Συλλέχθηκαν ημερήσιες τιμές κλεισίματος για τουλάχιστον 100 μετοχές από κάθε μία από τις τρεις χώρες. Συγκεκριμένα για την Ισπανία αντλήθηκαν ημερήσιες τιμές και μερίσματα για 103 μετοχές του γενικού δείκτη του Χρηματιστηρίου της Μαδρίτης (MADRID SE INDEX). Για την Ολλανδία επιλέχθηκαν στοιχεία για 114 μετοχές του δείκτη Euronext Amsterdam N.V. Για τη Φιλανδία τέλος συγκεντρώθηκαν δεδομένα για 125 μετοχές του δείκτη OMX ELSINKI INDEX. Τα δεδομένα όλης της περιόδου και για τις τρεις χώρες είναι εκφρασμένα σε ευρώ, καθώς και οι τρεις χώρες εντάχθηκαν στην Ευρωζώνη ήδη από την 1 Ιανουαρίου του 1999.

Πίνακας 4.1: Μετοχές δείγματος ανά χρηματιστηριακό δείκτη και ανά χώρα

Χώρα	Δείκτης	Αριθμός μετοχών
Ισπανία	Madrid SE Index	103
Ολλανδία	Euronext Amsterdam N.V.	114
Φιλανδία	OMX Helsinki Index	125

Για τον υπολογισμό των αποδόσεων χρησιμοποιήθηκαν λογαριθμικές αποδόσεις των μετοχών. Για τον υπολογισμό τους χρησιμοποιήθηκε ο τύπος:

$$R_{it} = \ln\left(1 + \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}}\right) \quad (4.1)$$

όπου

R_{it} : η απόδοση της μετοχής i τη χρονική στιγμή t

P_{it} : η τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή t

P_{it-1} : η τιμή της μετοχής i την αμέσως προηγούμενη χρονική στιγμή

Για τον υπολογισμό του δείκτη μερισματικής απόδοσης χρησιμοποιήθηκε ο τύπος:

$$\frac{D_{it}}{P_{it}} \quad (4.2)$$

όπου:

D_{it} : το μέρισμα ανά μετοχή της μετοχής i τη χρονική στιγμή t

P_{it} : η τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή t

Τα δεδομένα που αφορούσαν αποδόσεις εξετάστηκαν για την ύπαρξη ακραίων τιμών, οι οποίες θα επηρέαζαν το αποτέλεσμα και θα οδηγούσαν πιθανόν σε λανθασμένα συμπεράσματα. Συγκεκριμένα εντοπίστηκαν όλες οι τιμές που δεν περιλαμβάνονταν στο διάστημα μεταξύ $\mu \pm 3\sigma$, όπου μ ο μέσος όρος των αποδόσεων και σ η τυπική τους απόκλιση. Όσες ακραίες τιμές εντοπίστηκαν αντικαταστάθηκαν από το μέσο όρο των αποδόσεων των τριών προηγούμενων χρονικά παρατηρήσεων.

Καθώς στην υπό εξέταση περίοδο περιλαμβάνεται η παγκόσμια οικονομική κρίση του 2008 κρίθηκε σκόπιμο να πραγματοποιηθεί εξέταση εκτός από το σύνολο του δείγματος και για δύο υποπεριόδους του, μία πριν την οικονομική κρίση και μία μετά. Χωρίστηκε λοιπόν το υπό μελέτη δείγμα σε δύο ίσης χρονικής διάρκειας περιόδους, μία πριν από την κρίση, από τις 29 Δεκεμβρίου 2000 έως τις 30 Δεκεμβρίου 2001 και

μία μετά από τις 31 Δεκεμβρίου 2001 έως τις 31 Δεκεμβρίου 2014. Σκοπός του διαχωρισμού αυτού ήταν να εξεταστεί ένα η οικονομική κρίση επηρέασε τυχόν σχέση μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών του δείγματος.

Η σπουδαιότητα των σημαντικών γεγονότων της οικονομικής ιστορίας στην εξέταση της σχέσης μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών τονίζεται ιδιαίτερα και στο κύριο άρθρο (Cornell, 2013). Σε αυτό το μεγαλύτερης χρονικής διάρκειας δείγμα διαιρείται σε αρκετές περιόδους με σημεία τομής σημαντικά γεγονότα της σύγχρονης οικονομικής ιστορίας.

Πρέπει επίσης να σημειωθεί ότι η επιλογή δεδομένων μετοχών με μεγάλη διάρκεια ζωής καθιστούν αυτόματα τα ευρήματα της παρούσης εργασίας μεροληπτικά ως προς εταιρείες με μεγάλη διάρκεια ζωής. Συνεπώς τα συμπεράσματα που θα εξαχθούν δε θα έχουν εφαρμογή σε εταιρείες με μικρή διάρκεια ζωής.

Για τη δημιουργία του μοντέλου χρησιμοποιήθηκε η προσέγγιση της γραμμικής παλινδρόμησης, η οποία αποτελεί και την απλούστερη μέθοδο μοντελοποίησης της σχέσης μίας απλής εξαρτημένης μεταβλητής με μία ή περισσότερες ανεξάρτητες. Η συγκεκριμένη μεθοδολογία είναι σε γενικές γραμμές αυτή που χρησιμοποιείται και στο κύριο άρθρο (Cornell, 2013) Το μοντέλο το οποίο χρησιμοποιήθηκε είναι το εξής:

$$R_{it+1} = \gamma_{i0} + \gamma_{i1} \frac{D_{it}}{P_{it}} + e_{it}$$

όπου:

R_{it+1} : η απόδοση της μετοχής i τη χρονική στιγμή $t+1$

γ_{i0} : συντελεστής παλινδρόμησης

γ_{i1} : συντελεστής παλινδρόμησης και η κλίση της ευθείας παλινδρόμησης

D_{it} : το μέρισμα ανά μετοχή για τη μετοχή i τη χρονική στιγμή t

P_{it} : η τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή t

e_{it} : το σφάλμα (κατάλοιπα) της παλινδρόμησης για τη μετοχή i

Συνεπώς η εξαρτημένη μεταβλητή του μοντέλου παλινδρόμησης που θα χρησιμοποιηθεί είναι η απόδοση της μετοχής i τη χρονική στιγμή $t+1$, ενώ η ανεξάρτητη ο δείκτης μερισματικής απόδοσης τη χρονική στιγμή t . Εφόσον το μοντέλο περιλαμβάνει μία μόνο ανεξάρτητη μεταβλητή, η μοντελοποίηση καλείται απλή γραμμική παλινδρόμηση.

Οι βασικές υποθέσεις του γραμμικού μοντέλου παλινδρόμησης είναι οι εξής:

1. Το υπόδειγμα της παλινδρόμησης είναι γραμμικό ως προς τις παραμέτρους του.
2. Ο μέσος όρος των σφαλμάτων είναι μηδέν. Αυτό εξασφαλίζεται από τη σταθερά γ_{i0} .
3. Η διακύμανση όλων των σφαλμάτων είναι ίση και σταθερή.
4. Τα σφάλματα ακολουθούν την κανονική κατανομή. Αυτό εξασφαλίζεται από την ύπαρξη μεγάλου αριθμού δεδομένων στο δείγμα.
5. Η συσχέτιση μεταξύ των τιμών των σφαλμάτων είναι μηδενική.
6. Δεν υπάρχει πολυσυγγραμμικότητα μεταξύ των τιμών των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Η πέμπτη και η έκτη υπόθεση εξασφαλίζονται μετά τη διενέργεια οικονομετρικών ελέγχων.

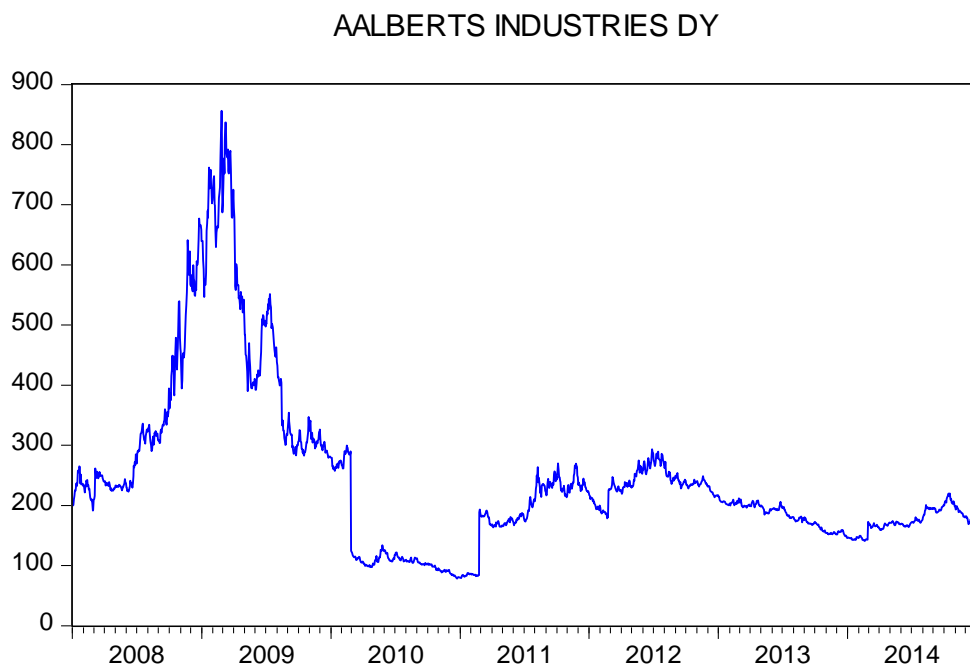
Για την επεξεργασία των δεδομένων χρησιμοποιήθηκε το οικονομετρικό πρόγραμμα Eviews. Οι παλινδρομήσεις πραγματοποιήθηκαν με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Πριν τη διεξαγωγή των παλινδρομήσεων πραγματοποιήθηκαν οικονομετρικοί έλεγχοι για να εξετάσουν τις στασιμότητες των χρονοσειρών, την ομοσκεδαστικότητα και την αυτοσυσχέτιση.

Όσον αφορά τη στασιμότητα καλούμε μία χρονολογική σειρά στάσιμη όταν η μέση τιμή της αλλά και η διακύμανση της δεν επηρεάζονται από το χρόνο. Η μη στασιμότητα μίας χρονοσειράς αποτελεί σημαντικό πρόβλημα για αυτό και πριν την ανάλυση μιας χρονοσειράς πρέπει να ουδετεροποιείται η επίδραση της περιοδικότητας ή της εποχικότητας που την καθιστούν μη στάσιμη.

Στα πλαίσια της συγκεκριμένης εργασίας χρησιμοποιήθηκε για τον έλεγχο της στασιμότητας των μεταβλητών ο επαυξανόμενος έλεγχος των Dickey-Fuller (ADF test ή Augmented Dickey-Fuller test). Πρόκειται για έναν έλεγχο μοναδιαίας ρίζας, ένα δηλαδή η μεταβλητή έχει μία τουλάχιστον μοναδιαία ρίζα τότε είναι μη στάσιμη. Στη συνέχεια έγιναν οι κατάλληλες διορθώσεις στις χρονοσειρές που εντοπίστηκαν να έχουν μοναδιαία ρίζα ώστε να μην είναι πλέον μη στάσιμες.

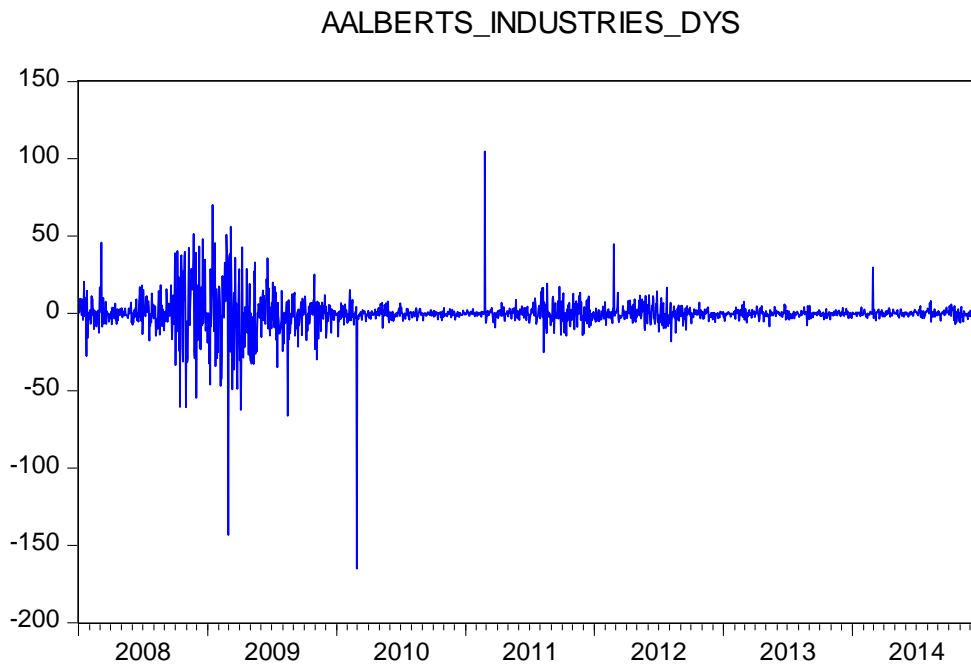
Η διαφορά μεταξύ στάσιμων και μη στάσιμων σειρών διακρίνεται και διαγραμματικά. Στο παρακάτω διάγραμμα παρουσιάζεται η μερισματική απόδοση τη μετοχής της ολλανδικής εταιρείας Aalberts Industries για το σύνολο του δείγματος.

Διάγραμμα 4.1: Μερισματική απόδοση τη μετοχής της ολλανδικής εταιρείας Aalberts Industries πριν τη διενέργεια του ελέγχου της μοναδιαίας ρίζας και την εξάλειψη της μη στασιμότητας



Στο αμέσως επόμενο διάγραμμα απεικονίζεται η μερισματική απόδοση της ίδιας μετοχής για τη ίδια περίοδο μετά τη διενέργεια του ελέγχου της μοναδιαίας ρίζας και την εξάλειψη της μη στασιμότητας.

Διάγραμμα 4.2: Μερισματική απόδοση τη μετοχής της ολλανδικής εταιρείας Aalberts Industries μετά τη διενέργεια του ελέγχου της μοναδιαίας ρίζας και την εξάλειψη της μη στασιμότητας



Το αμέσως επόμενο θέμα για το οποίο απαιτήθηκαν οικονομετρικοί έλεγχοι και οι αντίστοιχες διορθώσεις είναι αυτό της αυτοσυσχέτισης. Αυτοσυσχέτιση είναι η εξάρτηση μιας χρονοσειράς από το παρελθόν της.

Βασική συνέπεια της αυτοσυσχέτισης είναι η υποεκτίμηση της διακύμανση των σφαλμάτων της παλινδρόμησης αλλά και η υποεκτίμηση της διακύμανσης των συντελεστών της παλινδρόμησης. Οι υποεκτιμήσεις αυτές μπορεί να οδηγήσουν σε λανθασμένα συμπεράσματα για τις τιμές των συντελεστών της παλινδρόμησης. Ως αποτέλεσμα, είναι πιθανόν ένας μη μηδενικός συντελεστής να θεωρηθεί στατιστικά σημαντικός ενώ στην πραγματικότητα δεν είναι. Η αυτοσυσχέτιση μπορεί να είναι θετική ή αρνητική. Για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης χρησιμοποιήθηκε ο έλεγχος LM.

Ένα ακόμη σημαντικό ζήτημα για το οποίο πραγματοποιήθηκαν στατιστικοί έλεγχοι και οι αντίστοιχες διορθώσεις είναι η ετεροσκεδαστικότητα. Ετεροσκεδαστικότητα υφίσταται όταν τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης δεν έχουν την ίδια διακύμανση. Στην περίπτωση που υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα τα τυπικά σφάλματα των

εκτιμητών είναι μεροληπτικά γεγονός που καθιστά το μοντέλο ανεπαρκές στο να οδηγήσει σε ασφαλή συμπεράσματα. Για τον εντοπισμό της ετεροσκεδαστικότητας χρησιμοποιήθηκε ο έλεγχος του White.

Στα πλαίσια της παρούσης εργασίας τόσο η αυτοσυσχέτιση όσο και η ετεροσκεδαστικότητα αντιμετωπίστηκαν με τη χρήση ενός αυτοπαλινδρομούμενου μοντέλου κινητού μέσου τάξης (ARMA), το οποίο ενσωματώνει τόσο την αυτοσυσχέτιση όσο και την ετεροσκεδαστικότητα.

Κεφάλαιο 5

**Παρουσίαση και ερμηνεία των
αποτελεσμάτων**

Στο τμήμα αυτό παρουσιάζονται καταρχάς τα ευρήματα ανά χώρα και ανά χρονική περίοδο μελέτης. Στη συνέχεια πραγματοποιείται μία προσπάθεια ερμηνείας τους και σύγκρισής τους με τα ευρήματα των μελετών που παρουσιάστηκαν σε προηγούμενο κεφάλαιο.

5.1 Ισπανία

Στην Ισπανία για το σύνολο του δείγματος, αλλά και για κάθε υπό εξέταση υποπερίοδο, οι συντελεστές παλινδρόμησης για τη σταθερά (γ_{i0}) και τη μερισματική απόδοση (γ_{i1}), τα αντίστοιχα t-statistics και οι συντελεστές προσδιορισμού (R^2) προέκυψαν ως εξής:

Πίνακας 5.1.: Συνοπτικός πίνακας ευρημάτων για την Ισπανία

	γ_{i0} (t-statistic)	γ_{i1} (t-statistic)	R^2
Σύνολο περιόδου	-0,00032 (-0,6031)	0,000047 (0,0314)	0,000210
Πριν την κρίση	-0,0001 (0,1450)	0,001 (0,2697)	0,001397
Μετά την κρίση	-0,012 (-1,1450)	0,0001 (0,3904)	0,000905

Από την εξέταση των ευρημάτων δεν απορρίπτεται η αρχική μηδενική υπόθεση για το συντελεστή γ_{i1} . Συνεπώς η αρχική μηδενική υπόθεση ότι το $\gamma_{i1} = 0$ ισχύει, τόσο για το σύνολο της περιόδου όσο και για τις δύο υπό εξέταση περιόδους. Συνεπώς δεν προκύπτει σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών για την Ισπανία.

5.2 Ολλανδία

Όσον αφορά την Ολλανδία για το σύνολο του δείγματος, αλλά και για κάθε υπό εξέταση υποπερίοδο, οι συντελεστές παλινδρόμησης για τη σταθερά (γ_{i0}) και τη μερισματική απόδοση (γ_{i1}), τα αντίστοιχα t-statistics και οι συντελεστές προσδιορισμού (R^2) προέκυψαν ως εξής:

Πίνακας 5.2.: Συνοπτικός πίνακας ευρημάτων για την Ολλανδία

	γ_{i0} (t-statistic)	γ_{i1} (t-statistic)	R^2
Σύνολο περιόδου	0,3445 (-0,4743)	-0,0025 (0,2629)	0,001368
Πριν την κρίση	2,7369 (0,1279)	1,5757 (0,2047)	0,004063
Μετά την κρίση	530,79 (2,7084)	-0,3090 (1,5592)	0,000723

Με βάση τα ευρήματα δεν απορρίπτεται η αρχική μηδενική υπόθεση για το συντελεστή γ_{i1} . Συνεπώς η αρχική μηδενική υπόθεση ότι το $\gamma_{i1} = 0$ ισχύει. Συνεπώς δεν προκύπτει σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών για αυτή τη χώρα τόσο στο σύνολο του δείγματος, όσο και στις δύο υπό εξέταση υποπεριόδους.

5.3 Φινλανδία

Στην Φινλανδία τόσο για το σύνολο του δείγματος, όσο και για κάθε υπό εξέταση υποπερίοδο, οι συντελεστές παλινδρόμησης για τη σταθερά (γ_{i0}) και τη μερισματική απόδοση (γ_{i1}), τα αντίστοιχα t-statistics και οι συντελεστές προσδιορισμού (R^2) προέκυψαν ως εξής:

Πίνακας 5.3.: Συνοπτικός πίνακας ευρημάτων για τη Φινλανδία

	γ_{i0} (t-statistic)	γ_{i1} (t-statistic)	R^2
Σύνολο περιόδου	-0,000264 (-0,5535)	-0,000039 (0,0759)	0,011572
Πριν την κρίση	0,000236 (-0,1398)	0,009699 (0,3934)	0,004999
Μετά την κρίση	-0,000605 (-0,6138)	-0,0000095 (-0,06519)	0,013556

Με βάση τα ευρήματα δεν απορρίπτεται η αρχική μηδενική υπόθεση για το συντελεστή γ_{i1} . Συνεπώς η αρχική μηδενική υπόθεση ότι το $\gamma_{i1} = 0$ ισχύει, τόσο για το συνολικό δείγμα όσο και για τις δύο υποπεριόδους. Συνεπώς δεν προκύπτει σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών.

5.4 Ερμηνεία των αποτελεσμάτων

Από την επεξεργασία των δεδομένων με βάση το οικονομετρικό υπόδειγμα που αναπτύχθηκε παραπάνω δεν προκύπτει στατιστική σημαντική σχέση μεταξύ εξαρτημένης και ανεξάρτητης μεταβλητής για καμία χώρα, για καμία από τις χρονικές περιόδους που εξετάστηκαν. Δε φαίνεται επίσης η πρόσφατη οικονομική κρίση του 2008 να επηρέασε το γεγονός αυτό, καθώς και στις περιόδους πριν και μετά από αυτή δεν εντοπίστηκε σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών.

Αυτό έρχεται αρχικά σε αντίθεση με τα ευρήματα του κυρίως άρθρου (Cornell, 2013), στο οποίο χρησιμοποιήθηκε παρόμοιο οικονομετρικό υπόδειγμα. Πρέπει ωστόσο να ληφθεί υπόψη ότι στο κυρίως άρθρο χρησιμοποιούνται στοιχεία για μία διαφορετική οικονομία, όπως εκείνη των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής. Χρησιμοποιούνται επίσης στοιχεία με διαφορετική χρονική συχνότητα, ετήσια αντί για ημερήσια, καθώς και με μεγαλύτερο χρονικό ορίζοντα.

Περιπτώσεις που δεν εντοπίστηκε καμία στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών, όπως και στην παρούσα εργασία είναι αυτές των Black και Scholes (1974), Goetzmann και Jorion (1993) και του Wolf (2000). Οι Ang και Bekaert (2007) επίσης δεν εντόπισαν στατιστικά σημαντική προβλεπτική ικανότητα του δείκτη μερισματικής απόδοσης παρά μόνο για βραχυπρόθεσμα διαστήματα και υπό προϋποθέσεις.

Σε γενικές γραμμές δεν εντοπίστηκε σχετική δημοσιευμένη βιβλιογραφία για τις τρεις χώρες που χρησιμοποιήθηκαν στη συγκεκριμένη εργασία, με εξαίρεση τον Park, C. (2010), οποίος στις χώρες τις οποίες μελέτησε συμπεριέλαβε και την Ολλανδία και τη Φινλανδία. Χρησιμοποίησε ωστόσο μηνιαία δεδομένα και με μεγαλύτερο χρονικό ορίζοντα και οι δύο αυτές χώρες δεν ανήκουν σε αυτές που εντόπισε σημαντική στατιστική σχέση μεταξύ των δύο μεγεθών.

Οι λόγοι που στην παρούσα εργασία δεν εντοπίστηκε στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών, αν και κάτι τέτοιο αναμενόταν, με βάση τουλάχιστον τα ευρήματα των προηγούμενων ερευνών έχουν να κάνουν πιθανότατα με τη συχνότητα των δεδομένων. Στην εργασία αυτή χρησιμοποιήθηκαν ημερήσια δεδομένα. Πιθανόν η χρήση δεδομένων μεγαλύτερης συχνότητας να αναδείκνυε σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών αν όντως υπάρχει και δεν κατόρθωσε να εντοπιστεί στα πλαίσια της παρούσης εργασίας. Η μερισματική απόδοση συνδέεται με τη διακράτηση της μετοχής για ένα περισσότερο μακροπρόθεσμο χρονικό διάστημα. Η χρήση δεδομένων επίσης για ένα μεγαλύτερο χρονικό διάστημα να κατέληγε σε σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών.

Το οικονομετρικό μοντέλο επίσης θα μπορούσε να τεθεί υπό αμφισβήτηση. Χρησιμοποιήθηκε το μοντέλο της απλής γραμμικής παλινδρόμησης το οποίο χρησιμοποιείται και στο κύριο άρθρο (Cornell, 2013), με τη λογική η έρευνα να κρατηθεί σε απλό επίπεδο, καθώς αυτό που ενδιαφέρει είναι η ύπαρξη ή μη σχέσης μεταξύ των δύο μεταβλητών χωρίς πολύπλοκες διαδικασίες. Ωστόσο πιθανότατα η επανεξέταση των δεδομένων με ένα διαφορετικό οικονομετρικό μοντέλο να κατέληγε σε διαφορετικά συμπεράσματα.

Κεφάλαιο 6

Σύνοψη

Στα πλαίσια της συγκεκριμένης διατριβής εξετάστηκε η σχέση μεταξύ του δείκτη μερισματικής απόδοσης και των αποδόσεων των μετοχών. Εξετάστηκε δηλαδή αν ο δείκτης μερισματικής απόδοσης μπορεί να προβλέψει τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών.

Χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα για την περίοδο 2001-2014 για τουλάχιστον εκατό μετοχές των χρηματιστηρίων τριών χωρών της Ευρωζώνης και συγκεκριμένα της Ισπανίας, της Ολλανδίας και της Φινλανδίας. Για την επεξεργασία των δεδομένων χρησιμοποιήθηκε ένα οικονομετρικό μοντέλο απλής γραμμικής παλινδρόμησης, με ανεξάρτητη μεταβλητή τη μερισματική απόδοση και εξαρτημένη τις αποδόσεις των μετοχών.

Πριν τη διεξαγωγή των παλινδρομήσεων πραγματοποιήθηκαν οι κατάλληλοι στατιστικοί έλεγχοι προκειμένου να αντιμετωπιστούν τα προβλήματα της μη στασιμότητας της ετεροσκεδαστικότητας και της αυτοσυσχέτισης. Προκειμένου να εξαλειφθούν τα δύο τελευταία προβλήματα χρησιμοποιήθηκε ένα μοντέλο κινητού μέσου τάξης (ARMA). Η διεξαγωγή των παλινδρομήσεων έγινε για δύο χρονικές περιόδους μία πριν την οικονομική κρίση του 2008 και μία μετά.

Από τα ευρήματα της έρευνας δεν προέκυψε σημαντική στατιστική σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών για καμία από τις τρεις χώρες και για καμία χρονική περίοδο. Αυτό θα μπορούσε να οφείλεται σε διάφορους λόγους, που έχουν να κάνουν με την οικονομία κάθε χώρας, αλλά και με τη συχνότητα και το εύρος των δεδομένων που χρησιμοποιήθηκαν αλλά και το οικονομετρικό μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε.

Συνεπώς ως αντικείμενο για μελλοντική έρευνα αφήνεται η εκπόνηση ανάλογης μελέτης με τη χρήση δεδομένων ευρύτερης χρονικής περιόδου για τις συγκεκριμένες χώρες. Πιθανότατα με τη χρήση δεδομένων για περισσότερα έτη να αναδειχθούν σημαντικές στατιστικές σχέσεις που δεν κατόρθωσαν να εντοπιστούν στα πλαίσια της συγκεκριμένης μελέτης. Ενδιαφέρον θα ήταν επίσης για το μελλοντικό ερευνητή να πειραματιστεί με τη συχνότητα των δεδομένων και να χρησιμοποιήσει δεδομένα ευρύτερων συχνοτήτων έναντι των ημερησίων που χρησιμοποιήθηκαν στην

παρούσα. Το οικονομετρικό μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε επίσης θα μπορούσε να αποτελέσει βάση πειραματισμών για περαιτέρω έρευνα.

Παραρτήματα

1. Κατάλογος μετοχών που χρησιμοποιήθηκαν στο δείγμα ανά χώρα

Ισπανία

abengoa
abengoa b shares
abertis infraestructuras
accio0
acerinox r
acs activ constr y serv
adolfo dominguez
adveo group inter0cio0
airbus group mad
almirall
amadeus it holding
amper
applus servicios technol
arcelormittal mad
atresmedia corp
azkoyen
banco de sabadell
banco popular espanol
banco santander
bankia
bankinter r
baron de ley
bbv argentaria
biosearch
bodegas rioja0s
bolsas y mercados espano
caixabank
cementos port valderr
cie automotive
clinica baviera
codere sa
const y auxiliar de ferr
corp empresarial
corporacion finca alba
deoleo
distribuidora int0c de a

duro felguera
e0gas
ebro foods
edreams odigeo
elecnor
ence energia y celulosa
endesa
enel green power mad
ercros
faes farma
ferrovial
fersa energias rnvbl
fluidra
fomento constr y cntr
funespa0
gamesa corpn tegc
gas 0tural sdg
general de alquiler de m
gpo empresarial san jose
grifols class b share
grifols ord cl a
grupo catala0 occidente
grupo ezentis
hispania act inm
iberdrola
iberpapel gestion
inditex
indra sistemas
inmobiliaria colonial
intl cons airl gp mad
inypsa informes y proyec
laboratorio reig jofre
lar espa0 rlst socimi
lbos farmaceuticos rovi
liberbank
lingotes especiales
mapfre
mediaset espa0 comunicac
melia hotels intl
miquel y costas
montebalito
nh hotel gr
nicolas correa
nmas1 di0mia
obrascon huarte lain

papeles y cartones de eu
prim
promotora de infic a
prosegur cia seguridad
quabit inmobiliaria
realia business
red electrica corpn
renta 4 serv de invn
repsol ypf
sacyr
solaria energia y medio
tecnicas reunidas
tecnocom tc y energia
telefonica
tubacex
tubos reunidos
urbas guadahermosa
vidrala
viscofan
vocento
zardoya otis

Ολλανδία

aalberts_industries
acell_group
accsys_technologies
aegon
afc_ajax
ahold_kon_
air_france_klm
akzo_nobel
altice_a_shares
and_intl_publishers
ap_alter0t_assets
aperam
arcadis
arcelormittal
asm_inter0tio0l
asml_holding
ballast_nedam
bam_groep_kon_
batenburg_techneik
be_semiconductor
beter_bed_holding
bever_holding
binckbank
boskalis_westminster
boussard_gavaudan_e
brill__kon__
brunel_intl_
corbion
corbion_dys
ctac_nm
delta_lloyd_group
dico_intl_
docdata
dpa_group
dsm_koninklijke
esperite
eurocastle_inv_
eurocommercial
euronext
fagron
fugro
galapagos

gemalto
groothandelsgeb_
hal_trust
heijmans
heineken
heineken_hldg_
hunter_douglas
hydratec_industries
ict_automatisering
imcd_group
inverko
kardan_n_v
kas_bank
kendrion
klepierre
kpn_kon
lavide_holding
macintosh_retail
mty_holdings
nedap
nedsense_enterprises
new_sources_energy
neways_elec_intl_
nn_group
novisource
nsi
oci
oranjewoud_a_
ordi0
pershing_square_hdg_
pharming_group
porceleyne_fles
probiodrug
randstad_holding
relx
roodmicrotec
royal_dutch_shell_a
royal_imtech
saint_gobain
sligro_food_group
snowworld
source_group
stern_groep
telegraaf_media_groep
tetragon_fi0ncial_group

thunderbird_resorts_a01
thunderbird_resorts_ams_
tie_kinetix
tkh_group
tnt_express
tom_tom
unibail_rodamco
unilever_certs_
usg_people
value8
van_lanschot
vastned_retail
verenigde_ned_co_
volta_fi0nce
vopak
wdp
wereldhave
wessanen
wolters_kluwer
yatra

Φινλανδία

_0me
afarak_group
affecto
ahlstrom
aktia__a_
aktia__r_
alandsbanken__a_
alandsbanken__b_
alma_media
amer_sports
apetit
aspo
aspocomp_group
atria__a_
basware
biohit__b_
biotie_therapies
bittium_corporation
capman__b_
cargotec__b_
caverion_corporation
citycon
componenta
comptel
cramo
digia
dovre_group
efore
elecster__a_
elisa
endomines__hel_
eq
etteplan
exel_composites
f_secure
fin0ir
fiskars__a_
fortum
glaston
hkscan__a_
honkarakenne__b_
huhtamaki

ilkka_yhtyma
incap
innofactor
investors_house
ixonos
kemira
keskisuomalainen
kesko__a_
kesko__b_
kesla__a_
kone__b_
konecranes
lassila__tikanoja
lemminkainen
marimekko
martela__a_
metsa_board__a_
metsa_board__b_
metso
munksjo
neo_industrial__b_
neste
nokia
nokian_renkaat
nordea_bank_fdr
nurminen_logistics
okmetic
olvi__a_
orava_residential_real_e
oriola_kd__a_
oriola_kd__b_
orion__a_
orion__b_
outokumpu__a_
outotec
panostaja
pkc_group
pohjois_karjalan_krj_
ponsse
poyry
qpr_software
raisio
ramirent
rapala_vmc
raute__a_

restamax
revenio_group
saga_furs
sampo_a_
sanoma
scanfil
solteq
stockmann_a_
stockmann_b_
takoma
talvivaara_mng_co_
technopolis
tecnotree
teleste
teliasonera_hel_
tieto_oj
tikkurila
trainers_house
tulikivi_a_
upm_kymmene
uponor
uutechnic_group
vaisala_a_
valmet
valoe_corp
viking_line
wartsila
wulff_group
yit

2. Συντελεστές παλινδρόμησης και t-statistics ανά χώρα και ανά περίοδο

Ισπανία: Συντελεστές παλινδρόμησης για το σύνολο του δείγματος

γ_{i0}	γ_{i1}
-0,000814775	0,000709143
-0,000517627	0,000269423
-0,00024388	-0,000199233
-0,00033367	0,000181074
-0,000305846	0,000192433
-0,001268524	0,000480988
0,001135102	-0,00021172
-0,000798262	0,000255317
0,000231793	-9,16749E-05
0,00078588	-0,000269665
0,000102886	-7,84479E-05
2,16447E-05	0,000289518
-0,002300034	0,000310447
0	0
7,715E-05	-0,000320365
0,00073182	-0,00021303
-0,000460797	-6,37903E-06
-0,00014354	-7,67885E-05
-0,000785199	9,94022E-06
-0,001014456	0,00013063
0	0
0	0
-0,001180474	0,00017747
0	0
-0,001947515	0,00082688
-0,000107484	-4,61899E-06
-0,000259131	0,00011879
-0,001002276	2,73418E-06
0,000335983	-8,29442E-05
-0,000129001	-0,000296995
0	0
0,000502487	-2,68064E-05
-0,001328365	0,000210219
-3,29127E-05	8,69358E-05
0,00038384	6,73793E-05
-0,00154039	0,000540537
0	0
0,000973791	-0,000343298
-0,000294574	2,06016E-06
-0,000127364	6,25882E-05
-1,29596E-05	-0,000521503
0	0
-0,000355652	-9,1307E-05

-0,000124364	0,000192104
-0,001131979	-0,001741145
-0,000370203	-0,000123345
0,000866766	-0,000273234
-0,001063397	0,000367777
4,7355E-05	-0,000273566
5,04792E-05	3,10915E-05
0	0
0	0
0,00016505	0,00011521
0,000569961	-0,000100825
-5,11609E-05	0,000130875
0	0
0	0
-0,00087352	0,000199955
-0,000873022	0,000381465
0,000364522	7,35373E-05
-0,000448687	8,34899E-05
-0,002596692	0,003845957
0	0
-0,001384512	0,002621792
-0,001101133	7,07696E-06
0	0
-0,000149091	-1,3922E-05
0	0
-0,001038903	0,00017444
0,000964863	-0,000310077
0,000355222	-0,000102939
0,000646322	-0,000784545
-0,000496651	0,000282966
-0,000489383	-8,04859E-06
-0,000533873	-3,63474E-05
-0,000497707	-8,7947E-05
-0,000584954	0,000152228
-0,000659243	0,000561147
0,000181811	2,47727E-05
0,000601053	-8,55305E-05
-0,001422729	-0,00042094
-0,0017351	0,000928011
-0,002622471	-0,001394338
-0,001211167	-8,23012E-05
0,000221409	0,000106751
-0,00018445	-2,30872E-05
0,000355469	-5,51382E-05
-0,000456062	0,000117107
-0,00111408	-0,001788965
0,000166552	7,74364E-05
-0,000583761	-0,000412882

-0,000215148	1,19254E-05
0,000344578	-5,82493E-05
0,00038151	-0,000141927
0	0
-0,000929243	0,000504268
-0,000218972	0,000219432
-0,000621666	-0,00026633
0,000673703	-7,94698E-05
Μέσος όρος	
-0,000311606	4,68227E-05

Ισπανία: T-statistics για το σύνολο του δείγματος

t-statistic γ_{i0}	t-statistic γ_{i1}
-2,022868953	1,1214908
-0,557098251	0,514715795
-0,92239256	-0,656730005
-0,522968694	1,174465593
-0,515457258	1,151301687
-1,521489859	1,667608217
2,542386228	-2,416012398
-1,901774559	1,598117941
0,79156428	-0,916029683
1,457974	-1,396222818
0,373126054	-0,692602243
0,173066794	2,535711079
-4,192904198	2,666053507
0	0
0,171599952	-1,553652827
1,640044643	-3,124932173
-1,367386301	-0,038514228
-0,316775568	-0,699827636
-1,375557483	0,10572473
-1,404908254	1,194827459
0	0
0	0
-1,418983756	1,057316428
0	0
-2,013287422	1,562216194
-0,361005629	-0,093613717
-0,963683464	1,974003665
-2,079774534	0,029114163
0,885097978	-0,763008595
-0,473711774	-2,968535374
0	0
0,720165139	-0,103135872
-3,072500706	1,624933824

-0,085187181	0,408069757
0,964812614	0,693626893
-1,783471339	1,819862471
0	0
1,431220962	-1,157691332
-0,647605271	0,025632011
-0,219986443	0,625244316
-0,089357036	-3,162765735
0	0
-0,479952475	-0,329916141
-0,234973902	1,459159597
-3,172707168	-1,618354441
-1,295751812	-0,806723347
1,795322758	-3,148088601
-2,805526135	2,220372714
0,088288837	-0,727406964
0,088254075	0,2363716
0	0
0	0
1,457771226	0,384988028
2,312374802	-0,39902684
-0,063722283	0,566116329
0	0
0	0
-1,223829678	1,410745116
-2,607502678	2,16797751
0,796890393	0,295765208
-0,936464989	0,65880051
-4,674991636	4,502612334
0	0
-3,093921791	2,761497875
-3,412415695	0,111664698
0	0
-0,705597361	-0,10367916
0	0
-1,557126484	1,556737104
1,369447314	-1,854474692
0,931899185	-1,721270315
1,215364154	-2,307880557
-0,664376858	0,953685037
-1,065949296	-0,069249328
-1,274434017	-0,199944175
-1,113747888	-0,288976995
-1,46832849	1,899182854
-0,673590104	1,413623198
0,531293865	0,206710299
1,247402782	-0,46425779
-2,594200802	-1,498671609

-1,510838599	1,760118
-5,13635201	-1,203750834
-3,343560145	-1,528208265
0,292436622	0,582942929
-1,950237831	-0,277214555
0,580052013	-0,431290906
-0,703590772	0,599328086
-2,608074313	-4,113994804
0,465769116	0,581275636
-1,455021391	-1,778281752
-0,591759919	0,173674717
0,684301625	-0,494172518
0,942974694	-1,391393289
0	0
-1,408768051	2,316531016
-0,380683357	0,653134626
-2,373929678	-3,070800907
0,750557009	-0,346643096
Μέσος όρος	
-0,603137424	0,031374798

Ισπανία: Συντελεστές παλινδρόμησης για την περίοδο 2001-2007

γ_{i0}	γ_{i1}
0,000764433	-6,23685E-05
0	0
0,000290084	9,62693E-05
-0,002181374	0,001679148
-0,002673174	0,001444232
0,001432992	-0,000321485
0,001259435	-0,000346884
-0,000156847	0,000584597
0,000963953	-0,000331455
0	0
0	0
0,000447074	-5,68896E-05
0	0
-1,65595E-05	0,00141714
0,000881391	-0,000423601
0,000386859	-0,000166803
-0,000545103	0,000319332
-0,005834114	0,00184889
-0,00116331	0,000299531
0	0
-0,003825399	0,001511989

0	0
-0,002650765	0,000738496
0	0
-0,00297644	0,001619042
7,76978E-05	0,000541672
0	0
-0,001864883	0,000750047
0,00084029	-0,000135258
0	0
0	0
0,000752962	0,000105253
0,001574108	-0,00037674
0,000707955	-0,001164695
0,000949031	0,001039949
0	0
0,001903341	-0,000428307
0,000348376	0,000306491
-0,001714869	0,000701038
0	0
0,001551648	-0,000255374
0,000598035	-1,16759E-05
-0,001602334	0,00039535
0	0
-0,000775811	0,073165338
0	0
-0,000123307	0,000408473
3,44406E-05	-0,000163029
2,56791E-06	-0,003266187
0	0
-0,000138683	-5,49975E-05
0,0016773	-0,00030754
0,00047381	-5,99928E-05
-0,001667169	0,00095898
0	0
0	0
0	0
0,001216424	-0,008313965
0	0
0	0
-0,001334587	0,00049397
-0,000596569	0,000347635
0,000277687	0,000362663
-0,000374465	0,000268078
-0,000498499	0,002404335
0	0

0,000437114	0,001348652
0	0
0	0
0	0
0	0
-0,004067988	0,000904737
0,000176835	3,59881E-05
0,000371973	-3,81435E-05
0,000895117	-0,000905634
-0,001432977	0,000733526
0,000981302	-0,000126591
-0,001244031	0,000976298
0,000382097	-0,000185513
0,0001717	7,79362E-05
0,00041453	0,000261779
0,000900581	-0,000310727
0,000599867	0,00029437
-0,001558721	0,001537992
-0,00114037	0,000800288
0,000852282	-0,00324735
-2,2727E-05	0,000117991
0,001756628	-0,000245363
0	0
0,000653646	-0,000132326
-0,00130645	0,000887177
0	0
0,000313594	0,001122179
-0,000287238	-0,001136039
-0,000889647	0,000771511
0,00170404	-0,000474811
0,000608454	2,59229E-05
0	0
0,000896254	0,024031414
0,000515037	-0,000402458
2,88964E-05	-0,000370665
0,000172492	0,000229724
Μέσος όρος	
-0,000121765	0,001021005

Ισπανία: T-statistics για την περίοδο 2001-2007

t-statistic γ_{i0}	t-statistic γ_{i1}
0,703590484	-0,09849085

0	0
0,312957152	0,338509536
-1,334503877	1,883434432
-1,684073106	2,012058931
1,133785841	-0,509343752
0,882714609	-0,478181107
-0,448733651	2,449438241
1,08515877	-1,403432939
0	0
0	0
0,487166705	-0,392595239
0	0
-0,07136152	3,94548961
2,329308884	-3,095185221
0,818045618	-1,015556677
-1,124208274	1,959378728
-1,863938685	1,938939954
-0,483453396	0,444512404
0	0
-1,858032554	1,988244126
0	0
-1,317701226	1,242595112
0	0
-2,210000568	2,095115862
0,437127612	2,632563211
0	0
-0,870451935	1,151330288
1,579226737	-1,115664115
0	0
0	0
1,029440906	0,344290592
1,739297134	-1,176394676
0,669321317	-0,49839586
3,34634202	0,750334331
0	0
2,5691243	-2,00946141
0,830983893	1,541580063
-1,776807994	1,924771568
0	0
1,686461689	-0,525133726
1,178018603	-0,152734175
-1,563135132	1,893282591
0	0
-1,581160149	1,040744334
0	0

-0,142539058	1,11373682
0,041697924	-0,344516176
0,049854621	-4,433422036
0	0
-0,08301434	-0,084753992
1,38861205	-0,770521777
1,272596479	-0,226948152
-1,72001209	2,415859233
0	0
0	0
0	0
3,899533423	-2,742792659
0	0
0	0
-0,832458581	1,112646474
-1,651269338	2,06604854
0,49324892	0,58506727
-0,574711673	0,817050111
-0,654866645	2,906337625
0	0
0,739710734	1,5189706
0	0
0	0
0	0
0	0
-3,247883902	3,137138198
0,082786984	0,039579596
1,182889249	-0,381943131
1,073908662	-1,175584982
-1,060698103	1,077560015
1,509039314	-0,67884364
-2,29321189	2,558962288
0,687432006	-0,447486298
0,278732116	0,542669726
0,373051667	0,544644708
1,245111095	-0,562760832
0,838089823	0,591151051
-1,007252712	0,956969181
-0,498038995	0,599147813
1,782231999	-4,243855738
-0,346616971	1,027132862
1,704546976	-0,837539307
0	0
0,448513125	-0,251311342
-0,981262763	1,700626995

0	0
1,271842434	2,214684454
-0,525334871	-2,252852188
-1,90928801	2,489679624
1,898239122	-1,159048426
1,22804303	0,090173179
0	0
3,265711573	1,304563618
0,503441409	-0,483113531
0,286295676	-2,563588238
0,143231973	0,634227
Μέσος όρος	
0,14500434	0,269703811

Ισπανία: Συντελεστές παλινδρόμησης για την περίοδο 2008-2014

γ_{i0}	γ_{i1}
-0,00127989	-0,000389076
-0,001686618	0,000548845
-0,000557621	-7,94403E-05
-0,001876998	0,000439985
-0,003289606	0,000705385
-0,004116639	0,001139347
0,00085106	-0,000175922
-0,001692495	0,00024243
-0,000277699	-4,29683E-05
-0,000543611	0,000970202
0,000741378	-0,000244506
6,59573E-05	0,000269075
-0,003805345	0,000821017
0	0
-0,000747144	-0,000157224
0,000933072	-0,000214231
0	0
-0,000891618	-4,26411E-05
-0,003025594	0,000199341
-0,004612036	0,000510931
0	0
0,001384076	-0,000673579
0	0
-0,002505906	0,000340637
0	0
-0,002105641	0,000722046
-0,003350652	0,000356036
-0,001954578	0,000367024
-0,002695371	4,13781E-05
8,89293E-05	-0,000133814

-0,000170592	-0,000288757
0	0
-0,001999314	0,000652645
-0,002854382	0,000279028
-0,001135763	0,000482369
-0,001410218	-0,010851709
-0,00013519	-0,000104458
-0,002638117	0,000323718
-0,00450454	0,000920438
-0,002916619	0,000906169
0	0
-0,00195352	0,000527875
-0,000751969	-0,000109086
0,000152236	8,70871E-07
-4,09014E-05	-0,000505067
0	0
-0,002747954	0,000426248
-0,001964528	0,000462384
-0,002895312	0,000900361
-0,00236775	0,000573135
0,000244408	-0,000225064
-0,000497143	-0,000747537
-0,00191122	0,000336589
0	0
0	0
0,000373552	-6,22074E-05
0,00075525	-0,000222662
0	0
0	0
-0,004000054	0,000631695
-0,001043048	0,000344574
-0,000453932	0,000372284
-0,002048958	0,000352228
0	0
0	0
-0,002746964	0,001723491
-0,001811713	5,34169E-05
0	0
-0,001066394	0,000361337
0	0
-0,000127376	3,25631E-05
0,000978249	-0,000316086
0,000193497	-9,93545E-05
0,000465721	-0,000736248
0,000334423	7,17753E-06
-0,001601023	-3,54643E-05
-0,000741491	-0,000161205
-0,001527443	0,000100101

-0,001176019	0,000179638
-0,002274562	0,001048532
-0,000264447	8,01519E-05
-0,001891614	0,000532769
-0,003041483	-0,000459963
-0,007564279	0,003083858
0	0
-0,003896994	0,000125941
-0,002016263	0,000530642
-0,001158876	0,000525786
-0,000396726	5,4809E-05
-0,001382156	8,00415E-05
-0,002784377	-0,001328681
-0,003990012	0,00113052
-0,0008537	-0,00018936
5,90294E-05	-4,07032E-05
-0,000715398	6,08219E-05
-0,00059512	-2,43117E-05
0	0
-0,000948072	0,000432761
-0,000808522	0,000504612
-0,001365442	-0,000199259
-0,002593111	0,00055747
Μέσος όρος	
-0,001219553	8,42786E-05

Ισπανία: T-statistics για την περίοδο 2008-2014

t-statistic γ_{10}	t-statistic γ_{11}
-2,174752073	-0,401110467
-1,129374077	0,673914656
-0,985943147	-0,173170477
-1,548712968	1,765345026
-2,529822044	2,536033092
-2,651889115	2,523997316
0,900270254	-1,288122986
-2,885991776	1,302613537
-0,437905437	-0,262313402
-0,447742243	0,961123732
0,790550095	-0,89787684
0,213488797	1,34952805
-4,871763288	2,185214845
0	0
-0,578613851	-0,367129142
0,920401868	-1,866237072
0	0
-1,071504571	-0,257109139

-2,736403275	1,430728347
-2,463793041	2,356252515
0	0
0,926917571	-1,720718538
0	0
-1,583798581	1,321531783
0	0
-1,443266575	0,944525347
-2,456087666	2,21602718
-1,829580698	2,171608105
-3,466213005	0,344273073
0,148176272	-0,505749864
-0,25128375	-1,637701616
0	0
-1,169500563	1,12588238
-5,015171834	1,857379835
-1,122273601	1,203620634
-2,326341909	-3,607070216
-0,45639954	-0,52856176
-1,795478546	1,5257441
-2,73749646	3,017973627
-1,241343984	1,212862055
0	0
-1,607747692	1,145818562
-0,932448938	-0,602543209
0,181890397	0,006808935
-0,112174592	-1,723509522
0	0
-1,909517543	0,877704115
-1,796144322	2,287969961
-3,665572009	0,528482468
-2,137711046	1,367812578
0,270186968	-1,849719515
-0,560370426	-1,216968789
-1,16501697	1,158285147
0	0
0	0
1,551463779	-0,138275569
1,389627099	-0,563739442
0	0
0	0
-2,659539484	2,578935127
-1,633555235	0,876340475
-0,316865084	0,633478719
-1,898736917	1,619974995
0	0
0	0
-3,971654081	0,121345937

-3,185207749	0,676411901
0	0
-1,365564511	1,029967383
0	0
-0,113238295	0,208916439
0,488019099	-0,863598909
0,255977286	-1,109818053
0,566037184	-1,726738609
0,255394243	0,016213438
-2,300023623	-0,222160905
-1,061407873	-0,67699648
-2,177384362	0,226415021
-2,051530115	1,746009621
-1,329095318	1,600034313
-0,489130954	0,566485917
-1,857497154	1,783284365
-3,398228458	-1,33035883
-2,710671059	2,827752083
0	0
-4,316779794	1,324838427
-1,465393721	1,801937326
-3,489918313	2,543603757
-0,27942968	0,238939731
-1,414174064	0,322445923
-3,289379795	-2,1810045
-2,227443867	2,376211438
-1,419976911	-0,690044574
0,064051712	-0,324048267
-0,836521467	0,400547876
-0,735278135	-0,160370039
0	0
-0,52722151	0,606529028
-0,84023262	1,094542262
-2,562991698	-1,575380336
-1,344056619	1,279601456
Μέσος όρος	
-1,144958683	0,390412642

Ολλανδία: Συντελεστές παλινδρόμησης για το σύνολο του δείγματος

γ_{i0}	γ_{i1}
0,006467894	0,000105505
-0,173770465	0,000409683
-0,081548933	-0,177216359
-0,062476516	1,01397E-05
-0,029415198	-0,000462397
-0,034020965	0,000130419

-0,036339134	0,000129075
-0,074538944	0,000153785
0	0
0	0
0,015252575	-0,000112604
-0,028646431	9,86533E-05
0,09969491	-0,000108422
0,018040123	-6,48609E-05
-0,014711363	0,000292552
-0,057290821	0,001245669
0,00899533	-0,000160651
0,034828249	-7,2785E-05
0,030789759	-6,56675E-05
-0,060523093	0,000557392
0,076369124	-0,000204016
-0,035907136	4,27139E-06
0,047310353	-8,73109E-05
-0,072206054	0,000286357
0	0
-0,002062681	8,15591E-05
0,044706785	-5,2356E-05
0,00070027	-1,82962E-05
-0,002164353	-0,000181548
-0,005126138	9,41546E-05
0	0
-0,134566701	0,000326704
-0,037934938	-0,000274865
-0,031211824	0,000191799
-0,01643058	-0,000396837
-0,190724433	-1,76634E-06
-0,206704766	0,000392775
0	0
-0,008541909	0,000279335
-0,077677733	0,000415877
0	0
0,016649301	0,000481375
0,034465997	-0,00021212
0,050800867	8,12417E-06
-0,099853631	0,000165562
-0,199213931	0,001417609
-0,173453112	0,001131741
-0,16011152	0,000496566
-0,012889423	9,48804E-05
-0,035619765	-6,22951E-06
0,0066971	-5,64729E-06
0	0
-0,09382179	0,000189369
-0,033603026	4,87103E-05

0,050706409	-0,000286016
-0,336641024	0,00103832
0,018518152	-0,00012709
-0,324968325	-4,5522E-05
-0,011310065	1,09724E-07
-0,008562882	5,22125E-05
-0,029645812	7,34997E-05
0	0
0	0
0,02053456	-0,000129839
0	0
0	0
-0,017026267	-3,10401E-05
0	0
-0,019855803	-7,17199E-05
-0,055465563	-0,000643807
0	0
0	0
39,91321505	-0,099493907
0	0
0,052961427	-0,000103286
-0,228024473	0,000696699
0	0
-0,232360725	0,00055726
-0,266715453	0,000614053
0,004720479	-3,92992E-05
0,006076041	0,000190024
-0,017792828	1,5929E-06
-0,024894242	0,000167402
-0,016333909	-6,02359E-05
0,048450289	-0,0001845
0,03354002	-0,000103756
0	0
0	0
0,000473793	4,01256E-05
-0,003254106	0,000953174
0	0
0,046198599	-5,05531E-05
-0,168267323	0,000561926
0,028796586	-3,02061E-05
0,063839019	-6,92382E-05
-0,03680857	3,80986E-05
-0,207356442	0,000270664
-0,04024581	-9,81649E-05
-0,018824141	0,000104683
-0,026666694	0,000274613
-0,013588263	6,45382E-05
-0,062074498	0,000141973

0,017698001	-0,000107258
-0,176220943	0,000493235
0	0
Μέσος όρος	
0,344490339	-0,002531489

Ολλανδία: T-statistics για το σύνολο του δείγματος

t-statistic γ_{i0}	t-statistic γ_{i1}
0,084286689	0,34612454
-1,765385252	2,044133646
-2,123136651	-1,236129082
-0,906384986	0,07239383
-0,959913245	-1,851325606
-0,897701529	1,271955726
-0,715524592	0,442081783
-0,789461463	0,580953982
0	0
0	0
0,529141356	-2,589426607
-1,43965087	0,714833948
1,205629573	-0,452899381
0,262086096	-0,291792916
-0,261571168	0,4827169
-1,056411783	1,792554385
0,203155296	-2,848294051
0,513732144	-0,619397596
0,842974466	-1,202867889
-1,472930421	2,104622244
1,312733146	-1,875472391
-0,947538098	0,215967519
0,865347239	-1,078205359
-0,838576989	1,391834974
0	0
-0,037060623	0,642903995
0,637045005	-0,225187691
0,010392054	-0,111122849
-0,033670148	-1,279686717
-0,294878248	2,096435866
0	0
-2,104794508	2,069075066
-0,920739947	-1,270267509
-0,291217106	0,683401513
-0,852369008	-1,96814338
-3,678331123	-1,467659073
-1,524529981	1,780196659
0	0

-0,39643565	2,103152216
-0,903369875	1,65925904
0	0
0,505086953	0,548180144
0,859362508	-1,334824359
0,646854225	0,049185771
-1,96105111	2,616609
-2,937041135	3,496703682
-2,445990575	3,064328212
-1,681050426	2,118989599
-0,153928568	0,587680846
-0,583110119	-0,056510359
2,730646971	-1,690604966
0	0
-2,123639531	1,005443717
-0,772075002	0,988616138
1,254412284	-2,5443198
-3,987478992	5,147786765
0,396321708	-1,419683688
-5,067143766	-0,164553643
-0,198738996	0,001103846
-0,219105876	0,325078679
-0,692716717	0,967370288
0	0
0	0
0,412526664	-1,088384095
0	0
0	0
-0,235451072	-0,409721616
0	0
-0,525978555	-0,05504019
-1,06411916	-2,198391083
0	0
0	0
1,092754823	-0,441645588
0	0
0,796652905	-0,54065929
-2,683168665	2,927134388
0	0
-2,396914043	2,629518313
-3,472437692	3,278981685
0,041638625	-0,115973974
0,074566065	0,790463439
-0,409068359	0,26885964
-0,317746475	1,551347869
-0,502508766	-0,856898824
1,180434928	-1,616694601
1,293870978	-3,688311718

0	0
0,005350152	0,18331558
-0,235485204	2,332872841
0	0
0,620965692	-0,28859517
-1,482834651	1,684299712
0,485004972	-0,18669067
1,088312587	-0,347008031
-0,961910314	0,334846396
-2,343334319	2,52824288
-0,956135007	-1,032828618
-0,611302512	1,601886451
-0,498062306	1,533264658
-0,223316618	0,69520952
-0,854094671	1,313251885
0,375243478	-1,246527317
-1,847286446	1,97211603
0	0
Μέσος όρος	
-0,474319994	0,262937886

Ολλανδία: Συντελεστές παλινδρόμησης για την περίοδο 2001-2007

γ_{i0}	γ_{i1}
0,258	0,0158
-1,013	0,877
-3,418	-0,082
-0,34	-0,109
0	0
-1,005	1,2768
-0,726	0,3619
-0,071	-0,062
0	0
-0,906	0,7701
4,2544	20,141
0	0
0,8491	-2,008
-1,512	0,8217
-0,676	0,9181
-1,625	1,3381
1,2673	-0,639
-1,007	1,5817
-2,13	1,1551
-0,401	-0,349

-0,115	-0,998
-0,331	1,5806
0,4806	-0,961
0	0
-2,394	2,4026
12,599	9,9968
7,562	4,4147
6,3172	-0,448
4,1802	5,7124
0,2779	7,0124
0,311	1,0704
1,6589	-0,617
2,2689	0,3458
11,655	0,7424
7,7134	0,459
1,5697	0,5521
1,9011	-0,58
21,636	0,4278
5,4275	6,2656
6,2066	2,6646
2,8079	-0,571
2,7415	0,758
13,464	1,8536
1,0977	-0,299
9,0837	14,435
9,8044	0,567
2,6467	-0,036
7,64	-0,397
22,352	-2,134
1,8879	-0,137
1,0306	0,0618
0,5773	2,8132
2,8883	0,3238
3,6958	0,4096
13,743	4,5105
2,2596	1,4701
1,9054	-0,958
0,8878	1,0908
2,1324	2,0018
0,8708	-0,046
7,6719	-0,344
0,8014	-0,6
0,6518	0,0012
0	0
1,2043	-2E-04

2,2246	8,1174
12,182	5,2445
25,674	10,026
1,2616	6,9628
10,614	8,2537
1,1088	2,6183
12,419	-0,522
2,7388	0,3672
2,0187	0,8039
0,8143	10,185
-1,12	0,5558
10,24	-0,1
-0,659	0,2756
-3,642	-0,106
-0,335	0,4602
-0,265	1,5603
0	0
-1,125	1,1657
-1,222	1,2897
-0,23	-0,153
0,7479	-0,125
-0,634	-1,455
-1,83	1,7726
-1,957	-2,447
0,2996	0,6375
-1,87	2,2391
-0,327	0,4535
-1,227	1,4297
0,3965	-1,594
-0,864	0,9434
0	0
Μέσος όρος	
2,7369	1,5757

Ολλανδία: T-statistics για την περίοδο 2001-2007

t-statistic γ_{i0}	t-statistic γ_{i1}
-0,53893464	0,837825961
-2,138022137	2,95973377
0	0
-1,032741027	0,435980824
-0,23793697	-1,493897668
-0,766439046	0,765528717
-0,430870801	0,424361937

-1,111293321	0,945189373
0	0
0,049607456	6,264319678
6,735182743	1,366069435
-0,177736044	-3,375493312
0	0
2,174172989	-1,343351023
1,240733512	-0,663890862
-0,860090564	-0,30739383
0	0
1,378165657	-3,498524271
1,63587932	-1,039307702
0,144955586	0,146927704
0	0
1,374827903	-1,68882503
-0,528249899	0,176216984
1,191434787	-1,459489833
0,369679471	0,264864472
0	0
-0,869633131	1,029818895
2,684357114	-2,747234597
-0,963183271	0,928432286
0	0
-0,164768768	-0,181513935
0	0
0	0
-1,951535103	1,65507002
0,748707153	-1,957344478
0,522366084	-0,377924352
0	0
1,885622926	-4,384962439
-0,018417509	0,465213151
0	0
0	0
-0,54780629	1,472814244
0	0
0	0
0,844817345	-0,970022913
1,298705485	-0,844410768
0,006984345	0,206739557
-1,883129383	1,938923621
-1,744126416	1,87531698
-2,390140336	2,966055486
-1,133440398	1,21968462
0,120348542	0,264177185

-1,11790751	0,809885937
0	0
1,416619029	-0,386086379
0,476405181	-0,016413814
0,202661761	-1,796732832
-0,928743141	1,198856947
-0,505855106	0,304160644
-2,302756976	-0,52374725
1,892397167	15,83284399
0,874234652	-0,598644936
0	0
-1,608101644	1,69886992
0	0
0	0
-0,02210125	0,192214864
0	0
0	0
-1,639595725	1,84747632
0	0
0	0
0,039466956	-0,75155673
0	0
0	0
12,95956362	-26,03812306
1,220062719	-0,697427843
-2,254536198	2,219195649
0	0
-0,402238361	0,710199354
-2,187661479	2,065181766
0	0
-2,04492874	2,205799526
1,110024302	-0,88597126
-0,075489129	0,275107239
-0,854862031	1,012883255
-0,271847965	0,891283862
-0,799682238	0,975953021
3,870820375	-4,019843109
-2,049534878	2,06889989
3,081450904	15,25421211
3,264405296	-2,413394985
3,800481525	0,081728597
0	0
0	0
0	0

0,331006384	-0,175670894
0	0
0	0
0,679835131	-0,349933043
-1,602084804	1,805866292
0,812283349	-0,224687812
0,548283282	-0,180402564
-1,978121178	2,138685205
-1,453631259	1,825428396
1,066943676	-1,04122908
0	0
-0,303226446	1,098227958
-1,373136705	1,788352832
-0,240596373	0,696570948
-0,218146861	0,015189593
-1,878790253	1,943196083
0	0
Μέσος όρος	
0,127888694	0,204708695

Ολλανδία: Συντελεστές παλινδρόμησης για την περίοδο 2008-2014

γ_{i0}	γ_{i1}
0,027057	5,87E-06
-0,20173	0,000338
-0,25363	-0,01603
-0,03134	-1,9E-05
0	0
-0,09682	0,000418
-0,05076	0,000113
-0,0101	-2,4E-05
0	0
-0,05934	0,018117
540,9468	3,041657
0	0
0,049477	-0,00012
-0,06317	0,000168
-0,12528	0,000557
-0,22288	0,000453
0,120701	-0,00047
-0,13208	0,001879
-0,16699	0,000183
-0,03881	-6E-05
-0,0055	-6,1E-05
-0,02035	0,000443
0,041176	-0,00014

0	0
-0,54515	0,001094
493,8052	1,196501
422,2823	1,146612
0	0
504,7381	-0,11176
369,5635	0,692661
403,0493	0,6471
365,2378	0,018273
335,7855	-0,41287
622,4973	0,014662
0	0
417,7527	0,059059
0	0
371,1964	0,039899
85,74301	0,01864
31462,96	-50,6874
630,3928	0,578898
0	0
228,0861	0,384371
415,0501	0,481036
0	0
53,192	-0,01442
410,9469	0,081047
371,5539	0,129501
447,3394	-0,32308
196,4145	0,70554
223,4653	0,031625
484,953	-0,00991
423,681	-0,08129
571,393	-0,26571
436,4083	-0,65446
387,5	0,012283
0	0
104,6015	0,702708
838,3266	0,204555
234,1379	0,06611
520,8116	0,619405
485,3119	0,182799
0	0
416,9639	-0,18336
0	0
0,036144	0,034638
477,8514	0,216205
0	0
0	0
178,2222	-0,25261
0	0

0	0
1020,241	-0,35445
0	0
16,17777	-0,01373
57,58893	0,004837
0	0
0	0
0	0
0	0
237,0394	-0,00017
0	0
309,4367	2,287647
414,3919	0,193901
0	0
524,939	0,523432
178,3948	0,570256
370,0328	0,936551
141,3861	0,468909
394,9493	-0,02155
10936,87	0,688504
553,0826	0,7967
112,761	0,356044
-0,04374	0,012269
314,525	-0,0003
-0,02885	0,004482
-0,20528	-0,0015
-0,04322	0,000135
-0,00823	0,001014
0	0
-0,26897	0,000533
-0,26285	0,000755
-0,01768	-2,9E-05
0,082639	-9,3E-05
-0,02762	-0,00023
-0,24983	0,000294
-0,10018	-0,00033
0,020621	6,58E-05
-0,31006	0,001627
-0,02957	5,58E-05
-0,19329	0,000307
0,020904	-0,00019
-0,18526	0,00047
0	0
Μέσος όρος	
530,79	-0,309

Ολλανδία: T-statistics για την περίοδο 2008-2014

t-statistic γ_{i0}	t-statistic γ_{i1}
0,257952069	0,015753758
-1,012504443	0,877020206
-3,418200857	-0,081855659
-0,340011885	-0,109403103
0	0
-1,005006543	1,276845521
-0,726473462	0,361945962
-0,071487387	-0,062037888
0	0
-0,905505468	0,77011669
4,254400657	20,14147529
0	0
0,84907798	-2,008252414
-1,512269473	0,821703589
-0,676138701	0,918142657
-1,62500711	1,338090712
1,267327359	-0,638796978
-1,007185553	1,58168932
-2,130401411	1,155093633
-0,400517912	-0,348619955
-0,115090989	-0,998065028
-0,330682075	1,58060833
0,480589958	-0,961393635
0	0
-2,394490439	2,402647518
12,5987185	9,996778437
7,561950214	4,414701492
6,317152089	-0,448257914
4,180226641	5,71241031
0,277869883	7,012384698
0,31101732	1,070437561
1,658939293	-0,616619042
2,268896491	0,34579026
11,65528135	0,742407179
7,713442666	0,459035999
1,569698463	0,552103426
1,901144598	-0,57961386
21,63568513	0,427793718
5,427502563	6,265630996
6,206632845	2,664630025
2,807878906	-0,570867146
2,741468075	0,757977592
13,46441318	1,853559795
1,097677738	-0,299387244
9,083725947	14,43514733

9,804360997	0,567038311
2,646697685	-0,036444791
7,640011458	-0,39657481
22,35198394	-2,133742197
1,887920849	-0,136829648
1,030555007	0,06179522
0,5772992	2,813174895
2,888285777	0,323813077
3,695791675	0,40961419
13,74297328	4,510456543
2,259586586	1,470051033
1,905419649	-0,957946376
0,887801833	1,090781239
2,132376859	2,001785132
0,870768613	-0,046269453
7,6719271	-0,344068017
0,801411362	-0,59969799
0,651796995	0,001156397
0	0
1,20426825	-0,000163199
2,224572504	8,11737072
12,18184109	5,244492101
25,67417961	10,02625261
1,261625021	6,962771709
10,61357858	8,253657669
1,10878659	2,618345391
12,41882157	-0,521794261
2,738795768	0,367175268
2,018679747	0,803857488
0,814307713	10,18538292
-1,119778339	0,555816948
10,2403924	-0,099789242
-0,658785215	0,275642077
-3,641880484	-0,106221282
-0,335382581	0,460151471
-0,26466508	1,560252565
0	0
-1,125331453	1,16565149
-1,222061745	1,289688968
-0,229930467	-0,15312211
0,747919451	-0,125209715
-0,633625537	-1,454667618
-1,830331828	1,772592808
-1,957046989	-2,446546954
0,299648442	0,637542423
-1,869558663	2,239093266
-0,327467846	0,453465717
-1,22671585	1,429663643

0,39647311	-1,593589529
-0,864198998	0,9433833
0	0
Μέσος όρος	
2,708352019	1,559249912

Φινλανδία: Συντελεστές παλινδρόμησης για το σύνολο του δείγματος

Y_{i0}	Y_{i1}
-0,002419166	0,000716466
-0,000341927	5,86474E-05
1,52954E-05	-0,000122911
-0,000119693	7,18287E-05
-4,67817E-05	-5,75248E-06
-0,001174596	0,000326332
-0,000840401	0,000213
0,000203445	-7,69174E-05
0,000509872	-4,50883E-05
0,000556491	-8,72828E-05
-0,000281536	9,29873E-05
-0,002230401	0,000223914
-0,001232426	0,000334083
1,35631E-05	0,000307694
-0,001050454	5,44887E-05
0	0
-0,000610557	-0,000105804
0,000479312	-0,000118737
-5,03319E-05	-0,000146881
3,70903E-05	-0,000169625
-0,000893092	0,000276997
-0,000875601	7,84759E-05
-0,000713769	1,22235E-05
0,000681419	-3,78602E-05
-0,000248233	3,07503E-05
-0,00068407	1,52275E-05
0,000227485	-6,15159E-05
-0,000351488	0,000139997
-0,000805251	0,000252904
0	0
5,08035E-05	-1,85865E-05
-0,000427473	0,000100471
0,000556986	-0,000150332
-0,0012596	0,00040238
-0,000231597	3,18597E-05
0,000932345	-7,62964E-05
0,000616048	-3,81439E-06
-0,000990298	0,000231925
-0,000890396	0,000267354

0,000369986	-0,000236225
0,000746552	-0,000159944
-0,001093292	0,00016094
-0,001685092	-0,000252323
0	0
-0,000832262	0,000231984
-0,000755652	7,8913E-05
0,000460048	-5,25128E-05
-0,001161103	0,000173021
9,13908E-05	9,5559E-06
-0,000778466	0,000200735
0,000344579	-0,000120148
0,000390694	0,000104653
-9,897E-05	9,61139E-06
0,00021129	-2,55196E-05
-0,000762552	0,000183686
-0,000760454	0,000230543
-0,00026142	-1,6985E-05
-2,95916E-05	-5,78492E-05
-0,000481359	-1,21681E-05
0,001244999	-0,000253318
0	0
-0,00137288	0,000142145
6,96561E-05	2,27763E-05
-0,000965666	0,000183222
0,000883479	-0,00014682
4,63064E-05	-7,08919E-05
-0,001079468	0,0003429
-0,000115448	6,28317E-05
0,000133857	9,81045E-05
-4,36473E-06	-7,61408E-05
0,000132908	-8,74484E-05
0,000193089	-0,000149235
-0,000944144	0,000226078
-0,00037186	0,000152609
-0,000478616	2,79158E-05
-1,99872E-05	4,40963E-05
-0,000268774	2,65757E-05
0,00069074	-0,000103693
-0,000801489	0,000167559
0,000180137	2,3759E-05
-0,001006899	0,000261513
0,000641423	-0,000214025
-0,001188595	0,000457204
0,001006386	-0,000180488
-0,00022708	7,67503E-05
1,06627E-05	-1,64857E-05
-8,21281E-05	-0,000623271

-0,001228037	0,00017728
0,002212105	-0,000182769
0,000666757	-5,2311E-05
-0,000421699	5,32605E-05
-9,9963E-05	0,000394154
-0,000492948	-4,37346E-06
-0,000683155	8,73134E-05
0,000758925	-0,000225338
-0,003368115	0,000395873
0	0
-0,000463315	-8,95614E-05
-0,000130705	-6,35149E-05
0,000965471	-0,000268471
-0,000718494	0,00017545
0,000124538	-4,62474E-05
-0,000964161	-0,000688625
-0,000848199	-3,30792E-05
0,00041363	-0,000119254
-0,000797792	0,000198629
-4,3261E-06	-4,85284E-05
-0,001140962	0,000211544
0,000205412	-7,8342E-05
-0,002149215	-0,006626434
-7,34418E-05	-0,001123309
0,000524748	3,84099E-05
-0,000211647	-0,000184391
0,000266883	-4,43944E-05
0,000702901	-0,000194497
0	0
Μέσος όρος	
-0,000263993	-3,86615E-05

Φινλανδία: T-statistics για το σύνολο του δείγματος

t-statistic γ_{i0}	t-statistic γ_{i1}
-3,142728157	1,723738294
-1,060072431	0,602104944
0,06168293	-2,395630389
-1,118740528	1,885928642
-0,456700995	-0,12915148
-2,320575246	2,449073709
-2,365799839	2,474415655
0,797721663	-1,69230599
0,604136654	-0,185746507
0,828978497	-0,686520842

-0,660976558	1,451924513
-4,261015996	1,294123769
-1,63424722	1,806610362
0,017490713	0,660816231
-2,311331927	0,458632926
0	0
-1,165528827	-0,493394638
1,111985832	-1,882572049
-0,115447689	-1,063280293
0,408841037	-1,529787032
-1,629036371	2,38438739
-2,250335515	0,813289847
-1,083165264	0,077074419
1,212536202	-0,386388844
-0,55168085	0,327765477
-1,609805907	0,140236975
0,535529581	-0,615576593
-0,493985883	0,725215662
-1,795182822	2,492646356
0	0
0,150096137	-0,976590384
-0,682577547	0,732298816
1,061301495	-1,184282548
-2,119805348	1,526164292
-0,637009502	0,297539931
2,142531497	-1,299778966
0,62648244	-0,020223781
-1,942425624	1,541370084
-0,892194125	0,921963081
0,966242778	-3,087031838
0,872599209	-0,769830258
-2,041302256	2,098003371
-3,106150607	-0,404103686
0	0
-2,852039589	2,551097559
-1,28236534	0,599926204
0,490981432	-0,236692012
-2,473846364	2,327758871
0,153647523	0,08692092
-1,325923729	2,235321009
0,627220474	-1,210494545
0,600510365	0,616119319
-0,09620562	0,035627077
0,402127812	-0,17046339
-1,726054273	2,295615387
-1,366344197	2,261900348
-0,590848444	-0,216624293
-0,053963507	-0,46916311

-0,778643539	-0,088728977
1,796803543	-1,954122385
0	0
-2,253256353	0,900247559
0,167682145	0,198198325
-1,45871457	1,131367358
1,031867858	-0,507956648
0,04095482	-0,26072494
-2,973053399	2,803171653
-0,285786414	0,594896115
0,290069297	0,900280652
-0,089782456	-3,40454407
0,436067377	-0,557471854
0,597142513	-0,913267714
-0,977209504	1,501545492
-0,390536162	1,030396421
-0,71599878	0,193842402
-0,046447692	0,273235848
-0,732468645	0,889629877
0,873249809	-0,635654896
-2,412084071	2,313639852
0,348020783	0,256336804
-1,902914084	1,879810726
1,668402494	-2,700556627
-1,710095187	1,798976531
1,78319823	-1,599443615
-0,514159469	0,548198296
0,023158368	-0,233291584
-1,96228042	-7,954077887
-1,887277893	1,04714772
1,873202861	-1,212381084
1,492204758	-0,979396281
-0,650993259	0,517963651
-0,88103247	4,310589228
-1,648630627	-1,042639598
-0,844193296	0,514497164
0,816560252	-1,19413143
-5,694850277	4,324720384
0	0
-0,528268854	-0,539556589
-0,357825175	-0,477856732
2,166774301	-2,015489828
-1,113076676	1,109321911
0,410994488	-0,652695947
-1,942591168	-3,412818393
-2,813791188	-0,303988059
0,754867424	-0,942262865
-0,565659209	0,740924164

-0,009277745	-0,677542651
-2,964963567	1,786343727
1,002046133	-1,277495736
-3,042453862	-4,40403327
-0,330012368	-0,44501969
0,954907034	0,298713006
-0,337716256	-1,392637003
0,381244811	-0,249796941
1,239397884	-1,816211121
0	0
Μέσος όρος	
-0,553534459	0,075932573

Φινλανδία: Συντελεστές παλινδρόμησης για την περίοδο 2001-2007

γ_{i0}	γ_{i1}
-0,004104832	0,00371967
-0,000181531	6,62085E-05
-7,13127E-05	-0,000104231
0	0
0	0
0,001526051	-0,000183225
-0,000653087	0,000223614
0,000214998	0,00021692
-0,003176055	0,00109849
0,000956684	-0,000197268
0,000319559	3,41652E-05
-0,003409027	0,000420577
-0,001264744	0,000469061
0,000372982	-0,0002031
0	0
0	0
-0,001777579	0,000216874
0,000600949	-6,31889E-05
0,00019029	-0,000190572
0	0
-0,000809257	0,000259779
-0,000187916	-1,57757E-05
-0,002052167	0,000440576
0,001696866	-7,80699E-05
0,054965003	0,988158765
0	0
0,000691962	-0,000118218
-0,000416658	0,000271151
-0,000955133	0,000426406
0	0
9,18587E-05	-1,93881E-05
-1,27493E-05	8,54949E-05

0,00020502	-4,23973E-05
-0,001047306	6,55014E-05
0,000178883	5,48482E-05
-0,000137425	0,000180489
0,001470995	-7,68198E-05
-0,001317165	0,000448429
0,000659955	0,000106303
0,000341869	-9,38303E-05
-0,00097814	0,000380458
-6,77616E-05	0,000106843
-0,000216213	-0,000904782
0	0
-0,000648723	9,09304E-05
1,66103E-05	1,22734E-05
-0,001918235	0,00076609
-0,000896054	0,00017167
0,000301901	1,37357E-05
-0,000252139	0,000160502
0,000634312	2,4151E-05
0,001003476	2,24231E-05
-0,000931543	0,00057112
0,00029061	-4,37028E-05
0,000223498	0,000102449
0,00038018	0,000147645
0,000226843	-8,10792E-05
-0,000980826	0,00011206
-0,001789615	0,000289362
0,000709972	-4,84224E-05
0	0
7,83958E-05	0,000166374
0,000289381	-0,000104632
-0,009046111	0,004358484
-3,71396E-05	0,000677282
-0,00157326	0,000483426
-9,98733E-05	0,00018631
0	0
0,000850242	1,06189E-05
0,000272516	-0,000490738
0,000229591	-0,00036636
-0,001424889	0,000366373
-0,000640098	0,00023939
0,000682103	-6,19302E-05
0,000313044	0,001271617
0,00029919	3,40082E-07
-0,000622262	0,000230172
-0,000201683	0,000123472
0,000326516	0,000114495
-0,002718447	0,000889891

0,000149573	-0,000246301
-0,000660449	0,000124288
0,001944224	-0,000329865
-0,000435215	0,000387726
0,000682485	-0,000101221
0	0
-0,002335314	0,002080527
0,002633449	-0,000252452
0,000728668	-4,94053E-05
-0,000780016	0,000272762
0	0
-2,87482E-05	-8,04436E-06
-0,000790606	-3,91024E-06
0	0
0	0
0,000980839	-0,000230169
-0,000487305	0,000659855
0,000395924	5,48278E-05
-0,000738421	0,000311052
0	0
0	0
0	0
0,000398592	-6,16942E-05
-0,002092424	0,000581019
Μέσος όρος	
0,00023616	0,009699563

Φινλανδία: T-statistics για την περίοδο 2001-2007

t-statistic γ_{i0}	t-statistic γ_{i1}
-2,93171715	2,504275649
-0,698821293	0,406769925
-0,569032362	-1,480214978
0	0
0	0
0,881478256	-0,534161806
-0,530887593	0,965742979
1,182500908	2,686654067
-1,941669066	2,350570868
1,036505135	-1,085276251
0,36980086	0,302472192
-3,965982004	2,095254806
-0,980748154	1,609921301
0,373353069	-0,312834355
0	0
0	0
-2,081754742	0,738405055

1,133820032	-0,744429775
0,647167561	-0,732899307
0	0
-0,722440177	1,427225294
-0,304059149	-0,111006246
-1,687535855	0,976962126
2,389303709	-0,75157192
2,823866667	2,805722338
0	0
0,915384532	-0,827135201
-0,572195018	1,240880001
-1,539586586	1,430094295
0	0
0,178474166	-0,924744669
-0,013689368	0,473249624
0,193981131	-0,140057882
-1,470246502	0,103892941
0,339546873	0,435023152
-0,161134319	0,944355408
0,908608392	-0,199609867
-1,641448476	2,102230977
0,506344166	0,265270341
0,672919965	-0,937452628
-0,557730461	0,735403301
-0,100294494	1,226782523
-0,290545423	-1,494713026
0	0
-1,879824568	0,658553353
0,016573779	0,072411929
-1,306415081	1,857281086
-1,414016285	2,0020708
0,478365247	0,128992959
-0,365630941	1,774840194
0,867537601	0,212275057
1,312536663	0,109968419
-0,684335815	1,210052244
0,31747442	-0,171231665
0,289612041	0,859173009
0,515383706	1,279590808
0,422313638	-0,699533396
-0,944844112	0,642277648
-1,801710229	1,717523505
0,779661045	-0,2207
0	0
0,103894704	0,724342893
0,875055881	-0,547284583
-4,234338476	4,21175083
-0,024986094	0,977235635

-1,123195077	1,342148787
-0,16053058	1,182565374
0	0
1,370279246	0,090622562
1,275439355	-1,539482921
1,099397942	-1,170892994
-1,079375435	1,574726886
-0,504227233	1,068647362
0,68068832	-0,295913711
1,001886519	1,42886338
0,458763429	0,008539312
-0,60855858	1,099061333
-0,522370404	1,506554493
0,449272724	0,857191949
-1,555727839	1,947039766
0,265447483	-2,565242025
-0,607686967	0,20354713
2,626404594	-1,631213974
-0,664621118	0,86648811
0,789433568	-0,793087818
0	0
-2,489445553	1,556644967
1,532958989	-1,219028763
1,235633452	-0,872638995
-0,7111735026	1,140978517
0	0
-0,02060674	-0,016468717
-1,6332072	-0,814237504
0	0
0,873826626	-1,251003327
-0,862737166	0,480203422
0,70077957	0,235371951
-0,858685049	0,778654207
0	0
0	0
0,37203818	-0,319108615
-0,703258184	0,89283153
Μέσος όρος	
-0,139802684	0,393362781

Φινλανδία: Συντελεστές παλινδρόμησης για την περίοδο 2008-2014

γ_{i0}	γ_{i1}
-0,001454947	0,000196143
-0,00154628	0,00031017
0,000401607	-0,000178304
-0,000468606	0,000142977
-0,000192222	3,10582E-05
-0,001210845	0,000237917
-0,000424646	-0,000130746
-0,000260145	-5,04809E-05
0,0012415	-0,000352761
0,000145551	1,62359E-05
-0,000439395	8,52326E-05
0	0
-0,000684474	7,87321E-06
-0,000323395	0,000711808
-0,000773135	2,37113E-05
0	0
6,41878E-05	-0,000350693
0,000260926	-0,000147306
-0,000672756	-3,18871E-05
7,97322E-05	-0,000182869
-0,001028318	0,00034871
-0,001385404	0,000130956
0,000511414	-0,000183947
0,000540069	-0,000233381
1,61732E-05	-4,63053E-05
0,000391074	-8,17042E-05
-0,000165838	1,70041E-05
-0,000370044	6,56372E-05
-0,000859756	0,000245566
0	0
-0,000117083	1,18385E-05
-0,000233317	-4,76011E-05
0,000648843	-0,000173277
-0,005718435	0,001909917
-0,000370788	-0,000230006
0,001123472	-0,000101421
-0,006156652	0,001033871
-0,000984873	3,01737E-06
-0,003580335	0,000741246
0,00046937	-0,00039719
0,000886302	-0,000209052
-0,000865951	1,35714E-05
0	0
0	0
-0,001643174	0,000474852

-0,000923098	-0,000221534
2,11404E-05	-5,72863E-05
-0,000586684	-6,73729E-07
0,000695527	-0,000164994
0,000842454	-0,000589923
-0,00075531	0,000329513
-0,003095805	0,000535356
0,000203532	-2,22794E-05
-0,001034516	0,000105138
-0,00074793	6,55497E-05
-0,001242214	0,00010972
0,000577333	-0,00046549
0,000428546	-0,000834007
0,00124853	-0,000292137
0	0
-0,002988886	0,000185774
-0,000805875	0,000194482
-0,000811113	0,000101373
-0,000822379	0,000145509
0,000984478	-0,000394637
-0,001261091	4,81334E-05
-0,000317037	9,53948E-05
0,000222394	-5,21479E-05
-0,000240779	6,55825E-05
0,000186663	-0,000126106
-0,002080142	0,000347292
-0,001324348	0,000258617
-0,001081551	-3,02572E-05
-0,001871004	0,00046475
-0,000831479	0,000101684
0,001872028	-0,000419939
-0,001307337	0,000185724
-0,000159804	-3,29105E-05
-0,001258719	0,000122732
-0,00184629	0,000662957
-0,002171853	0,0007509
0,000223667	-0,000109061
-0,004319015	0,001012954
-0,000247629	6,94482E-06
-0,000175602	-0,000580353
0,001215066	-0,000218178
0,001545562	-6,93555E-05
0,001951623	-0,000306847
-0,002206146	0,000220356
-0,000232694	0,000431666
-0,000282708	-1,90523E-05
0	0
-0,000798073	-8,92288E-05

-0,00017787	-0,000232521
0,001315026	-0,000370972
-0,002145881	0,000400535
-0,004065537	0,000908166
0	0
-0,002501548	0,000230253
0,00017822	-0,0001097
0,001423686	-0,000415548
-0,003487145	0,000657644
0,000373099	-0,000103261
-0,002062603	-0,000454656
-0,002256987	0,000144957
0,000755233	-0,000449809
-0,002598033	0,000436639
-0,00032236	-1,48303E-05
-0,002245806	0,00022466
0,000499647	-0,000161115
-0,003061769	-0,006139842
0	0
-0,000110851	0,000123121
-0,000707948	-0,000161731
0,000612745	-0,000419
0,001109234	-0,00027404
Μέσος όρος	
-0,000605488	-9,47381E-06

Φινλανδία: T-statistics για την περίοδο 2008-2014

t-statistic γ_{10}	t-statistic γ_{11}
-2,019510074	0,665641481
-1,402129698	1,238436891
0,506523132	-1,483476475
-1,566435591	1,899198975
-0,654313143	0,343938431
-1,754079785	0,635930249
-0,920704897	-0,685334425
-0,401010041	-0,59203953
1,164016073	-1,142560086
0,145866826	0,08908107
-0,910456657	0,966491231
0	0
-0,695179204	0,029575962
-0,253575032	0,995252316
-1,056702905	0,175390798
0	0
0,096015798	-0,970528013
0,374320114	-1,559676066

-0,625827486	-0,128058078
0,423606825	-1,124473544
-1,209968943	1,061140145
-2,782483455	0,970671538
0,600880285	-1,128338242
0,632677854	-1,194708622
0,027726297	-0,310261641
0,693793233	-0,802215692
-0,364166383	0,106972443
-0,179037229	0,127322258
-1,01061827	1,702276512
0	0
-0,186747299	0,104458647
-0,240997192	-0,191186714
0,954248557	-1,195744489
-2,387610969	2,377268414
-0,726546499	-1,068210864
1,473998602	-1,262838212
-2,89353265	2,943585135
-1,417988211	0,012896974
-2,311584824	1,733659976
0,817602728	-3,414608946
0,645770891	-0,720915993
-0,847194845	0,081142066
0	0
0	0
-2,436392957	2,666490774
-1,175039468	-0,641816551
0,013699376	-0,178079355
-0,561059685	-0,003232991
0,420046912	-0,482447417
1,035626786	-3,242727111
-0,633325428	1,080737771
-1,321598362	1,041786404
0,310417852	-0,116644681
-1,853917843	0,823504568
-0,665420507	0,252861517
-1,561030155	0,896114845
0,806250153	-1,330951017
0,499327514	-2,364791557
1,07767059	-1,593455443
0	0
-3,112074199	0,843045513
-0,669164136	0,776744893
-0,804126461	0,542829126
-0,556304493	0,354347588
0,527207834	-0,932582437
-2,618650351	0,142660504

-0,385576449	0,627726914
0,205653943	-0,135096641
-0,277295141	0,20123957
0,198198736	-0,363851596
-1,110841651	1,313502519
-0,696662505	0,967220237
-1,142520791	-0,143488332
-1,503711234	1,402630397
-1,726632172	1,229657621
1,561841457	-1,686854609
-2,49144768	1,580561248
-0,216112493	-0,254912989
-1,922465258	0,709542835
-1,087396028	1,388480901
-1,153428298	1,369504088
0,239797608	-0,707942739
-2,130879254	2,106457491
-0,445252493	0,078036487
-2,032084778	-5,074318935
1,308505021	-1,266720188
0,892203948	-0,293917886
1,20471252	-1,063741994
-1,88005074	1,43471052
-0,950204177	3,094072689
-0,573635547	-0,371342737
0	0
-1,714024226	-1,325144837
-0,152726795	-0,951037629
1,107226344	-1,596843634
-3,845596972	0,572551897
-4,466473516	2,484724323
0	0
-1,19543602	0,475273492
0,36205508	-0,861451501
1,679033936	-1,990567581
-1,647170037	1,663740596
0,378852098	-0,513920191
-2,228928202	-1,709551962
-4,500680734	1,132671534
1,051957474	-1,629347921
-1,135989093	1,120507673
-0,547794103	-0,18921379
-3,963337276	0,638308216
0,758745448	-0,918546582
-2,595666846	-3,456515954
0	0
-0,090361413	0,254040764
-0,814352182	-0,95967453

0,655557946	-1,661777566
1,359913217	-2,100733087
Μέσος όρος	
-0,613790435	-0,065187953

Βιβλιογραφία

Βιβλία

- Agung, I G N. (2011) *Cross Section and Experimental Data Analysis Using EViews*, John Wiley and Sons, Singapore
- Elton, E. J., Gruber M. J., Brown S.J. and Goetzmann, W. N. (2013) *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, Wiley, USA
- Frankfurter, G. M. and Wood B. G., Wansley, J. (2003) *Dividend Policy, Theory and Practice*, Academic Press, USA
- Francis, J. C. and Kim, D. (2013) *Modern portfolio theory: foundations, analysis, and new developments*, John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, USA
- Smith, G. (2012) *Essential Statistics, Regression, and Econometrics*, Academic Press, USA

Άρθρα

- Ang, A. and Bekaert, G. (2007) 'Stock Return Predictability: Is it There?', *Review of Financial Studies*, Vol. 20, pp. 651-707
- Aono K., and Iwaisako, T. (2008) 'The Consumption-Wealth Ratio, Real Estate Wealth, and the Japanese Stock Market' *Institute of Economic Research Discussion Paper*, A.504

- Aono K., & Iwaisako, T. (2009) 'Aggregate Return Predictability and the Cross-section of Japanese Stock Returns', paper presented at NFA association annual meeting
- Aono, K and Iwaisako, T. (2010) 'On the Predictability of Japanese Stock Returns Using Dividend Yield', *Asia-Pacific Financial Markets*, Vol. 17, pp. 141-149
- Bai J. & Perron P. (1998) 'Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes', *Econometrica*, Vol. 66, pp. 47-78.
- Bai J. & Perron P. (2003) 'Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models', *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, pp. 1-22.
- Belke, A. and Polleit, T. (2006) 'Dividend Yields for Forecasting Stock Market Returns. An ARDL Co integration Analysis for Germany', *Ekonomia*, Vol. 9, pp. 86-116
- Black, F. and Scholes, M. (1974) 'The effects of dividend yield and dividend policy on common stock prices and returns', *Journal of Financial Economics*, Vol. 1, pp. 1-22
- Blume, M. E. (1980) 'Stock Returns and Dividend Yields: Some More Evidence', *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, pp. 567-577
- Boudoukh, Michaely J., R., Richardson M. and Roberts M. (2004) 'On the Importance of Measuring Payout Yield: Implications for Empirical Asset Pricing', *The Journal of Finance*, Vol. 62, pp. 877-915
- Campbell, J.Y. and Yogo, M. (2006) 'Efficient tests of stock return predictability', *Journal of Financial Economics*, Vol. 81, pp. 27—60
- Chang, K. (2012) 'Stock return predictability and stationarity of dividend yield', *Economics Bulletin*, 2012, Vol. 32, pp. 715-729

- Cochrane, John H. (2008) 'The Dog That Did Not Bark: A Defense of Return Predictability', *Review of Financial Studies*, Vol. 21, pp. 1533-1575
- Cochrane, John H. (2011) 'Discount rates', *Journal of Finance*, Vol. 66, pp. 1047-1108
- Cornell, B. (2013) 'Dividend-Price Ratios and Stock Returns: Another Look at the History', *The Journal of Investing*, Vol. 22, pp. 15-22
- Diebold, F. and Mariano, R. (1995), 'Computing predictive accuracy', *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, pp. 253-263
- Efron, B. (1979) 'Bootstrap methods: Another look at the jackknife', *Annals of Statistics*, Vol. 7, pp. 1-26
- Fama, E. F., and French K. R. (1988) 'Dividend Yield and Expected Stock Returns', *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, pp. 3-25
- Fama, E. F. and K. R. French (1993), 'Common risk factors in the returns on stocks and bonds', *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, pp. 3-56
- Ferreira, M. and Santa-Clara, P. (2011) 'Forecasting Stock Market Returns: The Sum of the Parts is More than the Whole', *Journal of Financial Economics*, Vol. 100, pp. 514-537
- Friend, I. and Puckett, M. (1964) 'Dividends and Stock Prices', *American Economic Review*, Vol. 54, pp. 656-682
- Goetzmann, W. and Jorion, P. (1993) 'Testing the Predictive Power of Dividend Yields', *The Journal of Finance*, Vol. 42, pp. 663-679

- Goyal, A. and Welch, I. (2008) 'A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction', *Review of Financial Studies*, Vol. 21, pp. 1455—1508
- Hamilton, J. D (1989) 'A New Approach to the Analysis of Nonstationary Returns and the Business Cycle', *Econometrica*, Vol.57, pp. 357–384
- Hansen, P R (2005) 'A test for superior predictive ability', *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 23, pp. 365-380
- Harvey, D. I., S. J. Leybourne, and A. M. R. Taylor (2006) 'Modified tests for a change in persistence', *Journal of Econometrics*, Vol. 134, pp. 441-469
- Hodrick, R. J. (1992) 'Dividend Yields and Expected stock returns: Alternative Procedures for Inference and Measurement', *The Review of Financial Studies*, Vol. 5, 357-386
- Jegadeesh, N. (1991) 'Seasonality in Stock Price Mean Reversion: Evidence from the U.S. and the U.K.', *The Journal of Finance*, Vol. 42, pp. 1427-1444
- Kejriwal, M. and Perron, P. (2010) 'A Sequential Procedure to Determine the Number of Breaks in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component', *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 31, pp. 305-328
- Kothari, S.P. and Shanken, J. (1997), 'Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis', *Journal of Financial Economics*, Vol.44, pp. 169-203
- Lettau, M. and van Nieuwerburgh, S. (2008) 'Reconciling the Return Predictability Evidence', *Review of Financial Studies*, Vol. 21, pp. 1607-1652
- Lewellen, J. (2004) 'Predicting returns with financial ratios', *Journal of Financial Economics*, Vol. 74, pp. 209-235

- McMillan D.G. and Wohar M. (2009) 'Stock return predictability and dividend-price ratio: a nonlinear approach', *International Journal of Finance & Economics*, Vol. 15, pp. 351-365
- Mankiw, N.G. and Shapiro, M. (1986) 'Do we reject too often? small sample properties of tests of rational expectations models'. *Economic Letters*, Vol. 20, pp. 139–145.
- Markowitz, H. (1952) 'Portfolio Selection', *The Journal of Finance*, Vol. 7, pp. 77-91
- Nelson, C. and Kim, M., (1993) 'Predictable stock returns: the role of small sample bias', *Journal of Finance*, Vol. 48, pp. 641–661
- Park, C. (2010) 'When does the dividend-price ratio predict stock return?', *Journal of Empirical Finance*, Vol. 17, pp. 81-101
- Park, J. (2010) 'Dividend Yields and Stock Returns: Insight from the empirical Evidence of Korea', *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 39, pp. 736-751
- Perron, P. and Yabu, T. (2009) 'Estimating Deterministic Trends with an Integrated or Stationary Noise Component', *Journal of Econometrics*, Vol. 151, pp. 56-69
- Pesaran, M.H., Y. Shin, and R. J. Smith (2001) 'Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships', *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, pp. 289-326
- Politis, D. N. and Romano, J. P. (1994) 'Large Sample Confidence Regions Based on Subsamples Under Minimal Assumptions', *The Annals of Statistics*, Vol. 22, pp. 2031-2050

- Rao. R. and Aggarwal R. and Hiraki. T. (1992) 'Dividend yields and stock returns: Evidence for the Tokyo Stock Exchange', *Journal of Economics and Business*, Vol. 44. pp. 187-200
- Rapach, D. E. and Wohar, M. E. (2006) 'Structural breaks and predictive regression models of aggregate U.S. stock returns', *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 4, pp. 238-274
- Stambaugh, R. (1986) 'Bias in regressions with lagged stochastic regressors', Unpublished Manuscript, University of Chicago, Chicago, IL.
- Stambaugh, R. (1999) 'Predictive regressions. Journal of Financial Economics', Vol. 54, pp. 375–421
- van Binsbergen, J. and Koijen R. (2010) 'Predictive Regressions: A Present-Value Approach', *The Journal of Finance*, Vol. 65, pp. 1439–1471
- White, H (2000) 'A reality check for data snooping', *Econometrica*, Vol. 68, pp. 1097-1127
- Wilkie, A. D. (1993) 'Can Dividend Yields Predict Share Price Changes?', *Proceedings of the 3rd AFIR International Colloquium*, Vol. 1, pp. 335-341
- Wolf, M. (2000) 'Stock Returns and Dividend Yields Revisited: A New Way to Look at an Old Problem', *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 18, pp. 18-30
- Vuolteenaho, T. (2000) 'Understanding the Aggregate Book-Market Ratio and its Implications to Current Equity-Premium Expectations', Unpublished paper, Harvard University

Κατάλογος πινάκων

Πίνακας 3.1: Συνοπτική συγκριτική ανασκόπηση των παρεμφερών μελετών

Πίνακας 4.1: Μετοχές δείγματος ανά χρηματιστηριακό δείκτη και ανά χώρα

Πίνακας 5.1.: Συνοπτικός πίνακας ευρημάτων για την Ισπανία

Πίνακας 5.2: Συνοπτικός πίνακας ευρημάτων για την Ολλανδία

Πίνακας 5.3: Συνοπτικός πίνακας ευρημάτων για την Φινλανδία

Κατάλογος διαγραμμάτων

Διάγραμμα 2.1 : Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς

Διάγραμμα 2.2 : Η γραμμή χρεογράφων

Διάγραμμα 4.1: Μερισματική απόδοση τη μετοχής της ολλανδικής εταιρείας Aalberts Industries πριν τη διενέργεια του ελέγχου της μοναδιαίας ρίζας και την εξάλειψη της μη στασιμότητας

Διάγραμμα 4.2: Μερισματική απόδοση τη μετοχής της ολλανδικής εταιρείας Aalberts Industries μετά τη διενέργεια του ελέγχου της μοναδιαίας ρίζας και την εξάλειψη της μη στασιμότητας