ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ



ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS AND BUSINESS

ΣΧΟΛΗ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ & ΤΕΧΝΟΛΟΓΙΑΣ ΤΗΣ ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΑΣ

ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ

ΠΡΟΒΛΕΨΗ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΚΑΙ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΦΑΡΜΟΓΗ.

ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΣ Δ. ΜΠΑΤΣΟΣ

ΕΡΓΑΣΙΑ

Που υποβλήθηκε στο Τμήμα Στατιστικής
του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών
ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση
Μεταπτυχιακού Διπλώματος
Συμπληρωματικής Ειδίκευσης στη Στατιστική
Μερικής Παρακολούθησης (Part-time)

ΑΘΗΝΑ

ΙΟΥΛΙΟΣ 2019



ΑΦΙΕΡΩΣΗ

Στην οικογένειά μου και την κοπέλα μου.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ


ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Με την ολοκλήρωση της εργασίας θα ήθελα να ευχαριστήσω τον επιβλέποντα καθηγητή κ. Ιωάννη Βρόντο για τη βοήθεια του στην επιλογή θέματος και σύνταξης της παρούσας εργασίας. Η ορθή καθοδήγηση και η άμεση ανταπόκριση στα ερωτήματά μου, υπήρξαν πολύτιμοι αρωγοί για τη συγγραφή της παρούσας διπλωματικής.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ


ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ABSTRACT

Konstantinos Batsos

Predicting Stock Returns.
Bibliographic Overview and Empirical Application.

July 2017

It has been observed that the prices of assets are changing all the time constantly. We observe these changes most in the price of stocks, which are traded in stock market. The combination of predictors is used to produce better results than the univariate model. In this study we investigate methods which use macroeconomics and financial variables, and also use dummy variables in order to recognize an economic crisis. The subject of the current study is to find out which variables have predictive power in stock returns, using data for the period 1946:4 – 2017:4. In our study, we use many variables and run different tests conforming to the international literature.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ


ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Κωνσταντίνος Δ. Μπάτσος

ΠΡΟΒΛΕΨΙΜΟΤΗΤΑ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ

Ιούλιος 2019

Έχει παρατηρηθεί ότι οι τιμές των διαφόρων αξιογράφων στις κεφαλαιαγορές μεταβάλλονται συνεχώς. Εκεί που γίνεται εμφανέστερη αυτή η μεταβλητότητα είναι στους μετοχικούς τίτλους, που αποτελούν αντικείμενα διαπραγμάτευσης στα χρηματιστήρια. Ο συνδυασμός προβλέψεων συχνά χρησιμοποιείται για να παράγει καλύτερα αποτελέσματα από τις μεμονωμένες προβλέψεις. Στην παρούσα εργασία διερευνούμε μεθόδους οι οποίες χρησιμοποιούν μακροοικονομικές και χρηματοοικονομικές μεταβλητές, καθώς επίσης λαμβάνουμε υπόψη και ποιοτικές μεταβλητές, όπως η ύπαρξη οικονομικής κρίσης ή όχι. Σκοπός της εφαρμογής είναι να δούμε ποιες μεταβλητές έχουν προβλεπτική ικανότητα για τις αποδόσεις των μετοχών, χρησιμοποιώντας δεδομένα από το χρονικό διάστημα 1946:4 – 2017:4. Στην έρευνάς μας χρησιμοποιούμε αρκετές μεταβλητές και διεξάγουμε τους κατάλληλους διαγνωστικούς ελέγχους σύμφωνους με τη στατιστική μεθοδολογία.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ


ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ Σελίδα

ΕΙΣΑΓΩΓΗ .....
Κεφάλαιο 1. ΕΙΣΑΓΩΓΙΚΈΣ ΕΝΝΟΙΕΣ
1.1 Προϊόντα Κεφαλαιαγοράς..... 1
1.2 Μετοχές..... 1
1.3 Χρηματιστήριο Αξιών 2
1.4 Υπολογισμός του ποσοστού απόδοσης για την περίοδο διακράτησης μιας μετοχής..... 4
1.5 Σημασία της προβλεπτικότητας των μετοχών..... 5
1.6 Μορφές Αποτελεσματικότητας της Αγοράς 7
Κεφάλαιο 2. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΉ ΕΠΙΣΚΌΠΗΣΗ
2.1 The Fair-Game Model..... 10
2.2 The Random Walk Model 12
2.3 Παραδοσιακές Μελέτες στην Προβλεψιμότητα..... 14
2.4 Το ρίσκο της κατανάλωσης και η υπό συνθήκη κατανάλωση CAPM..... 17
2.5 Αρθρογραφία.....
2.5.1 Ang και Bekaert (2007): Stock Return Predictability: Is it There?..... 18
2.5.2 Cremers (2002) Stock return predictability A Bayesian model selection perspective (Review of Financial Studies)..... 20
2.5.3 Jonathan Lewellen (2004) Predicting returns with financial ratios 24
2.5.4 Ilia D. Dichev and Joseph D.Piotroski (2001): The long-run Stock Returns following Bond Ratings Changes..... 26
2.5.5 Lawrence R.Glosten, Ravi Jagannathan, and David E. Runkle(1993): On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks..... 28
2.5.6 Martin Lettau and Sydney Ludvigson (2001) : Consumption, Aggregate Wealth,and Expected Stock Returns..... 33
Κεφάλαιο 3. ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΜΕΛΕΤΗ .....
3.1 Δεδομένα 36
3.2 Περιγραφική στατιστική 39
3.3 Παρουσίαση Εμπειρικής Ανάλυσης..... 41
Κεφάλαιο 4. **ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ**..... 60
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ..... 61

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η πρόβλεψη των μετοχών έχει να κάνει με το άγνωστο, ένα σοκ αρκεί για να ταράξει τα ήρεμα νερά του κάθε χρηματιστηρίου. Αυτό το άγνωστο είναι που πάντα γοήτευε τον άνθρωπο, κάθε ανακάλυψη του ανθρώπινου είδους έχει ξεκινήσει με την αναζήτηση του άγνωστου. Η προβλεπτικότητα των μετοχών και η αξιοπιστία των οικείων προγνώσεων είναι πολύ δημοφιλής στους ερευνητές. Η παρούσα έρευνα αφορά στην επιλογή εκείνων των δεικτών που αποδίδουν τα βέλτιστα αποτελέσματα. Τα οφέλη από τη βελτίωση της ικανότητας πρόβλεψης είναι πολύ σημαντικά. Ακόμα και μια μικρή βελτίωση των αποτελεσμάτων της πρόβλεψης μπορεί να είναι πολύ κερδοφόρα για μία επιχείρηση. Η κατανόηση των κανόνων και συμπεριφορών που διέπουν μία οικονομία επιτρέπει την ορθή αντίληψη της εταιρικής πραγματικότητας και τη λήψη των κατάλληλων δράσεων.

Ως συνέπεια αυτών, η αποτελεσματική πρόβλεψη της πορείας των μετοχών συμβάλλει στην ασφαλέστερη απεικόνιση των δυνατοτήτων μίας επενδυτικής απόφασης από χρηματιστηριακές εταιρείες, ιδιώτες, επενδυτικές τράπεζες και άλλους χρηματοοικονομικούς οργανισμούς. Από το Fair Game Model ως το CAPM έχουν δημοσιευθεί αμέτρητες εργασίες, οι οποίες έχουν αμφισβητηθεί. Παρουσιάζονται όσο το δυνατότερο περισσότερες θεωρίες και μοντέλα, ώστε ο αναγνώστης να αποκτήσει μία σφαιρική άποψη για το θέμα της παρούσας εργασίας.

Η μελέτη χωρίζεται σε τέσσερα κεφάλαια: 1ο Εισαγωγικές έννοιες όπως μετοχές – αποδόσεις, μορφές αγοράς και μοντέλα αποτίμησης. 2ο Επισκόπηση της διεθνούς βιβλιογραφίας. 3ο Δεδομένα και Μεθοδολογία που περιγράφουν τη διαδικασία της ανάλυσής μας. 4ο Ευρήματα εμπειρικής μελέτης που παρουσιάζουν τα αποτελέσματα της έρευνάς μας και τέλος, συμπεράσματα.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΕΙΣΑΓΩΓΙΚΕΣ ΕΝΝΟΙΕΣ

1.1 Προϊόντα Κεφαλαιαγοράς

Η κεφαλαιαγορά αφορά χρηματοοικονομικές δραστηριότητες μακροπρόθεσμης διάρκειας. Τα βασικά προϊόντα της κεφαλαιαγοράς είναι τα ομόλογα και οι μετοχές. Η πρωτογενής αγορά (Primary Market) αφορά στις καινούριες εκδόσεις τίτλων και στοχεύει στη χρηματοδότηση των επιχειρήσεων. Η δευτερογενής αγορά (Secondary Market) αφορά στην αγοραπωλησία υπαρχόντων τίτλων και στοχεύει στη ρευστότητα του χρηματοοικονομικού συστήματος.

Τα πλεονεκτήματα της χρήσης των κεφαλαιαγορών από τις επιχειρήσεις, εντοπίζονται στη γρήγορη ανάπτυξη της επιχείρησης, στην έντονη διαφήμισή της, στον ευέλικτο λόγο Μετοχών/Χρέους και στη ρευστότητά της. Αντίθετα, τα μειονεκτήματα της χρήσης κεφαλαιαγορών από τις επιχειρήσεις, εντοπίζονται στη διαφάνεια για τα οικονομικά της επιχείρησης, στην πίεση πολλές φορές από τους επενδυτές για υψηλές αποδόσεις, αλλά και στον κίνδυνο εξαγοράς σε περιόδους χαμηλών αποτιμήσεων των τίτλων.

1.2 Μετοχές

Η μετοχή είναι επίσημος έγγραφος τίτλος, που αντιπροσωπεύει ένα μέρος ονομαστικού κεφαλαίου μιας επιχείρησης και συνεπώς, είναι τίτλος ιδιοκτησίας. Ο κάτοχός της μετέχει κατά αναλογία στα κέρδη, αλλά και στις ζημιές της επιχείρησης, και αν ρευστοποιηθεί, έχει κατά αναλογία δικαιώματα επί της υπολειμματικής αξίας της επιχείρησης. Ο μέτοχος συμμετέχει κατά αναλογία στη διοίκηση της επιχείρησης, καθώς και σε κάθε αύξηση του μετοχικού κεφαλαίου.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Οι μετοχές αυτές ονομάζονται κοινές (common stock ή equity), σε αντιδιαστολή με τις προνομιούχες, που ο κάτοχός τους έχει προτεραιότητα στη λήψη του πρώτου μερίσματος, στην υπολειμματική αξία σε περίπτωση ρευστοποίησης, αλλά στερείται ψήφου στις γενικές συνελεύσεις και δε συμμετέχει στη διανομή κερδών, όπως οι κοινές μετοχές.

Σε αυτό το σημείο, είναι αναγκαίο να αναφερθεί πως τα κέρδη, τα οποία δεν αποδίδονται στους μετόχους ως μερίσματα, δημοκρατούνται εντός της επιχείρησης και χρησιμοποιούνται είτε για την αγορά παγίων κεφαλαίων, είτε για την αποπληρωμή απαιτήσεων έναντι παγίων στοιχείων. Κατά συνέπεια, οι απαιτήσεις των κατόχων κοινών μετοχών έναντι των παγίων στοιχείων αυξάνονται, με απώτερο σκοπό την αύξηση της χρηματιστηριακής τιμής της μετοχής και κατά συνέπεια, τη δημιουργία υπεραξίας για τους μετόχους της.

Οι περισσότερες συναλλαγές μετοχών γίνονται στις δευτερογενείς αγορές, όπως είναι τα χρηματιστήρια.

1.3 Χρηματιστήριο Αξιών

Χρηματιστήριο είναι μια επίσημη, οργανωμένη και ελεγχόμενη αγορά κινητών αξιών, οι τιμές των οποίων προσδιορίζονται από τις δυνάμεις προσφοράς και ζήτησης. Το χρηματιστήριο είναι ο χώρος όπου συναντώνται οι αντίθετες προσδοκίες των επενδυτών για τη διαμόρφωση των τιμών των μετοχών, μια συγκεκριμένη χρονική στιγμή.

Πιο συγκεκριμένα, στην αγορά του χρηματιστηρίου πάντοτε υπάρχουν κάποιοι επενδυτές που πιστεύουν ότι η τιμή μιας μετοχής πρόκειται να υποχωρήσει και κάποιοι άλλοι που για διαφορετικούς λόγους πιστεύουν ότι η τιμή της ίδιας μετοχής πρόκειται να ανέλθει. Οι πρώτοι, προσπαθώντας να πουλήσουν τις μετοχές που κατέχουν, πιέζουν την τιμή της μετοχής πτωτικά, ενώ οι δεύτεροι προσπαθώντας να αγοράσουν, πιέζουν

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

την τιμή της μετοχής ανοδικά και με αυτόν τον τρόπο, διαμορφώνεται μια τιμή όπου η προσφορά και η ζήτηση ισορροπούν μια δεδομένη χρονική στιγμή.

Ο επενδυτής βλέπει το χρηματιστήριο ως μια εναλλακτική μορφή τοποθέτησης των χρημάτων που αποταμιεύει, με σκοπό την επιδίωξη ικανοποιητικής απόδοσης, υψηλότερης από αυτή που προσφέρουν επενδύσεις όπως οι τραπεζικές καταθέσεις και τα κρατικά ομόλογα. Όλες οι εντολές συναλλαγών εκτελούνται μέσω του Ολοκληρωμένου Αυτοματοποιημένου Συστήματος Ηλεκτρονικών Συναλλαγών (ΟΑΣΗΣ) κατά τις ώρες διεξαγωγής των συναλλαγών, που προσδιορίζονται με απόφαση του Διοικητικού Συμβουλίου του χρηματιστηρίου. Οι εντολές εισάγονται στο ΟΑΣΗΣ από τα τερματικά των μελών του Χρηματιστηρίου, τα οποία είναι Ανώνυμες Χρηματιστηριακές Εταιρείες (ΑΧΕ) και τράπεζες.

Όλες οι εντολές που εισάγονται στο ΟΑΣΗΣ πριν την έναρξη της κύριας φάσης της συνεδρίασης (προσυνεδρίαση) συμμετέχουν στη διαμόρφωση της τιμής ανοίγματος. Αν για μια μετοχή δεν υπάρχουν εντολές με όριο τιμής, τότε η τιμή ανοίγματος της συγκεκριμένης μετοχής είναι ίδια με την τιμή κλεισίματος της προηγούμενης ημέρας, κατάλληλα προσαρμοσμένη για τυχόν εταιρικές πράξεις.

Το κριτήριο που χρησιμοποιείται για τον προσδιορισμό της τιμής ανοίγματος είναι η μεγιστοποίηση του όγκου των συναλλαγών, που ουσιαστικά προσδιορίζει και το σημείο βέλτιστης ισορροπίας μεταξύ προσφοράς και ζήτησης για κάθε αξιόγραφο, τη δεδομένη αυτή χρονική στιγμή. Κατά τη διάρκεια των συναλλαγών, οι εντολές συνδυάζονται με βάση την τιμή (η εντολή αγοράς με την μεγαλύτερη τιμή συνδυάζεται με την εντολή πώλησης με τη χαμηλότερη τιμή) και το χρόνο εισαγωγής τους στο ΟΑΣΗΣ.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

1.4 Υπολογισμός του ποσοστού απόδοσης για την περίοδο διακράτησης μιας μετοχής

Το ποσοστό απόδοσης μια μετοχής είναι το μέτρο της προσόδου την οποία έχει φέρει, κατά τη διάρκεια μιας δεδομένης περιόδου. Αν θεωρήσουμε ότι δεν υπάρχει μεταβολή στο κεφάλαιο και ότι δεν υπάρχει επίσης πληρωμή μερίσματος κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου t, το ποσοστό απόδοσης μιας μετοχής υπολογίζεται ως ακολούθως:

Η σχετική μεταβολή της αξίας της μετοχής HPR (απόδοση, Holding Period Return) για περίοδο διακράτησης από t-1 έως t, είναι $HPR = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ και η ποσοστιαία απόδοση είναι:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad \acute{\eta} \quad R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$$

όπου P_t, P_{t-1} αντιπροσωπεύουν αντίστοιχα τις τιμές της μετοχής στο τέλος της περιόδου t και t-1.

Τα πράγματα όμως γίνονται πιο σύνθετα όταν ένα μέρισμα πληρώνεται στη διάρκεια της περιόδου t. Θεωρούμε προς στιγμήν ότι το μέρισμα πληρώνεται στο τέλος της περιόδου t. Τότε η απόδοση της μετοχής θα ισούται με:

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

όπου D_t είναι το μέρισμα το οποίο πληρώθηκε κατά τη διάρκεια της περιόδου.

Το μέρισμα όμως δεν πληρώνεται πάντα στο τέλος της περιόδου t, αλλά εντός της περιόδου. Σ' αυτήν την περίπτωση διαιρούμε την περίοδο σε

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

δύο υποπεριόδους. Η πρώτη ξεκινάει από τη στιγμή t-1 και φθάνει μέχρι τη μέρα που αποκόπτεται το μέρισμα, ενώ η δεύτερη ξεκινάει από τη στιγμή μετά την αποκοπή του μερίσματος D_t και φθάνει μέχρι το τέλος της περιόδου t. Για τον υπολογισμό της απόδοσης παραδεχόμαστε ότι πρώτον, τα μερίσματα επανεπενδύονται και δεύτερον, αυτή η επανεπένδυση γίνεται χωρίς έξοδα.

Υπολογίζουμε την απόδοση $1+R_t$ για την πρώτη υποπερίοδο με τον παραπάνω τύπο που είναι ορθός, γιατί το μέρισμα πληρώθηκε την τελευταία ημέρα της υποπεριόδου:

$$1+R_1=\frac{P_{xm}+D_t}{P_{t-1}}$$

Στη δεύτερη υποπερίοδο δεν υπάρχει μέρισμα, και η απόδοση υπολογίζεται με τον τύπο: $1+R_2=\frac{P_t}{P_{xm}}$

Πολλαπλασιάζοντας κατόπιν το $(1+R_1)$ με το $(1+R_2)$ και αφαιρώντας τη μονάδα, βρίσκουμε την ποσοστιαία απόδοση R_t της περιόδου t:

$$R_t=\left(\frac{P_{xm}+D_t}{P_{t-1}}\cdot\frac{P_t}{P_{xm}}\right)-1$$

όπου P_{xm}, είναι η τιμή κλεισίματος της πρώτης ημέρας μετά την αποκοπή του μερίσματος.

1.5 Σημασία της προβλεπτικότητας των μετοχών

Το αν μπορεί κάποιος να προβλέψει τις τιμές των μετοχών του Χρηματιστηρίου έχει εγείρει πολλές συζητήσεις στην επιστημονική κοινότητα και στη χρηματιστηριακή αγορά, αποτελώντας αντικείμενο εκτενών μελετών της διεθνούς βιβλιογραφίας. Η τεχνική ανάλυση των

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

παραγόντων που διαμορφώνουν την τιμή μίας μετοχής και ο προβληματισμός για την ποιοτική και ποσοτική σύνθεσή τους, εντείνουν τις έρευνες προς την αναζήτηση των αρτιότερων απαντήσεων. Στα πλαίσια αυτά, επιδιώκεται μια επεξήγηση της αιτιώδους συνάφειας μεταξύ των παρελθουσών τιμών των μετοχών και της πρόβλεψης των μελλοντικών, διά μέσω της εφαρμογής και αξιοποίησης ορισμένων δεικτών, που έχουν προταθεί κατά τις τελευταίες δεκαετίες.

Η κατανόηση της μεταβλητότητας των τιμών και της ικανότητας πρόβλεψής τους, σαφώς διαδραματίζει έναν εξέχοντα ρόλο στη λειτουργία μίας οικονομίας. Τούτο συμβαίνει διότι συμβάλλει στην ακριβέστερη αποτίμηση ενός χαρτοφυλακίου ή μίας επιχείρησης και στην εξαγωγή ασφαλέστερων συμπερασμάτων για την αξίας μίας επενδυτικής κίνησης. Η δυνατότητα της πρόβλεψης των μετοχών αντανακλά το επίπεδο προσαρμοστικότητας και εύρυθμης λειτουργίας μίας αγοράς.

Έως τα πρόσφατα έτη, μονοπωλούσε το ενδιαφέρον η εύρεση μιας μοναδικής μεταβλητής που θα έδινε τη δυνατότητα για την πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών των μετοχών. Παρατηρήθηκε όμως μια δυσκολία εξαιτίας διαφόρων λόγων, η οποία έστρεψε την προσοχή των αρθρογράφων προς ανεύρεση νέων λύσεων, πιο σύνθετων, που θα απάλειφαν τα μειονεκτήματα που είχαν παρουσιασθεί.

Προς την κατεύθυνση αυτή, αναπτύχθηκαν διάφορες θεωρίες προσέγγισης της προβλεπτικότητας των μετοχών, μέσω πιο σύνθετων και αποτελεσματικών διαδικασιών. Η παρόμοια προβλεπτική συμπεριφορά διαφόρων οικονομικών μεταβλητών δυσκολεύει τον προσδιορισμό του καλύτερου απλού-μεμονωμένου δείκτη. Παράλληλα, η εφαρμογή ενός συνδυασμένου προβλεπτή επιτρέπει την αποκόμιση διαφοροποιημένων κερδών που προκύπτουν από τη ταυτόχρονη χρήση των ανεξάρτητων μεταβλητών.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

1.6 Μορφές Αποτελεσματικότητας της Αγοράς

Μία από της σημαντικότερες ιδέες στα σύγχρονα χρηματοοικονομικά ήταν αυτή της Efficient Market Hypothesis (EMH). Στην κλασική του δημοσίευση, ο Fama (1970) περιγράφει, ότι η αγορά που πάντα αντανακλά πλήρως τις διαθέσιμες πληροφορίες, ονομάζεται αποτελεσματική "efficient". Παρακάτω θα επικεντρωθούμε σε δύο μοντέλα της αποτελεσματικής αγοράς, το Fair Game Model και το Random Walk Model, όπως περιγράφηκαν από τον Fama (1970). Πρέπει επίσης να διευκρινίσουμε τι υποσύνολο πληροφοριών είναι αυτό, που αντανακλάται πλήρως στις τιμές των μετοχών. Η κλασική ταξινόμηση των συνόλων πληροφορίας, σύμφωνα με τον Roberts (1967), διακρίνονται σε:

1. Ασθενής μορφή αποτελεσματικής αγοράς (weak form EMH)

Εάν οι πληροφορίες συνίστανται μόνο από τις προηγούμενες και τις τρέχουσες τιμές των περιουσιακών στοιχείων, καθώς και από τα μερίσματα, τότε λέμε ότι η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς βρίσκεται σε ασθενή μορφή. Αυτό είναι το λιγότερο περιοριστική υπόθεση. Ενώ οι τεχνικοί αναλυτές ισχυρίζονται ότι μπορούν να χρησιμοποιήσουν επιτυχώς τις μεταβολές των τιμών του παρελθόντος για να προβλέψουν τις μελλοντικές αλλαγές τιμών, για μεμονωμένο χρονικό ορίζοντα και έτσι να νικήσουν την αγορά, η αδύναμη μορφή EMH ισχυρίζεται ότι η τεχνική ανάλυση δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την πρόβλεψη.

2. Ήμι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικής αγοράς (semi-strong form EMH)

Σύμφωνα με την ήμι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικής αγοράς, οι τρέχουσες τιμές των διαφόρων αξιογράφων αντανακλούν όλες τις δημόσιες πληροφορίες που είναι σήμερα διαθέσιμες και όχι μόνο, πληροφορίες του παρελθόντος. Οι πληροφορίες αυτές αφορούν θεμελιώδη

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

μεγέθη για τις εταιρίες, όπως είναι τα κέρδη ή η μερισματική πολιτική, οι προοπτικές ανάπτυξης κ.τ.λ.. Είναι, δηλαδή, μεγέθη που επηρεάζουν τις τιμές. Επίσης, αυτές οι πληροφορίες μπορεί να συνδέονται με τάσεις του κλάδου στον οποίο ανήκει μια επιχείρηση ή ακόμα και της οικονομίας γενικότερα. Κάτω από την ημι-ισχυρή υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, η συλλογή περισσοτέρων πληροφοριών για τον προσδιορισμό των τιμών των αξιογράφων, σε σχέση με την ασθενή υπόθεση, κρίνεται απαραίτητη. Αν και αυτές οι επιπλέον πληροφορίες είναι διαθέσιμες και ελεύθερες στην αγορά, η επεξεργασία τους έχει κάποιο κόστος για τους επενδυτές. Οπότε, οι τιμές των αξιογράφων θα πρέπει να αντανακλούν κάποιο κόστος μεγαλύτερο από την αμοιβή για τον επενδυτικό κίνδυνο.

Όπως και στην ασθενή, έτσι και στην ημι-ισχυρή υπόθεση οι επενδυτές δεν μπορούν να πραγματοποιήσουν υπερκανονικά κέρδη από την εμπορία των αξιογράφων, παρόλο που σε αυτή την περίπτωση συμπεριλαμβάνονται, εκτός από τις παρελθούσες τιμές, και θεμελιώδεις μεταβλητές της οικονομίας που καθορίζουν τις τιμές την τρέχουσα περίοδο. Αυτό συμβαίνει διότι, θεωρείται ότι οι πληροφορίες αυτές και η αμοιβή που απαιτεί η επεξεργασία τους, ενσωματώνονται αποτελεσματικά στις τιμές των αξιογράφων.

3. <u>Ισχυρή μορφή αποτελεσματικής αγοράς (strong form EMH)</u>

Με την έννοια αυτή, η αγορά θεωρείται αποτελεσματική όταν οι τιμές των αξιογράφων αντανακλούν όχι μόνο τις παρελθούσες τιμές τους και τις δημοσιευθείσες πληροφορίες, αλλά οποιασδήποτε φύσης πληροφορία, είτε είναι δημόσια είτε είναι ιδιωτική. Κάτω και από αυτή την μορφή της αποτελεσματικής αγοράς, οι επενδυτές ή οι μεσίτες δεν μπορούν να πραγματοποιήσουν υπερκανονικά (ή υπερβολικά) κέρδη. Αυτό συμβαίνει διότι, ακόμα και αν υποθέσουμε πως κάποιος έχει εσωτερικές πληροφορίες και δράσει άμεσα αγοράζοντας ή πουλώντας το αξιόγραφο με σκοπό την επίτευξη κέρδους, αυτό θα διαρκέσει για πολύ μικρό χρονικό διάστημα και

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

πολύ γρήγορα θα αποκαλυφθούν από τους όγκους συναλλαγών που δημοσιεύονται στην αγορά καθημερινά. Με αυτόν τον τρόπο, οι πληροφορίες γίνονται αντιληπτές από τους υπόλοιπους επενδυτές ή μεσίτες και γρήγορα αποτελούν μέρος του κοινού συνόλου πληροφοριών της αγοράς, με συνέπεια να ενσωματωθούν στις τιμές των αξιογράφων αποτελεσματικά.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ

2.1 The Fair-Game Model

Το Fair Game Model είναι βασισμένο στην υπόθεση ότι οι συνθήκες ισορροπίας στην αγορά μπορούν να εκφραστούν σε όρους αναμενόμενων αποδόσεων και αυτές οι αναμενόμενες αποδόσεις έχουν διαμορφωθεί στη βάση του συνόλου πληροφοριών, που ορίζουμε Φ_t . Θέτουμε,

$$E[P_{jt+1} \mid \Phi_t] = (1 + E[r_{jt+1} \mid \Phi_t])P_{jt} \qquad (1.1)$$

όπου P_{jt} είναι η τιμή ενός τίτλου κτήσης j στο χρόνο t και r_{jt} η απόδοσή του. Η αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας $E[r_{jt+1} \mid \Phi_t]$ προκύπτει συνήθως από μια συγκεκριμένη θεωρία ισορροπίας (όπως π.χ. η CAPM, APT, κτλπ.), αλλά ανεξάρτητα από το ποια θεωρία ισορροπίας χρησιμοποιούμε, το σύνολο πληροφοριών Φ_t είναι πλήρως χρησιμοποιημένο για τον καθορισμό της αναμενομένης απόδοσης. Αυτό αποκλείει μια πιθανή στρατηγική ανταλλαγής βασισμένη στο Φ_t , που θα μπορούσε να αποδίδει συστηματικά μεγαλύτερες αποδόσεις από τις προσδοκώμενες. Για να το αποδείξουμε αυτό, ορίζουμε ως z_{jt+1} την υπερβάλλουσα απόδοση τη στιγμή t στον τίτλο j, π.χ.

$$z_{jt+1} \equiv r_{jt+1} - E[r_{jt+1} \mid \Phi_t] \qquad (1.2)$$

Αν το σύνολο πληροφοριών Φ_t χρησιμοποιείται πλήρως και διαμορφώνει τις προσδοκίες τότε

$$E[z_{jt+1} \mid \Phi_t] = 0$$

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

και έτσι η ακολουθία των υπερβαλλουσών αποδόσεων είναι ένα τίμιο παιχνίδι (fair game), με γνώμονα το σύνολο πληροφοριών Φ_t. Σημειώνουμε ότι, το fair game model δεν υπονοεί ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων. Στα weak-form efficiency τεστ, το Φ_t συμπεριλαμβάνει μόνο χρονοσειρές ιστορικών αποδόσεων. Η συνδιακύμανση μεταξύ διαδοχικών αποδόσεων μπορεί να γραφεί ως

$$Cov[r_{jt}, r_{jt+1}] = \int_{r_{jt}} (r_{jt} - E[r_{jt}])(E[r_{jt+1} \mid r_{jt}] - E[r_{jt+1}])\, f(r_{jt}) dr_{jt} \qquad (1.3)$$

όπου $f(r_{jt})$ ορίζεται η περιθωριακή κατανομή του r_{jt}. Η ιδιότητα (1.2) του fair-game δεν υπονοεί ότι $E[r_{jt+1} \mid r_{jt}] = E[r_{jt+1}]$ και γι' αυτό, η συνδιακύμανση μεταξύ διαδοχικών αποδόσεων μπορεί να είναι μη μηδενική. Όμως αυτό που είναι σημαντικό για την αποτελεσματικότητα της αγοράς, είναι ότι δεν υφίσταται αυτοσυσχέτιση στην υπερβάλλουσα απόδοση z_{jt} . Έτσι η παρούσα αυτοσυσχέτιση στις αποδόσεις δεν υποδεικνύει απαραίτητα weak-form efficiency. Η αναμενόμενη απόδοση μπορεί να υπόκειται σε αυτοσυσχέτιση με τέτοιο τρόπο που να κάνει την υπερβάλλουσα απόδοση μη προβλέψιμη. Οι Elton and Gruber (1995) προβάλουν ένα παράδειγμα αυτής της κατάστασης. Σκεφτείτε τη μετοχή μιας εταιρείας που ο λόγος χρεος/κεφάλαιο αυξάνεται διαδοχικά. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα, τη διαδοχική αύξηση του ρίσκου που σχετίζεται με την κατοχή αυτής της μετοχής και έτσι, την αύξηση της προσδοκώμενης απόδοσης. Οι πραγματικές αποδόσεις θα δείχνουν αυτοσυσχέτιση αλλά από τη στιγμή που οι προσδοκώμενες αποδόσεις έχουν επίσης αυξηθεί διαδοχικά, η πληροφορία δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να επιτευχθεί υπερβάλλουσα απόδοση.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

2.2 The Random Walk Model

Το Random Walk Model μπορεί να παρουσιαστεί ως μια ειδική περίπτωση του Fair Game Model. Υποθέτουμε ότι το περιβάλλον της αγοράς είναι τέτοιο που παράγει νέα πληροφορία, η οποία είναι μακριά από την αίσθηση που έχουν οι επενδυτές για την κατανομή των αποδόσεων μέσα στο χρόνο (Fama, 1970). Επιπλέον, αν υποθέσουμε ότι η τιμή ενός τίτλου αντανακλά πλήρως όλη την πληροφορία, αυτό υποδεικνύει ανεξαρτησία των διαδοχικών αποδόσεων και έτσι καταλήγουμε στο Random Walk Model.
Έχουμε,

$$f(r_{jt+1} \mid \Phi_t) = f(r_{jt+1}) \qquad (1.4)$$

όπου συνάρτηση πυκνότητας f είναι ίδια για όλα τα t. Η αυτοσυσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων είναι μηδέν για όλες τις υστερήσεις και η αναμενόμενη απόδοση ισούται με το μέσο χωρίς συνθήκη της κατανομής f για όλο το χρονικό ορίζοντα. Αν ορίσουμε r_{jt} το μιας περιόδου συνεχόμενο επιτόκιο της απόδοσης, τότε η λογαριθμική τιμή της διαδικασίας p_{jt}, μπορεί να γραφεί ως:

$$p_{jt} = \mu + p_{jt-1} + \varepsilon_{jt} \qquad (1.5)$$

όπου ε_{jt} είναι μία iid μηδενικού μέσου μεταβλητή και το μ ορίζεται ως η σταθερά του υποδειγματος. Η εξίσωση (1.5) είναι η πιο συνηθισμένη μορφή του random walk μοντέλου στη βιβλιογραφία, για τις τιμές των μετοχών. Ο λόγος για τον οποίο μοντελοποιούμε το random walk σε φυσικό λογάριθμο, είναι ότι ο κάθε επενδυτής αναλαμβάνει τον κίνδυνο έως το ποσό που αγόρασε τις μετοχές (οι τιμές των μετοχών δεν μπορεί να είναι αρνητικές).
Είναι ξεκάθαρο, ότι η υπερβάλλουσα απόδοση στο Random Walk Model είναι ένα fair game βασισμένο στο σύνολο πληροφοριών Φ_t, ώστε

$$E[z_{jt+1} \mid \Phi_t] = \mu - \mu = 0$$

Ωστόσο, το Random Walk Model είναι πιο αυστηρό από το Fair Game Model, από τη στιγμή που πρέπει οι διαδοχικές αποδόσεις να είναι iid.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Όπως προκύπτει, το random walk είναι ικανή αλλά όχι αναγκαία συνθήκη για την αποτελεσματικότητα της αγοράς (market efficiency) και έτσι, το να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση του random walk, δε σημαίνει ότι η αγορά είναι αναποτελεσματική.

Στη βιβλιογραφία, υπάρχουν ενδείξεις ότι υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στις αποδόσεις των μετοχών και έτσι, δημιουργείται η ανησυχία για την πρόβλεψη του μέσου των αποδόσεων, όμως η απόρριψη της υπόθεσης του random walk λόγω της ετεροσκεδαστικότητας δεν είναι μεγάλου ενδιαφέροντος.

Από την παραπάνω ανάλυση συμπεραίνουμε ότι το μόνο τεστ για την αποτελεσματικότητα της αγοράς, είναι ένα τεστ βασισμένο στην υπερβάλλουσα απόδοση. Για να εκτελέσουμε ένα τέτοιο τεστ, θα πρέπει να υποθέσουμε μια συγκεκριμένη θεωρία ισορροπίας που θα γεννάει αναμενόμενες αποδόσεις, $E[r_{jt+1} | \Phi_t]$. Αυτό αναπόφευκτα οδηγεί στο πρόβλημα της από κοινού υπόθεσης της αποτελεσματικότητας της αγοράς και της θεωρίας της ισορροπίας: όπου συμπεραίνουμε ότι η συμπεριφορά των αποδόσεων δε συμβαδίζει με το ΕΜΗ, παραμένει ασαφές με ποιο τρόπο θα μπορούσε να διαχωριστεί μεταξύ της αναποτελεσματικότητας της αγοράς και ενός ακατάλληλου μοντέλου ισορροπίας της αγοράς (Fama,1991). Συνεπώς η Efficient Market Hypothesis δεν μπορεί να ελεγχθεί.

Σε αυτό το σημείο ο αναγνώστης μπορεί να αναρωτιέται γιατί έχουμε σπαταλήσει τόση ώρα να κουβεντιάζουμε για την αποτελεσματικότητα της αγοράς, όταν δεν μπορούμε να ελέγξουμε στην πράξη την ύπαρξή της. Ο λόγος είναι διττός. Πρώτον, το ΕΜΗ μας υποδεικνύει ένα θεωρητικό υπόβαθρο για τη μελέτη των μελλοντικών αποδόσεων κάποιων περιουσιακών στοιχείων. Το Random Walk Model είναι ένα σημείο αναφοράς για όλους τους ελέγχους της προβλεψιμότητας των αποδόσεων:

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

αν δεν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση του random walk, είναι απίθανο οι υπόλοιποι έλεγχοι να δείξουν κάποιο συνηθισμένο μοτίβο στις αποδόσεις των μετοχών. Επίσης, η αποτυχία απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης δίνει ισχύ στην υποστήριξη του ΕΜΗ. Δεύτερον, όπως έγραψε και ο Fama(1991) '[the empiric literature on efficiency] has changed out views about the behavior of returns, across securities and through time'.

2.3 Παραδοσιακές Μελέτες στην Προβλεψιμότητα

Ανάμεσα στους προσδιοριστικούς δείκτες πρόβλεψης, οι δείκτες αποτίμησης, είναι ίσως οι πιο διάσημοι, δείχνοντας επενδυτικές ευκαιρίες σε μελλοντικές αποδόσεις και ισχυρή ικανότητα να προβλέπουν τις αποδόσεις της αγοράς μακροχρόνια (λ.χ., Jegadeesh,1991; Cochrane, 2005). Αυτοί οι δείκτες περιλαμβάνουν το λόγο μερίσματος -τιμής [dividend-price (dp)], το λόγο μερίσματος - απόδοσης [dividend-yield(dy)] (π.χ. Rozeff,1984; Fama and French, 1988; Hodrick,1992; Cambell and Viceira,2002; Cambell and Yogo,2006; Lewellen,2004; Menzly and Veronesi,2004), το λόγο της λογιστικής αξίας της επιχείρησης προς τη χρηματιστηριακή τιμή της μετοχής της επιχείρησης [book to market ratio(bm)] (Kothari and Shanken,1997; Pontiff and Schall, 1998), το λόγο των εσόδων προς το μέρισμα [earnings-dividend ratio(ed)] (π.χ. Cambell and Shiller,1988; Lamont, 1998), το λόγο τιμής προς έσοδα [price-earnings ratio (pe)] (π.χ. Cole, Helwege, and Laster, 1996; Cambell and Shiller, 1998; Lander, Orphanides, and Douvogiannis, 1997; Pu, 2000), κτλπ. Οι εμπειρικές μελέτες δείχνουν ότι αυτοί οι δείκτες πρόβλεψης είναι εξαιρετικά επίμονοι (highly persistent). Μετρώντας την προβλεπτική ικανότητα με το R^2, παρατηρούμε ότι αυξάνεται όσο αυξάνεται ο χρονικός ορίζοντας. Για παράδειγμα, οι Fama and French (1988) δείχνουν ότι, σε χρονικό ορίζοντα ενός έτους, ο λόγος dp επεξηγεί ένα μικρό ποσοστό (15%) των μεταβολών των αναμενόμενων αποδόσεων, ενώ σε χρονικό ορίζοντα πέντε ετών, αυτό το ποσοστό αυξάνεται σε 60%. Ο Lewellen (2004) εξετάζει

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

το συντελεστή αυτοσυσχέτισης σε διάφορους δείκτες αποτίμησης για τη χρονική περίοδο 1946-2000, και τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι οι δείκτες bm, dy και ep είναι εξαιρετικά επίμονοι (persistent) με συντελεστή συσχέτισης κοντά στο 0.99 σε μηνιαία βάση.

Επιπρόσθετα, πολλοί ερευνητές συνδέουν την αγορά μετοχών με άλλες αγορές, όπως η αγορά ομολόγων και η αγορά συναλλάγματος. Βρίσκουν εμπειρικά αποδείξεις ότι οι παρατηρούμενες μεταβλητές από αυτές τις αγορές Lewellen (2004), Ferson, Sarkissian, and Simmin (2003), δείχνουν ότι οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης για τους οικονομικούς δείκτες bm, dy και ep είναι 0.97 ή και περισσότερο. Για παράδειγμα, το spread των βραχυχρόνιων και μακροχρόνιων αποδόσεων των ομολόγων (π.χ. Cambell, 1987; Asness, 2003; Hodrick, 1992), οι μεταβολές στην ισοτιμία του αμερικανικού δολαρίου (Bartlov and Bohnar, 1994), όλα τα παραπάνω υποδεικνύουν σημαντική προβλεπτική ικανότητα στην αγορά των μετοχών.

Κάνοντας τροποποιήσεις στις προβλεπτικές μεταβλητές

Μερικοί ερευνητές επιχειρηματολογούν ότι, μερικές προβλεπτικές μεταβλητές (όπως το dp) είναι θορυβώδεις "noisy" ανεξάρτητες μεταβλητές για τις αναμενόμενες αποδόσεις, οπότε προτείνουν τροποποιήσεις για να βελτιώσουν την προβλεπτική ικανότητα, αφαιρώντας συνιστώσες άσχετες με τις αναμενόμενες αποδόσεις. Οι Fama an French (1988) παρατηρούν ότι ο λόγος dp είναι μια θορυβώδης ερμηνευτική μεταβλητή για την αναμενόμενη απόδοση, δεδομένου ότι η αναμενόμενη αύξηση του μερίσματος είναι μεταβαλλόμενη στο χρόνο (time-varying). Παρακινούμενοι απ' αυτό, οι Lacerda and Santa-Clara (2010) πρότειναν να ρυθμιστεί ο λόγος dp, λαμβάνοντας υπόψη την αναμενόμενη αύξηση του μερίσματος, η οποία θα εκτιμηθεί από την τιμή ενός δεκαετούς κινητού μέσου της αύξησης του μερίσματος και αποδεικνύει ότι έτσι η ετήσια προβλεψιμότητα έχει βελτιωθεί. Άλλο ένα παράδειγμα τροποποίησης της υπάρχουσας

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ερμηνευτικής μεταβλητής, δίνει η Sousa (2010), η οποία εκτιμά μια διορθωμένη εκδοχή του λόγου κατανάλωσης - πλούτου [consumption-wealth ratio (cay)] βάση μιας αιτιώδους σχέσης μεταξύ της συνολικής κατανάλωσης, του εισοδήματος και του πλούτου, και βρίσκει ισχυρή προβλεπτική ικανότητα στην αγορά των μετοχών.

Ο λόγος κατανάλωσης - πλούτου

Εκτός από τους παραπάνω προβλεπτικούς δείκτες, οι ερευνητές βρίσκουν χρήσιμες μεταβλητές με υψηλή προβλεπτική ικανότητα στις αποδόσεις της αγοράς, μέσα από τον κύκλο της επιχείρησης "business cycle" (Cohrane, 2005). Για παράδειγμα, ο δείκτης πληθωρισμού (infl) δείχνει αρκετά μεγάλη ικανότητα πρόβλεψης (Cambell and Vuolteenaho, 2004) και είναι αρνητικά συσχετισμένος με τις αποδόσεις στην αγορά των μετοχών (Fama, 1981). Παρ' όλα αυτά, σε σύγχρονες έρευνες, φαίνεται πως η προβλεπτική ικανότητα του πληθωρισμού τείνει να εξαφανίζεται σε μηνιαίες και ετήσιες προβλέψεις (Kelly and Pruitt, 2013).

Ο δείκτης λόγου κατανάλωσης πλούτου, ο οποίος εκτιμήθηκε από τους Lattau and Ludvigson (2001a), είναι γνωστός για την αξιοσημείωτη προβλεπτική του ικανότητα σε μεσοπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα. Σε εμπειρικές μελέτες, οι Lettau and Ludvigson εκτιμούν το λόγο κατανάλωσης πλούτου από την αιτιώδη σχέση μεταξύ συνολικής κατανάλωσης, περιουσιακών στοιχείων και εισοδήματος της εργασίας, και βρίσκουν στατιστικά σημαντικό ότι ο cay αποδίδει καλύτερα από τους κλασικούς δείκτες εκτίμησης σε χρονικό ορίζοντα μεγαλύτερο του ενός έτους. Οι πρόσφατες έρευνες των Bianchi, Lettau, and Ludvigson (2014) δείχνουν ότι η έκταση της επιμονής "persistence" του cay έχει αυξηθεί τα τελευταία χρόνια, με αποτέλεσμα να χάνει την προβλεπτική του ικανότητα σε τετράμηνες προβλέψεις. Για να λύσουν αυτό το πρόβλημα, προτείνουν έναν markov-switching δείκτη cay, προσαρμοσμένο σε μη συνηθισμένες

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

αλλαγές, και δείχνουν ότι αυτός ο προσαρμοσμένος δείκτης cay, δουλεύει εξίσου καλά με τον παλιό.

2.4 Το ρίσκο της κατανάλωσης και η υπό συνθήκη κατανάλωση CAPM - Consumption risk and conditional consumption CAPM.

Το μοντέλο αποτίμησης κεφαλαίων με κατανάλωση (CCAPM), βασιζόμενο στη θεωρία της δύναμης που έχει η χρησιμότητα σε διακριτό χρόνο, προτείνει ότι οι αλλαγές σε cross-sectional αναμενόμενες αποδόσεις εξαρτώνται από το ρίσκο της κατανάλωσης, το οποίο μετριέται ως η ταυτόχρονη συνδιακύμανση των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων και της αύξησης της κατανάλωσης.

Αυτή η εργασία επικεντρώνεται σε δύο συσχετισμένες εκδοχές για να βελτιώσει την εμπειρική απόδοση του CCAPM. Η πρώτη προσέγγιση είναι μία υπό συνθήκη εκδοχή της CCAPM, μια κλιμακωτή "scaled" CCAPM. Υποθέτοντας ότι το σύνολο πληροφοριών που είναι διαθέσιμο στους επενδυτές μπορεί να συνοψιστεί από μία "conditioning" μεταβλητή, ο Cochrane (2005) δείχνει πως μία κλιμακωτή "scaled" εκδοχή του μοντέλου είναι ισοδύναμη με το πολυπαραγοντικό μοντέλο που περιλαμβάνει τον παράγοντα του ρίσκου της κατανάλωσης, την υπό συνθήκη μεταβλητή "conditioning" και το προϊόν από τον παράγοντα του ρίσκου της κατανάλωσης. Σε προηγούμενες εργασίες από τους Lettau and Ludnigson (2001b), βρίσκουν ότι χρησιμοποιώντας το δείκτη cay ως "conditioning" μεταβλητή, το κλιμακωτό CCAPM εξηγεί ένα μεγάλο κομμάτι των μεταβολών στις προσδοκώμενες αποδόσεις.

Η δεύτερη προσέγγιση που εξετάζουμε δείχνει ότι η απόδοση του πρότυπου CCAPM μπορεί να βελτιωθεί μετρώντας το ρίσκο της κατανάλωσης, ως τη συνδιακύμανση των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων με την αύξηση της κατανάλωσης σωρευτικά, μετά από κάποια

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

τρίμηνα (Parker and Julliard, 2005). Οι συγγραφείς διαφωνούν με το ότι η κατανάλωση αργεί να αντιδράσει στα σοκ της αγοράς των μετοχών, και χρειάζεται αρκετά τρίμηνα γι αυτήν την αντίδραση.

2.5 Αρθογραφία

2.5.1 Stock Return Predictability: Is it There? Ang και Bekaert (2007)

Στο παρόν άρθρο, τα κυριότερα ευρήματα των μελετητών είναι τα ακόλουθα. Πρώτον, τα στατιστικά συμπεράσματα σε μακροχρόνιο ορίζοντα εξαρτώνται από την επιλογή των τυπικών σφαλμάτων. Με τα τυπικά σφάλματα των Hansen-Hodrick (1980) και των Newey-West (1987), υπάρχει ένδειξη για μακροχρόνια προβλεψιμότητα, αλλά εξαφανίζεται όταν τη διορθώνουν για ετεροσκεδαστικότητα. Δεύτερον, βρίσκουν ότι η πιο αξιόπιστη μεταβλητή για πρόβλεψη των υπερβαλλουσών αποδόσεων είναι το short rate (ετήσια απόδοση του επιτοκίου), αλλά είναι στατιστικά σημαντική μόνο σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα. Επίσης, σε υπόδειγμα μιας μεταβλητής, η μερισματική απόδοση δεν έχει προβλεπτική ικανότητα, όμως η προβλεπτική ικανότητά της σε διμεταβλητό υπόδειγμα με το short rate, στην βραχυχρόνια περίοδο, αυξάνεται.

Επιπρόσθετα, οι μελετητές δημιουργούν ένα μη γραμμικό μοντέλο παρούσας αξίας με στοχαστικό ποσοστό προεξόφλησης, short rates και αύξηση μερισμάτων. Το μοντέλο υποδεικνύει πως η μερισματική απόδοση προβλέπει σθεναρά τις μελλοντικές χρηματικές ροές, αλλά είναι θετικά συσχετισμένη με μελλοντικές κινήσεις των επιτοκίων.

<u>Δεδομένα</u>

Δούλεψαν με δύο σύνολα δεδομένων. Ένα μεγάλο σύνολο δεδομένων απο τις ΗΠΑ που περιλαμβάνει την απόδοση της τιμής (μόνο το κέρδος του

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

κεφαλαίου), συνολική απόδοση (κέρδος κεφαλαίου συν μέρισμα), καθώς και μερισματική και εισοδηματική απόδοση από τη Standad & Poor's Composite Index, για το διάστημα Ιούνιος 1935 έως Δεκέμβριος 2001. Επίσης, το μικρό σύνολο δεδομένων από τις ΗΠΑ, το Ηνωμένο Βασίλειο, τη Γαλλία και τη Γερμανία περιλαμβάνει δείκτες τιμής, δείκτες συνολικής απόδοσης και εκτιμήσεις δεικτών από την Morgan Stanley Capital International, για το διάστημα Φεβρουάριο 1975 ως Δεκέμβριο 2001.

Παλινδρόμηση πρόβλεψης

Η κύρια παλινδρόμηση που εργάζονται είναι η εξής:

$$\tilde{y}_{t+k} = \alpha_k + \beta_k' z_t + \varepsilon_{t+k,k}$$

όπου $\tilde{y}_{t+k} = (\tau / k)[(y_{t+1} - r_t) + ... + (y_{t+k+1} - r_{t+k-1})]$ είναι η ετησιοποιημένη υπερβάλλουσα απόδοση της k-περιόδου για το σύνολο της αγοράς των μετοχών, r_t είναι η απόδοση χωρίς κίνδυνο από t σε t+1, και $y_{t+1} - r_t$ είναι η υπερβάλλουσα απόδοση μιας περιόδου από το χρόνο t στο t+1. Η περίοδος είναι είτε μήνας (τ=12) είτε τρίμηνο (τ=4). Ο όρος του σφάλματος $\varepsilon_{t+k,k}$ ακολουθεί μία MA(k-1) διαδικασία κάτω από τη μηδενική υπόθεση της μη προβλεψιμότητας (β_k=0), λόγω των αλληλεπικαλυπτόμενων παρατηρήσεων. Εκτιμούν την παλινδρόμηση με OLS και υπολογίζουν τα τυπικά σφάλματα των παραμέτρων $\theta = (\alpha \ \beta_k')$ ακολουθώντας τη μέθοδο του Hodrick (1982).

Ένα μοντέλο παρούσας αξίας για απόδοση μετοχών

Ας υποθέσουμε ότι το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου και ο λογάριθμος της μερισματικής αύξησης g_t^d ακολουθούν Vector autoregression (VAR):

$$X_t = \mu + \Phi X_{t-1} + \varepsilon_t,$$

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

όπου $X_t = (r_t, g^d{}_t)'$ και $\varepsilon_t \sim IID\,N(0,\Sigma)$. Ο συντελεστής προεξόφλησης, δ_t, στην εξίσωση $\exp(\delta_t) = E_t[(P_{t+1} + D_{t+1}) / P_t \equiv E_t[Y_{t+1}]$, θεωρούμε ότι ακολουθεί τη διαδικασία:

$$\delta_t = \alpha + \xi' X_t + \varphi\delta_{t-1} + u_t$$

Εκτιμούν το μοντέλο της παρούσας αξίας με simulated method of moments (SMM) (Duffie and Singleton 1993).

Συμπεράσματα

Σε μακροχρόνιο ορίζοντα, η προβλεψιμότητα της υπερβάλλουσας απόδοσης από τη μερισματική απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική, ούτε ισχυρή μεταξύ χωρών, ούτε ισχυρή ανάμεσα σε διαφορετικές περιόδους. Παρ' όλα αυτά, τα αποτελέσματα της έρευνας προτείνουν πως η προβλεψιμότητα υφίσταται κυρίως σε βραχυχρόνιο ορίζοντα, και πως η προβλεπτική ικανότητα της μερισματικής απόδοσης φαίνεται καλύτερα σε ένα διμεταβλητό υπόδειγμα, με το επιτόκιο σε βραχυχρόνιο ορίζοντα. Επίσης, η πιο δυνατή πρόβλεψη επέρχεται από το επιτόκιο παρά από τη μερισματική απόδοση.

2.5.2 Stock return predictability A Bayesian model selection perspective. Cremers (2002).

Το παρόν άρθρο ερευνά, χρησιμοποιώντας ένα Μπεϋζιανό μοντέλο επιλογής, ένα τυπικό γραμμικό μοντέλο αποδόσεων μετοχών που έχει ως όρους μια μεγάλη συλλογή από υποψήφιες μεταβλητές πρόβλεψης. Εισάγει μια νέα μεθοδολογία που υπολογίζει λεπτομερώς, σε μεγάλο βαθμό την αβεβαιότητα του μοντέλου και έχει ρυθμιστεί ώστε η προγενέστερη πληροφορία να έχει οικονομική σημασία και να είναι ευκολονόητη. Αυτό γίνεται συγκρίνοντας όλα τα πιθανά μοντέλα ταυτόχρονα. Λαμβάνονται ως περιπτώσεις επενδυτών και αυτοί που είναι επιφυλακτικοί, και αυτοί που

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

εμπιστεύονται τις προβλέψεις. Σε αυτό το άρθρο, όλες οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται έχουν αναγνωριστεί για την προβλεπτική τους ικανότητα, από προηγούμενη βιβλιογραφία. Η διαφοροποίηση με προηγούμενα άρθρα είναι ότι δεν αναλύει ένα συγκεκριμένο μοντέλο, αλλά ερευνά το καταλληλότερο μοντέλο για εκτίμηση.

Μπεϋζιανό μοντέλο, η εκ των προτέρων και η εκ των υστέρων κατανομή.

Το σύνηθες μοντέλο στη βιβλιογραφία για την εκτίμηση των αποδόσεων των μετοχών είναι γραμμικό, ως προς τις επεξηγηματικές μεταβλητές. Επίσης, υποθέτεται ότι τα σφάλματα είναι κανονικά κατανεμημένα. Στο πλαίσιο της Μπεϋζιανής θεωρίας, κάθε μοντέλο μεμονωμένα $M(X_{\kappa+1})$ είναι μια κανονική γραμμική παλινδρόμηση της μορφής

$$Y_R = \beta_0 \cdot \iota_{\mathrm{T}} + \sum_{i=1}^{\kappa} \beta_i \cdot X_i + \varepsilon = \beta' \cdot \mathrm{X}_{\kappa+1} + \varepsilon \quad (1)$$

Y_R είναι το Τ-διάνυσμα των υπερβαλλουσών αποδόσεων, β είναι το άγνωστο (κ+1) διάνυσμα που περιλαμβάνει τη σταθερά και τους συντελεστές από κάθε μία από τις κ επεξηγηματικές μεταβλητές που έχουν συμπεριληφθεί και $X_{\kappa+1}$ είναι η μήτρα (κ+1)×Τ που περιλαμβάνει το Τ μοναδιαίο διάνυσμα και κ επεξηγηματικές μεταβλητές.

Τα $2^{14} = 16,384$ μεμονωμένα μοντέλα διαφέρουν μόνο ως προς τις 14 επεξηγηματικές μεταβλητές που περιλαμβάνουν. Το "overall model" είναι ο σταθμισμένος μέσος αυτών των 2^{14} μοντέλων. Δύο πράγματα χρειάζεται να καθοριστούν εκ των προτέρων: η εκ των προτέρων ένταξη της κάθε μεταβλητής σε ένα μοντέλο, και η εκ των προτέρων κατανομή των παραμέτρων β και σ^2. Υποθέτεται ότι έχουμε ξεκάθαρη εικόνα για τρία πράγματα εκ των υστέρων: το αναμενόμενο $E[R^2]$, το αναμενόμενο σ^2 και την πιθανότητα με την οποία κάθε μεταβλητή του συνόλου πληροφοριών συμπεριλαμβάνεται στην εξίσωση (1). Η εκ των προτέρων πιθανότητα για

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

κάθε μεμονωμένο Μοντέλο(X_κ) που συμπεριλαμβάνει κ ($0 \le \kappa \le 14$) από τις 14 επεξηγηματικές μεταβλητές είναι

$$P(Model[X_\kappa]) = \rho^\kappa \cdot (1-\rho^\kappa)^{14-\kappa}.$$

Για το σ^2 επιλέγεται η ανάστροφη-γάμα κατανομή (inverse gamma - IG) και για μοντέλο που περιλαμβάνει κ μεταβλητές, το εκ των προτέρων β υπό συνθήκη του σ^2 είναι

$$P(\beta \mid \sigma^2) = \mathrm{N}_{\kappa+1}(0_{\kappa+1}, \sigma^2 \cdot \varphi \cdot (\mathrm{X}_{\kappa+1}{}'\mathrm{X}_{\kappa+1})^{-1}),$$
$$P(\sigma^2) = IG(s_0^2, T)$$

ενώ οι εκ των υστέρων κατανομές για το β και το σ^2 είναι

$$P(\beta \mid Y_R, \sigma^2) = \mathrm{N}_{\kappa+1}(\frac{\varphi}{1+\varphi}\beta_{OLS}, \sigma^2 \cdot \frac{\varphi}{1+\varphi} \cdot (\mathrm{X}_{\kappa+1}{}'\mathrm{X}_{\kappa+1})^{-1}),$$
$$P(\sigma^2 \mid \mathrm{Y}_R) = IG(s_1^2, 2 \cdot T)$$

Τέλος, η εκ των υστέρων πιθανότητα ενός μοντέλου που περιέχει κ μεταβλητές πρόβλεψης στο X_κ είναι

$$P(Model[X_\kappa] \mid R) = c \cdot P(Model[X_\kappa]) \cdot (\frac{1}{1+\varphi})^{\kappa/2} \cdot s_1^{-T}$$

και αποτελείται από τρία συνθετικά. Το πρώτο η εκ των προτέρων πιθανότητα και καθορίζεται από το ρ. Το δεύτερο είναι το $(1+\varphi)^{\kappa/2}$, που είναι η τετραγωνική ρίζα του λόγου της ορίζουσας του εκ των υστέρων πίνακα συνδιακυμάνσεων του β προς την ορίζουσα του εκ των προτέρων πίνακα συνδιακυμάνσεων του β. Το τρίτο ορίζεται από το s_1^2. Η επιλογή του φ εξυπηρετεί το σκοπό του «πέναλτι» για το μέγεθος του μοντέλου. Το φ καθορίζει το σημείο μέχρι το οποίο μια μεταβλητή αναμένεται να συνεισφέρει στην προβλεψιμότητα.

Θα πρέπει να αναφερθεί ότι, για τον σίγουρο επενδυτή χρησιμοποιούνται $E[R^2]=12\%$, $E[\sigma^2]=0.92$ και τέσσερις διαφορετικές επιλογές ρ=0.25,0.50,0.75, και 0.95, δοθέντος ενός απαιτούμενου φ 16,7,3.5 και 2.5, αντίστοιχα. Για τον επιφυλακτικό επενδυτή, έχουμε

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

$E[R^2]=1\%$, $E[\sigma^2]=0.99$ και απαιτείται φ ίσο με 3.25, 2.25, 1.25, και 1.00 για ρ=0.05,0.10,0.20, και 0.25, αντίστοιχα.

Δεδομένα

Η ενδογενής μεταβλητή είναι ο μηνιαίος δείκτης της S&P 500 για την υπερβάλλουσα απόδοση, από τον Ιανουάριο του 1954 έως το Δεκέμβριο του 1998. Οι επεξηγηματικές μεταβλητές είναι 14 και χωρίζονται στις 5 παρακάτω κατηγορίες:

- Τεχνικές: μηνιαίος δείκτης της S&P 500 για την υπερβάλλουσα απόδοση με μία και δύο χρονικές υστερήσεις καθώς και μια ψευδομεταβλητή January.
- Επιπέδων τιμών: Οι δείκτες για τη μερισματική απόδοση και την απόδοση των εσόδων από τον S&P 500.
- Ρευστότητας.
- Επιτοκίων: οι διαφορές μεταξύ αποδόσεων ομολόγων BAA και AAA, αξιολογημένα από τη Moodys.
- Μακροοικονομικές: Πληθωρισμό κλπ.

Συμπεράσματα

Το μοντέλο του σταθμισμένου μέσου με την εκ των υστέρων πιθανότητα δίνει καλύτερες προβλέψεις, τόσο για το μεμονωμένο μοντέλο με την υψηλότερη εκ των υστέρων πιθανότητα, όσο και για τα μοντέλα που επιλέχθηκαν με τα κλασικά κριτήρια, και δίνει αποδείξεις για μια μικρή out-of-sample προβλεψιμότητα. Τα δεδομένα υποδεικνύουν πως γενικά, οι εκ των υστέρων πιθανότητες είναι πιο ενθαρρυντικές για πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών από τις εκ των προτέρων πιθανότητες. Τα μοντέλα που επιλέγονται με τα κλασικά στατιστικά μοντέλα επιλογής δείχνουν

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

συντηρητικές αποδείξεις για in-sample προβλεψιμότητα, ενώ η out-of-sample προβλεψιμότητα είναι ακόμα χειρότερη.

2.5.3 Predicting returns with financial ratios. Jonathan Lewellen (2004).

Σε αυτό το άρθρο, μελετάται εάν οι οικονομικές δείκτες, όπως η μερισματική απόδοση, μπορούν να προβλέψουν τις συνολικές αποδόσεις της μετοχής. Παρ' όλο που η διόρθωση της μεροληψίας είναι γενικά αποδεκτή, μπορούμε μερικές φορές να κάνουμε βελτιώσεις χρησιμοποιώντας την αυτοσυσχέτιση του DY. Η κλίση σε μια εκτίμηση παλινδρόμησης είναι ισχυρά συνδεδεμένη με την αυτοσυσχέτιση του DY, οπότε οποιαδήποτε πληροφορία που εκφράζεται με την αυτοσυσχέτιση, βοηθά στη δημιουργία πιο ισχυρών τεστ για προβλεψιμότητα.

Παλινδρομήσεις Πρόβλεψης

Το άρθρο επικεντρώνεται στην παλινδρόμηση

$$r_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2\alpha)$$

όπου r_t είναι η απόδοση το μήνα t και x_{t-1} είναι η τιμή της μεταβλητής πρόβλεψης στην αρχή του μήνα. Η μεταβλητή πρόβλεψης υποθέτεται ότι μία στάσιμη AR1 διαδικασία:

$$x_t = \varphi + \rho x_{t-1} + \mu_t \qquad (2b)$$

όπου ρ<1. Ορίζουμε τον πίνακα των επεξηγηματικών μεταβλητών ως X, τα διανύσματα των συντελεστών ως $b = (\alpha\ \beta)'$ και $p = (\varphi\ \rho)'$, και τα διανύσματα των καταλοίπων ως ε και μ. Η εκτίμηση γίνεται με τη μέθοδο OLS.
Μπορούμε να γράψουμε ότι $\varepsilon_t = \gamma\mu_t + v_t$, όπου $\gamma = \mathrm{cov}(\varepsilon, \mu) / \mathrm{var}(\mu)$ και αντικαθιστώντας στην (3α) παίρνουμε

$$\hat{b} - b = \gamma(\hat{p} - p) + \eta$$

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

όπου $\eta \equiv (X'X)^{-1}X'v$ και προκύπτει ότι το η έχει μέσο 0 και διακύμανση $\sigma_V^2(X'X)^{-1}$.

Στη συνέχεια προτείνεται ένα από κοινού τεστ, μια τροποποίηση του Bonferroni τεστ. Ένα ολικό p-value, όταν χρησιμοποιείται και το conditional και το unconditional τεστ, που ορίζεται ως min(2P,P+D), όπου P είναι η μικρότερη από τις 2 μεμονωμένες τιμές του p-value και D είναι το p-value για τον έλεγχο του ρ=1, βασισμένο στην κατανομή του $\hat{\rho}$.

Δεδομένα

Οι τιμές και τα μερίσματα αντλούνται από τη βάση δεδομένων του Centre for Research in Security Prices (CRSP). Τα έσοδα και οι λογιστικές αξίες αντλούνται από την Compustat.

Το DY υπολογίζεται μηνιαία στη σταθμισμένη τιμή του δείκτη NYSE. Ορίζεται ως τα μερίσματα που πληρώνονται το προηγούμενο έτος διαιρεμένα με το τρέχων επίπεδο του δείκτη. Τα εμπειρικά τεστ με το DY βασίζονται στην περίοδο Ιανουάριος 1946 έως Δεκέμβριο 2000.

Συμπεράσματα

Σε αυτό το άρθρο παρέχεται ένα νέο τεστ για την προβλεψιμότητα , που επικεντρώνεται σε τέσσερα κύρια σημεία:

- Οι προηγούμενες μελέτες αγνοούσαν χρήσιμη πληροφορία όταν η αυτοσυσχέτιση της επεξηγηματικής μεταβλητής είναι κοντά στο ένα και έτσι υποεκτιμάται η σημαντικότητα των μεταβλητών όπως το DY, B/M, και E/P.
- Όταν το $\hat{\rho}$ είναι κοντά στο ένα, η conditional διορθωμένη για μεροληψία κλίση θα είναι μεγαλύτερη από την unconditional εκτίμηση. Ακόμα, όταν $\hat{\beta}$ *και* $\hat{\rho}$ είναι ισχυρά συσχετισμένα, η

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

conditional διακύμανση θα είναι χαμηλότερη από την unconditional. Αυτές οι δύο επιδράσεις βοηθούν να δημιουργηθούν ισχυρότερα τεστ για την προβλεψιμότητα.

- Εμπειρικά, δείχνεται ότι το DY προβλέπει τις αποδόσεις για την περίοδο 1946-2000. Οι ενδείξεις για τους δείκτες B/M και E/P είναι κάπως πιο αδύναμες και έχουν περιορισμένη δυνατότητα για προβλέψεις.
- Τα τελευταία χρόνια του δείγματος έχουν μεγάλη επιρροή στα αποτελέσματα. Για τη σταθμισμένη τιμή του δείκτη, προσθέτοντας την περίοδο 1995-2000 στην παλινδρόμηση μειώνεται η κλίση της OLS στο DY κατά 59%, η κλίση του B/M κατά 61%, και η κλίση στην E/P κατά 28%.

2.5.4 The long-run Stock Returns following Bond Ratings Changes. Ilia D. Dichev and Joseph D.Piotroski (2001).

Υπάρχουν αρκετοί λόγοι για τους οποίους πιστεύεται ότι οι αλλαγές στις βαθμολογίες των ομολόγων προσφέρουν ένα ισχυρό και ενδιαφέρον πεδίο διερεύνησης για τις μακροχρόνιες αποδόσεις. Πρώτον, οι αλλαγές στις βαθμολογίες των ομολόγων είναι συχνές και είναι γεγονός που διαδίδεται εύκολα, περιέχοντας πολλές πληροφορίες. Δεύτερον, η υπάρχουσα έρευνα πιστεύει πως οι άλλες στις βαθμολογίες των ομολόγων περιέχει σημαντικές οικονομικές πληροφορίες για τους οικονομικούς οργανισμούς.

Στο άρθρο, εξετάζονται τριών μηνών, έξι μηνών, ενός χρόνου, δύο χρόνων, και τριών χρόνως ασυνήθιστες αποδόσεις στις μετοχές που ακολουθούν τις αλλαγές στη βαθμολογία των μετοχών. Υπερβάλλουσες αποδόσεις υπολογίζονται είτε ως αθροιστική υπερβάλλουσα απόδοση (CARs- cumulative abnormal returns), είτε ως buy-and-hold αποδόσεις (BHARs), αφού ελέγξουμε για το μέγεθος και τη λογιστική τους αξία.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Δεδομένα

Σε αυτή τη μελέτη, οι ερευνητές χρησιμοποιούν δεδομένα από τη Moody's Default Risk Service, η οποία είναι μια ολοκληρωμένη, μηχανογραφημένη βάση δεδομένων που περιέχει όλες τις αλλαγές στις αξιολογήσεις των ομολόγων από τη Moody's για το χρονικό διάστημα από το 1970 έως και 1997. Σε αυτό το διάστημα, η Moody's μετρά 49,339 αλλαγές σε βαθμολογίες ομολόγων επιχειρήσεων των Η.Π.Α.. Τελικά καταλήγουν σε ένα δείγμα με 4,727 αλλαγές σε βαθμολογίες ομολόγων με τις αντίστοιχες CRSP αποδόσεις, καθώς και δεδομένα για τα αντίστοιχα μεγέθη (size) και λογιστικές αξίες.

Μέσω της περιγραφικής στατιστικής, παρατηρείται ότι οι εταιρείες στις οποίες γίνεται αναβάθμιση των ομολόγων τους, είναι μεγαλύτερες σε σχέση με αυτές που υποβαθμίζονται. Επίσης παρατηρούμε ότι υπάρχουν μεγάλες διαφορές μεταξύ του αριθμού των ομολόγων που αλλάζουν βαθμολογία. Ακόμα, υπάρχουν διαφορές μεταξύ της αναλογίας των ομολόγων που αναβαθμίζονται προς αυτά που υποβαθμίζονται, κατά τη διάρκεια των ετών.

Η χρήση αυτού του δείγματος προσφέρει πολλά πλεονεκτήματα. Πρώτον, το μεγαλύτερο δείγμα σε σχέση με άλλες μελέτες αυξάνει τη δύναμη των τεστ. Δεύτερον, περιέχονται και εταιρείες με χαμηλή χρηματοπιστοληπτική ικανότητα. Τέλος, λαμβάνοντας υπόψη τη φύση του δείγματος, φαίνεται απίθανο να μπορούν να αλλάξουν τα αποτελέσματα με πρόσθετα δεδομένα.

Παλινδρόμηση

Η παλινδρόμηση που χρησιμοποιείται είναι η εξής:

$$RETURN_i = \alpha + \beta_1 \log(MVE_i) + \beta_2 \log(BM_i) + \beta_3 (UPGRADE_i \; or \; DOWNGRADE_i)$$

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης, προέρχονται κάποιες ενδείξεις για θετικές και σημαντικές υπερβάλλουσες αποδόσεις που ακολουθούν τις αναβαθμίσεις. Όμως, η οικονομική σημασία αυτών των αποτελεσμάτων φαίνεται να είναι περιορισμένη.

Επιπρόσθετα, το αποτέλεσμα της παλινδρόμησης επιβεβαιώνει τη χαμηλή απόδοση των υποβαθμίσεων. Και στην περίπτωση των χαμηλών αποδόσεων, βλέπουμε να ακολουθούν τις υποβαθμίσεις στους πρώτους μήνες έως ένα έτος.

Υποθέτεται ακόμα, ότι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις πραγματοποιούνται χωρίς μια πλήρη αντίδραση της αγοράς στην ανακοίνωση της Moody's. Επίσης, οι αντιδράσεις διαφέρουν ανάλογα με τη χρηματοπιστοληπτική ικανότητα της κάθε εταιρείας.

Συμπεράσματα

Αυτή η μελέτη εξετάζει τις μακροχρόνιες αποδόσεις των μετοχών, που ακολουθούν τις αλλαγές στη βαθμολογία των ομολόγων. Βρίσκεται ότι δεν υπάρχει ικανή απόδειξη για τη θετική απόδοση που να ακολουθεί τις αναβαθμίσεις, αλλά από την άλλη υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις ότι οι αρνητικές αποδόσεις ακολουθούν τις υποβαθμίσεις. Στην έρευνα για εξηγήσεις, αναγράφεται ότι οι υποβαθμίσεις είναι ισχυροί προβλεπτικοί παράγοντες επιδείνωση των εσόδων. Επίσης, οι εταιρείες που υποβαθμίζονται έχουν χαμηλή απόδοση όχι μόνο κατά μέσο όρο, αλλά σχεδόν για όλα τα χρόνια του δείγματος.

2.5.5 On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. Lawrence R.Glosten, Ravi Jagannathan, and David E. Runkle(1993).

Οι μελετητές προσπαθούν να χαρακτηρίσουν εμπειρικά τη φύση της σχέσης μεταξύ της υπό συνθήκης μέσης τιμής και της υπό συνθήκης

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

διακύμανσης της υπερβάλλουσας απόδοσης των μετοχών ως σύνολο. Προσπαθούν να το πετύχουν αυτό, λαμβάνοντας υπόψη ένα πιο γενικό ορισμό του GARCH-M μοντέλου. Πιο συγκεκριμένα, (1) δημιουργούν ψευδομεταβλητές στο GARCH-M μοντέλο ώστε να ληφθεί υπόψη η επίδραση της εποχικότητας, (2) επιτρέπουν ασυμμετρίες στην εξίσωση της υπό συνθήκη διακύμανσης, (3) συμπεριλαμβάνουν το ονομαστικό επιτόκιο στην εξίσωση της υπό συνθήκης διακύμανσης, (4) λαμβάνεται υπόψη και το EGARCH-M μοντέλο με τις τροποποιήσεις (1) έως (3).

Σχέση του υπό συνθήκη μέσου και της διακύμανσης της υπερβάλλουσας απόδοσης των μετοχών.

Η σχέση του υπό συνθήκη μέσου και της διακύμανσης δίνεται από

$$E_t[x_{t+1}] = \beta\sigma_t^2 \quad (4)$$

Όπου x_{t+1} είναι η υπερβάλλουσα απόδοση του συνολικού χαρτοφυλακίου και σ_t^2 η διακύμανσή του αποτυπωμένη στο χρόνο t, που περιέχει όλη την πληροφορία περί αβεβαιότητας που απασχολεί τους ενδιαφερόμενους.

Χρησιμοποιείται το ακόλουθο γενικό μοντέλο για εκτίμηση:

$$\mathrm{E}[x_{t+1} \mid F_t] = \alpha + \beta Var(x_{t+1} \mid F_t) \quad (5)$$

Όπου F_t ορίζεται το σύνολο πληροφοριών όλων των ενδιαφερομένων. Η σχέση (5) αποτελεί τη βάση της εμπειρικής μελέτης στο παρών άρθρο.

Ορίζοντας το Μοντέλο

Για την εκτίμηση οποιουδήποτε μοντέλου μεταξύ ρίσκου και απόδοσης, πρέπει να δίνεται προσοχή στις μεταβλητές που ορίζουν το υπόδειγμα. Στην παρούσα μελέτη, δίνεται έμφαση στις ακόλουθες μεταβλητές πάνω στη μεταβλητότητα της πληροφορίας: (α) το ονομαστικό επιτόκιο, (β) τις εποχιακές ψευδομεταβλητές του Οκτωβρίου και του

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Ιανουαρίου και (γ) το απροσδόκητο κομμάτι της υπερβάλλουσας απόδοσης των μετοχών.

Το GARCH μοντέλο υποθέτει ότι το σύνολο πληροφοριών των επενδυτών και των οικονομετριών συμπίπτουν. Το γενικό Τροποποιημένο GARCH-M μοντέλο μπορεί να γραφεί ως

Εξίσωση του υπό συνθήκη μέσου:

$$E[x_{t+1} \mid G_t] = \mu(G_t)$$

όπου $\mu(\bullet)$ είναι η συνάρτηση που περιγράφει της φύση της εξάρτησης του υπό συνθήκη μέσου με τα στοιχεία του πληροφοριακού συνόλου G_t. Έτσι, μπορεί να γραφεί

$$x_{t+1} = \mu(G_t) + \varepsilon_{t+1,} \quad \mu\varepsilon \quad E[\varepsilon_{t+1} \mid G_t] = 0$$

Εξίσωση για την υπό συνθήκη διακύμανση:

$$Var(x_{t+1} \mid G_t) \equiv Var(\varepsilon_{t+1} \mid G_t) = V(G_t)$$

όπου $V(\bullet)$ είναι η συνάρτηση που περιγράφει της φύση της εξάρτησης της υπό συνθήκη διακύμανσης, με τα στοιχεία του πληροφοριακού συνόλου G_t. Είναι βολικό να υποθέσουμε ότι η υπό συνθήκη διακύμανση μπορεί να επιμεριστεί με τον εξής τρόπο:

$$V(G_t) = f_m(G_{t-1}) + f(G_t \setminus G_{t-1})$$

όπου $f_m(G_{t-1})$ είναι το κομμάτι της υπό συνθήκη διακύμανσης που εξαρτάται από την πληροφορία που είναι γνωστή στο χρόνο t-1, και $f(G_t \setminus G_{t-1})$ είναι το κομμάτι της υπό συνθήκη διακύμανσης που εξαρτάται από τη νέα πληροφορία που γίνεται διαθέσιμη στο χρόνο t. Η ανάλυσή τους, επικεντρώνεται σε ένα πλήθος διάφορων προδιαγραφών πάνω στη συνάρτηση $f(\bullet)$.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται επτά μοντέλα που εκτιμώνται στην παρούσα μελέτη.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

$Model\,1:$

$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1} + \varepsilon_t$

$u_{t-1} = b_0 + b_1 u_{t-2} + g_1 \varepsilon_{t-1}^2$

Όπου,

$E_{t-1}[\varepsilon_t] = 0, \quad E_{t-1}[\varepsilon_t^2] = u_{t-1}, \quad \mu(G_{t-1}) = a_0 + a_1 u_{t-1},$

$V(G_{t-1}) = b_0 + b_1 u_{t-2} + g_1 \varepsilon_{t-1}^2, \quad \delta\eta\lambda\alpha\delta\acute{\eta}$

$f_m(G_{t-2}) = b_0 + b_1 u_{t-2} \quad \kappa\alpha\iota \quad f(G_{t-1} \setminus G_{t-2}) = g_1 \varepsilon_{t-1}^2$

$Model\,2:$

$u_{t-1} = b_0 + b_1 u_{t-2} + g_1 e_{t-1}^2 + g_2 e_{t-1}^2 I_{t-1}$,

όπου I_{t-1} είναι μια ψευδομεταβλητή.

$Model\,3:$

$u_{t-1} = b_0 + b_1 u_{t-2} + b_2 r_{ft} + g_1 e_{t-1}^2 + g_2 e_{t-1}^2 I_{t-1}$, όπου r_{ft} είναι το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου.

Θέτουμε $h_{t-1} = E_{t-1}[\eta_t^2]$, όπου η_t η υπό συνθήκη διακύμανση, που ορίζεται ως $\eta_t = u_{t-1} + \varepsilon_t$.

$Model\,4:$

$h_{t-1} = b_0 + b_1 h_{t-2} + g_1 \eta_{t-1}^2 + g_2 \eta_{t-1}^2 I_{t-1}$

και τέλος

$Model\,5:$

$h_{t-1} = b_0 + b_1 h_{t-2} + b_2 r_{ft} + g_1 \eta_{t-1}^2 + g_2 \eta_{t-1}^2 I_{t-1}$

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Προσθέτοντας στα Μοντέλα 2 και 4 το όρο $u_{t-1}^{1/2}$ προκύπτουν τα Μοντέλα 6 και 7. Αν ο όρος $u_{t-1}^{1/2}$ αποδειχθεί ότι είναι στατιστικά διάφορος του μηδενός, τότε αυτό σημαίνει ότι δεν έχουμε ορίσει σωστά το μοντέλο μας.

Εκτίμηση

Όλα τα μοντέλα που περιγράφονται παραπάνω, εκτιμώνται μεγιστοποιώντας τη συνάρτηση πιθανοφάνειας για τα μοντέλα, υποθέτοντας ότι ε_t ακολουθεί υπό συνθήκη την κανονική κατανομή. Ακόμα κι αν αυτή η υπόθεση δεν είναι σωστή, όσο η υπό συνθήκη μέση τιμή και η διακύμανση είναι σωστά ορισμένες, η εκτίμηση της quasi-maximum πιθανοφάνειας θα είναι ασυμπτωτικά κανονική.

Επίσης, εκτελούνται διαγνωστικοί έλεγχοι για να αποφασιστεί εάν οι διάφορες οπτικές του μοντέλου μας είναι σωστά ορισμένες. Πρώτα, ελέγχεται εάν τα κατάλοιπα των εκτιμώμενων μοντέλων χαρακτηρίζονται από υπερβολική λοξότητα και κύρτωση. Δεύτερον, εξετάζεται εάν τα τετράγωνα των τυπικών καταλοίπων των εκτιμωμένων μοντέλων, $(\varepsilon_t / \sqrt{u_{t-1}})^2$, είναι iid.

Εμπειρικά αποτελέσματα

Μετά την εκτίμηση των μοντέλων, οι αναλυτές καταλήγουν σε πέντε συμπεράσματα:

1. Η σχέση μεταξύ του υπό συνθήκη μέσου και της υπό συνθήκης διακύμανσης είναι αρνητική και στατιστικά σημαντική.
2. Το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου περιέχει πληροφορίες για τη μελλοντική μεταβλητότητα.
3. Οι εποχιακές μεταβλητές Οκτωβρίου και Ιανουαρίου στη μεταβλητότητα είναι στατιστικά σημαντικές.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

4. Η υπό συνθήκη μεταβλητότητα της μηνιαίας υπερβάλλουσας απόδοσης δεν είναι πολύ επίμονη.
5. Αρνητικές τιμές των καταλοίπων συνδέονται με μια αύξηση στη διακύμανση, ενώ θετικές τιμές των καταλοίπων συνδέονται με μία μείωση στη διακύμανση.

2.5.6 Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns. Martin Lettau and Sydney Ludvigson (2001).

Σε αυτό το άρθρο, οι μελετητές ερευνούν το ρόλο των διακυμάνσεων του δείκτη κατανάλωσης – πλούτου, στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών. Υιοθετείται μια νέα προσέγγιση στη διερεύνηση της σχέσης μεταξύ μακροοικονομικών και χρηματοοικονομικών αγορών. Ξεκινούν σημειώνοντας ότι η αθροιστική κατανάλωση, τα περιουσιακά στοιχεία και τα ημερομίσθια έχουν μια κοινή μακροχρόνια τάση, αλλά μπορεί να παρεκκλίνουν σημαντικά το ένα από το άλλο σε βραχυχρόνιο ορίζοντα. Αυτό το άρθρο υποστηρίζει ότι τα σημαντικά στοιχεία για την πρόβλεψη των μελλοντικών αποδόσεων μέσω του δείκτη κατανάλωσης - πλούτου πρέπει να είναι εκφρασμένα σε όρους μεταβλητών που μπορούν να παρατηρηθούν, όπως η αθροιστική κατανάλωση, τα περιουσιακά στοιχεία και τα ημερομίσθια. Το μοντέλο που ερευνάται υποδεικνύει ότι οι προαναφερθείσες μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες (cointegrated).

Η συσσωρευμένη εξίσωση για το συνολικό πλούτο μπορεί να γραφεί ως:

$W_{t+1} = (1 + R_{w,t+1})(W_t - C_t)$, όπου W_t ο αθροιστικός πλούτος (ανθρώπινο κεφάλαιο συν περιουσιακά στοιχεία), C_t η κατανάλωση και $R_{w,t+1}$ είναι η καθαρή απόδοση του αθροιστικού πλούτου. Μετά από τροποποιήσεις, καταλήγουμε στην εξής έκφραση του λογαριθμικού δείκτη της κατανάλωσης-πλούτου χρησιμοποιώντας μόνο παρατηρούμενες μεταβλητές:

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

$$c_t - \omega\alpha_t - (1-\omega)y_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i \{[\omega r_{\alpha,t+i} + (1-\omega) r_{h,t+i}] - \Delta c_{t+i}\} + (1-\omega) z_t$$

Όλοι οι όροι στο δεξί μέρος έχουν υποθέσει ότι είναι στάσιμοι, οπότε το c,α και y πρέπει να είναι συνολοκληρωμένα (cointegrated).

Εκτίμηση του μοντέλου

Χρησιμοποιώντας την τεχνική των δυναμικών ελαχίστων τετραγώνων (DLS) που ορίζει μια μοναδική εξίσωση, παίρνουμε τη μορφή

$c_{n,t} = \alpha + \beta_\alpha \alpha_t + \beta_y y_t + \sum_{i=-k}^{k} b_{\alpha,i} \Delta\alpha_{t-i} + \sum_{i=-k}^{k} b_{y,i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$, όπου Δ ο τελεστής πρώτων διαφορών. Η παραπάνω εξίσωση εκτιμάται με τη μέθοδο OLS, και η μέθοδος αυτή προσφέρει μια σταθερή εκτίμηση των συνολοκληρωμένων παραμέτρων μέσω των εκτιμήσεων των β_α και β_y. Ορίζουν την εκτιμώμενη τάση απόκλισης ως $cay_t \equiv c_{n,t} - \beta_\alpha \alpha_t - \beta_y y_t$.

Εφαρμόζοντας τα δεδομένα μας στην παλινδρόμηση προκύπτει το εξής αποτέλεσμα:

$$c_{n,t} = \underset{(7.96)}{0.61} + \underset{(11.70)}{0.31}\alpha_t + \underset{(23.92)}{0.59} y_t$$

Συμπεράσματα

Σε αυτό το άρθρο, ερευνώνται οι συνθήκες κάτω από τις οποίες η κατανάλωση, τα ημερομίσθια και τα περιουσιακά στοιχεία είναι συνολοκληρωμένα, και αποκλίσεις από αυτήν την κοινή τάση, περιγράφουν τις προσδοκίες των επενδυτών για τις μελλοντικές αποδόσεις της αγοράς. Φαίνεται ότι αυτές οι αποκλίσεις προβλέπουν τη μελλοντική κίνηση και των περιουσιακών στοιχείων, παρά την πορεία των ημερομισθίων και της κατανάλωσης.

Για να αναπτυχθούν εμπειρικά συμπεράσματα, ερευνάται η δύναμη των διακυμάνσεων του λογαρίθμου του δείκτη κατανάλωσης-πλούτου για

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

την πρόβλεψη των αποδόσεων. Διαπιστώνεται ότι, αυτές οι διακυμάνσεις εμπεριέχουν σημαντικά στοιχεία για την πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών στο βραχυχρόνιο ορίζοντα.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΜΕΛΕΤΗ

Στην παρούσα ενότητα θα προσπαθήσουμε, χρησιμοποιώντας τις κατάλληλες οικονομετρικές μεθόδους, να αναπτύξουμε ένα μοντέλο για την πρόβλεψη της απόδοσης των μετοχών. Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, αυτό το εγχείρημα χρήζει μεγάλου βαθμού δυσκολίας και έχει δυσκολέψει αμέτρητους ερευνητές. Αρχικά, θα παρουσιαστούν τα δεδομένα που θα χρησιμοποιηθούν στην εν λόγω μελέτη και στη συνέχεια, θα επιχειρηθεί η δημιουργία ενός μοντέλου. Επισημαίνεται ότι, οι ανεξάρτητες μεταβλητές που θα χρησιμοποιηθούν αφορούν τις 14 από τις 15 μεταβλητές που χρησιμοποίησαν οι Rapach και άλλοι (2010). Η χρησιμοποίηση ακριβώς αυτών των δεκατεσσάρων μεταβλητών συμβαδίζει και με νεότερες έρευνες των Neely, Rapach, Tu & Zhou (2013) Rapach & Zhou (2013) Rapach, Ringgenberg & Zhou (2015).

3.1 Δεδομένα

Η εξαρτημένη μεταβλητή είναι η συνολική απόδοση (stock return) που αντλήθηκε από τον δείκτη S&P 500, από τη βάση που τηρείται στο Center for Research in Security Press (CRSP).
Επιτόκιο ελεύθερο κινδύνου (risk-free rate): Το επιτόκιο ελεύθερο κινδύνου είναι το επιτόκιο των κρατικών ομολόγων.

Οι δεκατέσσερις ανεξάρτητες μεταβλητές είναι οι εξής:

- Μερίσματα (yields): Χρησιμοποιήθηκαν τα δωδεκάμηνα κινούμενα αθροίσματα των μερισμάτων, που διανεμήθηκαν σύμφωνα με τον πίνακα S&P 500. Τα δεδομένα των ετών 1981 έως 1987, αντλήθηκαν από την ιστοσελίδα του καθηγητή Robert Shiller ενώ τα μερίσματα από το 1988 έως

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

το 2010 από το S&P Corporation. Ο δείκτης μερισματικών αποδόσεων (dividend yield - dy) προσδιορίζεται από τη διαφορά του λογαρίθμου των μερισμάτων και του λογαρίθμου των τιμών με χρονική υστέρηση. Ενώ ο δείκτης μερισματικών τιμών (dividend price ratio - dp) προσδιορίζεται από τη διαφορά του λογαρίθμου των μερισμάτων και του λογαρίθμου των τιμών.

- Κέρδη (earnings): Χρησιμοποιήθηκαν τα δωδεκάμηνα κινούμενα αθροίσματα των κερδών. Τα δεδομένα των ετών 1946 έως 1987, επίσης αντλήθηκαν από την ιστοσελίδα του καθηγητή Robert Shiller ενώ τα κέρδη των ετών 1988 και μετά, αποτελούν εκτιμήσεις των αρθρογράφων με βάση τα τριμηνιαία κέρδη που εμφανίζονται στο S&P Corporation. Ο δείκτης τιμών κερδών (Earnings Price Ratio-ep) είναι η διαφορά μεταξύ του λογαρίθμου των κερδών και του λογαρίθμου των τιμών. Το Dividend Payout Ratio (de) είναι η διαφορά του λογαρίθμου των μερισμάτων μείον τον λογάριθμο των κερδών.

- Μεταβλητότητα του χρηματιστηρίου (Stock Variance - svar) : Υπολογισμένη ως το άθροισμα των τετραγώνων καθημερινών αποδόσεων του S&P. Τα στοιχεία της περιόδου μελέτης είναι από το Center for Research in Security Press (CRSP).

Λογιστική αξία (Book Value): Οι λογιστικές αξίες των μετοχών έχουν ληφθεί από την ιστοσελίδα Value Line's. Ο δείκτης λογιστικής προς αγοραστική αξία (Book to MarketRatio - bm) ορίζεται από το κλάσμα της λογιστικής αξίας προς την αγοραστική αξία που δίδεται από το μέσο όρο των βιομηχανικών επιχειρήσεων του δείκτη Dow Jones. Για τους μήνες Μάρτιο έως Δεκέμβριο, ο δείκτης έχει υπολογισθεί διαιρώντας τη λογιστική αξία στο τέλος του προηγούμενου έτους με την αξία κατά το τέλος του τρέχοντος μήνα. Για τους μήνες Ιανουάριο έως Φεβρουάριο, έχει υπολογισθεί διαιρώντας τη λογιστική αξία κατά το τέλος των δύο τελευταίων ετών με την τιμή στο τέλος του τρέχοντος μήνα όπως ανέφεραν και ο Kothari & Shanken (1997), Pontiff & Schall (1998).

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

- Η καθαρή αύξηση μετοχικού κεφαλαίου - (Net Equity Expansion - ntis) είναι ένας δείκτης 12 μηνιαίων κινούμενων αθροισμάτων των καθαρών ποσών που δίδονται από τις λίστες μετοχών του NYSE, διαιρούμενο προς τη συνολική αγοραία αξία των μετοχών.

- Επιτόκιο κρατικών ομολόγων (Treasury bills-tbl) : Είναι τα τριμηνιαία κρατικά ομόλογα της δευτερογενούς αγοράς που υπάρχουν στη Federal Reserve Bank του Σεντ Λιούις.

- Μακροχρόνια απόδοση (long term rate of return - ltr & long term yield - lty): Τα δεδομένα είναι από το Ibbotson's Stocks, Bonds, Bills and Inflation Yearbook. Αυτό αποτελεί και την πηγή άντλησης πληροφοριών για το μακροχρόνιο δείκτη αποδόσεων (ltr) και (lty). Ο όρος spreads είναι η διαφορά της μακροχρόνιας απόδοσης των κυβερνητικών ομολόγων και του επιτοκίου κρατικών ομολόγων. Η βασική διαφορά μεταξύ yield και return είναι πως στο return συμπεριλαμβάνεται η συνολική απόδοση, συμπεριλαμβανόμενης της διαφοράς τελικής με αρχική τιμή, ενώ στο yield συνήθως λαμβάνεται υπόψη η απόδοση βάση ενός επιτοκίου.

- Αποδόσεις εταιρικών ομολόγων (Corporate Bond Returns): Οι μακροχρόνιες αποδόσεις εταιρικών ομολόγων ελήφθησαν επίσης από το Ibbotson's Stocks, Bonds, Bills and Inflation Yearbook. Η προκαθορισμένη διαφορά απόδοσης - (Default Yield Spread - dfy) αποτελεί τη διαφορά μεταξύ των BAA και AAA αποδόσεων εταιρικών ομολόγων. Η προκαθορισμένη απόδοση επιστροφής - (Default Return Spread - dfr) αποτελεί τη διαφορά μεταξύ των μακροχρόνιων αποδόσεων εταιρικών ομολόγων και των μακροχρόνιων αποδόσεων κρατικών ομολόγων, σχέση που ανέδειξαν οι Fama & French (1989), Keim & Stambaugh (1986).

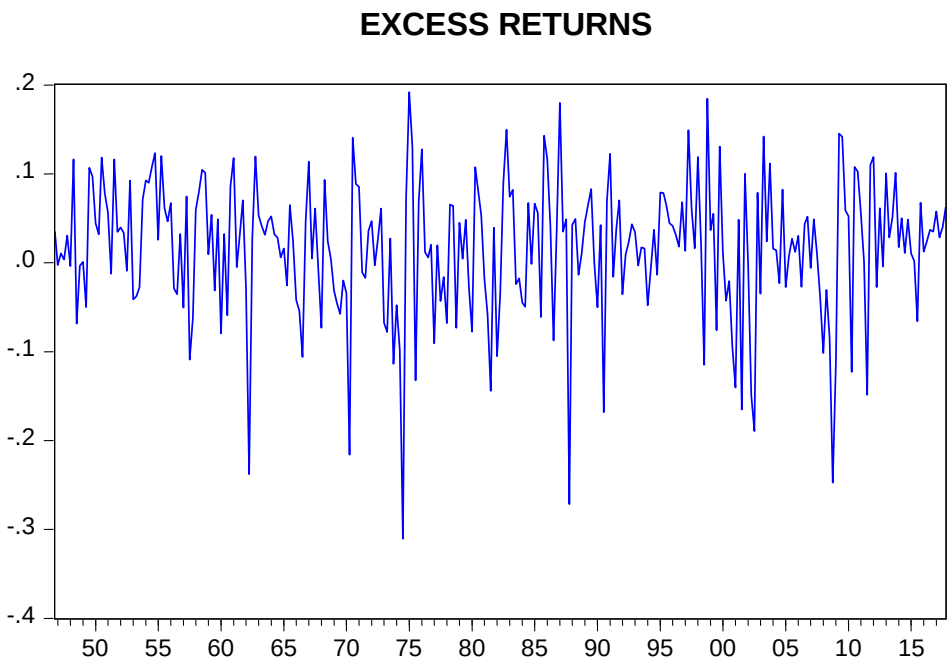
- Πληθωρισμός (Inflation-infl): Αποτελεί το δείκτη τιμών καταναλωτή (μεταξύ όλων των καταναλωτών), τα στοιχεία έχουν ληφθεί από το Bureau of Labor Statistics.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

- Δείκτης επενδύσεων προς κεφάλαιο (Investment to Capital Ratio i/k): Αφορά ένα δείκτη συνολικών επενδύσεων προς συνολικό κεφάλαιο για όλη την οικονομία. Ο δείκτης έχει προταθεί από τον Cochrane (1991).

3.2 Περιγραφική στατιστική

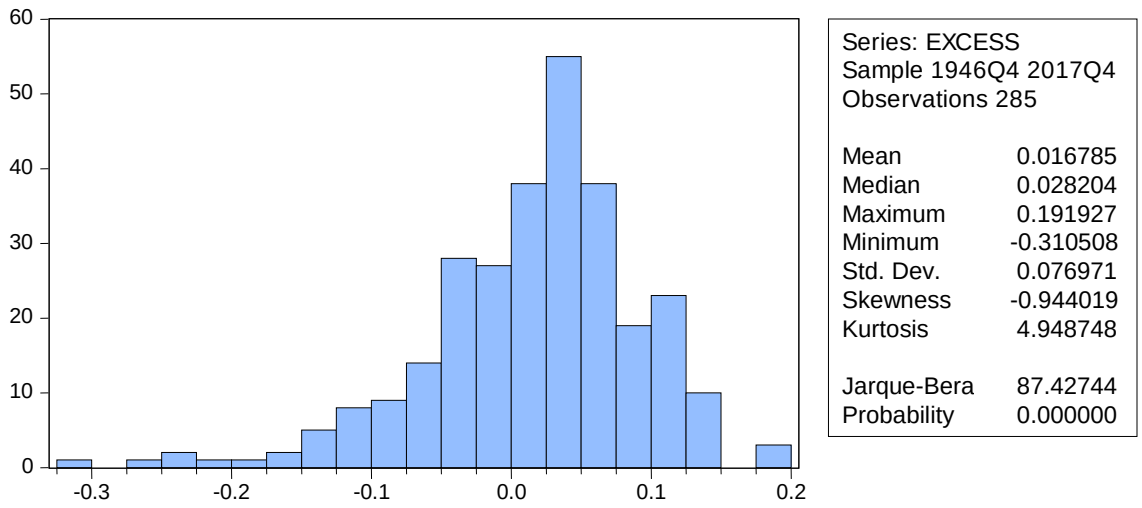
Αρχικά, παρουσιάζεται το γράφημα της εξαρτημένης μεταβλητής, ήτοι των αποδόσεων. Στη συνέχεια, παρουσιάζεται το ιστόγραμμά της καθώς και κάποια βασικά περιγραφικά μέτρα όπως η μέση τιμή (mean), διάμεσος (median), τυπική απόκλιση (std.dev) κτλπ..



Γράφημα 1. Γράφημα Εξαρτημένης Μεταβλητής

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Γράφημα 2. Ιστόγραμμα και περιγραφικά στοιχεία εξαρτημένης μεταβλητής



Αρχικά, παρατηρούμε πως η μέση τιμή είναι μικρότερη από τη διακύμανση, συνεπώς όπως έχει ήδη αναφερθεί, η πρόβλεψη καθίσταται δύσκολη. Επίσης, παρατηρούμε από την τιμή Jarque-Bera ότι δεν ακολουθείται η κανονική κατανομή και ότι η κατανομή των παρατηρήσεων είναι ελαφρώς αρνητικά ασύμμετρη (Skewness = -0,944019).

Ακολουθούμε την ίδια διαδικασία για όλες τις ανεξάρτητες μεταβλητές και τα περιγραφικά τους μέτρα παρουσιάζονται παρακάτω.

	BM	DE	DFR	DFY	DP	DY	EP
Mean	0.537714	-0.729201	0.000841	0.009479	-3.487395	-3.469214	-2.758194
Median	0.515210	-0.708215	0.001570	0.008100	-3.462489	-3.447390	-2.814355
Maximum	1.201580	1.379530	0.162880	0.033800	-2.597930	-2.582580	-1.774950
Minimum	0.125210	-1.244210	-0.118410	0.003400	-4.493159	-4.496630	-4.807400
Std. Dev.	0.249696	0.293816	0.022504	0.004355	0.437014	0.438458	0.452619
Skewness	0.477257	2.811363	0.310615	1.914347	-0.168958	-0.168157	-0.645804
Kurtosis	2.481353	20.44588	15.65156	8.405095	2.352870	2.423667	5.473903
Jarque-Bera	13.96442	3975.691	1898.633	519.1752	6.306749	5.268989	92.16332
Probability	0.000928	0.000000	0.000000	0.000000	0.042708	0.071755	0.000000
Sum	152.7107	-207.0930	0.238870	2.692100	-990.4201	-985.2568	-783.3271
Sum Sq. Dev.	17.64447	24.43079	0.143315	0.005368	54.04763	54.40537	57.97657
Observations	284	284	284	284	284	284	284

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

	IK	INFL	LTR	LTY	NTIS	SVAR	TBL
Mean	0.035357	0.008867	0.015554	0.057733	0.013576	0.005727	0.041038
Median	0.034745	0.007415	0.009355	0.051900	0.016895	0.003475	0.038900
Maximum	0.044240	0.053920	0.243680	0.148200	0.048390	0.114440	0.154900
Minimum	0.028040	-0.039100	-0.145140	0.017900	-0.052880	0.000370	0.000100
Std. Dev.	0.003556	0.010081	0.051184	0.028290	0.018734	0.009509	0.031069
Skewness	0.394812	0.533499	0.994347	0.833858	-1.004567	7.766776	0.945302
Kurtosis	2.600013	6.518023	6.140674	3.233789	3.872169	78.76873	4.170911
Jarque-Bera	9.271377	159.9272	163.5217	33.55857	56.76803	70789.27	58.52075
Probability	0.009699	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	10.04135	2.518300	4.417200	16.39613	3.855670	1.626510	11.65470
Sum Sq. Dev.	0.003579	0.028762	0.741410	0.226496	0.099318	0.025588	0.273177
Observations	284	284	284	284	284	284	284

Πίνακας 1. Περιγραφικά μέτρα Ανεξάρτητων μεταβλητών

Παρατηρούμε ότι, οι μεταβλητές με τη μεγάλη μεταβλητότητα, δηλαδή τυπική απόκλιση μεγαλύτερη από μέση τιμή, είναι οι dfr, infl, ntis και svar. Για τη μόνη μεταβλητή που δεν απορρίπτεται η υπόθεση ότι οι παρατηρήσεις της ακολουθούν την κανονική κατανομή είναι η dy.

3.3 Παρουσίαση Εμπειρικής Ανάλυσης

Αρχικά, αναλύουμε την εξαρτημένη μεταβλητή ως προς τη στασιμότητά της, χρησιμοποιώντας έλεγχο μοναδιαίας ρίζας και Correlogram. Σε μια στάσιμη στοχαστική διαδικασία (πχ χρονολογική σειρά), οι επιδράσεις μιας τυχαίας διαταραχής φθίνουν σταδιακά με το πέρασμα του χρόνου, ενώ σε μία μη στάσιμη διαδικασία, μια τυχαία διαταραχή επιφέρει μόνιμες επιδράσεις στις τιμές της σειράς στο χρόνο, με αποτέλεσμα να είναι αρκετά δύσκολη η πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών τους. Ο έλεγχος στασιμότητας έχει ως αρχική υπόθεση H0 την υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας (μη στασιμότητας), έναντι της εναλλακτικής H1 περί στάσιμης χρονολογικής σειράς.

Από τα αποτελέσματα του έλεγχου στασιμότητας της σειράς EXCESS, παρατηρούμε ότι σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας α=0.05

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση (p-value=0.00) και επομένως, η σειρά είναι **στάσιμη** (Πίνακας 2).

Null Hypothesis: EXCESS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-15.17708	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.453234	
	5% level	-2.871510	
	10% level	-2.572154	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(EXCESS)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1947Q1 2017Q4
Included observations: 284 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXCESS(-1)	-0.899699	0.059280	-15.17708	0.0000
C	0.015052	0.004665	3.226483	0.0014

R-squared	0.449588	Mean dependent var	9.59E-05
Adjusted R-squared	0.447637	S.D. dependent var	0.103397
S.E. of regression	0.076846	Akaike info criterion	-2.287010
Sum squared resid	1.665296	Schwarz criterion	-2.261313
Log likelihood	326.7554	Hannan-Quinn criter.	-2.276708
F-statistic	230.3438	Durbin-Watson stat	1.989022
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας 2. Έλεγχος ύπαρξης Μοναδιαίας Ρίζας με Augmented Dickey-Fuller

Στη συνέχεια, χρησιμοποιούμε όλες τις ανεξάρτητες μεταβλητές του δείγματός μας για την περίοδο 1946:4 - 2017:4, ήτοι 285 παρατηρήσεις για κάθε μεταβλητή, για την εκτίμηση ενός μοντέλου πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων της μορφής:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \ldots\ldots + \beta_k X_k + \varepsilon$$

Το μοντέλο μας στηρίζεται σε κάποιες θεωρητικές υποθέσεις. Αυτές είναι:

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

1) για κάθε παρατηρούμενη τιμή της Υ, τα σφάλματα ε ακολουθούν την κανονική κατανομή με αναμενόμενη τιμή μηδέν και σταθερή τυπική απόκλιση σ και είναι ασυσχέτιστες από τα σφάλματα που σχετίζονται με όλες τις άλλες παρατηρήσεις. Αυτό σημαίνει ότι τα εi, εj , για κάθε i≠j, είναι ασυσχέτιστες τυχαίες μεταβλητές.
2) στην ανάλυση παλινδρόμησης, οι μεταβλητές Xj θεωρούνται σταθερές ποσότητες, ενώ στην ανάλυση συσχέτισης, είναι τυχαίες μεταβλητές. Σε κάθε περίπτωση, οι Xj είναι ασυσχέτιστες από τους όρους σφαλμάτων ε. Όταν υποθέτουμε ότι οι Xj είναι σταθερές ποσότητες, υποθέτουμε ότι έχουμε k μεταβλητές Xj των οποίων οι διάφορες τιμές δεν είναι τυχαίες και έτσι, η μόνη τυχαιότητα στην Υ είναι αποτέλεσμα των σφαλμάτων ε.

Ο πρώτος και βασικός στατιστικός έλεγχος που θα πρέπει αρχικά να διεξαχθεί είναι ο γενικός έλεγχος καταλληλότητας του μοντέλου. Ο έλεγχος αυτός θα διερευνήσει αν υπάρχει γραμμική σχέση παλινδρόμησης μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής και τουλάχιστον κάποιας από τις επεξηγηματικές, ανεξάρτητες μεταβλητές Xj που περιλαμβάνονται στη σχέση παλινδρόμησης που μελετάμε.

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = ... = \beta_k = 0$
$H_1 :$ *τουλάχιστον* κάποιο από τα $\beta_j (i = 1,...,k) \neq 0$

Αν η μηδενική υπόθεση δεν απορριφθεί, αυτό αποτελεί ένδειξη ότι δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ της Υ και οποιασδήποτε από τις ανεξάρτητες μεταβλητές στην προτεινόμενη σχέση παλινδρόμησης. Σε μία τέτοια περίπτωση, το μοντέλο κρίνεται σαφέστατα πλήρως ακατάλληλο. Αν από την άλλη πλευρά, απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, υπάρχει στατιστική ένδειξη γραμμικής σχέσης μεταξύ της Υ και τουλάχιστον κάποιας από τις ανεξάρτητες μεταβλητές που εμπεριέχονται στο μοντέλο.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

$$excess_t = \beta_0 + \beta_1 dp_{t-1} + \beta_2 dy_{t-1} + \beta_3 ep_{t-1} + \beta_4 de_{t-1} + \beta_5 svar_{t-1} + \beta_6 bm_{t-1} + \beta_7 ntis_{t-1} + \beta_8 tbl_{t-1} + \\ + \beta_9 lty_{t-1} + \beta_{10} ltr_{t-1} + \beta_{11} dfy_{t-1} + \beta_{12} dfr_{t-1} + \beta_{13} infl_{t-1} + \beta_{14} ik_{t-1}$$

Πίνακας 3. Αποτελέσματα πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης

Dependent Variable: EXCESS
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1947Q2 2017Q4
Included observations: 283 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.243296	0.116887	2.081464	0.0383
DP(-1)	-140.9247	1154.079	-0.122110	0.9029
DY(-1)	0.004693	0.073604	0.063761	0.9492
EP(-1)	140.9795	1154.076	0.122158	0.9029
DE(-1)	140.9511	1154.076	0.122133	0.9029
SVAR(-1)	-0.095596	0.697898	-0.136977	0.8912
BM(-1)	-0.035175	0.056729	-0.620051	0.5358
NTIS(-1)	-0.132362	0.300032	-0.441161	0.6595
TBL(-1)	-0.422424	0.454752	-0.928911	0.3538
LTY(-1)	0.159443	0.449391	0.354798	0.7230
LTR(-1)	0.269197	0.107585	2.502189	0.0129
DFY(-1)	0.457653	2.034202	0.224979	0.8222
DFR(-1)	0.740833	0.244716	3.027318	0.0027
INFL(-1)	-1.060329	0.525440	-2.017984	0.0446
IK(-1)	-0.284088	2.013675	-0.141079	0.8879

R-squared	0.110561	Mean dependent var	0.016788
Adjusted R-squared	0.064097	S.D. dependent var	0.077226
S.E. of regression	0.074710	Akaike info criterion	-2.298847
Sum squared resid	1.495881	Schwarz criterion	-2.105626
Log likelihood	340.2869	Hannan-Quinn criter.	-2.221372
F-statistic	2.379528	Durbin-Watson stat	2.060839
Prob(F-statistic)	0.003886		

Σημειώνεται, ότι ο έλεγχος F είναι ένας αρχικός έλεγχος, ενδεικτικός για την ύπαρξη σχέσης μεταξύ της εξαρτημένης και τουλάχιστον μίας από τις ανεξάρτητες μεταβλητές που περιλαμβάνονται στο μοντέλο μας. Αν το αποτέλεσμα του ελέγχου δείξει καταλληλότητα του μοντέλου, αν δηλαδή η H0 απορριφθεί, στη συνέχεια θα πρέπει να διεξάγουμε ξεχωριστούς ελέγχους για την σημαντικότητα της κάθε ξεχωριστής παραμέτρου και βάσει αυτών να καταλήξουμε στο τελικό μοντέλο. Παρατηρούμε ότι Prob (F-statistic)=0.003886, οπότε η H0 απορρίπτεται.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Στην πολλαπλή παλινδρόμηση, οι επιπλέον έλεγχοι που είναι απαραίτητοι για τον προσδιορισμό των στατιστικά σημαντικών παραμέτρων είναι οι έλεγχοι t. Αυτοί οι έλεγχοι είναι ενδεικτικοί για τη συμβολή της κάθε μιας ανεξάρτητης μεταβλητής στην ερμηνεία της διασποράς των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής μας. Βάσει αυτών των ελέγχων, όσες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές δεν δείξουν στατιστικά σημαντική επεξηγηματική επίδραση, θα πρέπει να αποκλειστούν από το μοντέλο παλινδρόμησης.

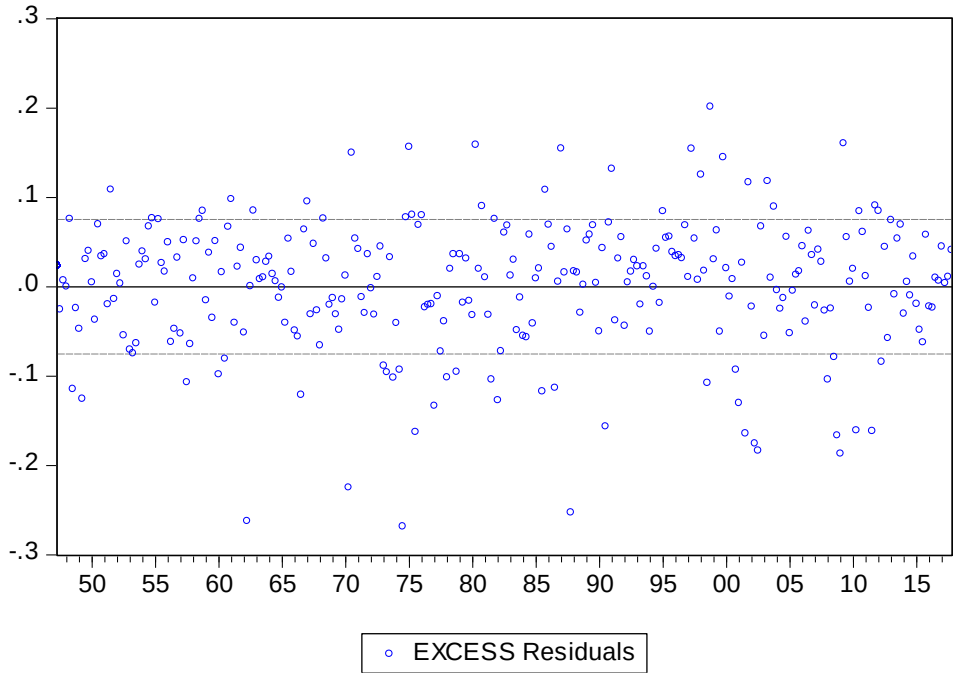
Από τα αποτελέσματα της παραπάνω παλινδρόμησης, στατιστικά σημαντικές είναι οι μεταβλητές LTR, DFR και INFL, καθώς p-value < α=5% και ως εκ τούτου, αυτές οι μεταβλητές έχουν προβλεπτική ικανότητα για τις αποδόσεις των μετοχών. Στο μοντέλο μας, R2=0.110561 , το οποίο σημαίνει ότι το 11,0561% της συνολικής μεταβλητότητας των ετησίων αποδόσεων των μετοχών αποδίδεται στη γραμμική τους σχέση με τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Αυτό είναι ένα μικρό ποσοστό, μη ικανοποιητικό.

Διερεύνηση των υποθέσεων του μοντέλου

Τα διαγράμματα καταλοίπων είναι εύκολα στη χρήση τους και μας παρέχουν άμεσα πολλές πληροφορίες. Το ρητό «μια εικόνα αξίζει όσο χίλιες λέξεις» είναι μια καλή περιγραφή της τεχνικής εξέτασης των διαγραμμάτων των καταλοίπων της παλινδρόμησης.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Γράφημα 3. Διάγραμμα καταλοίπων ως προς τις εκτιμήσεις της *Excess*



Έλεγχος για Αυτοσυσχέτιση

Υποθέτουμε ότι οι διαταρακτικοί όροι ενός οικονομετρικού υποδείγματος ακολουθούν ένα αυτοπαλίνδρομο σχήμα q βαθμού, AR(q), δηλαδή έχουν τη μορφή:

$$u_i = \rho_1 u_{i-1} + \rho_2 u_{i-2} + ... + \rho_q u_{i-q} + \varepsilon_i$$

Οι υποθέσεις τις οποίες ελέγχουμε, αναφορικά με την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης, είναι:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = ... = \rho_q = 0$$

$$H_1 : \text{ένα τουλάχιστον από τα } \rho_1, \rho_2, ..., \rho_q \neq 0$$

Sample: 1947Q2 2017Q4
Included observations: 283

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.|. |	.|. |	1	-0.031	-0.031	0.2672	0.605
.|. |	.|. |	2	-0.050	-0.051	0.9943	0.608
.|. |	.|. |	3	0.021	0.018	1.1177	0.773
.|. |	.|. |	4	0.008	0.006	1.1345	0.889
.|. |	.|. |	5	0.037	0.040	1.5374	0.909
.|. |	.|. |	6	-0.021	-0.018	1.6614	0.948
*|. |	*|. |	7	-0.081	-0.079	3.5838	0.826
.|. |	.|. |	8	-0.025	-0.034	3.7711	0.877
.|. |	.|. |	9	-0.030	-0.040	4.0385	0.909
.|. |	.|. |	10	0.052	0.050	4.8388	0.902
.|. |	.|. |	11	-0.013	-0.009	4.8874	0.936
.|. |	.|. |	12	0.006	0.018	4.8984	0.961
.|. |	.|. |	13	-0.046	-0.050	5.5300	0.962
.|. |	.|. |	14	-0.002	-0.010	5.5309	0.977
.|. |	.|. |	15	0.018	0.003	5.6329	0.985
.|* |	.|* |	16	0.074	0.075	7.3065	0.967
.|* |	.|* |	17	0.125	0.141	12.042	0.798
.|. |	.|* |	18	0.053	0.078	12.899	0.798
*|. |	*|. |	19	-0.096	-0.082	15.713	0.676
.|. |	*|. |	20	-0.039	-0.067	16.170	0.706
.|. |	*|. |	21	-0.040	-0.072	16.656	0.732
.|. |	.|. |	22	-0.029	-0.046	16.923	0.768
.|. |	.|. |	23	0.000	0.023	16.924	0.813
.|. |	.|. |	24	-0.005	0.040	16.933	0.852
*|. |	.|. |	25	-0.067	-0.040	18.345	0.827
.|* |	.|* |	26	0.118	0.105	22.691	0.650
.|. |	.|. |	27	0.040	0.019	23.193	0.675
*|. |	*|. |	28	-0.071	-0.086	24.784	0.640
.|. |	.|. |	29	0.022	0.017	24.932	0.682
.|. |	.|. |	30	-0.019	-0.011	25.044	0.723
.|* |	.|* |	31	0.100	0.117	28.242	0.609
.|* |	.|* |	32	0.099	0.105	31.404	0.497
.|. |	.|. |	33	-0.031	-0.020	31.716	0.531
.|. |	.|. |	34	0.028	-0.010	31.978	0.567
.|. |	*|. |	35	-0.049	-0.080	32.747	0.577
.|. |	.|. |	36	0.058	0.059	33.837	0.572

Πίνακας 4. Correlogram of residuals

Διαπιστώνουμε ότι από τον έλεγχο, δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων.

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Στην ουσία ελέγχεται εάν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα τετράγωνα των καταλοίπων δηλαδή εάν προκύπτει, έμμεσα, πρόβλημα

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ετεροσκεδαστικότητας. Τα αποτελέσματα του ελέγχου απεικονίζονται στον παρακάτω πίνακα:

Sample: 1947Q2 2017Q4
Included observations: 283

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.|* |	.|* |	1	0.088	0.088	2.2386	0.135
.|. |	.|. |	2	0.067	0.060	3.5431	0.170
.|. |	.|. |	3	0.068	0.058	4.8771	0.181
.|. |	.|. |	4	0.033	0.019	5.1921	0.268
.|. |	.|. |	5	0.070	0.060	6.6317	0.250
.|. |	.|. |	6	0.026	0.009	6.8270	0.337
.|. |	.|. |	7	-0.047	-0.061	7.4812	0.381
*|. |	*|. |	8	-0.087	-0.091	9.6944	0.287
.|. |	.|. |	9	-0.008	0.007	9.7113	0.374
.|. |	.|. |	10	-0.014	-0.002	9.7665	0.461
.|. |	.|. |	11	0.016	0.029	9.8447	0.544
.|. |	.|. |	12	-0.053	-0.046	10.684	0.556
.|. |	.|. |	13	-0.054	-0.036	11.570	0.563
.|. |	.|. |	14	0.020	0.032	11.693	0.631
.|. |	.|. |	15	0.003	0.002	11.696	0.702
.|. |	.|. |	16	0.001	-0.006	11.696	0.765
.|* |	.|* |	17	0.093	0.099	14.292	0.646
.|. |	*|. |	18	-0.061	-0.070	15.421	0.633
.|. |	.|. |	19	-0.024	-0.029	15.599	0.684
.|. |	.|. |	20	-0.039	-0.056	16.057	0.713
.|. |	.|. |	21	-0.029	-0.021	16.309	0.752
*|. |	*|. |	22	-0.095	-0.093	19.103	0.639
.|. |	.|. |	23	-0.019	0.012	19.219	0.688
*|. |	*|. |	24	-0.098	-0.072	22.240	0.565
.|. |	.|. |	25	-0.028	0.012	22.479	0.608
.|. |	.|. |	26	-0.021	-0.016	22.619	0.654
.|. |	.|. |	27	-0.014	0.011	22.683	0.702
.|. |	.|. |	28	-0.008	-0.015	22.705	0.748
.|. |	.|. |	29	-0.065	-0.051	24.050	0.726
.|. |	.|. |	30	0.059	0.064	25.151	0.718
.|. |	.|. |	31	0.005	-0.013	25.160	0.761
.|* |	.|. |	32	0.085	0.073	27.498	0.694
.|. |	.|. |	33	0.016	-0.003	27.579	0.734
*|. |	*|. |	34	-0.072	-0.106	29.240	0.700
*|. |	*|. |	35	-0.090	-0.094	31.863	0.620
.|. |	.|. |	36	-0.007	-0.003	31.879	0.665

Πίνακας 5. Correlogram of residuals squared

Από τα αποτελέσματα που προκύπτουν, παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης των τετραγώνων των καταλοίπων.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Μέθοδος επιλογής μεταβλητών

Σε αυτό το σημείο παρουσιάζονται δύο εναλλακτικές μέθοδοι επιλογής ανεξαρτήτων μεταβλητών.

- Μέθοδος αποκλεισμού (Backward Elimination Procedure): Με αυτή τη διαδικασία, ξεκινάμε με ένα μοντέλο που περιέχει όλες τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Στη συνέχεια, σε κάθε k βήμα αφαιρούμε κάθε μια από αυτές και διεξάγουμε τον μερικό έλεγχο F στα μοντέλα αυτά. Όταν, βάσει του ελέγχου, η αφαίρεση της μεταβλητής δεν επηρεάζει σημαντικά το μοντέλο, αυτή η μεταβλητή αποβάλλεται. Η διαδικασία συνεχίζεται μέχρι το σημείο που όλες οι μεταβλητές που έχουν παραμείνει στο μοντέλο να είναι σημαντικές.

Dependent Variable: EXCESS
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1947Q1 2017Q4
Included observations: 284 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.132597	0.033315	3.980054	0.0001
EP(-1)	0.035526	0.010837	3.278227	0.0012
TBL(-1)	-0.343103	0.156125	-2.197624	0.0288
LTR(-1)	0.292822	0.094645	3.093905	0.0022
DFR(-1)	0.797663	0.216639	3.681992	0.0003
INFL(-1)	-0.986289	0.434087	-2.272100	0.0238

R-squared	0.099953	Mean dependent var	0.016720
Adjusted R-squared	0.083765	S.D. dependent var	0.077098
S.E. of regression	0.073799	Akaike info criterion	-2.354049
Sum squared resid	1.514060	Schwarz criterion	-2.276958
Log likelihood	340.2750	Hannan-Quinn criter.	-2.323142
F-statistic	6.174571	Durbin-Watson stat	2.056529
Prob(F-statistic)	0.000019		

Πίνακας 6. Αποτελέσματα Εκτίμησης με τη μέθοδο του αποκλεισμού

Βηματική παλινδρόμηση (Stepwise Procedure): Αυτή είναι, πιθανόν, η πιο συνηθισμένη μέθοδος για την επιλογή ανεξαρτήτων μεταβλητών. Η διαδικασία είναι μια τομή των δύο προηγούμενων μεθόδων. Στην

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

διαδικασία προοδευτικής προσθήκης, μόλις μια μεταβλητή εισαχθεί στο μοντέλο, αυτή παραμένει σε όλα τα επόμενα βήματα. Η διαδικασία προοδευτικής προσθήκης δεν επιτρέπει την επανεκτίμηση της μεταβλητής αυτής, από τη στιγμή που θα εισαχθεί στο μοντέλο. Το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας μπορεί να δημιουργηθεί μόλις μια μεταβλητή γίνεται περιττή, όταν εισαχθούν στο μοντέλο μεταβλητές που περιέχουν περίπου την ίδια πληροφορία με αυτήν. Αυτό είναι το αδύνατο σημείο της διαδικασίας προοδευτικής προσθήκης. Ακόμα στην διαδικασία αποκλεισμού, μόλις μια μεταβλητή κριθεί ως μη-σημαντική και αποβληθεί από το μοντέλο, μπορεί να έχει προβλεπτική ισχύ μόλις άλλες μεταβλητές αποβληθούν από το μοντέλο. Εν τούτοις, η συμμετοχή της στο μοντέλο δεν επανεξετάζεται. Η βηματική παλινδρόμηση είναι ένας συνδυασμός των δύο προηγούμενων διαδικασιών, η οποία όμως επανεκτιμά την σημαντικότητα κάθε μεταβλητής σε κάθε στάδιο. Αυτό ελαχιστοποιεί την πιθανότητα να μείνουν σημαντικές μεταβλητές εκτός μοντέλου ή περιττές μεταβλητές μέσα σε αυτό. Η διαδικασία λειτουργεί ως ακολούθως. Ο αλγόριθμος ξεκινά, όπως στην διαδικασία προοδευτικής προσθήκης, βρίσκοντας τις πιο σημαντικές μεταβλητές για το μοντέλο. Τότε οι μεταβλητές που έχουν μείνει εκτός μοντέλου ελέγχονται μέσω των μερικών ελέγχων F και η πιο σημαντική μεταβλητή, προστίθεται στο μοντέλο. Σε αυτό το σημείο, η διαδικασία διαφοροποιείται από την διαδικασία προοδευτικής προσθήκης αλλά και τη λογική της μεθόδου αποκλεισμού. Η κάθε μεταβλητή που έχει ενταχθεί στο μοντέλο σε προηγούμενο βήμα επανεκτιμάται για το αν θα παραμείνει στο μοντέλο τώρα που μια καινούργια μεταβλητή έχει προστεθεί. Αν όχι, η μεταβλητή αποβάλλεται. Στη συνέχεια οι μεταβλητές που παραμένουν εκτός μοντέλου ελέγχονται αν πληρούν τις προϋποθέσεις εισαγωγής στο μοντέλο και αν βρεθούν σημαντικές, τελικά εισάγονται. Όλες οι μεταβλητές στο μοντέλο ελέγχονται ξανά αν παραμένουν σημαντικές, μόλις έχει προστεθεί η καινούργια μεταβλητή. Η διαδικασία συνεχίζεται μέχρι να μην υπάρχει καμία μεταβλητή εκτός μοντέλου, που πρέπει να

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

προστεθεί σε αυτό, αλλά και καμία μεταβλητή στο μοντέλο που θα πρέπει να αποβληθεί από αυτό.

Dependent Variable: EXCESS
Method: Stepwise Regression
Sample (adjusted): 1947Q1 2017Q4
Included observations: 284 after adjustments
Number of always included regressors: 1
Number of search regressors: 14
Selection method: Stepwise forwards
Stopping criterion: p-value forwards/backwards = 0.5/0.5
Note: final equation sample is larger than stepwise sample (rejected regressors contain missing values)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
C	0.169244	0.042021	4.027558	0.0001
DY(-1)	0.021509	0.016465	1.306325	0.1925
DFR(-1)	0.732319	0.223320	3.279233	0.0012
LTR(-1)	0.275849	0.095613	2.885046	0.0042
EP(-1)	0.020705	0.016676	1.241582	0.2154
INFL(-1)	-0.945664	0.435446	-2.171715	0.0307
TBL(-1)	-0.351460	0.156665	-2.243384	0.0257
NTIS(-1)	-0.193414	0.248141	-0.779455	0.4364

R-squared	0.106580	Mean dependent var	0.016720
Adjusted R-squared	0.083920	S.D. dependent var	0.077098
S.E. of regression	0.073793	Akaike info criterion	-2.347354
Sum squared resid	1.502913	Schwarz criterion	-2.244566
Log likelihood	341.3243	Hannan-Quinn criter.	-2.306144
F-statistic	4.703583	Durbin-Watson stat	2.074496
Prob(F-statistic)	0.000053		

Selection Summary

Added IK(-1)
Added DFR(-1)
Added LTR(-1)
Added EP(-1)
Added INFL(-1)
Added TBL(-1)
Added DY(-1)
Removed IK(-1)
Added NTIS(-1)

*Note: p-values and subsequent tests do not account for stepwise selection.

Πίνακας 7. Αποτελέσματα Εκτίμησης με Βηματική παλινδρόμηση

Και με τις δύο μεθόδους, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι οι μεταβλητές που επηρεάζουν γραμμικά τις αποδόσεις των μετοχών είναι οι dfr, ltr, infl

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

και tbl. Όμως, επειδή με την πρώτη μέθοδο πετυχαίνουμε μεγαλύτερο F-statistic, συμπεριλαμβάνουμε και τη μεταβλητή ep.

Εισαγωγή Ποιοτικής μεταβλητής

Παρατηρούμε ότι στα παραπάνω αποτελέσματα εμφανίζεται πολύ χαμηλό R2, το οποίο κάνει το υπόδειγμά μας να στερεί σε ερμηνεία. Για το λόγο αυτό, εισάγουμε μία ψευδομεταβλητή (dum) η οποία παίρνει την τιμή 1 στις περιόδους που έχει καταγραφεί κρίση στο χρηματιστήριο και την τιμή 0 σε όλες τις άλλες περιόδους. Οι περίοδοι στις οποίες καταχωρούμε την τιμή 1 είναι οι εξής:

- 1962Q2 -> Kennedy Slide of 1962 ή Flash Crash of 1962 S&P 500 έπεσε κατά 22.5%, και η χρηματιστηριακή αγορά δεν επανήλθε μέχρι τη Cuban Missile Crisis.
- 1970Q2 -> Μεταξύ 1968 και 1970, ο Dow πέφτει από τις 906 μονάδες στις 753.19. Επίσης το 1970 λαμβάνει χώρα η ενεργειακή κρίση.
- 1974Q3-> 1973–1974 bear market, ίσως η μεγαλύτερη οικονομική κρίση μετά τη μεγάλη κρίση του 1929, που συνδυάστηκε με την κρίση στην τιμή του πετρελαίου.
- 1987Q4-> Black Monday ήταν το γεγονός που συνέβη τη Δευτέρα, 19 Οκτωβρίου 1987 όταν η παγκόσμια χρηματιστηριακή αγορά χτυπήθηκε ανεπανόρθωτα. Ξεκίνησε στο Χονγκ Κονγκ και εξαπλώθηκε προς τα δυτικά, στην Ευρώπη και την Αμερική. Χαρακτηριστικά ο Dow Jonew υποχώρησε κατά 508 μονάδες.
- 2008Q4-> Η κρίση του 2008 συνέβη στις 29 Σεπτεμβρίου 2008. Ο Dow Jones υποχώρησε κατά 777.68 μονάδες.

Συνεπώς εκτιμούμε την εξής παλινδρόμηση:

$$\text{excess}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ep}_{t-1} + \beta_2 \text{tbl}_{t-1} + \beta_3 \text{ltr}_{t-1} + \beta_4 \text{dfr}_{t-1} + \beta_5 \text{infl}_{t-1} + \beta_6 dum + u_t$$

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Dependent Variable: EXCESS
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1947Q1 2017Q4
Included observations: 284 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.110322	0.030130	3.661504	0.0003
DUM	-0.252292	0.031118	-8.107491	0.0000
EP(-1)	0.026823	0.009819	2.731727	0.0067
TBL(-1)	-0.329146	0.140621	-2.340661	0.0200
DFR(-1)	0.414609	0.200750	2.065297	0.0398
INFL(-1)	-0.567948	0.394341	-1.440243	0.1509
LTR(-1)	0.203269	0.085952	2.364902	0.0187

R-squared	0.272570	Mean dependent var	0.016720
Adjusted R-squared	0.256814	S.D. dependent var	0.077098
S.E. of regression	0.066465	Akaike info criterion	-2.559936
Sum squared resid	1.223683	Schwarz criterion	-2.469997
Log likelihood	370.5110	Hannan-Quinn criter.	-2.523878
F-statistic	17.29882	Durbin-Watson stat	2.008130
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας 8. Αποτελέσματα Εκτίμησης με Ψευδομεταβλητή.

Χρησιμοποιώντας τη μέθοδο του αποκλεισμού καταλήγουμε στο εξής υπόδειγμα:

$$\text{excess}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ep}_{t-1} + \beta_2 \text{tbl}_{t-1} + \beta_3 dum + u_t$$

Dependent Variable: EXCESS
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1947Q1 2017Q4
Included observations: 284 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.093494	0.028796	3.246764	0.0013
DUM	-0.272657	0.030322	-8.992093	0.0000
EP(-1)	0.020408	0.009450	2.159668	0.0316
TBL(-1)	-0.383428	0.137315	-2.792325	0.0056

R-squared	0.251086	Mean dependent var	0.016720
Adjusted R-squared	0.243062	S.D. dependent var	0.077098
S.E. of regression	0.067077	Akaike info criterion	-2.551956
Sum squared resid	1.259824	Schwarz criterion	-2.500562
Log likelihood	366.3777	Hannan-Quinn criter.	-2.531351
F-statistic	31.29153	Durbin-Watson stat	1.861109
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας 9. Αποτελέσματα Εκτίμησης

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Κοιτώντας το correlogram των καταλοίπων και των τετραγώνων των καταλοίπων που παρουσιάζονται παρακάτω, διαπιστώνουμε πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας.

Sample: 1947Q1 2017Q4
Included observations: 284

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.|. |	.|. |	1	0.068	0.068	1.3368	0.248
.|. |	.|. |	2	0.021	0.017	1.4672	0.480
.|. |	.|. |	3	-0.007	-0.009	1.4805	0.687
.|. |	.|. |	4	-0.055	-0.054	2.3546	0.671
.|. |	.|. |	5	-0.009	-0.002	2.3797	0.794
.|. |	.|. |	6	-0.026	-0.023	2.5779	0.860
*|. |	*|. |	7	-0.121	-0.119	6.8843	0.441
.|. |	.|. |	8	0.036	0.051	7.2615	0.509
*|. |	*|. |	9	-0.071	-0.074	8.7334	0.462
.|. |	.|. |	10	0.057	0.063	9.7134	0.466
*|. |	*|. |	11	-0.092	-0.115	12.231	0.347
.|. |	.|. |	12	-0.011	0.006	12.269	0.424
.|. |	.|. |	13	0.010	-0.000	12.299	0.503
.|. |	.|. |	14	-0.019	-0.029	12.408	0.574
.|. |	.|. |	15	-0.005	-0.004	12.416	0.647
.|* |	.|* |	16	0.114	0.101	16.379	0.427
.|. |	.|. |	17	0.062	0.067	17.555	0.417
.|* |	.|. |	18	0.106	0.059	20.988	0.280
*|. |	*|. |	19	-0.090	-0.091	23.461	0.218
.|. |	.|. |	20	-0.026	-0.018	23.671	0.257
*|. |	*|. |	21	-0.097	-0.085	26.580	0.185
.|. |	.|. |	22	-0.033	-0.015	26.924	0.214
.|. |	.|. |	23	-0.021	-0.004	27.059	0.253
.|. |	.|. |	24	-0.006	0.009	27.069	0.301
*|. |	.|. |	25	-0.073	-0.065	28.753	0.274
.|* |	.|. |	26	0.096	0.074	31.643	0.205
.|. |	.|. |	27	-0.014	-0.007	31.703	0.243
.|. |	*|. |	28	-0.056	-0.091	32.699	0.247
.|. |	.|. |	29	-0.065	-0.043	34.034	0.238
.|. |	.|. |	30	0.063	0.067	35.303	0.232
.|* |	.|* |	31	0.109	0.116	39.094	0.151
.|. |	.|. |	32	0.064	0.009	40.413	0.146
.|. |	.|. |	33	0.004	-0.005	40.417	0.175
.|. |	.|. |	34	0.034	-0.004	40.801	0.196
.|. |	.|. |	35	-0.045	-0.038	41.468	0.209
.|. |	.|. |	36	0.042	0.028	42.054	0.225

Πίνακας 10. Correlogram of residuals

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Sample: 1947Q1 2017Q4
Included observations: 284

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.|* |	.|* |	1	0.119	0.119	4.0673	0.044
.|* |	.|* |	2	0.133	0.121	9.1924	0.010
.|* |	.|* |	3	0.120	0.095	13.373	0.004
.|* |	.|* |	4	0.149	0.116	19.818	0.001
.|* |	.|* |	5	0.182	0.140	29.499	0.000
.|. |	.|. |	6	0.046	-0.020	30.111	0.000
.|. |	*|. |	7	-0.006	-0.070	30.123	0.000
.|. |	*|. |	8	-0.055	-0.105	31.018	0.000
.|. |	.|. |	9	0.045	0.022	31.613	0.000
.|. |	.|. |	10	-0.010	-0.022	31.645	0.000
.|. |	.|. |	11	0.002	0.021	31.646	0.001
.|. |	.|. |	12	-0.018	0.013	31.745	0.002
*|. |	*|. |	13	-0.125	-0.111	36.413	0.001
.|. |	.|* |	14	0.059	0.076	37.457	0.001
.|. |	.|. |	15	0.029	0.045	37.714	0.001
.|. |	.|. |	16	-0.015	-0.018	37.780	0.002
.|. |	.|. |	17	-0.043	-0.028	38.332	0.002
.|. |	.|. |	18	0.014	0.035	38.389	0.003
*|. |	*|. |	19	-0.078	-0.108	40.240	0.003
.|. |	*|. |	20	-0.053	-0.068	41.097	0.004
.|. |	.|. |	21	-0.061	-0.045	42.227	0.004
*|. |	.|. |	22	-0.078	-0.021	44.107	0.003
*|. |	*|. |	23	-0.110	-0.081	47.882	0.002
*|. |	.|. |	24	-0.074	-0.001	49.602	0.002
*|. |	.|. |	25	-0.095	-0.035	52.438	0.001
.|. |	.|. |	26	0.001	0.056	52.438	0.002
.|. |	.|. |	27	-0.004	0.060	52.442	0.002
.|* |	.|* |	28	0.087	0.154	54.833	0.002
.|. |	*|. |	29	-0.055	-0.078	55.781	0.002
.|. |	.|. |	30	-0.021	-0.052	55.918	0.003
.|* |	.|* |	31	0.121	0.113	60.603	0.001
.|. |	.|. |	32	0.028	-0.049	60.858	0.002
.|. |	.|. |	33	0.069	0.010	62.397	0.001
.|. |	.|. |	34	0.003	0.018	62.401	0.002
.|. |	.|. |	35	-0.032	-0.064	62.725	0.003
.|* |	.|* |	36	0.124	0.090	67.741	0.001

Πίνακας 11. Correlogram of Squared Residuals

Έλεγχος για επιδράσεις ARCH

Υποθέτουμε ότι οι διαταρακτικοί όροι του οικονομετρικού υποδείγματος ακολουθούν το σχήμα της αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας τάξεως h, ή συνοπτικά, ακολουθούν τη διαδικασία ARCH(h), δηλαδή έχουν τη μορφή:

$$u_i = \varepsilon_i (a_0 + a_1 u_{i-1}^2 + a_2 u_{i-2}^2 + ... + a_h u_{i-h}^2)^{1/2}$$

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

όπου συνήθως υποθέτουμε ότι, η τυχαία μεταβλητή εί κατανέμεται κανονικά και ανεξάρτητα με μέσο μηδέν και διακύμανση τη μονάδα. Σε μια ARCH(h) διαδικασία, η υπό συνθήκη διακύμανση των διαταρακτικών όρων, $Var(u_i / u_{i-1}) = \sigma_i^2$, δίνεται από τη σχέση:

$$\sigma_i^2 = a_0 + a_1 u_{i-1}^2 + a_2 u_{i-2}^2 + ... + a_h u_{i-h}^2$$

Αυτό σημαίνει ότι σε μια διαδικασία ARCH η διακύμανση του διαταρακτικού όρου ui είναι συνάρτηση των προηγούμενων τιμών του.

Dependent Variable: EXCESS
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Sample (adjusted): 1947Q1 2017Q4
Included observations: 284 after adjustments
Convergence achieved after 26 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.092549	0.026323	3.515922	0.0004
DUM	-0.268280	0.048921	-5.483946	0.0000
EP(-1)	0.020376	0.008567	2.378404	0.0174
TBL(-1)	-0.362074	0.120051	-3.015995	0.0026
Variance Equation				
C	0.000648	0.000310	2.089675	0.0366
RESID(-1)^2	0.219169	0.091400	2.397917	0.0165
GARCH(-1)	0.646969	0.114089	5.670721	0.0000

R-squared	0.250950	Mean dependent var	0.016720
Adjusted R-squared	0.242925	S.D. dependent var	0.077098
S.E. of regression	0.067083	Akaike info criterion	-2.600338
Sum squared resid	1.260052	Schwarz criterion	-2.510399
Log likelihood	376.2480	Hannan-Quinn criter.	-2.564280
Durbin-Watson stat	1.859281		

Πίνακας 12. Αποτελέσματα Εκτίμησης με τη μέθοδο ARCH

Στη συνέχεια παρουσιάζονται αναλυτικά οι έλεγχοι των καταλοίπων των παραπάνω αποτελεσμάτων:

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

α. Έλεγχος για αυτοσυσχέτιση

Sample: 1947Q1 2017Q4
Included observations: 284

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.|. |	.|. |	1	0.073	0.073	1.5431	0.214
.|. |	.|. |	2	0.063	0.058	2.6853	0.261
.|. |	.|. |	3	0.032	0.024	2.9874	0.394
*|. |	*|. |	4	-0.070	-0.078	4.4152	0.353
.|. |	.|. |	5	-0.013	-0.006	4.4646	0.485
.|. |	.|. |	6	-0.046	-0.037	5.0798	0.534
*|. |	*|. |	7	-0.098	-0.089	7.9237	0.339
.|. |	.|. |	8	0.029	0.043	8.1779	0.416
*|. |	.|. |	9	-0.066	-0.060	9.4731	0.395
.|. |	.|. |	10	0.031	0.036	9.7581	0.462
*|. |	*|. |	11	-0.075	-0.091	11.427	0.408
.|. |	.|. |	12	-0.024	-0.010	11.596	0.479
.|. |	.|. |	13	0.017	0.011	11.680	0.554
.|. |	.|. |	14	-0.006	-0.003	11.690	0.631
.|. |	.|. |	15	0.013	0.005	11.744	0.698
.|* |	.|* |	16	0.109	0.096	15.335	0.500
.|. |	.|. |	17	0.056	0.049	16.281	0.504
.|* |	.|. |	18	0.108	0.069	19.850	0.341
*|. |	*|. |	19	-0.107	-0.128	23.345	0.222
.|. |	.|. |	20	-0.033	-0.023	23.682	0.257
*|. |	*|. |	21	-0.113	-0.099	27.629	0.151
.|. |	.|. |	22	-0.051	-0.007	28.430	0.162
.|. |	.|. |	23	-0.036	-0.020	28.839	0.186
.|. |	.|. |	24	-0.035	-0.014	29.218	0.212
*|. |	.|. |	25	-0.069	-0.065	30.716	0.199
.|* |	.|. |	26	0.086	0.070	33.037	0.161
.|. |	.|. |	27	-0.017	-0.008	33.127	0.193
.|. |	.|. |	28	-0.014	-0.046	33.192	0.229
.|. |	.|. |	29	-0.054	-0.051	34.136	0.234
.|. |	.|. |	30	0.070	0.072	35.688	0.218
.|* |	.|* |	31	0.103	0.096	39.126	0.150
.|. |	.|. |	32	0.054	0.010	40.063	0.155
.|. |	.|. |	33	0.005	-0.029	40.069	0.185
.|* |	.|. |	34	0.077	0.046	42.017	0.162
.|. |	.|. |	35	-0.043	-0.033	42.628	0.176
.|. |	.|. |	36	0.052	0.051	43.516	0.182

Πίνακας 13. Correlogram of Residuals για τα αποτελέσματα του ARCH

Δεν παρατηρείται κάποιο πρόβλημα αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

β. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης των τετραγώνων των καταλοίπων, ήτοι έμμεσος έλεγχος της ετεροσκεδαστικότητας

Sample: 1947Q1 2017Q4
Included observations: 284

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.|. |	.|. |	1	-0.051	-0.051	0.7493	0.387
.|. |	.|. |	2	0.027	0.025	0.9614	0.618
.|. |	.|. |	3	-0.047	-0.045	1.6032	0.659
.|. |	.|. |	4	0.001	-0.004	1.6036	0.808
.|* |	.|* |	5	0.145	0.148	7.7134	0.173
.|. |	.|. |	6	-0.016	-0.004	7.7903	0.254
*|. |	*|. |	7	-0.079	-0.091	9.6239	0.211
*|. |	*|. |	8	-0.098	-0.094	12.432	0.133
.|. |	.|. |	9	0.011	0.006	12.470	0.188
.|. |	.|. |	10	-0.002	-0.024	12.471	0.255
.|. |	.|. |	11	-0.053	-0.063	13.312	0.273
.|. |	.|. |	12	-0.031	-0.011	13.594	0.327
*|. |	*|. |	13	-0.098	-0.075	16.498	0.223
.|* |	.|* |	14	0.136	0.117	22.060	0.077
.|. |	.|. |	15	-0.002	0.004	22.061	0.106
.|. |	.|. |	16	0.026	0.019	22.261	0.135
.|. |	.|. |	17	-0.006	0.011	22.271	0.175
.|. |	.|. |	18	0.024	0.038	22.450	0.213
.|. |	*|. |	19	-0.038	-0.090	22.895	0.242
.|. |	.|. |	20	-0.026	-0.055	23.101	0.284
.|. |	.|. |	21	-0.033	-0.035	23.429	0.322
.|. |	.|. |	22	-0.043	-0.033	24.012	0.347
*|. |	*|. |	23	-0.087	-0.111	26.362	0.284
*|. |	*|. |	24	-0.104	-0.108	29.729	0.194
*|. |	.|. |	25	-0.073	-0.063	31.396	0.176
.|. |	.|. |	26	0.031	0.029	31.695	0.203
.|. |	.|. |	27	0.032	0.053	32.015	0.232
.|. |	.|. |	28	0.050	0.057	32.820	0.242
*|. |	*|. |	29	-0.093	-0.069	35.560	0.187
.|. |	.|. |	30	0.010	-0.013	35.589	0.222
.|. |	.|. |	31	0.068	0.035	37.060	0.210
.|. |	*|. |	32	-0.004	-0.080	37.066	0.247
.|. |	.|. |	33	0.053	0.019	37.991	0.252
.|. |	.|. |	34	-0.013	0.018	38.045	0.290
*|. |	*|. |	35	-0.087	-0.108	40.490	0.241
.|* |	.|* |	36	0.120	0.078	45.240	0.139

Πίνακας 14. Correlogram Squared of Residuals για τα αποτελέσματα του ARCH

Παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης των τετραγώνων των καταλοίπων, δηλαδή πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας.

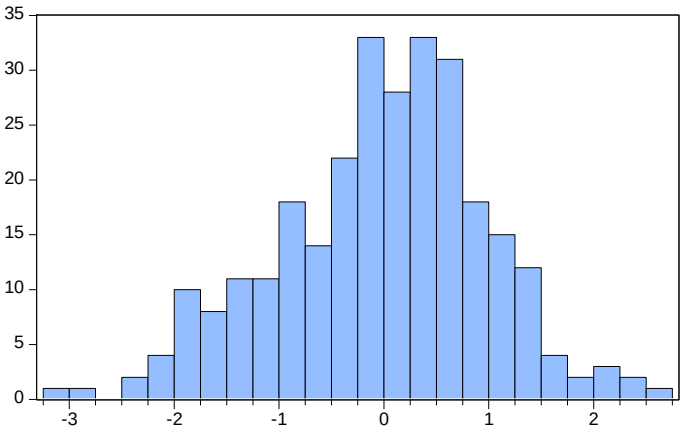
ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

γ. Έλεγχος Κανονικότητας των καταλοίπων.

Ο έλεγχος της κανονικότητας των καταλοίπων μπορεί να πραγματοποιηθεί με την στατιστική των Jarque and Bera (JB-statistic):

$$JB = n\left[\frac{SK^2}{6} + \frac{(KU-3)^2}{24}\right]$$

όπου SK είναι ο συντελεστής ασυμμετρίας και KU είναι ο συντελεστής κύρτωσης. Η στατιστική JB ακολουθεί την κατανομή x2 με 2 βαθμούς ελευθερίας. Μεγάλες τιμές του στατιστικού JB οδηγούν στο συμπέρασμα ότι απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση της κανονικότητας.



Γράφημα 4. Histogram-Normality Test

Από το Γράφημα 4, παρατηρούμε μικρή τιμή της JB και μεγάλο p-value, συνεπώς η υπόθεση της κανονικότητας των καταλοίπων δεν απορρίπτεται.

Συνεπώς το υπόδειγμα στο οποίο καταλήγουμε είναι το εξής:

$$\text{excess}_t = 0.092549 + 0.020376\text{ep}_{t-1} - 0.362074\text{tbl}_{t-1} - 0.268280dum + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t = \sigma_t v_t \quad v_t \sim N(0,1)$$
$$\sigma_t^2 = 0.000648 + 0.219169\varepsilon_{t-1}^2 + 0.646969\sigma_{t-1}^2$$

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στην παρούσα εργασία, έγινε προσπάθεια να παρουσιαστεί αρχικά μια βιβλιογραφική ανασκόπηση, που αφορά την πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών. Στη συνέχεια, με τη βοήθεια οικονομετρικών και στατιστικών τεχνικών αναλύθηκαν δεδομένα από το 1946 εως το 2017, ώστε να προκύψει ένα μοντέλο εκτίμησης των αποδόσεων των μετοχών.

Το μοντέλο που προέκυψε μας δείχνει ότι η απόδοση των μετοχών επηρεάζεται από τον δείκτη τιμών κερδών (Earnings Price Ratio - ep), που είναι η διαφορά μεταξύ του λογαρίθμου των κερδών και του λογαρίθμου των τιμών καθώς και από το επιτόκιο κρατικών ομολόγων (Treasury bills-tbl), που είναι τα τριμηνιαία κρατικά ομόλογα της δευτερογενούς αγοράς που υπάρχουν στη Federal Reserve Bank του Σεντ Λιούις.

Σημαντικό ρόλο στην ερμηνεία του υποδείγματος έχει η dum μεταβλητή, η οποία αναγνωρίζει τις κρίσεις του χρηματιστηρίου. Εάν στο μέλλον προκύψει μια κρίση, η dum παίρνει την τιμή 1, με αποτέλεσμα την επόμενη περίοδο που θα έχει περάσει η επίδραση της κρίσης, η εκτίμησή μας να είναι κοντά στην πραγματικότητα. Θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί και άλλη ψευδομεταβλητή για τις ακραίες θετικές τιμές, αλλά δεν μπορεί να συνδεθεί με αξιομνημόνευτα γεγονότα που οδήγησαν σε φούσκες του χρηματιστηρίου.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ang, A. and Bekaert, G. (2007). Return Predictability: Is It There? Review of Financial Studies 20:651–707.

Asness, C. S., 2003. Fight the fed model. Journal of Portfolio Management 30 (1), 11 - 24.

Bartov, E., Bohnar, G., 1994. Firm valuations, earnings expectations and the exchange rate exposure effect. Journal of Finance 49, 1755 - 1785.

Bianchi, F., Lettau, M., Ludvigson, S. C., 2014. A markov-switching cay. mimeo.

Campbell, J. Y., 1987. Stock returns and the term structure. Journal of Financial Economics 18 (2), 373 - 399.

Campbell, J. Y., Shiller, R. J., 1998. Valuation ratios and the long-run stock market outlook. Journal of Portfolio Managements 24 (2), 11 - 26.

Campbell, J. Y., Viceira, L. M., 2002. Strategic asset allocation: portfolio choicefor long-term investors. Oxford University Press, Oxford.

Campbell, J. Y., Vuolteenaho, T., 2004. Inflation illusion and stock prices. American Economic Review 94 (2), 19 - 23.

Campbell, J. Y., Yogo, M., 2006. Efficient tests of stock return predictability. Journal of Financial Economics 81 (1), 27 - 60.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Cochrane, J. H. (1991). Production-Based Asset Pricing and the Link between Stock Returns and Economic Fluctuations, Journal of Finance 46:209–37.

Cochrane, J. H., 2005. Asset pricing, rev Edition. Princeton University Press, Princeton, NJ.

Cochrane, John, H., and Monika Piazzesi. 2005. "Bond Risk Premia." American Economic Review, 95 (1): 138-160.

Cole, K., Helwege, J., Laster, D., 1996. Stock market valuation indicator: is this time different? Financial analysts Journal 52 (3), 56 - 64.

Cremers (2002). Stock return predictability A Bayesian model selection perspective (Review of Financial Studies)

Duffie, D., and K. J. Singleton, 1993, "Simulated Moments Estimation of Markov Models of Asset Prices," Econometrica, 61(4), 929–952.

Elton, Edwin J. and Gruber, Martin J. and Blake, Christopher R. (May 1995), The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance, NYU Working Paper No. FIN-95-018. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1298325

Fama, E. F. and French, K.R. (1989). Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds, Journalof Financial Economics 25:23–49.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Fama, E. F., 1981. Stock returns, real activity, inflation, and money. American Economic Review 71 (4), 545 - 565.

Fama, E. F., French, K. R., 1988. Dividend yields and expected stock returns.

Ferson, W. E., Sarkissian, S., Simin, T. T., 2003. Spurious regressions in financial economics? Journal of Finance 58.

Hansen, L., and R. Hodrick, 1980, "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis," Journal of Political Economy, 88, 829–853.

Hodrick, R. J., 1992. Dividend yields and expected stock returns: alternative procedures for inference and measurement. Review of Financial Studies 5 (3), 257 - 286.

Hodrick, R. J., 1992. Dividend yields and expected stock returns: alternative procedures for inference and measurement. Review of Financial Studies 5 (3), 257 - 286.

Ilia D. Dichev and Joseph D.Piotroski (2001). The long-run Stock Returns following Bond Ratings Changes. The Journal of Finance, Vol.56, No.1.,pp.173-203

Jegadeesh, Narasimhan, (1991), Seasonality in Stock Price Mean Reversion: Evidence from the U.S. and the U.K, Journal of Finance, 46, issue 4, p. 1427-44.

Jonathan Lewellen (2004) Predicting returns with financial ratios. MIT

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Sloan School of Management, Cambridge, MA 02142, USA

Keim, Donald B. & Stambaugh, Robert F., 1986. "Predicting returns in the stock and bond markets," Journal of Financial Economics, Elsevier, vol. 17(2), pages 357-390, December.

Kelly, B., Pruitt, S., 2013. Market expectations in the cross-section of present values. Journal of Finance 68 (5), 1721 – 1756.

Kothari, S. and Shanken, J. (1997). Book-to-Market, DividendYield, and Expected Market Returns: A Time-Series Analysis, Journal of Financial Economics 44:169–203.

Kothari, S., Shanken, J., 1997. Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: a time-series analysis. Journal of Financial Economicss 44 (2), 169 - 203.

Lacerda, F., Santa-Clara, P., 2010. Forecasting dividend growth to better predict returns. Working paper. URL http://docentes.fe.unl.pt/~psc

Lamont, O., 1998. Earnings and expected returns. Journal of Finance 53 (5), 1563- 1587.

Lander, J., Orphanides, A., Douvogiannis, M., 1997. Earnings forecasts and the predictability of stock returns: evidence from trading the s&p. Journal of Portfolio Management 23 (4), 24- 35.

Lawrence R. Glosten, Ravi Jagannathan, David E. Runkle(1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Excess Return on Stocks. The Journal of Finance, Vol. 48, No. 5, pp. 1779-1801

Lettau, M., and Ludvigson, S. (2001). Resurrecting the (C)CAPM: A cross-sectional test when risk premia are time-varying. Journal of Political Economy 109, pp.1238-1287.

Lettau, M., Ludvigson, S., 2001a. Consumption, aggregate wealth and expected stock returns. Journal of Finance 56 (3), 815 - 849.

Lettau, M., Ludvigson, S., 2001b. Resurrecting the (c)capm: a cross-sectional test when risk premia are time-varying. Journal of Political Economy 109 (6), 1238 - 1287.

Lewellen, J., 2004. Predicting returns with financial ratios. Journal of Financial Economicss 74 (2), 209 - 235.

Menzly, L. T., Veronesi, P., 2004. Understanding predictability. Journal of Political Economy 112 (1), 1 - 47.

Neely, C. J., D. E. Rapach, J. Tu, and G. Zhou. (2014) "Forecasting the equity risk premium: the role of technical indicators." Management Science 60(7), 1772-91.

Newey, W., and K. West, 1987, “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” Econometrica, 55, 703–708.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Parker, J. A., Julliard, C., 2005. Consumption risk and the cross section of expected returns. Journal of Political Economy 113 (1), 185 - 222.

Pontiff, J. and Schall, L.D. (1998). Book-to-Market Ratios as Predictors of Market Returns, Journal of FinancialEconomics 49:141–60.

Pontiff, J., Schall, L. D., 1998. Book-to-market ratios as predictors of market returns. Journal of Financial Economicss 49 (2), 141 - 160.

Pu, S., 2000. The p/e ratio and stock market performance. Economic Review of the Federal Reserve Bank of Kansas City 4th Quarter, 23 - 36.

Rapach, D. E. and Zhou, G. (2013). Forecasting Stock Returns. Handbook of Economic Forecasting, Volume 2, Elsevier, Amsterdam.

Rapach, D., J. Strauss, and G. Zhou (2010) "Out-of-Sample Equity Premium Prediction: Combination Forecasts and Links to the Real Economy." Review of Financial Studies, 23, 2, 821-862.

Rapach, David and Ringgenberg, Matthew C. and Zhou, Guofu (2015). Short Interest and Aggregate Stock Returns. Journal of Financial Economics (JFE), Forthcoming.

Roberts, Harry (1967), Statistical Versus Clinical Prediction of the Stock Market. Unpublished manuscript, CRSP, University of Chicago.

Rozeff, M. S., 1984. Dividend yields are equity risk premiums. Journal of Portfolio Management 11 (1), 68 - 75.

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

Sousa, R. M., 2010. Consumption, (dis)aggregate wealth, and asset returns. Journal of Empirical Finance 17, 606 - 622.

Διαχείριση Χαρτοφυλακίου, Παπαδάμου Θ. Στέφανοςμ, 2009

Εισαγωγή στην Οικονομετρία, Κατρακυλίδης Κωνσταντίνος, 2011

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ