

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ  
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ  
ΠΜΣ ΣΤΗΝ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ

ΘΕΜΑ:

In-sample vs. out-of-sample tests of stock return predictability: The case of Athens Stock Exchange.

Προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών του ΧΑΑ.



Βασίλειος Πανόπουλος ΜΧΑΝ/0632

Επιβλέπων καθηγητής: Καθηγητής Νικήτας Πιπτής

Μέλη επιτροπής: Καθηγητής Γεώργιος Διακογιάννης

Καθηγητής Δημήτριος Μαλλιάρopoulos

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	2
2. ΕΠΙΛΟΓΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ.....	6
2.1. ΜΕΡΙΣΜΑΤΙΚΗ ΑΠΟΔΟΣΗ.....	6
2.2. ΛΟΓΟΣ ΤΙΜΗΣ ΠΡΟΣ ΚΕΡΔΗ.....	6
2.3. ΛΟΓΟΣ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗΣ ΠΡΟΣ ΑΓΟΡΑΙΑΣ ΑΞΙΑΣ.....	7
2.4. ΛΟΓΟΣ ΑΠΟΠΛΗΡΩΜΗΣ ΚΕΡΔΩΝ.....	8
2.5. ΒΡΑΧΥΧΡΟΝΙΟ ΕΠΙΤΟΚΙΟ.....	9
2.6. ΔΙΑΦΟΡΑ ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΩΝ ΚΑΙ ΒΡΑΧΥΧΡΟΝΙΩΝ ΟΜΟΛΟΓΩΝ.....	11
3. ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ.....	13
3.1. ΠΡΟΒΛΕΨΙΜΟΤΗΤΑ ΕΝΤΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ.....	13
3.2. ΠΡΟΒΛΕΨΙΜΟΤΗΤΑ ΕΚΤΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ.....	14
3.3. ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΒΟΟΤΣΤΡΑΠ.....	15
4. ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ.....	22
4.1. ΔΕΔΟΜΕΝΑ.....	22
4.2. ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ.....	25
5. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ.....	38
6. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	40
7. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ.....	42
7.1. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α' ΔΕΔΟΜΕΝΑ-ΠΗΓΕΣ.....	43
7.2. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β' ΜΕΤΑΣΧΗΜΑΤΙΣΜΟΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ.....	44
7.3. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ' ΓΡΑΦΗΜΑΤΑ ΣΕΙΡΩΝ.....	45
7.4. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ' ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΣΕΙΡΩΝ.....	49
7.5. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ε' ΚΩΔΙΚΑΣ ΣΕ QAUSS.....	53

## 1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η υπάρχουσα βιβλιογραφία σχετικά στην προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών είναι ιδιαίτερα εκτεταμένη. Ερευνητές έχουν ήδη ταυτοποιήσει ένα μεγάλο αριθμό από χρηματοοικονομικές μεταβλητές οι οποίες φαίνεται να προβλέπουν τις μελλοντικές αποδόσεις.

Ανάμεσα σε αυτές τις μεταβλητές είναι οι εξής: η μερισματική απόδοση (dividend-price ratio) (Rozeff, 1984; Campbell και Shiller, 1988a; Fama και French, 1988; Hodrick, 1992), ο λόγος τιμής προς κέρδη (price-earnings ratio) (Campbell και Shiller, 1988b, 1998), ο λόγος λογιστικής προς αγοραία αξία (book-to-market ratio) (Kothari and Shanken, 1997; Pontiff και Schall, 1998), ο λόγος αποπληρωμής κερδών (dividend-payout ratio) (Lamont, 1998), η διαφορά μεταξύ μακροχρόνιων αποδόσεων και βραχυχρόνιων αποδόσεων ομολόγων (term spreads on bonds) (Campbell, 1987; Fama και French, 1989) και τα βραχυχρόνια επιτόκια (short-term interest rate) (Campbell, 1987; Hodrick, 1992; Ang και Bekaert, 2001).

Η προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών στηρίζεται κυρίως στα προβλεπτικά μοντέλα παλινδρόμησης και αφορά εντός δείγματος προβλέψεις. Αν και υπάρχει ένας αριθμός από αξιολογούμενα οικονομικά προβλήματα στα προβλεπτικά μοντέλα παλινδρόμησης, όπως η έλλειψη εξωγενών μεταβλητών (exogenous regressors) και οι επικαλυπτόμενες παρατηρήσεις (overlapping observations) (Mankiw και Shapiro, 1986; Stambaugh, 1986, 1999; Richardson και Stock, 1989; Nelson και Kim, 1993), οι περισσότεροι οικονομολόγοι καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι τμήμα των αποδόσεων των χρηματιστηριακών δεικτών είναι προβλέψιμο.

Όπως έχει ήδη αναφερθεί η πλειοψηφία των μελετών ασχολείται με την προβλεψιμότητα εντός δείγματος. Οι σχετικά λίγες μελέτες που υπάρχουν πάνω στην προβλεψιμότητα εκτός δείγματος, συνήθως παρέχουν αρνητικά αποτελέσματα. Για παράδειγμα οι Bossaerts και Hillion (1999) επιλέγοντας το καλύτερο μοντέλο

πρόβλεψης πραγματικών αποδόσεων των μετοχών για μερικές βιομηχανικές χώρες, συμπεραίνουν πως τα καλύτερα μοντέλα πρόβλεψης αποτυγχάνουν στις εκτός δείγματος προβλέψεις. Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουν οι Goyal και Welch (2003) οι οποίοι εξετάζουν την προβλεπτική ικανότητα της μερισματικής απόδοσης για τις αποδόσεις των ΗΠΑ (CRSP αποδόσεις) στο διάστημα 1926-2000. Αν και βρίσκουν ενδείξεις για εντός δείγματος προβλεψιμότητα, το μοντέλο που περιλαμβάνει τη μερισματική απόδοση παρέχει πολύ μικρή πληροφορία για τις μελλοντικές αποδόσεις, όταν συγκρίνεται με ένα μοντέλο με σταθερές αποδόσεις μέσα από τα τεστ των Diebold και Mariano (1995) και του West (1996).

Οι Rapach και Wohar (2006) σε μια πρόσφατη μελέτη τους εξετάζουν αυτές τις διαφορές που έχουν προκύψει στη βιβλιογραφία σχετικά με την προβλεψιμότητα των μετοχών εντός και εκτός δείγματος. Ειδικότερα, οι συγγραφείς αναλύουν εκτεταμένα τα τεστ για εντός και εκτός δείγματος προβλεψιμότητα σε μια προσπάθεια να κατανοήσουν τα εμπειρικά αποτελέσματα πάνω στην προβλεψιμότητα των μετοχών. Συγκεκριμένα εξετάζουν αν ένα σετ από χρηματοοικονομικές μεταβλητές έχει στατιστικά σημαντική προβλεπτική ικανότητα εντός και εκτός δείγματος για τις αποδόσεις των δεικτών S&P 500 και CRSP<sup>1</sup>. Η εντός δείγματος προβλεπτική ικανότητα εξετάζεται μέσα από τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή παλινδρόμησης σε ένα προβλεπτικό μοντέλο παλινδρόμησης. Στη συνέχεια οι συγγραφείς ελέγχουν για την εκτός δείγματος προβλεπτική ικανότητα των υπό εξέταση μεταβλητών συγκρίνοντας τις προβλέψεις από ένα μοντέλο με σταθερές αποδόσεις με τις προβλέψεις ενός μοντέλου που περιλαμβάνει μια μεταβλητή. Η στατιστική σημαντικότητα των προβλέψεων ελέγχεται μέσα από δύο πρόσφατα τεστ. Το πρώτο τεστ είναι το τεστ του McCracken (2004) το οποίο αποτελεί μια παραλλαγή των τεστ των Diebold και Mariano (1995) και West (1996), τα οποία ελέγχουν για ίση προβλεπτική ικανότητα ανάμεσα στα δύο μοντέλα. Το δεύτερο τεστ αναπτύχθηκε από τους Clark and McCracken (2001), είναι μια παραλλαγή του Harvey

---

<sup>1</sup> Ο δείκτης CRSP έχει κατασκευαστεί από όλες τις μετοχές των ΗΠΑ λαμβάνοντας υπόψη ίσα βάρη.

et al. (1998) τεστ, και έχει σχεδιαστεί για να ελέγχει την επικάλυψη πρόβλεψης (forecast encompassing). Αξιίζει να σημειωθεί ότι οι Clark και McCracken (2001, 2004) μέσα από εκτεταμένες προσομοιώσεις Monte Carlo συμπεραίνουν πως οι παραλλαγές αυτές των τεστ είναι σημαντικά πιο ισχυρές από τα αρχικά τεστ.

Χρησιμοποιώντας ετήσια δεδομένα για την περίοδο 1927-1999 και τις πραγματικές αποδόσεις του S&P 500, συμπεραίνουν πως η διαφορά μεταξύ μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων (term spread) έχει σημαντική προβλεπτική ικανότητα εντός δείγματος για έναν πενταετή ορίζοντα, ενώ ο λόγος τιμή προς κέρδη (price-earnings ratio) έχει σημαντική προβλεπτική ικανότητα εντός δείγματος στον δεκαετή ορίζοντα. Επιπλέον, τουλάχιστον ένα από τα McCracken (2004) και Clark και McCracken (2001) τεστ δίνουν στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα για την εκτός δείγματος προβλεπτική ικανότητα των παραπάνω μεταβλητών. Καταλήγουν πως υπάρχει πολύ μικρή διαφοροποίηση ανάμεσα στα τεστ για προβλεψιμότητα εντός και εκτός δείγματος και αυτό οφείλεται στη χρήση πιο ισχυρών ελέγχων.

Στην εργασία αυτή ακολουθούμε τους Rapach και Wohar (2006), εφαρμόζουμε τη μεθοδολογία τους και εξετάζουμε την ικανότητα συγκεκριμένων χρηματοοικονομικών μεταβλητών να προβλέψουν τις πραγματικές αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) εντός και εκτός δείγματος. Τα στοιχεία που χρησιμοποιούμε είναι μηνιαία και αφορούν στην περίοδο 1990:1 έως 2007:11. Οι πραγματικές αποδόσεις αφορούν το σύνολο των μετοχών του ΧΑΑ μέσα από τον δείκτη του ΧΑΑ που υπολογίζεται από την Datastream (aggregate datastream-calculated). Οι χρηματοοικονομικές μεταβλητές που χρησιμοποιούμε προτείνονται στη βιβλιογραφία και είναι οι εξής: η μερισματική απόδοση (dividend-price ratio), ο λόγος τιμής προς κέρδη (price-earnings ratio), ο λόγος αποπληρωμής κερδών (dividend-payout ratio), ο λόγος λογιστικής τιμής προς αγοραία αξία (book to market ratio), η διαφορά μεταξύ μακροχρόνιων αποδόσεων και βραχυχρόνιων αποδόσεων ομολόγων (term spread on bonds) και τα βραχυχρόνια επιτόκια. Η επιλογή των ανωτέρω μεταβλητών βασίστηκε

στη διαθεσιμότητα των στοιχείων. Λόγω μη διαθεσιμότητας στοιχείων για την Ελλάδα για την υπό εξέταση περίοδο και με δεδομένη την πορεία σύγκλισης με την ευρωζώνη, για τις μεταβλητές term spread και βραχυχρόνια επιτόκια χρησιμοποιούμε τις αντίστοιχες μεταβλητές της ευρωζώνης.

Τα αποτελέσματά μας σχετικά με την προβλεπτικότητα εντός δείγματος δείχνουν ότι η μερισματική απόδοση και ο λόγος αποπληρωμής κερδών μπορούν να βοηθήσουν στην πρόβλεψη των αποδόσεων για χρονικούς ορίζοντες κυρίως μεγαλύτερους από 12 και 5 μήνες αντίστοιχα. Σχετικά με την εκτός δείγματος προβλεπτικότητα, η μερισματική απόδοση, ο λόγος τιμή προς κέρδη, ο λόγος λογιστική προς αγοραία αξία και τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια της ευρωζώνης αποδεικνύονται χρήσιμες μεταβλητές στην πρόβλεψη των αποδόσεων σε ορίζοντες πρόβλεψης που ξεπερνούν το 1 έτος.

Η δομή της εργασίας έχει ως εξής. Στην ενότητα 2 αιτιολογούμε την επιλογή των μεταβλητών μας δίνοντας έμφαση στην οικονομική θεωρία που συνδέει τις χρηματοοικονομικές μεταβλητές με τις αποδόσεις των μετοχών. Στην ενότητα 3 παρουσιάζουμε την οικονομετρική μεθοδολογία την οποία χρησιμοποιούμε για τις ανάγκες της εργασίας αυτής. Τα δεδομένα, την εμπειρική εφαρμογή και τα αποτελέσματα μας τα παρουσιάζουμε στην ενότητα 4. Τέλος, η ενότητα 5 συνοψίζει τα κύρια αποτελέσματά μας και παρέχει κατευθύνσεις για μελλοντικές επεκτάσεις.

## 2. ΕΠΙΛΟΓΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Στην ενότητα αυτή αιτιολογούμε την επιλογή των μεταβλητών μας δίνοντας έμφαση στην οικονομική θεωρία που συνδέει τις χρηματοοικονομικές μεταβλητές με τις αποδόσεις των μετοχών.

Σύμφωνα με τη θεμελιώδη ανάλυση η τιμή μιας μετοχής είναι η παρούσα αξία των μελλοντικών χρηματοροών της. Σαν μελλοντικές χρηματοροές λογίζονται τα μερίσματα που κάθε χρόνο δίνει η μετοχή στον κάτοχό της και οποιαδήποτε άλλου είδους μελλοντικά κέρδη τα οποία η εταιρία πρόκειται να αποκομίσει.

### 2.1. Μερισματική απόδοση (*dividend-price ratio*)

Η πρώτη μεταβλητή για την οποία η διεθνής βιβλιογραφία προτείνει πως έχει θετική σχέση με την τιμή της μετοχής είναι η μερισματική της απόδοση, δηλαδή ο λόγος των μερισμάτων ανά μετοχή δια την τιμή της μετοχής. Αν για παράδειγμα μια εταιρεία διανέμει μέρισμα ανά μετοχή 1€ και η τιμή της μετοχής είναι 10€ τότε ισχύει ότι η μερισματική απόδοση της μετοχής είναι  $1/10=0,10$  ή 10%. Όσο πιο μεγάλος είναι αυτός ο όρος τόσο πιο μεγάλη αναμένεται να είναι και η τιμή της μετοχής. Αυτό συμβαίνει γιατί όταν κάποιος επενδυτής επιλέγει να αγοράσει μετοχές μιας εταιρείας, αυτόματα αποκτά δικαιώματα στον πλούτο (περιουσία) της εταιρείας. Ο μέτοχος αυτός κάθε χρόνο θα πρέπει να λαμβάνει μέρισμα από την εταιρεία σαν ανταπόδοση των επενδεδυμένων κεφαλαίων του ή αν η εταιρεία δε διανείμει μέρισμα θα πρέπει να πείσει ότι έχει σημαντικά (κερδοφόρα) πλάνα να υλοποιήσει γεγονός που σημαίνει μεγαλύτερη κερδοφορία στο μέλλον. Όποιο και από τα δυο αν συμβεί η τιμή της μετοχής θα επηρεαστεί θετικά.

### 2.2. Λόγος τιμής προς κέρδη (*price-earnings ratio*)

Ο λόγος τιμής προς κέρδη ανά μετοχή ( $p/e$ ) είναι ένας δείκτης που μας δηλώνει πόσα ευρώ είναι διατεθειμένοι να πληρώσουν οι επενδυτές για 1 ευρώ των δημοσιευμένων

κερδών της. Αν π.χ. η μετοχή μιας εταιρείας αποτιμάται στα 23€ και τα κέρδη ανά μετοχή (earnings per share) είναι 2,27€ τότε το  $p/e$  είναι ίσο με  $23€/2,27€=10.1$  φορές. Ο επενδυτής που θα αγοράσει αυτή τη μετοχή στην ουσία είναι διατεθειμένος να πληρώσει 10,1 φορές τα κέρδη της για την αποκτήσει. Το  $p/e$  μια εταιρείας συγκρίνεται με το  $p/e$  του κλάδου που ανήκει η εταιρεία ή με το  $p/e$  μιας εταιρείας που δραστηριοποιείται στον ίδιο κλάδο με τα ίδια περίπου χαρακτηριστικά. Γενικά επιλέγουμε μετοχές εταιρειών με το μικρότερο  $p/e$ . Απαιτείται όμως προσοχή γιατί το χαμηλό  $p/e$  μιας εταιρείας μπορεί να σημαίνει μικρές μελλοντικές προσδοκίες ανάπτυξης της, όποτε το χαμηλό  $p/e$  ενδεχομένως να είναι το σωστό.

Αν η αγορά είναι αποτελεσματική τότε δεν υπάρχουν υψηλά ή χαμηλά  $p/e$ . Η μετοχή είναι σωστά αποτιμημένη και ο επενδυτής που επιλέγει μετοχές με βάση τα  $p/e$  των εταιρειών θα έχει αναμενόμενα κέρδη (δηλ. κανονικά) πάντα βάσει του κινδύνου των επιλεχθέντων μετοχών.

### *2.3. Λόγος λογιστικής προς αγοραία αξία (book-to-market ratio)*

Ο λόγος λογιστικής προς αγοραία αξία (τιμή) μιας μετοχής μας δείχνει το πόσο επιπλέον ή λιγότερο από την λογιστική αξία της μετοχής είναι διατεθειμένος ένας επενδυτής να πληρώσει για αυτήν. Η λογιστική αξία μιας μετοχής προκύπτει από τη διαίρεση των ιδίων κεφαλαίων της εταιρείας (καταβεβλημένο μετοχικό κεφάλαιο συν τα αποθεματικά και διαφορές υπέρ το άρτιο) προς την τιμή στην οποία αποτιμάται η μετοχή στο χρηματιστήριο. Η λογιστική αξία μιας εταιρείας είναι μια καταγραφή του παρελθόντος, που μας δείχνει αθροιστικά τα ποσά τα οποία έχουν επενδύσει οι μέτοχοι, είτε ευθέως με την αγορά νέων εκδοθέντων μετοχών, είτε εμμέσως με παρακράτηση κερδών από τα αποτελέσματα χρήσης της εταιρείας (retained earnings). Εν αντιθέσει με την αγοραία αξία της μετοχής που έχει μελλοντικό χαρακτήρα και αντανακλά την πεποίθηση του επενδυτή για τις μελλοντικές χρηματοροές της εταιρείας.



Όταν ο λόγος της λογιστικής προς την αγοραίας αξίας είναι ίσος με την μονάδα, τότε ο επενδυτής πληρώνει μόνο για τα ίδια κεφάλαια της εταιρείας χωρίς να πληρώνει κάποιο premium για αυτά. Όταν ο λόγος αυτός είναι μικρότερος της μονάδος, τότε ο επενδυτής είναι διατεθειμένος να πληρώσει κάποιο premium για αυτή την εταιρεία. Αντίστροφα όταν ο λόγος αυτός είναι μεγαλύτερος από την μονάδα, τότε ο επενδυτής αγοράζει τα ίδια κεφάλαια της εταιρείας σε τιμή μικρότερη από την τιμή κτήσης τους.

Αν για παράδειγμα οι αγοραία αξία μιας μετοχής είναι 23€ και η λογιστική αξία 17,92€ τότε ο λόγος διαμορφώνεται  $17,92/23=0,779$  που μας δείχνει ότι οι επενδυτές είναι διατεθειμένοι να πληρώσουν σχετικά κάτι λίγο περισσότερο από 1 ευρώ ( $23€/17,92€ = 1,3$  φορές) για κάθε ευρώ της λογιστικής αξίας της εταιρίας. Ο δείκτης αυτός για τον S&P 500 το έτος 2003 ήταν περίπου στο 0,23.

Γενικά μπορούμε να πούμε για αυτόν τον δείκτη ότι όσο πιο μεγάλος είναι τόσο πιο μικρό είναι το τίμημα που είναι διατεθειμένος ο επενδυτής να καταβάλει για τα αύλα περιουσιακά στοιχεία της εταιρίας (φήμη, μελλοντική κερδοφορία, μελλοντικές πωλήσεις). Επίσης όσο πιο μεγάλη είναι η τιμή του λόγου αυτού τόσο πιο μικρό είναι το περιθώριο πτώσης της τιμής της μετοχής (*ceteris paribus*).

Μελέτες έχουν δείξει ότι ο λόγος αυτός είναι πολύ χρήσιμος για την επιλογή των μετοχών ιδιαίτερα όταν η λογιστική αξία υπολογίζεται ως η τιμή κτήσης των περιουσιακών στοιχείων μαζί με τις υπεραξίες που έχει δημιουργήσει η εταιρεία (εφόσον είναι γνωστές). Αξίζει να σημειώσουμε πως πολλές εμπειρικές μελέτες έχουν δείξει ότι ο λόγος αυτός επηρεάζει τις τιμές των μέτοχων ή τις αποδόσεις τους.

#### *2.4. Λόγος αποπληρωμής κερδών (payout ratio)*

Ο λόγος αποπληρωμής κερδών μας δείχνει τι ποσοστό από τα συνολικά κέρδη μιας εταιρείας διανέμονται στους μετόχους της και υπολογίζεται διαιρώντας το μέρισμα ανά μετοχή που μοίρασε η εταιρία με τα συνολικά κέρδη ανά μετοχή της εταιρείας (dividend

per share/earnings per share). Όσο πιο μεγάλος και πιο σταθερός στα χρόνια είναι αυτός ο λόγος τόσο πιο πολλές πιθανότητες καλύτερων μελλοντικών αποδόσεων έχει αυτή η εταιρεία. Από τη διεθνή βιβλιογραφία προτείνεται πως έχει θετική σχέση με τις αποδόσεις μιας μετοχής. Αν για παράδειγμα μια εταιρεία διένειμε μέρισμα 1,03€ και τα κέρδη ανά μετοχή ήταν στα 3,5€ τότε ο λόγος αποπληρωμής κερδών είναι ίσως με  $1,03/3,5 = 0,294$  ή 29,4%. Ο λόγος αυτός είναι ο αντίθετος του λόγου διακράτησης κερδών ( $retain\ earnings = 1 - payout\ ratio$ ). Οι επενδυτές δεν ενδιαφέρονται για το απόλυτο νούμερο (€) σε αυτό το μέτρο αλλά για το ποσοστό του και για την σταθερότητα του μέσα στα χρόνια. Η σταθερότητα του λόγου αυτού δείχνει μια συνετή εταιρεία με σωστά επενδυτικά πλάνα και καλές αποδόσεις αυτών μέσα στα χρόνια. Στον αντίποδα αν μια εταιρεία διανείμει μικρό ή και καθόλου μέρισμα την μια χρόνια και μεγάλο την επόμενη οι επενδυτές δεν θα ξέρουν που να αποδώσουν αυτό το γεγονός (αν θα έχει διάρκεια δηλαδή ή όχι) και το πιο πιθανό είναι να μην προτιμήσουν τη μετοχή αυτή της εταιρείας με αποτέλεσμα την πτώση της τιμής της. Το ίδιο θα συμβεί και αν η εταιρεία μοιράσει μικρό ή και καθόλου μέρισμα και παρακρατήσει τα υπόλοιπα κέρδη γιατί θεωρεί ότι μπορεί να χρηματοδοτήσει κερδοφόρα επενδυτικά πλάνα με αυτά. Αν τα πλάνα αυτά δεν υλοποιηθούν ή δεν αποδώσουν τα αναμενόμενα και την επόμενη χρονιά η εταιρεία ανακοινώσει αύξηση του μερίσματος (άρα και αύξηση του λόγου αποπληρωμής κερδών) το πιο πιθανό να συμβεί είναι η πτώση της τιμής της μετοχής λόγω της απογοήτευσης των μετόχων για τα μελλοντικά κέρδη της εταιρείας.

### *2.5. Βραχυχρόνιο επιτόκιο (short-term interest rate)*

Ως βραχυχρόνιο επιτόκιο ορίζουμε το 3μηνο επιτόκιο του κρατικού ομολόγου. Η σχέση του με τις αποδόσεις των μετοχών είναι αρνητική όπως τεκμηριώνεται από τη διεθνή βιβλιογραφία. Μια μείωση του βραχυχρόνιου επιτοκίου θα κάνει το δανεισμό του χρήματος πιο φθηνό αλλά και τις αποδόσεις από τις καταθέσεις χαμηλότερες οπότε πολλοί επενδυτές θα στραφούν προς το χρηματιστήριο για να αποκομίσουν μεγαλύτερες

αποδόσεις. Αυτό θα οδηγήσει σε αύξηση της ζήτησης για μετοχές άρα και σε άνοδο των τιμών των μετοχών άρα και σε καλύτερες αποδόσεις αυτών.

Πιο αναλυτικά μια μείωση του βραχυχρόνιου επιτοκίου θα προκαλέσει αλυσιδωτή αντίδραση σε διάφορους τομείς της οικονομίας. Οι απλοί καταναλωτές και πιο πιθανοί επενδυτές θα βλέπουν τις καταθέσεις τους να μην αποδίδουν έτσι θα αρχίσουν να στρέφονται είτε προς την αύξηση της κατανάλωσης, είτε προς άλλες μορφές επενδύσεων, μια από τις οποίες σίγουρα θα είναι και το χρηματιστήριο. Όποιο και από τα δύο και αν συμβεί θα προκαλέσει αύξηση στις τιμές των μετοχών και συνεπώς και στις αποδόσεις τους. Και αυτό γιατί αν αυξηθεί η κατανάλωση τότε όλο το οικονομικό σύστημα θα κινηθεί εντονότερα (αύξηση πωλήσεων των εταιρειών άρα περισσότερα κέρδη άρα καλύτερα αποτελέσματα άρα καλύτερες αποδόσεις). Αν αυξηθεί ο αριθμός των επενδυτών που χρησιμοποιούν ως πηγή επένδυσης το χρηματιστήριο τότε και αυτό με τη σειρά του θα προκαλέσει αύξηση των τιμών και των αποδόσεων των μετοχών, διότι θα υπάρχει μεγαλύτερη ζήτηση για μετοχές των εισηγμένων εταιρειών.

Από την πλευρά των επιχειρήσεων τώρα, μια μείωση των επιτοκίων θα ωφελήσει με διάφορους τρόπους την λειτουργία τους με αποτέλεσμα την αύξηση των κερδών τους άρα και των αποδόσεων που θα έχουν στο χρηματιστήριο. Θα κάνει τον δανεισμό πιο φθινό άρα θα μπορούν είτε να αποπληρώσουν πιο εύκολα τα δάνεια τους είτε να δανειστούν με χαμηλότερους όρους. Και τα δυο αυτά ενδεχόμενα θα έχουν άμεσο αντίκτυπο στην κερδοφορία τους. Επίσης λόγω της μείωσης του κόστους του χρήματος οι επιχειρήσεις θα μπορούν να αναλαμβάνουν πιο εύκολα και με λιγότερο ρίσκο τα διάφορα επενδυτικά πλάνα που έχουν, οπότε όταν αυτά με τη σειρά τους αποδώσουν θα έχουν άμεσο αντίκτυπο στην πορεία της μετοχής.

## *2.6. Διαφορά μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων αποδόσεων ομολόγων (Term Spread)*

Με τον όρο term spread εννοούμε την διαφορά μεταξύ του μακροχρόνιου επιτοκίου (απόδοση 10ετούς ομόλογου) μείον του βραχυχρόνιου επιτοκίου (3μηνο ομόλογο). Σύμφωνα με την διεθνή βιβλιογραφία ένα θετικό term spread λειτουργεί θετικά στις αποδόσεις των μετοχών. Όταν το term spread είναι θετικό αυτό σημαίνει ότι στο μέλλον τα επιτόκια θα κυμαίνονται σε υψηλότερα επίπεδα από ότι τα σημερινά, γεγονός που σηματοδοτεί αναπτυσσόμενη οικονομία άρα και κατ' επέκταση άνοδο των τιμών των μετοχών. Συνήθως και σε περιόδους ανάπτυξης της οικονομίας η κλίση της καμπύλης των επιτοκίων είναι θετική (term spread είναι θετικό) οπότε λέμε ότι η κλίση της καμπύλης είναι κανονική (normal yield curve). Σε περιόδους ύφεσης της οικονομίας η κλίση της καμπύλης των επιτοκίων είναι αρνητική (term spread είναι αρνητικό) οπότε λέμε ότι η κλίση είναι μη κανονική (abnormal yield curve).

Όταν τα μακροχρόνια επιτόκια είναι μεγαλύτερα από αυτά που παρατηρούνται σήμερα αυτό είναι ένα σημάδι ότι η οικονομία βρίσκεται σε φάση ανόδου. Οι κεντρικές τράπεζες των χωρών μέσω της μείωσης της κυκλοφορίας του χρήματος (άρα αύξησης των επιτοκίων) προσπαθούν να ελέγξουν τυχόν πληθωριστικές τάσεις. Αυτές οι τάσεις εμφανίζονται στην οικονομία όταν υπάρχει μεγάλη κατανάλωση άρα και μεγάλη παραγωγή αγαθών από τις επιχειρήσεις, που και αυτά με τη σειρά τους υποδηλώνουν οικονομία σε φάση ανόδου. Έτσι σε μια προσπάθεια ελέγχου του πληθωρισμού παρατηρούνται μεγαλύτερα μακροχρόνια επιτόκια από ότι βραχυχρόνια. Μέσω αυτής της αύξησης οι Κεντρικές Τράπεζες προσπαθούν να περιορίσουν την κατανάλωση, να κάνουν πιο δελεαστική την αποταμίευση, να κάνουν πιο ακριβό το δανεισμό για τις επιχειρήσεις άρα και η ζήτηση για τα αγαθά να μειωθεί και ο πληθωρισμός να μειωθεί και αυτός με τη σειρά του.

Όσο η καμπύλη των επιτοκίων είναι κανονική τόσο πιο καλές είναι και οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο. Αυτό συμβαίνει γιατί σε κάθε οικονομία που βρίσκεται σε

φάση ανάπτυξης υπάρχει μεγάλη παραγωγική δραστηριότητα, μεγάλη κατανάλωση, άρα μεγαλύτερες πωλήσεις και κέρδη για τις επιχειρήσεις, άρα μεγαλύτερη ζήτηση για τις μετοχές τους. Επίσης οι επιχειρήσεις μπορούν να δανειστούν φθηνότερα χρήματα μέσα από το χρηματιστήριο και να προχωρήσουν στην υλοποίηση των επενδυτικών τους πλάνων, γεγονός που θα έχει ως αποτέλεσμα καλύτερες κερδοφορίες στο μέλλον άρα και καλύτερες αποδόσεις. Οι τράπεζες με τη σειρά τους αφού δεν θα έχουν τις επιχειρήσεις ως πελάτες για να δανείσουν, θα στραφούν στον απλό καταναλωτή με δελεαστικές προτάσεις με ευνοϊκούς όρους δανεισμού είτε για κατανάλωση είτε για επενδύσεις. Αυτοί με τη σειρά τους είτε θα αυξήσουν την κατανάλωση τους, είτε θα επενδύσουν τα χρήματα αυτά. Όποιο από τα δυο και αν συμβεί θα έχει θετικό αντίκτυπο στις μετοχές.

### 3. ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

#### 3.1 Προβλεψιμότητα εντός δείγματος (*In sample predictability*)

Οι μελέτες για την προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών συνήθως βασίζονται στο παρακάτω προβλεπτικό μοντέλο παλινδρόμησης

$$y_{t+k} = a + bx_t + u_{t+k} \quad (1)$$

όπου  $y_{t+k}$  είναι η λογαριθμική πραγματική απόδοση της μετοχής από την περίοδο  $t$  στην  $t+k$ ,  $x_t$  η χρηματοοικονομική μεταβλητή που πιστεύουμε ότι πιθανώς προβλέπει τις πραγματικές αποδόσεις και  $u_{t+k}$  το σφάλμα της παλινδρόμησης (διαταρακτικός όρος).

Η λογαριθμική πραγματική απόδοση της μετοχής  $y_{t+k}$ , μετριέται από την σχέση

$$y_{t+k} = \sum_{i=1}^k r_{t+i} \quad \text{όπου } r_t = \log[(S_t + D_t) / S_{t-1}] - \log(P_t / P_{t-1}),$$
  $S_t$  είναι η ονομαστική τιμή

της μετοχής στο τέλος της περιόδου  $t$ ,  $D_t$  είναι τα μερίσματα που πληρώθηκαν κατά την διάρκεια της περιόδου  $t$  και  $P_t$  το επίπεδο τιμών στο τέλος της περιόδου  $t$ . Αν υποθέσουμε ότι έχουμε παρατηρήσεις για το  $r_t$  και για το  $x_t$  για  $t = 1, \dots, T$ , η εκτίμηση του εντός δείγματος προβλεπτικού μοντέλου παλινδρόμησης γίνεται με  $T-k$  παρατηρήσεις. Η προβλεπτική ικανότητα της μεταβλητής  $x_t$  εξετάζεται μέσα από το  $t$ -statistic (στατιστικό  $t$ ) που αντιστοιχεί στην εκτίμηση ελαχίστων τετραγώνων (OLS) του  $b$  στην εξίσωση (1). Θεωρώντας τη μηδενική υπόθεση της μη προβλεψιμότητας,  $b = 0$  οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών είναι σταθερές. Κάτω από την εναλλακτική υπόθεση της προβλεψιμότητας η θεωρία συνήθως προτείνει την επίδραση της μεταβλητής  $x_t$  στην  $y_{t+k}$ .

Η εξίσωση (1) κατά την εκτίμηση της ενδέχεται να παρουσιάσει ένα πολύ διαδεδομένο οικονομετρικό πρόβλημα το οποίο είναι μεροληψία λόγω μικρού δείγματος (*small sample bias*) αφού η μεταβλητή  $x_t$  δεν είναι εξωγενής μεταβλητή (Stambaugh, 1986, 1999).

Επιπλέον οι παρατηρήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής  $y_{t+k}$  στην εξίσωση (1) επικαλύπτονται (*overlapping*) για ορίζοντα πρόβλεψης μεγαλύτερο του 1 ( $k > 1$ ) και συνεπώς δεν είναι ανεξάρτητες (Richardson και Stock, 1989). Αυτό προκαλεί αυτοσυσχέτιση στο σφάλμα της παλινδρόμησης  $u_{t+k}$  και τα τυπικά σφάλματα που θα χρησιμοποιήσουμε για την κατασκευή των *t-statistics* πρέπει να το λαμβάνουν υπόψη τους.

Μια τυπική διαδικασία διόρθωσης των τυπικών σφαλμάτων είναι η χρήση των τυπικών σφαλμάτων Newey και West (1987) αφού αυτά δεν επηρεάζονται από αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα στο σφάλμα. Παρόλα αυτά συγγραφείς όπως Nelson και Kim (1993), Goetzman και Jorion (1993), Kirby (1997) παρατήρησαν ότι υπάρχει τάση αύξησης του *t-statistic* που αντιστοιχεί στο  $b$  της εξίσωσης (1) καθώς αυξάνει ο ορίζοντας πρόβλεψης ακόμα και όταν το  $b=0$  και έχουν χρησιμοποιηθεί Newey και West (1987) τυπικά σφάλματα. Σε αυτή την περίπτωση η χρήση των ασυμπτωτικών κατανομών μπορεί να οδηγήσει σε σημαντικά σφάλματα όταν ελέγχουμε την μηδενική υπόθεση μη προβλεψιμότητας της εξίσωσης (1). Με δεδομένα αυτά τα πιθανά προβλήματα ακολουθούμε την πρόσφατη βιβλιογραφία και βασίζουμε τον έλεγχο υποθέσεων σε μια διαδικασία *bootstrap* η οποία είναι παρόμοια με αυτές των Nelson και Kim (1993), Mark (1995), Kothari και Shanken (1997) και Kilian (1999). Τη διαδικασία αυτή τη περιγράφουμε λεπτομερώς στην υποενότητα 3.3 .

### *3.2 Προβλεψιμότητα εκτός δείγματος (Out-of-sample predictability)*

Ο τρόπος με τον οποίο παράγουμε τις εκτός δείγματος προβλέψεις για την  $y_{t+k}$  είναι *recursive*. Συγκεκριμένα διαιρούμε το συνολικό δείγμα των παρατηρήσεων σε δυο μέρη,

το in-sample και το out-of-sample. Το in-sample μέρος του δείγματος αποτελείται από  $R$  παρατηρήσεις για τις μεταβλητές ενδιαφέροντος  $r_t$  και  $x_t$ . Η πρώτη out-of-sample πρόβλεψη από το unrestricted μοντέλο παλινδρόμησης της εξίσωσης (1) γεννιέται από την OLS εκτίμηση της (1) χρησιμοποιώντας τα δεδομένα που είναι διαθέσιμα μέχρι την περίοδο  $R$ . Για να κατασκευάσουμε την πρόβλεψη για το  $y_{R+k}$ , απλά χρησιμοποιούμε το προσαρμοσμένο μοντέλο της (1). Ας υποθέσουμε ότι η πρόβλεψη του unrestricted μοντέλου είναι η  $\hat{y}_{1,R+k} = \hat{a}_{1,R} + \hat{b}_{1,R}x_{R+k}$ , όπου  $\hat{a}_{1,R}, \hat{b}_{1,R}$  είναι οι OLS εκτιμήσεις για το  $a$  και το  $b$  της εξίσωσης (1), αντίστοιχα κάνοντας χρήση μόνο των δεδομένων που είναι διαθέσιμα μέχρι την περίοδο  $R$ . Το αντίστοιχο σφάλμα πρόβλεψης το υπολογίζουμε ως εξής:  $\hat{u}_{1,R+k} = y_{R+k} - \hat{y}_{1,R+k}$ . Η πρώτη πρόβλεψη για το restricted μοντέλο γεννιέται κατά τον ίδιο τρόπο με τη μόνη διαφορά ότι θέτουμε το  $b=0$  στην εξίσωση (1). Κατά αντιστοιχία η πρόβλεψη από το restricted μοντέλο δίνεται από τη σχέση  $\hat{y}_{0,R+k} = \hat{a}_{0,R}$  όπου  $\hat{a}_{0,R}$  είναι η OLS εκτίμηση για το  $a$  της εξίσωσης (1), θεωρώντας το  $b=0$  και κάνοντας χρήση μόνο των δεδομένων που είναι διαθέσιμα μέχρι την περίοδο  $R$ . Το αντίστοιχο σφάλμα πρόβλεψης το υπολογίζουμε ως εξής:  $\hat{u}_{0,R+k} = y_{R+k} - \hat{y}_{0,R+k}$ .

Για να δημιουργήσουμε ένα δεύτερο σετ προβλέψεων εκτιμούμε τα δύο μοντέλα (restricted, unrestricted) χρησιμοποιώντας δεδομένα τα οποία είναι διαθέσιμα μέχρι την περίοδο  $R+1$  και κάνοντας χρήση των εκτιμήσεων των παραμέτρων και της παρατήρησης  $x_{R+1}$  κατασκευάζουμε τις προβλέψεις των δύο μοντέλων για το  $y_{(R+1)+k}$ . Στη συνέχεια υπολογίζουμε τα αντίστοιχα σφάλματα πρόβλεψης ως εξής:  $\hat{u}_{1,(R+1)+k}, \hat{u}_{0,(R+1)+k}$ . Η διαδικασία αυτή επαναλαμβάνεται μέχρι το τέλος του διαθέσιμου δείγματος εφοδιάζοντας μας με δύο σετ από  $T-R-k+1$  σφάλματα πρόβλεψης, ένα για το unrestricted και ένα για το restricted μοντέλο, τα οποία τα συμβολίζουμε με  $\{\hat{u}_{1,t+k}\}_{t=R}^{t=T-k}, \{\hat{u}_{0,t+k}\}_{t=R}^{t=T-k}$  αντίστοιχα.



Το επόμενο βήμα είναι να συγκρίνουμε τις εκτός δείγματος προβλέψεις από τα ανωτέρω μοντέλα. Εάν οι προβλέψεις από το *unrestricted* μοντέλο είναι ανώτερες των προβλέψεων του *restricted* μοντέλου, τότε η οικονομική μεταβλητή  $x_t$  βελτιώνει τις εκτός δείγματος προβλέψεις του  $y_{t+k}$ , σχετικά με ένα μοντέλο σταθερών αναμενόμενων αποδόσεων.

Ένα απλό μέτρο για τη σύγκριση των προβλέψεων είναι το  $U$  του Theil, δηλαδή ο λόγος της ρίζας του μέσου τετραγώνου του σφάλματος πρόβλεψης ( $MSE$ ) για το *unrestricted* μοντέλο προς το  $MSE$  για το *restricted* μοντέλο. Σαφώς, εάν το  $MSE$  για το *unrestricted* μοντέλο είναι μικρότερο από το  $MSE$  του *restricted* μοντέλου, τότε  $U < 1$ .

Με σκοπό να ελέγξουμε αν οι προβλέψεις του *unrestricted* μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές (ανώτερες) από τις αντίστοιχες του *restricted* μοντέλου, χρησιμοποιούμε το McCracken (2004)  $MSE-F$  τεστ, το οποίο είναι μια παραλλαγή των τεστ των Diebold και Mariano (1995) και West (1996). Τα τεστ αυτά έχουν σχεδιαστεί για να ελέγχουν για ίση προβλεπτική ικανότητα ανάμεσα σε δύο μοντέλα. Επίσης χρησιμοποιούμε το τεστ που ανέπτυξαν οι Clark and McCracken (2001) το οποίο ελέγχει για προβλεπτικό *encompassing* (*forecast encompassing*) και αποτελεί μια παραλλαγή του στατιστικού του Harvey et al. (1998)<sup>2</sup>.

Το  $MSE-F$  στατιστικό ελέγχει τη μηδενική υπόθεση ότι το  $MSE$  του *unrestricted* μοντέλου είναι ίσο με αυτό του *restricted* μοντέλου έναντι της μονόπλευρης (*upper-tail*) εναλλακτικής ότι το  $MSE$  του *unrestricted* μοντέλου είναι μικρότερο από αυτό του *restricted* μοντέλου. Έστω ότι  $d_{t+k} = (\hat{u}_{0,t+k})^2 - (\hat{u}_{1,t+k})^2$  και

$$\bar{d} = (T - R - k + 1)^{-1} \sum_{t=R}^{T-k} \hat{d}_{t+k} = MSE_0 - MSE_1, \text{ όπου } MSE_i = \sum_{t=R}^{T-k} (\hat{u}_{i,t+k})^2, i = 0,1. \text{ Το}$$

$MSE-F$  τεστ του McCracken (2004) δίνεται από τον τύπο:

<sup>2</sup> Η έννοια του *forecast encompassing* θα αναλυθεί παρακάτω.

$$MSE - F = (T - R - k + 1) \cdot \bar{d} / MSE_1 \quad (2)$$

Ένα σημαντικό MSE-F τεστ δείχνει ότι οι προβλέψεις του unrestricted μοντέλου είναι στατιστικά ανώτερες από αυτές του restricted μοντέλου. Όταν ελέγχουμε προβλέψεις από nested μοντέλα (όπως στην περίπτωση μας δηλαδή) και ο ορίζοντας πρόβλεψης είναι ίσος με μια περίοδο ( $k = 1$ ), το στατιστικό MSE-F έχει μια μη τυπική ασυμπτωτική κατανομή (non-standard, pivotal) όπως δείχνει ο McCracken (2004). Επιπλέον για ορίζοντα πρόβλεψης μεγαλύτερο του ένα ( $k > 1$ ), οι Clark and McCracken (2004) αποδεικνύουν ότι η οριακή κατανομή του στατιστικού MSE-F είναι μη τυπική (non-standard) αλλά και μη κεντρική (non-pivotal). Δεδομένου αυτού του τελευταίου αποτελέσματος, οι Clark and McCracken προτείνουν ο ανωτέρω στατιστικός έλεγχος να βασίζεται σε κριτικές τιμές οι οποίες έχουν προκύψει από μια διαδικασία bootstrap την οποία περιγράφουμε στην επόμενη υποενότητα.

Μέχρι το σημείο αυτό, έχουμε περιγράψει τη χρήση του σχετικού κριτηρίου MSE-F με σκοπό την εξέταση της δυνατότητας πρόβλεψης των αποδόσεων των μετοχών από μια πληθώρα χρηματοοικονομικών μεταβλητών.

Ένας εναλλακτικός τρόπος να κριθεί η δυνατότητα πρόβλεψης βασίζεται στην έννοια του forecast encompassing, το οποίο βασίζεται στο αν μπορεί να δημιουργηθεί μια βέλτιστη σύνθετη εκτός δείγματος πρόβλεψη για το  $y_{t+k}$ . Αυτή η σύνθετη πρόβλεψη είναι κυρτός συνδυασμός των εκτός δείγματος προβλέψεων των υπό εξέταση μοντέλων, δηλ:

$$\hat{y}_{c,t+k} = \lambda \hat{y}_{1,t+k} + (1 - \lambda) \hat{y}_{0,t+k}, 0 \leq \lambda \leq 1$$

Εάν  $\lambda = 0$ , οι προβλέψεις του restricted μοντέλου θεωρούνται ότι καλύπτουν (encompass) τις προβλέψεις του unrestricted μοντέλου, επειδή το unrestricted μοντέλο δεν συνεισφέρει καμιά σημαντική πληροφορία πέρα από αυτή που περιλήφθηκε ήδη στο restricted μοντέλο στο σχηματισμό μιας βέλτιστης σύνθετης πρόβλεψης. Εάν

$\lambda > 0$ , τότε το *restricted* μοντέλο συνεισφέρει χρήσιμες πληροφορίες στο σχηματισμό μιας βέλτιστης σύνθετης πρόβλεψης. Σε αυτήν την περίπτωση, οι προβλέψεις του *restricted* μοντέλου δεν καλύπτουν τις προβλέψεις του *unrestricted* μοντέλου. Στην ουσία αν απορρίψουμε το *forecast encompassing* τότε η χρηματοοικονομική μεταβλητή περιέχει χρήσιμη πληροφορία για την πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών πέρα από ένα απλό μοντέλο σταθερών αποδόσεων.

Το τεστ που χρησιμοποιούμε είναι μια παραλλαγή του τεστ των Harvey et al. (1998) και αναπτύχθηκε από τους Clark and McCracken (2001). Το τεστ αυτό είναι το ENC-NEW και έχει την παρακάτω μορφή:

$$ENC - NEW = (T - R - k + 1) \cdot \bar{c} / MSE_1 \quad (3)$$

όπου  $\hat{c}_{t+k} = \hat{u}_{0,t+k} (\hat{u}_{0,t+k} - \hat{u}_{1,t+k})$  και  $\bar{c} = (T - R - k + 1)^{-1} \sum_{t=R}^{T-k} \hat{c}_{t+k}$ .

Κάτω από τη μηδενική υπόθεση, οι προβλέψεις του *restricted* μοντέλου καλύπτουν τις αντίστοιχες του *unrestricted* μοντέλου, ενώ κάτω από την μονόπλευρη εναλλακτική υπόθεση οι προβλέψεις του *restricted* μοντέλου δεν καλύπτουν τις αντίστοιχες του *unrestricted* μοντέλου. Παρόμοια με το MSE-F τεστ, η ασυμπτωτική κατανομή του ENC-NEW τεστ δεν ακολουθεί τυπική ασυμπτωτική κατανομή για ορίζοντα πρόβλεψης μιας περιόδου (Clark και McCracken, 2001), ενώ για μεγαλύτερους ορίζοντες πρόβλεψης η ασυμπτωτική κατανομή του τεστ είναι και μη κεντρική (non-pivotal) (Clark και McCracken, 2004). Κατά αναλογία, οι Clark and McCracken προτείνουν ο ανωτέρω στατιστικός έλεγχος να βασίζεται σε κριτικές τιμές οι οποίες έχουν προκύψει από μια διαδικασία *bootstrap* την οποία περιγράφουμε στην επόμενη υποενότητα.

Εκτεταμένες έρευνες *Monte Carlo* που διεξήχθησαν από τους Clark and McCracken (2001, 2004) δείχνουν ότι τα τεστ που προτείνουν και που χρησιμοποιούμε σε αυτή τη μελέτη έχουν συγκριτικό πλεονέκτημα με βάση την ισχύ των ελέγχων προηγούμενων

τεστ όπως το Diebold και Mariano (1995), το West (1996) και το Harvey et al. (1998) τεστ.

### 3.3 Η διαδικασία bootstrap

Για τους λόγους που προαναφέραμε, ο έλεγχος υποθέσεων και κατ' επέκταση η στατιστική σημαντικότητα των τεστ για προβλεψιμότητα βασίζεται σε μια διαδικασία bootstrap που είναι παρόμοια με αυτήν των Nelson και Kim (1993), Mark (1995) Kothari και Shanken (1997) Kilian (1999). Στη συνέχεια περιγράψουμε τη διαδικασία αυτή.

Κάτω από τη μηδενική υπόθεση ότι η χρηματοοικονομική μεταβλητή  $x_t$  δεν έχει καμία ικανότητα πρόβλεψης για τις αποδόσεις των μετοχών  $r_t$ , θεωρούμαι ότι οι μεταβλητές  $r_t$  και  $x_t$  παράγονται με την ακόλουθη διαδικασία:

$$r_t = a_0 + \varepsilon_{1,t} \quad (4)$$

$$x_t = b_0 + b_1 x_{t-1} + \dots + b_p x_{t-p} + \varepsilon_{2,t} \quad (5)$$

όπου το διάνυσμα των διαταρακτικών όρων  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t})'$  κατανέμεται ομοιόμορφα και ανεξάρτητα με μήτρα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων  $\Sigma$ . Αρχικά εκτιμούμε τις παραπάνω εξισώσεις (4) και (5) με την μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων (OLS) χρησιμοποιώντας όλες τις διαθέσιμες παρατηρήσεις και επιλέγοντας την τάξη του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου (5) δηλ. το  $p$  χρησιμοποιώντας το κριτήριο Akaike (AIC)<sup>3</sup>.

Στη συνέχεια υπολογίζουμε τα OLS κατάλοιπα  $\{\hat{\varepsilon}_t = (\hat{\varepsilon}_{1,t}, \hat{\varepsilon}_{2,t})'\}_{t=1}^{T-p}$ . Για να παράγουμε μια σειρά διαταρακτικών όρων (καταλοίπων) για το ψευδο-δείγμα μας, τραβάμε τυχαία (με επανατοποθέτηση)  $T+100$  φορές από τα OLS κατάλοιπα  $\{\hat{\varepsilon}_t\}_{t=1}^{T-p}$  και έτσι παίρνουμε μια ψευδο-σειρά από όρους διαταραχής  $\{\hat{\varepsilon}_t^*\}_{t=1}^{T+100}$ .

<sup>3</sup> Η μέγιστη τάξη του μοντέλου (5) που θεωρούμε είναι 4.

Αξίζει να τονιστεί ότι τραβάμε από τα OLS κατάλοιπα συγχρόνως (in tandem) ώστε με αυτόν τον τρόπο να διατηρήσουμε την ταυτόχρονη συσχέτιση μεταξύ των διαταραχών που υπάρχουν στο αρχικό δείγμα. Αυτό είναι ιδιαίτερα σημαντικό στην περίπτωση μας. Ας υποθέσουμε ότι η μεταβλητή  $x_t$  είναι κάποιο valuation ratio όπως για παράδειγμα ο λόγος τιμή/κέρδη (price-earnings ratio, PE) η οποία δέχεται ένα θετικό σοκ (δηλ. μια θετική τιμή στο  $\varepsilon_{2,t}$ ) η οποία ανεβάζει την τιμή της μετοχής. Αυτό το σοκ ενδέχεται να δώσει μια αύξηση στο  $r_t$  οπότε συνδέεται με θετικές τιμές του  $\varepsilon_{1,t}$  επίσης. Τραβώντας τα OLS κατάλοιπα συγχρόνως (in tandem), η διαδικασία που ακολουθούμε ελέγχει και διατηρεί τη συσχέτιση ανάμεσα στο  $\varepsilon_{1,t}$  και  $\varepsilon_{2,t}$ .

Έστω ότι  $\hat{a}_0$  είναι η OLS εκτίμηση του  $a_0$  στην εξίσωση (4) και  $(\hat{b}_0, \hat{b}_1, \dots, \hat{b}_p)$  είναι η OLS εκτίμηση των  $(b_0, b_1, \dots, b_p)$  στην εξίσωση (5). Χρησιμοποιώντας το  $\{\hat{\varepsilon}_t^*\}_{t=1}^{T+100}$  και τις εκτιμήσεις των παραμέτρων  $(\hat{a}_0, \hat{b}_0, \hat{b}_1, \dots, \hat{b}_p)$  στις εξισώσεις (4) και (5) και αφού θέσουμε τις αρχικές υστερήσεις για το  $(x_{t-1}, \dots, x_{t-p})$  ίσες με μηδέν κατασκευάζουμε ένα ψευδο-δείγμα από  $T+100$  παρατηρήσεις για το  $r_t$  και  $x_t$ ,  $\{r_t^*, x_t^*\}_{t=1}^{T+100}$ . Αφήνουμε εκτός τις πρώτες 100 transient start-up παρατηρήσεις, όπου  $p = \max(p_1, p_2, p_3)$ , για να τυχαιοποιήσουμε τις αρχικές παρατηρήσεις  $(x_{t-1}, \dots, x_{t-p})$ , οπότε μας μένει ένα ψευδο-δείγμα  $T$  παρατηρήσεων, που ταιριάζει με το μέγεθος του αρχικού δείγματος. Για το ψευδο-δείγμα αυτό, υπολογίζουμε το  $t$ -statistic (στατιστικό  $t$ ) που αντιστοιχεί στην εκτίμηση ελαχίστων τετραγώνων (OLS) του  $b$  στην εξίσωση (1) καθώς και για τα τεστ MSE-F (εξίσωση (2)) και ENC-NEW (εξίσωση (3)). Επαναλαμβάνουμε αυτήν την διαδικασία 1000 φορές, έτσι ώστε να αποκτήσουμε μια εμπειρική κατανομή για κάθε ένα από τα στατιστικά τεστ. Για κάθε στατιστικό τεστ, το  $p$ -value είναι το ποσοστό των στατιστικών bootstrap που είναι μεγαλύτερα από το στατιστικό που υπολογίζουμε όταν χρησιμοποιούμε το αρχικό δείγμα.

Οι Clark and McCracken (2001, 2004) χρησιμοποιούν την ανωτέρω διαδικασία και παρέχουν στοιχεία για τις ιδιότητες των MSE-F και ENC-NEW στατιστικών σε πεπερασμένο μέγεθος δειγμάτων μέσα από εκτενείς Monte Carlo προσομοιώσεις. Διαπιστώνουν ότι τα ανωτέρω τεστ έχουν πολύ καλές ιδιότητες όταν οι εμπειρικές κατανομές έχουν προκύψει από τη διαδικασία bootstrap. Επιπλέον, οι προσομοιώσεις των Clark and McCracken δείχνουν το τεστ ENC-NEW είναι ισχυρότερο στατιστικό τεστ από το MSE-F.

## 4. ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

### 4.1 Δεδομένα

Στην ανάλυση μας χρησιμοποιήσαμε μηνιαία στοιχεία για το σύνολο των μετοχών του ΧΑΑ (aggregate datastream-calculated) για το χρονικό διάστημα 02/1990- 11/2007. Επιλέξαμε σαν πηγή δεδομένων τη βάση δεδομένων datastream γιατί υπολογίζει δείκτες και στοιχεία για αυτούς περιλαμβάνοντας όσο το δυνατό περισσότερες μετοχές. Ο δείκτης είναι δείκτης ολικής απόδοσης (total return index) δηλαδή περιλαμβάνει και τα μερίσματα. Στη συνέχεια υπολογίσαμε τις πραγματικές (αποπληθωρισμένες) μηνιαίες αποδόσεις χρησιμοποιώντας σαν αποπληθωριστή τον δείκτη τιμών καταναλωτή (consumer price index).

Οι χρηματοοικονομικές μεταβλητές, την προβλεπτική ικανότητα των οποίων εξετάζουμε, είναι αυτές που κυρίως προτείνονται στη βιβλιογραφία και για τις οποίες υπάρχει διαθεσιμότητα στοιχείων για την Ελλάδα. Συγκεκριμένα είναι οι εξής: λόγος μερισματικής απόδοσης (dividend-price ratio), λόγος τιμής προς κέρδη (price-earnings ratio), λόγος λογιστικής προς αγοραία αξία (book-to-market ratio), λόγος αποπληρωμής κερδών (payout (dividend-earnings) ratio). Επιπλέον, λόγω έλλειψης ικανού δείγματος ελληνικών στοιχείων και με δεδομένη την πορεία σύγκλισης της Ελλάδας στην ευρωζώνη κατά το υπό εξέταση διάστημα χρησιμοποιούμε επιτόκια από την ευρωζώνη. Περιλαμβάνουμε στην ανάλυση μας το βραχυχρόνιο (τριμηνιαίο επιτόκιο) και τη διαφορά μεταξύ μακροχρόνιων (κυβερνητικό ομόλογο) και βραχυχρόνιων επιτοκίων δηλαδή το term spread.

Όπως ήδη αναφέραμε η θεωρία προτείνει ότι αυξήσεις των dividend-price ratio, book-to-market ratio, payout ratio, term spread αυξάνουν τις μελλοντικές αποδόσεις, ενώ αυξήσεις των price-earnings ratio και του βραχυχρόνιου επιτοκίου μειώνουν τις μελλοντικές αποδόσεις.

Οι κωδικοί και τα ονόματα των σειρών που χρησιμοποιήσαμε δίνονται στο Παράρτημα Α, ενώ οι μετασχηματισμοί των σειρών δίνονται στο Παράρτημα Β.

Στη συνέχεια παραθέτουμε πίνακα με συνοπτικά περιγραφικά στατιστικά των σειρών που μετέχουν στην ανάλυση καθώς και πίνακα από αντίστοιχα περιγραφικά στατιστικά της σχετικής ανάλυσης για την Αμερική (Rarach και Wohar, 2006).

Αναλυτικά περιγραφικά στατιστικά των σειρών καθώς και γραφήματα αυτών παραθέτονται στα Παραρτήματα Δ και Γ αντίστοιχα.

### Πίνακας 1: Περιγραφικά στατιστικά

Μεταβλητές	Μέσος	Τυπική Απόκλιση	AC(1)	AC(12)	AC(24)	AC(36)
<b>Αποδόσεις Μετοχών</b>	10.92	111.57	0.095	-0.020	0.084	0.027
<b>Μερισματική Απόδοση</b>	-3.70	0.49	0.967	0.541	0.027	-0.343
<b>Λόγος τιμής προς κέρδη</b>	2.76	0.39	0.948	0.507	0.088	-0.137
<b>Λογιστική προς αγοραία αξία</b>	-0.82	0.33	0.937	0.613	0.208	-0.230
<b>Λογος αποπληρωμής κερδών</b>	-0.94	0.39	0.962	0.596	0.202	-0.077
<b>Βραχυχρόνιο επιτόκιο</b>	5.31	2.88	0.989	0.813	0.612	0.373
<b>Term Spread</b>	1.02	1.00	0.970	0.447	0.074	-0.220

Table 1  
Descriptive statistics, annual data, 1927–1999

Variable	Mean	Standard deviation	AC(1)	AC(2)	AC(3)	AC(4)
S&P 500 log real return	7.40	18.55	0.04	-0.18	0.05	-0.11
CRSP equal-weighted log real return	9.59	27.67	0.06	-0.21	-0.11	-0.13
Dividend-price ratio, log-level, S&P 500 index	-3.24	0.38	0.79	0.59	0.50	0.39
Dividend-price ratio, log-level, CRSP equal-weighted index	-3.49	0.45	0.90	0.78	0.68	0.64
Price-earnings ratio, log-level	2.65	0.36	0.74	0.54	0.39	0.29
Book-to-market ratio, log-level	-0.49	0.42	0.84	0.65	0.49	0.38
Fed q, log-level	-0.02	0.35	0.82	0.64	0.52	0.44
Payout ratio, log-level	-0.58	0.26	0.81	0.61	0.45	0.36
Term spread	1.45	1.11	0.51	0.19	0.00	-0.04
Default spread	1.14	0.71	0.84	0.62	0.46	0.37
Short-term interest rate	3.88	3.13	0.93	0.83	0.77	0.73
Equity share	0.21	0.11	0.45	0.15	0.04	0.21

The first-order through fourth-order autocorrelations are reported in the fourth through seventh columns.



Ξεκινώντας από τις αποδόσεις των μετοχών στο ΧΑΑ παρατηρούμε ότι η ετησιοποιημένη απόδοση των ελληνικών μετοχών κατά το υπό εξέταση διάστημα ήταν 10.92% ενώ η αντίστοιχη τιμή στην Αμερική (CRSP) ήταν 9.59% για πολύ μεγαλύτερο διάστημα βέβαια. Η ελληνική αγορά παρουσιάζει αυξημένη μεταβλητότητα συγκρινόμενη με την Αμερικάνικη όπως αυτό απεικονίζεται στην τυπική απόκλιση των αποδόσεων (111.57 έναντι 27.67). Το δείγμα μας βέβαια είναι πολύ μικρότερο και αφορά μια εποχή που η ελληνική αγορά ανήκε στις αναδυόμενες αγορές.

Η μέση μερισματική απόδοση στην ελληνική αγορά υπολογίστηκε σε 2.47% μικρότερη από την αντίστοιχη απόδοση της αμερικανικής αγοράς που ανέρχεται σε 3.05%. Σε παρόμοια επίπεδα κυμαίνεται ο λόγος τιμή προς κέρδη ο οποίος είναι κατά μέσο όρο ίσος με 15.80 στην Ελλάδα σε σχέση με 14.15 στην Αμερική. Η λογιστική αξία των μετοχών στο ΧΑΑ είναι το 44% της αγοραίας αξίας ενώ στην Αμερική αυτή είναι ίση με το 61%. Οι ελληνικές εταιρείες πληρώνουν σε μερίσματα το 39 % των κερδών ενώ οι Αμερικάνικες το 56%. Το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο της ευρωζώνης κατά το υπό εξέταση διάστημα είναι ίσο με 5.31% ενώ στην Αμερική ήταν ίσο με 3.88%. Η διαφορά μεταξύ των ευρωπαϊκών μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων είναι ίση με 1.02% ενώ η αντίστοιχη τιμή για τα αμερικάνικα επιτόκια είναι 1.45%.

Οι στήλες 4-7 του Πίνακα 1 δίνουν την αυτοσυσχέτιση των υπό εξέταση μεταβλητών για 1, 12, 24 και 36 μήνες. Οι αποδόσεις των μετοχών δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση η οποία είναι μόλις 0.095 για τον 1 μήνα και 0.027 για τα 3 έτη. Αντίστοιχη εικόνα παρουσιάζουν τα στοιχεία για την αγορά της Αμερικής. Όλες οι υπόλοιπες μεταβλητές παρουσιάζουν έντονη αυτοσυσχέτιση (persistence). Η αυτοσυσχέτιση 1 μήνα κυμαίνεται από 0.94 για τη λογιστική προς αγοραία αξία σε 0.99 για το βραχυχρόνιο επιτόκιο, ενώ στους 12 μήνες οι αντίστοιχες τιμές κυμαίνονται από 0.44 σε 0.81. Αντίστοιχη εικόνα παρουσιάζουν και οι μεταβλητές της Αμερικής. Δεδομένου ότι η θεωρία προτείνει πως αυτά τα μεγέθη πρέπει να είναι στάσιμα και η βιβλιογραφία τα χειρίζεται ως στάσιμα,

συνεχίζουμε και εμείς την ανάλυσή μας χωρίς να προβούμε σε κάποιους μετασχηματισμούς ή περαιτέρω ελέγχους.

#### *4.2 Εμπειρικά αποτελέσματα*

Η εξέταση της προβλεπτικής ικανότητας των μεταβλητών έγινε με τη βοήθεια προγραμμάτων που έχουν γραφεί σε Gauss και είναι διαθέσιμα από την ιστοσελίδα του David Rapach: <http://pages.slu.edu/faculty/rapachde/Research.htm>. Ο κώδικας όπως τροποποιήθηκε για τις ανάγκες της εργασίας αυτής παρατίθεται στο Παράρτημα Ε.

Η εξέταση της εντός δείγματος προβλεπτικότητας εξετάζεται χρησιμοποιώντας όλο το διαθέσιμο δείγμα και ορίζοντες πρόβλεψης από 1 μήνα έως 36 μήνες (3 έτη). Η σημαντικότητα του συντελεστή κλίσης στην εξίσωση (1) δηλώνει την ύπαρξη ή όχι προβλεπτικής ικανότητας των μεταβλητών για τις αποδόσεις. Η σημαντικότητα, όπως έχουμε ήδη αναφέρει υπολογίζεται μέσα από το p-value του αντίστοιχου στατιστικού  $t$ . Αυτό δίνεται από την εμπειρική κατανομή που υπολογίζεται με bootstrap.

Σχετικά με την εκτός δείγματος προβλεπτικότητα διαιρούμε το δείγμα στα δύο και χρησιμοποιούμε το δεύτερο μισό για τις προβλέψεις εκτός δείγματος. Για κάθε παρατήρηση εκτός δείγματος εκτιμούμε τα δύο μοντέλα (restricted & unrestricted) και υπολογίζουμε τις προβλέψεις που δίνουν καθώς και τα σφάλματα πρόβλεψης. Στη συνέχεια προσθέτουμε μια παρατήρηση και επανεκτιμούμε κ.ο.κ. Η παραπάνω εκτίμηση γίνεται για ορίζοντες πρόβλεψης από 1 μήνα έως 36 μήνες. Τα μέτρα που υπολογίζουμε είναι το Theil's U, το MSE-F (εξίσωση 2) και το ENC-NEW (εξίσωση 3). Η σημαντικότητα τους κρίνεται από το p-value το οποίο υπολογίζεται επίσης μέσα από την εμπειρική κατανομή των τεστ.

Οι Πίνακες 2 έως 7 δίνουν τα αποτελέσματά μας για τις υπό εξέταση χρηματοοικονομικές μεταβλητές και για όλους τους ορίζοντες πρόβλεψης. Εστιάζουμε

την προσοχή μας σε  $p$ -value τα οποία αναφέρονται σε παρενθέσεις και τα οποία είναι μικρότερα του 10% (επίπεδο σημαντικότητας).<sup>4</sup>

Αρχίζοντας από τον Πίνακα 2 δηλαδή τα αποτελέσματα για τη μερισματική απόδοση παρατηρούμε τα εξής:

- Ο συντελεστής κλίσης για τις εντός δείγματος προβλέψεις είναι θετικός όπως προβλέπεται από τη θεωρία. Δηλαδή μετοχές με μεγαλύτερη μερισματική απόδοση είναι πιθανόν να έχουν και καλύτερες αποδόσεις.
- Η σημαντικότητα του εστιάζεται κυρίως σε οριζόντες πρόβλεψης από 12 έως 26 μήνες ενώ σημαντικές εντός δείγματος προβλέψεις παίρνουμε και για τους οριζόντες 9, 28-29, 31-32 και 36 μήνες.
- Για τις εκτός δείγματος προβλέψεις, το Theil's U είναι μικρότερο του 1 για οριζόντες πρόβλεψης μεγαλύτερους των 9 μηνών και βαίνει μειούμενο μέχρι τους 36 μήνες με τιμή 0.66.
- Η αξιολόγηση των προβλέψεων μέσα από το MSE-F στατιστικό δίνει παρόμοια αποτελέσματα, δηλαδή η προβλεπτική ικανότητα της μερισματικής απόδοσης αφορά οριζόντες μεγαλύτερους των 12 μηνών.
- Η πιθανότητα να μπορεί να βελτιώσει η μερισματική απόδοση τις προβλέψεις ενός μοντέλου μέσα από forecast encompassing αφορά κυρίως οριζόντες πρόβλεψης μεγαλύτερους του 16.

Συνοψίζοντας η μερισματική απόδοση φαίνεται να αποτελεί χρήσιμη μεταβλητή στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών και εντός και εκτός δείγματος για οριζόντες μεσοπρόθεσμους και σε κάθε περίπτωση μεγαλύτερους των 12 μηνών.

---

<sup>4</sup> Για διευκόλυνση τα αντίστοιχα σημαντικά στοιχεία δίνονται με γραμματοσειρά Bold.

**Πίνακας 2: Εντός και εκτός δείγματος προβλεψιμότητα της μερισματικής απόδοσης**

Horizon	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<b>Slope coefficient</b>	0.41	1.50	3.05	5.86	8.52	10.68	12.81	14.75	16.47	18.34	20.92	23.61
<b>t-statistic</b>	0.32	0.39	0.62	1.11	1.51	1.76	1.91	2.03	2.11	2.21	2.44	2.65
	(0.67)	(0.54)	(0.47)	(0.30)	(0.24)	(0.15)	(0.27)	(0.18)	<b>(0.09)</b>	(0.13)	(0.13)	<b>(0.07)</b>
<b>Theil's U</b>	1.00	1.00	1.01	1.01	1.01	1.01	1.00	1.00	0.99	0.98	0.96	0.94
<b>MSE-F</b>	-0.44	-0.76	-1.24	-1.59	-1.46	-1.29	-0.45	0.84	2.42	4.74	7.82	11.34
	(0.33)	(0.39)	(0.40)	(0.37)	(0.32)	(0.23)	(0.32)	(0.23)	(0.19)	(0.12)	(0.15)	<b>(0.09)</b>
<b>ENC-NEW</b>	-0.21	-0.31	-0.34	0.03	0.59	1.08	1.84	2.61	3.49	4.82	6.79	9.04
	(0.55)	(0.56)	(0.54)	(0.44)	(0.36)	(0.35)	(0.40)	(0.34)	(0.18)	(0.18)	(0.22)	(0.14)
<b>Horizon</b>	<b>13</b>	<b>14</b>	<b>15</b>	<b>16</b>	<b>17</b>	<b>18</b>	<b>19</b>	<b>20</b>	<b>21</b>	<b>22</b>	<b>23</b>	<b>24</b>
<b>Slope coefficient</b>	26.24	29.84	33.38	36.81	40.12	43.43	46.46	49.39	52.22	55.12	57.93	61.01
<b>t-statistic</b>	2.84	3.14	3.40	3.66	3.90	4.09	4.25	4.44	4.55	4.60	4.64	4.72
	<b>(0.08)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.10)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.05)</b>	<b>(0.05)</b>	<b>(0.03)</b>	<b>(0.05)</b>	<b>(0.03)</b>	<b>(0.05)</b>	<b>(0.06)</b>	<b>(0.02)</b>
<b>Theil's U</b>	0.93	0.91	0.89	0.87	0.85	0.83	0.82	0.81	0.79	0.78	0.77	0.76
<b>MSE-F</b>	14.81	19.83	24.41	29.36	34.11	38.56	42.89	46.62	49.87	52.80	56.03	59.21
	<b>(0.09)</b>	<b>(0.06)</b>	<b>(0.08)</b>	<b>0.00</b>	<b>(0.05)</b>	<b>(0.03)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.05)</b>	<b>(0.03)</b>	<b>(0.03)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.00)</b>
<b>ENC-NEW</b>	11.29	14.73	18.01	21.50	24.83	27.81	30.62	33.08	35.02	36.91	39.04	41.31
	(0.14)	<b>(0.08)</b>	(0.12)	<b>(0.02)</b>	<b>(0.05)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.07)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.02)</b>
<b>Horizon</b>	<b>25</b>	<b>26</b>	<b>27</b>	<b>28</b>	<b>29</b>	<b>30</b>	<b>31</b>	<b>32</b>	<b>33</b>	<b>34</b>	<b>35</b>	<b>36</b>
<b>Slope coefficient</b>	64.70	67.96	71.26	74.79	77.73	80.41	83.18	85.36	87.31	89.46	91.46	93.48
<b>t-statistic</b>	4.83	4.89	4.91	4.85	4.74	4.63	4.47	4.30	4.15	4.02	3.91	3.83
	<b>(0.06)</b>	<b>(0.08)</b>	(0.14)	<b>(0.03)</b>	<b>(0.07)</b>	(0.12)	<b>(0.09)</b>	<b>(0.08)</b>	(0.11)	(0.11)	(0.14)	<b>(0.10)</b>
<b>Theil's U</b>	0.75	0.74	0.73	0.71	0.70	0.69	0.68	0.68	0.67	0.66	0.66	0.66
<b>MSE-F</b>	63.28	67.14	70.84	75.25	79.21	82.93	86.39	88.31	89.53	90.97	91.57	92.87
	<b>(0.06)</b>	<b>(0.03)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.03)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.01)</b>
<b>ENC-NEW</b>	44.37	47.17	49.90	53.02	55.59	58.02	60.08	61.04	61.56	62.22	62.44	63.09
	<b>(0.10)</b>	<b>(0.05)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.02)</b>

Συνεχίζουμε με τον Πίνακα 3 δηλαδή τα αποτελέσματα για το λόγο τιμής προς κέρδη. Τα αποτελέσματά μας συνοψίζονται παρακάτω:

- Ο συντελεστής κλίσης για τις εντός δείγματος προβλέψεις είναι αρνητικός (με εξαίρεση τον ορίζοντα πρόβλεψης του ενός μήνα) όπως προβλέπεται από τη θεωρία. Δηλαδή μετοχές με μικρότερο λόγο τιμής προς κέρδη (P/E) είναι πιθανόν να έχουν και καλύτερες αποδόσεις.
- Παρά το γεγονός ότι με βάση την κανονική κατανομή θα είχαμε σημαντικά στατιστικά  $t$ , με βάση τις εμπειρικές κριτικές τιμές δεν έχουμε προβλεπτική ικανότητα μέσα στο δείγμα.
- Για τις εκτός δείγματος προβλέψεις, το Theil's U είναι μικρότερο του 1 για ορίζοντες πρόβλεψης μεγαλύτερους των 21 μηνών και βαίνει μειούμενο μέχρι τους 36 μήνες με τιμή 0.72.
- Η αξιολόγηση των προβλέψεων μέσα από το MSE-F στατιστικό δείχνει ότι η σημαντικότητα του λόγου τιμής προς κέρδη εμφανίζεται μόνο για λίγους ορίζοντες πρόβλεψης, τους ορίζοντες των 27, 29 και 31-36 μήνες.
- Η πιθανότητα να μπορεί να βελτιώσει το P/E τις προβλέψεις ενός μοντέλου μέσα από forecast encompassing αφορά κυρίως ορίζοντες πρόβλεψης μεγαλύτερους των 32 μηνών.

Συνοψίζοντας το P/E δεν προσφέρει εντός δείγματος καλές προβλέψεις, φαίνεται όμως να μπορεί να είναι χρήσιμη μεταβλητή στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών εκτός δείγματος για ορίζοντες μακροπρόθεσμους, μεγαλύτερους των 2,5 ετών περίπου.

**Πίνακας 3: Εντός και εκτός δείγματος προβλεψιμότητα του λόγου τιμής προς κέρδη**

Horizon	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<b>Slope coefficient</b>	0.13	-0.70	-1.52	-2.89	-2.98	-2.42	-1.98	-2.23	-3.15	-4.33	-6.66	-9.02
<b>t-statistic</b>	0.08	-0.23	-0.34	-0.48	-0.40	-0.28	-0.21	-0.21	-0.26	-0.33	-0.48	-0.61
	(0.19)	(0.30)	(0.30)	(0.41)	(0.30)	(0.38)	(0.39)	(0.35)	(0.37)	(0.29)	(0.38)	(0.38)
<b>Theil's U</b>	1.01	1.01	1.02	1.04	1.05	1.06	1.07	1.08	1.09	1.09	1.09	1.09
<b>MSE-F</b>	-1.48	-2.58	-4.72	-7.46	-9.00	-11.15	-13.01	-14.32	-15.05	-15.72	-15.39	-14.96
	(0.69)	(0.57)	(0.73)	(0.69)	(0.67)	(0.81)	(0.75)	(0.68)	(0.70)	(0.79)	(0.73)	(0.71)
<b>ENC-NEW</b>	-0.55	-1.16	-2.12	-3.24	-4.08	-5.14	-5.95	-6.52	-6.87	-7.16	-7.03	-6.79
	(0.78)	(0.83)	(0.84)	(0.85)	(0.86)	(0.91)	(0.91)	(0.82)	(0.82)	(0.89)	(0.92)	(0.88)
Horizon	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
<b>Slope coefficient</b>	-10.88	-13.99	-16.86	-19.36	-21.57	-23.91	-26.63	-30.00	-33.54	-37.11	-40.52	-43.75
<b>t-statistic</b>	-0.70	-0.85	-0.98	-1.09	-1.18	-1.25	-1.33	-1.47	-1.60	-1.70	-1.77	-1.86
	(0.50)	(0.40)	(0.51)	(0.47)	(0.59)	(0.54)	(0.49)	(0.58)	(0.59)	(0.65)	(0.57)	(0.65)
<b>Theil's U</b>	1.09	1.08	1.07	1.06	1.05	1.04	1.03	1.01	0.99	0.98	0.96	0.95
<b>MSE-F</b>	-14.83	-13.10	-11.19	-9.49	-7.86	-6.26	-4.20	-1.47	1.01	3.89	6.62	9.09
	(0.65)	(0.68)	(0.55)	(0.58)	(0.43)	(0.37)	(0.38)	(0.28)	(0.24)	(0.26)	(0.31)	(0.17)
<b>ENC-NEW</b>	-6.66	-5.63	-4.43	-3.31	-2.30	-1.42	-0.19	1.57	3.12	5.06	6.99	8.69
	(0.82)	(0.82)	(0.73)	(0.73)	(0.64)	(0.54)	(0.55)	(0.39)	(0.38)	(0.30)	(0.35)	(0.24)
Horizon	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
<b>Slope coefficient</b>	-48.34	-52.69	-56.67	-61.03	-64.60	-68.09	-72.64	-76.87	-81.00	-84.63	-87.57	-90.41
<b>t-statistic</b>	-2.00	-2.13	-2.22	-2.33	-2.38	-2.42	-2.49	-2.56	-2.64	-2.66	-2.66	-2.71
	(0.67)	(0.62)	(0.56)	(0.64)	(0.73)	(0.70)	(0.69)	(0.70)	(0.62)	(0.71)	(0.64)	(0.74)
<b>Theil's U</b>	0.93	0.90	0.88	0.86	0.85	0.83	0.81	0.79	0.77	0.75	0.73	0.72
<b>MSE-F</b>	13.62	18.39	22.25	26.71	30.18	33.96	39.03	44.44	51.29	56.65	60.48	65.73
	(0.15)	(0.16)	<b>(0.09)</b>	(0.14)	<b>(0.08)</b>	(0.11)	<b>(0.08)</b>	<b>(0.06)</b>	<b>(0.08)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.05)</b>
<b>ENC-NEW</b>	12.30	16.16	19.16	22.52	24.71	27.11	30.29	33.73	38.27	41.32	43.38	46.89
	(0.17)	(0.23)	(0.11)	(0.17)	(0.12)	(0.12)	(0.17)	<b>(0.09)</b>	(0.12)	<b>(0.06)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.04)</b>

Συνεχίζουμε με τον Πίνακα 4 δηλαδή τα αποτελέσματα για το λόγο λογιστικής προς αγοραία αξία. Τα αποτελέσματά μας συνοψίζονται παρακάτω:

- Ο συντελεστής κλίσης για τις εντός δείγματος προβλέψεις είναι θετικός όπως προβλέπεται από τη θεωρία. Δηλαδή μετοχές με μεγαλύτερο λόγο λογιστικής αγοραίας αξίας είναι πιθανόν να έχουν και καλύτερες αποδόσεις.
- Παρά το γεγονός ότι με βάση την κανονική κατανομή θα είχαμε σημαντικά στατιστικά  $t$ , με βάση τις εμπειρικές κριτικές τιμές δεν έχουμε προβλεπτική ικανότητα μέσα στο δείγμα με εξαίρεση τον ορίζοντα πρόβλεψης 35 μηνών.
- Για τις εκτός δείγματος προβλέψεις, το Theil's  $U$  είναι μικρότερο του 1 για οριζόντες πρόβλεψης μεγαλύτερους των 21 μηνών και βαίνει μειούμενο μέχρι τους 36 μήνες με τιμή 0.55.
- Η αξιολόγηση των προβλέψεων μέσα από το MSE-F στατιστικό δείχνει ότι η σημαντικότητα του λόγου αυτού εμφανίζεται μόνο για λίγους οριζόντες πρόβλεψης, τους οριζόντες των 24 και 26-36 μήνες.
- Η πιθανότητα να μπορεί να βελτιώσει ο λόγος αυτός τις προβλέψεις ενός μοντέλου μέσα από *forecast encompassing* αφορά κυρίως οριζόντες πρόβλεψης μεγαλύτερους των 26 μηνών.

Συνοψίζοντας ο λόγος λογιστική προς αγοραία αξία δίνει παρόμοια αποτελέσματα με το P/E, δηλαδή δεν προσφέρει εντός δείγματος καλές προβλέψεις, φαίνεται όμως να μπορεί να είναι χρήσιμη μεταβλητή στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών εκτός δείγματος για οριζόντες μακροπρόθεσμους, μεγαλύτερους των 2 ετών περίπου.

**Πίνακας 4: Εντός και εκτός δείγματος προβλεψιμότητα του λόγου λογιστικής προς αγοραία αξία**

Horizon	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<b>Slope coefficient</b>	3.17	6.20	9.40	12.14	13.22	11.91	11.40	11.21	11.99	13.53	16.34	19.40
<b>t-statistic</b>	1.68	1.54	1.48	1.42	1.26	1.02	0.87	0.76	0.72	0.73	0.81	0.88
	(0.16)	(0.22)	(0.21)	(0.32)	(0.27)	(0.40)	(0.45)	(0.56)	(0.63)	(0.50)	(0.53)	(0.52)
<b>Theil's U</b>	1.01	1.02	1.04	1.03	1.03	1.03	1.04	1.05	1.07	1.08	1.08	1.07
<b>MSE-F</b>	-1.45	-4.51	-7.03	-5.14	-5.10	-5.77	-7.56	-9.86	-12.26	-13.55	-13.22	-12.24
	(0.64)	(0.84)	(0.87)	(0.68)	(0.48)	(0.55)	(0.69)	(0.73)	(0.74)	(0.72)	(0.74)	(0.67)
<b>ENC-NEW</b>	0.14	-0.42	-0.37	0.83	-0.12	-1.77	-3.11	-4.31	-5.40	-5.95	-5.77	-5.20
	(0.27)	(0.61)	(0.41)	(0.34)	(0.40)	(0.66)	(0.78)	(0.90)	(0.88)	(0.85)	(0.85)	(0.82)
<b>Horizon</b>	<b>13</b>	<b>14</b>	<b>15</b>	<b>16</b>	<b>17</b>	<b>18</b>	<b>19</b>	<b>20</b>	<b>21</b>	<b>22</b>	<b>23</b>	<b>24</b>
<b>Slope coefficient</b>	22.47	25.51	28.45	30.55	32.72	35.44	38.29	41.18	45.51	49.88	54.20	59.28
<b>t-statistic</b>	0.95	1.03	1.10	1.16	1.22	1.30	1.38	1.49	1.66	1.81	1.96	2.18
	(0.56)	(0.49)	(0.50)	(0.46)	(0.43)	(0.45)	(0.40)	(0.35)	(0.44)	(0.31)	(0.37)	(0.25)
<b>Theil's U</b>	1.07	1.05	1.04	1.03	1.03	1.02	1.01	1.00	0.98	0.96	0.93	0.90
<b>MSE-F</b>	-11.07	-9.07	-7.17	-5.92	-4.44	-2.91	-1.05	0.34	3.50	7.22	11.98	18.92
	(0.62)	(0.50)	(0.59)	(0.45)	(0.38)	(0.31)	(0.26)	(0.24)	(0.29)	(0.17)	(0.13)	<b>(0.09)</b>
<b>ENC-NEW</b>	-4.40	-3.15	-1.82	-0.97	-0.09	0.80	1.88	2.72	4.71	7.20	10.53	15.47
	(0.74)	(0.70)	(0.65)	(0.47)	(0.44)	(0.44)	(0.32)	(0.35)	(0.36)	(0.23)	(0.19)	(0.17)
<b>Horizon</b>	<b>25</b>	<b>26</b>	<b>27</b>	<b>28</b>	<b>29</b>	<b>30</b>	<b>31</b>	<b>32</b>	<b>33</b>	<b>34</b>	<b>35</b>	<b>36</b>
<b>Slope coefficient</b>	64.64	69.22	73.82	78.96	82.52	86.00	90.78	95.03	99.23	104.50	109.05	112.90
<b>t-statistic</b>	2.43	2.62	2.82	3.12	3.34	3.54	3.81	4.07	4.32	4.57	4.81	5.07
	(0.29)	(0.21)	(0.24)	(0.23)	(0.18)	(0.20)	(0.16)	(0.17)	(0.11)	(0.13)	<b>(0.09)</b>	(0.13)
<b>Theil's U</b>	0.87	0.84	0.81	0.79	0.77	0.75	0.72	0.69	0.66	0.61	0.58	0.55
<b>MSE-F</b>	26.45	33.56	40.23	48.38	53.37	60.71	71.70	82.76	97.15	120.17	139.61	165.14
	(0.12)	<b>(0.06)</b>	<b>(0.03)</b>	<b>(0.09)</b>	<b>(0.05)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.01)</b>
<b>ENC-NEW</b>	21.53	27.50	33.31	40.29	44.23	49.84	58.49	67.34	79.22	98.06	115.56	138.36
	(0.17)	<b>(0.07)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.10)</b>	<b>(0.07)</b>	<b>(0.05)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.02)</b>



Στη συνέχεια παρουσιάζουμε τον Πίνακα 5 που περιέχει τα αποτελέσματα για το λόγο αποπληρωμής κερδών. Τα αποτελέσματά μας συνοψίζονται παρακάτω:

- Ο συντελεστής κλίσης για τις εντός δείγματος προβλέψεις είναι θετικός όπως προβλέπεται από τη θεωρία. Δηλαδή μετοχές με μεγαλύτερο λόγο αποπληρωμής κερδών είναι πιθανόν να έχουν και καλύτερες αποδόσεις.
- Η προβλεπτική ικανότητα εντός δείγματος αυτής της μεταβλητής είναι αξιοσημείωτη αφού παίρνουμε σημαντικά στατιστικά  $t$  με βάση τις εμπειρικές κριτικές τιμές για ορίζοντες πρόβλεψης μεγαλύτερους των 5 μηνών.
- Για τις εκτός δείγματος προβλέψεις, το Theil's  $U$  δεν είναι μικρότερο του 1 για οποιοδήποτε ορίζοντα πρόβλεψης.
- Όπως αναμένεται η αξιολόγηση των προβλέψεων μέσα από το  $MSE-F$  στατιστικό δείχνει ότι δεν υπάρχει προβλεπτική ικανότητα .
- Ανάλογα με τα παραπάνω, η πιθανότητα να μπορεί να βελτιώσει ο λόγος αυτός τις προβλέψεις ενός μοντέλου μέσα από *forecast encompassing* δεν εμφανίζεται σε κανένα ορίζοντα πρόβλεψης.

Συνοψίζοντας, ο λόγος αποπληρωμής κερδών μπορεί μόνον να προσφέρει εντός δείγματος καλές προβλέψεις ακόμα και για μικρούς ορίζοντες πρόβλεψης, ενώ δε φαίνεται να μπορεί να είναι χρήσιμη μεταβλητή στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών εκτός δείγματος για οποιοδήποτε χρονικό ορίζοντα.

**Πίνακας 5: Εντός και εκτός δείγματος προβλεψιμότητα του λόγου αποπληρωμής κερδών**

Horizon	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<b>Slope coefficient</b>	0.81	1.77	3.54	6.86	11.24	15.43	19.46	22.46	24.51	26.59	28.85	31.30
<b>t-statistic</b>	0.49	0.35	0.54	1.03	1.79	2.60	3.44	4.02	4.24	4.25	4.25	4.27
	(0.32)	(0.29)	(0.29)	(0.18)	<b>(0.07)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.02)</b>
<b>Theil's U</b>	1.00	1.00	1.00	1.01	1.01	1.01	1.01	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
<b>MSE-F</b>	-0.11	-0.30	-0.72	-1.03	-1.10	-1.19	-1.24	-0.83	-0.33	-0.51	-0.32	-0.22
	(0.21)	(0.24)	(0.23)	(0.15)	(0.20)	(0.16)	(0.25)	(0.29)	(0.15)	(0.16)	(0.23)	(0.24)
<b>ENC-NEW</b>	-0.02	-0.06	-0.08	0.30	1.14	2.01	2.82	3.27	3.43	3.33	3.42	3.54
	(0.39)	(0.35)	(0.38)	(0.31)	(0.25)	(0.12)	(0.26)	(0.29)	(0.18)	(0.15)	(0.24)	(0.24)
<b>Horizon</b>	<b>13</b>	<b>14</b>	<b>15</b>	<b>16</b>	<b>17</b>	<b>18</b>	<b>19</b>	<b>20</b>	<b>21</b>	<b>22</b>	<b>23</b>	<b>24</b>
<b>Slope coefficient</b>	34.21	37.58	41.18	45.00	49.05	53.05	56.19	58.62	60.73	62.94	65.11	68.05
<b>t-statistic</b>	4.54	4.86	5.11	5.31	5.35	5.31	5.18	4.93	4.73	4.67	4.64	4.68
	<b>(0.01)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.00)</b>
<b>Theil's U</b>	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.01	1.01	1.01	1.01
<b>MSE-F</b>	-0.54	-0.60	-0.72	-0.78	-0.80	-0.46	-0.62	-0.80	-1.04	-1.29	-1.65	-2.35
	(0.24)	(0.32)	(0.26)	(0.18)	(0.37)	(0.25)	(0.30)	(0.32)	(0.28)	(0.28)	(0.31)	(0.32)
<b>ENC-NEW</b>	3.54	3.75	3.95	4.23	4.50	4.86	4.80	4.56	4.21	3.90	3.56	3.17
	(0.25)	(0.37)	(0.30)	(0.21)	(0.33)	(0.22)	(0.36)	(0.29)	(0.38)	(0.32)	(0.37)	(0.34)
<b>Horizon</b>	<b>25</b>	<b>26</b>	<b>27</b>	<b>28</b>	<b>29</b>	<b>30</b>	<b>31</b>	<b>32</b>	<b>33</b>	<b>34</b>	<b>35</b>	<b>36</b>
<b>Slope coefficient</b>	70.87	73.12	75.60	78.00	80.03	81.57	82.65	82.88	82.86	83.62	84.69	85.80
<b>t-statistic</b>	4.67	4.59	4.50	4.44	4.45	4.43	4.37	4.35	4.33	4.30	4.32	4.40
	<b>(0.02)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.03)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.06)</b>	<b>(0.05)</b>	<b>(0.03)</b>	<b>(0.04)</b>	<b>(0.03)</b>	<b>(0.02)</b>
<b>Theil's U</b>	1.02	1.03	1.03	1.04	1.05	1.06	1.06	1.07	1.08	1.08	1.09	1.09
<b>MSE-F</b>	-3.00	-3.86	-5.03	-6.08	-7.04	-8.08	-8.80	-9.48	-10.12	-10.73	-11.25	-11.61
	(0.25)	(0.29)	(0.34)	(0.37)	(0.38)	(0.48)	(0.49)	(0.48)	(0.42)	(0.50)	(0.51)	(0.52)
<b>ENC-NEW</b>	2.72	2.12	1.48	0.95	0.45	-0.09	-0.56	-1.06	-1.55	-1.94	-2.23	-2.44
	(0.35)	(0.30)	(0.44)	(0.38)	(0.44)	(0.47)	(0.54)	(0.50)	(0.53)	(0.53)	(0.58)	(0.51)

Συνεχίζουμε με τον Πίνακα 6 δηλαδή τα αποτελέσματα για τη συνεισφορά των βραχυχρόνιων επιτοκίων στις μελλοντικές τιμές των μετοχών. Τα αποτελέσματά μας συνοψίζονται παρακάτω:

- Ο συντελεστής κλίσης για τις εντός δείγματος προβλέψεις είναι αρνητικός όπως προβλέπεται από τη θεωρία. Δηλαδή μια μείωση του βραχυχρόνιου επιτοκίου οδηγεί σε άνοδο των τιμών των μετοχών άρα και καλύτερες αποδόσεις.
- Παρά το γεγονός ότι με βάση την κανονική κατανομή θα είχαμε κάποια σημαντικά στατιστικά  $t$ , με βάση τις εμπειρικές κριτικές τιμές δεν έχουμε προβλεπτική ικανότητα μέσα στο δείγμα για κανέναν ορίζοντα πρόβλεψης.
- Για τις εκτός δείγματος προβλέψεις, το Theil's U σχεδόν σε κανέναν ορίζοντα δεν είναι μικρότερο του 1.
- Παρά την παραπάνω παρατήρηση, η αξιολόγηση των προβλέψεων μέσα από το MSE-F στατιστικό δείχνει ότι η σημαντικότητα του λόγου αυτού εμφανίζεται στους ορίζοντες 10 και 12-19 μήνες.
- Η πιθανότητα να μπορούν τα βραχυχρόνια επιτόκια να βελτιώσουν ενός μοντέλου μέσα από *forecast encompassing* αφορά κυρίως ορίζοντες πρόβλεψης 4, 6, 7, 10 και 12-19 μήνες.

Συνοψίζοντας, οι κινήσεις των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων προσφέρουν στην πρόβλεψη των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών κυρίως σε ορίζοντα 1 με 1.5 έτος. Εντός δείγματος φαίνεται ότι δεν μπορούμε να πάρουμε αξιόπιστες προβλέψεις. Θα πρέπει να σημειώσουμε βέβαια ότι τα συγκεκριμένα στοιχεία αφορούν την ευρωζώνη οπότε η σχετική μη επιτυχία στην πρόβλεψη είναι ίσως αναμενόμενη.

**Πίνακας 6: Εντός και εκτός δείγματος προβλεψιμότητα του βραχυχρόνιου επιτοκίου**

Horizon	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<b>Slope coefficient</b>	-0.08	0.03	-0.05	-0.13	-0.06	-0.12	-0.18	-0.04	-0.09	-0.16	-0.07	-0.12
<b>t-statistic</b>	-1.64	0.44	-1.00	-2.09	-0.85	-2.05	-2.06	-0.47	-0.92	-1.83	-0.91	-1.57
	(0.95)	(0.46)	(0.87)	(0.96)	(0.80)	(1.00)	(0.96)	(0.66)	(0.81)	(0.96)	(0.82)	(0.97)
<b>Theil's U</b>	1.06	1.00	1.00	1.02	1.01	1.00	1.02	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
<b>MSE-F</b>	-10.67	-0.77	-0.81	-3.97	-2.13	0.49	-4.23	-0.36	-0.82	0.96	0.06	0.40
	(1.00)	(0.67)	(0.72)	(1.00)	(0.94)	<b>(0.07)</b>	(1.00)	(0.56)	(0.76)	<b>(0.02)</b>	(0.26)	<b>(0.04)</b>
<b>ENC-NEW</b>	-1.55	-0.35	0.48	1.65	0.07	2.14	2.47	0.04	0.13	1.73	0.13	0.54
	(0.99)	(0.73)	(0.15)	<b>(0.04)</b>	(0.36)	<b>(0.01)</b>	<b>(0.01)</b>	(0.36)	(0.22)	<b>(0.00)</b>	(0.22)	<b>(0.04)</b>
<b>Horizon</b>	<b>13</b>	<b>14</b>	<b>15</b>	<b>16</b>	<b>17</b>	<b>18</b>	<b>19</b>	<b>20</b>	<b>21</b>	<b>22</b>	<b>23</b>	<b>24</b>
<b>Slope coefficient</b>	-0.18	-0.05	-0.12	-0.16	-0.10	-0.16	-0.19	-0.02	-0.08	-0.10	-0.04	-0.08
<b>t-statistic</b>	-1.96	-0.76	-1.57	-1.85	-1.52	-2.08	-2.24	-0.34	-0.98	-0.85	-0.40	-0.90
	(0.98)	(0.85)	(0.92)	(0.99)	(0.90)	(0.97)	(0.97)	(0.69)	(0.75)	(0.83)	(0.67)	(0.83)
<b>Theil's U</b>	0.99	1.00	0.99	1.00	1.00	0.99	0.99	1.00	1.00	1.00	1.01	1.00
<b>MSE-F</b>	1.71	0.29	0.96	0.33	0.85	1.64	1.48	-0.30	-0.11	-0.06	-0.88	-0.35
	<b>(0.00)</b>	<b>(0.07)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.08)</b>	<b>(0.03)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.00)</b>	(0.61)	(0.51)	(0.35)	(0.86)	(0.66)
<b>ENC-NEW</b>	2.06	0.33	1.22	1.86	0.67	1.41	1.82	-0.12	0.06	0.18	-0.30	-0.11
	<b>(0.00)</b>	<b>(0.08)</b>	<b>(0.01)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.02)</b>	<b>(0.00)</b>	<b>(0.00)</b>	(0.69)	(0.29)	(0.18)	(0.88)	(0.66)
<b>Horizon</b>	<b>25</b>	<b>26</b>	<b>27</b>	<b>28</b>	<b>29</b>	<b>30</b>	<b>31</b>	<b>32</b>	<b>33</b>	<b>34</b>	<b>35</b>	<b>36</b>
<b>Slope coefficient</b>	-0.11	0.02	-0.02	-0.07	-0.02	-0.04	-0.06	-0.03	-0.03	-0.06	-0.02	-0.04
<b>t-statistic</b>	-1.04	0.22	-0.19	-0.56	-0.15	-0.33	-0.42	-0.24	-0.26	-0.39	-0.20	-0.33
	(0.87)	(0.49)	(0.54)	(0.72)	(0.51)	(0.69)	(0.66)	(0.61)	(0.60)	(0.58)	(0.57)	(0.67)
<b>Theil's U</b>	1.00	1.01	1.01	1.00	1.01	1.01	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
<b>MSE-F</b>	-0.11	-1.12	-1.00	-0.46	-1.05	-1.19	-0.50	-0.57	-0.52	-0.05	-0.17	0.24
	(0.41)	(0.93)	(0.94)	(0.71)	(0.93)	(0.95)	(0.74)	(0.74)	(0.82)	(0.38)	(0.61)	(0.16)
<b>ENC-NEW</b>	-0.03	-0.36	-0.37	-0.20	-0.38	-0.42	-0.23	-0.26	-0.22	0.00	-0.06	0.16
	(0.48)	(0.91)	(0.92)	(0.76)	(0.95)	(0.98)	(0.81)	(0.86)	(0.85)	(0.41)	(0.63)	(0.16)

Συνεχίζουμε με τον Πίνακα 7 δηλαδή τα αποτελέσματα για τη διαφορά μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων (term spread). Τα αποτελέσματά μας συνοψίζονται παρακάτω:

- Ο συντελεστής κλίσης για τις εντός δείγματος προβλέψεις είναι θετικός όπως ακριβώς προβλέπεται από τη θεωρία. Δηλαδή ένα θετικό term spread σηματοδοτεί αυξημένη ανάπτυξη της οικονομίας και κατ' επέκταση άνοδο των τιμών των μετοχών.
- Η εντός δείγματος προβλεπτική ικανότητα του term spread παρουσιάζεται σε διάφορους χρονικούς ορίζοντες από τους πιο βραχυπρόθεσμους (1-4 μήνες) στους πιο μακροπρόθεσμους (33-36 μήνες).
- Για τις εκτός δείγματος προβλέψεις, το Theil's U είναι μικρότερο του 1 μόνο για ορίζοντες πρόβλεψης 1 μήνα και 4 μηνών.
- Η αξιολόγηση των προβλέψεων μέσα από το MSE-F στατιστικό δείχνει ότι η σημαντικότητα του λόγου αυτού εμφανίζεται στους αντίστοιχους ορίζοντες πρόβλεψης, δηλ. 1 μήνα και 4 μηνών.
- Αντίστοιχη είναι και η συμπεριφορά του term spread στο forecast encompassing και αφορά τους ορίζοντες πρόβλεψης 1 μήνα και 4 μηνών.

Συνοψίζοντας, το term spread προσφέρει πολύ λίγο στην πρόβλεψη των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών κυρίως σε ορίζοντα 1 με 4 μήνες. Θα πρέπει να σημειώσουμε βέβαια ότι τα συγκεκριμένα στοιχεία αφορούν την ευρωζώνη οπότε η σχετική μη επιτυχία στην πρόβλεψη είναι ίσως αναμενόμενη.

**Πίνακας 7: Εντός και εκτός δείγματος προβλεψιμότητα της διαφοράς μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων**

Horizon	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>	<b>9</b>	<b>10</b>	<b>11</b>	<b>12</b>
Slope coefficient	0.20	0.14	0.10	0.15	0.08	0.04	0.19	0.13	0.08	0.15	0.10	0.08
t-statistic	4.63	1.55	1.31	1.65	0.79	0.51	1.53	0.95	0.80	1.24	0.77	0.69
	<b>(0.00)</b>	<b>(0.10)</b>	<b>(0.10)</b>	<b>(0.04)</b>	(0.24)	(0.35)	<b>(0.10)</b>	(0.26)	(0.31)	<b>(0.10)</b>	(0.32)	(0.27)
Theil's U	0.98	1.01	1.01	1.00	1.01	1.01	1.02	1.03	1.03	1.03	1.03	1.03
MSE-F	4.08	-2.60	-2.78	0.86	-1.62	-1.01	-4.20	-5.58	-4.75	-4.86	-5.83	-5.58
	<b>(0.00)</b>	(0.95)	(0.91)	<b>(0.09)</b>	(0.87)	(0.72)	(0.98)	(0.99)	(1.00)	(0.99)	(1.00)	(1.00)
ENC-NEW	7.43	0.50	-0.04	1.15	-0.64	-0.39	-0.85	-2.06	-1.75	-1.45	-2.20	-2.05
	<b>(0.00)</b>	(0.19)	(0.40)	<b>(0.07)</b>	(0.93)	(0.80)	(0.94)	(1.00)	(1.00)	(0.99)	(1.00)	(1.00)
Horizon	<b>13</b>	<b>14</b>	<b>15</b>	<b>16</b>	<b>17</b>	<b>18</b>	<b>19</b>	<b>20</b>	<b>21</b>	<b>22</b>	<b>23</b>	<b>24</b>
Slope coefficient	0.18	0.13	0.16	0.25	0.19	0.21	0.28	0.21	0.22	0.31	0.26	0.27
t-statistic	1.18	0.75	1.05	1.46	1.00	1.20	1.65	1.18	1.27	2.16	1.62	1.70
	(0.15)	(0.23)	(0.14)	<b>(0.10)</b>	(0.19)	(0.26)	<b>(0.10)</b>	(0.16)	(0.17)	<b>(0.05)</b>	(0.11)	<b>(0.08)</b>
Theil's U	1.05	1.05	1.04	1.05	1.06	1.05	1.04	1.04	1.04	1.03	1.03	1.03
MSE-F	-8.21	-8.93	-7.21	-8.28	-9.24	-7.83	-6.11	-6.71	-5.82	-4.57	-5.42	-5.13
	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(0.96)	(1.00)	(0.99)
ENC-NEW	-2.51	-3.23	-2.37	-2.32	-3.18	-2.45	-1.42	-2.13	-1.70	-0.72	-1.42	-1.24
	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(0.92)	(0.99)	(0.99)
Horizon	<b>25</b>	<b>26</b>	<b>27</b>	<b>28</b>	<b>29</b>	<b>30</b>	<b>31</b>	<b>32</b>	<b>33</b>	<b>34</b>	<b>35</b>	<b>36</b>
Slope coefficient	0.31	0.27	0.26	0.30	0.27	0.27	0.34	0.34	0.34	0.31	0.31	0.31
t-statistic	2.26	1.76	1.71	1.95	1.69	1.65	1.97	1.89	1.92	2.06	1.98	2.01
	<b>(0.04)</b>	(0.12)	<b>(0.06)</b>	(0.12)	(0.13)	(0.16)	<b>(0.04)</b>	(0.12)	<b>(0.09)</b>	<b>(0.07)</b>	<b>(0.06)</b>	<b>(0.08)</b>
Theil's U	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.03	1.03	1.03	1.02	1.02	1.02
MSE-F	-3.28	-3.75	-3.51	-3.13	-3.41	-3.17	-3.68	-3.92	-3.52	-2.39	-2.65	-2.30
	(0.97)	(0.98)	(0.96)	(0.99)	(0.96)	(0.97)	(0.97)	(0.98)	(0.94)	(0.98)	(0.94)	(0.94)
ENC-NEW	-0.40	-0.86	-0.78	-0.53	-0.79	-0.73	-0.68	-0.84	-0.70	-0.40	-0.52	-0.41
	(0.88)	(0.97)	(0.93)	(0.97)	(0.97)	(0.95)	(0.94)	(0.98)	(0.91)	(0.89)	(0.91)	(0.93)

## 5. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στην εργασία αυτή εξετάσαμε την ικανότητα συγκεκριμένων χρηματοοικονομικών μεταβλητών να προβλέψουν τις πραγματικές αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) και εντός και εκτός δείγματος.

Εφαρμόσαμε τη μεθοδολογία των Rapach και Wohar (2006) και εξετάσαμε την εντός και εκτός δείγματος προβλεπτικότητα των μεταβλητών για τις αποδόσεις. Η εντός δείγματος προβλεπτική ικανότητα εξετάστηκε μέσα από τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή παλινδρόμησης σε ένα προβλεπτικό μοντέλο παλινδρόμησης χρησιμοποιώντας εμπειρικές κριτικές τιμές. Για την εκτός δείγματος προβλεπτική ικανότητα των υπό εξέταση μεταβλητών συγκρίναμε τις προβλέψεις από ένα μοντέλο με σταθερές αποδόσεις με τις προβλέψεις ενός μοντέλου που περιλαμβάνει μια από τις μεταβλητές κάθε φορά. Τα τεστ που χρησιμοποιήσαμε για την στατιστική σημαντικότητα των προβλέψεων είναι τα παρακάτω: Το πρώτο τεστ είναι το τεστ του McCracken (2004) το οποίο ελέγχει για ίση προβλεπτική ικανότητα ανάμεσα στα δύο μοντέλα. Το δεύτερο τεστ αναπτύχθηκε από τους Clark and McCracken (2001) και έχει σχεδιαστεί για να ελέγχει για επικάλυψη πρόβλεψης (forecast encompassing). Επίσης πήραμε εμπειρικές κριτικές τιμές για τα ανωτέρω τεστ.

Χρησιμοποιήσαμε μηνιαία στοιχεία για το δείκτη του ΧΑΑ (aggregate datastream-calculated) για την περίοδο 1990:1 έως 2007:11 και υπολογίσαμε τις αποδόσεις. Οι χρηματοοικονομικές μεταβλητές που χρησιμοποιούμε προτείνονται στη βιβλιογραφία και είναι οι εξής: η μερισματική απόδοση (dividend-price ratio), ο λόγος τιμής προς κέρδη (price-earnings ratio), ο λόγος αποπληρωμής κερδών (dividend-payout ratio), ο λόγος λογιστικής τιμής προς αγοραία αξία (book to market ratio), η διαφορά μεταξύ μακροχρόνιων αποδόσεων και βραχυχρόνιων αποδόσεων ομολόγων (term spread on bonds) και τα βραχυχρόνια επιτόκια. Η επιλογή των ανωτέρω μεταβλητών βασίστηκε στη διαθεσιμότητα των στοιχείων. Λόγω μη διαθεσιμότητας στοιχείων για την Ελλάδα για την υπό εξέταση περίοδο και με δεδομένη την πορεία σύγκλισης

με την ευρωζώνη, για τις μεταβλητές term spread και βραχυχρόνια επιτόκια χρησιμοποιούμε τις αντίστοιχες μεταβλητές της ευρωζώνης.

Τα αποτελέσματά μας σχετικά με την προβλεπτικότητα εντός δείγματος δείχνουν ότι η μερισματική απόδοση και ο λόγος αποπληρωμής κερδών μπορούν να βοηθήσουν στην πρόβλεψη των αποδόσεων για χρονικούς ορίζοντες κυρίως μεγαλύτερους από 12 και 5 μήνες αντίστοιχα. Αντιθέτως, τα βραχυχρόνια επιτόκια, ο λόγος λογιστικής προς αγοραία αξία και ο λόγος τιμής προς κέρδη δεν παρουσιάζουν ικανότητα πρόβλεψης εντός δείγματος. Η ικανότητα του term spread εμφανίζεται σε διάφορους ορίζοντες αλλά κυρίως από 1-4 μήνες και 33-36 μήνες.

Σχετικά με την εκτός δείγματος προβλεπτικότητα, η μερισματική απόδοση αποδεικνύεται χρήσιμη μεταβλητή στην πρόβλεψη των αποδόσεων σε χρονικούς ορίζοντες μεγαλύτερους του ενός έτους. Αντίστοιχη συμπεριφορά παρουσιάζει και ο λόγος τιμής προς κέρδη για ορίζοντες μεγαλύτερους των 2.5 ετών, ο λόγος λογιστικής προς αγοραία αξία για ορίζοντες μεγαλύτερους των 2 ετών και τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια της ευρωζώνης για ορίζοντες μεγαλύτερους του ενός έτους και μικρότερους των 1.5 ετών. Πολύ μικρή και βραχυπρόθεσμη ικανότητα (1 με 4 μήνες) εμφανίζει το term spread, ενώ ο λόγος αποπληρωμής κερδών δεν δείχνει να έχει προβλεπτική ικανότητα.

Γενικά τα αποτελέσματά μας είναι συμβατά με τα αντίστοιχα της βιβλιογραφίας για άλλες χώρες υπό την προϋπόθεση ότι η προβλεπτική ικανότητα μεταβλητών για τις αποδόσεις των μετοχών είναι κυρίως μακροπρόθεσμη και αφορά ορίζοντες μεγαλύτερους του ενός έτους. Επιπλέον, η συμπεριφορά των μεταβλητών και η προβλεπτική τους ικανότητα διαφέρει από ορίζοντα σε ορίζοντα και χώρα σε χώρα.

Η παραπάνω ανάλυση θα μπορούσε να επεκταθεί και να συμπεριλάβει κλαδικούς δείκτες και περισσότερες χρηματοοικονομικές και μακροοικονομικές μεταβλητές. Θα μπορούσε επίσης να καλύψει χώρες της ευρωζώνης για τις οποίες δεν έχει γίνει αντίστοιχη μελέτη.



## BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Ang, A., Bekaert, G., 2001. Stock return predictability: is it there? Working Paper No. 8207, National Bureau of Economic Research.
- Bossaerts, P., Hillion, P., 1999. Implementing statistical criteria to select return forecasting models: what do we learn? *Review of Financial Studies* 12, 405-428.
- Campbell, J.Y., 1987. Stock returns and the term structure. *Journal of Financial Economics* 18, 373- 399.
- Campbell, J.Y., Shiller, R.J., 1988a. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of Financial Studies* 1, 195-228.
- Campbell, J.Y., Shiller, R.J., 1988b. Stock prices, earnings, and expected dividends. *Journal of Finance* 43, 661- 676.
- Campbell, J.Y., Shiller, R.J., 1998. Valuation ratios and the long-run stock market outlook. *Journal of Portfolio Management*, 11 - 26 (Winter).
- Clark, T.E., McCracken, M.W., 2001. Tests of equal forecast accuracy and encompassing for nested models. *Journal of Econometrics* 105, 85- 110.
- Clark, T.E., McCracken, M.W., 2004. Evaluating long-horizon forecasts, Manuscript, University of Missouri at Columbia.
- Diebold, F.X., Mariano, R.S., 1995. Comparing predictive accuracy. *Journal of Economics and Business Statistics* 13, 253-263.
- Fama, E.F., French, K.R., 1988. Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics* 22, 3 - 25.
- Fama, E.F., French, K.R., 1989. Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 25, 23- 49.
- Goetzmann, W.N., Jorion, P., 1993. Testing the predictive power of dividend yields. *Journal of Finance* 48, 663- 679.
- Goyal, A., Welch, I., 2003. Predicting the equity premium with dividend ratios. *Management Science* 49, 639-654.
- Harvey, D.I., Leybourne, S.J., Newbold, P., 1998. Tests for forecast encompassing. *Journal of Business and Economic Statistics* 16, 254-259.
- Hodrick, R.J., 1992. Dividend yields and expected stock returns: alternative procedures for inference and measurement. *Review of Financial Studies* 5, 357-386.
- Kilian, L., 1999. Exchange rates and monetary fundamentals: what do we learn from long-horizon regressions? *Journal of Applied Econometrics* 14, 491- 510.
- Kirby, C., 1997. Measuring the predictable variation in stock and bond returns. *Review of Financial Studies* 10, 579-630.

- Kothari, S.P., Shanken, J., 1997. Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: a time series analysis. *Journal of Financial Economics* 44, 169-203.
- Lamont, O., 1998. Earnings and expected returns. *Journal of Finance* 53, 1563- 1587.
- Mankiw, N.G., Shapiro, M.D., 1986. Do we reject too often? *Economics Letters* 20, 139-145.
- Mark, N.C., 1995. Exchange rates and fundamentals: evidence on long-horizon predictability. *American Economic Review* 85, 201-218.
- McCracken, M.W., 2004. Asymptotics for out-of-sample tests of Granger causality. Manuscript, University of Missouri at Columbia.
- Nelson, C.R., Kim, M.J., 1993. Predictable stock returns: the role of small sample bias. *Journal of Finance* 48, 641- 661.
- Newey, W., West, K.D., 1987. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55, 703-708.
- Pontiff, J., Schall, L.D., 1998. Book-to-market ratios as predictors of market returns. *Journal of Financial Economics* 49, 141-160.
- Rapach, D. E., & Wohar, M. E., 2006. In-sample vs out-of-sample tests of stock return predictability in the context of data mining. *Journal of Empirical Finance*, 13, 231-247.
- Richardson, M., Stock, J.H., 1989. Drawing inferences from statistics based on multiyear asset returns. *Journal of Financial Economics* 25, 323-348.
- Rozeff, M., 1984. Dividend yields are equity risk premiums. *Journal of Portfolio Management* 11, 68- 75.
- Stambaugh, R.F., 1986. Biases in regressions with lagged stochastic regressors, Working Paper No. 156, Graduate School of Business, University of Chicago.
- Stambaugh, R.F., 1999. Predictive regressions. *Journal of Financial Economics* 54, 375-421.
- West, K.D., 1996. Asymptotic inference about predictive ability. *Econometrica* 64, 1067-1084.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΡΑΙΑ

**ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ**

## Παράρτημα Α. Δεδομένα - Πηγές

**Πίνακας Α1:** Ονόματα και κωδικοί σειρών

Σειρά	Όνομα	Κωδικός
Total Return Index	GREECE-DS Market - TOT RETURN IND	TOTMKGR(RI)
Consumer Price Index	GR CPI NADJ	GRCP....F
Price/Book Ratio	GREECE-DS Market - PRICE/BOOK RATIO	TOTMKGR(BP)
Dividend/Price Ratio	GREECE-DS Market - DIVIDEND YIELD	TOTMKGR(DY)
Price Earnings Ratio	GREECE-DS Market - PER	TOTMKGR(PE)
Short Term Interest Rate	Euro Area 3 Month Money Market Rate	irt_st_m mat_m03
Long Term Interest Rate	Euro Area 10 Year Government Bond Yield	irt_lt_gby10_m mat_y10
Term Spread	Long Term - Short Term	

## Παράρτημα Β. Μετασχηματισμός Δεδομένων

### DATA

pi=price index

mi=market index

dy=dividend yield/100

pe=price to earnings ratio

pb=price to book ratio

bm=book to market ratio=1/pb

pa=payout ratio= div/earnings=dy\*pe

rmi=real market index=market index/adjusted cpi\*100

ret%=log real returns =return real market index\*100

ldy=log dividend yield

lpe=log price to earnings

lbm=log book to market

lpa=log payout ratio

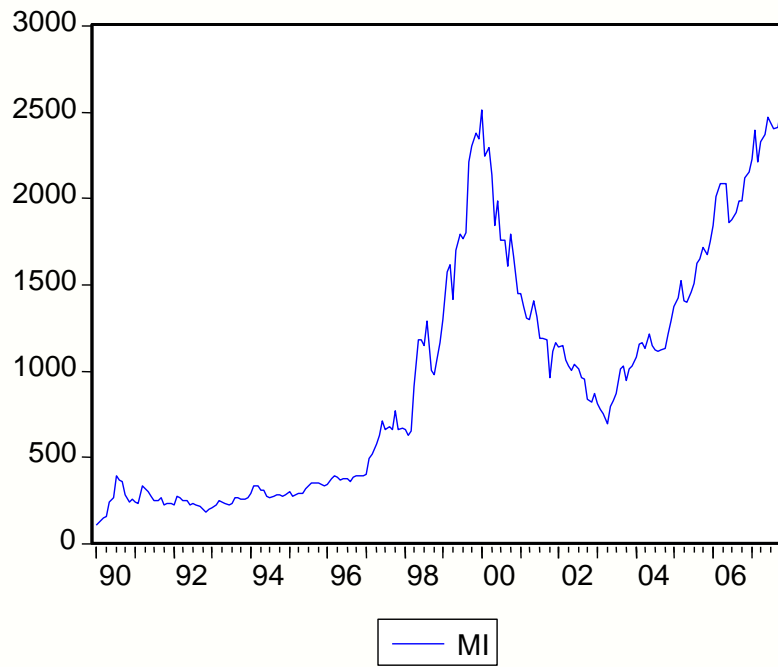
short= 3 month euro area money market interest rate

long= 10 year government bond yield

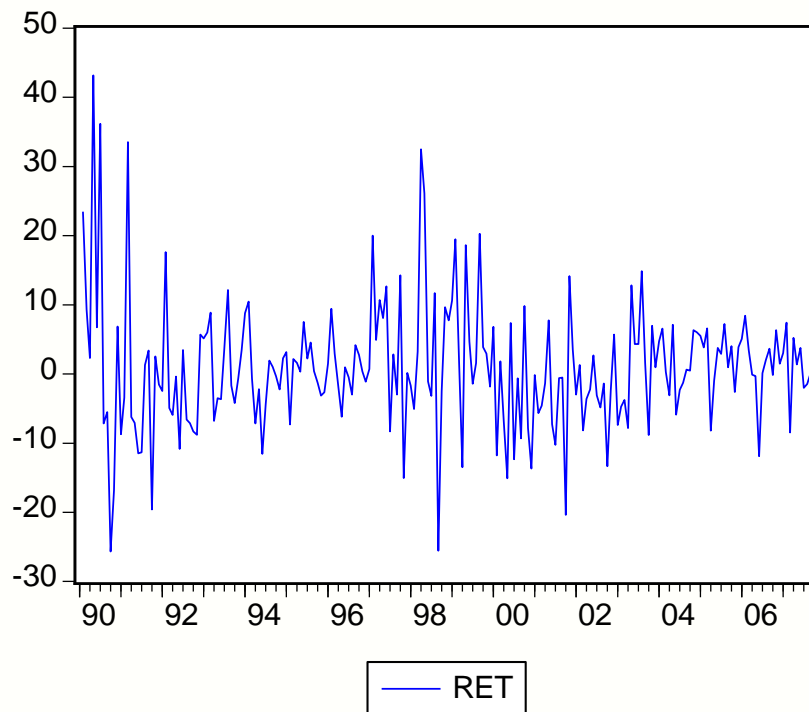
ts=term spread=long-short

Παράρτημα Γ.Γραφήματα σειρών

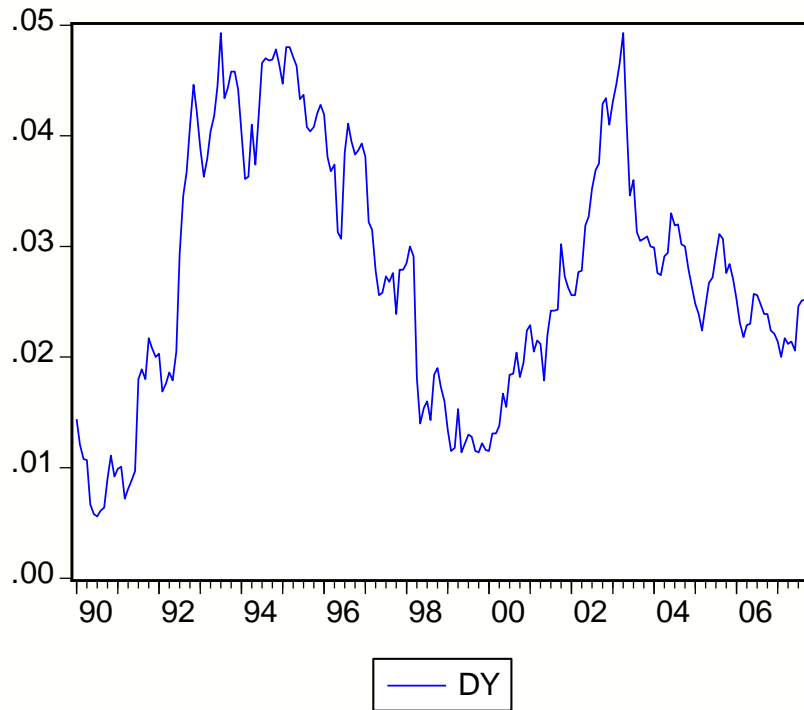
Γ1: MARKET INDEX 02/90- 11/07



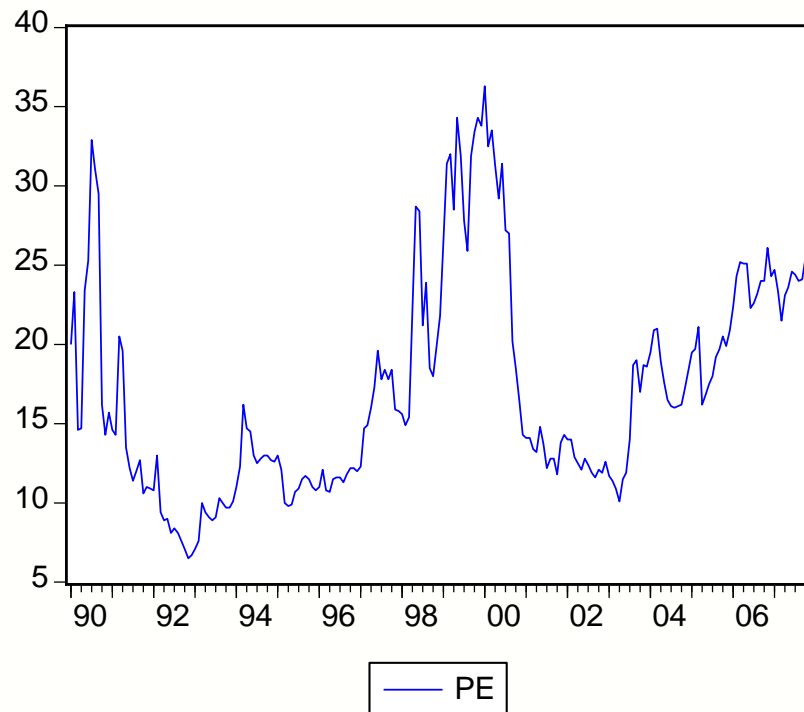
Γ2: RETURNS 02/90- 11/07



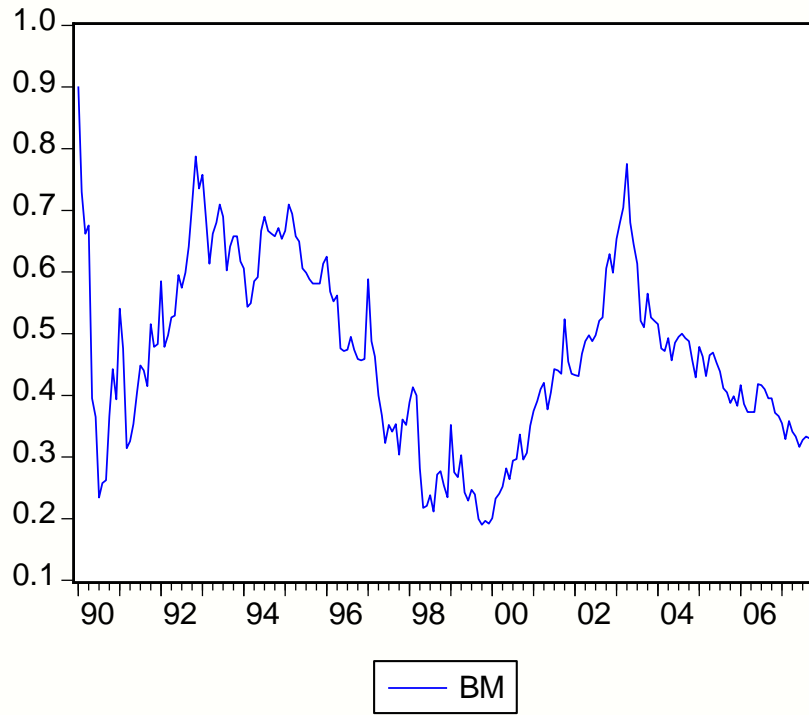
Γ3: DIVIDEND YIELD 02/90- 11/07



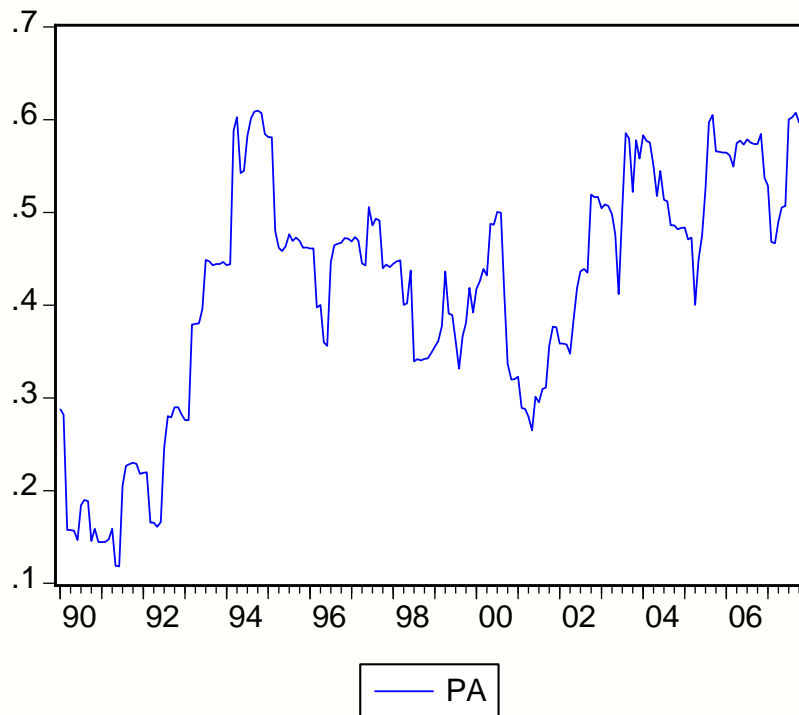
Γ4: PRICE TO EARNINGS RATIO 02/90- 11/07



Γ5: BOOK TO MARKET 02/90- 11/07

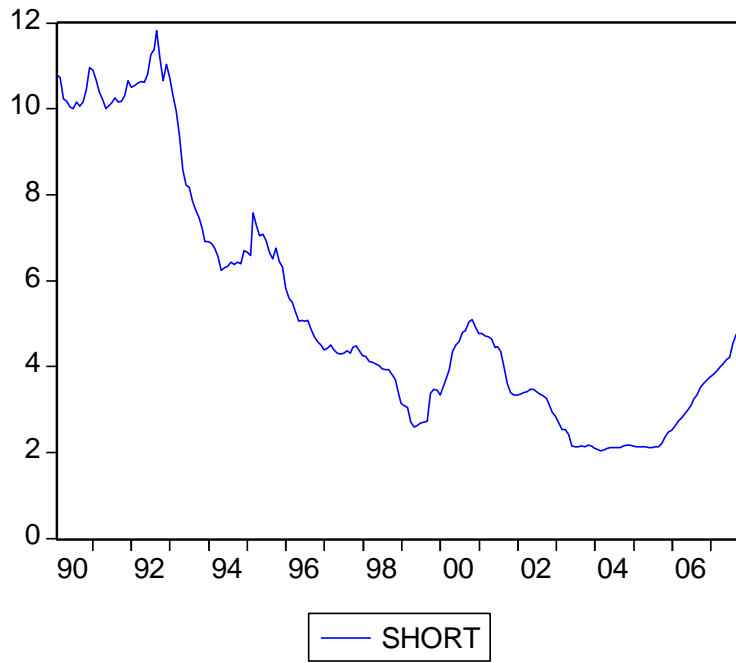


Γ6: PAYOUT RATIO 02/90- 11/07

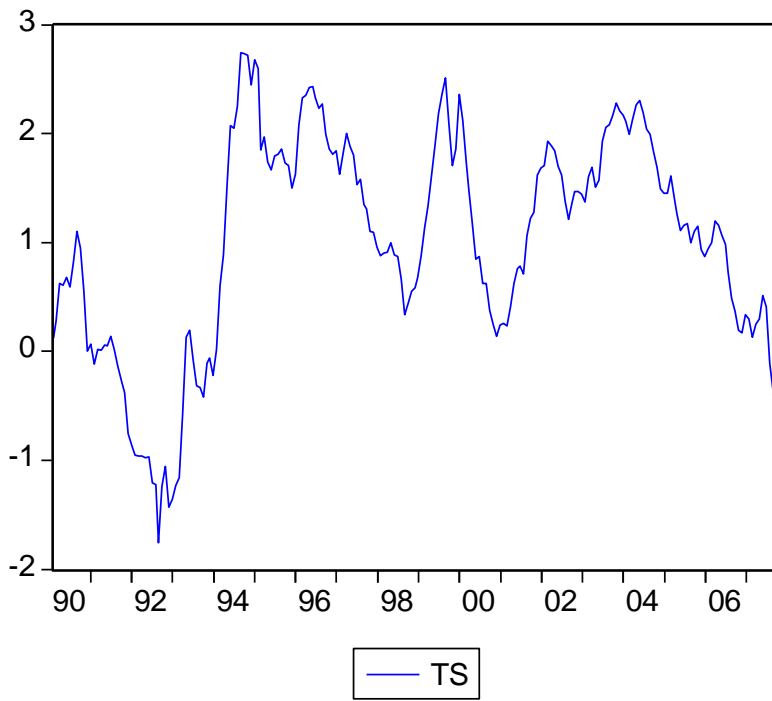




Γ7: SHORT TERM 02/90- 11/07

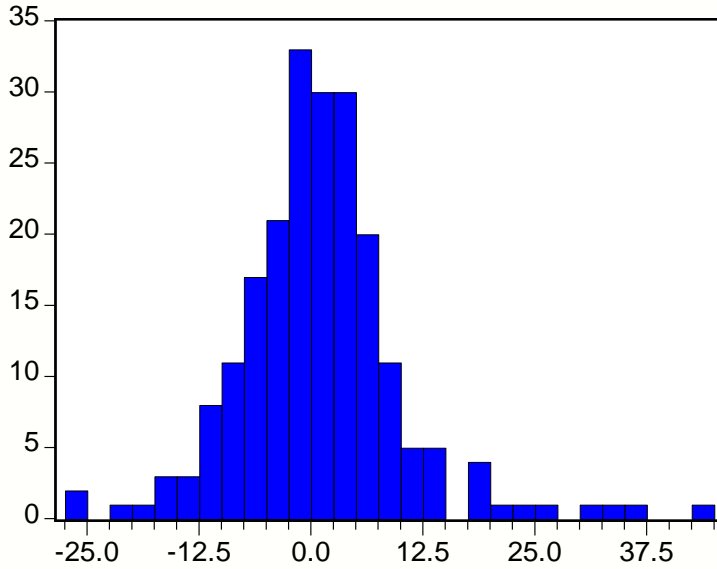


Γ8: TERM SPREAD 02/90- 11/07



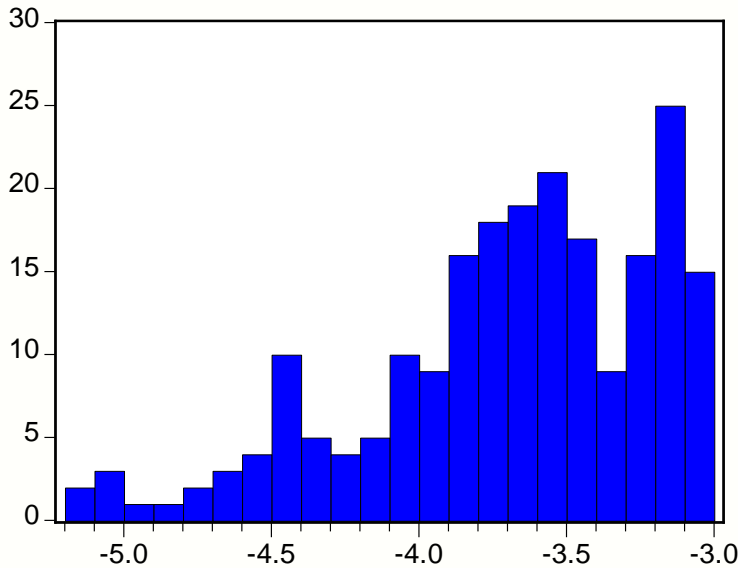
**Παράρτημα Δ. Περιγραφικά στατιστικά σειρών**

**RETURNS 02/90- 11/07**



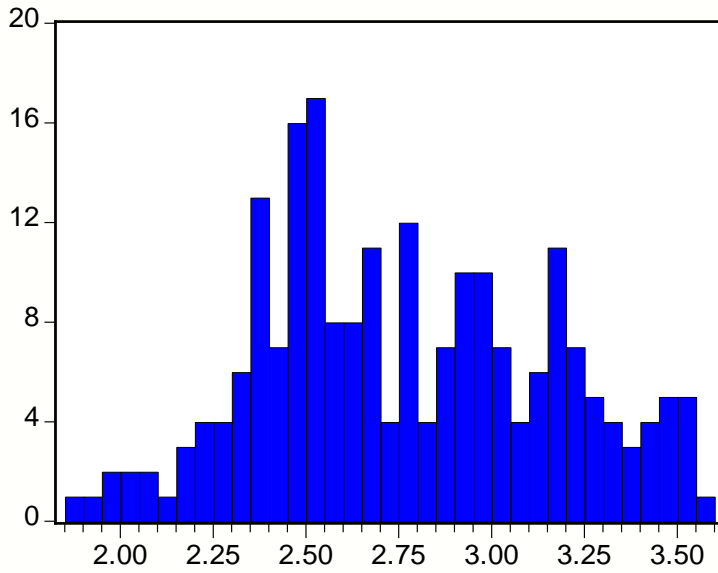
Series: RET	
Sample 1989:12 2007:11	
Observations 212	
Mean	0.909646
Median	0.390250
Maximum	43.16174
Minimum	-25.67572
Std. Dev.	9.297226
Skewness	0.928351
Kurtosis	6.637513
Jarque-Bera	147.3298
Probability	0.000000

**DIVIDEND YIELD 02/90- 11/07**



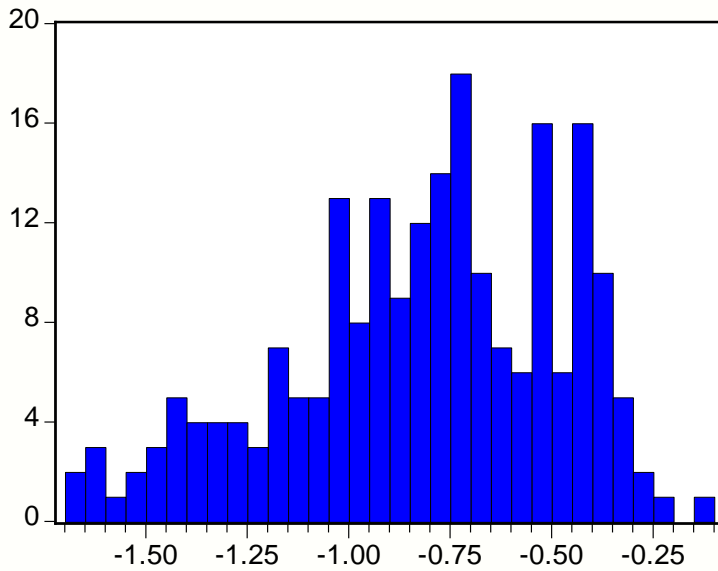
Series: LDY	
Sample 1989:12 2007:11	
Observations 215	
Mean	-3.700479
Median	-3.619353
Maximum	-3.009831
Minimum	-5.184989
Std. Dev.	0.492664
Skewness	-0.821517
Kurtosis	3.214367
Jarque-Bera	24.59525
Probability	0.000005

PRICE / EARNINGS 02/90- 11/07



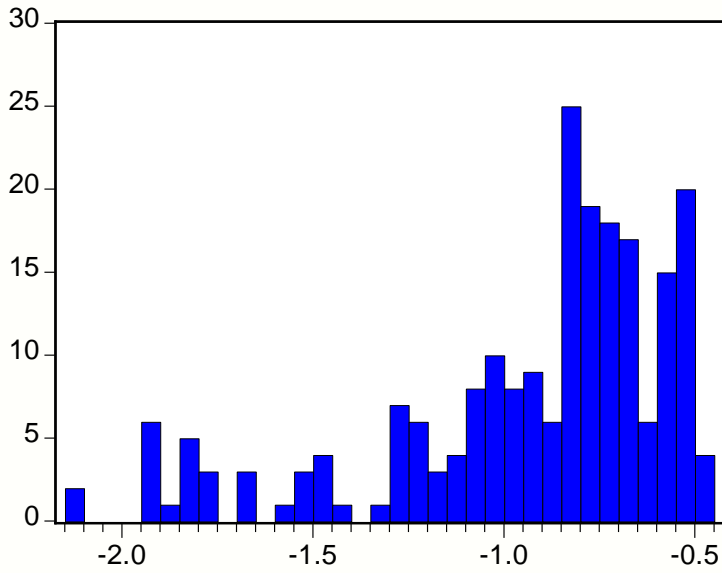
Series: LPE	
Sample 1989:12 2007:11	
Observations 215	
Mean	2.765914
Median	2.701361
Maximum	3.591818
Minimum	1.871802
Std. Dev.	0.389444
Skewness	0.147084
Kurtosis	2.260261
Jarque-Bera	5.677331
Probability	0.058504

BOOK TO MARKET 02/90- 11/07



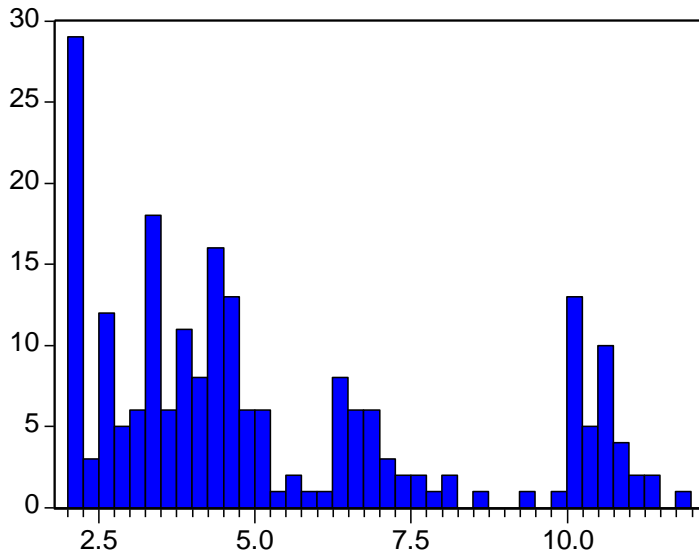
Series: LBM	
Sample 1989:12 2007:11	
Observations 215	
Mean	-0.822839
Median	-0.783902
Maximum	-0.104360
Minimum	-1.658228
Std. Dev.	0.337390
Skewness	-0.453496
Kurtosis	2.564489
Jarque-Bera	9.068558
Probability	0.010735

PAY OUT RATIO 02/90- 11/07



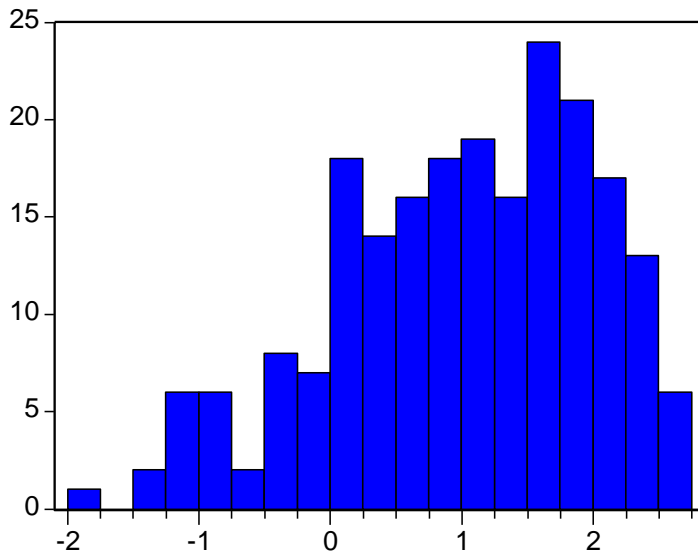
Series: LPA	
Sample 1989:12 2007:11	
Observations 215	
Mean	-0.934565
Median	-0.810580
Maximum	-0.494788
Minimum	-2.134193
Std. Dev.	0.387022
Skewness	-1.289160
Kurtosis	3.944715
Jarque-Bera	67.54783
Probability	0.000000

SHORT TERM 02/90- 11/07



Series: SHORT	
Sample 1990:02 2007:11	
Observations 214	
Mean	5.301402
Median	4.380000
Maximum	11.82000
Minimum	2.030000
Std. Dev.	2.870671
Skewness	0.834959
Kurtosis	2.398550
Jarque-Bera	28.09078
Probability	0.000001

TERM SPREAD 02/90- 11/07



Series: TS  
Sample 1990:02 2007:11  
Observations 214

Mean 1.004439  
Median 1.105000  
Maximum 2.740000  
Minimum -1.760000  
Std. Dev. 0.999551  
Skewness -0.519054  
Kurtosis 2.605292

Jarque-Bera 10.99838  
Probability 0.004090

FAVORABLE

## Παράρτημα Ε.

Κώδικας σε Gauss διαθέσιμος από <http://pages.slu.edu/faculty/rarachde>  
και κατάλληλα προσαρμοσμένος για τις ανάγκες της εργασίας.

```
output file=c:\gauss\returns2\lbn.out reset;
load data[212,5]=c:\gauss\returns2\vas.txt;
ny=rows(data);
r=data[.,1];
z=(data[.,4]);
"book to market ratio"?;
rr=106;
k=1;
kmax=36;
su=100;
reps=1000;
do until k>kmax;
  {bk,tstat,r2,theilsu,mset,msef,encnt,encnew}=inout(r,z,k,rr);
  tboot=zeros(reps,1);
  tuboot=zeros(reps,1);
  msetboot=zeros(reps,1);
  msefboot=zeros(reps,1);
  encntboot=zeros(reps,1);
  encnboot=zeros(reps,1);
  iter=1;
  do until iter>reps;
    {rstar,zstar}=markboot(r,z,su);
    {xx,tboot[iter],xxx,tuboot[iter],msetboot[iter],msefboot[iter],encntboot[iter],
    encnboot[iter]}=inout(rstar,zstar,k,rr);
    iter=iter+1;
  endo;
  tboot=sortc(tboot,1);
  tuboot=sortc(tuboot,1);
  msetboot=sortc(msetboot,1);
  msefboot=sortc(msefboot,1);
  encntboot=sortc(encntboot,1);
  encnboot=sortc(encnboot,1);
  tcriter=dummy(tboot,tstat);
  tucriter=dummy(tuboot,theilsu);
  msetcriter=dummy(msetboot,mset);
  msefcriter=dummy(msefboot,msef);
  encntcriter=dummy(encntboot,encnt);
  encncriter=dummy(encnboot,encnew);
  tpval=sumc(tcriter[.,2])/rows(tboot);
  tupval=sumc(tucriter[.,1])/rows(tuboot);
  msetpval=sumc(msetcriter[.,2])/rows(msetboot);
  msefpval=sumc(msefcriter[.,2])/rows(msefboot);
  encntpval=sumc(encntcriter[.,2])/rows(encntboot);
  encnpval=sumc(encncriter[.,2])/rows(encnboot);
  "Horizon      = " k;?;
  "****In-sample****"?;
  "Slope coefficient = " bk;
  "t-statistic   = " tstat-tpval;
  "R-squared     = " r2;?;
  "****Out-of-sample****"?;
  "Theil's U    = " theilsu~tupval;
  "MSE-T        = " mset~msetpval;
  "MSE-F        = " msef~msefpval;
```

```

"ENC-T      = " enct~enctpval;
"ENC-NEW    = " encnew~encnpval?;
k=k+1;
endo;

```

```
/* Procedure Definition Area */
```

```

/***** PROC VARLAGS *****/
** last update: 5 Dec 95   previous: 15 June 94
** AUTHOR
**   Alan G. Isaac
** FORMAT
**   {x,xlags} = varlags(var,lags)
** INPUT
**   var - T x K matrix
**   lags - scalar, number of lags of var (a positive integer)
** OUTPUT
**   x - (T - lags) x K matrix, the last T-lags rows of var
**   xlags - (T - lags) x lags*cols(var) matrix,
**           being the 1st through lags-th
**           values of var corresponding to the values in x
**           i.e, the appropriate rows of x(-1)~x(-2)~etc.
** GLOBAL VARIABLES: none
*****/

```

```

proc(2)=varlags(var,lags);
  local xlags;
  xlags = shiftr((ones(1,lags) .* var)',seqa(1-lags,1,lags)
                .* ones(cols(var),1),miss(0,0)');
  retp(trimr(var,lags,0),trimr(xlags,0,lags));
endp;

```

```

/*****
PROC: AIC_LAG

```

The procedure selects the VAR lag order (p0) using the AIC, considering a maximum lag order of p. The procedure calls the procedure VARLAGS (provided above).

Format: p0=aic\_lag(z,p)

Inputs

z = data matrix (z\_1~z\_2~...~z\_M),  
 where z\_i is a column vector of observations for the ith endogenous variable  
 p = maximum VAR lag order

Output

p0 = VAR lag order selected using the AIC

```

*****/
proc(1)=aic_lag(z,p);
  local y,M,ylags,T,i,X,j,b,e,sig,AIC,p0;
  AIC=zeros(p,1);
  y=z;
  M=cols(z);
  {y,ylags}=varlags(y,p);
  T=rows(y);
  i=1;

```

```

do until i>p;
  X=ylags[.,1:i*M]-ones(T,1);
  j=(cols(X)-1)/M;
  b=y/X;
  e=y-X*b;
  sig=e'e/T;
  AIC[i,]=ln(det(sig))+2*((M^2)*j+M)/T;
  i=i+1;
endo;
p0=minindc(AIC);
retp(p0);
endp;

```

```

/*****
PROC: INOUT

```

The procedure generates tests of in-sample and out-of-sample return predictability using the statistics in Clark and McCracken (2004). The tests are based on the regression:

$$\text{return}_k(t) = ak + bk*z(t) + u(t).$$

The procedure calls the procedure VARLAGS (provided above).

Format: {bk,tstat,r2,theilsu,mset,msef,enct,encnew}=inout(r,z,k,rr)

Input

r = one-period returns  
z = explanatory variable for returns  
k = forecast horizon (cumulative returns over k periods)  
rr = total in-sample observations for out-of-sample forecasts

Output

bk = OLS slope coefficient estimate for in-sample predictive regression  
tstat = t-statistic for bk  
r2 = R-squared for in-sample predictive regression  
tu = Theil's U statistic  
mset = MSE-T statistic  
msef = MSF-F statistic  
enct = ENC-T statistic  
encnew = ENC-NEW statistic

Reference

Todd Clark and Michael W. McCracken, "Evaluating Long-Horizon Forecasts," Manuscript (February 2004)

```

*****

```

```

proc(8)=inout(r,z,k,rr);
  local rk,iter,t,x,bk,u,s2,covbk,sebk,tstat,a,xu,omega,v,uu,uulags,
  xx,xlags,xu0,xuv,xuux,tss,ess,r2,p,x1,x2,u1,u2,b1,fc1,b2,fc2,mse1,
  rmse1,mse2,rmse2,theilsu,d,dbar,ddev,sdd,mset,gam,dd,ddlags,gamv,
  msef,c,cbar,cdev,scc,enct,cc,cclags,encnew;

```

```

/* In-sample predictive regression, k-period return */

```



```

r=r[2:rows(r)];
rk=zeros(rows(r)-(k-1),1);
iter=1;
do until iter>rows(rk);
    rk[iter]=sumc(r[iter:iter+(k-1)]);
    iter=iter+1;
endo;
t=rows(rk);
x=ones(t,1)~z[1:t,:];
bk=rk/x;
u=rk-x*bk;
if k==1;
    s2=u'u/(t-cols(x));
    covbk=s2*invpd(x'x);
    sebk=sqrt(diag(covbk));
    tstat=bk./sebk;
else;
    a=1.5*k;
    a=round(a);
    xu=u.*x;
    omega=xu'xu;
    v=1;
    do until v>a;
        {uu,uulags}=varlags(u,v);
        {xx,xxlags}=varlags(x,v);
        xu0=uu.*xx;
        xuv=uulags[.,v].*xxlags[.,v+v-1:v+v];
        xuux=xu0'xuv;
        omega=omega+(1-(v/(a+1)))^2*xu0'xuv;
        v=v+1;
    endo;
    covbk=invpd(x'x)*omega*invpd(x'x);
    sebk=sqrt(diag(covbk));
    tstat=bk./sebk;
endif;
tss=rk'rk-t*((meanc(rk))^2);
ess=bk'x'x*bk-t*((meanc(rk))^2);
r2=ess/tss;

/* Out-of-sample forecasts, recursive scheme */

p=t-rr;
x1=ones(t,1);
x2=ones(t,1)~z[1:t,:];
u1=zeros(p,1);
u2=zeros(p,1);
iter=0;
do until iter>p-1;
    b1=rk[1:rr+iter-(k-1),.]/x1[1:rr+iter-(k-1),.];
    fc1=x1[rr+iter+1,.]*b1;
    u1[iter+1,.]=rk[rr+iter+1,.]-fc1;
    b2=rk[1:rr+iter-(k-1),.]/x2[1:rr+iter-(k-1),.];
    fc2=x2[rr+iter+1,.]*b2;
    u2[iter+1,.]=rk[rr+iter+1,.]-fc2;
    iter=iter+1;
endo;
mse1=(1/p)*sumc(u1^2);
rmse1=sqrt(mse1);
mse2=(1/p)*sumc(u2^2);

```

```

rmse2=sqrt(mse2);
theilsu=rmse2/rmse1;
d=u1^2-u2^2;
dbar=meanc(d);
ddev=d-dbar;
if k==1;
  sdd=(1/p)*ddev'ddev;
  mset=sqrt(p)*dbar/sqrt(sdd);
else;
  a=1.5*k;
  a=round(a);
  gam=(1/p)*ddev'ddev;
  v=1;
  do until v>a;
    {dd,ddlags}=varlags(ddev,v);
    gamv=(1/p)*dd'ddlags[.,v];
    gam=gam+(1-(v/(a+1)))^2*gamv;
    v=v+1;
  endo;
  sdd=gam;
  mset=sqrt(p)*dbar/sqrt(sdd);
endif;
msef=p*dbar/mse2;
c=u1.*(u1-u2);
cbar=meanc(c);
cdev=c-cbar;
if k==1;
  scc=(1/p)*cdev'cdev;
  enct=sqrt(p)*cbar/sqrt(scc);
else;
  a=1.5*k;
  a=round(a);
  gam=(1/p)*cdev'cdev;
  v=1;
  do until v>a;
    {cc,cclags}=varlags(cdev,v);
    gamv=(1/p)*cc'cclags[.,v];
    gam=gam+(1-(v/(a+1)))^2*gamv;
    v=v+1;
  endo;
  scc=gam;
  enct=sqrt(p)*cbar/sqrt(scc);
endif;
encnew=p*cbar/mse2;
retp(bk[2],tstat[2],r2,theilsu,mset,msef,enct,encnew);
endp;

/*****
PROC: MARKBOOT

```

The procedure generates a sequence of psuedo-observations using the bootstrap described in Mark (1995, p. 207). It calls the procedures VARLAGS and AIC\_LAG (provided above). Note that the AIC is used to select the lag order for the z process (considering a maximum lag of 4), following the recommendation of Kilian (1999). Also note that the slope coefficients for z process are corrected for small-sample bias using the adjustment in Shaman and Stine (1988).

Format: {rstar,zstar}=markboot(r,z,su)

## Input

r = original data vector for r  
z = original data vector for z  
su = number of start-up transient observations

## Output

rstar = pseudo observations for r  
zstar = pseudo observations for z

## References

Lutz Kilian, "Exchange Rates and Monetary Fundamentals: What Do We Learn from Long-Horizon Regression?" *Journal of Applied Econometrics* 14 (1999): 491-510

Nelson Mark, "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability" *American Economic Review* 85 (1995): 201-218

Paul Shaman and Robert Stine, "The Bias of Autoregressive Coefficient Estimators," *Journal of the American Statistical Association* 83 (1988): 842-848

\*\*\*\*\*/

```
proc(2)=markboot(r,z,su);
  local p0,rlags,zlags,T,xr,br,xz,bz,ur,uz,U,bza,segment,iter,s,q,
  w,N,Ustar,c,rstar,zstar,i;
  p0=aic_lag(z,4);
  {r,rlags}=varlags(r,p0);
  {z,zlags}=varlags(z,p0);
  T=rows(r);
  xr=ones(T,1);
  br=r/xr;
  xz=zlags-ones(T,1);
  bz=z/xz;
  ur=r-xr*br;
  uz=z-xz*bz;
  U=ur-uz;
  bza=zeros(p0,1)|bz[p0+1];
  if p0==1;
    bza[1]=(T*bz[1]+1)/(T-3);
  elseif p0==2;
    bza[2]=(T*bz[2]+2)/(T-4);
    bza[1]=(T*bz[1]+1+bza[2])/(T-1);
  elseif p0==3;
    bza[3]=(T*bz[3]+1)/(T-5);
    bza[1]=(T*bz[1]+1+2*bza[3])/(T-1);
    bza[2]=(T*bz[2]+2-bza[1]+bza[3])/(T-4);
  elseif p0==4;
    bza[4]=(T*bz[4]+2)/(T-6);
    bza[1]=(T*bz[1]+1+bza[4])/(T-1);
    bza[3]=(T*bz[3]+1-2*bza[1]+bza[4])/(T-5);
    bza[2]=(T*bz[2]+2-bza[1]+bza[3]-2*bza[4])/(T-2);
  endif;
```

/\* Generating pseudo-disturbances \*/

segment=zeros(T,1); @ interval vector @

```

iter=1;           @ initializing @
do until iter>T; @ begin do loop @
    segment[iter,1]=iter*(1/T); @ creating intervals along (0,1] @
    iter=iter+1;     @ new iter @
enddo;           @ end do loop @
s=zeros(T+su+p0,1); @ integer draw vector @
q=1;           @ initializing @
do until q>T+su+p0; @ begin do loop @
    w=rndu(1,1);    @ draw uniform random # @
    N=1;           @ initializing @
    do until s[q,1]>0; @ begin do loop @
        if w<=segment[N,1]; @ assigning integer to uniform draw @
            s[q,1]=N; @ if draw <= Nth segment value, select @
        else; @ otherwise, go to next segment value @
            N=N+1; @ new N @
        endif; @ end if @
    enddo; @ end do loop @
    q=q+1; @ new q @
enddo; @ end do loop @
Ustar=zeros(T+su+p0,2); @ psuedo-disturbances @
c=1; @ initializing @
do until c>T+su+p0; @ begin do loop @
    w=s[c,1]; @ integer for cth obs @
    Ustar[c,:]=U[w,:]; @ pseudo-disturbance for cth obs @
    c=c+1; @ new c @
enddo; @ end do loop @
Ustar=Ustar-meanc(Ustar);

/* Building pseudo-sample */

rstar=zeros(T+su+p0,1); @ pseudo realizations @
zstar=zeros(T+su+p0,1);
i=p0+1; @ initializing @
do until i>T+su+p0; @ begin do loop @
    rstar[i,:]=br+Ustar[i,1]; @ generating obs @
    zstar[i,:]=bza[p0+1]+bza[1:p0]^i-zstar[i-1:i-p0]+Ustar[i,2];
    i=i+1; @ new i @
enddo; @ end do loop @
rstar=rstar[su+1:T+su+p0,:]; @ adjusting sample size @
zstar=zstar[su+1:T+su+p0,:];
retp(rstar,zstar);
endp;

```