

ΣΧΟΛΗ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ

ΔΙΑΤΜΗΜΑΤΙΚΟ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΣΤΗ ΔΙΟΙΚΗΣΗ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ – ΜΒΑ ΠΛΗΡΟΥΣ ΦΟΙΤΗΣΗΣ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

«Η προβλεπτική ικανότητα των αριθμοδεικτών στις αποδόσεις μετοχών»

ΕΜΜΑΝΟΥΗΛ ΚΟΥΤΟΥΛΑΣ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: ΔΡ. ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΣ ΚΑΣΙΜΑΤΗΣ, ΑΝΑΠΛΗΡΩΤΗΣ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ Ο.Π.Α

ΔΙΕΥΘΥΝΤΗΣ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑΤΟΣ: ΔΡ. ΓΕΩΡΓΙΟΣ ΚΟΥΡΕΤΑΣ, ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ Ο.Π.Α

ΑΘΗΝΑ, ΣΕΠΤΕΜΒΡΙΟΣ 2021



ΒΕΒΑΙΩΣΗ ΕΚΠΟΝΗΣΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

«Η προβλεπτική ικανότητα των αριθμοδεικτών στις αποδόσεις μετοχών»

«Δηλώνω υπεύθυνα ότι η συγκεκριμένη μεταπτυχιακή διπλωματική εργασία για τη λήψη του μεταπτυχιακού τίτλου σπουδών του Διατμηματικού ΜΠΣ Πλήρους Φοίτησης των Τμημάτων Οργάνωσης και Διοίκησης Επιχειρήσεων και Μάρκετινγκ και Επικοινωνίας του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών στη Διοίκηση Επιχειρήσεων: MBA (Master in Business Administration) έχει συγγραφεί από εμένα προσωπικά και δεν έχει υποβληθεί ούτε έχει εγκριθεί στο πλαίσιο κάποιου άλλου μεταπτυχιακού ή προπτυχιακού τίτλου σπουδών, στην Ελλάδα ή στο εξωτερικό. Η εργασία αυτή έχοντας εκπονηθεί από εμένα, αντιπροσωπεύει τις προσωπικές μου απόψεις επί του θέματος. Οι πηγές στις οποίες ανέτρεξα για την εκπόνηση της συγκεκριμένης διπλωματικής αναφέρονται στο σύνολό τους, δίνοντας πλήρεις αναφορές στους συγγραφείς, συμπεριλαμβανομένων και των πηγών που ενδεχομένως χρησιμοποιήθηκαν από το διαδίκτυο».

ΕΜΜΑΝΟΥΗΛ ΚΟΥΤΟΥΛΑΣ

_____

ΑΦΙΕΡΩΣΗ

Η εργασία αυτή αφιερώνεται στην οικογένεια μου για την αγάπη και την υποστήριξη έχω λάβει όλα αυτά τα χρόνια.

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Ευχαριστώ ιδιαίτερα τον επιβλέποντα καθηγητή κ. Κωνσταντίνο Κασιμάτη για την καθοδήγηση και τις συμβουλές που μου παρείχε κατά την συγγραφή της εργασίας αυτής.

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η εργασία αυτή έχει ως σκοπό να εξετάσει κατά πόσο οι αριθμοδείκτες της τιμής προς τα κέρδη ανά μετοχή (P/E Ratio), της τιμής προς την λογιστική αξία ανά μετοχή (P/BV Ratio) και της μερισματικής απόδοσης (Dividend Yield) μπορούν να ερμηνεύσουν τις αποδόσεις των μετοχών καθώς και τον βαθμό στον οποίο οι αποδόσεις των μετοχών και το P/E Ratio εμφανίζουν μακροχρόνια τάση για επιστροφή στον ιστορικό μέσο όρο τους (mean reversion). Χρησιμοποιώντας τον δείκτη S&P 500 ως αντιπροσωπευτικό της αγοράς μετοχών και για τα τελευταία είκοσι έτη, βρίσκουμε ότι οι αριθμοδείκτες αυτοί έχουν περιορισμένη προβλεπτική ικανότητα στις αποδόσεις του δείκτη, εντός ενός γραμμικού οικονομετρικού μοντέλου. Παράλληλα, βρίσκουμε ότι η χρονολογική σειρά των αποδόσεων για το διάστημα αυτό είναι στάσιμη με αποτέλεσμα να υπάρχει τάση για επιστροφή στον μέσο και επιπλέον ότι οι μεταβολές του P/E Ratio του S&P 500 είναι μια διαφορών στάσιμη διαδικασία με αποτέλεσμα ο τρόπος με τον οποίο μεταβάλλεται το P/E του δείκτη να παραμένει σταθερός για το συγκεκριμένο χρονικό διάστημα.

ABSTRACT

The purpose of this study is to examine whether the ratios of Price to Earnings per share (P/E Ratio), Price to Book Value per share (P/BV Ratio) and Dividend Yield can be used to interpret the stock returns and the degree to which the stock returns and the P/E Ratio show a long-term tendency to return to their historical average (mean reversion). Using the S&P 500 as a representative of the stock market for the last twenty years, we find that these indicators have limited predictive power in the returns of the index, within a linear econometric model. At the same time, we find that the time series of returns for this period is stationary resulting in a mean reverting tendency and also that the changes in the P/E Ratio of the S&P 500 is a different stationary process resulting in the constant way that the P/E of the index remains constant for the specified period of time.

Πίνακας περιεχομένων

ΠΕΡΙΛΗΨΗ 4

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ 6

1.1 Περιγραφή του προβλήματος 6

1.2 Η ανάγκη των προβλέψεων 6

2. ΑΡΙΘΜΟΔΕΙΚΤΕΣ 7

2.1 Γενικά για τους αριθμοδείκτες 7

2.2 Χρήση των αριθμοδεικτών 8

2.3 Προβλήματα από την χρήση των αριθμοδεικτών 9

3. ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΙ ΔΕΙΚΤΕΣ 10

3.1 Γενικά στοιχεία 10

3.2 Κατηγορίες δεικτών 11

3.3 Η χρησιμότητα των χρηματιστηριακών δεικτών 15

4. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ 16

4.1 Μελέτες για την προβλεπτικότητα των αριθμοδεικτών 16

4.2 Μελέτες για την επιστροφή στον μέσο 27

5. ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΡΕΥΝΑΣ 33

5.1 Μοντελοποίηση των αποδόσεων 33

5.1.1 Λόγοι επιλογής του δείκτη S&P 500 34

5.1.2 Επιλογή αριθμοδεικτών 36

5.2 Η περίπτωση του Mean Reversion 36

5.2.1 Θεωρητικό υπόβαθρο 37

5.2.2 Επαυξημένοι έλεγχοι Dickey-Fuller (ADF tests) 37

6. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΑΣ 41

6.1 Μοντελοποίηση των αποδόσεων 41

6.2 Mean Reversion 45

7. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΣΥΝΟΨΗ 53

7.1 Γενικά συμπεράσματα 53

7.2 Περιορισμοί έρευνας 53

7.3 Προτάσεις για περεταίρω έρευνα 54

7.4 Επίλογος 55

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ 55

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 60

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α. ΜΟΝΤΕΛΟΠΟΙΗΣΗ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ 60

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β. MEAN REVERSION 63

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

1.1 Περιγραφή του προβλήματος

Η παρούσα εργασία αναφέρεται στο διαχρονικό πρόβλημα που υπάρχει αναφορικά με την αβεβαιότητα στην οικονομική δραστηριότητα και στην μελλοντική πορεία της χρηματιστηριακής αγοράς, όπου οι μελλοντικές τιμές και αποδόσεις των μετοχών και των διαφόρων χρηματοοικονομικών προϊόντων δεν μπορούν να προσδιοριστούν με ακρίβεια με βάση τα διάφορα οικονομικά και αναλυτικά στοιχεία που έχουν στην διάθεσή τους οι διάφοροι συμμετέχοντες στην αγορά αυτή. Με αφορμή το γεγονός αυτό, εξετάζουμε για τον βαθμό στον οποίο οι αριθμοδείκτες της τιμής προς τα κέρδη ανά μετοχή (P/E Ratio), της τιμής προς την λογιστική αξία ανά μετοχή (P/BV Ratio) και της μερισματικής απόδοσης (Dividend Yield) μπορούν να ερμηνεύσουν τις αποδόσεις των μετοχών με την χρήση του χρηματιστηριακού δείκτη S&P 500. Παράλληλα, μελετούμε κατά πόσο οι αποδόσεις των μετοχών με την χρήση του S&P 500 καθώς και το P/E Ratio του δείκτη αυτού παρουσιάζουν τάση για επιστροφή στον μέσο και κατά πόσο μπορούν αυτά να εκφραστούν ως συνάρτηση του χρόνου. Για την εμπειρική ανάλυση δίνουμε έμφαση στα τελευταία είκοσι έτη, λόγω της αυξανόμενης επιρροής της παγκοσμιοποίησης και της ραγδαίας ανάπτυξης του διαδικτύου τα οποία έχουν μεταβάλλει σε τεράστιο βαθμό τον τρόπο με τον οποίο λειτουργεί μεταξύ άλλων το διεθνές χρηματοοικονομικό περιβάλλον.

1.2 Η ανάγκη των προβλέψεων

Η παγκοσμιοποίηση έχοντας μεταβάλλει τον τρόπο που οι επιχειρήσεις δρουν και αλληλοεπιδρούν με τους καταναλωτές διεθνώς, επιτρέπει την πρόσβαση σε νέες αγορές και σε μια πληθώρα επενδυτικών ευκαιριών. Η ραγδαία ανάπτυξη του διαδικτύου προσφέρει ενημέρωση σε πραγματικό χρόνο αναφορικά με διάφορα γεγονότα τα οποία ενδέχεται να επηρεάσουν τις αποφάσεις των επενδυτών και τις εταιρικές στρατηγικές, καθώς επίσης και αύξηση της ταχύτητας των διεθνών συναλλαγών για τις αγοραπωλησίες αγαθών, υπηρεσιών και χρηματοοικονομικών προϊόντων. Το διεθνές επιχειρηματικό περιβάλλον γίνεται λοιπόν εξαιρετικά ευμετάβλητο εξαιτίας των μεταβολών διάφορων οικονομικών και λοιπών παραγόντων, με αποτέλεσμα να συνυπάρχει η καινοτομία με την αβεβαιότητα.

Με αυτό τον τρόπο, γίνεται ολοένα και περισσότερο επιτακτική η ανάγκη για αξιοποίηση των διάφορων προβλεπτικών μεθόδων από τους οργανισμούς, προκειμένου αυτοί να έχουν μια αξιόπιστη εκτίμηση - με βάση πραγματικά κρατικά, εταιρικά και κλαδικά στοιχεία - αναφορικά με την επίπτωση που θα έχει μια απόφαση τα κέρδη της και στην αποδοτικότητα των κεφαλαίων της. Η μείωση της αβεβαιότητας γίνεται ίσως το μεγαλύτερο πλεονέκτημα που παρέχεται μέσω των προβλέψεων, καθώς οι επιχειρήσεις και οι επενδυτές θα έχουν στην διάθεση τους δεδομένα κατά την διαδικασία λήψης αποφάσεων και κατά συνέπεια πληρέστερη επίγνωση όλων των γεγονότων και των παραμέτρων που πρόκειται να αξιολογήσουν. Η τεχνολογία και το διαδίκτυο έχουν συμβάλλει στην ανάπτυξη λογισμικών επεξεργασίας στατιστικών δεδομένων τα οποία επεξεργάζονται με ταχύτητα τα δεδομένα αυτά, με αποτέλεσμα να υπάρχει βελτιστοποίηση της ταχύτητας λήψης αποφάσεων και καλύτερη προσαρμογή μιας εταιρείας στο νέο επιχειρηματικό περιβάλλον. Αυτό δίνει στις εταιρείες που είναι προσανατολισμένες σε δεδομένα (data-driven) ένα ανταγωνιστικό πλεονέκτημα έναντι επιχειρήσεων που ακολουθούν παραδοσιακά μοντέλα διοίκησης και λήψης αποφάσεων.

2. ΑΡΙΘΜΟΔΕΙΚΤΕΣ

2.1 Γενικά για τους αριθμοδείκτες

Η χρήση των αριθμοδεικτών (financial ratios) καθίσταται ιδιαίτερα σημαντική στην ανάλυση των οικονομικών καταστάσεων, μέσω της αξιοποίησης των επιμέρους αριθμητικών στοιχείων τα οποία βρίσκονται εντός των αναφορών αυτών ώστε να υπάρχει η δυνατότητα μελετηθούν και να συγκριθούν με οργανωμένο τρόπο, σε σχέση με διάφορες εταιρικές και κλαδικές παραμέτρους. Αυτός είναι άλλωστε και ο βασικός σκοπός της λογιστικής, την οποία οι Libby et al. (2017, σελ.34) ορίζουν ως: *«ένα σύστημα που συλλέγει και επεξεργάζεται οικονομικές πληροφορίες για έναν οργανισμό τις οποίες και παρέχει στους λήπτες αποφάσεων».* Η επισήμανση των Brealey et al. (2011, σελ.724) πως: «*δεν υπάρχει ένα κοινό πρότυπο για τους αριθμοδείκτες σε διεθνές επίπεδο και συνεπώς η ύπαρξη ενός κοινά αποδεκτού ορισμού παρουσιάζει κάποιες τεχνικές δυσκολίες καθώς οι δείκτες αυτοί θα πρέπει να χρησιμοποιούνται με βάση μια οικονομική λογική και γνώση παρά ως μια τυποποιημένη διαδικασία»* είναι ιδιαίτερα σημαντική αναφορικά με την χρήση τους για την εξαγωγή οικονομικών συμπερασμάτων.

Θα μπορούσε κάποιος να ισχυριστεί ότι ένας αριθμοδείκτης αποτελεί ουσιαστικά τον λόγο ή την σχέση μεταξύ δύο τιμών. Κάτι τέτοιο κάνει ευκολότερη την μελέτη των οικονομικών καταστάσεων, λόγω του ότι η πραγματική τους αξία προέρχεται μέσα από την ερμηνεία τους από τα διάφορα στελέχη έτσι ώστε να συμβάλλουν στην διαδικασία λήψης αποφάσεων. Έτσι τα ειδικά οικονομικά και εταιρικά χαρακτηριστικά της μπορούν να επηρεάσουν την λήψη των στρατηγικών αποφάσεων της.

2.2 Χρήση των αριθμοδεικτών

Η χρήση των αριθμοδεικτών αποτελεί ίσως το σημαντικότερο εργαλείο το οποίο αξιοποιείται σε τεράστιο βαθμό από την θεμελιώδη ανάλυση. Η ανάλυση αυτού του είδους αξιοποιεί τις οικονομικές καταστάσεις μιας εταιρείας, όπως επίσης και στοιχεία του κλάδου και του γενικότερου πολιτικού και οικονομικού περιβάλλοντος εντός του οποίου δραστηριοποιείται η επιχείρηση - τα οποία αποτελούν τους λεγόμενους θεμελιώδεις παράγοντες - για την αξιολόγηση της αποδοτικότητας και της οικονομικής της υγείας. Με τον τρόπο αυτό, οι επενδυτές είναι σε θέση να έχουν μια καλή εικόνα της παρούσας κατάστασης του επενδυτικού τους προσανατολισμού, ενώ παράλληλα οι εταιρείες που έχουν τα δεδομένα αυτά δημοσιοποιημένα και εύκολα προσβάσιμα στο ευρύ επενδυτικό κοινό ενδέχεται να βελτιώσουν σημαντικά την εικόνα τους στην χρηματιστηριακή αγορά μέσω της αμεσότερης προσέλκυσης επενδυτών.

Οι αριθμοδείκτες μπορούν να χρησιμοποιηθούν παράλληλα από τους επενδυτές, προκειμένου να αποφασίσουν με συγκεκριμένα κριτήρια τα οποία οι ίδιοι έχουν θέσει ποιες μετοχές θα εισάγουν σε ένα χαρτοφυλάκιο. Στην περίπτωση αυτή, οι επενδυτές κάνουν χρήση ενός συστήματος βαθμολογίας (scoring) για την επιλογή μετοχών (stock picking), επιλέγοντας ορισμένους αριθμοδείκτες οι οποίοι κατά την εκτίμηση τους αντανακλούν την ανάπτυξη που έχει πετύχει μια εταιρεία διαχρονικά

Οι αριθμοδείκτες αποτελούν παράλληλα ένα από τα σημαντικότερα εργαλεία τα οποία αξιοποιούνται από τα διοικητικά στελέχη στην διαδικασία του ελέγχου, ο οποίος αποτελεί μια από τις τέσσερις λειτουργίες του management μαζί με τον σχεδιασμό, την οργάνωση και την ηγεσία. Όπως άλλωστε τονίζουν και οι Robbins & Coulter (2012, σελ.38): «Κατά την διαδικασία του ελέγχου, η ηγεσία ενός οργανισμού κατά βάση αποσκοπεί στο να παρακολουθεί, να αξιολογεί και να συνεισφέρει στην αύξηση της αποδοτικότητας των επιμέρους διεργασιών εντός του οργανισμού αυτού». Με τον τρόπο αυτό, μια επιχείρηση

έχει ως βασικό στόχο να εξασφαλίσει ότι οι δραστηριότητες εκτελούνται με μεθόδους οι οποίες συμβάλλουν στην επίτευξη των στρατηγικών σκοπών της, ενώ παράλληλα η ανάλυση της αποδοτικότητας με την χρήση των αριθμοδεικτών είναι ικανή να αναδείξει λειτουργικούς τομείς προς βελτίωση.

2.3 Προβλήματα από την χρήση των αριθμοδεικτών

Το γεγονός ότι οι αριθμοδείκτες αποτελούν ένα ιδιαίτερα χρήσιμο εργαλείο για την διοίκηση μιας εταιρείας, δεν σημαίνει ότι είναι το τέλειο εργαλείο στο οποίο πρέπει να βασίζονται αποκλειστικά τα διοικητικά στελέχη κατά την διαδικασία λήψης αποφάσεων. Η διοίκηση μιας εταιρείας είναι μια αρκετά σύνθετη διαδικασία η οποία εξαρτάται τόσο από ενδογενείς όσο και από εξωγενείς παράγοντες, με αποτέλεσμα ένα αποτελεσματικό management να είναι αυτό το οποίο επιτυγχάνει έναν αποτελεσματικό συνδυασμό της οργανωτικής και συναισθηματικής ικανότητας και νοημοσύνης των αρμόδιων στελεχών να διοικήσουν τόσο τις διάφορες λειτουργίες της όσο και τους εργαζομένους τους. Η αδυναμία λοιπόν των αριθμοδεικτών να αντανακλούν την μη χρηματοοικονομική απόδοση (non-financial performance) ενός οργανισμού, αποτελεί μια ένδειξη της ανάγκης για ύπαρξη επιπρόσθετων εργαλείων για την αξιολόγηση της συνολικής απόδοσης του, η απουσία των οποίων θα οδηγήσει αναμφίβολα σε μια μυωπική αντίληψη αναφορικά με τα δυνατά σημεία και τις αδυναμίες που ενδέχεται να υφίστανται οι εταιρείες.

Η ανάλυση οικονομικών καταστάσεων με την χρήση αριθμοδεικτών αναφέρεται κατά βάση στο παρελθόν. Με άλλα λόγια, οι εταιρείες αξιοποιώντας τα δεδομένα και τα αποτελέσματα του παρελθόντος προσπαθούν να αξιολογήσουν την παρούσα κατάσταση. Παρά το γεγονός ότι μια εταιρεία ενδέχεται να έχει τα τελευταία χρόνια μια θετική πορεία τα τελευταία χρόνια η οποία μπορεί να αντανακλάται από την κερδοφορία της, την αύξηση της τιμής της μετοχής της στο χρηματιστήριο και από την επίτευξη ενός μεγαλύτερου μεριδίου αγοράς, αυτό δεν συνεπάγεται αυτόματα ότι η ανάπτυξη της θα συνεχιστεί προς την ίδια περίοδο και με τον ίδιο ρυθμό όπως τα τελευταία χρόνια. Επιπλέον, κάθε αριθμοδείκτης αποτελεί ουσιαστικά ένα στατιστικό το οποίο φυσικά έχει αξία μόνο εντός ενός συνόλου δεδομένων και έτσι οι αριθμοί αυτοί θα πρέπει να χρησιμοποιούνται μόνο σε σύγκριση με αντίστοιχα προηγούμενα ανάλογα δεδομένα και όχι αυτόνομα.

Η διεθνής βιβλιογραφία στην χρηματοοικονομική διοίκηση και την λογιστική, περιλαμβάνει μια πληθώρα αριθμοδεικτών οι οποίοι ερμηνεύουν διαφορετικά αποτελέσματα. Το γεγονός

ATHENS UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ότι μέσα από διάφορες μελέτες έχει προκύψει ένα σύνολο αριθμοδεικτών που αναφέρονται σε έναν παράγοντα (πχ: κέρδος, αποδοτικότητα ενεργητικού, αποτελεσματική τιμολόγηση μιας μετοχής, κλπ.) αλλά λαμβάνουν υπόψη διαφορετικές παραμέτρους από τα στοιχεία των οικονομικών καταστάσεων, μπορεί να οδηγήσει πολλές φορές σε σύγχυση τους οικονομικούς αναλυτές σχετικά με την επιλογή συγκεκριμένων αριθμοδεικτών από ένα μεγάλο σύνολο αυτών. Όταν η υπέρμετρη χρήση αριθμοδεικτών από τους αναλυτές δεν συνοδεύεται από την κριτική σκέψη και την συνολική κατανόηση του περιβάλλοντος στο οποίο λαμβάνει χώρα μια επιχειρηματική δραστηριότητα, μπορεί να οδηγήσει στο φαινόμενο “paralysis by analysis” με αποτέλεσμα τα στελέχη ενός οργανισμού να έχουν μια διαστρεβλωμένη αντίληψη σχετικά με το επίπεδο της αποτελεσματικότητας των δράσεων του.

3. ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΙ ΔΕΙΚΤΕΣ

3.1 Γενικά στοιχεία

Οι χρηματιστηριακοί δείκτες αποτελούν αριθμούς οι οποίοι αξιοποιούνται από εταιρείες και μεμονωμένους επενδυτές για την ανάλυση της παρούσας κατάστασης της χρηματιστηριακής αγοράς. Οι Bodie, Kane & Marcus (2014, σελ.536) υποστηρίζουν ότι αποτελούν ένα ιδιαίτερα σημαντικό εργαλείο το οποίο έχουν στην διάθεσή τους οι διαχειριστές κεφαλαίων για την αξιολόγηση της απόδοσης τους με βάση τυποποιημένα πρότυπα. Το γεγονός αυτό οφείλεται στο ότι οι δείκτες αυτοί έχουν ως βασικό σκοπό *«να παρέχουν ένα εργαλείο μέτρησης προκειμένου να μπορέσουμε να εκτιμήσουμε ποσοστιαίες μεταβολές στις τιμές των μετοχών και άλλων χρηματοοικονομικών προϊόντων»* (Cecchetti & Schoenholtz, 2015, σελ.193). Ο κάθε χρηματιστηριακός δείκτης αντανακλά ουσιαστικά ένα θεωρητικό σύνολο από συγκεκριμένα περιουσιακά στοιχεία ή ένα συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο μετοχών το οποίο μπορεί να θεωρηθεί σε κάποιο βαθμό αντιπροσωπευτικό μιας αγοράς. Πιο συγκεκριμένα, ο κάθε δείκτης αποτελείται από ένα υποθετικό χαρτοφυλάκιο επενδύσεων που αφορούν ένα συγκεκριμένο τομέα ή κλάδο μιας αγοράς, του οποίου η συνολική αξία υπολογίζεται με βάση τις τιμές των αξιογράφων αυτών. Σήμερα, υπάρχει μια πληθώρα από χρηματιστηριακούς δείκτες για τα διάφορα χρεόγραφα και αξιόγραφα όπως είναι οι μετοχές και τα ομόλογα.

Με την χρήση των χρηματιστηριακών δεικτών το επενδυτικό κοινό είναι σε θέση να παρακολουθεί και να αξιολογεί με ευκολότερο τρόπο την πορεία μιας χρηματιστηριακής αγοράς τόσο σε βραχυχρόνιο όσο και σε μακροχρόνιο ορίζοντα, χωρίς να είναι απαραίτητη η γνώση εξειδικευμένων χρηματοοικονομικών και οικονομετρικών εννοιών. Η διαδικασία της διαχρονικής αξιολόγησης της αγοράς και η ερμηνεία της πορείας της σε συγκεκριμένες χρονικές περιόδους και γεγονότα (πχ: οικονομικές κρίσεις, πόλεμοι, υγειονομικές κρίσεις, κλπ.) γίνεται ιδιαίτερα ευκολότερη μέσω της δυνατότητας απεικόνισης τους σε αντίστοιχα διαγράμματα. Η ανάλυση και επεξεργασία των δεδομένων αυτών είναι σε θέση να μειώσει σε κάποιο βαθμό την αβεβαιότητα από την παρουσία αντίστοιχων γεγονότων στο μέλλον, με αποτέλεσμα οι θεσμοί και οι επενδυτές να προσαρμόσουν καλύτερα τις επενδυτικές στρατηγικές υπό το πρίσμα των εξελίξεων αυτών. Η σημαντικότερη ίσως χρήση αυτών των δεικτών, οφείλεται στην αξιοποίηση τους από διάφορους επενδυτές ως ένα χαρτοφυλάκιο αναφοράς (benchmark) για σύγκριση των αποδόσεων τους. Με τον τρόπο αυτό, είναι σε θέση να έχουν μια πολύ καλή εικόνα αναφορικά με την αξιολόγηση της απόδοσης τους μέσω της σύγκρισης της απόδοσης του χαρτοφυλακίου τους με αντίστοιχα χαρτοφυλάκια που περιλαμβάνονται στους δείκτες αυτούς, οι οποίοι θεωρούνται αντιπροσωπευτικοί της αγοράς.

3.2 Κατηγορίες δεικτών

Οι χρηματιστηριακοί δείκτες μετοχών σταθμίζονται με διάφορα κριτήρια και μεθόδους. Η κάθε μέθοδος δίνει βαρύτητα σε συγκεκριμένους παράγοντες, παρέχοντας έτσι την δυνατότητα για αξιολόγηση ενός συνόλου μετοχών κάτω από ένα διαφορετικό πλαίσιο ανάλυσης. Οι περισσότεροι χρηματιστηριακοί δείκτες που αξιοποιούνται διεθνώς τόσο από αναλυτές και επενδυτές ανήκουν κατά βάση σε τέσσερις κατηγορίες: 1) Δείκτες με βάση στάθμισης την τιμή (price-weighted indexes) , 2) Δείκτες με βάση στάθμισης την αξία ή την κεφαλαιοποίηση (capitalization or market-weighted indexes), 3) Δείκτες θεμελιώδους στάθμισης (fundamentally based indexes) και 4) Δείκτες ίσης στάθμισης (equal weighted indexes).

Δείκτες με βάση στάθμισης την τιμή (price-weighted indexes)

Σε αυτό το είδος δεικτών, κάθε μετοχή που συμπεριλαμβάνεται στον δείκτη σταθμίζεται με βάση την τρέχουσα χρηματιστηριακή τιμή της. Η στάθμιση της μετοχής της κάθε εταιρίας προκύπτει με βάση τον λόγο της τρέχουσας τιμής της μετοχής αυτής ως προς το συνολικό

άθροισμα των τιμών όλων των μετοχών του δείκτη. Πιο συγκεκριμένα, αν ένας δείκτης περιλαμβάνει Ν εταιρείες τότε η στάθμιση της κάθε εταιρείας (i) είναι:

$$w_i = \frac{P_i}{P_1 + P_2 + P_3 + \cdots + P_N}$$

Ο τρόπος υπολογισμού ενός δείκτη ο οποίος σταθμίζεται με βάση την τιμή οδηγεί τις μετοχές με υψηλότερες τρέχουσες τιμές στο να έχουν μεγαλύτερη επίδραση στην διαμόρφωση δείκτη του αυτού, καθώς μια ποσοστιαία μεταβολή της τρέχουσας χρηματιστηριακής τιμής τους θα μεταβάλλει περισσότερο την τιμή του δείκτη στον οποίο έχουν συμπεριληφθεί σε σχέση με μετοχές εταιρειών οι οποίες έχουν μικρότερες τρέχουσες τιμές. Έχει παρατηρηθεί συχνά ότι εταιρείες υψηλής κεφαλαιοποίησης έχουν συγκριτικά μεγαλύτερες τρέχουσες τιμές σε σχέση με μικρότερες εταιρείες μιας και εντάσσονται στην κατηγόρια των «blue-chip stocks» με αποτέλεσμα αυτές να έχουν μεγαλύτερη επίδραση στην διαμόρφωση της τιμής ενός τέτοιου δείκτη.

Στην πραγματικότητα, ο υπολογισμός των δεικτών αυτών γίνεται με την πρόσθεση των τιμών όλων των μετοχών ενός δείκτη και στη συνέχεια διαίρεση του αθροίσματος αυτού με έναν συγκεκριμένο διαιρέτη (divisor). Η χρήση του διαιρέτη γίνεται προκειμένου να προσαρμοστεί ο δείκτης σε διάφορες εταιρικές πράξεις και αποφάσεις όπως είναι η διάσπαση μετοχών (stock split), οι συγχωνεύσεις και η διανομή μερίσματος. Οι διαδικασίες αυτές αν δεν συμπεριληφθούν στον υπολογισμό της τιμής του δείκτη μέσω του διαιρέτη, θα οδηγήσουν σε μείωση της τιμής του δείκτη αυτού για τεχνικούς λόγους οι οποίοι δεν σχετίζονται με την αγορά. Συνεπώς, η τιμή ενός χρηματιστηριακού δείκτη μετοχών που σταθμίζεται με βάση την τιμή προκύπτει ως εξής:

$$X = \frac{P_1 + P_2 + \cdots + P_N}{Divisor}$$

Παραδείγματα χρηματιστηριακών δεικτών ευρείας μελέτης που σταθμίζονται βάσει της τιμής αποτελούν ο Dow Jones Industrial Average των ΗΠΑ καθώς και ο Nikkei 225 της Ιαπωνίας.

<u>Δείκτες με βάση στάθμισης την κεφαλαιοποίηση (capitalization-weighted indexes)</u>

Οι μετοχές των εταιρειών που περιλαμβάνονται στους δείκτες αυτού του είδους σταθμίζονται με βάση την κεφαλαιοποίηση τους. Η κεφαλαιοποίηση αποτελεί ουσιαστικά την αξία μια εταιρείας στο χρηματιστήριο και προκύπτει πολλαπλασιάζοντας την τρέχουσα τιμή της μετοχής της με τον συνολικό αριθμό των μετοχών της. Η στάθμιση της μετοχής της

κάθε εταιρείας, προκύπτει με βάση τον λόγο της κεφαλαιοποίησης της προς την συνολική κεφαλαιοποίηση του δείκτη. Με άλλα λόγια, η στάθμιση της κάθε εταιρείας w_i σε έναν δείκτη στάθμισης βάσει κεφαλαιοποίησης που περιλαμβάνει N αριθμό εταιρειών είναι:

$$w_i = \frac{C_i}{C_1 + C_2 + \cdots + C_N}$$

Γίνεται επομένως αντιληπτό πως η ίδια ποσοστιαία αύξηση της τιμής σε μετοχές εταιρειών με διαφορετική κεφαλαιοποίηση μεταβάλλει τον δείκτη προς την ίδια κατεύθυνση, αλλά με διαφορετική ένταση. Με άλλα λόγια, η ίδια ποσοστιαία αύξηση της τιμής θα μεταβάλλει τον δείκτη περισσότερο αν η αύξηση αυτή υφίσταται σε μετοχή εταιρείας υψηλής κεφαλαιοποίησης.

Στην πραγματικότητα, η χρήση του διαιρέτη (divisor) γίνεται και σε αυτό το είδος δεικτών, προκειμένου να παραμένει αμετάβλητη η τιμή του δείκτη όταν αυτή πρόκειται να μεταβληθεί για τεχνικούς λόγους οι οποίοι δεν σχετίζονται με την αγορά. Ένα τέτοιο παράδειγμα αποτελεί η προσθήκη η αφαίρεση μιας μετοχής σε έναν δείκτη, όπου στην περίπτωση αυτή θα υπάρξει μεταβολή εξαιτίας της αλλαγής της κεφαλαιοποίησης μιας συμπεριλαμβανόμενης εταιρείας.

Στο σημείο αυτό είναι σημαντικό να αναφερθεί επίσης ότι σημαντικοί capitalization-weighted δείκτες όπως ο S&P 500, ακολουθούν την μέθοδο του free-float. Στην μέθοδο αυτή για τον υπολογισμό των κεφαλαιοποιήσεων χρησιμοποιούνται μόνο ο αριθμός των μετοχών της κάθε εταιρείας που είναι διαθέσιμος προς το επενδυτικό κοινό, με αποτέλεσμα να εξαιρούνται όσες μετοχές που ανήκουν ήδη σε επενδυτές και δεν είναι διαθέσιμες προς πώληση. Σαν αποτέλεσμα, το βάρος της κάθε μετοχής είναι η αξία των free-float μετοχών προς το άθροισμα της αξίας των free-float μετοχών του δείκτη. Συμβολίζοντας με F_i την κεφαλαιοποίηση μιας εταιρείας i και λαμβάνοντας υπόψη μόνο τις free-float μετοχές καθώς και το divisor, ένας capitalization-weighted δείκτης Y πρακτικά προκύπτει με βάση τον λόγο της συνολικής free-float κεφαλαιοποίησης του δείκτη αυτού προς τον διαιρέτη. Δηλαδή,

$$Y = \frac{F_1 + F_2 + \cdots + F_N}{Divisor}$$

Οι δείκτες στάθμισης με βάση την κεφαλαιοποίηση αποτελούν ένα ιδιαίτερα σημαντικό και εύκολα αξιοποιήσιμο εργαλείο από αναλυτές και επενδυτές, για την αξιολόγηση μιας χρηματιστηριακής αγοράς. Λαμβάνουν υπόψη την συνολική κεφαλαιοποίηση των εταιριών

που περιλαμβάνουν και όχι μόνο την τιμή όπως γίνεται στους price-weighed δείκτες. Με αυτόν τον τρόπο οι μεγάλες εταιρείες υψηλής κεφαλαιοποίησης έχουν μεγαλύτερη επιρροή στους δείκτες αυτούς με αποτέλεσμα να αντανακλούν σε κάποιο βαθμό τις προσδοκίες των επενδυτών για το μέλλον της αγοράς.

Παραδείγματα χρηματιστηριακών δεικτών αυτής της κατηγορίας αποτελούν ο S&P 500, ο NASDAQ Composite (IXIC), ο Wilshere 5000, κλπ.

Δείκτες θεμελιώδους στάθμισης (fundamentally based indexes)

Στους δείκτες θεμελιώδους στάθμισης οι συμπεριλαμβανόμενες μετοχές σταθμίζονται με βάση θεμελιώδη κριτήρια, όπως για παράδειγμα η λογιστική αξία, οι ταμειακές ροές και τα μερίσματα. Οι δείκτες αυτού του είδους αντανακλούν την σημασία των λογιστικών και χρηματοοικονομικών μεγεθών και δεν επηρεάζονται από τις μεταβολές των τρεχουσών τιμών των μετοχών τους. Το γεγονός αυτό είναι ιδιαίτερα σημαντικό σε μη αποτελεσματικές αγορές καθώς η αναποτελεσματική τιμολόγηση των μετοχών οδηγεί τους δείκτες που σταθμίζονται βάσει τιμής και κεφαλαιοποίησης να εμφανίζουν μικρότερες αποδόσεις από τις θεωρητικά άριστες, λόγω του ότι δίνεται μεγαλύτερη στάθμιση σε μετοχές με υψηλότερη τιμή οι οποίες είναι υπερτιμημένες ενώ οι υποτιμημένες μετοχές σε τέτοιους δείκτες έχουν μικρότερη επίδραση. Σαν συνέπεια, οι δείκτες θεμελιώδους στάθμισης λόγω του ότι αξιοποιούν τους θεμελιώδους παράγοντες είναι σε θέση να συμβάλλουν στην εύρεση εταιρειών με μεγάλες προοπτικές ανάπτυξης και δίκαια τιμολογημένων μετοχών.

Παραδείγματα τέτοιων δεικτών είναι ο FTSE RAFI, ο FTSE GWA και ο WisdomTree Dividend Index, κλπ.

Δείκτες ίσης στάθμισης (equal-weighted index)

Οι μετοχές που περιλαμβάνονται σε αυτό το είδος δεικτών έχουν όλες την ίδια στάθμιση. Το συγκεκριμένο είδος δεικτών αντανακλά ένα υποθετικό χαρτοφυλάκιο μετοχών, όπου σε κάθε συμπεριλαμβανόμενη μετοχή θα επενδυθεί το ίδιο ποσοστό ενός συγκεκριμένου επενδυτικού κεφαλαίου. Ορισμένοι αναλυτές υποστηρίζουν ότι οι δείκτες αυτοί θεωρούνται σε ένα βαθμό πιο δίκαιοι, καθώς δίνεται η ίδια βαρύτητα σε όλες τις μετοχές ανεξαρτήτως τιμής και κεφαλαιοποίησης ώστε να μην υπάρχει σημαντική επιρροή αναποτελεσματικά τιμολογημένων μετοχών πάνω στην διαμόρφωση της τιμής των δεικτών αυτών. Οι επενδυτές που κατασκευάζουν τέτοιου είδους χαρτοφυλάκια αυξάνουν την

επενδυτική τους βαρύτητα σε μετοχές μικρότερων εταιρειών, οι οποίες θεωρητικά έχουν μεγαλύτερο κίνδυνο προσφέροντας παράλληλα και μεγαλύτερες αναμενόμενες αποδόσεις μέσω της δυνητικά μεγαλύτερης αύξησης της τιμής των μετοχών τους και της ανάπτυξης τους. Οι Plyakha et al. (2012) χρησιμοποιώντας μεταξύ άλλων μέσες αποδόσεις και το four-factor alpha από τους Fama & French (1993) και Carhart (1997) καθώς και χαρτοφυλάκια από τυχαίες μετοχές που ανήκουν διαχρονικά στον δείκτη S&P 500, κατέληξαν πως το equal-weighted portfolio επιτυγχάνει καλύτερες αποδόσεις παρά την υψηλότερη μεταβλητότητα του σε σύγκριση με αντίστοιχα price-weighted και value-weighted χαρτοφυλάκια, εξαιτίας της μεγαλύτερης έκθεσης του στην αγορά και κατά συνέπεια στον συστηματικό κίνδυνο. Ωστόσο, είναι αξιόλογη η επισήμανση τους πως ο μηνιαίος επαναπροσδιορισμός (rebalancing) των συντελεστών σταθμίσεων των μετοχών - λόγω αφαίρεσης μιας μετοχής από τους δείκτες της Standard & Poor's - έχει την μεγαλύτερη επιρροή στην διαμόρφωση των διαφορετικών αποδόσεων στα τρία αυτά είδη χαρτοφυλακίων βάση στάθμισης, κάτι το οποίο οι Plyakha et al. (2012) το εξηγούν ως ένα βαθμό βασιζόμενοι στα αποτελέσματα της μελέτης των Platen & Rendek (2012) σχετικά με την επιρροή του rebalancing στην κατασκευή χαρτοφυλακίου βέλτιστης ανάπτυξης (optimal growth portfolio) και ίσης στάθμισης.

Υποθέτοντας ότι ένας τέτοιος δείκτης περιλαμβάνει N αριθμό μετοχών, η κοινή στάθμιση (w) της κάθε μετοχής (i) θα είναι:

$$w = w_i = \frac{1}{N} * 100\%$$

Παραδείγματα τέτοιων δεικτών αποτελούν οι τροποποιημένες εκδοχές δεικτών Dow Jones και S&P 500 που είναι οι δείκτες Dow Jones Industrial Average Equal Weight Index (DJIEW) και S&P 500 Equal Weight Index και (SPXEW). Συγκρίνοντας τους αρχικούς δείκτες με τις αντίστοιχες τροποποιημένες εκδόσεις τους, μπορούμε να παρατηρήσουμε πως οι τελευταίες παρουσιάζουν μεγαλύτερες τιμές και αποδόσεις, λόγω της μεγαλύτερης έμφασης τους σε μετοχές εταιρειών μικρότερης κεφαλαιοποίησης.

3.3 Η χρησιμότητα των χρηματιστηριακών δεικτών

Οι χρηματιστηριακοί δείκτες αποτελούν ένα αξιοποιήσιμο επενδυτικό εργαλείο το οποίο είναι εύκολα προσβάσιμο στη σημερινή εποχή. Η ραγδαία ανάπτυξη του διαδικτύου και των πληροφοριακών συστημάτων σε συνδυασμό με την διάδοση των μέσων μαζικής

ενημέρωσης, είναι σε θέση να παρέχουν ενημέρωση σε πραγματικό χρόνο για τις τιμές των δεικτών αυτών καθώς και για τις διεθνείς οικονομικές και πολιτικές εξελίξεις του σύγχρονου παγκοσμιοποιημένου περιβάλλοντος. Δεδομένου ότι ο υπολογισμός των περισσότερων χρηματιστηριακών δεικτών βασίζεται σε βασικές αρχές της στατιστικής, οι επενδυτές κατανοούν ευκολότερα τους παράγοντες που λαμβάνουν υπόψη έχοντας έτσι στην διάθεση τους ένα πρότυπο με το οποίο μπορούν να συγκρίνουν τα χαρτοφυλάκια τους και να αξιολογήσουν παράλληλα την απόδοση και την αποτελεσματικότητα των επενδύσεων τους. Ωστόσο, η πληθώρα των χρηματιστηριακών δεικτών που υπάρχει στις μέρες μας ενδέχεται να δημιουργήσει σύγχυση στους επενδυτές αναφορικά με ποιους από αυτούς τους δείκτες και τις παραλλαγές τους θα συμπεριλάβουν στην διαδικασία λήψης επενδυτικών αποφάσεων, λόγω του ότι οι διάφοροι δείκτες δίνουν διαφορετική βαρύτητα σε εταιρείες μικρής και μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Οι διαφορετικοί μέθοδοι με τους οποίους σταθμίζονται οι δείκτες κάνει επιτακτική την ανάγκη για διαμόρφωση κριτικής σκέψης από τους επενδυτές σχετικά με τους παράγοντες που μπορεί να επηρεάσουν σημαντικά την απόδοση των επενδύσεων τους, καθώς δεν υπάρχει ένας μόνο δείκτης τον οποίο θα πρέπει να αναλύουν για την αξιολόγηση των επενδύσεων τους, μιας ο καθένας δίνει βαρύτητα σε διαφορετικές παραμέτρους.

4. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ

4.1 Μελέτες για την προβλεπτικότητα των αριθμοδεικτών

Η χρήση των αριθμοδεικτών που προκύπτουν μέσα από την ανάλυση των οικονομικών καταστάσεων, έχει αποτελέσει το αντικείμενο για μια σειρά από διάφορες βιβλιογραφικές μελέτες. Οι μελέτες αυτές είχαν ως στόχο να εξετάσουν μεταξύ άλλων την επίδραση των αριθμοδεικτών στην κερδοφορία των επιχειρήσεων, την εξέταση της προβλεπτικής ικανότητας τους στις αποδόσεις των μετοχών και του κινδύνου, την εύρεση των σχέσεων μεταξύ των αριθμοδεικτών. Οι χρηματιστηριακοί δείκτες αποτέλεσαν ένα ιδιαίτερα σημαντικό εργαλείο σε τέτοιες έρευνες με αφορμή το ότι αποτυπώνουν σε σημαντικό βαθμό την πορεία της αγοράς, με αποτέλεσμα να μπορούν να χρησιμοποιηθούν σαν πρότυπο (benchmark) για την αντανάκλαση των τιμών και των αποδόσεων των μετοχών διαχρονικά. Μεταξύ άλλων ωστόσο, οι Beaver et al. (2005) αναφέρονται στην διαφοροποίηση που υπάρχει στα αποτελέσματα καθώς και στις ερμηνείες αυτών από τους

διάφορους αναλυτές κάτι που αντανακλά και το ερευνητικό ενδιαφέρον γύρω από τους αριθμοδείκτες, ενώ ο West (2006) αναφέρεται στην αβεβαιότητα που υπάρχει αναφορικά με τις κατάλληλες παραμέτρους των οικονομετρικών υποδειγμάτων που χρησιμοποιούνται στις προβλεπτικές μελέτες.

Οι Fama & French (1988a) παρατήρησαν μια αύξηση της προβλεπτικής ικανότητας των μερισματικών αποδόσεων στις αποδόσεις των μετοχών, καθώς αύξανε ο χρονικός ορίζοντας των αποδόσεων. Πιο συγκεκριμένα, τα αποτελέσματα τους έδειξαν ότι λιγότερο από το 5% των διακυμάνσεων στις μηνιαίες ή τριμηνιαίες αποδόσεις ερμηνεύονται από τις μερισματικές αποδόσεις σε μικρό χρονικό ορίζοντα αποδόσεων, ενώ αντίστοιχα σε αποδόσεις δύο έως τεσσάρων ετών οι μερισματικές αποδόσεις ερμηνεύουν περισσότερο από το 25% των διακυμάνσεων των αποδόσεων. Παράλληλα, παρατήρησαν υψηλή αυτοσυσχέτιση στις αναμενόμενες αποδόσεις. Για την έρευνα τους αξιοποίησαν χαρτοφυλάκια ίσης και διαφορετικής στάθμισης με βάση την αξία (value & equal weighted portfolios), προκειμένου μέσω των μερισματικών αποδόσεων (D/P) να μπορέσουν να προβλέψουν τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων αυτών. Τα χαρτοφυλάκια αυτά αφορούσαν το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE), ενώ οι αποδόσεις που χρησιμοποιήθηκαν αναφέρονταν σε χρονικό ορίζοντα από ένα μήνα έως τέσσερα έτη.

Σε μια μεταγενέστερη έρευνα τους, οι ίδιοι οι Fama & French (1992) επιχείρησαν να εξετάσουν την σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων των μετοχών μη χρηματοοικονομικών εταιρειών με την κεφαλαιοποίηση, τα κέρδη ανά μετοχή προς την τιμή (E/P ως dummy variable), την τιμής προς την λογιστική αξία (P/BV), την λογιστική προς την χρηματιστηριακή αξία (B/M), την μόχλευση και τον συστηματικό κίνδυνο της αγοράς (β), ως ανεξάρτητες μεταβλητές των οποίων οι τιμές ήταν λογαριθμικές (normalized). Οι μετοχές αφορούσαν εταιρείες που ανήκαν στα NYSE, AMEX και NASDAQ και χρησιμοποιήθηκαν στοιχεία από το CRSP και την Compustat για τα έτη 1962-1990. Τα αποτελέσματα τους έδειξαν πως μεγαλύτερη ερμηνευτική ικανότητα στις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών, είχαν η κεφαλαιοποίηση και η λογιστική προς την χρηματιστηριακή αξία. Παράλληλα, η σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών βάση των συγκεκριμένων δεικτών και του συστηματικού κινδύνου της αγοράς, δεν φάνηκε να είναι στατιστικά σημαντική. Ωστόσο, οι Fama & French (1992) παρατήρησαν ότι ο συνδυασμός των δεικτών B/M και E/P, περιορίζει σημαντικά την ερμηνευτική ικανότητα του E/P στις αποδόσεις των μετοχών σε σχέση με αυτήν που είχε όντας ως μοναδική ερμηνευτική μεταβλητή των αποδόσεων, με αφορμή την

θετική συσχέτιση μεταξύ των κερδών προς τρέχουσα τιμή και της λογαριθμικής τιμής του δείκτη λογιστική προς χρηματιστηριακή αξία.

Η μελέτη των Campbell & Shiller (1998), έδειξε σε αντίθεση με την θεωρία των αποτελεσματικών αγορών πως αριθμοδείκτες όπως η μερισματική απόδοση (D/P) και η τιμή προς τα κέρδη ανά μετοχή (P/E) μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών. Συγκεκριμένα, υποστηρίζουν πως η θεωρία των αποτελεσματικών αγορών συνδυάζει την χαμηλή μερισματική απόδοση με σχετικά αύξηση των τιμών των μετοχών με μικρότερο ρυθμό, έτσι ώστε τα μερίσματα και οι τιμές να προσαρμοστούν προκειμένου η μερισματική απόδοση να τείνει προς τον ιστορικό μέσο όρο της. Η συγκεκριμένη θεωρία υποστηρίζει την απουσία της δυνατότητας πρόβλεψης των μελλοντικών αποδόσεων, ενώ η μερισματική απόδοση και το P/E θα αντανακλούν περισσότερο την μελλοντική κερδοφορία και ανάπτυξη των μερισμάτων (dividend growth) με αφορμή το ότι έχουν την τάση διαχρονικά και θεωρητικά να κινούνται προς τον μέσο όρο (mean-reverting). Όμως τα μοντέλα των Campbell & Shiller (1998), ανέδειξαν μεταξύ άλλων την αδυναμία της μερισματικής απόδοσης (D/P) να προβλέψει την μελλοντική ανάπτυξη μερισμάτων με ένα R^2 της τάξεως του 0,27%. Επιπλέον, παρατήρησαν πως η μερισματική απόδοση έχει ισχυρή προβλεπτική ικανότητα στις λογαριθμικές αποδόσεις ($\ln[P_{t+1}/P_t]$) των μετοχών, με ένα R^2 ίσο με 64%. Τα αποτελέσματα τους έδειξαν παράλληλα μια «*ουσιώδης θετική*» - όπως οι ίδιοι αναφέρουν – σχέση μεταξύ της μερισματικής απόδοσης και των δεκαετών αποδόσεων, με ένα R^2 ίσο με 15%. Για την μελέτη της επίπτωσης του P/E χρησιμοποίησαν τροποποιημένα κέρδη (smoothed P/E), καταλήγοντας ότι το smoothed P/E έχει χαμηλή προβλεπτική ικανότητα στην μελλοντική ανάπτυξη των τροποποιημένων κερδών σε ορίζοντα ενός και δέκα ετών καθώς επίσης και στο ότι έχει σχετικά καλή προβλεπτική ικανότητα στις δεκαετείς αποδόσεις των μετοχών. Για την συγκεκριμένη μελέτη τους, οι Campbell & Shiller (1998) χρησιμοποίησαν τις πραγματικές ετήσιες τιμές (real values) του δείκτη S&P 500 καθώς επίσης και στοιχεία για τα κέρδη και μερίσματα τα οποία ήταν προγενέστερα των τιμών και κατέληξαν στο ότι το P/E και η μερισματική απόδοση έχουν ιδιαίτερη σημασία κατά την πρόβλεψη αποδόσεων. Ωστόσο αυτό είναι κάτι που είναι πιθανό να αλλάξει στο μέλλον, υποστηρίζοντας παράλληλα ότι η πραγματική σχέση των αριθμοδεικτών με τις μακροχρόνιες αποδόσεις ενδέχεται να είναι μη γραμμική.

Οι Goyal & Welch (2002) κατέληξαν στο συμπέρασμα πως η μερισματική απόδοση δεν φαίνεται να έχει προβλεπτική ικανότητα στο ασφάλιστρο κινδύνου της αγοράς πριν από την

δεκαετία του 1990 (παρά μόνο τα έτη 1973 και 1974), παρά το γεγονός πως αποδέχονται ότι οι μερισματικοί αριθμοδείκτες είναι στατιστικά σημαντικοί στην πρόβλεψη αποδόσεων των μετοχών με βάση προηγούμενες μελέτες. Για την μελέτη τους χρησιμοποιήθηκαν λογαριθμικές αποδόσεις και ο δείκτης CRSP και το μοντέλο που χρησιμοποίησαν στην μελέτη τους ήταν της μορφής: $\mathrm{Rm(t)} - \mathrm{Rf(t)} = \mathrm{b_0} + \mathrm{b_1}\left[\frac{\mathrm{D(t-1)}}{\mathrm{P(t-1)}}\right] + \varepsilon(\mathrm{t})$. Η απόδοση του δείκτη βασίζεται στην βασίζεται στην εξίσωση: $\mathrm{Rm(t)} = \log\left[\frac{\mathrm{P(t)+D(t)}}{\mathrm{P(t-1)}}\right]$. Για τον υπολογισμό του ασφάλιστρου κινδύνου χρησιμοποιήθηκε το τρίμηνο επιτόκιο του αξιογράφου χωρίς κίνδυνο Rf(t) με την μορφή:$\mathrm{rf(t)} = \log[1 + \mathrm{Rf(t)}]$, ενώ η μερισματική απόδοση υπολογίστηκε ως: $\mathrm{DY(t)} = \log\left[\frac{\mathrm{D(t)}}{\mathrm{P(t-1)}}\right]$. Το γεγονός ότι τροποποίησαν το μοντέλο τους με τρόπους όπως τα η χρήση κανονικών έναντι λογαριθμικών αποδόσεων δεν άλλαξε τα αποτελέσματα σε σημαντικό βαθμό.

Με αφορμή τις προηγούμενες έρευνες των Campbell (1991) και Campbell & Ammer (1993) για την σημασία των γεγονότων που σχετίζονται με τις ταμειακές ροές και τις αναμενόμενες αποδόσεις στις συνολικές (aggregate) αποδόσεις χαρτοφυλακίων, ο Vuolteenaho (2002) επιχειρεί να εξετάσει την επίπτωση τους στις αποδόσεις μετοχών σε εταιρικό επίπεδο καταλήγοντας στο ότι οι αποδόσεις των εταιρικών μετοχών καθοδηγούνται σε σημαντικό βαθμό περισσότερο από ανακοινώσεις που αφορούν τις ταμειακές ροές τους παρά από αντίστοιχες που αφορούν τις αναμενόμενες αποδόσεις τους. Παράλληλα και όπως είναι αναμενόμενο, ο Vuolteenaho (2002) βρίσκει την ύπαρξη θετικής συσχέτισης μεταξύ ανακοινώσεων σχετιζόμενων με ταμειακές ροές και αναμενόμενων αποδόσεων προσθέτοντας ότι η συσχέτιση αυτή είναι περισσότερο ισχυρή για μετοχές μικρότερων εταιριών. Ο ίδιος ωστόσο παρατηρεί τις διαφορές στα αίτια των γεγονότων αυτών, υποστηρίζοντας την εταιρική φύση τους φύση αναφορικά με τις ταμειακές ροές και την επιρροή των μακροοικονομικών παραγόντων στις αναμενόμενες αποδόσεις. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησε ο Vuolteenaho (2002), ήταν σε ετήσια βάση και αφορούσαν τα έτη 1954 έως 1996. Τα στοιχεία του προήλθαν από τις βάσεις δεδομένων CRSP και COMPUSTAT περιλαμβάνοντας έτσι στοιχεία για μετοχές των NYSE, AMEX και Nasdaq.

Μεταξύ άλλων, οι Rapach & Wohar (2005) επιδιώκουν να μελετήσουν την προβλεπτική ικανότητα των αριθμοδεικτών της αντίστροφης μερισματικής απόδοσης (price-dividend ratio) και της τιμής προς κέρδη ανά μετοχή (P/E) σε μακροχρόνιο ορίζοντα, με αφορμή όπως αναφέρουν τις προηγούμενες μελέτες των Kilian (1999), Berkowitz & Giorgianni (2001) και Mark & Sul (2002), βασιζόμενοι παράλληλα και στα δεδομένα των Campbell &

Shiller (1998). Πιο αναλυτικά, οι Rapach & Wohar (2005) χρησιμοποίησαν ετήσια δεδομένα για τον δείκτη S&P 500 καθώς και δεδομένα από τους Campbell & Shiller (1998) για τα κέρδη και τα μερίσματα. Τα δεδομένα τους αφορούσαν τα έτη από το 1871 έως το 1997, καλύπτοντας έτσι ένα ευρύ χρονικό διάστημα μεγαλύτερο του ενός αιώνα. Χρησιμοποίησαν επίσης τον Δείκτη Τιμών Καταναλωτή, προκειμένου να αποπληθωριστούν οι τρεις μεταβλητές που εισήγαγαν στην μελέτη τους και έτσι οι τιμές των μεταβλητών αυτών είναι σε πραγματικές καθώς και σε λογαριθμικές (log-level) τιμές. Το price to dividend ratio, υπολογίστηκε με βάση την τιμή του S&P 500 τον Ιανουάριο προς τα μερίσματα του προηγούμενου έτους, ενώ αντίστοιχα το P/E ratio υπολογίστηκε με βάση την αντίστοιχη τιμή του δείκτη προς τα κέρδη του προηγούμενου έτους. Τα αποτελέσματα των Rapach & Wohar (2005) και με την χρήση προσομοιώσεων Monte Carlo βασιζόμενοι στην μελέτη του Kilian (1999), έδειξαν ότι με την χρήση ενός οικονομετρικού υποδείγματος γραμμικής παλινδρόμησης υπάρχει δυσχέρεια στην εύρεση προβλεπτικής ικανότητας των dividend-price και P/E ratio στις αποδόσεις των μετοχών, γεγονός που όπως οι ίδιοι αναφέρουν φαίνεται να επιβεβαιώνει τους Kilian (1999), Berkowitz & Giorgianni (2001) και Kilian & Taylor (2003) , οι οποίοι εκτιμούν πως*: «ένα τέτοιο πρότυπο προβλεπτικότητας είναι πιθανό σε ένα μη γραμμικό περιβάλλον»*. Αντίθετα, με την χρήση ενός τροποποιημένου μη γραμμικού υποδείγματος DGP (Data Generating Process) και μοντέλου ESTAR αναφορικά με την έρευνα των Kilian & Taylor (2003), οι Rapach & Wohar (2005) βρίσκουν στατιστικά σημαντική προβλεπτική ικανότητα των αριθμοδεικτών αυτών σε μακροχρόνιο ορίζοντα επάνω στις τιμές του S&P 500 που αντιπροσωπεύουν τις τιμές των μετοχών.

Η έρευνα των Jensen et al. (1997), αναδεικνύει τις επιπτώσεις που έχουν τα μεγέθη των επιχειρήσεων και ο δείκτης τιμή προς λογιστική αξία (P/BV) στις αποδόσεις των μετοχών. Για την έρευνα τους συμπεριέλαβαν όλες τις αμερικανικές εταιρείες που ανήκαν στο NYSE χρησιμοποιώντας δεδομένα από το CRSP, καθώς και ετήσια κλαδικά δεδομένα για τα έτη 1965-1994, από την βάση δεδομένων της Compustat. Στην έρευνα τους αναφέρουν παράλληλα πως η επιλογή του δείγματος τους βασίστηκε στην έρευνα των Chan et al. (1995), οι οποίοι υποστηρίζουν όπως αναφέρουν οι ίδιοι οι Jensen et al. (1997) ότι: « *η μεροληψία επιλογής είναι λιγότερο προβληματική για εγχώριες εταιρείες των οποίων τα δεδομένα υπάρχουν στο CRSP*». Παράλληλα, ο υπολογισμός των μεταβλητών τους βασίστηκε στην μελέτη των Fama & French (1992). Οι Jensen et al. (1997) κατέληξαν στο ότι η επιρροή τόσο του μεγέθους των εταιρειών βάση κεφαλαιοποίησης όσο και του δείκτη P/BV εξαρτάται σημαντικά από την νομισματική πολιτική, κάτι που θα πρέπει να

λαμβάνεται να λαμβάνεται σημαντικά υπόψη σε επενδυτικές στρατηγικές που βασίζονται στα δυο αυτά κριτήρια. Τα αποτελέσματα τους έδειξαν πως σε περιόδους επεκτατικής νομισματικής πολιτικής, οι αποδόσεις επηρεάζονται σε μεγάλο βαθμό από τις εταιρείες μικρότερης κεφαλαιοποίησης και λιγότερο από τον δείκτη P/BV. Αντίθετα, σε περιόδους περιοριστικής νομισματικής πολιτικής, η κεφαλαιοποίηση και το P/BV δεν φαίνεται να επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών σε όρους στατιστικής σημαντικότητας.

Η έρευνα των Ang & Bekaert (2007), έδειξε ότι σε βάθος χρόνου η προβλεψιμότητα της υπερβάλλουσας απόδοσης μέσω της μερισματικής απόδοσης δεν είναι στατιστικά σημαντική. Αντίθετα με τους Fama & French (1988a), οι Ang & Bekaert (2007) υποστηρίζουν ότι η προβλεπτική ικανότητα της μερισματικής απόδοσης είναι περισσότερο παρατηρίσιμη βραχυπρόθεσμα όταν αυξάνεται παράλληλα με το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο, ενώ η επιλογή των τυπικών σφαλμάτων επηρεάζει σημαντικά το στατιστικό αποτέλεσμα σε μεγαλύτερους χρονικούς ορίζοντες. Επιπλέον, αναφέρουν πως το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο έχει ισχυρότερη προβλεπτική ικανότητα βραχυπρόθεσμα από την μερισματική απόδοση, ενώ η τελευταία φαίνεται να έχει περισσότερο προβλεψιμότητα στον ρυθμό ανάπτυξης των μελλοντικών ταμειακών ροών. Στην έρευνα τους, χρησιμοποίησαν ένα μεγάλο δείγμα με τριμηνιαία συχνότητα δεδομένων και ένα μικρότερο με αντίστοιχη μηνιαία συχνότητα. Τα δεδομένα τους αφορούσαν τις Ηνωμένες Πολιτείες, το Ηνωμένο Βασίλειο, την Γερμανία και την Γαλλία, ενώ η τελευταία χώρα χρησιμοποιήθηκε μόνο στο μικρότερο δείγμα. Οι δείκτες από τους οποίους προέκυψαν τα δεδομένα για το μεγάλο δείγμα, ήταν ο Standard & Poor's Composite Index, ο Financial Times (FT) Actuaries Index και ο DAX (CDAX) index με στοιχεία από τον Ιούνιο του 1935 έως τον Δεκέμβριο του 2001, καθώς και τα τρίμηνα T-bills ως βραχυπρόθεσμα επιτόκια. Για το μικρότερο δείγμα, χρησιμοποίησαν στοιχεία από την Morgan Stanley Capital International (MSCI) για το χρονικό διάστημα από τον Φεβρουάριο του 1975 μέχρι τον Δεκέμβριο του 2001, ενώ χρησιμοποιήθηκε το μηνιαίο επιτόκιο του ευρώ με στοιχεία από το Datastream, ως βραχυπρόθεσμο επιτόκιο.

Τα αποτελέσματα της έρευνας των Ang & Bekaert (2007) και μεταξύ άλλων των Boudoukh et al. (2008) αναφέρουν ότι επιβεβαίωσαν οι Kostakis, et al. (2015) στην μελέτη τους, οι οποίοι μελέτησαν τις αποδόσεις αμερικανικών μετοχών για την περίοδο 1927-2012 και συμπέραναν πως οι προβλεπτική ικανότητα των αριθμοδεικτών μειώνεται με την πάροδο του χρόνου. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν οι Kostakis, et al. (2015) ήταν σε μηνιαία και τριμηνιαία βάση και βασίστηκαν στα αντίστοιχα δεδομένα που χρησιμοποίησαν οι Welch & Goyal (2008). Συγκεκριμένα, χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης S&P 500 για τις αποδόσεις καθώς

και δώδεκα ερμηνευτικές μεταβλητές των αποδόσεων οι οποίες ήταν: το ακίνδυνο επιτόκιο (T-bill rate), το long-term yield, το term-spread, το default- yield spread, ο λόγος μερίσματος προς τιμή (D/P), η μερισματική απόδοση, τα κέρδη ανά μετοχή προς την τιμή, το dividend – payout ratio, η λογιστική προς χρηματιστηριακή αξία, το net equity expansion, ο ρυθμός πληθωρισμού και ο δείκτης κατανάλωσης πλούτου. Οι παλινδρομήσεις τους με μηνιαία στοιχεία, έδειξαν ότι σε διάστημα εμπιστοσύνης 95%, υπάρχει προβλεπτική ικανότητα από τους δείκτες των κερδών ανά μετοχή προς τιμή, της λογιστικής προς την χρηματιστηριακή αξία και του το net equity expansion, ενώ η μερισματική απόδοση ήταν στατιστικά σημαντική μόνο σε διάστημα εμπιστοσύνης 90%. Αντίστοιχα, η χρήση τριμηνιαίων στοιχείων έδωσε παρόμοια αποτελέσματα με τα στοιχεία μηνιαίας συχνότητας. Στη συνέχεια πραγματοποίησαν πέντε πολυπαραγοντικά υποδείγματα βασιζόμενοι σε προηγούμενες παρόμοιες μελέτες. Συγκεκριμένα, αναφέρουν πως στο κάθε πολυπαραγοντικό υπόδειγμα έθεσαν ως ανεξάρτητες μεταβλητές: 1) τον λόγο μερίσματος προς τιμή και το ακίνδυνο επιτόκιο (T-bill rate), βασιζόμενοι στους Ang & Bekaert (2007), 2) τον λόγο μερίσματος προς τιμή, το ακίνδυνο επιτόκιο (T-bill rate), το default yield spread και το term spread, βασιζόμενοι στους Ferson & Schadt (1996,) 3) τον λόγο του μερίσματος προς την τιμή, την λογιστική προς την χρηματιστηριακή αξία, βασιζόμενοι στους Kothari & Shanken (1997), 4) τον λόγο του μερίσματος προς την τιμή και το dividend payout ratio βασιζόμενοι στον Lamont (1998) και 5) τα κέρδη ανά μετοχή προς την τιμή, το term spread και την λογιστική προς την χρηματιστηριακή αξία, βασιζόμενοι στους Campbell & Vuolteenaho (2004). Τα αποτελέσματα των υποδειγμάτων αυτών, έδειξαν ότι σε διάστημα εμπιστοσύνης 90% υπάρχει από κοινού σημαντικότητα στο υπόδειγμα που συμπεριλαμβάνει τα κέρδη ανά μετοχή προς την τιμή, την λογιστική προς την χρηματιστηριακή αξία και το term-spread, ωστόσο καμία από αυτές τις μεταβλητές δεν είναι ξεχωριστά από μόνη της στατιστικά σημαντική. Επιπλέον, στατιστική σημαντικότητα σε διάστημα εμπιστοσύνης 95% και με την χρήση μηνιαίων στοιχείων βρέθηκε στο υπόδειγμα που συμπεριλαμβάνει τα κέρδη ανά μετοχή προς την τιμή το ακίνδυνο επιτόκιο, τόσο από κοινού όσο και ξεχωριστά για το καθένα. Τα αντίστοιχα πολυπαραγοντικά υποδείγματα με την χρήση τριμηνιαίων στοιχείων, έδειξαν ότι οι συνδυασμοί που συμπεριλαμβάνουν τον δείκτη λογιστική προς χρηματιστηριακή αξία οδήγησαν σε από κοινού σημαντικότητα με μη στατιστικά σημαντικούς συντελεστές παλινδρόμησης, ενώ παράλληλα ο δείκτης μερίσματος προς τιμή ήταν στατιστικά σημαντικός σε ορισμένα υποδείγματα χωρίς όμως αυτό να επεκτείνεται στην από κοινού χρήση του. Οι Kostakis, et al. (2015), αναφέρουν επιπλέον πως σε ελέγχους εντός διαστημάτων μεγαλύτερων του ενός

έτους περιορίζεται οι προβλεπτική ικανότητα των κερδών ανά μετοχή προς την τιμή και της λογιστικής προς την χρηματιστηριακή αξία, λόγω του ότι οι δυο αριθμοδείκτες γίνονται στατιστικά σημαντικοί μόνο σε διάστημα εμπιστοσύνης 90%. Παρατηρούν επίσης πως τα term-spread και net equity expansion είναι στατιστικά σημαντικά σε διάστημα μελέτης εξήντα μηνών και σε 95% διάστημα εμπιστοσύνης κάτι που δεν συμβαίνει στην περίπτωση της μερισματικής απόδοσης και του λόγου του μερίσματος προς την τιμή. Για το χρονικό διάστημα μετά το 1952, το dividend payout ratio παραμένει στατιστικά σημαντικό σε 90% διάστημα εμπιστοσύνης, σε οριακό ωστόσο σημείο μακροχρόνια. Παράλληλα, παρατήρησαν πως με την χρήση των διάφορων ελέγχων μεταξύ άλλων και της χρήσης του Wald test, η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη κατανάλωσης-πλούτου φάνηκε ισχυρή για την περίοδο μετά του 1952, όπου ήταν διαθέσιμα τα στοιχεία του δείκτη αυτού, ενώ την συγκεκριμένη περίοδο τα κέρδη ανά μετοχή προς την τιμή καθώς και η λογιστική προς την χρηματιστηριακή αξία παύουν να έχουν προβλεπτική ικανότητα για τις αποδόσεις της αμέσως επόμενης περιόδου.

Ο Lanne (2002), αναφέρει πως διάφορες μελέτες καταλήγουν στο ότι σε μεγαλύτερους χρονικούς ορίζοντες οι αποδόσεις των μετοχών είναι προβλέψιμες από μεταβλητές που έχουν ισχυρή αυτοσυσχέτιση. Στην μελέτη του, ο ίδιος χρησιμοποίησε ως ανεξάρτητη μεταβλητή τις λογαριθμικές τιμές του αριθμοδείκτη μερίσματος προς τιμή, προκειμένου να εξετάσει κατά πόσο αυτές ερμηνεύουν τις αποδόσεις μετοχών του αμερικανικού χρηματιστηρίου για την περίοδο 1928-1996. Τα στοιχεία που χρησιμοποίησε ήταν μηνιαία, ενώ ο υπολογισμός των τιμών και των μερισμάτων βασίστηκε στον μηνιαίο δείκτη CRSP που σταθμίζεται με βάση την κεφαλαιοποίηση και περιλαμβάνει μετοχές των NYSE, AMEX και NASDAQ. Ο υπολογισμός του δείκτη μερίσματος προς τιμή προέκυψε από το άθροισμα των μερισμάτων του δείκτη του προηγούμενου έτους προς την τρέχουσα τιμή του, ενώ οι πραγματικές αποδόσεις υπολογίστηκαν με την χρήση του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή, με στοιχεία από το Bureau of Labor Statistics. Ο Lanne στην ανάλυση του χρησιμοποίησε το κλασσικό t-test καθώς και το τεστ Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS). Τα αποτελέσματα του έδειξαν ότι με την χρήση του κλασσικού t-test υπάρχει προβλεπτική ικανότητα του δείκτη μερίσματος προς τιμή στις αποδόσεις μετοχών, η οποία ωστόσο αναφέρει πως: *«δεν είναι ασυμπωματικά έγκυρη και σε μεγάλο βαθμό απορρίπτει τα πεπερασμένα δείγματα»*. Αντίθετα, η χρήση του τεστ KPSS δεν ανέδειξε την προβλεπτική ικανότητα του δείκτη μερίσματος προς τιμή, επιβεβαιώνοντας παράλληλα μεταξύ άλλων

και τον Wolf (2000) ο οποίος είχε καταλήξει στο ότι ο αριθμοδείκτης αυτός δεν έχει προβλεπτική ικανότητα στις αποδόσεις των μετοχών.

Ο Lewellen (2004) πέρα από την μερισματική απόδοση προσθέτει στην μελέτη του τους αριθμοδείκτες λογιστική προς χρηματιστηριακή αξία και κέρδη ανά μετοχή προς τιμή, προκειμένου να εξετάσει την προβλεπτική τους ικανότητα στις αποδόσεις. Χρησιμοποιεί αυτούς τους αριθμοδείκτες καθώς συνδέουν τις τρέχουσες τιμές των μετοχών με θεμελιώδη χαρακτηριστικά, ενώ παράλληλα συσχετίζονται θετικά με τις αναμενόμενες αποδόσεις λόγω της συμπερίληψης της τιμής και έχουν αυτοσυσχετίσεις σχεδόν ίσες με την μονάδα σε μηνιαία βάση. Για την συγκεκριμένη μελέτη, χρησιμοποίησε τον equal καθώς και τον value-weighted δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE). Τα δεδομένα για τα μερίσματα και τις τιμές προήλθαν από την βάση δεδομένων CRSP για τα έτη 1946 -2000, ενώ τα αντίστοιχα η συλλογή των δεδομένων για τα κέρδη και τις λογιστικές αξίες έγινε από στοιχεία της Compustat για τα έτη 1963-2000. Τα στοιχεία ήταν σε μηνιαία βάση. Για την μερισματική απόδοση, ο Lewellen (2004) χρησιμοποίησε και αυτός τις λογαριθμικές τιμές τους, λόγω των ιδιαίτερων χαρακτηριστικών τους στις παλινδρομήσεις. Τον δείκτη λογιστική προς χρηματιστηριακή αξία, τον υπολόγισε με βάση την καθαρή θέση της χρήσης του προηγούμενου έτους σε σχέση με την κεφαλαιοποίηση του προηγούμενου μήνα. Για τον δείκτη κέρδη ανά μετοχή προς τιμή, χρησιμοποίησε τα λειτουργικά κέρδη, με αφορμή την επισήμανση των Shiller (1984) και Fama & French (1988a) πως είναι ένα «καλύτερο μέτρο» αναφορικά με τα θεμελιώδη χαρακτηριστικά σε σχέση με τα καθαρά κέρδη. Το μοντέλο του ήταν της μορφής: $r_t = a + bx_{t-1} + \varepsilon_t$, όπου x_{t-1} η προγενέστερη τιμή του αριθμοδείκτη σε σχέση με την απόδοση του NYSE. Στα αποτελέσματα της συγκεκριμένης μελέτης, ο Lewellen (2004) βρίσκει ότι για τα έτη 1946 έως 2000 η μερισματική απόδοση έχει ισχυρή προβλεπτική ικανότητα στις αποδόσεις του NYSE, με p-value της τάξεως του 0,1%. Ωστόσο, για τους δείκτες λογιστική προς χρηματιστηριακή αξία και κέρδη ανά μετοχή προς τιμή, παρατήρησε κάπως πιο περιορισμένη προβλεπτική ικανότητα. Σημαντική επίσης είναι η επισήμανση του ότι η προσθήκη στο υπόδειγμα δεδομένων για την πενταετία 1995 έως 2000, είχε διαφορετική επίδραση στην κλίση της καμπύλης OLS στην περίπτωση του equal-weighted δείκτη του NYSE, από την αντίστοιχη του value-weighted δείκτη. Πιο συγκεκριμένα, στον value - weighted δείκτη η κλίση της ευθείας με ανεξάρτητη μεταβλητή την μερισματική απόδοση μειώθηκε κατά 59%, ενώ η μείωση στην κλίση με ανεξάρτητη μεταβλητή την λογιστική προς χρηματιστηριακή αξία και τα κέρδη ανά μετοχή προς την τιμή ήταν 61% και 28%. Την ίδια στιγμή, στον equal-weighted δείκτη του NYSE η προσθήκη

αυτής της πενταετίας αύξησε τις εκτίμησης για τις αποδόσεις του δείκτη. Ο Lewellen (2004) εξηγεί ότι το αποτέλεσμα αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι την πενταετία 1995-2000 η χαμηλή μερισματική απόδοση (μείωση από 2,9% στις αρχές του 1995 σε 1,5% τον Δεκέμβριο του 2000) συνδυάστηκε με σχεδόν τον διπλασιασμό του value-weighted δείκτη του NYSE, με αποτέλεσμα η προσθήκη αυτής της περιόδου να οδηγήσει «στην απότομη αύξηση του δείγματος αυτοσυσχέτισης των αναλογιών η οποία μειώνει την απαιτούμενη προσαρμογή στις δοκιμές» και έτσι να επηρεάσει σημαντικά τις προβλέψεις από το μοντέλο αυτό.

Οι Devpura et al. (2018), βασιζόμενοι και στις έρευνες των Lewellen (2004) και Westerlund & Narayan (2015), χρησιμοποίησαν μηνιαία στοιχεία για το χρονικό διάστημα μεταξύ Ιανουαρίου 1927 και Δεκεμβρίου 2014 και να εξετάσουν την προβλεπτική ικανότητα συγκεκριμένων μεταβλητών στις αποδόσεις μετοχών του αμερικανικού χρηματιστηρίου. Ως εξαρτημένη μεταβλητή, χρησιμοποίησαν την διαφορά των αποδόσεων του value-weighed δείκτη CRSP και του ακίνδυνου επιτοκίου (τρίμηνο T-bill rate). Στην ανάλυση τους χρησιμοποίησαν 14 ανεξάρτητες μεταβλητές οι οποίες ήταν: το μέρισμα προς την τιμή (D/P), η μερισματική απόδοση, το dividend payout ratio, τα κέρδη ανά μετοχή προς την τιμή, η λογιστική προς την χρηματιστηριακή αξία, ο πληθωρισμός, το long-term bond yield, το long-term bond return, το term-spread, το T-bill rate, το net equity expansion, το dividend yield spread, το default return spread και το stock variance. Τα αποτελέσματα τους έδειξαν μεταξύ άλλων σημαντική διαχρονική προβλεπτικότητα μόνο από τα κέρδη ανά μετοχή προς την τιμή, το dividend yield spread, το long-term bond yield, το long-term bond return, το net equity expansion, το stock variance και το T-bill rate για 25-90% των δημιουργημένων δειγμάτων (generating samples).

Ο McMillan (2018) προκειμένου να εξετάσει διάφορους αριθμοδείκτες και μακροοικονομικούς δείκτες που αναμένεται να επηρεάσουν τις αποδόσεις των μετοχών, εισάγει 25 μεταβλητές στο υπόδειγμα του οι οποίες κατηγοριοποιούνται σε χρηματοοικονομικούς αριθμοδείκτες, μακροοικονομικά δεδομένα, δεδομένα της αγοράς εργασίας και της αγοράς ακινήτων και σε ορισμένες «γενικές μεταβλητές». Αναφορικά με τους αριθμοδείκτες, στα υποδείγματά του συμπεριέλαβε τον δείκτη μερίσματος προς τιμή, το δείκτη τιμή προς κέρδη ανά μετοχή P/E, το κυκλικά προσαρμοσμένο P/E, τον δείκτη Q του Tobin και τον λόγο της κεφαλαιοποίησης της αγοράς προς το ΑΕΠ. Στις μακροοικονομικές μεταβλητές συμπεριέλαβε τον κύκλο και την επιτάχυνση του ΑΕΠ (GDP cycle and acceleration), τον ρυθμό κατανάλωσης, την διαφορά των αποδόσεων του 10-

ετούς και του 3-μηνου ομολόγου των ΗΠΑ (10-year to 3-month bond term structure) και τον πληθωρισμό. Στις μεταβλητές σχετικά με την αγορά εργασίας περιλαμβάνονταν ο ρυθμός αύξησης των μισθών (wage growth), η ανεργία, το φυσικό ποσοστό ανεργίας, ο ρυθμός αλλαγής της παραγωγικότητας και οι συνθήκες τις αγοράς εργασίας (labor market conditions). Οι αντίστοιχες μεταβλητές τις αγοράς ακινήτων που έλαβε υπόψη αφορούσαν τον ρυθμό αύξησης των τιμών των κατοικιών , την προσιτότητα της στέγασης (house affordability), την ιδιοκτησία ακινήτων, την προσφορά και τις πωλήσεις ακινήτων. Τέλος, οι πιο «γενικές» όπως χαρακτηρίζει ο ίδιο μεταβλητές αποτελούνταν από τον δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης, τον δείκτη υπεύθυνων προμηθειών (purchasing managers index – PMI), από τις διεθνείς χρηματοοικονομικές συνθήκες, την μόχλευση και την μη χρηματοοικονομική μόχλευση. Για την συγκεκριμένη μελέτη, ο McMillan (2018) χρησιμοποίησε μακροοικονομικά και χρηματοοικονομικά στοιχεία της οικονομίας των ΗΠΑ. Τα δεδομένα του προήλθαν από την Ομοσπονδιακή Τράπεζα των ΗΠΑ, το U.S Bureau of Labor Statistics, από την Εθνική Ένωση Μεσιτών των ΗΠΑ (National Association of Realtors) καθώς και από την ιστοσελίδα του Robert Shiller[1]. Ως εξαρτημένη μεταβλητή, ο McMillan (2018) θέτει τις μεταγενέστερες των παραπάνω μεταβλητών αποδόσεις του δείκτη S&P 500 και οι παλινδρομήσεις έγιναν τόσο με την χρήση κάθε ανεξάρτητης μεταβλητής μεμονωμένα όσο και με την εισαγωγή τους σε μια σειρά από πολυπαραγοντικά υποδείγματα, με αφορμή το ότι: «οι περισσότερες μελέτες καταλήγουν στο ότι οι συνδυασμοί ανεξαρτήτως μεταβλητών δύνανται να είναι πιο έγκυροι στην περίπτωση των προβλέψεων» (Timmermann, 2006). Η έρευνα του McMillan (2018), καταλήγει στο ότι κατά την πρόβλεψη των μετοχών, είναι σημαντικό οι μεταβλητές που θα χρησιμοποιηθούν στα οικονομετρικά υποδείγματα να προέρχονται από διαφορετικές κατηγορίες, λόγω του ότι οι μεταβλητές που φαίνεται να έχουν στατιστική σημαντικότητα στις περισσότερες παλινδρομήσεις για τον έλεγχο της προβλεπτική ικανότητας τους στις αποδόσεις των μετοχών βάση του δείκτη S&P 500, είναι ο λόγος του μερίσματος προς την τιμή, ο δείκτης P/E, ο κυκλικά προσαρμοσμένο δείκτης P/E, η επιτάχυνση του ΑΕΠ, ο πληθωρισμός, το φυσικό ποσοστό ανεργίας καθώς και ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης. Επιπλέον, λιγότερη προβλεπτική ικανότητα φάνηκαν να έχουν ο δείκτης PMI, ο ρυθμός αύξησης των τιμών των κατοικιών, η ιδιοκτησία ακινήτων και ο κύκλος του ΑΕΠ. Ο συνδυασμός των παραπάνω ανεξάρτητων μεταβλητών σε ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα (με εξαίρεση τις μεταβλητές που αφορούν τις τιμές και την ιδιοκτησία ακινήτων), έδωσε σαν αποτέλεσμα

[1] Η προσωπική ιστοσελίδα του Καθηγητή Robert Shiller στο πανεπιστήμιο του Yale, όπως παραθέτει ο McMillan (2018): http://www.econ.yale.edu/~shiller/ .

ένα προσαρμοσμένο R^2 ίσο με 61,3% που ήταν και το μεγαλύτερο που καταγράφει στην μελέτη του ο McMillan (2018). Οι μεταβλητές που αφορούν την προσφορά και την προσιτότητα κατοικιών, το ποσοστό ανεργίας καθώς και την μόχλευση και την μη χρηματοοικονομική μόχλευση, φάνηκαν να μην είναι ιδιαίτερα στατιστικά σημαντικές στις παλινδρομήσεις της συγκεκριμένης μελέτης.

4.2 Μελέτες για την επιστροφή στον μέσο

Οι Fama & French (1988b) παρατηρούν πως η τάση των τιμών των μετοχών για mean reversion είναι ικανή στο να οδηγήσει σε αρνητική συσχέτιση των αποδόσεων τους, η οποία φαίνεται περισσότερο έντονη στις μακροχρόνιες αποδόσεις. Αναφέρουν πως η παρουσία της αυτοσυσχέτισης στις αποδόσεις ενδέχεται να αντανακλά σε κάποιο βαθμό την αναποτελεσματικότητα της αγοράς ή και τις αναμενόμενες αποδόσεις που διαμορφώνονται από τις ενέργειες των ορθολογικών επενδυτών, ενώ παράλληλα καταλήγουν στο ότι οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων - σε χρονικό ορίζοντα τριών με πέντε ετών - που περιλαμβάνουν αξιόγραφα μικρών εταιρειών είναι περισσότερο προβλέψιμες από τα αντίστοιχα μεγάλων εταιρειών. Παράλληλα, υποστηρίζουν την υψηλότερη προβλεπτική ικανότητα σε μακροχρόνιους ορίζοντες εξαιτίας της αποτελεσματικότητας της αγοράς και καταλήγουν στην επιβεβαίωση της υπόθεσης ότι οι τιμές των μετοχών περιλαμβάνουν τόσο «στατικά» στοιχεία που υποδηλώνουν τάση για επιστροφή στον μέσο, όσο και στοιχεία «τυχαίου περιπάτου» στην διαμόρφωση των τιμών. Για την έρευνα τους οι Fama & French (1988b) χρησιμοποίησαν equal και value-weighted χαρτοφυλάκια, καθώς και 17 κλαδικά χαρτοφυλάκια από μετοχές του NYSE. Στην συνέχεια, πραγματοποίησαν παλινδρομήσεις με την χρήση των αποδόσεων ως εξαρτημένη μεταβλητή και την χρήση ανεξάρτητων μεταβλητών που ενσωμάτωναν τα «στατικά» και τα αντίστοιχα του «τυχαίου περιπάτου» στοιχεία, με τρόπο ώστε οι αποδόσεις την χρονική στιγμή t να προκύπτουν ως το άθροισμα των δύο αυτών ανεξάρτητων μεταβλητών για την αντίστοιχη χρονική στιγμή. Τα δεδομένα της έρευνας των Fama & French (1988b) προήλθαν από την βάση CRSP και περιλάμβαναν τις πραγματικές μηνιαίες αποδόσεις όλων των μετοχών του NYSE για τα έτη 1926-1985.

Προς την κατεύθυνση της έρευνας των Fama & French (1988b) τοποθετείται η έρευνα των Poterba & Summers (1988) οι οποίοι αναφέρουν πως η αναγνώριση των διαρκών αποκλίσεων μεταξύ των χρηματιστηριακών και των θεωρητικά δίκαιων τιμών (fundamental values) είναι σχετικά δύσκολη μέσω των στατιστικών ελέγχων. Από τα αποτελέσματα της έρευνας τους υποδηλώνεται μια θετική αυτοσυσχέτιση στις αποδόσεις σε βραχυχρόνιο

ορίζοντα, ενώ μακροχρόνια η αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων φαίνεται να είναι αρνητική παρά το γεγονός ότι επισημαίνουν πως σε υψηλά επίπεδα σημαντικότητας δεν μπορεί να απορριφθεί το γεγονός ότι οι τιμές των μετοχών ακολουθούν την μέθοδο του «τυχαίου περιπάτου» με την χρήση μεμονωμένων συνόλων δεδομένων. Τα αποτελέσματα τους έδειξαν παράλληλα πως σε βραχυχρόνιο ορίζοντα με την χρήση μηνιαίων αποδόσεων η εύρεση μοτίβων αυτοσυσχέτισης (autocorrelation patterns) στις μηνιαίες αποδόσεις δεν είναι ιδιαίτερα πιθανό να οφείλονται στο ασυνεχές trading, μιας και ένα πολύ μικρό ποσοστό των τίτλων διαπραγματεύονται σε αυτήν την συχνότητα. Επιπλέον, στην μελέτη τους κάνουν λόγο για τις παραμέτρους των μεταβατικών τιμών (transitory price components) που υπάρχουν λόγω του γεγονότος ότι ένα σύνολο επενδυτών (noise traders) επιλέγει μετοχές βάσει παραγόντων που δεν περιλαμβάνουν την αναμενόμενη απόδοση, όπως για παράδειγμα η πληροφόρηση για τις θεμελιώδεις αξίες, ο κύκλος εργασιών και ο βαθμός συμμετοχής διάφορων επενδυτικών συλλόγων. Οι παράμετροι αυτοί σύμφωνα και με τους Poterba & Summers (1988) αντιπροσωπεύουν ένα σημαντικό μέρος της διακύμανσης των αποδόσεων και αυτό οδηγεί τους επενδυτές με περισσότερο μακροχρόνιο ορίζοντα στο να εκτίθενται σε λιγότερο κίνδυνο, με βάση το μοντέλο του «τυχαίου περιπάτου». Για την μελέτη τους αυτή, χρησιμοποιήθηκαν τα variance-ratio tests λόγω του γεγονότος ότι η διακύμανση των αποδόσεων θα είναι ανάλογη του χρονικού ορίζοντα στην περίπτωση που οι λογαριθμικές τιμές των μετοχών ακολουθούν τον «τυχαίο περίπατο», καθώς επίσης και οι προσομοιώσεις Monte Carlo για την απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης των σειριακά ανεξάρτητων αποδόσεων. Τα δεδομένα τους αφορούσαν τις ΗΠΑ και 17 άλλες χώρες και προήλθαν από την ανάλυση των μηνιαίων αποδόσεων του value και equal – weighted δείκτη του NYSE, από την βάση δεδομένων CRSP για το χρονικό διάστημα 1926-1985, από τις ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη του S&P 500 για το χρονικό διάστημα 1928-1986 και από τις αποδόσεις δεικτών της Cowles Commission για τις ΗΠΑ. Τα δεδομένα για τον Καναδά προήλθαν από τις μηνιαίες υπεραξίες του Χρηματιστηρίου του Τορόντο από το 1919. Τα αντίστοιχα δεδομένα για την Βρετανία προήλθαν από τις μηνιαίες αποδόσεις του δείκτη Financial Times-Actuaries Share Price Index. Τα δεδομένα για τις υπόλοιπες χώρες αφορούσαν μικρότερο χρονικό ορίζοντα και βασίστηκαν σε μηνιαίες αποδόσεις χρηματιστηριακών δεικτών του International Financial Statistics του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου.

Η ιστορική σχέση μεταξύ του P/E Ratio και της μελλοντικής πορείας του χρηματιστηρίου, αποτέλεσε το κύριο θέμα της μελέτης του Shen (2000). Υποστηρίζει ότι οι μελέτες που

αφορούν την ερμηνεία των αποδόσεων βάσει του ύψους των P/E Ratios, εμπεριέχουν σε κάποιο βαθμό το στοιχείο της αβεβαιότητας λόγω της πιθανής επιρροής των θεμελιωδών αλλαγών στην οικονομία, στην διατήρηση των τιμών των μετοχών και των P/E Ratios. Με τον τρόπο αυτό αναφέρει πως οι χρηματιστηριακές εξελίξεις του παρελθόντος δεν αποτελούν παράγοντα που επιβεβαιώνει την επανάληψη τους μελλοντικά, παρά την εμπειρική επιβεβαίωση της mean reversion τάσης του P/E Ratio. Ο Shen (2000) περιλαμβάνει στην ανάλυση του τις μελέτες των Campbell & Shiller (1998) και Lander et al. (1997) που βρίσκουν αντίστοιχα ότι τα υψηλά P/E Ratios συνοδεύονται από μικρότερες μελλοντικές αυξήσεις των τιμών των μετοχών και την επιρροή των επιτοκίων και της ανάπτυξης κερδών (earnings yield) στην βραχυπρόθεσμη πορεία του χρηματιστηρίου. Οι μελέτες αυτές θεωρούνται σημαντικές από τον ίδιο με αφορμή ότι χρησιμοποιούν τον δείκτη S&P 500 που αποτελεί έναν ιδιαίτερα αντιπροσωπευτικό δείκτη του χρηματιστηρίου και με μεγάλο εύρος δεδομένων. Ενδιαφέρον στην μελέτη του Shen (2000), είναι μεταξύ άλλων και η αναφορά στον μικρότερο κίνδυνο που έχουν σήμερα οι μετοχές για μακροοικονομικούς και επενδυτικούς λόγους και καθώς και στην επιρροή του κόστους συναλλαγών στην διαμόρφωση υψηλότερων P/E Ratios.

Οι Campbell & Shiller (2001) σε μια ενημερωμένη έκδοση της αντίστοιχης έρευνας τους το 1998, επιβεβαιώνουν την χαμηλή προβλεπτική ικανότητα των αριθμοδεικτών της μερισματικής απόδοσης και του P/E Ratio στην μελλοντική ανάπτυξη μερισμάτων κερδών και παραγωγικότητας, ενώ υποστηρίζουν ότι οι αριθμοδείκτες αυτοί φαίνεται να είναι χρήσιμοι την πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών των μετοχών. Με βάση την ανάλυση τους, η άποψη της αποτελεσματικής τιμολόγησης βάσει των προσδοκιών για τις μελλοντικές ταμειακές ροές και της ύπαρξης τάσης για mean reversion σε αριθμοδείκτες αυτού του είδους, φαίνεται να βρίσκεται υπό αμφισβήτηση λόγω του ότι οι αριθμοδείκτες αυτοί έχουν μετακινηθεί σε τιμές που σημαντικά εκτός του ιστορικού τους εύρους. Ωστόσο, υποστηρίζουν της απουσία μιας στατιστικής μεθόδου ικανής να εξακριβώσει αν η χρηματιστηριακή αγορά έχει εισέλθει σε μια «νέα εποχή» ή αν βρίσκεται σε μια κατάσταση που θα επιτρέψει την επιστροφή των αριθμοδεικτών σε προηγούμενα επίπεδα. Γίνεται επίσης αναφορά στην μεγάλη σημασία της τεχνολογίας και στην «ψυχολογία της αγοράς» για την κρίση της πορείας του χρηματιστηρίου στην σημερινή εποχή, καθώς και στην επιρροή των επενδυτών της γενιάς «baby boom» οι οποίοι - λόγω της μεγαλύτερης ανεκτικότητας που έχουν στον κίνδυνο και της προτίμησης τους για μετοχές έναντι

ομολόγων - συμβάλλουν στην αύξηση των τιμών των μετοχών και στην διαμόρφωση των τιμών των αριθμοδεικτών αυτού του είδους σε επίπεδα διαφορετικά του παρελθόντος.

Ο Gropp (2004) επισημαίνει πως τα αποτελέσματα της έρευνας του δείχνουν μια σημαντική και θετική ταχύτητα επιστροφής στον μέσο (mean reversion speed) με έναν εκτιμώμενο χρόνο ημιζωής από 4,5 έως 8 έτη. Παράλληλα, τονίζει πως οι επενδυτικές στρατηγικές που εκμεταλλεύονται το mean reversion οδηγούν σε μεγαλύτερες αποδόσεις σε σχέση με ορισμένες παραδοσιακές επενδυτικές στρατηγικές (standard contarian strategies), ενώ παράλληλα η χρήση αριθμοδεικτών όπως τα E/P και D/P για την θεωρητικά δίκαιη τιμή των μετοχών ενδέχεται να συμβάλλουν στην απώλεια πληροφοριών χρήσιμων για τον διαχωρισμό προσωρινών και μόνιμων παραγόντων που επηρεάζουν τις τιμές των αξιογράφων. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησε προήλθαν από το CRSP και περιλάμβαναν όλες τις μετοχές των χρηματιστηρίων των NYSE, AMEX και NASDAQ για τα διαστήματα 1926-1998, 1963-1998 και 1972-1998 και στη συνέχεια χρησιμοποιήθηκαν την κατασκευή 16 κλαδικών χαρτοφυλακίων.

Οι Bajaj et al. (2004) μελέτησαν τον τρόπο με τον οποίο επηρεάζονται τα E/P Ratios σε περιόδους όπου οι εταιρείες βιώνουν μια ασυνήθιστη αλλαγή στα κέρδη τους, σε σύγκριση με αντίστοιχες εταιρίες εντός του κλάδου. Τα αποτελέσματα της μελέτης του έδειξαν πως οι εταιρείες με υψηλότερα κέρδη σε σχέση με τον κλάδο θα έχουν αντίστοιχα χαμηλότερα P/E Ratios και αντίστροφα, προσθέτοντας παράλληλα ότι η επιρροή των μεταβολών των κερδών στις τιμές αυτών των ratios εξαρτάται από την χρονολογική σειρά των κερδών και το κατά πόσο οι μεταβολές τους είναι προσωρινές, έτσι ώστε να μην επηρεάσουν σημαντικά την τιμή μιας μετοχής (βάση του μοντέλου αποτίμησης μέσω ταμειακών ροών). Στην έρευνα τους αυτή υποστηρίζουν την mean reverting τάση των κερδών και ότι σε βάθος χρόνου οι εταιρικές και κλαδικές διαφορές στα E/P Ratios θα μειωθούν λόγω της τάσης αυτής. Επιπλέον, επισημαίνουν πως η γνώση των τρεχουσών αλλαγών στα προσαρμοσμένα στην βιομηχανία κέρδη, έχει σημαντική επεξηγηματική ισχύ στις τιμές των E/P Ratios ακόμα και στην περίπτωση που συμπεριληφθούν στην μελέτη οι διαφορές στα κλαδικά E/P Ratios και στους ρυθμούς ανάπτυξης. Οι Bajaj et al. (2004) πραγματοποίησαν μια σειρά από γραμμικές παλινδρομήσεις, ορίζοντας σε πρώτη φάση το εταιρικό E/P Ratio ως εξαρτημένη μεταβλητή και το κλαδικό E/P ως ανεξάρτητη. Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης τους έδειξαν ότι η κλίση της ευθείας είναι κοντά στην μονάδα υποδηλώνοντας ότι η τιμή του εταιρικού και του κλαδικού E/P είναι παραπλήσιες, ωστόσο το σχετικά χαμηλό R^2 (22%) έδειξε την περιορισμένη επεξηγηματική ισχύ του κλαδικού E/P στα αντίστοιχα εταιρικά.

Στην δεύτερη παλινδρόμηση της έρευνας τους χρησιμοποιήθηκε η τριετής μεταβολή (διαφορά) των πωλήσεων ως ανεξάρτητη μεταβλητή, ωστόσο η επεξηγηματική της ισχύ στο εταιρικό E/P δεν παρουσίασε ιδιαίτερη μεταβολή. Στις δυο τελευταίες παλινδρομήσεις τους εισήχθη ως ανεξάρτητη μεταβλητή η μεταβολή στα προσαρμοσμένα στον κλάδο κέρδη, με την χρήση του λόγου της μεταβολής αυτής προς την χρηματιστηριακή αξία (ΔEARN/MV) στην πρώτη περίπτωση, ενώ στην δεύτερη με την χρήση των εταιρικών πωλήσεων στον παρονομαστή (ΔEARN/Sales). Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων αυτών έδειξαν πως μεταβολή στα προσαρμοσμένα στον κλάδο κέρδη επηρεάζουν με στατιστική σημαντικότητα τα E/P ratios και στην περίπτωση της χρηματιστηριακής αξίας και στην περίπτωση των πωλήσεων, ωστόσο η επεξηγηματική ισχύς είναι περιορισμένη όπως και στις προηγούμενες περιπτώσεις. Για την έρευνα τους χρησιμοποίησαν ένα δείγμα από 43450 παρατηρήσεις με δεδομένα για τα ετήσια κέρδη (net income) όλων των εταιριών που συμπεριλαμβάνονται στη βάση δεδομένων Compustat για τα έτη 1988 έως 1998, ενώ εταιρίες με αρνητικά κέρδη δεν συμπεριλήφθηκαν στην μελέτη τους εξαιτίας της μη οικονομικής σημασίας των αρνητικών E/P Ratios.

Τα αποτελέσματα της έρευνας των Serletis et al. (2008) δείχνουν πως η αγορά του χρηματιστηρίου των ΗΠΑ σε μακροχρόνιο ορίζοντα λειτουργεί με βάση την θεωρία των αποτελεσματικών αγορών, ενώ βραχυχρόνια δεν αποκλείεται να υπάρξει κάποια «οριακή» αναποτελεσματικότητα. Για την μελέτη αυτή, οι Serletis et al. (2008) χρησιμοποίησαν την μέθοδο της ανάλυσης των διακυμάνσεων Detrended Fluctuation Analysis (DFA) καθώς υποστηρίζουν πως είναι μια «στατιστικά ευαίσθητη» μέθοδος για την εύρεση αυτοσυσχετισμών σε πολλαπλές κλίμακες με εφαρμογή σε διάφορους τύπους δεδομένων και επιστημονικούς τομείς όπως τα οικονομικά και η φυσική. Το δείγμα που χρησιμοποίησαν αποτελούνταν από 19758 παρατηρήσεις και τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν ήταν σε ημερήσια βάση, προήλθαν από το Yahoo Finance και αφορούσαν τις τιμές του δείκτη DJIA για το χρονικό διάστημα μεταξύ Ιανουαρίου 1928 και Μαρτίου 2006.

Οι Serletis & Rosenberg (2009) βρίσκουν πως οι αποδόσεις του χρηματιστηρίου των ΗΠΑ αντανακλούν την επιστροφή στο μέσο και την έλλειψη διαμόρφωσης μιας τάσης, εξηγώντας πως εάν οι αποδόσεις του αμερικανικού χρηματιστηρίου είχαν σημειώσει αύξηση την προηγούμενη περίοδο τότε είναι πιθανότερο να μειωθούν την επόμενη περίοδο. Για την έρευνα τους χρησιμοποίησαν την μέθοδο του Detrending Moving Average

(DMA) καθώς και ημερήσια δεδομένα για τους δείκτες DJIA, S&P 500, NASDAQ και NYSE έχοντας έτσι ένα δείγμα από 9045 παρατηρήσεις.

Η μελέτη των Becker et al. (2012) αφορούσε την εξέταση της τάσης των P/E Ratios του δείκτη S&P 500 για mean reversion. Η έρευνα τους έδειξε ότι με την πάροδο του χρόνου το P/E Ratio θα επιστρέψει σε επίπεδα που καθορίζονται από τους μακροχρόνιους μέσους όρους του, με αφορμή το ότι ο αριθμοδείκτης αυτός μένει σταθερός γύρω από ένα συγκεκριμένο εύρος τιμών ή εναλλακτικά κυμαίνεται γύρω από διαφορετικούς μέσους όρους και έτσι μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την πρόβλεψη χρηματιστηριακών μεταβολών με την προϋπόθεση της συμπερίληψης δομικών αλλαγών (multiple structural breaks) στο μοντέλο. Με τον τρόπο αυτό, οι υψηλές τιμές των P/E Ratios - αναφορικά με τον μακροχρόνιο μέσο όρο τους - θα έχουν ως επακόλουθο την αύξηση των τιμών των μετοχών με χαμηλότερο ρυθμό ή και εναλλακτικά τον υψηλότερο ρυθμό ανάπτυξης των κερδών, τα οποία θα οδηγήσουν στην μείωση των τιμών των αριθμοδεικτών αυτών με την πάροδο του χρόνου. Τα ευρήματα των Becker et al. (2012) έδειξαν ότι η χρονοσειρά των μηνιαίων P/E Ratios φαίνεται να είναι μη στάσιμη, ενώ παράλληλα η ύπαρξη των multiple breaks στις τιμές των P/E ratios είναι ικανή στο να οδηγήσει στατιστικά την διαμόρφωση των τιμών τους υπό μια στατική διαδικασία. Στην έρευνα τους χρησιμοποίησαν τα augmented Dickey-Fuller (ADF) tests για την διάκριση μεταξύ στάσιμων και μη στάσιμων χρονολογικών σειρών, υποστηρίζοντας παράλληλα ότι τα τεστ αυτά δεν συνιστώνται για την ανίχνευση δομικών αλλαγών. Για την ανίχνευση των αλλαγών αυτών, οι Becker et al. (2012) αναφέρουν πως χρησιμοποίησαν μια τεχνική που βασίζεται σε μια «μη γραμμική προσέγγιση του ντετερμινιστικού όρου στην δοκιμή για εύρεση μιας μοναδιαίας ρίζας (unit root) με δομικές αλλαγές», η οποία συμπεριλαμβάνει τα unit root tests με μια συνάρτηση Fourier, βασιζόμενοι σε προηγούμενες μελέτες. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν για τα κέρδη προήλθαν από την ιστοσελίδα του καθηγητή Robert Shiller και ήταν προσαρμοσμένα σε μηνιαία βάση και υπολογίστηκαν με την χρήση του δεκαετούς μέσου όρου, ενώ οι τιμές υπολογίστηκαν ως οι μηνιαίοι μέσοι όροι τιμών κλεισίματος μετοχών. Το χρονικό διάστημα υπό μελέτη ήταν από τον Ιανουάριο του 1871 έως τον Δεκέμβριο του 2003.

Οι Moghaddam & Li (2017) με αφορμή μεταξύ άλλων της μελέτης των Becker et al. (2012), επιχείρησαν να επανεξετάσουν την τάση του P/E Ratio για mean reversion και την επιρροή της χρονολογικής σειράς του στην διαδικασία αυτή. Υποστηρίζουν πως η διαμόρφωση του υπό μια μη γραμμική διαδικασία έχει συμβάλλει στο ενδιαφέρον γύρω από την ύπαρξη ή απουσία τάσης για mean reversion του P/E, καθώς και ότι οι υπάρχουσες εμπειρικές

μελέτες αναφορικά με την τάση αυτή έχουν καταλήξει σε ασαφή συμπεράσματα για την επίπτωση της στην αποτελεσματικότητα της αγοράς. Χρησιμοποιώντας τα μοντέλα Threshold Auto-Regressive (TAR) και Momentum Threshold Auto-Regressive (MTAR), επιβεβαιώνουν ότι η διαμόρφωση του P/E ακολουθεί την λεγόμενη «στάσιμη» διαδικασία όταν η τιμή του παραμένει υψηλή (με την χρήση του TAR) ή χαμηλή (με την χρήση του MTAR), γεγονός που θα οδηγήσει την προσαρμογή της τιμής του στον ιστορικό μέσο όρο του και θα προκαλέσει έτσι την τάση για mean reversion. Ωστόσο, τα αποτελέσματα τους για την ταχύτητα προσαρμογής ήταν ασαφή και χωρίς στατιστική σημαντικότητα. Επιπλέον, με την χρήση των ADF τεστ μπόρεσαν να απορρίψουν την μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας ή εναλλακτικά της απουσίας τάσης για mean reversion για διάφορα επίπεδα σημαντικότητας. Τα δεδομένα των Moghaddam & Li (2017), προήλθαν όπως και στην περίπτωση των Becker et al. (2012) από την ιστοσελίδα του καθηγητή R.Shiller και το χρονικό διάστημα υπό μελέτη ήταν από τον Δεκέμβριο του 1871 έως τον Μάρτιο του 2016. Η συχνότητα των δεδομένων για το P/E Ratio ήταν σε μηνιαία βάση και υπολογίστηκε με βάση τον λόγο των μηνιαίων μέσων όρων του δείκτη S&P 500 προς τον 12-μηνο κυλιόμενο μέσο όρων των συνολικών (composite) κερδών.

5. ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΡΕΥΝΑΣ

5.1 Μοντελοποίηση των αποδόσεων

Στην ενότητα αυτή θα γίνει ανάλυση της ικανότητας των αριθμοδεικτών να ερμηνεύσουν τις μελλοντικές αποδόσεις του δείκτη S&P 500 για τα τελευταία 20 έτη, αντιπροσωπώντας τις αποδόσεις των μετοχών. Ως προβλεπτική ικανότητα θα οριστεί η δυνατότητα της τιμής ενός αριθμοδείκτη για το έτος t_0 να είναι σε θέση να προβλέψει την απόδοση ενός χρηματιστηριακού δείκτη στο επόμενο έτος t_1. Λόγω του ότι θα πραγματοποιηθεί μελέτη πάνω στην ικανότητα πρόβλεψης μελλοντικών αποδόσεων ενός χρηματιστηριακού δείκτη, οι τιμές των αριθμοδεικτών που θα συμπεριληφθούν στην μελέτη θα είναι προγενέστερες των αποδόσεων του. Για τον σκοπό αυτό, θα γίνει αρχικά καταγραφή των συγκεκριμένων αριθμοδεικτών που θα συμπεριληφθούν στην μελέτη και των λόγων επιλογής. Η επιλογή του S&P 500 ως χρηματιστηριακού δείκτη αναφοράς αποδόσεων των μετοχών που θα αναλυθεί και σε συγκεκριμένη υποενότητα, σχετίζεται με την σημαντικότητα του, την καθημερινή ευρεία αξιολόγηση του από διάφορους διεθνείς χρηματοοικονομικούς

θεσμούς καθώς την διάρθρωση του. Στην συνέχεια θα συλλογή δεδομένων των τελευταίων 20 ετών για συγκεκριμένους αριθμοδείκτες που αφορούν τον δείκτη, όπως επίσης και των τιμών του δείκτη αυτού για το συγκεκριμένο χρονικό διάστημα προκειμένου να υπολογιστούν οι αντίστοιχες αποδόσεις του. Το επόμενο στάδιο της μελέτης αφορά ένα οικονομετρικό υπόδειγμα απλής γραμμικής παλινδρόμησης με την χρήση του Eviews, στο οποίο ως εξαρτημένη μεταβλητή θα τεθεί η απόδοση του δείκτη S&P 500 και ως ανεξάρτητες μεταβλητές θα τεθούν συγκεκριμένοι αριθμοδείκτες που αφορούν τον δείκτη, αρχικά σε ένα υπόδειγμα μιας μεταβλητής και στην συνέχεια σε ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα καθώς και σε ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα με δύο χρονικές υστερήσεις. Ύστερα θα γίνει ερμηνεία των αποτελεσμάτων των οικονομετρικών υποδειγμάτων και θα αξιολογηθεί το επίπεδο της προβλεπτικής τους ικανότητας εντός ενός τέτοιου υποδείγματος. Για την μελέτη θα χρησιμοποιηθεί 95% διάστημα εμπιστοσύνης.

Τα στοιχεία που θα χρησιμοποιηθούν θα είναι σε εβδομαδιαία βάση, δεδομένου ότι η σύνθεση του S&P 500 αλλάζει ανά τακτά χρονικά διαστήματα λόγω της προσθήκης και της αφαίρεσης εταιρειών εντός του δείκτη ύστερα από μεταβολή των κεφαλαιοποιήσεων τους και λόγω του ότι εξετάζεται η ύπαρξη προβλεπτικής ικανότητας σε μικρότερο χρονικό ορίζοντα από αυτόν που υπάρχει στην βιβλιογραφία. Τα στοιχεία για τους αριθμοδείκτες προήλθαν από τη βάση δεδομένων Eikon Reuters, ενώ τα στοιχεία για τις τιμές του S&P 500 μέσω των οποίων θα προκύψουν και οι αποδόσεις του προήλθαν από την βάση δεδομένων του Yahoo Finance. Το χρονικό διάστημα υπό μελέτη ξεκινά από τις 30 Απριλίου 2001 μέχρι και την 26η Απριλίου 2021.

5.1.1 Λόγοι επιλογής του δείκτη S&P 500

Ο S&P 500, αποτελεί έναν δείκτη ο οποίος ξεκίνησε από τη εταιρεία Standard & Poor's το 1957 και αντανακλά την απόδοση των μετοχών 500 των εταιρειών των ΗΠΑ με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση. Πιο συγκεκριμένα, αποτελεί έναν δείκτη του οποίου η στάθμιση είναι κυμαινόμενη (float-adjusted weighted) και προκύπτει με βάση την κεφαλαιοποίηση. Με βάση τα στοιχεία της S&P Global (2021a)[2] για το διάστημα έως την 26η Φεβρουαρίου 2021, η συνολική κεφαλαιοποίηση του δείκτη ήταν μεγαλύτερη από 33,5 τρισεκατομμύρια δολλάρια.

[2] S&P Global, 2021a. Data.
Available at: https://www.spglobal.com/spdji/en/indices/equity/sp-500/#data
(Τελευταία πρόσβαση στις 04/05/2021)

Είναι γνωστό ότι ο S&P 500 θεωρείται από την πλειοψηφία των χρηματοοικονομικών αναλυτών ένας από τους πιο αντιπροσωπευτικός δείκτες της παγκόσμιας χρηματιστηριακής αγοράς. Το γεγονός αυτό οφείλεται στο ότι περιλαμβάνει τις μεγαλύτερες εταιρείες των ΗΠΑ που αποτελούν την μεγαλύτερη οικονομία στον κόσμο όπως παράλληλα και μια πολιτική υπερδύναμη, η οποία λόγω της ιδιαίτερα ανεπτυγμένης ισχύος της έχει καθοριστική επιρροή στις διεθνείς πολιτικές και οικονομικές εξελίξεις. Σύμφωνα με τα στοιχεία του Bureau of Economic Analysis (2021)[3] , το ΑΕΠ των ΗΠΑ σε τρέχουσες τιμές για το πρώτο τρίμηνο του 2021 ανήλθε σε 22,05 τρισεκατομμύρια δολάρια, ενώ παράλληλα η οικονομία της χώρας σύμφωνα με τους Kose et al. (2017) αντιστοιχεί περίπου στο 22% του παγκόσμιου ΑΕΠ και πάνω από το 30% της συνολικής κεφαλαιοποίησης της διεθνούς χρηματιστηριακής αγοράς. Η PwC (2019)[4] αναφέρει πως το 63% των 100 μεγαλύτερων εταιρειών σε κεφαλαιοποίηση παγκοσμίως είναι αμερικάνικες, γεγονός που επιβεβαιώνει τους Arora και Vamvakidis (2001) οι οποίοι είχαν επισημάνει την μεγάλη συσχέτιση που υπάρχει μεταξύ της οικονομικής ανάπτυξης διάφορων κρατών και της αντίστοιχης των ΗΠΑ, έτσι ώστε να υποστηρίζεται από διάφορους αναλυτές η άποψη πως οι ΗΠΑ αποτελούν μια «κινητήρια δύναμη» της διεθνούς οικονομίας. Γίνεται λοιπόν αντιληπτό, πως ένας χρηματιστηριακός δείκτης για τις μεγαλύτερες αμερικανικές εταιρείες θα μπορούσε να εξηγήσει σε μεγάλο βαθμό την πορεία και την εξέλιξη της παγκόσμιας χρηματιστηριακής αγοράς. Συνεπώς, λόγω του μεγαλύτερου εύρους εταιρειών που περιλαμβάνει σε σχέση με άλλους δείκτες όπως ο Dow Jones Industrial Average και σε συνδυασμό με την μεγάλη κεφαλαιοποίηση των εταιριών αυτών οι οποίες έχουν κατά συνέπεια τεράστια επίδραση στην οικονομική δραστηριότητα ων ΗΠΑ, ο S&P 500 είναι ένας δείκτης ο οποίος είναι ιδιαίτερα αξιοποιήσιμος σε αξιόλογες οικονομετρικές μελέτες.

[3] Bureau of Economic Analysis, 2021. Gross Domestic Product, First Quarter 2021 (Advance Estimate). Available at: https://www.bea.gov/news/2021/gross-domestic-product-first-quarter-2021-advance-estimate
(Τελευταία πρόσβαση στις 07/05/2021).

[4] PwC, 2019. Market capitalisation of Global Top 100 companies at record $21 trillion: US further strengthens its position.
Available at: https://www.pwc.com/gx/en/news-room/press-releases/2019/top-100-market-capitalisation-2019.html
(Τελευταία πρόσβαση στις 07/05/2021)

Τα στοιχεία της S&P Global (2021)[5] δείχνουν ότι το 80% της συνολικής κεφαλαιοποίησης των αμερικανικών εταιρειών καλύπτεται από τις εταιρείες που περιλαμβάνει ο δείκτης S&P 500. Άρα, το γεγονός ότι περιλαμβάνει εταιρείες με την μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση και με τεράστια καταναλωτική επιρροή παγκοσμίως, αναδεικνύει τον δείκτη αυτόν σύμφωνα με πολλούς ως τον αντιπροσωπευτικότερο του διεθνούς χρηματιστηρίου.

5.1.2 Επιλογή αριθμοδεικτών

Οι αριθμοδείκτες οι οποίοι θα χρησιμοποιηθούν στην παρούσα μελέτη θα επιλεγούν με βάση την χρήση τους σε προηγούμενες βιβλιογραφικές μελέτες και της ευρείας και καθημερινής ανάλυσης τους από οικονομικούς αναλυτές διεθνώς, λόγω της ικανότητας ενσωμάτωσης βασικών παραμέτρων που επηρεάζουν την ανάπτυξη, τα οικονομικά αποτελέσματα και την χρηματιστηριακή πορεία των εταιριών, συμβάλλοντας παράλληλα στην διαμόρφωση της πορείας και της απόδοσης του δείκτη S&P 500. Οι εταιρικοί και χρηματιστηριακοί παράγοντες που λήφθηκαν υπόψη είναι χρηματιστηριακή τιμή της μετοχής (λογαριθμικές τιμές)[6], η κερδοφορία, η λογιστική αξία και τα διανεμόμενα μερίσματα. Λαμβάνοντας υπόψη τους παράγοντες αυτούς, οι αριθμοδείκτες που αφορούν τον δείκτη S&P 500 και θα αποτελέσουν τις ανεξάρτητες μεταβλητές του οικονομετρικού υποδείγματος για την προβλεπτική ικανότητα των αποδόσεων του δείκτη αυτού είναι:

- *Η τιμή προς κέρδη ανά μετοχή (P/E Ratio)*
- *Η τιμή προς λογιστική αξία ανά μετοχή (P/BV Ratio)*
- *Η μερισματική απόδοση (Dividend Yield)*

5.2 Η περίπτωση του Mean Reversion

Με αφορμή τις παρούσες βιβλιογραφικές μελέτες για το mean reversion, στο κεφάλαιο αυτό θα γίνει μια μελέτη αναφορικά με το κατά πόσο οι αποδόσεις του S&P 500 και το P/E του δείκτη αυτού έχουν τάση για επιστροφή στον μέσο καθώς και του βαθμού στον οποίο η τάση αυτή μπορεί να ερμηνευτεί με βάση τον χρόνο ώστε να χαρακτηριστεί προσδιοριστική ή στοχαστική. Για τον σκοπό αυτόν θα γίνει χρήση των augmented Dickey-Fuller (ADF) tests

[5] S&P Global, 2021. S&P 500 Overview.
Available at: https://www.spglobal.com/spdji/en/indices/equity/sp-500/#overview
(Τελευταία πρόσβαση στις 07/05/2021)

[6] Ως εξαρτημένη μεταβλητή χρησιμοποιήθηκαν λογαριθμικές αποδόσεις, όπου τέθηκε $R_t = ln(r_t)$ ή $R_t = ln(P_t/P_{t-1})$.

με την χρήση του EViews. Τα συγκεκριμένα τεστ θα πραγματοποιηθούν με την χρήση ημερησίων δεδομένων τόσο για τις αποδόσεις όσο και για το P/E ratio του S&P 500. Τα δεδομένα προήλθαν από την βάση δεδομένων Eikon Reuters και το χρονικό διάστημα υπό μελέτη είναι από την 1η Μαίου 2001 μέχρι και την 28η Απριλίου 2021. Από την συγκέντρωση των δεδομένων προέκυψαν δυο δείγματα με 5030 και 5119 παρατηρήσεις, για τις αποδόσεις και το P/E Ratio του δείκτη αντίστοιχα. Στη συνέχεια θα γίνει ερμηνεία και καταγραφή των συμπερασμάτων που θα προκύψουν από τους παραπάνω ελέγχους.

5.2.1 Θεωρητικό υπόβαθρο

Η τάση για επιστροφή στον μέσο (mean reversion) αποτελεί μια θεωρία στα χρηματοοικονομικά σύμφωνα με την οποία η μεταβλητότητα των τιμών και οι αποδόσεις των αξιογράφων θα τείνουν μελλοντικά να ισούνται με τον μακροχρόνιο μέσο όρο τους. Σύμφωνα με την υπόθεση αυτή, όταν παρατηρείται μεγάλη απόκλιση της τιμής ενός αξιογράφου από τον μακροχρόνιο μέσο όρο της τότε η τιμή του αναμένεται να επανέλθει μακροχρόνια στον ιστορικό μέσο όρο της. Κάτι τέτοιο έχει αποτελέσει διαχρονικά αντικείμενο παρατηρήσεων σε χρονολογικές σειρές που αφορούν αποδόσεις και αριθμοδείκτες όπως είναι το P/E ratio και υιοθετείται από διάφορους επενδυτές ως επενδυτική στρατηγική μέσω της αγοράς αξιογράφων σε ιστορικά χαμηλές τιμές, με την προσδοκία αύξησης τους στο μέλλον. Ενδιαφέρον αποτελεί η προσπάθεια επαλήθευσης της θεωρίας στην πράξη, καθώς επίσης και η επιρροή του εκάστοτε οικονομικού και οικονομικού περιβάλλοντος και των επενδυτικών προσδοκιών στην προσπάθεια αυτή.

5.2.2 Επαυξημένοι έλεγχοι Dickey-Fuller (ADF tests)

Τα ADF tests βασίζονται στους ελέγχους Dickey-Fuller οι οποίοι χρησιμοποιούνται σε χρονολογικές σειρές για την εύρεση τάσης για επιστροφή στον μέσο. Οι έλεγχοι αυτοί βασίζονται σε δυο υποθέσεις: 1) Την μηδενική υπόθεση, σύμφωνα με την οποία η χρονολογική σειρά δεν εμφανίζει τάση για mean reversion με αποτέλεσμα να υπάρχει η λεγόμενη μοναδιαία ρίζα (unit root) που οδηγεί σε μια χρονολογική σειρά που είναι μη στάσιμη ή αλλιώς σε μια διαδικασία «τυχαίου περιπάτου» και 2) Την εναλλακτική υπόθεση, σύμφωνα με την οποία η χρονολογική σειρά είναι στάσιμη χωρίς μοναδιαία ρίζα και υπάρχει τάση για mean reversion. Η στασιμότητα σε μια χρονολογική σειρά σημαίνει ότι οι στατιστικές ιδιότητες κάτω από τις οποίες διαμορφώνεται (όπως η μέση τιμή και η διακύμανση) δεν μεταβάλλονται με την πάροδο του χρόνου. Αυτό σημαίνει ότι η χρονολογική σειρά με την πάροδο του χρόνου μεταβάλλεται, αλλά ο τρόπος με τον οποίο μεταβάλλεται δεν αλλάζει με την πάροδο του χρόνου. Εξαιτίας του ότι η κατανομή των

πιθανοτήτων δεν αλλάζει, οι παράμετροι όπως ο μέσος όρος και η διακύμανση παραμένουν σταθεροί. Με αυτόν τον τρόπο, η απόρριψη της μηδενικής υπόθεση αποτελεί ένδειξη τάσης της χρονολογικής σειράς για επιστροφή στον μέσο.

Ενδεικτικά, με βάση τους Dickey & Fuller (1979), MacKinnon (1996) και Gujarati & Porter (2017) ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας βασίζεται σε ένα μοντέλο AR (Autoregressive Model) της μορφής:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad ①$$

όπου $y_0 = 0$, ρ ένας πραγματικός αριθμός που εκφράζει την συσχέτιση (συντελεστής αυτοπαλινδρόμησης) για τον οποίο ισχύει -1 ≤ ρ ≤ 1 και ε_t μια ακολουθία κανονικών ανεξάρτητων τυχαίων μεταβλητών με μέσο όρο μηδέν και τυπική απόκλιση σ^2, γνωστή και ως λευκός θόρυβος (white noise).

Αν $\rho = 1$ τότε η χρονολογική σειρά y_t ακολουθεί την μορφή του «τυχαίου περιπάτου» και δεν είναι στάσιμη. Αν $|\rho| < 1$ τότε η χρονολογική σειρά είναι στάσιμη και εμφανίζει τάση για mean reversion, ενώ αν $|\rho| > 1$ τότε η χρονολογική σειρά αυξάνεται με εκθετικό ρυθμό, κάτι που οδηγεί στο να μην λαμβάνεται υπόψη στην περίπτωση αυτή στους περισσότερους ελέγχους.

Συνεπώς, οι υποθέσεις είναι οι εξής:

$$H_0: \rho = 1 \ (ύπαρξη\ μοναδιαίας\ ρίζας, μη\ στάσιμη\ χρονολογική\ σειρά)$$

$$H_1: \rho < 1 \ (μη\ ύπαρξη\ μοναδιαίας\ ρίζας, στάσιμη\ χρονολογική\ σειρά)$$

Με αφορμή το γεγονός ότι είναι σημαντικό να εξεταστεί για μια χρονολογική σειρά το αν η τάση της μπορεί να εκφραστεί ως μια συνάρτηση του χρόνου, η διάκριση μεταξύ στάσιμων και μη στάσιμων χρονολογικών σειρών κρίνεται ιδιαίτερα σημαντική. Η συνάρτηση αυτή μπορεί να λάβει την μορφή:

$$y_t = b_0 + b_1 t + b_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad ②$$

Στην περίπτωση που η τάση μιας χρονολογικής σειράς μπορεί να εκφραστεί ως μια προσδιοριστική συνάρτηση του χρόνου, τότε η τάση αυτή ονομάζεται προσδιοριστική (deterministic). Στην αντίθετη περίπτωση, η τάση ονομάζεται στοχαστική (stochastic). Μεταξύ άλλων, διακρίνονται οι εξής περιπτώσεις για την Εξίσωση 2:

- Εάν $b_0=b_1=0$ και $b_2=1$, τότε η Εξίσωση 2 ονομάζεται «Καθαρά τυχαίος περίπατος» και είναι της μορφής:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Το υπόδειγμα αυτό αποτελεί ένα μοντέλο τυχαίου περιπάτου χωρίς περιπλάνηση με αποτέλεσμα να είναι μη στάσιμο. Εάν γραφεί ως:

$$\Delta y_t = (y_t - y_{t-1}) = \varepsilon_t$$

τότε γίνεται στάσιμο και καλείται ως μια διαφορών στάσιμη διαδικασία (difference stationarity process).

- Εάν $b_1=0$ και $b_2=1$, τότε η Εξίσωση 2 ονομάζεται «Τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση και στοχαστική τάση» που δεν είναι στάσιμο και είναι της μορφής:

$$y_t = b_0 + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Το υπόδειγμα αυτό είναι στάσιμο εάν γραφεί ως:

$$\Delta y_t = (y_t - y_{t-1}) = b_0 + \varepsilon_t$$

με αποτέλεσμα η χρονολογική σειρά y_t να εμφανίζει μα θετική ή αρνητική στοχαστική τάση, ανάλογα με το πρόσημο του b_0.

- Εάν $b_2=1$, τότε η Εξίσωση 2 ονομάζεται «Τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση και προσδιοριστική τάση» και είναι της μορφής:

$$y_t = b_0 + b_1 t + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

και γίνεται στάσιμη εάν γραφεί ως:

$$\Delta y_t = b_0 + b_1 t + \varepsilon_t$$

Κάτι που σημαίνει ότι η y_t είναι μη στάσιμη.

Στο σημείο και με βάση τα παραπάνω διευκρινίζεται πως οι όροι «μη στασιμότητα», «τυχαίος περίπατος», «στοχαστική τάση» και «μοναδιαία ρίζα» έχουν την ίδια σημασία (Gujarati & Porter 2017, σελ.708).

Ο έλεγχος των μοναδιαίων ριζών (unit root test) εκκινεί εάν στην Εξίσωση 1 αφαιρέσουμε τον όρο y_{t-1} και από τα δυο μέρη και θέσουμε ως $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ και $\theta = \rho - 1$, έτσι ώστε η Εξίσωση 1 να γίνει:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad ③$$

και οι υποθέσεις τροποποιούνται αντίστοιχα ως:

$$H_0: \theta = 0 \ (ύπαρξη\ μοναδιαίας\ ρίζας, μη\ στάσιμη\ χρονολογική\ σειρά)$$

$$H_1: \theta < 0 \ (μη\ ύπαρξη\ μοναδιαίας\ ρίζας, στάσιμη\ χρονολογική\ σειρά)$$

Οι Dickey & Fuller (1979) - όπως αναφέρουν και οι Gujarati & Porter (2017, σελ.708) – είχαν αποδείξει ότι η εκτίμηση του συντελεστή t υπό την μηδενική υπόθεση ότι $\theta=0$ στην Εξίσωση 3, ακολουθεί την «στατιστική τ» των οποίων οι κρίσιμες τιμές έχουν προκύψει με βάση προσομοιώσεις Monte Carlo και ο έλεγχος αυτός ονομάζεται «έλεγχος Dickey-Fuller».

Η εκτίμηση των ελέγχων Dickey- Fuller για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης βασιστούν γίνονται υπό τρεις διαφορετικές μορφές και μηδενικές υποθέσεις:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = b_0 + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = b_0 + \theta y_{t-1} + b_1 t + \varepsilon_t$$

Το πρώτο είδος χαρακτηρίζει την χρονολογική σειρά y_t ως τυχαίο περίπατο (no constant and no trend), το δεύτερο ως τυχαίο περίπατο με περιπλάνηση (constant and no trend) και το τρίτο ως τυχαίο περίπατο με περιπλάνηση γύρω από μια προσδιοριστική τάση (constant and trend). Για κάθε είδος χρησιμοποιούνται διαφορετικές κριτικές τιμές, ενώ με το είδος που θα επιλεγεί για τον έλεγχο ενδέχεται να προκληθεί σφάλμα εξειδίκευσης καθώς «δεν υπάρχει τρόπος να γνωρίζουμε ποια εξειδίκευση είναι σωστή» (Gujarati & Porter 2017, σελ.719).

Λόγω του ότι οι έλεγχοι Dickey-Fuller βασίζονται στην υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων και ότι υπάρχει ομοσκεδαστικότητα (σταθερή διακύμανση) στα κατάλοιπα- κάτι που δεν παρατηρείται στην πράξη – χρησιμοποιούνται οι επαυξημένοι έλεγχοι Dickey-Fuller που συμβάλλουν στην αντιμετώπιση του προβλήματος αυτού, επαυξάνοντας τις τρεις αυτές εξισώσεις με την προσθήκη των τιμών της Δy_t με χρονική υστέρηση. Τόσο στους ελέγχους DF ή και ADF οι κριτικές τιμές για την απόρριψη η μη της μηδενικής υπόθεσης, βασίζονται στις κριτικές τιμές του πίνακα των Dickey-Fuller.[7] Οι Gujarati & Porter (2017) αναφέρουν πως στην περίπτωση που η μηδενική υπόθεση της στασιμότητας ($\theta=0$) τότε μπορεί να χρησιμοποιηθεί ο κλασσικός έλεγχος t.

[7] Το EViews συμπεριλαμβάνει αυτόματα τις κριτικές τιμές αυτές κατά την εξαγωγή των αποτελεσμάτων, βάση και των κριτικών τιμών του MacKinnon (1996).

Έχει παρατηρηθεί ότι πολλές χρονολογικές σειρές γίνονται στάσιμες εφόσον πάρουμε κάποιες διαφορές τους. Οι Gujarati & Porter (2017, σελ.710) αναφέρουν πως στην περίπτωση που μια χρονοσειρά είναι στάσιμη τότε καλείται ολοκληρωμένη χρονοσειρά μηδενικής τάξης, λόγω του ότι δεν χρειάζεται να πάρουμε τις διαφορές τις και συμβολίζεται ως $y_t \sim I(0)$. Γενικά αν μια μη στάσιμη χρονολογική σειρά μετατρέπεται σε στάσιμη εφόσον πάρουμε τις d διαφορές τις, τότε η σειρά καλείται ολοκληρωμένη d τάξης και συμβολίζεται με $y_t \sim I(d)$. Το υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου (RWM) αποτελεί μια κατηγορία των στοχαστικών διαδικασιών ή αλλιώς ολοκληρωμένων διαδικασιών (integrated processes). Το υπόδειγμα RWM χωρίς περιπλάνηση είναι μη στάσιμο, όμως μπορεί να γίνει στάσιμο εάν πάρουμε τις πρώτες διαφορές και έτσι καλείται ολοκληρωμένο πρώτης τάξης ή $I(1)$.

6. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΑΣ

6.1 Μοντελοποίηση των αποδόσεων

Τα στατιστικά στοιχεία από τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων με την χρήση του Views περιλαμβάνονται συγκεντρωτικά στο παράρτημα.

<u>Μοντέλο απόδοσης και P/E Ratio</u>

Το μοντέλο αυτό συνδέει την εβδομαδιαία απόδοση του δείκτη S&P 500 και το προγενέστερο εβδομαδιαίο P/E ratio. Η θεωρητική σχέση μεταξύ αποδόσεων του S&P 500 και του αντίστοιχου P/E ratio του δείκτη είναι:

$$R_{t_1} = b_0 + b_1 PER_{t_0} + \varepsilon_i$$

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης έδειξαν πως μόνο το 0,082% της μεταβλητότητας των εβδομαδιαίων αποδόσεων του S&P 500 ερμηνεύονται από τις αντίστοιχες προγενέστερες τιμές του P/E ratio του S&P 500, ενώ το προσαρμοσμένο R^2 ήταν οριακά αρνητικό. Η κλίση της ευθείας b_1 ήταν - 0,017% ενώ η σταθερά b_0 ισούται με - 0,0046. Τα p-values για τους συντελεστές b_1, b_0 και της στατιστικής F ήταν άνω του 10% με αποτέλεσμα να μην υπάρχει στατιστική σημαντικότητα σε 95% διάστημα εμπιστοσύνης.

Μοντέλο απόδοσης και P/BV Ratio

Το μοντέλο αυτό συνδέει την εβδομαδιαία απόδοση του δείκτη S&P 500 και το προγενέστερο εβδομαδιαίο P/BV ratio. Η θεωρητική σχέση μεταξύ αποδόσεων του S&P 500 και του αντίστοιχου P/BV ratio του δείκτη είναι:

$$R_{t_1} = b_0 + b_1 PBR_{t_0} + \varepsilon_i$$

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης έδειξαν πως μόνο το 0,16% της μεταβλητότητας των εβδομαδιαίων αποδόσεων του S&P 500 ερμηνεύονται από τις αντίστοιχες προγενέστερες τιμές του P/BV ratio του S&P 500, ενώ το προσαρμοσμένο R^2 ήταν της τάξεως του 0,065%. Η κλίση της ευθείας b_1 βρέθηκε ίση - 0,017% ενώ η σταθερά b_0 βρέθηκε ίση με - 0,0056. Τα αντίστοιχα p-values για τους συντελεστές b_1, b_0 και της στατιστικής F ήταν άνω του 10% με αποτέλεσμα να μην υπάρχει στατιστική σημαντικότητα σε 95% διάστημα εμπιστοσύνης.

Μοντέλο απόδοσης και μερισματικής απόδοσης

Το μοντέλο αυτό συνδέει την εβδομαδιαία απόδοση του δείκτη S&P 500 και την προγενέστερη εβδομαδιαία μερισματική απόδοση του δείκτη αυτού. Η θεωρητική σχέση μεταξύ αποδόσεων του S&P 500 και των μερισματικών αποδόσεων του είναι της μορφής:

$$R_{t_1} = b_0 + b_1 DY_{t_0} + \varepsilon_i$$

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης έδειξαν πως μόνο το 0,2% της μεταβλητότητας των εβδομαδιαίων αποδόσεων του S&P 500 ερμηνεύονται από τις προγενέστερες μερισματικές αποδόσεις ενώ το προσαρμοσμένο R^2 είναι της τάξεως του 0,13%. Η κλίση της ευθείας b_1 βρέθηκε ίση με 0,39% ενώ η σταθερά b_0 βρέθηκε ίση με - 0,0065. Τα p-values για τους συντελεστές b_1 και b_0 καθώς και της στατιστικής F ήταν άνω του 10% με αποτέλεσμα να μην υπάρχει στατιστική σημαντικότητα σε 95% διάστημα εμπιστοσύνης.

Πολυπαραγοντικό μοντέλο

Για το μοντέλο αυτό η θεωρητική σχέση που συνδέει τις εβδομαδιαίες αποδόσεις του S&P 500 και τις προγενέστερες μερισματικές αποδόσεις και τιμές των P/E & P/BV ratios είναι της μορφής:

$$\mathrm{R_{t_1}} = \mathrm{b_0} + \mathrm{b_1 PER_{t_0}} + \mathrm{b_2 PBV_{t_0}} + \mathrm{b_3 DY_{t_0}} + \varepsilon_\mathrm{i}$$

Τα αποτελέσματα του πολυπαραγοντικού μοντέλου έδειξαν πως μόνο το 0,33% της μεταβλητότητας των εβδομαδιαίων αποδόσεων του S&P 500 ερμηνεύονται από τις

αντίστοιχες προγενέστερες τιμές των τριών αυτών αριθμοδεικτών, ενώ το προσαρμοσμένο R^2 ήταν σημαντικά χαμηλότερο της τάξεως του 0,05%. Με βάση το μοντέλο αυτό υπάρχει θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του S&P 500, της προγενέστερης μερισματικής απόδοσης και οριακά του αντίστοιχου P/E ratio του δείκτη. Παράλληλα, υπάρχει οριακά αρνητική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη και του P/BV ratio ενώ η σταθερά b_0 ήταν αρνητική σε οριακό σημείο. Λόγω του ότι οι τιμές των p-values όλων των συντελεστών και της F στατιστικής ήταν άνω του 10% δεν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα ούτε συνολική σημαντικότητα σε 95% διάστημα εμπιστοσύνης με αποτέλεσμα οι τιμές των συντελεστών να μην έχουν κάποια οικονομετρική σημασία.

<u>Πολυπαραγοντικό μοντέλο με δύο χρονικές υστερήσεις</u>

Για το μοντέλο αυτό η θεωρητική σχέση που συνδέει τις εβδομαδιαίες αποδόσεις του S&P 500 και τις προγενέστερες μερισματικές αποδόσεις και τιμές των P/E & P/BV ratios είναι της μορφής:

$$\mathrm{R}_{\mathrm{t}_1} = \mathrm{b}_0 + \mathrm{b}_1\mathrm{PER}_{\mathrm{t}_0} + \mathrm{b}_2\mathrm{PBV}_{\mathrm{t}_0} + \mathrm{b}_3\mathrm{DY}_{\mathrm{t}_0} + b_4 PER_{t-1} + b_5 PBV_{t-1} + b_6 DY_{t-1} + \varepsilon_{\mathrm{i}}$$

Σημειώνεται ότι η περίοδος t_0 προηγείται της περιόδου t-1. Τα αποτελέσματα του πολυπαραγοντικού μοντέλου με δυο χρονικές υστερήσεις, έδειξαν πως μόνο το 0,38% της μεταβλητότητας των εβδομαδιαίων αποδόσεων του S&P 500 ερμηνεύονται από τις αντίστοιχες προγενέστερες τιμές των τριών αυτών αριθμοδεικτών, ενώ το προσαρμοσμένο R^2 βρέθηκε αρνητικό. Λόγω του ότι οι τιμές των p-values όλων των συντελεστών και της F στατιστικής ήταν άνω του 10% δεν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα ούτε συνολική σημαντικότητα σε 95% διάστημα εμπιστοσύνης με αποτέλεσμα οι τιμές των συντελεστών να μην είναι στατιστικά σημαντικές. Έτσι η προσθήκη των αριθμοδεικτών με δύο χρονικές υστερήσεις στο υπόδειγμα δεν μεταβάλλει σημαντικά τα αποτελέσματα και δεν προσφέρει βελτίωση για την ερμηνευτική ικανότητα των αποδόσεων.

Τα αποτελέσματα των παραπάνω μοντέλων συνοψίζονται στους παρακάτω πίνακες:

Μοντέλο	**b_0** *(p-value)*	**b_1** *(p-value)*	**b_2** *(p-value)*	**b_3** *(p-value)*	**b_4** *(p-value)*	**b_5** *(p-value)*	**b_6** *(p-value)*
$R_{t_1} = b_0 + b_1 PER_{t_0} + \varepsilon_i$	**0,0046** (0,2254)	**- 0,0002** (0,3528)					
$R_{t_1} = b_0 + b_1 PBR_{t_0} + \varepsilon_i$	**0,0055** *(0,1108)*	**- 0,0017** (0,1954)					
$R_{t_1} = b_0 + b_1 DY_{t_0} + \varepsilon_i$	**- 0,0065** *(0,2022)*	**0,3910** (0,1288)					
$R_{t_1} = b_0 + b_1 PER_{t_0} + b_2 PBR_{t_0} + b_3 DY_{t_0} + \varepsilon_i$	**- 0,0098** *(0,4114)*	**0,0004** (0,3419)	**- 0,0025** (0,2905)	**0,4967** (0,1868)			
$R_{t_1} = b_0 + b_1 PER_{t_0} + b_2 PBV_{t_0} + b_3 DY_{t_0} + b_4 PER_{t-1} + b_5 PBV_{t-1} + b_6 DY_{t-1} + \varepsilon_i$	**- 0,0098** *(0,4150)*	**0,0017** *(0,4481)*	**- 0,0084** *(0,5713)*	**0,3938** *(0,7543)*	**- 0,0014** *(0,5519)*	**0,0059** *(0,6896)*	**0,1100** *(0,9273)*

Μοντέλο	**R^2**	**Adjusted R^2**	**F-statistic** *(p-value)*
$R_{t_1} = b_0 + b_1 PER_{t_0} + \varepsilon_i$	**0,08%**	**- 0,01%**	**0,8641** (0,3527)
$R_{t_1} = b_0 + b_1 PBR_{t_0} + \varepsilon_i$	**0,16%**	**0,07%**	**-0,0025** (0,2905)
$R_{t_1} = b_0 + b_1 DY_{t_0} + \varepsilon_i$	**0,22%**	**0,12%**	**2,3100** (0,1288)
$R_{t_1} = b_0 + b_1 PER_{t_0} + b_2 PBR_{t_0} + b_3 DY_{t_0} + \varepsilon_i$	**0,33%**	**0,05%**	**1,1635** (0,3226)
$R_{t_1} = b_0 + b_1 PER_{t_0} + b_2 PBV_{t_0} + b_3 DY_{t_0} + b_4 PER_{t-1} + b_5 PBV_{t-1} + b_6 DY_{t-1} + \varepsilon_i$	**0,38%**	**- 0,19%**	**0,6637** (0,6790)

Συμπερασματικά, τα αποτελέσματα των παραπάνω μοντέλων έδειξαν πως το P/E Ratio, το P/BV Ratio και η μερισματική απόδοση έχουν περιορισμένη προβλεπτική ικανότητα στις αποδόσεις του δείκτη S&P 500 για την τελευταία εικοσαετία, όταν ενσωματωθούν ως ανεξάρτητες μεταβλητές σε ένα οικονομετρικό μοντέλο απλής γραμμικής παλινδρόμησης. Το γεγονός αυτό αντανακλάται τόσο από τις σημαντικά χαμηλές τιμές των R^2, προσαρμοσμένων R^2 καθώς και από την απουσία ύπαρξης στατιστικής και συνολικής σημαντικότητας. Με τον τρόπο αυτό, επιβεβαιώνεται σε κάποιο βαθμό η άποψη πως η σχέση μεταξύ των αριθμοδεικτών και των αποδόσεων των μετοχών ενδέχεται να είναι εφικτή σε ένα μη γραμμικό περιβάλλον, καθώς και ότι διάφοροι οικονομικοί, πολιτικοί και χρηματιστηριακοί παράγοντες ενδέχεται να λαμβάνονται περισσότερο σοβαρά υπόψη από

τους επενδυτές κατά την αγορά μετοχών, με αποτέλεσμα αυτές να δύνανται να επηρεάζουν σε σημαντικότερο βαθμό τις αποδόσεις των μετοχών και των χρηματιστηριακών δεικτών.

6.2 Mean Reversion

Στην ενότητα αυτή θα γίνει ο έλεγχος ADF για τις αποδόσεις και το P/E του δείκτη S&P 500 σε διάστημα είκοσι ετών και με την χρήση ημερησίων στοιχείων. Επιπλέον, θα θεωρηθεί δεδομένο το 95% διάστημα εμπιστοσύνης. Η εκτίμηση των ελέγχων αυτών θα γίνει και υπό τις τρεις μορφές με την χρήση των αποδόσεων και του P/E ως εξαρτημένη μεταβλητή, προκειμένου να εξεταστεί ποια μορφή μπορεί να ταιριάζει καλύτερα στην διαμόρφωση της τάσης τους διαχρονικά. Με άλλα λόγια, θα εξεταστεί αν οι χρονολογικές σειρές των δυο μπορούν να χαρακτηριστούν ως καθαρά τυχαίος περίπατος ή τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση γύρω από μια τάση.

<u>Οι αποδόσεις (R_t) ως «τυχαίος περίπατος»</u>

Στην μορφή αυτή θα ελεγχθεί εάν η χρονολογική σειρά των αποδόσεων του S&P 500 είναι μη στάσιμη (no constant and no trend). Για τον σκοπό αυτό, γίνεται η υπόθεση ότι η διαμόρφωση των αποδόσεων βασίζεται σε ένα μοντέλο της μορφής:

$$\Delta R_t = \theta R_{t-1} + \varepsilon_t$$

Στην περίπτωση αυτή ο έλεγχος θα είναι:

$$H_0: \theta = 0 \quad (\text{μη στάσιμη χρονολογική σειρά})$$

$$H_1: \theta < 0 \quad (\text{στάσιμη χρονολογική σειρά})$$

Τα αποτελέσματα από το EViews δείχνουν την τιμή του θ ίση με περίπου -1,123 και ο συντελεστής αυτός θεωρείται στατιστικά σημαντικός παράλληλα με την ύπαρξη συνολικής σημαντικότητας του τεστ ADF (ADF test statistic). Μπορούμε επομένως να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας και να δεχτούμε την εναλλακτική, σύμφωνα με την οποία η χρονολογική σειρά των αποδόσεων είναι στάσιμη και δεν ακολουθεί την μέθοδο του «τυχαίου περιπάτου». Το R^2 βρέθηκε ίσο με 56,15%.

Οι αποδόσεις (R_t) ως «τυχαίος περίπατος» με περιπλάνηση

Στην μορφή αυτή θα ελεγχθεί εάν η χρονολογική σειρά των αποδόσεων του S&P 500 είναι μη στάσιμη με περιπλάνηση (constant and no trend) . Για τον σκοπό αυτό, γίνεται η υπόθεση ότι η διαμόρφωση των αποδόσεων βασίζεται σε ένα μοντέλο της μορφής:

$$\Delta R_t = b_0 + \theta R_{t-1} + \varepsilon_t$$

Στην περίπτωση αυτή οι έλεγχοι θα είναι:

H_0: $\theta = 0$ (μη στάσιμη χρονολογική σειρά ή στοχαστική τάση)

H_1: $\theta < 0$ (στάσιμη πιθανά γύρω από μια προσδιοριστική τάση)

&

H_0: $b_0 = 0$

H_1: $b_0 \neq 0$

Τα αποτελέσματα από το EViews δείχνουν την τιμή του θ ίση με περίπου -1,124 και της σταθεράς b_0 οριακά μηδενική και ίση με 0,0004. Και οι δυο συντελεστές θεωρούνται στατιστικά σημαντικοί σε 95% διάστημα εμπιστοσύνης παράλληλα με την ύπαρξη συνολικής σημαντικότητας του τεστ ADF (ADF test statistic). Μπορούμε επομένως να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση και στις δύο περιπτώσεις και να δεχτούμε την εναλλακτική, σύμφωνα με την οποία η χρονολογική σειρά των αποδόσεων είναι στάσιμη με (οριακή) περιπλάνηση γύρω από μια προσδιοριστική τάση. Το R^2 βρέθηκε ίσο με 56,19%.

Οι αποδόσεις (R_t) ως «τυχαίος περίπατος» με περιπλάνηση γύρω από μια προσδιοριστική τάση

Στην μορφή αυτή θα ελεγχθεί κατά πόσο η χρονολογική σειρά των αποδόσεων του S&P 500 είναι μη στάσιμη με περιπλάνηση γύρω από μια προσδιοριστική τάση (constant and trend). Για τον σκοπό αυτό, γίνεται η υπόθεση ότι η διαμόρφωση των αποδόσεων βασίζεται σε ένα μοντέλο της μορφής:

$$\Delta R_t = b_0 + \theta R_{t-1} + b_1 t + \varepsilon_t$$

Στην περίπτωση αυτή οι έλεγχοι θα είναι:

H_0: $\theta = 0$ (μη στάσιμη χρονολογική σειρά ή στοχαστική τάση)

H_1: $\theta < 0$ (στάσιμη πιθανά γύρω από μια προσδιοριστική τάση)

&

H_0: $b_0 = 0$

H_1: $b_0 \neq 0$

&

H_0: $b_1 = 0$

H_1: $b_1 \neq 0$

Τα αποτελέσματα από το EViews δείχνουν την τιμή του θ ίση με περίπου -1,124, της σταθεράς b_0 οριακά μηδενική και ίση με - 0,0001, ενώ μηδενική θα μπορούσε να θεωρηθεί και η τιμή του b_1. Σε 95% διάστημα εμπιστοσύνης, στατιστικά σημαντικός μπορεί να θεωρηθεί μόνο ο συντελεστής θ σε αντίθεση με τα b_0 και b_1. Μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας, ωστόσο με βάση της τιμές των p-values δεν μπορούμε να αποδεχτούμε την υπόθεση της περιπλάνησης γύρω από μια προσδιοριστική τάση. Η τιμή του ADF test statistic είναι στατιστικά σημαντική. Το R^2 βρέθηκε ίσο με 56,22%.

Τα αποτελέσματα και οι συντελεστές από τα παραπάνω μοντέλα συνοψίζονται στρογγυλοποιημένα στον παρακάτω πίνακα[8]:

Μοντέλο	**Τύπος Μοντέλου**	**b_0** *(p-value)*	**θ** *(p-value)*	**b_1** *(p-value)*	**R^2**	**Adjusted R^2**	**ADF test statistic τ** *(p-value)*
$\Delta R_t = \theta R_{t-1} + \varepsilon_t$	No constant, no trend		**- 1,123** (0,0000)		**56,15%**	**56,15%**	**- 80,25** (0,0001)
$\Delta R_t = b_0 + \theta R_{t-1} + \varepsilon_t$	Constant, no trend	**0,0004** *(0,0394)*	**- 1,124** (0,0000)		**56,19%**	**56,18%**	**- 80,30** (0,0001)
$\Delta R_t = b_0 + \theta R_{t-1} + b_1 t + \varepsilon_t$	Constant and trend	**- 0,0001** *(0,6762)*	**- 1,124** (0,0000)	**1,99E-07** (0,0946)	**56,21%**	**56,20%**	**- 80,33** (0,0001)

Συμπερασματικά, παρατηρούμε ότι από το μοντέλο του ελέγχου της διαμόρφωσης των αποδόσεων ως «τυχαίου περίπατου με περιπλάνηση» φαίνεται να είναι το πιο αντιπροσωπευτικό από τα τρία λόγω του ότι συνδυάζει ένα σχετικά υψηλό R^2 με στατιστικά σημαντικούς συντελεστές και της τιμής του ADF test statistic. Συνεπώς, η χρονολογική σειρά των αποδόσεων του S&P 500 για τα τελευταία 20 έτη, φαίνεται να είναι στάσιμη και να υπάρχει τάση για επιστροφή στον μέσο (mean reversion) η οποία οριακά μπορεί να εκφραστεί ως συνάρτηση του χρόνου.

[8] Τα αναλυτικά αποτελέσματα όπως και λοιπές στατιστικές αναφορικά με τις παλινδρομήσεις (με βάση το EViews) βρίσκονται στο κεφάλαιο «Παράρτημα».

<u>Το P/E ratio (PER_t) ως «τυχαίος περίπατος»</u>

Στην μορφή αυτή θα ελεγχθεί εάν η χρονολογική σειρά του P/E του S&P 500 είναι μη στάσιμη (no constant and no trend). Για τον σκοπό αυτό, γίνεται η υπόθεση ότι η διαμόρφωση του P/E ratio του S&P 500 βασίζεται σε ένα μοντέλο της μορφής:

$$\Delta PER_t = \theta PER_{t-1} + \varepsilon_t$$

Στην περίπτωση αυτή ο έλεγχος θα είναι:

$$H_0: \theta = 0 \quad (\text{μη στάσιμη χρονολογική σειρά})$$

$$H_1: \theta < 0 \quad (\text{στάσιμη χρονολογική σειρά})$$

Τα αποτελέσματα από το EViews (test on level) δείχνουν την τιμή του θ θετική και μη στατιστικά σημαντική σε συμβατικά επίπεδα σημαντικότητας. Συνεπώς θα λάβουμε τις δεύτερες διαφορές υπόψη της χρονολογικής σειράς PER_t (test on 1st difference) προκειμένου να επιχειρήσουμε να κάνουμε στάσιμη την συγκεκριμένη χρονολογική σειρά, λόγω του ότι οι τιμές μεταβολές του δείκτη αυτού μπορεί να είναι στάσιμες. Στην περίπτωση αυτή θα ελεγχθεί κατά πόσο η χρονολογική σειρά ΔPER_t είναι μη στάσιμη. Έτσι προκειμένου να γίνει η χρονολογική σειρά του PER_t στάσιμη, θα χρησιμοποιήσουμε ένα μοντέλο της μορφής:

$$\Delta(\Delta PER_t) = \theta \Delta(PER_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Στην περίπτωση αυτή ο έλεγχος θα είναι:

$$H_0: \theta = 0 \quad (\text{μη στάσιμη χρονολογική σειρά } \Delta PER_t)$$

$$H_1: \theta < 0 \quad (\text{στάσιμη χρονολογική σειρά } \Delta PER_t)$$

Σε αυτό το υπόδειγμα, η τιμή του θ είναι βρέθηκε αρνητική και ίση με -1.0989 η οποία είναι στατιστικά σημαντική. Συνεπώς μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση και να χαρακτηρίσουμε την χρονολογική σειρά του ΔPER_t ως στάσιμη, με αποτέλεσμα οι ιδιότητες με τι οποίες μεταβάλλεται το P/E του S&P 500 να παραμένουν σταθερές με την πάροδο του χρόνου. Το R^2 βρέθηκε ίσο με 54,95%.

<u>Το P/E ratio (PER_t) ως «τυχαίος περίπατος» με περιπλάνηση</u>

Στην μορφή αυτή θα ελεγχθεί εάν η χρονολογική σειρά του P/E του S&P 500 είναι μη στάσιμη με περιπλάνηση (constant and no trend). Για τον σκοπό αυτό, γίνεται η υπόθεση ότι η διαμόρφωση του P/E ratio του S&P 500 βασίζεται σε ένα μοντέλο της μορφής:

$$\Delta PER_t = b_0 + \theta PER_{t-1} + \varepsilon_t$$

Στην περίπτωση αυτή ο έλεγχος θα είναι:

$$H_0: \theta = 0 \quad (\text{μη στάσιμη χρονολογική σειρά})$$

$$H_1: \theta < 0 \quad (\text{στάσιμη χρονολογική σειρά})$$

$$\&$$

$$H_0: b_0 = 0$$

$$H_1: b_0 \neq 0$$

Τα αποτελέσματα από το EViews (test on level) δείχνουν την τιμή του θ καθώς και της σταθεράς b_0 μη στατιστικά σημαντικές σε συμβατικά επίπεδα σημαντικότητας. Συνεπώς θα λάβουμε ομοίως υπόψη τις δεύτερες διαφορές της χρονολογικής σειράς PER_t (test on 1st difference) προκειμένου να επιχειρήσουμε να κάνουμε στάσιμη την συγκεκριμένη χρονολογική σειρά, λόγω του ότι οι μεταβολές του δείκτη αυτού μπορεί να είναι στάσιμες. Στην περίπτωση αυτή θα ελεγχθεί εάν η χρονολογική σειρά ΔPER_t είναι μη στάσιμη με περιπλάνηση. Προκειμένου να γίνει αυτό θα χρησιμοποιήσουμε ένα μοντέλο της μορφής:

$$\Delta(\Delta PER_t) = b_0 + \theta \Delta(PER_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Στην περίπτωση αυτή ο έλεγχος θα είναι:

$$H_0: \theta = 0 \quad (\text{μη στάσιμη χρονολογική σειρά } \Delta PER_t)$$

$$H_1: \theta < 0 \quad (\text{στάσιμη χρονολογική σειρά } \Delta PER_t)$$

$$\&$$

$$H_0: b_0 = 0$$

$$H_1: b_0 \neq 0$$

Για το μοντέλο αυτό, η τιμή της στατιστικής του ADF test είναι στατιστικά σημαντική και η τιμή του θ βρέθηκε αρνητική και ίση με -1,0989. Ωστόσο, η αντίστοιχη τιμή της σταθεράς b_0 βρέθηκε κοντά στο μηδέν χωρίς όμως να είναι στατιστικά σημαντική, σε συμβατικά επίπεδα σημαντικότητας. Μπορούμε λοιπόν να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση και να χαρακτηρίσουμε την χρονολογική σειρά των μεταβολών του P/E ratio ως μια διαφορών στάσιμη διαδικασία, ωστόσο δεν μπορούμε να ισχυριστούμε ότι υπάρχει περιπλάνηση. Το προσαρμοσμένο R^2 βρέθηκε ίσο με 54,95%.

<u>Το P/E ratio (PER_t) ως «τυχαίος περίπατος» με περιπλάνηση γύρω από μια προσδιοριστική τάση</u>

Στην μορφή αυτή θα ελεγχθεί εάν η χρονολογική σειρά του P/E του S&P 500 είναι μη στάσιμη με περιπλάνηση γύρω από μια προσδιοριστική τάση (constant and trend). Για τον σκοπό αυτό, γίνεται η υπόθεση ότι η διαμόρφωση του P/E ratio του S&P 500 βασίζεται σε ένα μοντέλο της μορφής:

$$\Delta PER_t = b_0 + \theta PER_{t-1} + b_1 t + \varepsilon_t$$

Στην περίπτωση αυτή ο έλεγχος θα είναι:

$$H_0: \theta = 0 \quad (\text{μη στάσιμη χρονολογική σειρά})$$

$$H_1: \theta < 0 \quad (\text{στάσιμη χρονολογική σειρά})$$

$$\&$$

$$H_0: b_0 = 0$$

$$H_1: b_0 \neq 0$$

$$\&$$

$$H_0: b_1 = 0$$

$$H_1: b_1 \neq 0$$

Τα αποτελέσματα από το EViews (test on level) δείχνουν την τιμή του θ καθώς και τις σταθεράς b_0 μη στατιστικά σημαντικές σε συμβατικά επίπεδα σημαντικότητας. Συνεπώς θα λάβουμε ομοίως τις δεύτερες διαφορές υπόψη της χρονολογικής σειράς PER_t (test on 1st difference) προκειμένου να επιχειρήσουμε να κάνουμε στάσιμη την συγκεκριμένη χρονολογική σειρά, λόγω του ότι οι μεταβολές του δείκτη αυτού μπορεί να είναι στάσιμες.

Στην περίπτωση αυτή θα ελεγχθεί εάν η χρονολογική σειρά ΔPER_t είναι μη στάσιμη με περιπλάνηση. Προκειμένου να γίνει αυτό θα χρησιμοποιήσουμε ένα μοντέλο της μορφής:

$$\Delta(\Delta PER_t) = b_0 + \theta\Delta(PER_{t-1}) + b_1 t + \varepsilon_t$$

Στην περίπτωση αυτή ο έλεγχος θα είναι:

$H_0: \theta = 0$ (μη στάσιμη χρονολογική σειρά ΔPER_t)

$H_1: \theta < 0$ (στάσιμη χρονολογική σειρά ΔPER_t)

&

$H_0: b_0 = 0$

$H_1: b_0 \neq 0$

&

$H_0: b_1 = 0$

$H_1: b_1 \neq 0$

Για το μοντέλο αυτό, η τιμή της στατιστικής του ADF test είναι στατιστικά σημαντική και η τιμή του θ βρέθηκε αρνητική και ίση με -1,09969. Ωστόσο, η αντίστοιχη τιμή της σταθεράς b_0 βρέθηκε αρνητική κοντά στο μηδέν χωρίς όμως να είναι στατιστικά σημαντική. Η τιμή του b_1 βρέθηκε επίσης πολύ κοντά στο μηδέν και στατιστικά σημαντική σε 95% διάστημα εμπιστοσύνης. Μπορούμε επομένως να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας και να χαρακτηρίσουμε την χρονολογική σειρά των μεταβολών του P/E ratio ως μια διαφορών στάσιμη διαδικασία με περιπλάνηση γύρω από μια προσδιοριστική τάση, ωστόσο δεν μπορούμε να ισχυριστούμε ότι υπάρχει στοχαστική τάση. Το προσαρμοσμένο R^2 βρέθηκε ίσο με 54,95%.

Τα αποτελέσματα και οι συντελεστές από τα παραπάνω μοντέλα τόσο με την χρήση του «Test on Level» όσο και με την χρήση του «Test on 1st Difference» στο EViews, συνοψίζονται στρογγυλοποιημένα στους παρακάτω πίνακες:

Μοντέλο (Test on Level)	**Τύπος Μοντέλου**	**b_0** *(p-value)*	**θ** *(p-value)*	**b_1** *(p-value)*	**R^2**	**Adjusted R^2**	**ADF test statistic τ** *(p-value)*
$\Delta PER_t = \theta PER_{t-1} + \varepsilon_t$	No constant, no trend		**7,75E-05** (0,6272)		**0,98%**	**0,96%**	**- 0,4857** (0,8201)
$\Delta PER_t = b_0 + \theta PER_{t-1} + \varepsilon_t$	Constant, no trend	**0,01** *(0,5233)*	**- 0,0004** (0,5980)		**0,98%**	**0,95%**	**- 0,5273** (0,8835)
$\Delta PER_t = b_0 + \theta PER_{t-1} + b_1 t + \varepsilon_t$	Constant and trend	**0,004** *(0,8144)*	**- 0,0007** (0,3697)	**4,73E-06** (0,0288)	**1,07%**	**1,01%**	**- 0,8971** (0,9548)

Μοντέλο (Test on 1st Difference)	**Τύπος Μοντέλου**	**b_0** *(p-value)*	**θ** *(p-value)*	**b_1** *(p-value)*	**R^2**	**Adjusted R^2**	**ADF test statistic τ** *(p-value)*
$\Delta(\Delta PER_t) = \theta \Delta(PER_{t-1}) + \varepsilon_t$	No constant, no trend		**- 1,099** (0,0000)		**54,95%**	**54,95%**	**- 79,7579** (0,0001)
$\Delta(\Delta PER_t) = b_0 + \theta \Delta(PER_{t-1}) + \varepsilon_t$	Constant, no trend	**0,002** *(0,5456)*	**- 1,099** (0,0000)		**54,95%**	**54,95%**	**- 79,755** (0,0001)
$\Delta(\Delta PER_t) = b_0 + \theta \Delta(PER_{t-1}) + b_1 t + \varepsilon_t$	Constant and trend	**- 0,0096** *(0,1378)*	**- 1,100** (0,0000)	**4,40E-06** (0,0392)	**54,99%**	**54,97%**	**- 79,807** (0,0001)

Συμπερασματικά, παρατηρούμε ότι από το μοντέλο του ελέγχου της διαμόρφωσης του P/E του S&P 500 ως «τυχαίου περίπατου» φαίνεται να είναι το πιο αντιπροσωπευτικό από τα τρία λόγω του ότι συνδυάζει ένα σχετικά υψηλό R^2 με στατιστικά σημαντικούς συντελεστές και της τιμής του ADF test statistic. Συνεπώς, η χρονολογική σειρά των μεταβολών του P/E του S&P 500 για τα τελευταία 20 έτη, φαίνεται να είναι στάσιμη και να υπάρχει επιστροφή τάση για επιστροφή στον μέσο (mean reversion). Με άλλα λόγια, παρά το γεγονός ότι η χρονολογική σειρά του P/E του S&P 500 μεταβάλλεται με την πάροδο του χρόνου στο συγκεκριμένο χρονικό διάστημα, ο τρόπος με τον οποίο αυτή μεταβάλλεται στο διάστημα αυτό παραμένει σταθερός.

7. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΣΥΝΟΨΗ

7.1 Γενικά συμπεράσματα

Η παρούσα μελέτη αντανακλά την σημασία την σημασία των αριθμοδεικτών και των χρηματιστηριακών δεικτών ως εργαλεία αξιολόγησης και πρόβλεψης της πορείας της αγοράς του χρηματιστηρίου. Τα εργαλεία αυτά λόγω του σχετικά απλού τρόπου με τον οποίο μπορούν να παρέχουν πληροφορίες για συγκεκριμένους παράγοντες, αξιοποιούνται σε μεγάλο βαθμό και σε διεθνές επίπεδο από αναλυτές και επενδυτές για προβλέψεις με κύριο σκοπό τον περιορισμό της αβεβαιότητας. Χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία στοιχεία για τον δείκτη S&P 500 ως έναν από τους πιο αντιπροσωπευτικούς χρηματιστηριακούς δείκτες μετοχών παγκοσμίως και τους αριθμοδείκτες P/E, P/BV και την μερισματική απόδοση και δίνοντας έμφαση στα τελευταία είκοσι έτη λόγω της επιρροής της παγκοσμιοποίησης στις διεθνείς πολιτικές και οικονομικές εξελίξεις, βρίσκουμε ότι οι αριθμοδείκτες αυτοί έχουν ιδιαίτερα περιορισμένη προβλεπτική ικανότητα στις αποδόσεις των μετοχών για το χρονικό διάστημα υπό μελέτη, εντός γραμμικών οικονομετρικών μοντέλων. Ωστόσο, το εύρημα της τάσης για επιστροφή τον μέσο των ημερήσιων αποδόσεων του S&P 500 (ως ένας «τυχαίος περίπατος» με περιπλάνηση και των ημερήσιων μεταβολών του P/E ratio του δείκτη αυτού (περισσότερο ως ένα μοντέλο «τυχαίου περιπάτου»), ενδέχεται να αποτελέσει ένδειξη για την χρήση των αριθμοδεικτών προκειμένου να υπάρχει μια προσέγγιση για την αξιολόγηση της μελλοντικής πορείας τους σε περιόδους όπου η τιμές τους αποκλίνουν σημαντικά από τον ιστορικό μέσο όρο τους. Σαν συνέπεια, καταλήγουμε στο ότι οι αριθμοδείκτες έχουν μικρή προβλεπτική ικανότητα στις αποδόσεις των μετοχών. Οι αποδόσεις είναι πιθανό να ερμηνεύονται καλύτερα από άλλες οικονομικές μεταβλητές και γεγονότα τα οποία επηρεάζουν το διεθνές πολιτικό, οικονομικό και επιχειρηματικό περιβάλλον.

7.2 Περιορισμοί έρευνας

Η συγκεκριμένη έρευνα πραγματοποιήθηκε κάτω από διάφορους περιορισμούς οι οποίοι είναι σημαντικό να αναφερθούν για να υπάρχει πλήρης εικόνα αναφορικά με την εξαγωγή πιο γενικών συμπερασμάτων. Σε πρώτη φάση, για την αξιολόγηση των αποδόσεων των μετοχών χρησιμοποιήθηκε αποκλειστικά ο δείκτης S&P 500. Ο δείκτης αυτός παρά την ευρεία αναγνώριση του από επενδυτικό κοινό, είναι ένας δείκτης ο οποίος περιλαμβάνει αποκλειστικά αμερικανικές εταιρίες και δεν περιλαμβάνει εταιρίες άλλων χωρών, με

αποτέλεσμα να μην είναι ο τέλειος δείκτης για την αποκλειστική αντιπροσώπευση της παγκόσμιας χρηματιστηριακής αγοράς. Παράλληλα, το χρονικό διάστημα υπό μελέτη περιορίζεται στα τελευταία είκοσι έτη, γεγονός που δεν επιτρέπει την αξιολόγηση της γενικής προβλεπτικής ικανότητας των αριθμοδεικτών στις αποδόσεις του δείκτη για όλα τα έτη από την δημιουργία του. Οι αριθμοδείκτες που επιλέχτηκαν, παρά το γεγονός ότι θεωρούνται από του πιο σημαντικούς για την αποτίμηση επενδύσεων, συνοδεύονται και από κάποιες δυσχέρειες όπως είναι η πιθανή χειραγώγηση των κερδών και των λογιστικών αξιών και το γεγονός ότι δεν ακολουθούν όλες οι εταιρίες μερισματική πολιτική. Για την συγκεκριμένη μελέτη, χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος OLS και τα ADF tests. Συνεπώς, η έρευνα πραγματοποιείται κάτω από τους περιορισμούς OLS μεταξύ των οποίων είναι και η υπόθεση για ομοσκεδαστικότητα, κάτι που βρέθηκε ότι δεν ισχύει στην πράξη για τα μοντέλα της έρευνας λόγω της απόρριψης της μηδενικής της υπόθεσης, παράλληλα με την χαμηλή συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων και των αριθμοδεικτών. Τα ADF tests και γενικότερα οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας δέχονται γενικά κριτική λόγω της ισχύος και του εύρους των ελέγχων. Με άλλα λόγια, υπάρχει περίπτωση να πραγματοποιηθούν σφάλματα Τύπου I και II αναφορικά με την αποδοχή ή μη της μηδενικής υπόθεσης, να χαρακτηριστεί μια σειρά ως μη στάσιμη όταν είναι στάσιμη στην πράξη και να εκτιμηθεί κάποιο μοντέλο από τις παραλλαγές των ελέγχων Dickey – Fuller ως κατάλληλο την στιγμή που το πραγματικό μοντέλο είναι κάποιο από τα υπόλοιπα. Στο σημείο αυτό αναφέρεται ότι η εργασία αυτή δεν λαμβάνει υπόψη λοιπές παραμέτρους οι οποίοι μπορεί να επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών, μεταξύ των οποίων μπορεί να είναι τα επιτόκια, οι αποδόσεις ομολόγων, το ποσοστό πληθωρισμού, το ποσοστό ανεργίας και η συναλλαγματική ισοτιμία.

7.3 Προτάσεις για περεταίρω έρευνα

Η προβλεπτική ικανότητα των αριθμοδεικτών στις αποδόσεις μετοχών είναι ένα ζήτημα το οποίο έχει απασχολήσει διαχρονικά μια σειρά από διάφορους χρηματοοικονομικούς αναλυτές. Για τον λόγο αυτόν είναι σημαντικό και απαραίτητο να συνεχίζουν να γίνονται μελέτες πάνω στο ζήτημα αυτό, μιας και μπορούν να συμβάλλουν στην καλύτερη κατανόηση και πρόβλεψη της πορείας του χρηματιστηρίου. Αρχικά, προτείνεται η επανάληψη παρόμοιων μελετών στο μέλλον με αφορμή την συνεχή μεταβολή του οικονομικού περιβάλλοντος καθώς και του γεγονότος ότι το επίπεδο της προβλεπτικής ικανότητας στο παρόν είναι πιθανό να μεταβάλλεται αντίστοιχα στο μέλλον. Οι μελλοντικοί ερευνητές θα μπορούσαν να εξετάσουν παράλληλα την σχέση μεταξύ των αποδόσεων και

των αριθμοδεικτών με διάφορα μη γραμμικά οικονομετρικά μοντέλα και να εισάγουν στα υποδείγματα τους αριθμοδείκτες που χρησιμοποιούνται για την πιστωτική ανάλυση και την ανάλυση κερδοφορίας των επιχειρήσεων. Ενθαρρύνεται επίσης και η πραγματοποίηση ερευνών με την χρήση χρηματιστηριακών δεικτών μετοχών που αφορούν νέες και αναδυόμενες αγορές, καθώς και η επιρροή των αριθμοδεικτών που αφορούν συγκεκριμένες εταιρίες στην διαμόρφωση των αποδόσεων της συνολικής αγοράς.

7.4 Επίλογος

Οι αριθμοδείκτες και οι χρηματιστηριακοί δείκτες μπορούν να συμβάλλουν στην κατανόηση και την αξιολόγηση της αγοράς του χρηματιστηρίου. Η προβλεπτική ικανότητα των αριθμοδεικτών στις αποδόσεις των μετοχών φαίνεται να είναι περιορισμένη σε ένα γραμμικό περιβάλλον. Σε περιόδους σημαντικής απόκλισης των αποδόσεων και των μεταβολών διάφορων αριθμοδεικτών από τους ιστορικούς μέσους όρους τους, ενδέχεται να παρέχουν μια εικόνα αναφορικά με την κατεύθυνση που αναμένεται να ακολουθήσουν στο μέλλον.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ang, A. & Bekaert, G., 2007. Stock Return Predictability: Is it There?. *The Review of Financial Studies, 20(3)*, pp. 651-707. DOI: 10.1093/rfs/hhl021.

Arora, V. & Vamvakidis, A., 2001. The Impact of U.S Economic Growth on the Rest of the World: How Much Does It Matter?. *Journal of Economic Integration, 21(1)*, pp. 21-39. DOI: 10.11130/jei.2006.21.1.21.

Bajaj, M., Denis, D. J. & Sarin, A., 2004. Mean Reversion in Earnings and the Use of E/P Multiples in Corporate Valuation. *Journal of Applied Finance 14(1)*, pp. 4-10.

Beaver, W. H., McNichols, M. F. & Rhie, J.-W., 2005. Have Financial Statements Become Less Informative? Evidence from the Ability of Financial Ratios to Predict Bankruptcy. *Review of Accounting Studies, 10*, pp. 93-122. DOI: 10.1007/s11142-004-6341-9.

Becker, R., Lee, J. & Gup, B. E., 2012. An empirical analysis of mean reversion of the S&P 500's P/E ratios. *Journal of Economics and Finance, 36*, pp. 675-690. DOI: 10.1007/s12197-010-9145-8.

Berkowitz, J. & Giorgianni, L., 2001. Long-Horizon Exchange Rate Predictability?. *The Review of Economics and Statistics, 83(1)*, pp. 81-91. DOI: 10.1162/003465301750160054.

Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A. J., 2014. *Investments.* 10th ed. New York: McGraw-Hill Education.

Boudoukh, J., Richardson, M. & Whitelaw, R. F., 2008. The Myth of Long-Horizon Predictability. *The Review of Financial Studies, 21(4)*, pp. 1577-1605. DOI: 10.1093/rfs/hhl042.

Brealey, R. A., Myers, S. C. & Allen, F., 2011. *Principles of Corporate Finance.* 10 ed. New York: McGraw-Hill/Irwin.

Campbell, J. Y., 1991. A Variance Decomposition for Stock Returns, Vol. 101, No. 405. *The Economic Journal*, pp. 157-179. DOI: 10.3386/w3246.

Campbell, J. Y. & Ammer, J., 1993. What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns. *The Journal of Finance, 48(1)* , pp. 3-37. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1993.tb04700.x.

Campbell, J. Y. & Shiller, R. J., 1998. Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook. *The Journal of Portfolio Management, 24 (2)*, pp. 11-26. DOI: 10.3905/jpm.24.2.11.

Campbell, J. Y. & Shiller, R. J., 2001. Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook: An Update. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series, No. 8221. DOI: 10.3386/w8221*.

Campbell, J. Y. & Vuolteenaho, T., 2004. Bad Beta, Good Beta. *American Economic Review, 94(5)*, pp. 1249-1275. DOI: 10.1257/0002828043052240.

Carhart, M. M., 1997. On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance, 52(1)*, pp. 57-82. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x.

Cecchetti, S. G. & Schoenholtz, K. L., 2015. *Money, Banking, and Financial Markets.* 4th ed. New York: McGraw-Hill Education.

Chan, L. K., Jegadeesh, N. & Lakonishok, J., 1995. Evaluating the performance of value versus glamour stocks The impact of selection bias. *Journal of Financial Economics, 38(3)*, pp. 269-296. DOI: 10.1016/0304-405X(94)00818-L.

Devpura, N., Narayan, P. K. & Sharma, S. S., 2018. Is stock return predictability time-varying?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 52* , pp. 152-172. DOI: 10.1016/j.intfin.2017.06.001.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A., 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association, 74(366a)*, pp. 427-431. DOI: 10.1080/01621459.1979.10482531.

Fama, E. F. & French, K. R., 1988a. Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics, 22(1)*, pp. 3-25. DOI: 10.1016/0304-405X(88)90020-7.

Fama, E. F. & French, K. R., 1988b. Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *Journal of Political Economy, 96(2)*, pp. 246-273. DOI: 10.1086/261535.

Fama, E. F. & French, K. R., 1992. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance, 47(2)*, pp. 427-465. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x.

Fama, E. F. & French, K. R., 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics, 33(1)*, pp. 3-56. DOI: 10.1016/0304-405X(93)90023-5.

Fama, E. F. & French, K. R., 2000. Forecasting Profitability and Earnings. *The Journal of Business, 73(2)*, pp. 161-175. DOI: 10.1086/209638.

Ferson , W. E. & Schadt, R. W., 1996. Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions. *The Journal of Finance, 51(2)*, pp. 425-461. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1996.tb02690.x.

Goyal, A. & Welch, I., 2002. Predicting the Equity Premium with Dividend Ratios. *Yale ICF Working Paper No. 02-04. DOI: 10.2139/ssrn.158148*.

Gropp, J., 2004. Mean reversion of industry stock returns in the U.S., 1926-1998. *Journal of Empirical Finance, 11(4)*, pp. 537-551. DOI: 10.1016/j.jempfin.2004.04.002.

Gujarati, D. N. & Porter, D. C., 2017. *Οικονομετρία: Αρχές και Εφαρμογές, 5η Έκδοση.* Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Τζιόλα.

Jensen, G. R., Johnson, R. R. & Mercer, J. M., 1997. New Evidence on Size and Price-to-Book Effects in Stock Returns. *Financial Analysts Journal, 53(6)*, pp. 34-42. DOI: 10.2469/faj.v53.n6.2128.

Kilian, L., 1999. Exchange rates and monetary fundamentals: what do we learn from long-horizon regressions?. *Journal of Applied Econometrics, 14(5)*, pp. 491-510. DOI: 10.1002/(SICI)1099-1255(199909/10)14:5%3C491::AID-JAE527%3E3.0.CO;2-D.

Kilian, L. & Taylor, M. P., 2003. Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates?. *Journal of International Economics, 60(1)*, pp. 85-107. DOI: 10.1016/S0022-1996(02)00060-0.

Kose, A., Lakatos, C., Ohnsorge, F. L. & Stocker, M., 2017. The Global Role of the U.S. Economy: Linkages, Policies and Spillovers. *Policy Research Working Papers. DOI: 10.1596/1813-9450-7962*.

Kostakis, A., Magdalinos, T. & Stamatogiannis, P. M., 2015. Robust Econometric Inference for Stock Return Predictability. *The Review of Financial Studies, 28(5)*, pp. 1506 -1553. DOI: 10.1093/rfs/hhu139.

Kothari, S. P. & Shanken, J., 1997. Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis. *Journal of Financial Economics, 44(2)*, pp. 169-203. DOI: 10.1016/S0304-405X(97)00002-0.

Lamont, O., 1998. Earnings and Expected Returns. *The Journal of Finance, 53(5)*, pp. 1563-1587. DOI: 10.1111/0022-1082.00065.

Lander, J., Orphanides, A. & Douvogiannis, M., 1997. Earnings Forecasts and the Predictability of Stock Returns: Evidence from trading the S&P. *The Journal of Portfolio Management, 23(4)*, pp. 24-35. DOI: 10.3905/jpm.1997.409620.

Lanne, M., 2002. Testing the Predictability of Stock Returns. *The Review of Economics and Statistics, 84(3)*, pp. 407- 415. DOI: 10.1162/003465302320259439.

Lewellen, J., 2004. Predicting returns with financial ratios. *Journal of Financial Economics, 74*, pp. 209-235. DOI: 10.1016/j.jfineco.2002.11.002.

Libby, R., Libby, P. A. & Hodge, F., 2017. *Financial Accounting.* 9th ed. New York: McGraw-Hill Education.

MacKinnon, J. G., 1996. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics, 11(6)*, pp. 601-618. DOI: 10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T.

Mark, N. C. & Sul, D., 2002. Asymptotic Power Advantages of Long-Horizon Regression Tests. *Ohio State University*, p. DOI: 10.2139/ssrn.316779.

McMillan, D. G., 2018. Which Variables Predict and Forecast Stock Market Returns?. *Predicting Stock Returns. Palgrave Pivot, Cham*, pp. 77-101. DOI: 10.1007/978-3-319-69008-7_5.

Moghaddam, M. & Li, Y., 2017. Searching for the P/E Mean Reversion Affinity – An Application of the Flexible Fourier Approximation. *The Journal of Business Inquiry, 16(2)*, pp. 102-111.

Platen, E. & Rendek, R., 2012. Simulation of Diversified Portfolios in Continuous Financial Markets. *Stochastic Analysis and Applications to Finance*, pp. 385-410. DOI: 10.1142/9789814383585_0019.

Plyakha, Y., Uppal, R. & Vilkov, G., 2012. Why Does an Equal-Weighted Portfolio Outperform Value- and Price-Weighted Portfolios?. *Social Science Research Network. DOI:10.2139/ssrn.2724535*.

Poterba, J. M. & Summers, L. H., 1988. Mean reversion in stock prices: Evidence and Implications. *Journal of Financial Economics, 22(1)*, pp. 27-59. DOI: 10.1016/0304-405X(88)90021-9.

Rapach, D. E. & Wohar, M. E., 2005. Valuation ratios and long-horizon stock price predictability. *Journal of Applied Econometrics, 20(3)*, pp. 327-344. DOI: 10.1002/jae.774.

Robbins, S. P. & Coulter, M., 2012. *Management.* 11th ed. New Jersey: Pearson Education, Inc.

Serletis, A. & Rosenberg, A. A., 2009. Mean reversion in the US stock market. *Chaos, Solitons & Fractals, 40(4)*, pp. 2007-2015. DOI: 10.1016/j.chaos.2007.09.085.

Serletis, A., Uritskaya, O. Y. & Uritsky, V., 2008. Detrended Fluctution Analysis of the US Stock Market. *International Journal of Bifurcation and Chaos, 18(2)*, pp. 599-603. DOI: 10.1142/S0218127408020525.

Shen, P., 2000. The P/E ratio and stock market performance. *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, 85(4)*, pp. 23-36.

Shiller, R. J., 1984. Stock Prices and Social Dynamics. *Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1984, No. 2*, pp. 457-510. DOI: 10.2307/2534436.

Timmermann, A., 2006. Forecast Combinations. *Handbook of Economic Forecasting, Vol.1*, pp. 135-196. DOI: 10.1016/S1574-0706(05)01004-9.

Vuolteenaho, T., 2002. What Drives Firm-Level Stock Returns?. *The Journal of Finance, 57(1)*, pp. 233-264. DOI: 10.1111/1540-6261.00421.

Welch, I. & Goyal , A., 2008. A Comprehensive Look at The Empirical Performance of Equity Premium Prediction. *The Review of Financial Studies, 21(4)*, pp. 1455-1508. DOI: 10.1093/rfs/hhm014.

Welch, I. & Goyal, A., 2008. A Comprehensive Look at The Empirical Performance of Equity Premium Prediction. *The Review of Financial Studies, 21(4)*, pp. 1455-1508. DOI: 10.1093/rfs/hhm014.

Westerlund, J. & Narayan, P., 2015. Testing for Predictability in Conditionally Heteroskedastic Stock Returns. *Journal of Financial Econometrics, 13 (2)*, pp. 342-375. DOI: 10.1093/jjfinec/nbu001.

West, K. D., 2006. Forecast Evaluation. *Handbook of Economic Forecasting, Volume 1*, pp. 99-134. DOI: 10.1016/S1574-0706(05)01003-7.

Wolf, M., 2000. Stock Returns and Dividend Yields Revisited: A New Way to Look at an Old Problem. *Journal of Business & Economic Statistics, 18:1*, pp. 18-30. DOI: 10.1080/07350015.2000.10524844.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α. ΜΟΝΤΕΛΟΠΟΙΗΣΗ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

Α1) Μοντέλο απόδοσης και P/E Ratio

$$R_{t_1} = b_0 + b_1 PER_{t_0} + \varepsilon_i$$

Dependent Variable: RETURNS_T1
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 4/30/2001 4/26/2021
Included observations: 1044 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PER_T0	-0.000176	0.000190	-0.929622	0.3528
C	0.004634	0.003820	1.213077	0.2254

R-squared	0.000829	Mean dependent var	0.001155
Adjusted R-squared	-0.000130	S.D. dependent var	0.024856
S.E. of regression	0.024858	Akaike info criterion	-4.549351
Sum squared resid	0.643879	Schwarz criterion	-4.539867
Log likelihood	2376.761	Hannan-Quinn criter.	-4.545754
F-statistic	0.864197	Durbin-Watson stat	2.120650
Prob(F-statistic)	0.352782		

A2) Μοντέλο απόδοσης και P/BV Ratio

$$R_{t_1} = b_0 + b_1 PBR_{t_0} + \varepsilon_i$$

Dependent Variable: RETURNS_T1
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 4/30/2001 4/26/2021
Included observations: 1044 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
P_B_T0	-0.001681	0.001297	-1.295627	0.1954
C	0.005544	0.003473	1.596140	0.1108

R-squared	0.001608	Mean dependent var	0.001155
Adjusted R-squared	0.000650	S.D. dependent var	0.024856
S.E. of regression	0.024848	Akaike info criterion	-4.550132
Sum squared resid	0.643376	Schwarz criterion	-4.540648
Log likelihood	2377.169	Hannan-Quinn criter.	-4.546535
F-statistic	1.678650	Durbin-Watson stat	2.121496
Prob(F-statistic)	0.195391		

A3) Μοντέλο απόδοσης και μερισματικής απόδοσης

$$R_{t_1} = b_0 + b_1 DY_{t_0} + \varepsilon_i$$

Dependent Variable: RETURNS_T1
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 4/30/2001 4/26/2021
Included observations: 1044 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_YIELD_T0	0.391013	0.257267	1.519876	0.1288
C	-0.006509	0.005101	-1.276012	0.2022

R-squared	0.002212	Mean dependent var	0.001155
Adjusted R-squared	0.001254	S.D. dependent var	0.024856
S.E. of regression	0.024841	Akaike info criterion	-4.550737
Sum squared resid	0.642987	Schwarz criterion	-4.541252
Log likelihood	2377.485	Hannan-Quinn criter.	-4.547140
F-statistic	2.310023	Durbin-Watson stat	2.118121
Prob(F-statistic)	0.128846		

A4) Πολυπαραγοντικό μοντέλο

$$R_{t_1} = b_0 + b_1 PER_{t_0} + b_2 PBV_{t_0} + b_3 DY_{t_0} + \varepsilon_i$$

Dependent Variable: RETURNS_T1
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 4/30/2001 4/26/2021
Included observations: 1044 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PER_T0	0.000389	0.000409	0.950918	0.3419
P_B_T0	-0.002469	0.002335	-1.057565	0.2905
D_YIELD_T0	0.496689	0.376043	1.320832	0.1868
C	-0.009805	0.011932	-0.821708	0.4114

R-squared	0.003345	Mean dependent var	0.001155
Adjusted R-squared	0.000470	S.D. dependent var	0.024856
S.E. of regression	0.024851	Akaike info criterion	-4.548041
Sum squared resid	0.642257	Schwarz criterion	-4.529073
Log likelihood	2378.078	Hannan-Quinn criter.	-4.540847
F-statistic	1.163459	Durbin-Watson stat	2.119613
Prob(F-statistic)	0.322555		

A5) Πολυπαραγοντικό μοντέλο με δυο χρονικές υστερήσεις

$$R_{t_1} = b_0 + b_1 PER_{t_0} + b_2 PBV_{t_0} + b_3 DY_{t_0} + b_4 PER_{t-1} + b_5 PBV_{t-1} + b_6 DY_{t-1} + \varepsilon_i$$

Dependent Variable: RETURNS_T1
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 4/30/2001 4/26/2021
Included observations: 1044 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PER_T0	0.001748	0.002303	0.758923	0.4481
P_B_T0	-0.008390	0.014816	-0.566294	0.5713
D_YIELD_T0	0.393824	1.257765	0.313114	0.7543
PER_T_1	-0.001367	0.002297	-0.595035	0.5519
P_B_T_1	0.005910	0.014793	0.399536	0.6896
D_YIELD_T_1	0.110015	1.205084	0.091292	0.9273
C	-0.009779	0.011992	-0.815406	0.4150

R-squared	0.003826	Mean dependent var	0.001155
Adjusted R-squared	-0.001938	S.D. dependent var	0.024856
S.E. of regression	0.024881	Akaike info criterion	-4.542777
Sum squared resid	0.641947	Schwarz criterion	-4.509582
Log likelihood	2378.329	Hannan-Quinn criter.	-4.530187
F-statistic	0.663756	Durbin-Watson stat	2.134914
Prob(F-statistic)	0.679035		

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β. MEAN REVERSION

Β1) Οι αποδόσεις (R_t) ως «τυχαίος περίπατος»

TEST ON LEVEL (EViews)

$$\Delta R_t = \theta R_{t-1} + \varepsilon_t$$

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-80.24629	0.0001
Test critical values:	1% level	-2.565422	
	5% level	-1.940887	
	10% level	-1.616657	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RETURN)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 5/01/2001 4/27/2021
Included observations: 5029 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-1.123079	0.013995	-80.24629	0.0000

R-squared	0.561542	Mean dependent var	5.27E-07
Adjusted R-squared	0.561542	S.D. dependent var	0.018495
S.E. of regression	0.012247	Akaike info criterion	-5.966930
Sum squared resid	0.754102	Schwarz criterion	-5.965633
Log likelihood	15004.84	Hannan-Quinn criter.	-5.966475
Durbin-Watson stat	2.002675		

B2) Οι αποδόσεις (R_t) ως «τυχαίος περίπατος» με περιπλάνηση

TEST ON LEVEL (EViews)

$$\Delta R_t = b_0 + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-80.29864	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.431469	
	5% level	-2.861919	
	10% level	-2.567014	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RETURN)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 5/01/2001 4/27/2021
Included observations: 5029 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-1.123818	0.013995	-80.29864	0.0000
C	0.000356	0.000173	2.060753	0.0394

R-squared	0.561912	Mean dependent var	5.27E-07
Adjusted R-squared	0.561825	S.D. dependent var	0.018495
S.E. of regression	0.012243	Akaike info criterion	-5.967376
Sum squared resid	0.753465	Schwarz criterion	-5.964782
Log likelihood	15006.97	Hannan-Quinn criter.	-5.966468
F-statistic	6447.872	Durbin-Watson stat	2.002907
Prob(F-statistic)	0.000000		

B3) Οι αποδόσεις (R_t) ως «τυχαίος περίπατος» με περιπλάνηση γύρω από μια προσδιοριστική τάση

TEST ON LEVEL (EViews)

$$\Delta y_t = b_0 + \theta y_{t-1} + b_1 t + \varepsilon_t$$

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-80.33039	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.959862	
	5% level	-3.410698	
	10% level	-3.127134	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RETURN)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 5/01/2001 4/27/2021
Included observations: 5029 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-1.124307	0.013996	-80.33039	0.0000
C	-0.000144	0.000345	-0.417705	0.6762
@TREND("4/27/2001")	1.99E-07	1.19E-07	1.672081	0.0946

R-squared	0.562156	Mean dependent var	5.27E-07
Adjusted R-squared	0.561982	S.D. dependent var	0.018495
S.E. of regression	0.012241	Akaike info criterion	-5.967535
Sum squared resid	0.753046	Schwarz criterion	-5.963644
Log likelihood	15008.37	Hannan-Quinn criter.	-5.966172
F-statistic	3226.485	Durbin-Watson stat	2.003055
Prob(F-statistic)	0.000000		

B4) Το P/E ratio (PER_t) ως «τυχαίος περίπατος»

❖ *TEST ON LEVEL (EViews)*

$$\Delta PER_t = \theta PER_{t-1} + \varepsilon_t$$

Null Hypothesis: S_P_500__PER has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=32)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.485707	0.8201
Test critical values:	1% level	-2.565405	
	5% level	-1.940885	
	10% level	-1.616659	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(S_P_500__PER)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 5/01/2001 4/28/2021
Included observations: 5217 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S_P_500__PER(-1)	7.75E-05	0.000160	0.485707	0.6272
D(S_P_500__PER(-1))	-0.098970	0.013780	-7.181971	0.0000

R-squared	0.009762	Mean dependent var	0.001763
Adjusted R-squared	0.009572	S.D. dependent var	0.233170
S.E. of regression	0.232051	Akaike info criterion	-0.083337
Sum squared resid	280.8153	Schwarz criterion	-0.080822
Log likelihood	219.3839	Hannan-Quinn criter.	-0.082457
Durbin-Watson stat	1.995151		

❖ *TEST ON 1st DIFFERENCE (EViews)*

$$\Delta(\Delta PER_t) = \theta\Delta(PER_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Null Hypothesis: D(S_P_500__PER) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=32)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-79.75791	0.0001
Test critical values:	1% level	-2.565405	
	5% level	-1.940885	
	10% level	-1.616659	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(S_P_500__PER,2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 5/01/2001 4/28/2021
Included observations: 5217 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(S_P_500__PER(-1))	-1.098858	0.013777	-79.75791	0.0000

R-squared	0.549464	Mean dependent var	-3.83E-05
Adjusted R-squared	0.549464	S.D. dependent var	0.345690
S.E. of regression	0.232034	Akaike info criterion	-0.083675
Sum squared resid	280.8280	Schwarz criterion	-0.082418
Log likelihood	219.2659	Hannan-Quinn criter.	-0.083235
Durbin-Watson stat	1.995136		

B5) Το P/E ratio (PER_t) ως «τυχαίος περίπατος» με περιπλάνηση

❖ *TEST ON LEVEL (EViews)*

$$\Delta PER_t = b_0 + \theta PER_{t-1} + \varepsilon_t$$

Null Hypothesis: S_P_500__PER has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=32)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.527294	0.8835
Test critical values:	1% level	-3.431422	
	5% level	-2.861899	
	10% level	-2.567003	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(S_P_500__PER)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 5/01/2001 4/28/2021
Included observations: 5217 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S_P_500__PER(-1)	-0.000418	0.000792	-0.527294	0.5980
D(S_P_500__PER(-1))	-0.098589	0.013794	-7.147170	0.0000
C	0.010177	0.015945	0.638253	0.5233

R-squared	0.009840	Mean dependent var	0.001763
Adjusted R-squared	0.009460	S.D. dependent var	0.233170
S.E. of regression	0.232064	Akaike info criterion	-0.083032
Sum squared resid	280.7934	Schwarz criterion	-0.079259
Log likelihood	219.5877	Hannan-Quinn criter.	-0.081712
F-statistic	25.90709	Durbin-Watson stat	1.995098
Prob(F-statistic)	0.000000		

❖ *TEST ON 1st DIFFERENCE (EViews)*

$$\Delta(\Delta PER_t) = b_0 + \theta\Delta(PER_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Null Hypothesis: D(S_P_500__PER) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=32)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-79.75535	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.431422	
	5% level	-2.861899	
	10% level	-2.567003	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(S_P_500__PER,2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 5/01/2001 4/28/2021
Included observations: 5217 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(S_P_500__PER(-1))	-1.098922	0.013779	-79.75535	0.0000
C	0.001942	0.003213	0.604369	0.5456

R-squared	0.549496	Mean dependent var	-3.83E-05
Adjusted R-squared	0.549409	S.D. dependent var	0.345690
S.E. of regression	0.232048	Akaike info criterion	-0.083362
Sum squared resid	280.8084	Schwarz criterion	-0.080847
Log likelihood	219.4486	Hannan-Quinn criter.	-0.082482
F-statistic	6360.915	Durbin-Watson stat	1.995144
Prob(F-statistic)	0.000000		

B6) Το P/E ratio (PER_t) ως «τυχαίος περίπατος» με περιπλάνηση γύρω από μια προσδιοριστική τάση

❖ *TEST ON LEVEL (EViews)*

$$\Delta PER_t = b_0 + \theta PER_{t-1} + b_1 t + \varepsilon_t$$

Null Hypothesis: S_P_500__PER has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=32)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.897074	0.9548
Test critical values:	1% level	-3.959796	
	5% level	-3.410666	
	10% level	-3.127115	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(S_P_500__PER)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 5/01/2001 4/28/2021
Included observations: 5217 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S_P_500__PER(-1)	-0.000721	0.000804	-0.897074	0.3697
D(S_P_500__PER(-1))	-0.099129	0.013791	-7.187795	0.0000
C	0.003804	0.016204	0.234759	0.8144
@TREND("4/27/2001")	4.73E-06	2.17E-06	2.186195	0.0288

R-squared	0.010747	Mean dependent var	0.001763
Adjusted R-squared	0.010177	S.D. dependent var	0.233170
S.E. of regression	0.231980	Akaike info criterion	-0.083565
Sum squared resid	280.5362	Schwarz criterion	-0.078535
Log likelihood	221.9782	Hannan-Quinn criter.	-0.081806
F-statistic	18.87707	Durbin-Watson stat	1.995211
Prob(F-statistic)	0.000000		

❖ *TEST ON 1st DIFFERENCE (EViews)*

$$\Delta(\Delta PER_t) = b_0 + \theta\Delta(PER_{t-1}) + b_1 t + \varepsilon_t$$

Null Hypothesis: D(S_P_500__PER) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=32)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-79.80687	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.959796	
	5% level	-3.410666	
	10% level	-3.127115	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(S_P_500__PER,2)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 5/01/2001 4/28/2021
Included observations: 5217 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(S_P_500__PER(-1))	-1.099649	0.013779	-79.80687	0.0000
C	-0.009540	0.006427	-1.484241	0.1378
@TREND("4/27/2001")	4.40E-06	2.13E-06	2.062306	0.0392

R-squared	0.549863	Mean dependent var	-3.83E-05
Adjusted R-squared	0.549690	S.D. dependent var	0.345690
S.E. of regression	0.231976	Akaike info criterion	-0.083794
Sum squared resid	280.5795	Schwarz criterion	-0.080021
Log likelihood	221.5755	Hannan-Quinn criter.	-0.082474
F-statistic	3184.568	Durbin-Watson stat	1.995280
Prob(F-statistic)	0.000000		