

ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ
ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

UNIVERSITY OF PIRAEUS

Θέμα: «Η επίδραση των μηνών στις αποδόσεις των μετοχών»

ΠΑΠΑΘΑΝΑΣΙΟΥ ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΑ

A.M: ΜΧΑΝ1217

Υπεύθυνος Καθηγητής : Γ.Διακογιάννης

Επιτροπή : Ν.Κουρογένης

Α.Μπότσαρη

ΠΕΙΡΑΙΑΣ

Φεβρουάριος 2014

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η παρούσα εργασία, πραγματεύεται την επίδραση των μηνών στις αποδόσεις των μετοχών, εξετάζοντας τους δείκτες FTSE 100-Λονδίνο, DAX30-Γερμανία, CAC 40-Γαλλία, Nikkei 225-Ιαπωνία και S&P/TSX-Τορόντο σε βάθος τριακονταετίας. Εξετάζεται κατά πόσο οι αποδόσεις επιβεβαιώνουν ή μη την θεωρία της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών (the efficient market hypothesis- EMH), σύμφωνα με την οποία δεν είναι δυνατόν να προβλεφθούν οι τιμές και οι αποδόσεις των μετοχών χρησιμοποιώντας ιστορικά δεδομένα, οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν έναν τυχαίο περίπατο.

Ξεκινώντας με μία εισαγωγή στη θεωρία χαρτοφυλακίου και αναλύοντας το υπόδειγμα του Markowitz (1952), το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model), καθώς και το υπόδειγμα αποτίμησης εξισορροποιητικής αγοραπωλησίας (APT), εν συνεχεία ακολουθεί ανασκόπηση προηγούμενων μελετών από την παγκόσμια βιβλιογραφία, συνοψίζοντας και συγκρίνοντας τα αποτελέσματα των προαναφερθέντων μελετών ανά χώρα.

Ακολουθεί πλήρης περιγραφή των δεδομένων και της μεθοδολογίας που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα μελέτη, καθώς παρουσιάζονται εκτενώς και τα μοντέλα παλινδρόμησης που εξετάστηκαν. Τέλος, για κάθε υπό εξεταζόμενη χώρα ξεχωριστά, αναλύονται και σχολιάζονται τα αποτελέσματα που εξήχθησαν από την εμπειρική μελέτη, τα οποία συγκρίνονται με αυτά των προηγούμενων μελετών που αναλύθηκαν παραπάνω.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Κεφάλαιο 1

Εισαγωγή.....	4
Σκοπός της μελέτης.....	5
Περιορισμοί της εργασίας.....	6

Κεφάλαιο 2

Θεωρία χαρτοφυλακίου.....	7
Εισαγωγή στη Θεωρία χαρτοφυλακίου.....	7
Μέση απόδοση και Κίνδυνος της μετοχής.....	9
Έννοια της συνδιακύμανσης – συσχέτισης μετοχών.....	10
Σύνορα Αποτελεσματικών Συνδυασμών-Προϋποθέσεις	11
Η έννοια του συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου.....	15
Capital Asset Pricing Model (CAPM)	17
Κριτικές όσο αφορά το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.....	20
Η κριτική του Roll.....	20
Η κριτική του Stambaugh.....	21
Η Μελέτη του Levy.....	22
Το Υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων με κατανάλωση(Consumption CAPM)	23
Υπερτιμημένα και Υποτιμημένα στοιχεία.....	25
Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροποιητικής Αγοραπωλησίας (APT)	26

Κεφάλαιο 3

Επισκόπηση προηγούμενων μελετών.....	28
Σύγκριση μελετών-Σύνοψη.....	60
Συνοπτικός πίνακας εμπειρικών μελετών	63

Κεφάλαιο 4

Δεδομένα και Μεθοδολογία.....	66
-------------------------------	----

Κεφάλαιο 5

Συμπεράσματα και ερμηνεία αποτελεσμάτων.....	77
--	----

Κεφάλαιο 6

Περίληψη αποτελεσμάτων-Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.....	99
Βιβλιογραφία- Αρθρογραφία.....	101

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

Εισαγωγή

Για τους επενδυτές αλλά και τους επαγγελματίες διαχειριστές, η διάρθρωση και διαχείριση χαρτοφυλακίου αποτελούν μια ιδιαίτερα επίπονη προσπάθεια. Δυστυχώς όμως δεν υπάρχουν σίγουροι κανόνες για την αποτελεσματική διαχείριση χαρτοφυλακίων. Για να επιτευχθεί το καλύτερο αποτέλεσμα, μια επένδυση δεν θα πρέπει να εξετάζεται μεμονωμένα αλλά η αξιολόγηση της να βασίζεται στον αναμενόμενο βαθμό απόδοσης και στον κίνδυνο της. Παράλληλα όμως πρέπει να αξιολογείται και η αγορά και ο τρόπος αντιμετώπισης σε περιπτώσεις έντονης μεταβλητότητας των αγορών. Ανάλογα λοιπόν από τους στόχους που θέτει και από την στρατηγική που θα ακολουθήσει ένας επενδυτής, είτε ιδιώτης είτε επαγγελματίας διαχειριστής, ο οποίος κατέχει κάποια κεφάλαια τα οποία θέλει να επενδύσει με κύριο σκοπό του την αύξηση αυτών των κεφαλαίων, θα καταρτίσει ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο του προσφέρει την ευκαιρία μετριασμού του κινδύνου ή μεγιστοποίησης της απόδοσης. Συνεπώς πρέπει να επιλέγεται ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο του ταιριάζει περισσότερο, που ανταποκρίνεται περισσότερο στην προσωπική του στάση έναντι του ανταλλάγματος απόδοση-ρίσκο. Η διαχείριση χαρτοφυλακίου δεν μένει μόνο στην επιλογή και διάρθρωση των χαρτοφυλακίων. Ένα σημαντικό κομμάτι της που δεν πρέπει να παραλείπεται είναι η αξιολόγηση της επενδυτικής επίδοσης, η οποία είναι εξαιρετικής σημασίας για τους επαγγελματίες διαχειριστές χαρτοφυλακίων αλλά και για τους επενδυτές. Η αξιολόγηση γίνεται για να ελεγχτεί η επίτευξη ή όχι των στόχων που έχουν οριστεί. Η μελέτη της Διαχείρισης Χαρτοφυλακίου δεν θα μπορούσε να κατανοηθεί αν δεν εξεταζόταν η συμπεριφορά των αποδόσεων των χρεογράφων και ειδικότερα των αμοιβαίων κεφαλαίων. Η πρόβλεψη της μελλοντικής απόδοσης των Αμοιβαίων Κεφαλαίων και γενικότερα των χρηματοοικονομικών προϊόντων θεωρείται μια πολύ δύσκολη μελέτη, η οποία εμπεριέχει κίνδυνο για λανθασμένες εκτιμήσεις δεδομένου ότι τα Α/Κ χαρακτηρίζονται από πολύπλοκη σύνθεση, η οποία προϋποθέτει την παρακολούθηση ταυτόχρονα πολλών παραγόντων και των εξελίξεων τους

τόσο σε εθνικό επίπεδο όσο και παγκόσμιο. Δεν πρόκειται για εύκολη διαδικασία δεδομένου ότι οι διεθνείς εξελίξεις μεταβιβάζονται με ταχύτατους ρυθμούς στην παγκόσμια χρηματιστηριακή αγορά. Ωστόσο δεν θα πρέπει να παραμεριστεί το σημαντικό πλεονέκτημα που θα αποκόμιζε ο επενδυτής από μια τέτοια μελέτη. Οι εν λόγω μελέτες προβλέψεων θα βοηθήσουν τους επενδυτές να αποφύγουν σημαντικά λάθη, να διαχειριστούν αποτελεσματικά τις επενδύσεις τους και να αυξήσουν με την πάροδο του χρόνου την αποδοτικότητά τους.

Σκοπός της μελέτης

Κάνοντας μία σύντομη ιστορική αναφορά τόσο στις ανεπτυγμένες όσο και στις αναδυόμενες αγορές, πολλές είναι οι μελέτες που έχουν εξετάσει και διαπιστώσει εκτενώς την εποχικότητα στις Χρηματιστηριακές αγορές, αποδυναμώνοντας την ισχύ των αποτελεσματικών αγορών.

Σκοπός της παρούσας μελέτης, είναι να εξετάσουμε εάν για τις χρηματιστηριακές αγορές του Λονδίνου (δείκτης FTSE 100), της Γερμανίας(DAX30), της Γαλλίας(CAC 40), της Ιαπωνίας(Nikkei 225) και του δείκτη S&P/TSX(Τορόντο), σε ένα αρκετά μεγάλο χρονικό διάστημα (1981-2013), χρησιμοποιώντας ιστορικές τιμές κλεισίματος, χαρακτηρίζονται από ανωμαλίες και αν η επίδραση των μηνών κάνει την εμφάνισή της με αποτέλεσμα τα εν λόγω χρηματιστήρια να μην λειτουργούν αποτελεσματικά.

Ο λόγος που επιλέξαμε τη μελέτη των συγκεκριμένων δεικτών, είναι γιατί θέλουμε να διαπιστώσουμε την αποτελεσματική λειτουργία των τριών εκ των μεγαλύτερων χρηματιστηρίων στην Ευρώπη, παράλληλα όμως να διεξάγουμε και συμπεράσματα για δύο επιπλέον χρηματιστήρια εκτός Ευρωπαϊκής Ένωσης (Ιαπωνία-Τορόντο) και να συγκρίνουμε τα μεταξύ τους αποτελέσματα.

Περιορισμοί της εργασίας

Για την παρούσα εργασία, χρησιμοποιήθηκαν τα παρακάτω δεδομένα:

Για το χρηματιστήριο του Λονδίνου:

Ο δείκτης FTSE 100, ο οποίος περιλαμβάνει μετοχές 100 εταιρειών του χρηματιστηρίου του Λονδίνου με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση της αγοράς για την περίοδο 01/01/1981-01/12/2013

Για το χρηματιστήριο της Γερμανίας:

Ο δείκτης DAX (*Deutscher Aktien Index*), που αποτελείται από τις 30 μεγαλύτερες εταιρείες της Γερμανίας που δραστηριοποιούνται στην στο Χρηματιστήριο της Φρανκφούρτης για την περίοδο 01/01/1981-01/12/2013

Για το χρηματιστήριο της Γαλλίας:

Ο δείκτης CAC 40, που αποτελεί ένα σταθμισμένο μέτρο των εταιρειών με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση για την περίοδο 01/09/1987-01/12/2013

Για το χρηματιστήριο της Ιαπωνίας:

Ο δείκτης Nikkei 225 είναι ένας δείκτης μετοχών ο οποίος περιλαμβάνει τις 225 μεγαλύτερες εταιρείες του Χρηματιστηρίου του Τόκυο για την περίοδο 01/01/1981-01/12/2013

Για το χρηματιστήριο του Τορόντο:

Ο δείκτης S&P TSX που περιλαμβάνει τις μεγαλύτερες εταιρείες βάσει κεφαλαιοποίησης στο Χρηματιστήριο του Τορόντο για την περίοδο 01/01/1981-01/12/2013

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Σύμφωνα με τον Markowitz (1952), ο κίνδυνος που αντιμετωπίζει ένας επενδυτής μειώνεται σημαντικά εάν μοιράσει τον πλούτο του σε περισσότερες από μία μετοχές. Στη σκέψη αυτή βασίζεται η σύγχρονη αντίληψη περί θεωρίας χαρτοφυλακίου. Ουσιαστικά ο συνολικός κίνδυνος ενός επενδυτή μειώνεται σημαντικά, αν τοποθετήσει τα χρήματά του σε ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών, έναντι μίας μεμονωμένης μετοχής. Εξετάζοντας μια επένδυση μεμονωμένα, η αξιολόγησή της βασίζεται στον **αναμενόμενο βαθμό απόδοσης** της και στον **κίνδυνο** της επένδυσης. Ο κίνδυνος μετριέται με τη διακύμανση της κατανομής πιθανοτήτων όλων των δυνατών αποδόσεων που αναμένονται από την επένδυση. Και επειδή οι οικονομικές μονάδες συνήθως έχουν άνω της μιας επένδυσης, ουσιαστικά κατέχουν ένα χαρτοφυλάκιο επενδύσεων. Και αυτό συμβαίνει γιατί έτσι μπορούμε να αυξήσουμε την αναμενόμενη απόδοση ή να μειώσουμε τον κίνδυνο των επενδύσεών μας (ιδιαίτερα αν οι επενδύσεις μας δεν συσχετίζονται).

Υπόδειγμα Markowitz

Η απόδοση μιας μετοχής i κατά τη διάρκεια μιας χρονικής περιόδου t δίνεται από τον παρακάτω τύπο :

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} + \frac{D_{it}}{P_{it-1}} \quad (2.1)$$

όπου P_{it} = η τιμή της μετοχής την χρονική περίοδο t , P_{it-1} = η τιμή της μετοχής την χρονική περίοδο $t-1$, και D_{it} είναι το μέρισμα που πληρώθηκε για την μετοχή i κατά στη διάρκεια της την περιόδου $(t-1,t)$

- Το χρονικό διάστημα από περίοδο $t-1$ ως την περίοδο t , είναι η ημερήσια απόδοση π.χ. μιας μετοχής εάν τα δεδομένα που χρησιμοποιήσαμε είναι ημερήσια, ή την μηνιαία απόδοση μιας μετοχής εάν τα δεδομένα που χρησιμοποιήσαμε είναι μηνιαία κλπ.

Για τον υπολογισμό της απόδοσης της μετοχής, πρέπει να προσδιοριστούν τα κύρια συστατικά της. Όπως αναφέρεται στην εξίσωση (2.1), η απόδοση των μετοχών αποτελείται από δύο μέρη:

α) Τα μελλοντικά μερίσματα: με τον όρο μέρισμα εννοούμε γενικά τη διανομή μέρους των κερδών της εταιρίας στους μετόχους της. Η πιο διαδεδομένη μορφή μερισμάτων είναι τα μερίσματα σε μορφή χρηματικών διαθεσίμων (ουσιαστικά είναι η αμοιβή των εταιριών στους μετόχους επειδή διακρατούν τις δικές τους μετοχές).

β) Το κεφαλαιακό κέρδος ή ζημιά: λαμβάνοντας υπόψη το γεγονός πως μετά από μια συγκεκριμένη περίοδο που θέτει ο επενδυτής, η τιμή της μετοχής είτε θα έχει αυξηθεί (από την τιμή κτήσης), είτε θα έχει μειωθεί.

Άρα η απόδοση μιας μετοχής προκύπτει από το άθροισμα της ποσοστιαίας μεταβολής της τιμής της και από την ποσοστιαία μερισματική απόδοση.

Οι τέσσερις υποθέσεις, κάτω από τις οποίες αναπτύχθηκε η θεωρία χαρτοφυλακίου από τον Markowitz, είναι οι εξής :

- Οι επενδυτές έχουν ένα συγκεκριμένο και μεμονωμένο επενδυτικό ορίζοντα
- Ένα χαρτοφυλάκιο μεμονωμένων μετοχών μπορεί να περιγραφεί απόλυτα από την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου και τη διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου.
- Οι επενδυτές είναι ορθολογικοί και αποστρέφονται τον κίνδυνο (risk averse)

- Για τους επενδυτές κάθε μεμονωμένη μετοχή αντιπροσωπεύεται από μία κατανομή πιθανοτήτων των αναμενόμενων αποδόσεων. Η αναμενόμενη τιμή αυτής της κατανομής είναι ένα μέτρο της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής και η διακύμανση (ή η τυπική απόκλιση) των αποδόσεων παρέχει ένα μέτρο του κινδύνου της.

Μέση απόδοση και κίνδυνος μετοχών

Εκτιμώντας με μεγαλύτερη ακρίβεια την αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής με τη βοήθεια μιας κατανομής πιθανοτήτων, εξετάζουμε διάφορες πιθανές αποδόσεις της μετοχής σε συνδυασμό με τις αντίστοιχες πιθανότητες να πραγματοποιηθούν οι συγκεκριμένες αποδόσεις.

$$E(R_i) = \sum_{k=1}^K \rho_{ik} R_{ik} \quad (2.2)$$

όπου, ρ_k είναι η πιθανότητα να συμβεί η απόδοση R_{ik} και $\sum_{k=1}^K \rho_{ik} = 1$

Ο κίνδυνος μίας μετοχής μας δίνει την πιθανότητα να μην λάβουμε τις αναμενόμενες αποδόσεις (αποτελεί το μέγεθος της απόκλισης από το μέσο όρο).

Μέτρο κινδύνου αποτελεί η διακύμανση της απόδοσης μιας μετοχής (η μεταβλητότητα της απόδοσης μίας μετοχής) και η τυπική απόκλιση (η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης). Όσο μεγαλύτερη η διακύμανση της απόδοσης ή η τυπική απόκλιση της απόδοσης, τόσο μεγαλύτερος ο κίνδυνος της μετοχής.

Ως διακύμανση ορίζουμε τον σταθμικό μέσο όρο των τετραγωνικών αποκλίσεων των πιθανών αποδόσεων της μετοχής από την αναμενόμενη απόδοσή τους και ορίζεται ως εξής:

$$\sigma^2(R_{ik}) = \sum_{k=1}^K P_k \{R_{ik} - E(R_i)\}^2 \quad (2.3)$$

όπου, P_k είναι η πιθανότητα να πραγματοποιηθεί η απόδοση R_i , K είναι το σύνολο των πιθανών αποδόσεων, R_{ik} είναι η πιθανή απόδοση της μετοχής i , $E(R_i)$ είναι η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i .

Η τυπική απόκλιση ορίζεται ως η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης:

$$\sigma(R_i) = \sqrt{\text{Var}(R_i)} = \sqrt{\sigma^2(R_i)} \quad (2.4)$$

Έτσι, όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση των αποδόσεων μιας μετοχής τόσο μεγαλύτερη θα είναι η συγκέντρωση των πιθανών αποδόσεων της γύρω από την αναμενόμενη απόδοσή τους και άρα μικρότερος ο κίνδυνος της συγκεκριμένης μετοχής.

Συνδιακύμανση μεταξύ αποδόσεων– Συσχέτιση μετοχών

Το σημαντικότερο μαθηματικό – οικονομικό στοιχείο αποτελεί η συνδιακύμανση μεταξύ αποδόσεων και η συσχέτιση των μετοχών. Η συνδιακύμανση δείχνει σε ποιο βαθμό οι αποδόσεις των δύο χρεογράφων αλληλοεπηρεάζονται. Για τον υπολογισμό της συνδιακύμανσης των μετοχών χρησιμοποιείται ο ακόλουθος τύπος:

$$\text{Cov}(R_i R_j) = \sum_{k=1}^K P_k \{R_{ik} - E(R_i)\} \{R_{jk} - E(R_j)\} \quad (2.5)$$

όπου, P_k είναι η πιθανότητα εμφάνισης των αποδόσεων R_{ik} και R_{jk} και K είναι ο συνολικός αριθμός των πιθανών αποδόσεων $E(R_i)$, $E(R_j)$ είναι οι αναμενόμενες αποδόσεις των αξιογράφων i , j αντίστοιχα.

Ένα ακόμη μέτρο που χρησιμοποιείται για να προσδιοριστεί η σχέση και η αλληλεπίδραση των αποδόσεων των μετοχών είναι ο συντελεστής συσχέτισης, λόγω του γεγονότος ότι η διακύμανση προσδιορίζει μόνο την κατεύθυνση της συσχέτισης των δύο μετοχών αλλά όχι και την μεταξύ τους ισχύ. Ο συντελεστής συσχέτισης εκφράζει τη δύναμη της γραμμικής σχέσης μεταξύ των δύο μεταβλητών. Παίρνει τιμές από -1 ως 1 . Συντελεστής συσχέτισης ίσος με συν ένα υποδηλώνει τέλεια θετική συσχέτιση, ενώ με

μείον μία τέλεια αρνητική συσχέτιση. Όταν ο συντελεστής παίρνει την τιμή μηδέν, δεν υπάρχει καμία σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών. Επομένως, ο λόγος για τη δημιουργία χαρτοφυλακίου, είναι ακριβώς το γεγονός πως επιλέγονται μετοχές που δεν έχουν τέλεια συσχέτιση, αλλά κινούνται με διαφορετικό τρόπο μεταξύ τους. Ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων των δύο μετοχών ορίζεται ως ο λόγος της συνδιακύμανσης των αποδόσεων των δύο μετοχών προς τις δύο αντίστοιχες αποκλίσεις:

$$\rho_{ij} = \frac{\text{Cov}(R_i, R_j)}{\sigma(R_i) \times \sigma(R_j)} \quad (2.6)$$

Για ένα επενδυτή, είναι προτιμότερο να αγοράσει περισσότερες από μία μετοχές, έναντι μίας, γιατί σε ενδεχόμενη πτώση της τιμής της μίας μετοχής (και με βάση το συντελεστή συσχέτισης), δεν είναι αναμενόμενο ότι και οι υπόλοιπες μετοχές θα αντιδράσουν με τον ίδιο τρόπο. Βάσει λοιπόν των ως άνω παρατηρήσεων, ο κίνδυνος μειώνεται όσο αυξάνονται τα χρεόγραφα σε ένα χαρτοφυλάκιο, μιλώντας πλέον για διαφοροποιούμενα χαρτοφυλάκια. Φτάνοντας στο συμπέρασμα ότι ο κίνδυνος μειώνεται όσο αυξάνονται τα χρεόγραφα σε ένα χαρτοφυλάκιο. Εάν υπάρχουν N χρεόγραφα, μπορούν να γίνουν άπειροι συνδυασμοί μεταξύ τους και να σχηματιστούν άπειρα χαρτοφυλάκια. Ο επενδυτής για να καταλήξει στο ιδανικό για εκείνον χαρτοφυλάκιο δεν χρειάζεται να εκτιμήσει όλα τα χαρτοφυλάκια χάρη στο σύνολο των αποτελεσματικών συνδυασμών. Τα χαρτοφυλάκια αυτά λέγονται αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια.

Επομένως, αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο λέγεται εκείνο το οποίο σε δεδομένο επίπεδο κινδύνου παρέχει τη μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση και σε δεδομένη αναμενόμενη απόδοση έχει το μικρότερο κίνδυνο.

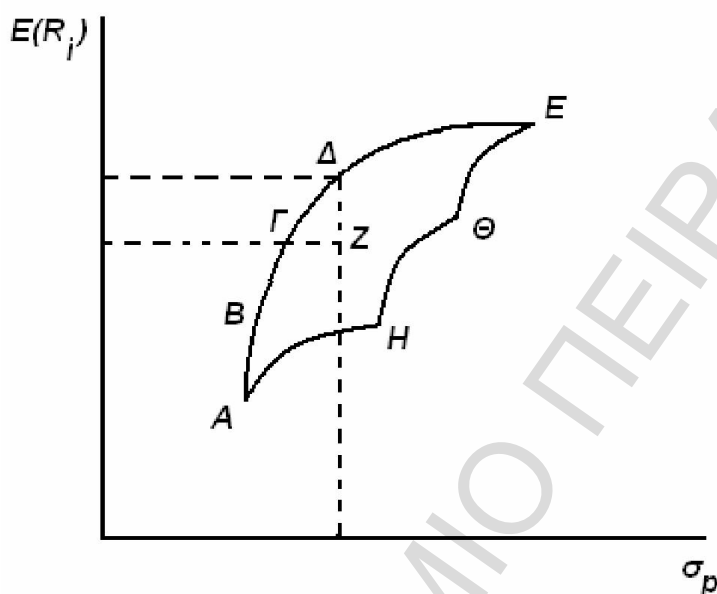
Σύμφωνα με αυτό τη θεωρία του αποτελεσματικού συνόλου, ένας επενδυτής θα επιλέξει από το σύνολο των δυνατών χαρτοφυλακίων, το χαρτοφυλάκιο εκείνο το οποίο :

α. του προσφέρει την μέγιστη αναμενόμενη απόδοση για διάφορα επίπεδα

κινδύνου και

β. του προσφέρει τον μικρότερο κίνδυνο για διάφορα επίπεδα αναμενόμενης απόδοσης.

Το σύνολο όλων των δυνατών χαρτοφυλακίων που πληρούν τις πιο πάνω προϋποθέσεις, ονομάζεται **σύνολο ή σύνολο αποτελεσματικών συνδυασμών ή αποδοτικό σύνολο**.



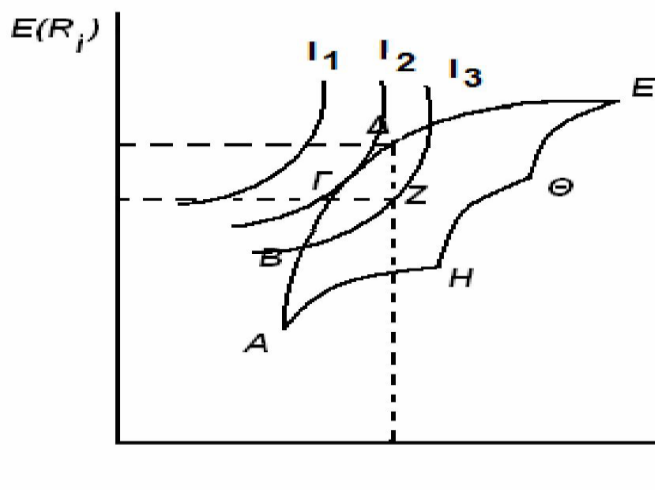
Διάγραμμα 1
Αποδοτικό σύνολο

Στο Διάγραμμα 1 σχηματίζονται όλα τα δυνατά χαρτοφυλάκια όπως αυτά διαγράφονται βάση των σχέσεων αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου. Το σύνολο αυτών των εφικτών συνδυασμών έχει την μορφή ομπρελάς στους άξονες της αναμενόμενης απόδοσης (κάθετος άξονας) και του κινδύνου (οριζόντιος άξονας). Τα σημεία A,B,Γ,Δ,E,Z,H,Θ δείχνουν μερικά από τα χαρτοφυλάκια. Από όλα τα χαρτοφυλάκια πιο αποδοτικά είναι εκείνα που βρίσκονται στο "βορειοδυτικότερο" μέρος της καμπύλης των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων μεταξύ A και E. Όλα τα άλλα χαρτοφυλάκια είναι αναποτελεσματικά. Για παράδειγμα, το Γ χαρτοφυλάκιο υπερέχει του Θ γιατί προσφέρει την ίδια απόδοση με μικρότερο κίνδυνο. Αντίστοιχα το Δ

χαρτοφυλάκιο υπερέχει του Η γιατί προσφέρει μεγαλύτερη απόδοση στο ίδιο επίπεδο κινδύνου.

Επιλογή άριστου χαρτοφυλακίου

Το υπόδειγμα του Markowitz καθορίζει το αποτελεσματικό σύνολο, δηλαδή το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Το καλύτερο χαρτοφυλάκιο από όλα τα αποτελεσματικά, το οποίο θα πρέπει να διατηρεί ένας επενδυτής λέγεται άριστο ή βέλτιστο χαρτοφυλάκιο (optimal portfolio) και εξαρτάται από τις προτιμήσεις του συγκεκριμένου επενδυτή ως προς την ανταλλαγή μεταξύ απόδοσης και κινδύνου. Οι προτιμήσεις αυτές περιλαμβάνονται στη συνάρτηση χρησιμότητας του κάθε επενδυτή. Επιπλέον, είναι γνωστό ότι υπάρχει μια καμπύλη η οποία απεικονίζει στο χώρο αναμενόμενης απόδοσης-κινδύνου όλα τα σημεία που αντιστοιχούν σ' ένα δεδομένο επίπεδο χρησιμότητας. Η καμπύλη αυτή παριστάνει τους όρους ανταλλαγής μεταξύ απόδοσης και κινδύνου που απαιτεί ο κάθε επενδυτής και λέγεται καμπύλη αδιαφορίας. Άρα, το άριστο χαρτοφυλάκιο για ένα επενδυτή είναι το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο που έχει τη μεγαλύτερη για τον επενδυτή χρησιμότητα και καθορίζεται από το σημείο στο οποίο εφάπτεται η υψηλότερη καμπύλη αδιαφορίας του με το αποτελεσματικό σύνολο. Για την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου, ο επενδυτής πρέπει να χαράξει τις δίκες του καμπύλες αδιαφορίας, ανάλογα με το μέγεθος του κινδύνου που είναι διατεθειμένος να αναλάβει. Οι καμπύλες αδιαφορίας χαράσσονται στο ίδιο διάγραμμα που έχουν χαραχτεί όλα τα δυνατά χαρτοφυλάκια. Στο Διάγραμμα 2, το άριστο χαρτοφυλάκιο είναι εκείνο το οποίο βρίσκεται στο "βορειοδυτικότερο" μέρος και τέμνει την καμπύλη αδιαφορίας που αυτό είναι το χαρτοφυλάκιο Γ και η καμπύλη αδιαφορίας I₂.



Διάγραμμα 2

Σύνολο δυνατών και αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων και καμπύλες αδιαφορίας ενός επενδυτή

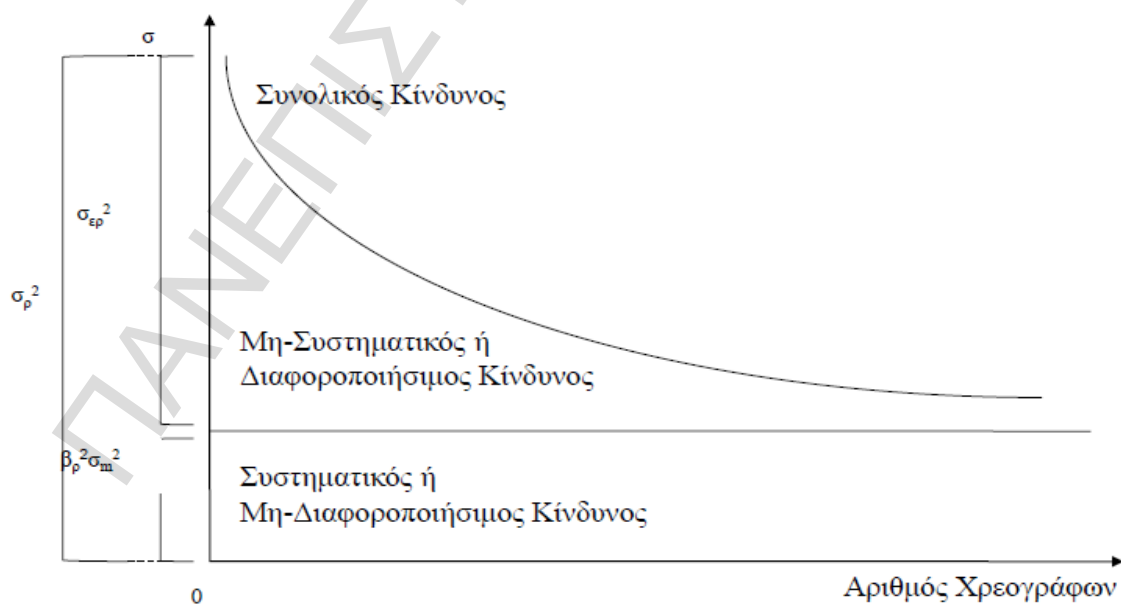
Οι καμπύλες αδιαφορίας, καθορίζουν τις προσωπικές προτιμήσεις ενός επενδυτή στο χώρο. Γενικά, οι επενδυτές που αποστρέφονται τον κίνδυνο (risk averse), θα επιλέξουν χαρτοφυλάκια πιο κοντά στο αριστερό μέρος του αποτελεσματικού συνόρου των χαρτοφυλακίων, όπου βρίσκονται χαρτοφυλάκια με μικρότερο κίνδυνο και κατ' επέκταση με μικρότερη απόδοση. Οι επενδυτές που επιθυμούν μεγαλύτερο κίνδυνο, θα επιλέξουν χαρτοφυλάκια που βρίσκονται κοντά στο δεξί άκρο του αποτελεσματικού συνόρου χαρτοφυλακίων.

Η επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου, εξαρτάται και από άλλους παράγοντες, όπως η εμπειρία, η ηλικία, το εισόδημα του επενδυτή κ.α. Για παράδειγμα, η διαφοροποίηση ενός χαρτοφυλακίου αυξάνεται με την ηλικία του επενδυτή, λόγω του γεγονότος ότι με την εμπειρία οι επενδυτές είναι σε θέση να αξιολογούν καλύτερα και πιο αποτελεσματικά την πληροφόρηση που τους παρέχει η αγορά.

Συστηματικός και μη συστηματικός κίνδυνος

Ο συνολικός κίνδυνος ενός χρεογράφου και κατά συνέπεια ενός χαρτοφυλακίου αποτελείται από δυο τμήματα, τον συστηματικό κίνδυνο και τον μη συστηματικό κίνδυνο. Ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να εξαλειφθεί ή τουλάχιστον το μεγαλύτερο μέρος αυτού να μειωθεί εάν έχουμε ένα χαρτοφυλάκιο με αρκετά χρεόγραφα. Ο συστηματικός κίνδυνος οφείλεται σε παράγοντες όπως η φορολογία, ο πληθωρισμός, οι διεθνείς οικονομικές και πολιτικές κρίσεις που επηρεάζουν όλες τις μετοχές. Ο κίνδυνος αυτός δεν μπορεί να εξαλειφθεί και αναφέρεται και σαν κίνδυνος της αγοράς. Όταν σχηματίζεται ένα χαρτοφυλάκιο καλά διαφοροποιημένο ο συστηματικός κίνδυνος μπορεί να μειωθεί.

Ο μη συστηματικός κίνδυνος οφείλεται σε παράγοντες που επηρεάζουν ειδικά μια εταιρεία και κατά επέκταση την μετοχή της, όπως το καλό μάρκετινγκ, η ανάληψη ενός μεγάλου έργου. Ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να εξαλειφθεί, για αυτό όταν μιλάμε για αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια, δεν ενδιαφερόμαστε για αυτόν. Αυτό συμβαίνει γιατί δυσάρεστα γεγονότα για μια εταιρία της οποίας οι μετοχές περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο, αντισταθμίζονται από ευχάριστα γεγονότα για μια άλλη εταιρεία.



Διάγραμμα 3

Συστηματικός και μη συστηματικός κίνδυνος

Ο συστηματικός κίνδυνος

Έννοια του β Από τη στιγμή, που οι επενδυτές μπορούν να εξαλείψουν τον μη συστηματικό κίνδυνο μίας επιχείρησης με διαφοροποίηση, δεν ανταμείβονται (με την έννοια της επιπλέον απόδοσης, για αυτόν). Δεδομένου, λοιπόν, ότι οι επενδυτές που κρατούν καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια είναι εκτεθειμένοι μόνο στο συστηματικό κίνδυνο, βάσει του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, ο κίνδυνος β , για τον οποίο ανταμείβονται με μεγαλύτερες αναμενόμενες αποδόσεις, είναι ο συστηματικός κίνδυνος. Το βήτα ενός χαρτοφυλακίου είναι, συνεπώς, ο σταθμικός μέσος όρος των βήτα όλων των μετοχών που το αποτελούν. Για τον λόγο αυτό, το βήτα είναι τόσο σημαντικό στη διαχείριση χαρτοφυλακίου: Σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο ο ειδικός κίνδυνος εξαλείφεται και το βήτα αποτελεί τη μόνη αναφορά για τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Ο κίνδυνος, συνεπώς, μίας μετοχής είναι συνάρτηση του συντελεστή β . Το βήτα του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι, προφανώς, ίσο με τη μονάδα, εφόσον η διακύμανση της απόδοσης του με τον εαυτό του είναι ίση με τη διακύμανση της απόδοσης του. Επίσης, το βήτα του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο είναι ίσο με μηδέν.

Ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου, υποθέτοντας ότι το μέγεθος του χαρτοφυλακίου είναι τέτοιο ώστε ο μη συστηματικός κίνδυνος να πλησιάζει το μηδέν, προσδιορίζεται:

$$\sigma_p = \sqrt{\beta_{pm}^2 \sigma_m^2 + \sigma_\epsilon^2} \quad (2.7)$$

όπου, σ_m^2 = η διακύμανση της απόδοσης της αγοράς, β_{pm} = το β του p σε σχέση με την αγορά και σ_ϵ^2 = η διακύμανση του σφάλματος του μονο-παραγοντικού υποδείγματος.

Επομένως, ο συστηματικός κίνδυνος που ονομάζεται και κίνδυνος της αγοράς και μετράται με τον συντελεστή βήτα δεν εξαλείφεται με την διαφοροποίηση

του χαρτοφυλακίου. Αντίθετα ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να εξαιρεθεί με την διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου.

Σχέση του β με το συνολικό κίνδυνο

Δεδομένου ότι το β αποτελεί μονάδα μέτρησης του κινδύνου ενός επενδυτικού στοιχείου, σύμφωνα με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, κρίνεται σκόπιμος ο προσδιορισμός της σχέσης του με το συνολικό κίνδυνο αυτού. Αποδεικνύεται, ότι η σχέση που συνδέει το β μιας μετοχής με το συνολικό του κίνδυνο σ_i^2 αυτού, είναι:

$$\sigma_i^2 = \beta_{im}^2 + \sigma_m^2 + \sigma_{ei}^2 \quad (2.8)$$

Ο συνολικός κίνδυνος της μετοχής i μετράται με τη διακύμανση της r_i , η οποία σύμφωνα με το μονο-παραγοντικό υπόδειγμα αποτελείται από δύο μέρη. Το πρώτο είναι το μέρος εκείνο που σχετίζεται με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, το οποίο αναφέρεται ως κίνδυνος της αγοράς του στοιχείου. Το δεύτερο μέρος δε σχετίζεται με τις κινήσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς και εξαρτάται από την εταιρεία που ανήκει η μετοχή.

Υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM)

Σε μια προσπάθεια να απλοποιήσουν το μοντέλο Markowitz και να το επεκτείνουν, οι **William Sharpe** (1964), **John Lintner** (1965) και **Jan Mossin** (1966), ανέπτυξαν το μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (**Capital Asset Pricing Model**). Αρχικά, η γραμμή της κεφαλαιαγοράς αναφέρει ότι η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου είναι γραμμική και θετική συνάρτηση της τυπικής απόκλισης του. Αντίθετα, η απόδοση ενός μεμονωμένου επενδυτικού στοιχείου (που ανήκει σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο) δίνεται από το **υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model)**.

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, στην έννοια του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου, σημαντικό ρόλο παίζει η συνδιακύμανση μεταξύ των στοιχείων που το απαρτίζουν. Η βασική ιδέα, επίσης, της διαφοροποίησης κατά Markowitz αφορά στην εύρεση στοιχείων με τη χαμηλότερη δυνατή συνδιακύμανση. Δεδομένου ότι όλοι οι άλλοι παράγοντες παραμένουν σταθεροί, θα υπάρχει υψηλή ζήτηση για επενδύσεις με χαμηλή συνδιακύμανση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Επενδυτικά στοιχεία που έχουν υψηλή συνδιακύμανση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, έχουν υψηλό συστηματικό κίνδυνο και η ζήτηση για αυτά θα είναι μικρή. Συνεπώς, οι τιμές των επενδυτικών στοιχείων με υψηλό συστηματικό κίνδυνο θα πέσουν και οι τιμές των στοιχείων με χαμηλό συστηματικό κίνδυνο θα ανέβουν. Επειδή οι εξισορροπητικές αποδόσεις κινούνται αντίθετα από τις τιμές των επενδυτικών στοιχείων, τα στοιχεία που έχουν υψηλή συνδιακύμανση με την αγορά θα έχουν σχετικά χαμηλές τιμές (σε σχέση με την απόδοσή τους και όχι σε χρηματική αξία) και υψηλές αναμενόμενες αποδόσεις. Αντίθετα, επενδυτικά στοιχεία με χαμηλές ή αρνητικές συνδιακυμάνσεις θα έχουν σχετικά υψηλές τιμές και συνεπώς, χαμηλές αναμενόμενες αποδόσεις σε κατάσταση ισορροπίας.

Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων βασίζεται στη λογική ότι η ελάχιστη απόδοση την οποία επιδιώκει ένας επενδυτής περιέχει δύο συστατικά στοιχεία, την σίγουρη απόδοση που περιέχει ένα χρεόγραφο ή επένδυση γενικότερα χωρίς κίνδυνο συν μία επιπλέον απόδοση (risk premium) για τον κίνδυνο τον οποίο αναλαμβάνει από την κατοχή του συγκεκριμένου χρεογράφου. Όπως προκύπτει και από την μαθηματική διατύπωση του μοντέλου, η οποία παρατίθεται ακολούθως, η προσδοκώμενη απόδοση μιας μετοχής πάνω από την απόδοση του αξιόγραφου χωρίς κίνδυνο (risk free rate) είναι γραμμικά συνδεδεμένη με τον μη-διαφοροποιήσιμο κίνδυνο (συστηματικό κίνδυνο), όπως αυτός μετράται από τον συντελεστή β της μετοχής και αποτελεί το μοναδικό είδος κινδύνου που επηρεάζει την απόδοση. Το παρακάτω μαθηματικό υπόδειγμα απεικονίζει την ανωτέρω διατύπωση:

$$E(R_{it}) = r_f + (E(R_{mt}) - r_f) \beta_{im} \quad (2.9)$$

R_{it} : η απόδοση του χρεογράφου i

r_f : η απόδοση του αξιόγραφου χωρίς κίνδυνο

β_{im} : ο συντελεστής β της μετοχής

$R_{mt} - r_f$: η υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς

Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων εφαρμόζεται στην ανάλυση χρεογράφων για την αξιολόγηση της σχέσης μεταξύ κινδύνου/απόδοσης των επενδύσεων. Οι βασικές προϋποθέσεις του μοντέλου είναι οι ακόλουθες :

Είναι χρήσιμο να αναφερθούν οι αξιώσεις πάνω στις οποίες βασίζεται το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Μια πρώτη υπόθεση είναι η απουσία συναλλακτικών κοστών. Δεν υπάρχει κόστος αγοράς ή πώλησης οποιαδήποτε κεφαλαίου. Εάν υπήρχαν συναλλακτικά κόστη, η απόδοση από οποιοδήποτε κεφάλαιο θα ήταν μια συνάρτηση του κατά πόσο ναι ή όχι (whether or not) ο επενδυτής κατείχε το κεφάλαιο πριν την περίοδο απόφασης. Επομένως η εισαγωγή των συναλλακτικών κοστών στο μοντέλο προσθέτει ένα μεγάλο βαθμό πολυπλοκότητας.

Μια δεύτερη υπόθεση πάνω στην οποία στηρίζεται το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων είναι και η παρακάτω: τα κεφάλαια είναι απείρως διαιρετά. Αυτό συνεπάγεται ότι οι επενδυτές μπορούν να πάρουν οποιαδήποτε θέση στην επένδυση, ανεξάρτητα του μεγέθους του πλούτου που κατέχουν.

Μια τρίτη υπόθεση είναι και η απουσία του προσωπικού εισοδηματικού φόρου. Με βάση αυτό το άτομο είναι αδιάφορο για την μορφή στην οποία η επένδυση εισπράττεται.

Μια άλλη αξίωση απαιτεί το άτομο να μην μπορεί να επηρεάσει την τιμή μιας μετοχής από την δραστηριότητα αγοράς και πώλησης.

Η πέμπτη υπόθεση υπαγορεύει ότι οι επενδυτές αναμένονται να πάρουν αποφάσεις ατομικά σε όρους αναμενόμενων αξιών και τυπικών αποκλίσεων των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων τους.

Μια άλλη υπόθεση επιτρέπει τις απεριόριστες βραχυχρόνιες πωλήσεις.

Η έβδομη αξίωση φέρεται στον απεριόριστο δανεισμό με ακίνδυνο επιτόκιο. Ο επενδυτής μπορεί να δανείσει ή να δανειστεί οποιοδήποτε ποσό κεφαλαίων που επιθυμεί σε ένα ποσοστό επιτοκίου ίσο με το αντίστοιχο των επενδύσεων χωρίς κίνδυνο (κρατικά ομόλογα).

Η όγδοη και η ένατη υπόθεση ασχολούνται με την ομοιογένεια των προσδοκιών. Όλοι οι επενδυτές θεωρούνται να έχουν τις ίδιες ατομικές προσδοκίες.

Η τελευταία υπόθεση επισημάνει ότι όλα τα αξιόγραφα μπορούν να πωληθούν ή να αγοραστούν.

Είναι βέβαιο ότι ο μελετητής των υποθέσεων που βρίσκονται πίσω από το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων μπορεί να χαρακτηρίσει αρκετές από αυτές μη ρεαλιστικές. Είναι φανερό ότι αρκετές υποθέσεις δεν ευσταθούν στον πραγματικό κόσμο. Όμως όσο ο αναγνώστης προχωράει την μελέτη του πάνω στο υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων θα διαπιστώσει ότι παρόλο την παρουσία αυστηρών υποθέσεων και την απλότητα του μοντέλου, το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων κάνει μια καλή δουλειά περιγράφοντας τιμές των κεφαλαιαγορών. Η αληθινή σημαντική ιδέα είναι ότι οι επενδυτές είναι ικανοποιημένοι επενδύοντας τα χρήματά τους σε ένα περιορισμένο αριθμό χαρτοφυλακίων (κρατικά ομόλογα και χαρτοφυλάκιο της αγοράς).

Κριτικές όσο αφορά το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων

Κάποιες από τις υποθέσεις που στηρίζουν το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων είναι μη ρεαλιστικές. Θεωρούνται από πολλούς ειδήμονες δύσκολες να εφαρμοστούν σε ένα αληθινό κόσμο. Με βάση αυτές τις αντιρρήσεις που υπάρχουν για τις υποθέσεις εμφανίστηκαν στον οικονομικό χώρο διάφορες κριτικές του υποδείγματος :

Η Κριτική του Roll (1977)

Πολλές συζητήσεις σχετικά με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων έχουν επικεντρωθεί στα προβλήματα του αποκλεισμού των περιουσιακών στοιχείων (assets) από τα τεστ που γίνονται για το μοντέλο. Ο Roll (1977) υποστήριξε ότι: «ένα σωστό και ξεκάθαρο τεστ του μοντέλου δεν

έχει εμφανιστεί- έως το 1977-». Η αιτία που ένα τέτοιο τεστ ήταν απίθανο να πραγματοποιηθεί ήταν γιατί έπρεπε να χρησιμοποιηθούν, στο τεστ, όλα τα περιουσιακά στοιχεία που υπάρχουν σε μία αγορά που είναι αδύνατο να βρεθούν. Επομένως, δεν μπορούμε να ελέγξουμε εμπειρικά το θεωρητικό υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Ο Roll ισχυρίζεται ότι τα συμπεράσματα σχετικά με την αξιοπιστία του μοντέλου είναι ευαίσθητα σε λανθασμένη προδιαγραφή του δείκτη του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Η Κριτική του Stambaugh (1982)

Η μελέτη αυτή κατασκεύασε ένα αριθμό από δείκτες αγοράς και βρήκε ότι παράγουν ταυτόσημα συμπεράσματα σχετικά με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Εκτός από τις κοινές μετοχές οι δείκτες συμπεριέλαβαν ομολογίες, οικιστική ακίνητη περιουσία και διαρκή καταναλωτικά αγαθά, τα οποία είναι όλα κύρια συστατικά του συνολικού πλούτου. Η βάση για τα τεστ του Stambaugh ήταν η γνωστή από το μοντέλο του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων και συστηματικού κινδύνου. Δηλαδή για κάθε περιουσιακό στοιχείο i ισχύει:

$$E(R_{it}) = \gamma_1 + \gamma_2 \beta_{im} \quad (2.10)$$

Ο Stambaugh πραγματοποίησε διάφορα τεστ πάνω στην συγκεκριμένη σχέση χρησιμοποιώντας εναλλακτικά σύνολα περιουσιακών στοιχείων. Τα αποτελέσματα αυτών των τεστ συχνά διέφεραν από τα αποτελέσματα τα οποία λαμβάνουν οι μελετητές από ένα ευρύ σύνολο περιουσιακών κεφαλαίων τα οποία συμπεριλαμβάνουν ομολογίες και προνομιούχες μετοχές. Συμπερασματικά, βρέθηκε ότι ένα τεστ στο υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων είναι περισσότερο ευαίσθητο στην επιλογή των περιουσιακών στοιχείων παρά στην σύνθεση του δείκτη της αγοράς.

Η Μελέτη του Levy (1978)

Η μελέτη του Levy το 1978 στο *American Economic Review* ήταν αρκετά ενδιαφέρουσα. Ο Levy πίστευε ότι δύο εκ των σχετιζόμενων ιδιοτήτων που συνεπάγονται από το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων αδυνατούν να επικρατήσουν στην αγορά. Οι ιδιότητες αυτές, σύμφωνα με τον Levy, αντικρούουν την «εμπειρία» της αγοράς όπως αυτή επαληθεύεται από όλη την εμπειρική έρευνα. Πρώτον, είναι αναγνωρισμένο ότι οι επενδυτές ακολουθούν διαφορετική, ο κάθε ένας, επενδυτική στρατηγική και δεν προσχωρούν αναγκαστικά στο ίδιο επικίνδυνο χαρτοφυλάκιο. Δεύτερον, ο απλός επενδυτής συνήθως δεν διακρατεί πολλά επικίνδυνα κεφαλαιουχικά στοιχεία στο χαρτοφυλάκιο του. Αυτό άλλωστε έχει εξαχθεί και από αρκετές μελέτες, οι οποίες δείχνουν ότι ένας απλός επενδυτής προτιμά να αποφύγει την επένδυση σε επικίνδυνα κεφάλαια και να διακρατήσει στο χαρτοφυλάκιο του μετοχές που αποδίδουν σίγουρα κάποια χρήματα (μέρισμα). Η απλή παρουσίαση του μονο-παραγοντικού υποδείγματος αξιολόγησης περιουσιακών στοιχείων έχουν ωθήσει δυο προσεγγίσεις να βελτιώσουν τις προδιαγραφές του. Η πρώτη προσέγγιση στόχευε στην επανεξέταση της θεωρητικής βάσης των μοντέλων, δίνοντας έμφαση και σε άλλους παράγοντες.

Στο υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων με πολλαπλούς συντελεστές (Intertemporal CAPM, Merton –1973). Είναι ένα υπόδειγμα που προσθέτει και άλλους παράγοντες εκτός από την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Η θεωρία αποτίμησης με εξισορροπητική αγοραπωλησία (Arbitrage Pricing Theory, APT, Ross-1976) είναι ένα υπόδειγμα που βασίζεται στον νόμο της μίας τιμής. Ο νόμος αυτός ορίζει ότι δύο αγαθά που είναι ταυτόσημα δεν μπορούν να πωληθούν σε διαφορετικές τιμές. Η APT υποθέτει ότι η απόδοση ενός αξιογράφου μπορεί να εκφραστεί ως μια γραμμική συνάρτηση ενός συνόλου k δεικτών ή παραγόντων:

$$E(R_i) = r_f + \beta_{i1} (E(R_{F1}) - r_f) + \beta_{i2} (E(R_{F2}) - r_f) + \dots + \beta_{ik} (E(R_{Fk}) - r_f)$$

(2.11)

όπου $R_{F1}, R_{Fk} =$ οι αποδόσεις των παραγόντων που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών.

Οι πιθανοί παράγοντες μπορεί να είναι : α) μεταβολές στον πληθωρισμό, β) μεταβολές στο επιτόκιο, γ) μεταβολές στην βιομηχανική παραγωγή.

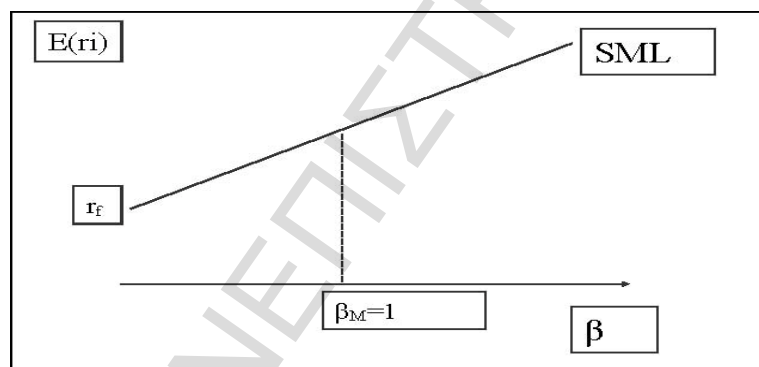
Υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων με κατανάλωση (Consumption CAPM)

Στο μοντέλο αυτό αντικαθιστούμε την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, με το ποσοστό αύξησης της κατά κεφαλήν συνολικής κατανάλωσης των επενδυτών. Η εμπειρική υποστήριξη για τα μοντέλα που βασίστηκαν στην κατανάλωση ήταν ασθενή. Αντίθετα τα μοντέλα γραμμικού συντελεστή και το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων με πολλαπλούς συντελεστές (APT, Intertemporal CAPM) έχουν αποδειχθεί περισσότερο υποσχόμενα.

Η δεύτερη προσέγγιση σκόπευε να δημιουργήσει εμπειρικά ωθούμενα μοντέλα τα οποία πρότειναν μερικούς παράγοντες που σχετίζονται με την επιχείρηση ως επεξηγήσεις των διαστρωματικών διαφορών των αναμενόμενων αποδόσεων. Κάποιοι από αυτούς τους μεταβλητές είναι οι εξής: α) Το μέγεθος των επιχειρήσεων (Size, Banz-1981-), β) Ο λόγος κέρδη προς τιμή (Earnings to price, Basu-1983-), γ) Μόχλευση (Leverage, Bhandari,-1988-), δ) Ο λόγος λογιστική προς αγοραία αξία ιδίων κεφαλαίων (Book to Market equity, Rosenberg, Reidand και Lanstein,-1985-Fama και French-1992), ε) Ο λόγος ταμειακές ροές προς τιμή (Cash Flow to price, Chan, Hamao και Lakonishok-1991), στ) Η ανάπτυξη των παρελθουσών πωλήσεων (Past sales growth, Lakonishok, Sheleifer και Vishny-1994). Μετά την παρουσίαση όλων αυτών των μοντέλων που είναι σε θέση να εκτιμήσουν την αναμενόμενη απόδοση των αξιογράφων ο ερευνητής οφείλει να ανακαλύψει ποιο είναι το καλύτερο μοντέλο. Στην πράξη αυτό το ερώτημα

διευθύνεται χρησιμοποιώντας μεθοδολογίες παλινδρόμησης όπως των διαστρωματικών παλινδρομήσεων (cross sectional regressions, CSR), την γενικευμένη μέθοδο των αποκλίσεων (generalized method of moments, GMM) και τις φαινομενικά ασυσχέτιστες παλινδρομήσεις (seemingly unrelated regressions, SUR). Η πιο ευρέως χρησιμοποιούμενη μέθοδος είναι η CSR (αναπτύχθηκε από τους Fama και MacBeth – 1973) στην οποία η αποδεκτή πρακτική είναι να ψάχνει κατά πόσο μια μεταβλητή (ή μεταβλητές) έχουν ερμηνευτική δύναμη πάνω στις διαστρωματικές αποδόσεις τις οποίες δεν μπορεί να ερμηνεύσει το β του υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Επομένως στην πρόσφατη συζήτηση σχετικά με την εγκυρότητα του υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, το κύριο σημείο στο θέμα αυτό είναι κατά πόσο ή όχι τα β της αγοράς και οι μεταβλητές της επιχείρησης είναι σημαντικά τιμολογημένα σε στατιστικούς όρους. Όμως, λίγη προσοχή έχει δοθεί στο κατά πόσο ή όχι αυτοί οι παράγοντες είναι οικονομικά σημαντικοί στην εξήγηση των διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών.

ΕΝΝΟΙΑ ΤΗΣ ΓΡΑΜΜΗΣ ΑΞΙΟΓΡΑΦΩΝ(SLM)

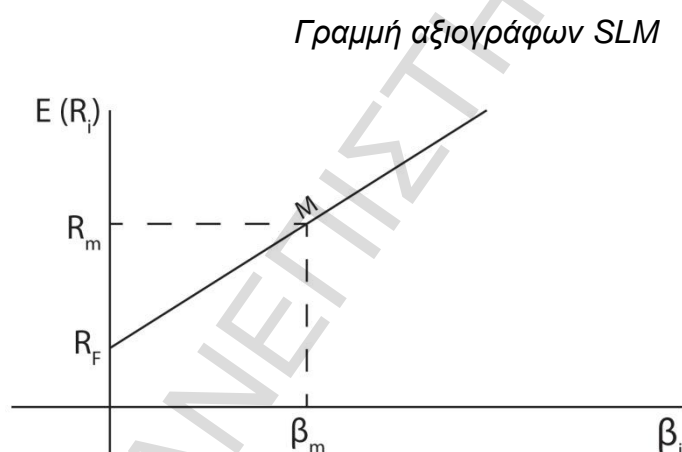


Υπό συνθήκες ισορροπίας της κεφαλαιαγοράς, η σχέση ανάμεσα στην απαιτούμενη απόδοση ενός στοιχείου και την τιμή του συστηματικού κινδύνου β , καθορίζεται από τη γραμμή αξιόγραφων. Από τη στιγμή, δηλαδή, που η απόδοση και ο συστηματικός κίνδυνος ενός επενδυτικού στοιχείου έχουν εκτιμηθεί, μπορούν να παρασταθούν γραφικά, αναφορικά με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Σε συνθήκες ισορροπίας, η αναμενόμενη απόδοση και ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου μπορούν να

παρασταθούν σαν ένα σημείο του υποδείγματος. Η γραμμή αξιόγραφων διαφέρει από τη γραμμή κεφαλαιαγοράς. Σε συνθήκες ισορροπίας, μόνο τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια, όπως έχει αναφερθεί, βρίσκονται πάνω στη γραμμή κεφαλαιαγοράς. Στη γραμμή αξιόγραφων βρίσκονται μεμονωμένα επενδυτικά στοιχεία, ανάλογα με την αναμενόμενη απόδοση και συστηματικό κίνδυνο αυτών. Η γραμμή αξιόγραφων βρίσκεται κάτω από τη γραμμή κεφαλαιαγοράς. Η γραμμή αξιόγραφων καθορίζει, συνεπώς, την απόδοση που πρέπει να αναμένει ένας επενδυτής, από κάθε μετοχή, με δεδομένο επίπεδο συστηματικού κινδύνου. Επί της γραμμής αξιόγραφων, βρίσκονται όλα τα στοιχεία, των οποίων οι τιμές είναι σε ισορροπία. Σε μία τέτοια περίπτωση, η αναμενόμενη απόδοση είναι ίση με την απαιτούμενη απόδοση. Η γραμμική σχέση της Γραμμής των αξιόγραφων (SLM) παρουσιάζεται ως εξής:

$$E(R_i) - R_F = E(R_m - R_F) \beta_i \quad (2.12)$$

όπου β_i να είναι το beta της μετοχής i .



Υπερτιμημένα και υποτιμημένα στοιχεία

Από τη στιγμή που καθορίστηκε η απόδοση που ένας επενδυτής θα ανάμενε από ένα στοιχείο με κίνδυνο, βάσει της γραμμής αξιόγραφων, η απόδοση αυτή μπορεί να συγκριθεί με την απαιτούμενη από το στοιχείο

απόδοση. Με τον τρόπο αυτό καθορίζεται το αν ο επενδυτής θα επενδύσει ή όχι στο στοιχείο. Στοιχεία που δε βρίσκονται πάνω στη γραμμή αξιόγραφων θεωρούνται ότι δε βρίσκονται σε κατάσταση ισορροπίας και παρέχουν ευκαιρίες για arbitrage χωρίς κίνδυνο, μέχρι να αποκατασταθεί η ισορροπία. Στοιχεία που βρίσκονται πάνω από τη γραμμή αξιόγραφων θεωρούνται υποτιμημένα, διότι η αναμενόμενη απόδοση είναι μεγαλύτερη από την απαιτούμενη. Αντίθετα, στοιχεία που βρίσκονται κάτω από τη γραμμή αξιόγραφων θεωρούνται υπερτιμημένα, επειδή η αναμενόμενη απόδοση είναι μικρότερη από την απαιτούμενη. Όμως, σε μία ανταγωνιστική χρηματοοικονομική αγορά, κανένα επενδυτικό στοιχείο δεν μπορεί να πωληθεί για μεγάλο διάστημα σε τέτοιες τιμές, ώστε η απόδοση να είναι διαφορετική από αυτή που ορίζεται από τη γραμμή αξιόγραφων. Σε περιπτώσεις, όπως την πρώτη, το επενδυτικό στοιχείο θα ήταν πολύ ελκυστικό σε σχέση με άλλα παρόμοιου κινδύνου και οι επενδυτές θα έσπευδαν να το αγοράσουν, με αποτέλεσμα η τιμή του να αυξάνεται μέχρι να εξισωθεί η αναμενόμενη με την απαιτούμενη απόδοση. Το αντίθετο θα συμβεί με το υπερτιμημένο στοιχείο.

Το υπόδειγμα αποτίμησης εξισορροποιητικής αγοραπωλησίας (APT)

Όπως το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM) έτσι και το υπόδειγμα αποτίμησης εξισορροποιητικής αγοραπωλησίας (APT), είναι ένα μοντέλο αποτίμησης χρεογράφων, όταν η αγορά βρίσκεται σε κατάσταση ισορροπίας. Ο Ross (1976) διατύπωσε πρώτος το μοντέλο αυτό. Στην αρχή ήταν μια θεωρία για να στηριχτούν επάνω της κάποια υποδείγματα. Η θεωρία αυτή κατά βάση στηρίζεται στην κερδοσκοπία. Το υπόδειγμα αποτίμησης εξισορροποιητικής αγοραπωλησίας βασίζεται στον Νόμο της Μοναδικής Τιμής, ο οποίος υποστηρίζει ότι σε ισορροπία : α. δυο αγαθά (πχ. μετοχές) τα οποία είναι ταυτόσημα δεν είναι δυνατό να πωλούνται σε διαφορετικές τιμές και β. ένα αγαθό δεν είναι δυνατό να πωλείται σε δυο διαφορετικές αγορές σε διαφορετικές τιμές. Ως υπόδειγμα, έχει αρκετές ομοιότητες με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM), αλλά και πολύ ουσιώδεις διαφορές. Η πρώτη και ίσως σημαντικότερη διαφορά είναι ότι δεν στηρίζεται σε ακραίες παραδοχές για τις προτιμήσεις των επενδυτών. Η μόνη του

προϋπόθεση είναι ότι οι επενδυτές προτιμούν υψηλότερα επίπεδα εισοδήματος.

Το υπόδειγμα αποτίμησης εξισορροποιητικής αγοραπωλησίας (APT), είναι ένα πολύ-παραγοντικό μοντέλο, διότι παραδέχεται ότι η απόδοση των μετοχών εξαρτάται από ορισμένους παράγοντες. Τέτοιοι παράγοντες μπορεί να είναι η μεταβολή στο Ακαθάριστο Εθνικό Εισόδημα (ΑΕΠ), οι μεταβολές στα επιτόκια, το επίπεδο του πληθωρισμού κτλ. Στα πολύ-παραγοντικά μοντέλα αντί να ονομάζεται κίνδυνος αγοράς, ονομάζεται πολύ-παραγοντικός κίνδυνος και αντί ειδικός κίνδυνος, μη συστηματικός κίνδυνος. Το υπόδειγμα αποτίμησης εξισορροποιητικής αγοραπωλησίας, μπορεί να εκφραστεί ως εξής :

$$E(R_i) = (r_f + (\lambda_1 - r_f) \beta_{i1} + (\lambda_2 - r_f) \beta_{i2} + \dots + (\lambda_n - r_f) \beta_{in}) \quad (2.13)$$

όπου,

$\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$, οι παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$, οι συντελεστές ευαισθησίας του περιουσιακού στοιχείου i σε σχέση με τους παράγοντες.

Αντίθετα από το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων η αρχική μορφή του υπόδειγματος αποτίμησης εξισορροποιητικής αγοραπωλησίας (APT), δεν αποκαλύπτει τις ταυτότητες των παραγόντων (ο αριθμός και η φύση) γιατί είναι πιθανό να αλλάξουν κατά την διάρκεια του χρόνου και μεταξύ των οικονομιών.

Το (1986) Ο Roll, ο Ross και ο Nai-Fu Chen προσδιόρισαν τους ακολούθους μακροοικονομικούς παράγοντες στην εξήγηση των αποδόσεων των χρεογράφων (security returns):

1. μη αναμενόμενη μεταβολή στον πληθωρισμό
2. μη αναμενόμενη μεταβολή στα επιτόκια
3. μη αναμενόμενη μεταβολή στο Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν
4. αιφνιδιαστικές μετατοπίσεις στην καμπύλη παραγωγής
5. απρόβλεπτη μεταβολή στην εμπιστοσύνη των επενδυτών λόγω των αλλαγών στο ασφάλιστρο προεπιλογής

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

Ανασκόπηση προηγούμενων μελετών

Εισαγωγή

Σύμφωνα με την θεωρία των αποτελεσματικών αγορών (the efficient market hypothesis- EMH), δεν είναι δυνατόν να προβλεφθούν οι τιμές και οι αποδόσεις των μετόχων, χρησιμοποιώντας ιστορικά δεδομένα. Οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων (assets) θα πρέπει να ίσες με τις πραγματικές αναμενόμενες αξίες τους, αντανακλώντας όλη την πληροφορία που είναι διαθέσιμη στους συμμετέχοντες στην αγορά (Fama, 1965, Fama et al, 1969). Ειδικότερα, από αυτό συνεπάγεται ότι οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν έναν τυχαίο περίπατο. Ωστόσο, αρκετές ανωμαλίες της αγοράς που έρχονται σε αντίθεση με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς έχουν αναφερθεί στη βιβλιογραφία όπως επί παραδείγματι, το φαινόμενο του Ιανουαρίου (the January effect), το φαινόμενο της Δευτέρας (the Monday effect), η επίδραση της αλλαγής του μήνα (the turn of the month effect,) και πολλά άλλα. Τέτοιες ανωμαλίες της αγοράς οφείλονται κυρίως σε συμπεριφορικά αίτια- behavioural causes (Schwert, 2003).

Η παρουσία των ανωμαλιών της αγοράς, φαίνεται να είναι πανταχού παρούσα στα Χρηματιστήρια ανά τον κόσμο, τόσο στις ανεπτυγμένες όσο και στις αναδυόμενες αγορές. Για παράδειγμα, το φαινόμενο του Ιανουαρίου, είναι το φαινόμενο όπου οι τιμές των μετοχών τείνουν να αυξάνονται τον μήνα Ιανουάριο, και πιο συγκεκριμένα μεταξύ της τελευταίας ημέρας διαπραγμάτευσης του Δεκεμβρίου και της πέμπτης ημέρας διαπραγμάτευσης του νέου έτους τον Ιανουάριο. Μία εξήγηση για αυτή την ανωμαλία είναι ότι οι επενδυτές, τείνουν να πωλούν τις μετοχές που έχουν χάσει κατά τη διάρκεια του έτους σε απόδοση για να εμφανίσουν απώλειες κεφαλαίου και κατ'επέκταση φορολογικές ελαφρύνσεις (tax loss-selling). Με τα κέρδη που επωμίζονται ακολουθώντας αυτή τη διαδικασία, τον επόμενο μήνα επανα-επενδύουν τα χρήματά τους στις ίδιες ή και σε άλλες αγορές. Οι προαναφερθείσες μετοχές πωλούνται συνήθως σε μια τιμή χαμηλότερη από

την αγοραία αξία τους (market value) και εν συνεχεία αγοράζονται από κερδοσκόπους δημιουργώντας αγοραστικές πιέσεις (Rozeff and Kinney, 1976, Kiem, 1983). Για την ακρίβεια, έχει αναφερθεί ότι όταν ο S&P500 έχει καθαρά θετικά κέρδη τις πέντε πρώτες μέρες διαπραγμάτευσης του έτους, υπάρχουν πιθανότητες της τάξεως του 86% ότι η χρηματιστηριακή αγορά θα ανέβει για το έτος, ενώ αντιθέτως εάν τις πέντε πρώτες ημέρες του Ιανουαρίου προκύψει καθαρή ζημία, δεν υπάρχει στατιστικό σφάλμα της αγοράς ανόδου ή καθόδου.

Κάνοντας μία σύντομη ιστορική αναφορά, πολλές είναι οι μελέτες που έχουν εξετάσει εκτενώς την εποχικότητα στις Χρηματιστηριακές αγορές, αποδυναμώνοντας την ισχύ των αποτελεσματικών αγορών. Σύμφωνα με τον Lian & Chen(2004), αναρίθμητες είναι οι μελέτες που έχουν προσπαθήσει να εξετάσουν τις εποχικές ανωμαλίες, τόσο στις ανεπτυγμένες χώρες όπως την Αμερική, το Ηνωμένο Βασίλειο και την Ιαπωνία, όσο και στις λιγότερο αναπτυγμένες όπως η Ταϊλάνδη, η Ταϊβάν, η Σιγκαπούρη, οι Φιλιππίνες, η Μαλαισία και η Κορέα. Η μελέτη του Wachtel (1942), υπήρξε η πρώτη στην οποία έγινε αναφορά για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Σύμφωνα με τον Taler (1987), το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, είναι πρωτίστως χαρακτηριστικό των μικρών επιχειρήσεων. Οι Mills & Coutts (1995), αναφέρουν ότι το επικρατέστερο εποχικό φαινόμενο φαίνεται να είναι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, κατά το οποίο οι αποδόσεις του μηνός Ιανουαρίου είναι μεγαλύτερες από οποιονδήποτε άλλο μήνα του έτους. Η επίδραση των μηνών του χρόνου στις αποδόσεις, και κατ' επέκταση το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, τείνουν να εξηγούνται από το μέγεθος των επιχειρήσεων, στην υπόθεση της φορολογική ελάφρυνσης στο τέλος του έτους καθώς και στην αθέμιτη χρήση ενδοεταιρικών πληροφοριών.

Ανά τον κόσμο μελέτες, κάποιες από αυτές δεν βρίσκουν υψηλότερες αποδόσεις τον μήνα Ιανουάριο απορρίπτοντας έτσι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, και κάποιες παρουσιάζουν στα αποτελέσματα των ερευνών τους ότι η επίδραση του Ιανουαρίου επιμένει στις υπό εξεταζόμενες αγορές. Οι Cheung & Coutts (1999), προσπάθησαν να εξετάσουν το Φαινόμενο στον Hang Seng δείκτη του Hong Kong, καταλήγοντας απρόσμενα πως δεν υπάρχει η επίδραση των μηνών. Τα εμπειρικά αποτελέσματα των Coutts and Sheikh (2000) έρχονται σε πλήρη αρμονία με αυτά των Cheung & Coutts

(1999), για το Χρηματιστήριο του Γιοχάνεσμπουργκ (δείκτης All Gold). Ο Maghayereh (2003) χρησιμοποιώντας τις μεθοδολογίες GARCH, EGARCH, GJR για το Χρηματιστήριο του Αμάν, δεν βρήκε καμία μηνιαία επίδραση στις αποδόσεις.

Οι Rozeff & Kinney (1976), με εξαίρεση της περιόδου 1929-1940, βρήκαν στατιστικά σημαντικές υψηλότερες αποδόσεις στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης τον μήνα Ιανουάριο. Οι Haugen and Jorion (1996), εξετάζοντας τις μηνιαίες αποδόσεις για την περίοδο 1926-1993 για το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης, βρήκαν ύπαρξη της εποχικότητας των μηνών. Ομοίως, ο Choudhary (2001), χρησιμοποιώντας μη γραμμικό GARCH-t μοντέλο στη Γερμανία, Ηνωμένο Βασίλειο και στη Χρηματιστηριακή αγορά των Ηνωμένων Πολιτειών, την προπολεμική περίοδο, βρήκε monthly seasonality καθώς και January effect στις Ηνωμένες Πολιτείες και Ηνωμένο Βασίλειο, και όσο αφορά τη Γερμανία, παρότι δεν εντοπίστηκε το January effect, διαπιστώθηκε το monthly effect.

Οι Haug and Hirschey (2006), βρήκαν έντονη και επίμονη εμφάνιση του Φαινομένου του Ιανουαρίου, στις αποδόσεις του Χρηματιστηρίου των Ηνωμένων Πολιτειών σε ποικίλες περιόδους (1802-2004 και 1927-2004).

Παρακάτω, παρατίθενται αναλυτικά προγενέστερες μελέτες, που καλύπτουν τις περιόδους από το 1942 έως και το 2012, εξετάζοντας αντίστοιχα τη ύπαρξη ή μη της επίδρασης των μηνών στις αποδόσεις των μετοχών ανά τον κόσμο.

Η μελέτη του Watchel (1942)

Ο **Watchel (1942)**, ήταν ο πρώτος οικονομολόγος που εξέτασε και κατέγραψε την ύπαρξη εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών. Η βιβλιογραφία σχετικά με την εποχικότητα των αποδόσεων των μετοχών τη δεκαετία πριν την εμφάνισή του υπήρξε πολύ περιορισμένη. Χαρακτηριστικά, το άρθρο του ξεκινάει με μία παραπομπή σε προγενέστερη μελέτη: «Το 1919,

η Επιτροπή του Harvard αναφέρει ότι σε μία συνοπτική μελέτη στις τιμές των μετοχών από τον Ιανουάριο του 1897 μέχρι τον Ιανουάριο του 1914 δεν εμφανίζονται καθόλου τάσεις εποχικότητας». Συνεπώς, τα ευρήματα του Watchel υπήρξαν πρωτοποριακά για την εποχή του. Εξετάζοντας δεδομένα του Dow Jones για την περίοδο 1927 έως 1942, παρατήρησε συχνά φαινόμενα τάσεως ανόδου των τιμών των μετοχών στα 11 από τα 15 χρόνια της έρευνάς του.

Πιο συγκεκριμένα, τα αποτελέσματα της μελέτης του εμφάνισαν μία άνοδο των μετοχών σε ποσοστό από 5 έως 10 τοις εκατό, και δεν εμφανίστηκε πτώση των αποδόσεων κάτω της κλίμακας του 4 τοις εκατό σε κανένα από τα αναφερόμενα έτη. Συνδυάζοντας δεκατρείς ξεχωριστούς δείκτες από διαφορετικά groups των είκοσι υψηλότερων αποδόσεων κοινών μετοχών από τον βιομηχανικό κλάδο, η μέθοδος του ήταν να αθροίσει τις τιμές των δεκατριών προαναφερθέντων δεικτών σε ημερομηνίες αναγόμενες σε ίση απόσταση από τις βάσεις του Δεκεμβρίου, και να διαιρέσει το σύνολο με το δεκατρία. Εν συνεχεία, χρησιμοποιώντας τα παραπάνω δεδομένα του σε ένα δεύτερο διάγραμμα, απεικόνισε τις διαμέσους των τιμών και εφάρμοσε την ίδια διαδικασία τόσο για τις υψηλές αποδόσεις των κοινών μετοχών, όσο και για και για τις μετοχές του Dow Jones , και παρουσίασε συνοπτικά αυτές τις καμπύλες οι οποίες αποτελούν μία ακολουθία των μέσων του αρχικού διαγράμματος. Σαφέστατα, τα δύο διαγράμματα δείχνουν ότι η τάση ανόδου των αποδόσεων των μετοχών των υψηλών αποδόσεων στα τέλη Δεκεμβρίου, ήταν αισθητά μεγαλύτερη από αυτή των μετοχών του Dow Jones με χαμηλότερες αποδόσεις. Η ανάλυση των είκοσι υψηλών αποδόσεων μετοχών την περίοδο από τέλη Δεκεμβρίου έως το τρίτο Σάββατο του Ιανουαρίου, έδειξε ότι για 72% των αποδόσεων των μετοχών επήλθε άνοδος και σε ποσοστό 20% αντίστοιχα πτώση. Σταθερή πορεία ακολούθησε το υπόλοιπο 8% εκ των αποδόσεων των μετοχών. Η περίπτωση των υψηλών αποδόσεων εμφανίζεται και την περίοδο από τα μέσα Ιουνίου έως τα μέσα Αυγούστου, υποδηλώνοντας και πάλι την εμφάνιση της εποχικότητας(παρατηρήθηκε τα δώδεκα από τα δεκατρία χρόνια μελέτης), όπου σύμφωνα με τον Watchel ένας επενδυτής βασιζόμενος στην εποχικότητα των αποδόσεων των μετοχών, έχει μια εξαιρετικά υψηλή πιθανότητα επιτυχίας.

Η μελέτη των Tinic and West (1984)

Οι Tinic και West (1984), βασίζοντας τα αποτελέσματά τους στα αποτελέσματα της μελέτης των Rozeff και Kinney (1976) για το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης, στο άρθρο τους εξέτασαν την εποχικότητα στη σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου για το χρονικό διάστημα από τον Ιανουάριο 1935 μέχρι τον Σεπτέμβριο 1951, χωρίζοντας τα δεδομένα σε δύο υποπεριόδους, από τον Ιανουάριο 1935 έως το Σεπτέμβριο 1951 (1^η υπό περίοδος) και από τον Οκτώβριο 1951 μέχρι τον Ιούνιο 1968 (2^η υπό περίοδος), εφαρμόζοντας την ακόλουθη παλινδρόμηση:

$$r_{jT} = \beta_1 + \sum_{i=2}^{12} \beta_i D_i + e_{jT} \quad (3.1)$$

όπου r_{jT} = η μηνιαία απόδοση, $D_2 \dots D_{12}$ είναι οι ψευδομεταβλητές που αντιστοιχούν στους μήνες από Φεβρουάριο μέχρι Δεκέμβριο και παίρνουν τη τιμή 1 αν συμπίπτουν με τον υπό εξεταζόμενο μήνα, διαφορετικά παίρνουν την τιμή 0, β_1 είναι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου, οι συντελεστές παλινδρόμησης $\beta_2 \dots \beta_{12}$ είναι η διαφορά μεταξύ της μέσης απόδοσης του Ιανουαρίου με τη μέση απόδοση του αντίστοιχου μήνα που αντιπροσωπεύουν και τέλος e_{jT} είναι ο διαταρακτικός όρος της εξίσωσης παλινδρόμησης.

Οι Tinic και West κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η θετική σχέση κινδύνου και απόδοσης που παρατηρείται τον Ιανουάριο, αποτελεί μία ακόμα εξήγηση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Μάλιστα ανέφεραν ότι στις Η.Π.Α. το ασφάλιστρο κινδύνου είναι θετικό κατά τον Ιανουάριο και όχι σημαντικά διαφορετικό από το μηδέν για τους υπόλοιπους μήνες.

Η μελέτη του Ariel (1987)

Ο Ariel (1987), ήταν ο πρώτος που επεσήμανε ότι οι αποδόσεις των μηνών το πρώτο δεκαπενθήμερο του μήνα είναι σημαντικά υψηλότερες από το δεύτερο δεκαπενθήμερο του μήνα. Στη μελέτη του, χρησιμοποίησε αποδόσεις των δεικτών (value-weighted και equally-weighted) από μετοχές του Κέντρου Έρευνών των Τιμών των Μετοχών (CSRP) των Η.Π.Α. Η περίοδος που μελέτησε διήρκησε από την 1^η Ιανουαρίου του 1963 έως τις 12 Ιανουαρίου το 1981. Ακολούθησε την εξής μεθοδολογία: υπολογίστηκαν οι αριθμητικοί μέσοι των αποδόσεων των εννέα trading ημερών πριν και μετά την αρχή του μήνα και εντοπίστηκαν θετικές αποδόσεις που ξεκινούσαν την τελευταία μέρα του προηγούμενου μήνα και συνεχίζονταν κατά το πρώτο μισό του νέου μήνα, ακολουθούμενες από αρνητικές τιμές, από τα μέσα του μήνα και έπειτα. Στη συνέχεια, υπολογίστηκαν οι μέσοι των ημερήσιων αποδόσεων για κάθε μισό του μήνα. Στα αποτελέσματα διαπιστώθηκε ότι για όλο το υπό εξέταση χρονικό διάστημα, τα t-statistics και των δύο δεικτών βρέθηκαν στατιστικά σημαντικά, επομένως ο μέσος των αποδόσεων του πρώτου δεκαπενθήμερου είναι σημαντικά μεγαλύτερος από αυτόν του δεύτερου δεκαπενθήμερου. Ο Ariel , υποστηρίζει ότι το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα μπορεί είτε να είναι τυχαίο γεγονός, είτε να σχετίζεται στο dividend effect, στα pre-test bias, στα biased data, καθώς επίσης και στην αντιστοιχία μεταξύ ημερολογιακού και συναλλακτικού χρόνου, χωρίς όμως οι εξηγήσεις αυτές να καθίστανται επαρκείς.

Άλλες εξηγήσεις που έχουν δοθεί, είναι ότι μπορεί να σχετίζεται με το φαινόμενο του Ιανουαρίου, αλλά και με τις υψηλές αποδόσεις που παρουσιάζουν οι μετοχές των μικρών εταιριών.

Η Μελέτη των Cadsby & Ratner (1992)

Οι Cadsby & Ratner (1992), εξέτασαν έντεκα δείκτες από δέκα χώρες σε σύνολο το χρονικό διάστημα 1962-1988, χρησιμοποιώντας ως δεδομένα τις ημερήσιες ιστορικές τιμές κλεισίματος των δεικτών των μετοχών. Κάθε ένας από τους δείκτες αυτούς, υπολογίζεται με βάση τις τιμές των μετοχών που απαρτίζεται, εκφρασμένες στο τοπικό νόμισμα. Οι δείκτες και οι χρονικές περιόδους που χρησιμοποιήθηκαν στην αναφερομένη μελέτη έχουν ως εξής: Ο CRSP equally weighted & value weighted δείκτης για τις ΗΠΑ τη χρονική περίοδο 1962-1987, ο δείκτης equally weighted του Χρηματιστηρίου του Τορόντο για το διάστημα 1975-1987, ο δείκτης Nikkei της Ιαπωνίας για τη χρονική περίοδο 1979-1988, ο δείκτης Hang-Seng για το Χονκ-Κονγκ από το 1980 έως το 1989, για τη χρονική περίοδο από το 1983 μέχρι το 1988, ο δείκτης Financial Times 500 για το Ηνωμένο Βασίλειο, ο δείκτης All Ordinaries για την Αυστραλία, ο δείκτης Banca Commerciale για την Ιταλία, ο δείκτης Swiss Bank Corporation Industrials Indexg για την Ελβετία, ο δείκτης Commerz Bank για τη Δ.Γερμανία, ο γενικός δείκτης Compagnie des Agents de Change για τη Γαλλία. Εν συνεχεία, υπολογίστηκαν και συγκρίθηκαν για κάθε ένα δείκτη ξεχωριστά οι αριθμητικοί μέσοι των αποδόσεων (Ariel, 1987,1990). Έγινε κατανομή των αποδόσεων αυτών σε ημέρες της αλλαγής του μήνα (turn of month days-TOM), η τελευταία μέρα του προηγούμενου μήνα και οι τρεις πρώτες του επόμενου, και στις υπολειπόμενες μέρες (NTOM). Η υπόθεση H_0 που εξετάστηκε είναι η εξής: η διαφορά μεταξύ των ως άνω αποδόσεων ισούται με μηδέν. Επίσης εξετάστηκε για κάθε δείκτη η παρακάτω παλινδρόμηση:

$$R_t = \theta_1 + \theta_2 D_{TOM} + e_t \quad (3.2)$$

όπου, $t = 1, \dots, T$, R_t = η απόδοση του δείκτη για την περίοδο διακράτησης των αποδόσεων για την t ημέρα, D_{TOM} = η ψευδομεταβλητή που ισούται με 1 για τις μέρες TOM (turn of month days) και μηδέν διαφορετικά, e_t = τυχαίο σφάλμα με μία μέση τιμή μηδέν.

Τα αποτελέσματα που παράχθηκαν από τον παραπάνω έλεγχο, έδειξαν ότι η εξεταζόμενη διαφορά είναι στατιστικά σημαντικά θετική (με επίπεδο σημαντικότητας 1%) για τη Δ.Γερμανία, τις ΗΠΑ, τον Καναδά και την Ελβετία, και για το Ηνωμένο Βασίλειο και την Αυστραλία, βρέθηκε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Στην έρευνα αναφέρεται ότι για τις υπόλοιπες χώρες, Ιαπωνία, Χονγκ-Κονγκ, Ιταλία και Γαλλία δεν μπορεί να απορριφθεί η ανωτέρω υπόθεση, καθώς είτε δεν υπάρχει το φαινόμενο του *turn of the month effect*, είτε το φαινόμενο λαμβάνει χώρα με διαφορετική ακολουθία των ημερών.

Συμπερασματικά, ναι μεν το υπό εξέταση φαινόμενο λαμβάνει χώρα και εκτός των Ηνωμένων Πολιτειών, πάραυτα η μη καθολικότητα των αποτελεσμάτων αυτών, υποδηλώνει ότι υπάρχει έντονη σύνδεση των αποτελεσμάτων με τους τοπικούς θεσμούς της κάθε χώρας. Ο Ogden (1990), υποθέτει ότι το *turn of the month effect* στις ΗΠΑ, απορρέει από το γεγονός ότι οι αποπληρωμές των κεφαλαίων και τα μερίσματα, λαμβάνουν χώρα στην αλλαγή του μήνα. Ίσως, ένα παρόμοιο σενάριο πληρωμών να συμβαίνει και σε άλλες χώρες που παρουσιάζουν *turn of the month effect*, αλλά όχι σε εκείνες τις χώρες που αποτυγχάνουν να τις εκθέσουν.

Η μελέτη του Boudreaux (1995)

Η μελέτη του Boudreaux (1995), κάλυψε την περίοδο από τον Μάρτιο 1978 έως τον Δεκέμβριο του 1992, στηριζόμενος και επεκτείνοντας τη μελέτη των Jaffe & Westerfield (1989), χρησιμοποιώντας τους δείκτες της Morgan Stanley Capital International Perspective (CIP).

Οι δείκτες CIP είναι σταθμισμένοι μέσω των όρων αποδόσεων δείκτες, χωρίς μερίσματα. Οι εξεταζόμενες χώρες ήταν επτά : Ισπανία, Ελβετία, Νορβηγία, Δανία, Γαλλία, Γερμανία, Σιγκαπούρη/Μαλαισία.

Ο Denis O. Boudreaux, στην ανάλυσή του κάνει την υπόθεση ότι οι αποδόσεις ή οι τιμές των μετοχών ακολουθούν έναν γεωμετρικό τυχαίο περίπατο:

$$\text{Return}_t = \ln (\text{index}_t / \text{Index}_{t-1}) = a + u_t \quad (3.3)$$

όπου, Return_t είναι ο ρυθμός μεταβολής του δείκτη τη χρονική στιγμή t , Index_t είναι η τιμή του δείκτη της αγοράς τη χρονική στιγμή t , a είναι η σταθερά, Index_{t-1} είναι η τιμή του δείκτη της αγοράς τη χρονική στιγμή $t-1$ και u_t : η τυχαία μεταβλητή με μέσο μηδέν, με μέσο ετήσιο ρυθμό μεταβολής του δείκτη τιμών να είναι ίσος για κάθε μήνα.

Οι αποδόσεις υπολογίζονται ως ποσοστιαίες μεταβολές των τιμών του δείκτη. Δεδομένου ότι το P_{it} , υποδηλώνει την τιμή της μετοχής i του δείκτη που εξετάζεται κάθε φορά τη χρονική στιγμή t , έχουμε:

$$R_{it} = (P_{it}) - (P_{it-1}) (1/P_{it-1}) \quad (3.4)$$

όπου, P_{it} : η τιμή της μετοχής i του εξεταζόμενου δείκτη τη χρονική στιγμή t , t : δύο τιμές t_1 και t_2 που αντιπροσωπεύουν την τιμή του δείκτη μετά τις τέσσερις πρώτες μέρες διαπραγμάτευσης και την τιμή του δείκτη τη δεύτερη πριν την τελευταία ημέρα διαπραγμάτευσης του μήνα αντίστοιχα.

Ακολουθώντας τους Jaffe & Westerfield (1989), χρησιμοποίησε ένα αντίστοιχο μοντέλο παλινδρόμησης με σκοπό του να ελέγξει την επίδραση του μήνα του έτους:

$$R_t - YR_{t-1} = \alpha (1-p) + B (D_t - YD_{t-1}) + e_t \quad (3.5)$$

όπου, R_t η απόδοση του δείκτη των μετοχών, D_t η ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 για τη χρονική στιγμή t_1 και την τιμή 0 για τη χρονική στιγμή t_2 .

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι ο μέσος όρος αποδόσεων, ήταν μεγαλύτερος την χρονική στιγμή t_1 συγκριτικά με την χρονική στιγμή t_2 για

όλες τις χώρες πλην της Σιγκαπούρης/Μαλαισίας με την υπόθεση αν οι αποδόσεις των πέντε πρώτων ημερών που αντιπροσωπεύουν την αρχή του μήνα είναι ίσες με τις αποδόσεις των υπολοίπων ημερών του μήνα:

$$H_0: t_1 = t_2 \quad \text{και} \quad H_1: t_1 \neq t_2$$

Οι θετικές μηνιαίες αποδόσεις βρέθηκαν με επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% για την Δανία, Γερμανία, Νορβηγία ενώ αντιθέτως αρνητική επίδραση βρέθηκε με επίπεδο σημαντικότητας 1% για τη Σιγκαπούρη/Μαλαισία. Πιθανές εξηγήσεις για το monthly effect φαίνεται να είναι η επίδραση του μερίσματος, ακόμα και οικονομικές και πολιτικές ανακοινώσεις.

Συνοψίζοντας τη μελέτη του Boudreaux (1995), η επίδραση του end of the month εμφανίστηκε στις αγορές της Γερμανίας, Δανίας, Νορβηγία. και με αρνητική στατιστική σημαντικότητα για τη Σιγκαπούρη/Μαλαισία, και η επίδραση του Ιανουαρίου παρότι σημαντική, δεν στάθηκε ικανή για να εξηγήσει την παρουσία των επιδράσεων των μηνών στις αποδόσεις των μετοχών.

Η μελέτη των Mookerjee & Yu (1998)

Η εποχικότητα στις αποδόσεις των μετοχών έχει τεκμηριωθεί σε ένα ευρύ φάσμα των χρηματιστηριακών αγορών ανά τον κόσμο. Ωστόσο, υπάρχουν αντίστοιχες μελέτες που έχουν γίνει για τις αναδυόμενες χρηματιστηριακές αγορές στην Κίνα, στη Σαγκάη και την Σενζέν, για να διαπιστωθεί εάν υπάρχουν ενδείξεις εποχικότητας που αφορούν την ημέρα της εβδομάδας, την αλλαγή του μήνα και την τριμηνιαία επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών. Και στα δύο χρηματιστήρια των χωρών αυτών, από την ίδρυσή τους, είναι αξιοσημείωτη η αύξηση του κύκλου των εργασιών των συναλλαγών, καθώς και των εισηγμένων εταιριών. Δεν αποτελεί έκπληξη το γεγονός, ότι έχουν προσελκύσει σημαντικό αριθμό ξένων επενδυτών, τόσο σε

σχέση με τον αριθμό των μετοχών καθώς και με την ποσότητά των μετοχών που συναλλάσσονται και αποκτώνται.

Δεδομένης της συνεχούς αύξησης των Χρηματιστηρίων της Κίνας, και των προοπτικών ανάπτυξης μελλοντικά που υπόσχονται, πολύ λίγη έρευνα έχει γίνει σχετικά. Αυτό το κενό προσπαθεί να καλύψει η παρούσα έρευνα των Mookerjee & Yu, που επιτρέπει τον περαιτέρω έλεγχο υποθέσεων για τις εποχικές τάσεις, ξεφεύγοντας από τα όρια των ΗΠΑ και επιβεβαιώνοντας ανεξάρτητα συμπεράσματα προγενέστερων μελετών, που αντιμετώπιζαν προβλήματα data mining από ένα ενιαίο σύνολο δεδομένων. Επιπρόσθετα, μία τέτοια μελέτη, επιτρέπει την εξαίρεση των διεθνών επιπτώσεων που θα μπορούσε να είναι υπεύθυνη για τις παρατηρούμενες εποχικές τάσεις σε άλλα Χρηματιστήρια, λόγω του γεγονότος ότι η Κίνα είναι κατά κάποιον τρόπο απομονωμένη από τις υπόλοιπες αγορές, κυριαρχούμενη από εγχώριους παράγοντες ως επί το πλείστον.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για την ανίχνευση παρουσίας εποχικών διακυμάνσεων, είναι οι ημερήσιες τιμές των δεικτών που δημοσιεύτηκαν από τα Χρηματιστήρια Αξιών της Σαγκάη και Σενζέν, για τις περιόδους 19 Δεκεμβρίου 1990 έως 11 Απριλίου 1994 και από 3 Απριλίου 1991 έως 11 Απριλίου 1994 αντίστοιχα. Πιο συγκεκριμένα, μελετήθηκαν 833 ημερήσιες τιμές κλεισίματος για το Χρηματιστήριο της Σαγκάη και 904 ημερήσιες παρατηρήσεις για το Χρηματιστήριο της Σενζέν.

Έχοντας ορίσει το turn of the month να περιλαμβάνει την τελευταία μέρα του προηγούμενου μήνα και τις τρεις πρώτες μέρες του τρέχοντος μήνα, στην ανάλυση αυτή δεν περιλαμβάνεται το τέλος Δεκεμβρίου και η πρώιμη περίοδος του Ιανουαρίου. Παράλληλα, για την ανίχνευση του monthly effect, λαμβάνονται υπόψη στη μελέτη οι εννέα πρώτες και οι εννέα τελευταίες μέρες του κάθε μήνα.

Όσο αφορά τις αποδόσεις του turn of the month effect που ορίστηκαν παραπάνω, αν και θετικές, παρουσιάζονται σημαντικά χαμηλότερες από τις υπόλοιπες ημέρες του μήνα του Χρηματιστηρίου της Σαγκάη. Αντιθέτως, όσο αφορά τα ευρήματα για το Χρηματιστήριο της Σενζέν, οι αποδόσεις των ημερών του turn of the month effect, εμφανίζονται θετικές και σημαντικά υψηλότερες από τις υπόλοιπες ημέρες του μήνα στο υπό εξέταση χρονικό διάστημα.

Έχοντας υπολογίσει τις μέσες τιμές των αποδόσεων και τις αντίστοιχες τυπικές αποκλίσεις, σε κάθε περίπτωση παρατηρείται ότι οι επενδυτές ανταμείβονται με υψηλότερες αποδόσεις για την ανάληψη υψηλότερου κινδύνου.

Η μηδενική υπόθεση H_0 ότι η διαφορά των αποδόσεων των ημερών της αλλαγής του μήνα και των υπολοίπων ημερών είναι μηδέν, ελέγχεται από την παρακάτω παλινδρόμηση:

$$R_t = a_0 + a_1 D_{ME} + e_t \quad (3.6)$$

όπου, R_t = η απόδοση του δείκτη για την περίοδο διακράτησης των αποδόσεων για την t ημέρα, D_{ME} = η ψευδομεταβλητή, που ισούται με 1 για τις μέρες turn of the month και μηδέν διαφορετικά, e_t = τυχαίο σφάλμα με μία μέση τιμή μηδέν.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι ο συντελεστής a_1 δεν είναι σημαντικά διάφορος του μηδέν και για τα δύο Χρηματιστήρια.

Όσο αφορά τη Σενζέν, απορρίπτει την μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, αφού παρατηρείται ότι η διαφορά στις αποδόσεις για τις πρώτες και τις τελευταίες εννέα ημέρες του μήνα σε σύγκριση με τις υπολειπόμενες, είναι στατιστικά διαφορετική από το μηδέν. Ενδιαφέρον παρουσιάζει το συμπέρασμα που προκύπτει από τη μελέτη των εποχικών επιδράσεων του μήνα στα Χρηματιστήρια της Κίνας. Οι ημερήσιες αποδόσεις του turn of the month και του monthly effect είναι μικρότερες από τις εναπομείναντες. Το αποτέλεσμα αυτό, έρχεται σε αντίθεση με την πλειοψηφία των μέχρι πρότινος ευρημάτων για άλλες χρηματιστηριακές αγορές ανά τον κόσμο. Στο βαθμό που στα Χρηματιστήρια της Κίνας παρατηρείται μία απομόνωση από τα υπόλοιπα Χρηματιστήρια παγκοσμίως, γεγονός που υπογραμμίζει τον ρόλο των διεθνών παραγόντων στην παρουσία εποχιακών φαινομένων στα άλλα Χρηματιστήρια. Είναι επίσης προφανές ότι διαπιστώσεις που αφορούν εποχικές ανωμαλίες στο Χρηματιστήριο της Σαγκάη, διαφέρουν από εκείνες του Χρηματιστηρίου της Σενζέν, και πιθανή εξήγηση είναι η δομή των συναλλασσόμενων στα εν λόγω Χρηματιστήρια:

ιδιώτες (traders) στη Σαγκάη, θεσμικοί επενδυτές (institutional traders) στη Σενζέν.

Η μελέτη των Fountas & Segredakis (1999)

Οι Fountas & Segredakis (1999), εισβάλλουν στον χώρο των αναδυόμενων σύμφωνα με το International Finance Corporation αγορών, ξεκινώντας τη μελέτη τους με εβδομαδιαία δεδομένα των δεικτών της αγοράς από τον Ιανουάριο του 1989 έως τον Δεκέμβριο του 1996 και μηνιαία δεδομένα καλύπτοντας την περίοδο από Ιανουάριο του 1987 έως τον Δεκέμβριο του 1995, για την Αργεντινή, Χιλή, Κολομβία, Ελλάδα, Ινδία, Ιορδανία, Κορέα, Μαλαισία, Μεξικό, Νιγηρία, Πακιστάν, Φιλιππίνες, Πορτογαλία, Ταιβάν, Ταϊλάνδη, Τουρκία, Βενεζουέλα και Ζιμπάμπουε.

Μεθοδολογία: Για να εκτιμήσουν τις στατιστικά σημαντικές αποδόσεις, έτρεξαν την παρακάτω παλινδρόμηση:

$$R_t = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + a_4 D_{4t} + a_5 D_{5t} + a_6 D_{6t} + \dots + a_{12} D_{12t} + e_t, \quad (3.7)$$

όπου R_t : η απόδοση του δείκτη τον χρόνο t , e_t : ο λευκός θόρυβος,

$D_{1t} \dots D_{12t}$: οι μηνιαίες ψευδομεταβλητές με $D_{it} = 1$ για τον i μήνα και $D_{it} = 0$ διαφορετικά.

Επίσης, με στόχο να εξετάσουν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, αξιολογήθηκαν τα αποτελέσματα των παρακάτω μοντέλων :

$$R_t = c + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + a_4 D_{4t} + a_5 D_{5t} + a_6 D_{6t} + \dots + a_{12} D_{12t} + e_t, \quad (3.8)$$

όπου το σημείο τομής δείχνει τη μέση απόδοση του Ιανουαρίου και ο συντελεστής a_i με $i=2, \dots, 12$ υποδηλώνει τη διαφορά αποδόσεων μεταξύ

Ιανουαρίου και των υπολοίπων i μηνών του έτους. Η μηδενική υπόθεση είναι

$$H_0 : a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = \dots = a_{12} = 0, \text{ διαφορετικά}$$

$H_1 : a_1, a_2, a_3, a_4, a_5, \dots, a_{12} < 0$ συμφωνία με το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Εν συνεχεία, το επόμενο μοντέλο παλινδρόμησης που χρησιμοποιήθηκε ήταν το παρακάτω:

$$R_t = c_0 + \beta_1 D_{1t} + e_t, \quad (3.9)$$

όπου, $D_{1t} = 0$ για τον Ιανουάριο και/ή για τον πρώτο μήνα του φορολογικού έτους της εξεταζόμενης χώρας ή $D_{1t} = 1$ διαφορετικά

c_0 : είναι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου και/ή του πρώτου μήνα του φορολογικού έτους της εκάστοτε εξεταζόμενης χώρας και με μηδενική υπόθεση $H_0: \beta_1 = 0$, διαφορετικά

$H_1 : \beta_1 < 0$ υπέρ του φαινομένου του Ιανουαρίου/tax loss hypothesis

Στις μηνιαίες αποδόσεις, όλες οι εξεταζόμενες χώρες παρουσιάζουν φαινόμενα εποχικότητας, κάποιες σε μεγαλύτερη ένταση και κάποιες άλλες σε μικρότερη. Η Ιορδανία, το Πακιστάν, η Ταιβάν και η Βενεζουέλα τα στοιχεία των οποίων δεν βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικά (10%), ενώ αντιθέτως η Χιλή, η Κολομβία, η Ινδία, η Μαλαισία, το Μεξικό, η Νιγηρία και η Ζιμπάμπουε, οι ενδείξεις υπήρξαν στατιστικά ιδιαίτερα σημαντικές (1%).

Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (υψηλές αποδόσεις των μετοχών τον Ιανουάριο έναντι των υπολοίπων μηνών του χρόνου), εμφανίζεται ιδιαίτερα έντονο για την Χιλή, την Ελλάδα, την Κορέα, την Ταιβάν και την Τουρκία. Η Χιλή είναι η μοναδική χώρα που παρουσιάζει θετική σχέση μεταξύ των υψηλών αποδόσεων τον Ιανουάριο και του tax loss shelling hypothesis. Αντιθέτως, το φαινόμενο αυτό δεν εμφανίζεται καθόλου στην Ινδία και το Πακιστάν όπου το φορολογικό έτος ξεκινάει τον Απρίλιο και τον Ιούλιο αντίστοιχα. Συμπερασματικά, οι αναδυόμενες αγορές μπορούν να ομαδοποιηθούν ως εξής:

Από τη μία μεριά, στις αγορές όπου οι αποδόσεις των μετοχών παρουσιάζουν υψηλές τιμές (όπως επί παραδείγματι η Χιλή, όπου οι αποδόσεις του

Ιανουαρίου ξεπερνούν τις αποδόσεις επτά εκ των υπολοίπων μηνών) και στις αγορές όπου παρουσιάζονται χαμηλές αποδόσεις κάποιους μήνες του έτους (όπως στην Ελλάδα που οι αποδόσεις του Οκτωβρίου παρουσιάστηκαν ιδιαίτερα χαμηλές συγκριτικά με έξι υπόλοιπους μήνες), δίνοντας τη δυνατότητα στους επενδυτές να αντλήσουν πληροφορίες για τις επενδυτικές τους αποφάσεις.

Από την άλλη μεριά, στις αγορές όπου οι αποδόσεις μεταξύ των μηνών δεν διαφέρουν σημαντικά, όπως συμβαίνει στην Ταϊλάνδη, στην Βενεζουέλα και στη Ζιμπάμπουε. Στην προκειμένη, στους επενδυτές δεν δίνεται η δυνατότητα να εκμεταλλευτούν όποια πληροφορία χρήσιμη για την λήψη επενδυτικών αποφάσεων. Εν κατακλείδι, η παραπάνω έρευνα καταλήγει στην έντονη ύπαρξη εποχικότητας στις αναδυόμενες 18 χώρες και στις λίγες εμφανίσεις του φαινομένου του Ιανουαρίου και του tax loss selling hypothesis, χωρίς αυτό να συνεπάγεται κατ'ανάγκη υπέρμετρα κέρδη.

Η μελέτη του Hamori (2001)

Η παρούσα μελέτη, είναι μία εμπειρική μελέτη που επεκτείνεται στην αγορά της Ιαπωνίας, εξετάζοντας εάν υπάρχει εποχικότητα ή όχι στις αποδόσεις των μετοχών. Υπογραμμίζει λόγους για τους οποίους ενισχύεται η μηνιαία επίδραση στις αποδόσεις: ένας λόγος, είναι η αύξηση του ρευστού χρήματος που κινείται στην αγορά λόγω των δώρων Χριστουγέννων. Ένας δεύτερος λόγος που αναφέρει ο μελετητής είναι η πώληση των ζημιογόνων μετοχών στο τέλος του έτους για λόγους φορολογικούς και η επανεπένδυση σε μετοχές τον Ιανουάριο. Επίσης, οι οικονομικοί managers των εταιριών θέλουν να παρουσιάζουν μία καλύτερη δομή χαρτοφυλακίου τέλος του χρόνου, καθώς και στις αρχές του χρόνου, κυβερνήσεις, εταιρίες και ιδιώτες επενδυτές προϋπολογίζουν τις επενδυτικές τους προτιμήσεις για το μέλλον.

Χρησιμοποίησε δεδομένα από το 1977 έως 1997 χρησιμοποιώντας τις μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη TOPIX του Τόκυο, τον large size stock δείκτη (εταιρείες με 200 εκατ. και άνω μετοχές), τον medium size stock δείκτη (με εταιρείες μεταξύ 60 εκατ. και 200 εκατ. μετοχές) και τον small size stock

δείκτη (με εταιρείες που απαριθμούν κάτω των 60 εκατ.μετοχών). Τα δεδομένα αντλήθηκαν από το The monthly Statistics Report του Χρηματιστηρίου του Τόκιο. Όλοι οι δείκτες είναι value-weighted (τα στοιχεία τους είναι αναλογικά σταθμισμένα με τη συνολική αξία της αγοράς των μετοχών τους),

Υπολογίζοντας τις τιμές των μετοχών ως εξής :

$$y_t = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} * 100 \quad (3.10)$$

όπου, y_t η τιμή των της μετοχής το χρόνο t.

Ο αναλυτής, θέλησε να λάβει υπόψη στη μελέτη την οικονομική φούσκα, καθώς υπήρξε μία απότομη άνοδος στο Χρηματιστήριο της Ιαπωνίας μετά το 1985 που τη διαδέχθηκε μία ξαφνική πτώση μετά το 1990, χώρισε σε υποπεριόδους το εξεταζόμενο διάστημα ως εξής :

Δείγμα A: Ιανουάριος 1971- Δεκέμβριος 1997

Δείγμα B: Ιανουάριος 1971- Δεκέμβριος 1984

Δείγμα Γ: Ιανουάριος 1985- Δεκέμβριος 1997

Χρησιμοποιήθηκαν τρία στατιστικά τεστ για να αναλυθεί η ύπαρξη της εποχικότητας: ένα για να εξετάσει εάν οι μέσοι όροι των αποδόσεων (average return) των μηνών είναι ίσες , ένα δεύτερο για να αναλύσει εάν οι μέσες αποδόσεις (median return) των μηνών είναι ίσες και ένα τρίτο τεστ για να εξετάσει εάν εμφανίζεται το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Το πρώτο τεστ βασιζόμενο σε μία ενιαία πολυ-παραγοντική ανάλυση της διακύμανσης (ANOVA), η μηδενική υπόθεση H_0 είναι οι μέσοι όροι των αποδόσεων (mean return) όλων των μηνών είναι ίδιοι και H_1 διαφορετικά με το test statistic να ακολουθεί F κατανομή. Το δεύτερο τεστ βασιζόμενο στο Van der Waerden τεστ, ένα μη παραμετρικό τεστ με την υπόθεση H_0 ότι όλοι οι μήνες έχουν τον ίδιο μέσο αποδόσεων (median return) και H_1 διαφορετικά με το test statistic να ακολουθεί την Chi-square κατανομή. Παρατηρώντας τα αποτελέσματα που διεξήχθησαν βάσει των ως άνω, για το χρονικό δείγμα A, για τις μικρές μετοχές (small size stock), η μηδενική υπόθεση H_0 απορρίπτεται με 10% επίπεδο σημαντικότητας. Το ίδιο αποτέλεσμα παρατηρείται και τις μέσες αποδόσεις (median return). Αντιθέτως, για τις large και medium size μετοχές,

η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται στην προκειμένη. Επιπρόσθετα, για το αναφερόμενο χρονικό διάστημα, για τις μικρές και μεσαίου μεγέθους μετοχές, η υπόθεση ότι ο μέσος όρος των αποδόσεων του Ιανουαρίου και των υπολοίπων μηνών είναι ίσοι, απορρίπτεται με 1% επίπεδο σημαντικότητας.

Όσο αφορά τα χρονικά δείγματα Β και Γ είναι πολύ διαφορετικά, με κυρίαρχο χαρακτηριστικό το γεγονός ότι η επίδραση των μηνών εξαφανίζεται στο Γ δείγμα. Για το Β δείγμα, το Φαινόμενο του Ιανουαρίου βρέθηκε και για τις large size, τις medium και small μετοχές. Σε αντίθεση, για το δείγμα Γ το Φαινόμενο του Ιανουαρίου απουσιάζει. Η μελέτη αυτή συνεχίζει τον έλεγχο με άλλα δύο επιπλέον τεστ (Leneve και Brown-Forsythe test), προκειμένου να ελέγξει την ισότητα τα διακύμανσης που εμμέσως υποθέτει το ANOVA, βασιζόμενο στα στατιστικά αποτελέσματα, επιβεβαιώνοντας τα.

Δεδομένων των παρατηρήσεων, οι επενδυτές θα μπορούσαν να επωφεληθούν και να κερδοσκοπήσουν από την παρουσία εποχικότητας. Όμως, όσο περισσότερο αντιληπτό γίνεται το φαινόμενο, τόσο η εποχικότητα τείνει να εκλείψει. Επομένως, το συμπέρασμα στο Δείγμα Γ ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου απουσιάζει, είναι μία φυσική απόρροια της αποτελεσματικής αγοράς.

Η μελέτη του Pandey (2002)

Στην μελέτη του εξετάζει την εποχικότητα στο Χρηματιστήριο της Μαλαισίας. Γίνεται χρήση δεδομένων του δείκτη Quala lumbur stock exchange's (EMAS) για την περίοδο Ιανουάριος του 1992 έως Ιούνιο του 2002. Εξετάζοντας την στασιμότητα της χρονοσειράς, καταλήγει σε μία χρονοσειρά και ένα μοντέλο παλινδρόμησης για να δείξει την επίδραση των μηνών για κάθε έτος στις μετοχές της Μαλαισίας. Καταλήγει στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν κάποια στοιχεία εποχικότητας, συγκεκριμένα για τους μήνες Ιανουάριο και Δεκέμβριο, καθότι η μέση απόδοση αυτών των μηνών διαφέρει από τους άλλους. Οι παρατηρήσεις του αποδεικνύουν ότι ο Δεκέμβριος έχει τη μεγαλύτερη θετική απόδοση και έτσι το τεκμήριο της τυχαιότητας χάνεται. Στη μελέτη, γίνεται μία περιγραφή των μεθόδων που θα χρησιμοποιηθούν για να

εξαχθούν τα τελικά συμπεράσματα. Αρχικά, γίνεται χρήση της θεωρίας της αποτελεσματικότητας της αγοράς(EMH). Με βάση αυτή ισχυρίζεται δεν μπορεί να προβλεφθούν οι αποδόσεις των μετοχών χρησιμοποιώντας παρελθοντικές τιμές. Γίνεται αναφορά στο ότι η υπόθεση αυτή είναι ασθενής, και αυτό θα δικαιολογηθεί με τα παρακάτω:

Στην προκειμένη, εξετάζεται η εποχικότητα στο Χρηματιστήριο της Μαλαισίας. Στη μέθοδο του χρησιμοποιεί τιμές κλεισίματος μηνός του δείκτη Kuala Lumpur stock exchange's (EMAS). Η ιδιαιτερότητα της συγκεκριμένης μελέτης, έγκειται στο φορολογικό σύστημα της Μαλαισίας που δεν επιβάλλει φορολογία στα κέρδη των μετοχών όπως σε άλλες ανεπτυγμένες χώρες (π.χ Αμερική). Έτσι, δεν περιμένουμε να εξηγηθεί η εποχικότητα από το tax loss selling. Αν βρεθεί η εποχικότητα, θα οφείλεται στην Information Hypothesis (Keim, 1983). Θεωρεί ένα αυτοπαλίνδρομο κινούμενο κατά τον μέσο μοντέλο, με ψευδομεταβλητές τους μήνες του έτους για να εξετάσει την εποχικότητα στις αποδόσεις των μετοχών. Τα αποτελέσματα θα δείξουν εποχικότητα μη οφειλόμενη στο tax loss selling hypothesis το οποίο θα βοηθήσει στη δημιουργία και βελτίωση μεθόδων επένδυσης. Εποχικότητα θα υπάρχει στην περίπτωση όπου οι μέσες αποδόσεις κάθε μήνα διαφέρουν. Η έρευνα αυτή καθίσταται σημαντική, λόγω του γεγονότος ότι εάν παρατηρηθεί εποχικότητα όπου δεν οφείλεται στο January effect αυτό θα βοηθήσει στην πιθανή εξαγωγή σημαντικών συμπερασμάτων. Η επίδραση της εποχικότητας είναι πιο εμφανής στους δείκτες της αγοράς ή σε μεγάλα χαρτοφυλάκια παρά σε μεμονωμένες μετοχές, για τον λόγο αυτό επιλέγεται ο δείκτης του Χρηματιστηρίου με την ακόλουθη εξίσωση:

$$r_t = \ln(P_t/P_{t-1}) * 100 \quad (3.11)$$

όπου r_t είναι η απόδοση την περίοδο t και P_t είναι η μηνιαία τιμή κλεισίματος του δείκτη EMAS.

Στόχος του μελετητή είναι η εύρεση της στασιμότητας ή μη της χρονοσειράς. Για τον σκοπό αυτό, εξετάζει τη συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (ACF) και μερικής αυτοσυσχέτισης (PACF). Επίσης κάνει και έλεγχο Dickey-Fuller (ADF) και Phillips Perron (PP test). Χρησιμοποιεί την προαναφερθείσα

ψευδομεταβλητή στην οποία δίνει μοναδιαία αξία για δεδομένο μήνα και μηδενική για όλους τους άλλους. Με τον Ιανουάριο να είναι ο μήνας αναφοράς, ο συντελεστής της κάθε ψευδομεταβλητής του δείχνει την επίδραση κάθε μηνός σε σχέση με τον benchmark μήνα Ιανουάριο. Εποχικότητα θα βρεθεί εάν κάποιος από τους συντελεστές καταστεί στατιστικά σημαντικός. Έτσι, το υπό εξέταση μοντέλο είναι το παρακάτω:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_{FEB} + \alpha_3 D_{MAR} + \alpha_4 D_{APR} + \alpha_5 D_{MAY} + \alpha_6 D_{JUN} + \alpha_7 D_{JUL} + \alpha_8 D_{AUG} + \alpha_9 D_{SEP} + \alpha_{10} D_{OCT} + \alpha_{11} D_{NOV} + \alpha_{12} D_{DEC} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

όπου y_t : η απόδοση του δείκτη τον χρόνο t , ε_t : ο λευκός θόρυβος, $D_{FEB} \dots D_{DEC}$: οι μηνιαίες ψευδομεταβλητές για τον κάθε μήνα του χρόνου αντίστοιχα με $D_{it}=1$ για τον i μήνα και $D_{it}=0$ διαφορετικά.

Στην παραπάνω εξίσωση, το α_1 είναι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου, ενώ τα υπόλοιπα είναι η διαφορά των μέσων αποδόσεων του Ιανουαρίου και των υπολοίπων μηνών. Προφανώς, με όλους τους συντελεστές μηδενικούς δεν υπάρχει εποχικότητα, και ε_t είναι ο συντελεστής σφάλματος λευκού θορύβου, ελέγχοντας όμως την ύπαρξη πιθανής serial correlation. Κατασκευάζει εν συνεχεία ένα ARIMA μοντέλο για τις σειρές των υπολοίπων μ_t και μετά το αφαιρεί από το σφάλμα της παραπάνω εξίσωσης, καταλήγοντας στο μοντέλο :

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_{FEB} + \alpha_3 D_{MAR} + \alpha_4 D_{APR} + \alpha_5 D_{MAY} + \alpha_6 D_{JUN} + \alpha_7 D_{JUL} + \alpha_8 D_{AUG} + \alpha_9 D_{SEP} + \alpha_{10} D_{OCT} + \alpha_{11} D_{NOV} + \alpha_{12} D_{DEC} + \varepsilon_t + \varphi^{-1}(B) \theta(B) \eta_t \quad (3.13)$$

όπου, η_t είναι ο συντελεστής σφάλματος που ακολουθεί κανονική κατανομή και πιθανώς να έχει διαφορετική διακύμανση από το ε_t . Τα δεδομένα του, περιλαμβάνουν τις τιμές κλεισίματος του δείκτη KLSE. Ο δείκτης EMAS περιλαμβάνει περισσότερες από 500 μετοχές που βρίσκονται στον κυρίως πίνακα KLSE. Στο δείγμα του χρησιμοποιεί 126 τιμές κλεισίματος μηνών.

Παρατηρείται από τα παραπάνω σημαντικά μεγαλύτερες θετικές αποδόσεις τον Φεβρουάριο και τον Δεκέμβριο καθώς και αρνητικές σε επτά μήνες και μικρές αλλά θετικές σε άλλους τρεις μήνες. Η συνολική απόδοση όλης της περιόδου είναι μόλις 0,08%. Εν συνεχεία, εξετάζεται η στασιμότητα μέσω της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης, τα οποία μας καταδεικνύουν ξεκάθαρα στασιμότητα της χρονοσειράς των αποδόσεων. Έπειτα, προσδιορίζεται το ARIMA μοντέλο. Το κατάλληλο είναι το ARIMA(8,0,8) μοντέλο το οποίο ταιριάζει στη χρονοσειρά. Κατόπιν, επιβεβαιώνονται μηδενικές αυτοσυσχετίσεις και μερικές αυτοσυσχετίσεις με τη χρήση του Ljung-Box Q-statistics. Καταλήγει ότι τα υπόλοιπα είναι λευκός θόρυβος. Με ένα μοντέλο παλινδρόμησης εξετάζει την εποχικότητα στις αποδόσεις του EMAS. Βρίσκει $R^2 = 0,07$ D-Wstat=1,85 F-stat=0,83 (prob.0,61). Κανένας λοιπόν συντελεστής δεν είναι στατιστικά σημαντικός και το F-stat δεν δείχνει να ταιριάζει στο μοντέλο. Τα υπόλοιπα του μοντέλου δεν είναι λευκός θόρυβος. Έπειτα εξετάζει τα υπόλοιπα και παρατηρεί ότι η αυτοσυσχέτιση παρουσιάζει σαφή πτώση που δείχνει ότι η σειρά των υπολοίπων είναι στάσιμη. Έπειτα από δοκιμές χρησιμοποιεί το ARIMA (8,0,6) και συμπεραίνει ότι τα υπόλοιπά του είναι λευκός θόρυβος. Βρίσκει τους συντελεστές των ψευδομεταβλητών και έπειτα από ελέγχους καταλήγει ότι με επίπεδο σημαντικότητας το 10% , οι συντελεστές Φεβρουαρίου και Δεκεμβρίου είναι στατιστικά σημαντικοί. Μάλιστα ο Δεκέμβριος είναι ο υψηλότερος μήνας σε αποδόσεις. Οι στατιστικά σημαντικοί συντελεστές προφανώς καταδεικνύουν εποχικότητα. Επίσης, σημαντικό είναι ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν παρατηρείται. Αξιοσημείωτο είναι ότι παρά το ότι δεν έχουν στόχο να αποφύγουν τη φορολογία η οποία δεν υπάρχει στα κέρδη, εντούτοις παρατηρείται κατοχύρωση κερδών. Συμπερασματικά, καταλήγει ότι λόγω των προαναφερθέντων, δηλαδή ότι Φεβρουάριο και Δεκέμβριο οι αποδόσεις είναι πολύ μεγάλες και θετικές και τον Μάρτιο πολύ αρνητικές σε σχέση με τους άλλους μήνες, δεν είναι απόλυτα τυχαίες οι μεταβλητές των αποδόσεων των μετοχών στη Μαλαισία. Για τους επενδυτές μία εξέταση της χρονικής στιγμής της επένδυσης μπορεί να αποβεί κρίσιμη για το μέλλον της επένδυσής τους.

Η μελέτη του Gu (2003)

Στην έρευνα του Gu (2003) , αναπτύσσεται μια αναλογική μεθοδολογία ισχύος για αρκετά μεγάλο χρονικό διάστημα, προκειμένου να διερευνηθεί η δυναμική και η επίδραση του Φαινομένου του Ιανουαρίου στους μεγάλους χρηματιστηριακούς δείκτες των ΗΠΑ. Η μελέτη του, περιλαμβάνει τους παρακάτω δείκτες:

Τον Dow Jones 30 Industrial Average από το 1929, τον S&P 500 βασισμένο σε 90 μετοχές πριν από τον Μάρτιο του 1957 και εν συνεχεία σε 500 μετοχές από το 1950, τον Russell 1000 από το 1993 και τον Russell 2000 και 3000 από το 1988. Οι παραπάνω δείκτες επιλεχθήκαν λόγω του γεγονότος ότι είναι value weighted δείκτες (τα στοιχεία τους είναι αναλογικά σταθμισμένα με τη συνολική αξία της αγοράς των μετοχών τους), κάνοντας την επίδραση των υψηλών αποδόσεων μετοχών πιο εμφανή. Οι δείκτες Russell αποτελούνται από μετοχές μικρών αποδόσεων, αποφεύγοντας και έτσι θέματα σχηματισμού χαρτοφυλακίων όπως η συσχέτιση μεγέθους-βήτα της αγοράς ή της συσχέτισης μεγέθους-τιμών. Στην εν λόγω μελέτη, αναλύονται επίσης και επιπτώσεις που οφείλονται στην πραγματική αύξηση του ΑΕΠ, στον πληθωρισμό, στο volatility των δεικτών όσο αφορά το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Η μεθοδολογία που χρησιμοποιήσε, αποσκοπούσε στο να συσχετίσει για κάθε έτος ξεχωριστά, τις αποδόσεις του Ιανουαρίου συγκριτικά με τις αποδόσεις των υπολοίπων μηνών. Οι αποδόσεις του Ιανουαρίου καθώς και οι ετήσιες αποδόσεις υπολογίζονται ως φυσικός λογάριθμος των διαφορών των τιμών του δείκτη:

$$R_j = (1 + \text{January return})^{12} \text{ όπου,}$$

η δύναμη του 12 αντιπροσωπεύει τους 12 μήνες του χρόνου με R_j να είναι πάντα μεγαλύτερο του μηδενός και

$R_y = (1 + \text{Return of the year})$ με R_y να είναι πάντα μεγαλύτερο του μηδενός. Συνδυαστικά, καταλήγουμε στον παρακάτω :

$$\frac{R_j}{R_y} = 1 \text{ , η απόδοση του Ιανουαρίου δεν διαφέρει από τον μέσο όρο των}$$

αποδόσεων των υπολοίπων μηνών

$\frac{R_j}{R_y} > 1$, η απόδοση του Ιανουαρίου είναι αισθητά μεγαλύτερη τον μέσο όρο

των αποδόσεων των υπολοίπων μηνών

$\frac{R_j}{R_y} < 1$ η απόδοση του Ιανουαρίου είναι αισθητά μικρότερη από τον μέσο

όρο των αποδόσεων των υπολοίπων μηνών

Τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν την ύπαρξη του January effect:

Στον δείκτη Russell 1000, επιβεβαιώνεται σε ποσοστό 75% (1993 έως το 2000)

Στον δείκτη Russell 2000 σε ποσοστό 54% (1988 έως το 2000)

Στον δείκτη Russell 3000 σε ποσοστό 62% (1988 έως το 2000)

Στον δείκτη Dow 30 σε ποσοστό 58% (1929 έως το 2000)

Στον δείκτη S&P σε ποσοστό 63% (1950 έως 2000)

Πιο εμφανείς πτωτικές τάσεις στις αποδόσεις του Ιανουαρίου, τείνουν να έχουν οι δείκτες μικρών αποδόσεων μετοχών, όπως ο δείκτης Russell, υποδηλώνοντας ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου τείνει να εκλείψει από τις αγορές. Μία πιθανή εξήγηση μπορεί να είναι η εμπειρία των επενδυτών, λόγω του γεγονότος ότι η ανωμαλία αυτή υπήρξε ευρέως γνωστή από τη δεκαετία του '80, πολλοί έμπειροι επενδυτές αγοράζουν λιγότερες και πωλούν περισσότερες μετοχές τον Ιανουάριο, εκμεταλλευόμενοι τις ευκαιρίες κέρδους. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου των υψηλών αποδόσεων, τείνει να είναι πιο έντονο στους δείκτες μεγάλων αποδόσεων μετοχών. Κατά μέσο όρο, από το 1950 έως το 2000 για τον δείκτη Dow 30 και τον S&P 500, ο λόγος $\frac{R_j}{R_y}$

βρέθηκε 1,32 και 1,27 αντίστοιχα, και με τον δείκτη Russell 2000 αποτελώντας την εξαίρεση, αφού περιέχει 2000 μικρές μετοχές ο λόγος να παίρνει την υψηλότερη τιμή του 1,21. Τα γεγονότα αυτά συγκλίνουν με την πρόταση των Ritter and Chopra (1989), and Loughran (1997) ότι υπάρχει ένας παράγοντας αξία (οι value firms τείνουν να εκτινάσσονται τον Ιανουάριο),

σε αντίθεση με τους Kohers and Kohli's (1991), που υποστηρίζουν ότι δεν υπάρχει συσχέτιση ανάμεσα στα μεγέθη των επιχειρήσεων και στο Φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Εξετάζοντας στη συνέχεια τους παράγοντες (factors) που επηρεάζουν την εν λόγω ανωμαλία, η έντονη αύξηση του πραγματικού ΑΕΠ την υπό εξέταση περίοδο, εξηγεί εν μέρει την πτωτική τάση του φαινομένου που ακολουθεί. Επίσης, σε περιόδους χαμηλού πληθωρισμού το φαινόμενο εντείνεται, ενώ αντίθετα είναι λιγότερο εμφανή με την άνοδό του, καθώς υπάρχει και θετική συσχέτιση της μεταβλητότητας της αγοράς με τις υψηλές αποδόσεις του Ιανουαρίου. Επιπρόσθετα, το φαινόμενο κάνει έντονα την εμφάνισή του σε περιόδους ύφεσης, ενώ αντιθέτως δεν εμφανίζεται σε περιόδους ανάκαμψης των αγορών. Ολοκληρώνοντας τη μελέτη, οι αναμενόμενες τιμές των προαναφερθέντων μακροοικονομικών παραγόντων, φαίνεται να εξηγούν καλύτερα το φαινόμενο, που αποτελεί περαιτέρω απόδειξη ότι οι επενδυτικές αποφάσεις καθορίζονται σε μεγάλο βαθμό βάσει των προσδοκιών των ίδιων των επενδυτών. Η εξασθένηση του Φαινομένου του Ιανουαρίου όπως υποστηρίζεται στην εν λόγω μελέτη, ίσως αντιπροσωπεύει μία τάση για αποτελεσματικότερες αγορές.

Η μελέτη του Floros (2008)

Ο Floros(2008), επικεντρώθηκε στην ελληνική αγορά εξετάζοντας το monthly και trading effect για το Χρηματιστήριο Αθηνών την περίοδο προ και μετά την άνοδο του δείκτη τον Μάιο του 2001, καλύπτοντας την περίοδο 1996 έως το 2002. Η μεθοδολογία που επέλεξε ήταν των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares Method). Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποίησε τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη ASE, του δείκτη FTSE ASE 20 και του δείκτη FTSE ASE Mid 40 και χρησιμοποιεί τις αντίστοιχες αποδόσεις.

Σκοπός της συγκεκριμένης μελέτης, είναι να εξετάσει τη συμπεριφορά τριών δεικτών του χρηματιστηρίου Αθηνών για την περίοδο 1996-2002 και συγκεκριμένα να εξετάσει εάν έχει επίδραση στην απόδοση των δεικτών ο μήνας αναφοράς αλλά και το δεκαπενθήμερο του κάθε μηνός σε σχέση με το δεύτερο του. Εξετάζει το γενικό δείκτη για την περίοδο 16-11-1996 έως 12-7-

2002, τον FTSE/ASE20 για την περίοδο 23-9-1997 έως 30-8-2001 και τον FTSE/ASE Mid 40 για την περίοδο 8-12-1999 έως 30-8-2001.

Στη συνέχεια, κάνει εισαγωγή στα φαινόμενα αυτά που εξετάζονται σε πολλές χώρες και μας εξηγεί όσον αφορά την επίδραση μηνός, ότι οφείλεται συνήθως στην αποφυγή φορολογίας στο τέλος της χρήσης, άρα και πιο έντονης ανοδικής κίνησης τον πρώτο μήνα του επόμενου έτους αλλά και στο ότι αρκετοί χρηματιστές πάνε διακοπές το Δεκέμβριο και έτσι πωλούν πριν από αυτές αλλά και σε μία τρίτη αιτία: ο κόσμος γενικά ξοδεύει πιο πολλά χρήματα την περίοδο των Χριστουγέννων και έτσι πιέζονται οι τιμές πιο πολύ από ότι δικαιολογεί η πορεία τους και για αυτό διορθώνουν ανοδικά πιο πολύ από το μέσο όρο το μήνα Ιανουάριο. Γίνεται αναφορά στην διαφορά αποδόσεως πρώτου και δευτέρου δεκαπενθημέρου και στις αιτίες που την προκαλούν, όπως επίσης και αναφορά γίνεται σε διεθνείς μελέτες και για τα δύο φαινόμενα πιο συγκεκριμένα για τις μελέτες των ελληνικών δεικτών, όπου αναφέρονται αρκετές έρευνες μελετητών, οι οποίες άλλες για την περίοδο 1986-1997 παρατηρούν έντονα το φαινόμενο της επίδρασης του μηνός Ιανουαρίου αλλά και Φεβρουαρίου αλλά άλλες για την περίοδο 1995-2000 παρατηρούν μεγαλύτερες αποδόσεις τον Μάιο και όχι τον Ιανουάριο. Στόχος της έρευνας είναι να δει και τη συμπεριφορά των δεικτών πριν και μετά την κρίση του 1999-2001. Έτσι χρησιμοποιεί δεδομένα καθημερινά για να καταλήξει έπειτα από ανάλυσή τους σε κάποια συμπεράσματα.

Ο γενικός δείκτης υπολογίζεται από στάθμιση 60 μετοχών και είναι ο πιο παλιός δείκτης (από το 1870). Ο χρόνος διαπραγμάτευσης είναι 11:00am με 16:00pm και οι συναλλαγές γίνονται όλες με μετρητά. Ο FTSE/ASE20 απαρτίζεται από τις 20 μεγαλύτερες σε κεφαλαιοποίηση μετοχές εταιριών και ο FTSE/ASE Mid 40 από 40 εταιρίες δυναμικά αναπτυσσόμενες. Τα κλεισίματα ημέρας του κάθε δείκτη για το εξεταζόμενο για τον καθένα διάστημα είναι αυτά που αναλύονται στη συνέχεια.

Βασιζόμενος στο παρακάτω μοντέλο των Guletkin and Guletkin (1983) που χρησιμοποιήθηκε σε μεταγενεστέρες μελέτες από τους Raj and Thurston(1994), Mills et al. (2000) και Floros (2000), υπολόγισε αρχικά τις ημερήσιες αποδόσεις ως εξής :

$$R_t = \log (P_t) - \log (P_{t-1}) \quad (3.14)$$

όπου R_t η ημερήσια απόδοση του δείκτη, P_t η τιμή του δείκτη τον χρόνο t και P_{t-1} η τιμή του δείκτη τη χρονική στιγμή $t-1$

Το προαναφερθέν μοντέλο έχει ως εξής:

$$R_t = \sum_{i=1}^{12} a_i D_{it} + \varepsilon_t \quad (i=1,2,3,4..12) \quad (3.15)$$

όπου, R_t : η απόδοση του δείκτη στον χρόνο t , D_{it} : παίρνει την τιμή 1 όταν η απόδοση τη χρονική στιγμή t ανήκει στο μήνα i και μηδέν εάν ανήκει σε οποιοδήποτε άλλο μήνα , a_i είναι η μέση απόδοση του μήνα i και ε_t είναι το κατάλοιπο με την υπόθεση ότι είναι ανεξάρτητο και ακολουθεί την κανονική κατανομή (IID), με εξεταζόμενη την υπόθεση $H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \dots = \alpha_{12}$ προκειμένου να εξετάσει το φαινόμενο του Ιανουαρίου, ο Floros χρησιμοποιεί ένα απλό μοντέλο παλινδρόμησης :

$$R_t = a_0 + a_1 D_{1t} + \varepsilon_t, \quad (3.16)$$

με $H_0 = a_1 = a_2 = a_3 = \dots = a_{12}$

και όσον αφορά το trading effect , χρησιμοποίησε το μοντέλο :

$$R_t = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + \varepsilon_t, \quad (3.17)$$

όπου R_t είναι η απόδοση του δείκτη τη χρονική στιγμή t και D_{1t} παίρνει την τιμή 1 για τις μέρες του πρώτου δεκαπενθήμερου του μήνα, και διαφορετικά την τιμή 0.

Για τον Ιανουάριο ο έλεγχος στοχεύει να δείξει εάν όλα τα α είναι ίδια. Εάν υπάρχει το φαινόμενο, τότε η απόδοση του πρέπει να είναι αισθητά μεγαλύτερη των άλλων μηνών. Τα αποτελέσματα για το γενικό δείκτη δείχνουν μεγαλύτερες αποδόσεις τον Απρίλιο και μικρότερες τον Ιούνιο, Αύγουστο και Οκτώβριο. Μόνο τον Ιούνιο παρατηρεί ο μελετητής στατιστικά σημαντικά δεδομένα. Έτσι αποδέχεται την H_0 με επίπεδο σημαντικότητας 5% αλλά απορρίπτει την επίδραση του Ιανουαρίου.

Για τον FTSE/ASE20 παρατηρούνται μεγαλύτερες αποδόσεις τον Απρίλιο, Μάρτιο και Σεπτέμβριο και μικρότερες τον Ιανουάριο, Ιούνιο και Αύγουστο. Ομοίως δέχεται την H_0 και δεν παρατηρεί φαινόμενο Ιανουαρίου.

Για τον FTSE/ASE Mid 40 παρατηρεί μεγαλύτερες αποδόσεις το Σεπτέμβριο και μικρότερες τον Ιανουάριο, Φεβρουάριο, Μάρτιο, Απρίλιο, Ιούνιο, Ιούλιο, Αύγουστο, Οκτώβριο και Νοέμβριο. Επίσης παρατηρεί στατιστικά μη σημαντικές χαμηλότερες αποδόσεις τον Ιούνιο και τον Οκτώβριο. Ομοίως δέχεται την H_0 και απορρίπτει την επίδραση του Ιανουαρίου.

Εν συνεχεία, εξετάζει την επίδραση του Ιανουαρίου, κοιτώντας τη σημαντικότητα των εκτιμώμενων α_1 στο μοντέλο

$$R_t = a_0 + a_1 D_1 + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

Για να το παρατηρήσει αναμένει θετικούς συντελεστές. Τα αποτελέσματα όμως δείχνουν και για τους τρεις δείκτες ότι όλοι οι συντελεστές είναι μη σημαντικοί και επίσης και ο συντελεστής του Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Έτσι είναι προφανές ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν παρατηρείται στην Ελλάδα για το εξεταζόμενο χρονικό διάστημα.

Συνοψίζοντας, καταλήγει στο ότι στην προσπάθειά του να μελετήσει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ελλάδα, διαπιστώνει ότι αυτό δεν παρατηρείται, παρότι οι λόγοι που ανέλυσε παραπάνω το εκτιμούσαν ως ένα πιθανό αποτέλεσμα της μελέτης. Αυτό το συμπέρασμα έρχεται σε αντίθεση με αυτό του Mills αλλά σε αρμονία με αυτό του Floros, ο οποίος θεωρεί την ελληνική αγορά μικρή και δεν παρατηρεί σε αυτή την επίδραση του Ιανουαρίου. Το μόνο που σημειώνει για να επεξηγήσει περισσότερο την

ελληνική αγορά είναι το ότι ίσως το holiday effect είναι αυτό που κάνει τους επενδυτές να αναδιατάσσουν τα χαρτοφυλάκιά τους τον Απρίλιο ή το Μάιο ή και το Σεπτέμβριο, μήνες που είναι πριν και μετά από τις διακοπές τους και έτσι ίσως εν μέρει δίνει μία εξήγηση για αυτά που παρατήρησε στους ελληνικούς δείκτες.

Η μελέτη του Bepari and Mollic (2009)

Οι Bepari και Mollic (2009) εξέτασαν το φαινόμενο της εποχικότητας κάνοντας χρήση τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του Dhaka Stock Exchange Index (DSE) στο Μπαγκλαντές, για την περίοδο 1996 έως 2006. Ορίζοντας στο άρθρο τους την έννοια της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών, δηλαδή ότι οι μέσες αποδόσεις των μετοχών δεν είναι ίδιες για όλες τις περιόδους, υποστηρίζουν ότι εάν το φαινόμενο αυτό είναι συστηματικό στις αγορές, τότε οι επενδυτές μπορούν να εκμεταλλευτούν αυτές τις ενδείξεις στην επιχειρηματικές τους αποφάσεις και να κερδοσκοπήσουν.

Λόγω του γεγονότος ότι η επίδραση της εποχικότητας είναι περισσότερο ανιχνεύσιμη στους δείκτες ή ακόμα σε μεγάλα χαρτοφυλάκια από ότι σε μεμονωμένες μετοχές, στήριξαν την μεθοδολογία τους σε δεδομένα των μηνιαίων αποδόσεων του DSE δείκτη.

Αρχικά, προσπάθησαν να προσδιορίσουν τη στασιμότητα της χρονολογικής σειράς βασιζόμενοι στις συναρτήσεις αυτοσυσχέτισης (ACF) και μερικής αυτοσυσχέτισης (PACF) και επαληθεύεται με την πραγματοποίηση του Augmented Dickey-Fuller(ADF) test.

Στην εξεταζόμενη χώρα Μπαγκλαντές, το φορολογικό σύστημα διαφέρει από αυτό των υπολοίπων αναπτυσσόμενων και ανεπτυγμένων αγορών συμπεριλαμβανομένης και της Αμερικής, προσδιορίζοντας τη λήξη του φορολογικού έτους τον Ιούνιο. Επομένως, το «φαινόμενο του Ιανουαρίου»

που θα περιμέναμε να εμφανιστεί στις υπόλοιπες αγορές, αντικαθίσταται με το «φαινόμενο του Ιουλίου» στην προκειμένη εξέταση.

Χρησιμοποιώντας ψευδομεταβλητές για κάθε μήνα του έτους, η αναφερόμενη ψευδομεταβλητή παίρνει τιμές ίσες με τη μονάδα για έναν δεδομένο μήνα και την τιμή μηδέν για όλους τους υπόλοιπους μήνες, ορίζοντας ένα σημείο τομής τους για όλους τους μήνες πλην του Ιουνίου (the benchmark month). Με τον τρόπο αυτό, ο συντελεστής κάθε ψευδομεταβλητής μετράει την αυξητική επίδραση του εν λόγω μήνα σε σχέση με τον μήνα αναφοράς, τον Ιούλιο. Η ύπαρξη εποχικής επίδρασης επιβεβαιώνεται εάν ο συντελεστής έστω και μίας ψευδομεταβλητής παραστεί στατιστικά σημαντικός. Το μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε:

$$y_t = a_1 + a_2 \text{Jan} + a_3 \text{Feb} + a_4 \text{Mar} + a_5 \text{Apr} + a_6 \text{May} + a_7 \text{Jul} + a_8 \text{Aug} + a_9 \text{Sep} + a_{10} \text{Oct} + a_{11} \text{Nov} + a_{12} \text{Dec} + e_t \quad (3.19)$$

όπου, a_1 είναι η μέση απόδοση για τον μήνα Ιούνιο, a_2 έως a_{12} είναι ο μέσος όρος των διαφορών στις αποδόσεις μεταξύ Ιουνίου και του κάθε ενός μηνός και e_t είναι το σφάλμα του λευκού θορύβου.

Ωστόσο, τα κατάλοιπα είναι δυνατόν να συσχετίζονται μεταξύ τους, Για την αποφυγή αυτής της συσχέτισης, το προαναφερθέν μοντέλο αντικαθίσταται με ένα μοντέλο ARIMA και εν συνεχεία γίνεται έλεγχος στα κατάλοιπα για ARCH effect. Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων καταλήγουν στο ότι οι αποδόσεις των μηνών Φεβρουαρίου, Απριλίου, Σεπτεμβρίου και Δεκεμβρίου είναι αρνητικές, ενώ των υπολοίπων μηνών έχουν θετικές μέσες τιμές αποδόσεων. Η μέγιστη απόδοση παρατηρείται τον μήνα Μάιο, ενώ η ελάχιστη εξ αυτών τον Απρίλιο. Συνοπτικά, παρατηρείται στις αποδόσεις αρνητική συμμετρία για 5 μήνες-κύρτωση μεγαλύτερη του 3 (λεπτόκυρτη κατανομή) και θετική για επτά μήνες του χρόνου. Παρατηρώντας τα αποτελέσματα, μόνο ο Απρίλιος έχει στατιστικά σημαντικό συντελεστή. Βάσει του ARIMA(5,0,5) τα κατάλοιπα δεν είναι white noise καθώς επίσης, δεν παρουσιάζουν ετεροσκεδαστικότητα και ARCH effect(Lagrange

Multiplier). Προκύπτει ότι οι ψευδομεταβλητές που είναι στατιστικά σημαντικές, είναι αυτές του Απριλίου, του Αυγούστου και του Σεπτεμβρίου. Όλοι οι συντελεστές είναι χαμηλότεροι του benchmark μηνός Ιουνίου(εξαιρώντας τον Μάιο).

Το γεγονός ότι ο συντελεστής του Ιουνίου βρέθηκε στατιστικά μη σημαντικός, απορρίπτει την υπόθεση του “tax loss selling”. Βάσει αυτής της υπόθεσης, οι επενδυτές προκειμένου να αποφύγουν τη φορολόγηση, πωλούν τις μετοχές του χαρτοφυλακίου τους με τις χαμηλότερες αποδόσεις, λίγο πριν την ολοκλήρωση του λογιστικού έτους (στην υπό εξέταση περίπτωση λίγο πριν τον Ιούνιο), αγοράζοντας μετοχές μεγάλων αποδόσεων με την έναρξη του νέου λογιστικού έτους. Τη θέση του Ιουνίου, καταλαμβάνει ο Απρίλιος (April effect). Ο συντελεστής του Απριλίου είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, με επίπεδο σημαντικότητας 5%. Μία πιθανή εξήγηση μπορεί να είναι το γεγονός ότι ο Απρίλιος επιλέγεται ως μήνας απόδοσης μερισμάτων από τις εταιρίες, και έτσι οι επενδυτές πωλούν τις μετοχές τους έχοντας εισπράξει το μέρισμα, γεγονός που πιέζει τις αποδόσεις των μετοχών προς τα κάτω.

Επιπρόσθετα, το φαινόμενο της επίδρασης του τέλους του έτους απορρίπτεται, καθώς οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών του Νοεμβρίου και Δεκεμβρίου φαίνεται να είναι στατιστικά ασήμαντοι.

Αλλαγές σε βασικά μακροοικονομικά μεγέθη, προκαλούμενες από διάφορους κοινωνικούς, οικονομικούς και πολιτικούς παράγοντες, μπορεί να χαρακτηριστεί ως μία πιθανή εξήγηση.

Εν κατακλείδι, απορρέει το συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου του Μπαγκλαντές, δεν κινούνται εντελώς τυχαία, γεγονός που δίνει τη δυνατότητα στους επενδυτές περαιτέρω βελτίωσης των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου τους, εκμεταλλευόμενοι την μη αποτελεσματικότητα της αγοράς σε συνδυασμό όμως και της συμμετοχής στους ελέγχους τους και άλλων δεικτών του Χρηματιστηρίου.

Η Μελέτη των Alrabadi & Al-Qudah (2012)

Σε αυτό το δοκίμιο, μελετάται ο δείκτης του AMMAN για την περίοδο 2002-2011. και όπου εξετάζεται η συμπεριφορά του σε τρία επίπεδα: στην επίδραση ημέρας, στην επίδραση μηνός και στην επίδραση μέσα στο μήνα, ανάλογα σε ποια ημέρα του μήνα βρισκόμαστε. Ο στόχος είναι να διαπιστωθεί εάν οι αποδόσεις του δείκτη επηρεάζονται από κάποιο από τα τρία η είναι όντως τυχαίες μεταβλητές. Για το πρώτο και το τρίτο υπό εξέταση παράγοντα διαπιστώνεται επίδραση την οποία και οι μελετητές προσπαθούν αρκετά επιτυχημένα να αποδώσουν σε συγκεκριμένες αιτίες, π.χ. για την επίδραση ημέρας αποφαίνεται ότι οι εταιρίες συνηθίζουν να προωθούν τις αρνητικές τους ειδήσεις προς τα τέλη της εκάστοτε εβδομάδος και έτσι οι πρώτες ημέρες εμφανίζουν καλύτερες επιδόσεις. Όσον αφορά το month effect, το January effect παρουσιάζεται εμφανέστατα. Για να διαπιστωθεί αυτό γίνεται χρήση ψευδομεταβλητών. Πιο συγκεκριμένα γίνεται παλινδρόμηση με χρήση ψευδομεταβλητών για την περίοδο 2002-2011. R_{mt} χαρακτηρίζεται η απόδοση του δείκτη τη μέρα t και γίνεται παλινδρόμηση με χρήση μιας ψευδομεταβλητής για κάθε μήνα, όπου τους δίνει την τιμή της μονάδος για τον αντίστοιχο μήνα Ιανουάριο, Φεβρουάριο, Μάρτιο,, Δεκέμβριο και μηδέν διαφορετικά.

Έτσι, χρησιμοποιείται η εξίσωση (3.20) :

$$R_{mt} = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \delta AR(1) + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

Για την ανάλυση των παραπάνω γίνονται δύο προσεγγίσεις:

α) OLS με Newey-West HAC standard Errors και συνδιακύμανση, για να υπολογιστεί η ετεροσκεδαστικότητα και η σειριακή συσχέτιση στα υπόλοιπα που προκύπτουν και β) GARCH(1,1) σαν ένα μοντέλο ελέγχου ετεροσκεδαστικότητας.

Τα περιγραφικά στατιστικά αρχικά δείχνουν μέση μηνιαία απόδοση 0,005 και τυπική απόκλιση 5,8%. Επίσης μελετάται και το άθροισμα κάθε μηνός καθώς και ο μέσος όρος της απόδοσής του και διαπιστώνεται ότι τον Ιανουάριο εμφανίζονται οι μεγαλύτερες αποδόσεις. Μάλιστα τα αποτελέσματα

των παλινδρομήσεων δείχνουν σαφώς στατιστικά σημαντικό το φαινόμενο του Ιανουαρίου με συντελεστή 0,042 και p-value 0.01 για τον OLS συντελεστή και 0,018 και 0,023 αντίστοιχα για τον GARCH συντελεστή.

Συμπερασματικά, η αγορά επηρεάζεται ως προς τις αποδόσεις της από πολλούς παράγοντες, όπως η μέρα ή ο μήνας και έτσι η μελέτη των επενδυτών μπορεί να τους αποφέρει σημαντική πληροφόρηση για τις αποδόσεις των μετοχών από απόψεως τεχνικής ανάλυσης. Άρα, η αγορά δεν είναι μία απόλυτα τυχαία μεταβλητή, όπως από το 1970 είχε υποθεθεί από τον Fama, καθότι τα εποχικά φαινόμενα παραβιάζουν την τυχειότητα, που εκείνος υπέθετε.

Η μελέτη του Guler (2012)

Η παρούσα μελέτη, διερευνά την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στη Βραζιλία, τη Σαγκάη, την Ινδία, την Αργεντινή και την Τουρκία με τη χρήση της μεθόδου του συντελεστή ισχύος (power ratio). Οι αναδυόμενες εξ αυτών χώρες, επιλέγονται και τα αποτελέσματά τους συγκρίνονται με αυτά του Τουρκικού χρηματιστηριακού δείκτη. Οι μηνιαίες αποδόσεις του μηνός Ιανουαρίου, αλλά και των υπολοίπων μηνών του χρόνου, υπολογίζονται ως φυσικοί λογάριθμοι των διαφορών των ημερήσιων τιμών κλεισίματος :

$$R_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \quad (3.21)$$

όπου,

R_t : ο ρυθμός μεταβολής του δείκτη τη χρονική στιγμή t

P_t : η τιμή του δείκτη της αγοράς τη χρονική στιγμή t

P_{t-1} : η τιμή του δείκτη της αγοράς τη χρονική στιγμή t-1

t: ο χρόνος (μήνας)

ακολουθώντας τη μεθοδολογία του Gu (2003), υπολογίζεται το power ratio ως εξής :

$R_J = (1 + \text{January Return})^{12}$ (λόγω των 12 μηνών του έτους χρησιμοποιείται η δύναμη 12 στον υπολογισμό, επομένως το $R_J > 0$)

$R_y = (1 + \text{Return of the year})$ ($R_y > 0$)

Και επομένως όταν ισχύει:

$\frac{R_J}{R_y} = 1$ τότε οι αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι αντίστοιχες με εκείνες των

υπολοίπων μηνών. Αντίστοιχα, όταν ισχύει :

$\frac{R_j}{R_y} > 1$, η απόδοση του Ιανουαρίου είναι μεγαλύτερη τον μέσο όρο των αποδόσεων των υπολοίπων μηνών του έτους

$\frac{R_j}{R_y} < 1$ η απόδοση του Ιανουαρίου είναι μικρότερη από τον μέσο όρο των αποδόσεων των υπολοίπων μηνών του έτους

Εν κατακλείδι, εάν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου, ο δείκτης power ratio θα πρέπει να είναι περισσότερο από 50% μεγαλύτερος της μονάδας κατά τη διάρκεια της περιόδου. Υπολογίζοντας τον παραπάνω δείκτη, βρέθηκαν τα ακόλουθα αποτελέσματα για τις εξεταζόμενες χώρες:

Indices (Country)	Analyzed Period	Total Period (Year)	Power Ratio > 1
Bovespa (Brazil)	03.04.1994 – 28.12.2012	19	7/19
Shanghai Stock Exchange (China)	02.01.1991 – 31.12.2012	22	12/22*
Sensex (India)	01.01.1998 – 31.12.2012	15	6/15
Merval (Argentina)	03.01.1997 – 28.12.2012	16	9/16*
BIST 100 (Turkey)	04.01.1988 – 21.12.2012	25	14/25*

02.01.1991 – 31.12.2012 (SSE-Κίνα)

$\frac{R_j}{R_y} > 1$ με ποσοστό 54,5% για 12 χρόνια

03.01.1997 – 28.12.2012 (Merval-Αργεντινή)

$\frac{R_j}{R_y} > 1$ με ποσοστό 56,2% για 9 χρόνια

04.01.1988 – 21.12.2012 (BIST 100-Τουρκία)

$\frac{R_j}{R_y} > 1$ με ποσοστό 56% για 14 χρόνια

Επίσης, ο δείκτης υπολογίστηκε μεγαλύτερος της μονάδας για 7 χρόνια για τον δείκτη Bovespa της Βραζιλίας (36,8%) και για 6 χρόνια στο δείκτη Sensex της Ινδίας(40%), ποσοστά μικρότερα του 50%.

Συμπερασματικά, μπορούμε να αποφανθούμε ότι οι μη φυσιολογικές αποδόσεις του Ιανουαρίου παρατηρήθηκαν στους δείκτες των αναδυόμενων αγορών της Κίνας, της Αργεντινής και της Τουρκίας. Ωστόσο, δεν εμφανίστηκε το Φαινόμενο στους δείκτες της Βραζιλίας και της Ινδίας.

ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΜΕΛΕΤΩΝ-ΣΥΝΟΨΗ

Συνοψίζοντας λοιπόν τις παραπάνω μελέτες που αναλύθηκαν, και συγκρίνοντας τα αποτελέσματά τους ανά χώρα μελέτης, η πρώτη αναφορά που έγινε στην ύπαρξη εποχικότητας ξεκινάει με τη μελέτη του Watchel (1942), για τις **ΗΠΑ**. Η περίοδος μελέτης του καλύπτει το χρονικό διάστημα 1927-1942, όπου συνδυάζοντας δεκατρείς ξεχωριστούς δείκτες από διαφορετικά groups των είκοσι υψηλότερων αποδόσεων κοινών μετοχών από τον βιομηχανικό κλάδο, η μέθοδος του ήταν να αθροίσει τις τιμές των δεκατριών προαναφερθέντων δεικτών σε ημερομηνίες αναγόμενες σε ίση απόσταση από τις βάσεις του Δεκεμβρίου, και να διαιρέσει το σύνολο με το δεκατρία. Τα αποτελέσματά του έδειξαν ότι οι αποδόσεις από τα τέλη Δεκεμβρίου έως το τρίτο Σάββατο του Ιανουαρίου την υπό εξέταση περίοδο, ήταν αισθητά μεγαλύτερες, επιβεβαιώνοντας έτσι την εμφάνιση εποχικότητας,

όπου σύμφωνα με τον Watchel, δίνεται μια εξαιρετικά υψηλή πιθανότητα κερδοσκοπίας στους επενδυτές. Οι Tinic & West(1984), εξετάζοντας την εποχικότητα σε σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου για το χρονικό διάστημα 1935-1951, διαπίστωσαν ότι η θετική σχέση που παρατηρείται μεταξύ των αποδόσεων και του κινδύνου ενισχύει την εμφάνιση του Ιανουαρίου. Ο Ariei(1987), χρησιμοποιώντας ως δεδομένα μετοχές του Κέντρου Ερευνών των Τιμών των Μετοχών (CSRP) των Η.Π.Α. για την περίοδο 1963-1981, διαπίστωσε μετά από έλεγχο ότι οι αποδόσεις το πρώτο δεκαπενθήμερο του μήνα είναι σημαντικά υψηλότερες από αυτές του δεύτερου δεκαπενθήμερου. Οι Cadsby & Ratner (1992), διείσδυσαν και αυτοί στην χρηματιστηριακή αγορά των ΗΠΑ, εξετάζοντας τον δείκτη CRSP equally weighted & value weighted δείκτη, τη χρονική περίοδο 1962-1988, χρησιμοποιώντας ένα μοντέλο παλινδρόμησης με dummy variables, και εξετάζοντας την τελευταία προηγούμενη και τις τρεις πρώτες μέρες του μήνα, βρήκαν επίσης εποχικότητα στις αποδόσεις των μετοχών των ΗΠΑ, οδηγώντας μας στο συμπέρασμα ότι το Φαινόμενο συνεχίζει να υφίσταται και μεταγενέστερα της μελέτης του Watchel. Σε μία πιο πρόσφατη μελέτη για την αγορά των ΗΠΑ, το 2003 ο Gu, χρησιμοποιώντας λογαρίθμους για τον υπολογισμό των αποδόσεων (power ratio) κατά τη χρονική περίοδο 1929-2000, στα αποτελέσματά της έρευνάς του παρατηρείται έντονο το Φαινόμενο του Ιανουαρίου σε δείκτες μεγάλων αποδόσεων μετοχών. Μένοντας στα γεωγραφικά όρια της Αμερικής, η ύπαρξη της επίδρασης του μήνα παρατηρείται και στον **Καναδά** (Cadsby & Ratner,1992), για την υπό μελέτη περίοδο 1962-1988, καθώς φαινόμενα εποχικότητας παρατηρούνται και για τις χώρες της **Χιλής, Κολομβίας και του Μεξικό** (Fountas & Segredakis,1999) και **Αργεντινή** (Guler, 2012).

Μεταφερόμενοι στις Ευρωπαϊκές αγορές, οι Cadsby & Ratner (1992), για την περίοδο 1962-1988, χρησιμοποιώντας παλινδρομήσεις με ψευδομεταβλητές και κάνοντας έλεγχο για την τελευταία προηγούμενη και τις τρεις πρώτες μέρες του μήνα, παρατήρησαν επίδραση του μήνα στις αποδόσεις των μετοχών στη **Βρετανία, Ιταλία, Γερμανία, Ελβετία** και απουσία Φαινομένου στη **Γαλλία**. Το 1995, Ο Boudreaux σε μελέτη του παρατηρεί να μην θετικές μηνιαίες αποδόσεις για **Ισπανία, Γαλλία και**

Ελβετία, αλλά όχι εντάσεως που να δικαιολογεί την ύπαρξη εποχικότητας στις χώρες αυτές (χρονική περίοδος εξέτασης 1978-1992).

Όσο αφορά την ελληνική πραγματικότητα, οι Fountas & Segredakis (1999), καλύπτοντας την περίοδο από το 1987 έως και το 1996, παρατήρησαν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου με τη χρήση ψευδομεταβλητών. Εν συνεχεία, δύο πιο πρόσφατες μελέτες, έρχονται σε αντίθεση με το παραπάνω πόρισμα. Το 2008, ο Floros σε δημοσιεύσή του για την μελέτη του τη χρονική περίοδο 1999-2001, **Ελλάδα** (Γενικός Δείκτης ASE, FTSE/ASE-20, FTSE/ASE MID 40), δεν παρατηρεί εποχικότητα στις αποδόσεις των μετοχών.

Συνεχίζοντας, σε χώρες όπως η **Ιαπωνία και το Χονγκ Κόνγκ**, για το χρονικό διάστημα 1962-1988, στη μελέτη των Cadsby & Ratner (1992), δεν παρατηρήθηκε το φαινόμενο της επίδρασης των μηνών, όπως αντιστοίχως και σε μεταγενέστερη μελέτη για την **Κίνα (Σαγκάη, Σενζέν)**, των Mookerjee & Yu το 1998, ομοίως δεν παρατηρήθηκε το Φαινόμενο για το διάστημα της έρευνας 1990-1994. Ο Fountas & Segredakis (1999), με τη χρήση ψευδομεταβλητών στις παλινδρομήσεις τους, για την περίοδο από το 1987-1996 διαπιστώσαν απουσία του υπό εξέταση Φαινομένου στις χώρες **Ταϊλάνδη, Βενεζουέλα και Ζιμπάμπουε**. Το 2001, Ο Hamori, χωρίζοντας την περίοδο εξέτασης σε τρεις υπο-περιόδους (1η περίοδος: 1977-1997, 2η περίοδος: 1971-1984, 3η περίοδος: 1985-1997), διαπίστωσε την ύπαρξη του Φαινομένου για τις small size stock για την 1η περίοδο, για τη δεύτερη για τις small-medium-large size stock, και διαπιστώθηκε απουσία του Φαινομένου για την 3η υπο-περίοδο. Εν συνεχεία, ο Pandey (2002), μελέτησε το Φαινόμενο για την χρηματιστηριακή αγορά της **Μαλαισίας**, για τη χρονική περίοδο έρευνας 1992-2002, όπου διαπίστωσε ύπαρξη εποχικότητας στις αποδόσεις σε επίπεδο μηνών, με υψηλότερες τις αποδόσεις του Δεκεμβρίου.

Σε πιο πρόσφατες δημοσιεύσεις, οι Berari & Mollic (2009), εξετάζοντας το Χρηματιστήριο του **Μπαγκλαντές**, από το 1996 έως το 2002, διαπίστωσαν υψηλές αποδόσεις τους μήνες του Ιανουαρίου, όπως επίσης και σε μελέτη για το Χρηματιστήριο του **Αμμάν** από τους Alrabadi & Al-Qudah, τα αποτελέσματα οδήγησαν στο ίδιο συμπέρασμα (2002-2011). Τέλος, ο Guler το 2012, με χρήση λογαρίθμων για τον υπολογισμό των αποδόσεων (power

ratio), παρατήρησε ότι το Φαινόμενο είναι παρών για την υπό εξέταση περίοδο της μελέτης του για το Χρηματιστήριο της **Κίνας**, για την περίοδο 1988-2012.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΣΥΝΟΠΤΙΚΟΣ ΠΙΝΑΚΑΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΤΗΣ ΔΙΕΘΝΟΥΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΤΩΝ ΜΗΝΩΝ ΣΤΙΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ

<u>ΕΤΟΣ ΔΗΜΟΣΙΕΥΣΗΣ</u>	<u>ΕΡΕΥΝΗΤΕΣ</u>	<u>ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΕΡΕΥΝΑΣ</u>	<u>ΥΠΟ ΕΞΕΤΑΣΗ ΧΩΡΕΣ</u>	<u>ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ</u>	<u>ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΑΣ</u>
1942	Watchel	1927-1942	ΗΠΑ	Υπολογισμός των αριθμητικών μέσων των τιμών των υπό εξέταση δεικτών σε ημερομηνίες ίσης απόστασης από τον Δεκέβριο.	φαινόμενο Ιανουαρίου(υψηλότερες αποδόσεις από τέλη Δεκεμβρίου έως το τρίτο Σάββατο του Ιανουαρίου
1984	Tinic & West	1935-1951	Νέα Υόρκη	Παλινδρόμηση με ψευδομεταβλητές	φαινόμενο Ιανουαρίου που οφείλεται στη θετική σχέση κινδύνου και απόδοσης
1987	Ariel	1963-1981	ΗΠΑ	Υπολογισμός των αριθμητικών μέσων των εννέα ημερών διαπραγματεύσεων πριν και μετά την αρχή του μήνα	ο μέσος αποδόσεων του πρώτου δεκαπενθήμερου σημαντικά μεγαλύτερος από αυτόν του δεύτερου δεκαπενθήμερου

1992	Cadsby & Ratner	1962-1988	ΗΠΑ, Καναδάς, Ιαπωνία, Χονγκ-Κονγκ, Βρετανία, Αυστραλία, Ιταλία, Ελβετία, Δ.Γερμανία, Γαλλία	Παλινδρόμηση με "dummy variables" (έλεγχος για την τελευταία και τις τρεις πρώτες μέρες)	Ύπαρξη επίδρασης του μήνα σε ΗΠΑ, Καναδά, Βρετανία, Ιταλία, Δ.Γερμανία, Ελβετία, Αυστραλία Μη εμφάνιση του φαινομένου: Ιαπωνία, Χονγκ-Κονγκ, Γαλλία Έντονη σύνδεση των αποτελεσμάτων με τους τοπικούς θεσμούς των χωρών
1995	Boudreaux	1978-1992	Ισπανία, Ελβετία, Νορβηγία, Δανία, Γαλλία, Γερμανία, Σιγκαπούρη/Μαλαισία	Χρήση ψευδομεταβλητών (έλεγχος για την τελευταία και τις τέσσερις πρώτες μέρες του μήνα)	Θετικές μηνιαίες αποδόσεις με επίπεδο σημαντικότητας 5% για Δανία, Νορβηγία Αρνητικές μηνιαίες αποδόσεις με επίπεδο σημαντικότητας 1% για Σιγκαπούρη/Μαλαισία Θετικές αποδόσεις για Ισπανία, Γαλλία και Ελβετία αλλά όχι υψηλή ένταση του φαινομένου
1999	Mookerjee & Yu	1990-1994	Κίνα (Σαγκάη, Σενζέν)	Παλινδρόμηση με "dummy variables" (έλεγχος για -9, +9 ημέρες του μήνα)	Μη παρατήρηση φαινομένου monthly effect και turn off the month effect
1999	Fountas & Segredakis	1987-1996	Αργεντινή, Χιλή, Κολομβία, Ελλάδα, Ινδία, Ιορδανία, Κορέα, Μαλαισία, Μεξικό, Νιγηρία, Πακιστάν, Φιλιππίνες, Πορτογαλία, Ταϊβάν, Ταϊλάνδη, Τουρκία, Βενεζουέλα, Ζιμπάμπουε	Χρήση ψευδομεταβλητών στις παλινδρομήσεις	Ύπαρξη φαινομένου του Ιανουαρίου στην Ελλάδα, Χιλή, Κορέα, Ταϊβάν, Τουρκία. Χιλή: ισχύς της tax loss hypothesis Άπουσία φαινομένου σε Ταυλάνδη, Βενεζουέλα, Ζιμπάμπουε

2001	Hamori	1 ^η περίοδος: 1977-1997 2 ^η περίοδος: 1971-1984 3 ^η περίοδος: 1985-1997	Ιαπωνία	Πολύπαραγοντική ανάλυση (ANOVA) με μηδενική υπόθεση mean returns όλων των μηνών ίδιοι και χρήση μη παραμετρικού τεστ (Van der Waerden) με υπόθεση median returns των μηνών ίδιοι	1 ^η περίοδος: Ύπαρξη Φαινομένου για τις small size stock 2 ^η περίοδος: Ύπαρξη Φαινομένου για τις small, medium, large size stock 3 ^η περίοδος: απουσία Φαινομένου
2002	Pandey	1992-2002	Μαλαισία	Χρήση ψευδομεταβλητών	Ύπαρξη εποχικότητας των αποδόσεων σε επίπεδο μηνών- Υψηλότερες αποδόσεις τον Δεκέμβριο
2003	Gu	1929-2000	ΗΠΑ	Χρήση λογαρίθμων για τον υπολογισμό των αποδόσεων(power ratio)	Έντονο το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στους δείκτες μεγάλων αποδόσεων μετοχών
2008	Floros	1999-2001	Ελλάδα (Γενικός Δείκτης ASE, FTSE/ASE- 20, FTSE/ASE MID 40)	Παλινδρόμηση	Δεν παρατηρείται το Φαινόμενο του Ιανουαρίου
2009	Bepari & Mollic	1996-2006	Μπαγκλαντές	Παλινδρόμηση	Εμφάνιση υψηλών αποδόσεων τον Ιανουάριο
2012	Alrabadi & Al- Qudah	2002-2011	Αμμάν	Παλινδρόμηση με ψευδομεταβλητές	Ύπαρξη Φαινομένου του Ιανουαρίου
2012	Guler	1988-2012	Βραζιλία, Σαγκάη, Ινδία, Αργεντινή, Τουρκία	Χρήση λογαρίθμων για τον υπολογισμό των αποδόσεων(power ratio)	Εμφάνιση του Φαινομένου του Ιανουαρίου σε Κίνα, Αργεντινή και Τουρκία. Μη παρατήρηση του Φαινομένου σε Βραζιλία και Ινδία

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

Δεδομένα και Μεθοδολογία

Σκοπός της παρούσας Διπλωματικής Εργασίας είναι να εξεταστεί αν υπάρχουν εποχιακά γεγονότα, τα οποία επιδρούν σημαντικά στις αποδόσεις των μετοχών και συγκεκριμένα να εξετάσουμε την επίδραση του μήνα στις αποδόσεις των μετοχών σε τρία από τα μεγαλύτερα Χρηματιστήρια της Ευρώπης και συγκεκριμένα στο δείκτη DAX της Φρακφούρτης, στο δείκτη FTSE 100 του Λονδίνου, στο δείκτη CAC 40 της Γαλλίας, όπως επίσης και στο δείκτη NIKKEI 225 της Ιαπωνίας καθώς και στο δείκτη S&P/TSX του Καναδά.

Ο δείκτης DAX (*Deutscher Aktien Index*) είναι ένας «blue chip» δείκτης μετοχών που αποτελείται από τις 30 μεγαλύτερες εταιρείες της Γερμανίας που δραστηριοποιούνται στην στο Χρηματιστήριο της Φρανκφούρτης. Οι τιμές λαμβάνονται από το ηλεκτρονικό σύστημα Xetra, όπου μετρά την απόδοση των 30 μεγαλύτερων εταιρειών όσον αφορά τον όγκο των μετοχών που πωλούνται και την κεφαλαιοποίηση της αγοράς¹.

Ο δείκτης FTSE 100 Index, ονομάζεται επίσης και FTSE 100, FTSE, είναι ένας δείκτης μετοχών 100 εταιρειών που περιλαμβάνονται στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση αγοράς. Ο δείκτης αυτός αποτελεί έναν από τους πιο ευρέως χρησιμοποιούμενους δείκτες της αγοράς και θεωρείται ως ένας δείκτης ευημερίας των επιχειρήσεων όπως έχει θεσμοθετηθεί από τη σχετική νομοθεσία του Ηνωμένου Βασιλείου.

¹ http://deutsche-boerse.com/dbg/dispatch/en/kir/dbg_nav/home

Ο δείκτης περιλαμβάνεται στην [FTSE Group](#) που είναι θυγατρική του Χρηματιστηρίου του Λονδίνου².

Ο δείκτης CAC 40 αποτελεί ένα σημείο αναφοράς του γαλλικού δείκτη του Χρηματιστηρίου, ο δείκτης αποτελεί σημείο αναφοράς του γαλλικού δείκτη του Χρηματιστηρίου. Ο δείκτης ουσιαστικά είναι ένα σταθμισμένο μέτρο των εταιρειών με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση. Ο δείκτης αυτός αποτελεί έναν από τους κύριους εθνικούς δείκτες του πανευρωπαϊκής ομάδας του χρηματιστηρίου Euronext παράλληλα με τους BEL20 των Βρυξελλών, PSI-20 του Άμστερνταμ και τον AEX της Λισαβόνας³.

Ο δείκτης Nikkei 225 είναι ένας δείκτης μετοχών ο οποίος περιλαμβάνει τις 225 μεγαλύτερες εταιρείες του Χρηματιστηρίου του Τόκιο. Όπως και ο Βιομηχανικός Μέσος Dow Jones των ΗΠΑ, έτσι και ο Nikkei βασίζεται σε έναν σταθμισμένο μέσο όρο τιμών. Αυτό σημαίνει πως ο δείκτης δίνει περισσότερη βαρύτητα στις εταιρείες με τις υψηλότερες τιμές μετοχών. Οι εταιρείες που αποτελούν τον δείκτη αναθεωρούνται σε ετήσια βάση και περιλαμβάνουν Ιαπωνικές επιχειρήσεις όπως παρασκευαστές φαρμακευτικών, χρηματοπιστωτικά ιδρύματα και άλλα. Με μεγάλες διακυμάνσεις, ρευστότητα και υψηλή δραστηριότητα στην αγορά, ο Nikkei 225 έχει εξελιχθεί σε έναν απο τους κορυφαίους δείκτες της αγοράς παρέχοντας δελεαστικές ευκαιρίες σε όλους τους τύπους επενδυτών⁴.

Ο δείκτης S&P/TSX είναι ένας δείκτης μετοχών που περιλαμβάνει τις μεγαλύτερες εταιρείες βάσει κεφαλαιοποίησης στο Χρηματιστήριο του Τορόντο. Οι εισηγμένες εταιρείες του δείκτη αυτού, αποτελούν περίπου το 70% της κεφαλαιοποίησης της αγοράς. Ο δείκτης S&P/TSX εξυπηρετεί ένα διπλό σκοπό. Ο δείκτης, έχει σχεδιαστεί και προσφέρει την αναπαράσταση ενός δείκτη αναφοράς (benchmark), διατηρώντας παράλληλα τα

² <http://www.ftse.com/>

³ <https://indices.nyx.com/fr/products/indices/FR0003500008-XPAR>

⁴ <http://www.iforex.gr/nikkei225>

χαρακτηριστικά ρευστότητας μικρότερων δεικτών. Αυτός ο μοναδικός συνδυασμός κάνει τον δείκτη S&P/TSX ιδανικό για τη διαχείριση του χαρτοφυλακίου⁵.

Η οικονομική κρίση του 2008 μεταφέρθηκε γρήγορα στην Ευρώπη από τις πέραν του Ατλαντικού χρηματαγορές, μόλις έγινε σαφές ότι οι χρηματιστηριακές υπερβολές και η συσσώρευση τοξικών χρεογράφων δεν αποτελούσαν προνόμια των Αμερικανικών επενδυτικών τραπεζών. Το ευρωπαϊκό τραπεζικό σύστημα απεδείχθη εξίσου ευάλωτο, κάτι που ώθησε τις ευρωπαϊκές κυβερνήσεις στη χορήγηση τεραστίων ποσοτήτων ρευστότητας, καθώς και στην εθνικοποίηση μεγάλων τραπεζικών ιδρυμάτων, με σκοπό την αποφυγή της ολοκληρωτικής του κατάρρευσης.

Εξαιτίας των γεγονότων που αναφέρθηκαν παραπάνω αναλυτικά, αποφασίστηκε να μελετήσουμε τους Χρηματιστηριακούς δείκτες της Γαλλίας, του Ηνωμένου Βασιλείου και της Γερμανίας, καθώς οι χώρες αυτές αποτελούν τις μεγαλύτερες δυνάμεις της Ευρώπης. Όπως επίσης επιλέξαμε ταυτόχρονα να μελετήσουμε και τους Χρηματιστηριακούς δείκτες του Καναδά και της Ιαπωνίας, με σκοπό να συγκρίνουμε τα αποτελέσματα των ευρωπαϊκών δεικτών με αυτά άλλων ηπείρων για να καταλήξουμε σε κάποια συμπεράσματα. Συγκεκριμένα, μελετάται αν το φαινόμενο της μηνιαίας επίδρασης συναντάται στις Χρηματιστηριακές αυτές αγορές και ιδιαίτερα την τελευταία πενταετία.

Δεδομένα

Τα δεδομένα περιλαμβάνουν τις τιμές κλεισίματος των δεικτών του Χρηματιστηρίου τριών Ευρωπαϊκών χωρών της Αγγλίας FTSE 100, της Γαλλίας FRANCE CAC 40, της Γερμανίας DAX 30 PERFORMANCE όπως επίσης και του δείκτη NIKKEI 225 της Ιαπωνίας και τέλος του δείκτη S&P/TSX

⁵<http://web.tmxmoney.com>

του Καναδά. Τα δεδομένα είναι μηνιαία και συλλέχθηκαν από τη βάση Datastream, η οποία παρέχει ημερήσιες τιμές και όγκο συναλλαγών για μετοχές από αρκετές χώρες, market stock and bond indices. Η χρονική διάρκεια για την οποία μελετούνται οι δείκτες των τριών αυτών Ευρωπαϊκών χωρών αφορούν την περίοδο από 1/1/1981 έως 1/12/2013. Οι αποδόσεις των δεικτών αυτών του Χρηματιστηρίου προκύπτουν από τις αντίστοιχες τιμές των δεικτών. Για την εκτίμηση των αποδόσεων για την χρονική περίοδο t εφαρμόσαμε τον παρακάτω τύπο:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (4.1)$$

όπου,

R_t είναι η απόδοση των μετοχών τη χρονική στιγμή t

P_t είναι η τιμή κλεισίματος του δείκτη τη χρονική στιγμή t και

P_{t-1} είναι η τιμή κλεισίματος του δείκτη τη χρονική στιγμή $t-1$

Μεθοδολογία

Όσον αφορά την μεθοδολογία μιας ερευνητικής εργασίας, υπάρχουν δύο κατηγορίες μεθόδων μεταξύ των οποίων πρέπει να επιλέξουμε: οι ποιοτικές και οι ποσοτικές μέθοδοι. Τα ποιοτικά δεδομένα συλλέγονται με μία καλά προγραμματισμένη διαδικασία, αλλά όχι με έναν τυποποιημένο τρόπο, όπως συμβαίνει στην περίπτωση των ποσοτικών δεδομένων.

Τα ποιοτικά δεδομένα συνήθως χρησιμοποιούνται όταν επιδιώκεται η διερεύνηση του τρόπου ζωής, οι εμπειρίες εργαζομένων κλπ. Στις περιπτώσεις όμως που απαιτείται η επεξεργασία αριθμητικών δεδομένων απαιτείται η χρήση ποιοτικών μεθόδων. Τα ποσοτικά δεδομένα συλλέγονται για να προσδιοριστεί με ακρίβεια το ζητούμενό μας, έτσι ώστε να είμαστε σε θέση να απαντήσουμε στα ερευνητικά μας ζητούμενα. Επομένως, κρίνεται απαραίτητη η θέσπιση ενός στατιστικού πλαισίου για τον ακριβή τρόπο σύμφωνα με τον οποίο θα πρέπει να γίνει η δοκιμή.

Στην περίπτωση της συγκεκριμένης εργασίας επειδή ο σκοπός είναι να χρησιμοποιήσουμε κάποιες ιστορικές τιμές για να ελέγξουμε αν σημειώνονται ανωμαλίες στην πορεία της Χρηματιστηριακής αγοράς, χρησιμοποιήθηκε ποσοτική μέθοδος, καθώς η χρήση των κατάλληλων στατιστικών μοντέλων θα μας βοηθήσει να απαντήσουμε στα ερευνητικά μας ζητούμενα. Επομένως, στην ανάλυση των τιμών των δεικτών για τους Χρηματιστηριακούς δείκτες των τριών αυτών χωρών θα εφαρμόσουμε ποσοτική έρευνα, της οποίας η διαδικασία περιγράφεται με ακρίβεια στα πλαίσια του κεφαλαίου αυτού.

Όπως διαπιστώθηκε από την περιγραφή των δεδομένων μας, αποτελούν χρονοσειρές των αποδόσεων των δεικτών FTSE 100, FRANCE CAC 40, DAX 30, NIKKEI 225 και S&P/TSX. Επομένως, στην ουσία πραγματοποιείται ανάλυση χρονοσειρών. Με το όρο χρονοσειρά αναφερόμαστε σε μεγέθη που αφορούν τη δυναμική εξέλιξη της διαδικασίας ή συστήματος που παράγει το μέγεθος που παρατηρούμε και για αυτό θα θεωρήσουμε πως παρατηρούμε το μέγεθος στο χρόνο με σταθερό χρονικό βήμα, δηλαδή με σταθερό χρόνο δειγματοληψίας (sampling time).

Η κατανόηση της λειτουργίας των αγορών, αλλά και η πρόβλεψη της πορείας των, δεν μπορεί να γίνει χωρίς τη συνδρομή της οικονομετρικής ανάλυσης ενός μεγάλου όγκου χρηματοοικονομικών δεδομένων. Τα δεδομένα αυτά είναι κυρίως χρονοσειρές που αναφέρονται σε διαφορετικές μεταβλητές, όπως τιμές, αποδόσεις, κεφαλαιοποίηση, όγκος συναλλαγών κ.ά. Για την

ανάλυση των δεδομένων αυτών η σύγχρονη βιβλιογραφία μάς προσφέρει μια λίστα οικονομετρικών μεθόδων που μας επιτρέπουν να εξετάσουμε και να ελέγξουμε θεωρίες, να δημιουργήσουμε χαρτοφυλάκια, να μετρήσουμε τον επενδυτικό κίνδυνο, να αξιολογήσουμε επενδυτικές στρατηγικές και πολλά άλλα. Η σημασία της χρήσης κατάλληλων μεθόδων στα πλαίσια της πραγματικής λειτουργίας των αγορών σε περιόδους κρίσης, όπως αυτής που διανύουμε, είναι απαραίτητη για μια καλά τεκμηριωμένη λήψη επιχειρηματικών και οικονομικών αποφάσεων.

Σε κάποια προβλήματα ο χρόνος δειγματοληψίας μπορεί να μην είναι σταθερός και τότε χρειάζεται ειδικότερη επεξεργασία της χρονοσειράς για να γίνει η ανάλυση. Για παράδειγμα οι ημερήσιες τιμές ενός χρηματιστηριακού δείκτη (π.χ. του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών) συνιστούν μια χρονοσειρά με μεταβλητό φυσικό χρόνο δειγματοληψίας, αφού μεσολαμβάνουν Σαββατοκύριακα και γιορτές που είναι κλειστό το χρηματιστήριο. Η πιο απλή προσέγγιση σε αυτήν την περίπτωση είναι να ορίσουμε ως χρόνο αναφοράς όχι το φυσικό χρόνο αλλά τον οικονομικό χρόνο συναλλαγών και να θεωρήσουμε σταθερό χρονικό βήμα μιας (οικονομικής) ημέρας ακόμα και από Παρασκευή σε Δευτέρα. Στη συνέχεια θα θεωρούμε το χρόνο δειγματοληψίας σταθερό που είναι και η τυπική περίπτωση στην ανάλυση μιας χρονοσειράς.

Στην προσπάθειά μας να εξηγήσουμε τα παραπάνω, έχουμε να αντιμετωπίσουμε τις εγγενείς ιδιότητες των χρονοσειρών που διαθέτουμε. Οι ιδιότητες αυτές, σε συνδυασμό με την οικονομική θεωρία, καθορίζουν την πορεία της ανάλυσής μας και το είδος των μεθόδων που είναι κατάλληλες για να έχουμε ερμηνεύσιμα αποτελέσματα. Στις περισσότερες περιπτώσεις τα αρχικά δεδομένα μας μετασχηματίζονται, π.χ. από τιμές σε αποδόσεις, γιατί το συνιστά είτε η οικονομική είτε η οικονομετρική θεωρία (είτε και οι δύο).

Το πρόβλημα στην ανάλυση χρονοσειρών είναι να εκτιμήσουμε το σύστημα που παράγει τη χρονοσειρά και ενδεχομένως να κάνουμε πρόβλεψη μελλοντικών τιμών του μεγέθους που παρατηρούμε. Η πρώτη υπόθεση που

θα πρέπει να απορρίψουμε για να έχει νόημα η ανάλυση της χρονοσειράς είναι ότι η μεταβολή των τιμών του μεγέθους που παρατηρούμε είναι εντελώς τυχαία, δηλαδή το σύστημα που παρατηρούμε είναι λευκός θόρυβος. Αν οι παρατηρήσεις της χρονοσειράς δεν είναι ανεξάρτητες, η πληροφορία που υπάρχει στη χρονοσειρά μπορεί να δίνεται με διαφορετικές μορφές και τα κυριότερα χαρακτηριστικά που θα πρέπει να μελετήσουμε πριν προχωρήσουμε να προσαρμόσουμε κάποιο μοντέλο στη χρονοσειρά είναι:

1. Στασιμότητα (Stationarity): Απλά αυτό σημαίνει ότι οι διακυμάνσεις των τιμών της χρονοσειράς δε διαφοροποιούνται με το χρόνο. Μια μη-στάσιμη χρονοσειρά μπορεί να έχει τάσεις (trends), δηλαδή (αργές) αλλαγές στη μέση τιμή της με το χρόνο, π.χ. η τιμή βενζίνης μπορεί να έχει διακυμάνσεις λόγω της διεθνούς αγοράς αλλά και να παρουσιάζει μια αυξητική τάση σε βάθος χρόνου λόγω πληθωρισμού. Μια μη-στάσιμη χρονοσειρά μπορεί επίσης να παρουσιάζει περιοδικότητα (periodicity), που όταν αναφέρεται σε συγκεκριμένες περιόδους που σχετίζονται με φυσικές εποχές του έτους (μήνα, τρίμηνο, τετράμηνο) λέγεται και εποχικότητα (seasonality).
2. Αιτιοκρατία (determinism) και στοχαστικότητα (stochasticity) Όλες οι χρονοσειρές από πραγματικά μεγέθη περιέχουν θόρυβο και με αυτήν την έννοια όλες οι πραγματικές χρονοσειρές είναι στοχαστικές. Η μεγαλύτερη πρόκληση στην ανάλυση πραγματικών χρονοσειρών είναι η διερεύνηση και ταύτιση ή εντοπισμός του αιτιοκρατικού μέρους του συστήματος που παράγει τη χρονοσειρά. Όταν αυτό είναι κρυμμένο μέσα στο θόρυβο ή γενικότερα δεν κυριαρχεί στην εξέλιξη της χρονοσειράς, τότε θεωρούμε πως το σύστημα είναι στοχαστικό και περιοριζόμαστε σε στατιστική περιγραφή του συστήματος, όπως κάναμε και για τις τυχαίες μεταβλητές στην στατική περίπτωση.
3. Γραμμικότητα (linearity) και μη-γραμμικότητα (nonlinearity): Σύμφωνα με τα παραπάνω φαίνεται αυτές οι δύο έννοιες να σχετίζονται με την αιτιοκρατία και στοχαστικότητα αλλά γενικά μπορούν να ορισθούν

ανεξάρτητα από αυτές. Η γραμμικότητα του συστήματος σημαίνει πως οι μεταβλητές του συστήματος (που μπορεί να μην έχουμε τη δυνατότητα να τις παρατηρήσουμε) αλληλοεπιδρούν γραμμικά, δηλαδή αν θα εκφράζαμε το σύστημα με αναλυτική μορφή όλοι οι όροι θα ήταν γραμμικοί ως προς τις μεταβλητές του συστήματος. Σε αντίθετη περίπτωση το σύστημα είναι μη-γραμμικό. Για τη χρονοσειρά αυτό σημαίνει πως για ένα γραμμικό σύστημα ορίζουμε την εξέλιξη της χρονοσειράς ως γραμμικό συνδυασμό των προηγούμενων παρατηρήσεων της χρονοσειράς, ενώ για ένα μη-γραμμικό σύστημα μπορούμε να ορίσουμε την εξέλιξη της χρονοσειράς με μεγαλύτερη ακρίβεια αν θεωρήσουμε και τη συνδυασμένη επίδραση των προηγούμενων παρατηρήσεων σε διαφορετικές χρονικές στιγμές ή τις ίδιες.

Η εμφάνιση τάσης ή περιοδικότητας στη χρονοσειρά υποδηλώνει ότι τα στατιστικά χαρακτηριστικά του συστήματος που παράγει τη χρονοσειρά αλλάζουν με το χρόνο και η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη. Η αυστηρή στασιμότητα (strict stationarity) ορίζεται μαθηματικά ως η διατήρηση στο χρόνο t της κοινής κατανομής των $\{x_t, x_{t-1}, x_{t+1}, \dots, x_{t+T}\}$ για κάποιο αυθαίρετο παράθυρο υστερήσεων T . Η συνθήκη στασιμότητας περιορίζεται συνήθως στη διατήρηση της μέσης τιμής και αυτοδιασποράς (θα ορίσουμε αυτόν τον όρο στη συνέχεια) και αναφέρεται ως ασθενής στασιμότητα (weak stationarity). Μάλιστα πρακτικά αντί της αυτοδιασποράς εξετάζουμε μόνο τη σταθερότητα της διασποράς με το χρόνο

Η μη-στασιμότητα αποτελεί σοβαρό πρόβλημα στην ανάλυση χρονοσειρών και ιδιαίτερα όταν προσπαθούμε να κάνουμε προβλέψεις. Σε χρονοσειρές με έντονη περιοδικότητα ή εποχικότητα θα θέλαμε πρώτα να ουδετεροποιήσουμε την επίδραση της περιοδικής ή εποχικής συνιστώσας πριν αναλύσουμε τη χρονοσειρά. Υπάρχουν συγκεκριμένες τεχνικές καθώς και στατιστικοί έλεγχοι για να διερευνήσουμε τη στασιμότητα σε μια χρονοσειρά αλλά δε θα μας απασχολήσουν εδώ. Θα δούμε όμως κάποιους

βασικούς μετασχηματισμούς που εφαρμόζουμε σε μια φανερά μη-στάσιμη χρονοσειρά για να την κάνουμε στάσιμη και να προχωρήσουμε με την ανάλυση.

Επομένως, αρχικά θα πραγματοποιηθεί έλεγχος στασιμότητας των αποδόσεων και των τριών δεικτών. Ένας απλός τρόπος να προσδιοριστεί αν μία σειρά είναι στάσιμη είναι να εξετάσουμε την συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (ACF) και την συνάρτηση σχετικής αυτοσυσχέτισης (PACF). Στα πλαίσια της συγκεκριμένης εργασίας προτιμήθηκε να χρησιμοποιηθεί ο έλεγχος στασιμότητας Augmented Dickey-Fuller (ADF).

Μία χρονολογική σειρά χαρακτηρίζεται ως στάσιμη αν οι στατιστικές της ιδιότητες δεν μεταβάλλονται διαχρονικά και συγκλίνουν σε μια μακροχρόνια ισορροπία. Συγκεκριμένα στασιμότητα στις πρώτες διαφορές υπάρχει αν ο μέσος, η διακύμανση και η αυτοσυνδιακύμανση των τιμών της σειράς είναι σταθερές και όχι συναρτήσεις του χρόνου. Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου είναι η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και απορρίπτεται αν η t -στατιστική παίρνει τιμή μικρότερη από την κριτική τιμή της στατιστικής των Dickey-Fuller για το δεδομένο μέγεθος δείγματος.

Η μέθοδος Dickey Fuller (DF) εξετάζει την ύπαρξη της μοναδιαίας ρίζας στο υπόδειγμα: Γράφοντας το υπόδειγμα σε πρώτες διαφορές:

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad (4.2)$$

όπου, e_t μία ανεξάρτητη και στάσιμη διαδικασία

Αν ο συντελεστής ρ είναι στατιστικά διάφορος του μηδενός τότε η σειρά χαρακτηρίζεται από στασιμότητα.

Ο έλεγχος στασιμότητας γίνεται με τη χρήση μιας μηνιαίας ψευδομεταβλητής η οποία εξετάζει την μηνιαία στασιμότητα. Η ψευδομεταβλητή λαμβάνει την τιμή της μονάδας για ένα δεδομένο μήνα και μηδέν για όλους τους υπόλοιπους μήνες.

Η οικονομετρική προσέγγιση που χρησιμοποιείται για τον έλεγχο των εποχικών επιδράσεων, περιλαμβάνει την παρακάτω εξίσωση παλινδρόμησης:

$$R_t = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \beta_6 D_{6t} + \beta_7 D_{7t} + \beta_8 D_{8t} + \beta_9 D_{9t} + \beta_{10} D_{10t} + \beta_{11} D_{11t} + \beta_{12} D_{12t} + e_t$$

(4.3)

όπου R_t αντιστοιχεί στην απόδοση του δείκτη του Χρηματιστηρίου, e_t είναι ο όρος σφάλματος και $D_{1t}, D_{2t}, \dots, D_{12t}$ είναι η μηνιαία εποχική ψευδομεταβλητή έτσι ώστε:

$$D_{it} = 1, \text{ για τον } i - \text{οστό μήνα}$$

και

$$D_{it} = 0, \text{ αλλιώς}$$

Η διαδικασία του προσδιορισμού της εποχικότητας, περιλαμβάνει δύο τρόπους. Ο πρώτος τρόπος περιλαμβάνει την εκτίμηση της εξίσωσης:

$$R_t = c + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + b_5 D_{5t} + b_6 D_{6t} + b_7 D_{7t} + b_8 D_{8t} + b_9 D_{9t} + b_{10} D_{10t} + b_{11} D_{11t} + b_{12} D_{12t} \quad (4.4)$$

όπου, οι παράμετροι b_i είναι η διαφορά των μέσων αποδόσεων μεταξύ του Ιανουαρίου και του i -οστού μήνα που αντιπροσωπεύουν, και η σταθερά c αντιστοιχεί στη μέση απόδοση του μήνα Ιανουαρίου. Η μηδενική υπόθεση για κάθε μία από τις παραμέτρους των ψευδομεταβλητών είναι να είναι ίσες με το μηδέν.

$$H_0: b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = b_{10} = b_{11} = b_{12} = 0$$

$$H_1: b_2 \neq b_3 \neq b_4 \neq b_5 \neq b_6 \neq b_7 \neq b_8 \neq b_9 \neq b_{10} \neq b_{11} \neq b_{12} \neq 0$$

Δηλαδή, ελέγχεται κατά πόσο η μέση απόδοση του δείκτη τον Ιανουάριο είναι ίδια με τη μέση απόδοση του δείκτη για κάθε μήνα του έτους ή όχι.

Για τη διεξαγωγή αποτελεσμάτων χρησιμοποιείται το πρόγραμμα E-Views. Το E-Views είναι ένα πρόγραμμα που παρέχει τη δυνατότητα στατιστικής και οικονομετρικής ανάλυσης στοιχείων βασισμένο στο παραθυρικό περιβάλλον εργασίας των WINDOWS.

Με το E-Views μπορεί κάποιος πολύ γρήγορα και απλά: (α) να καταχωρήσει τις μεταβλητές που πρόκειται να χρησιμοποιήσει και με βάση αυτές να δημιουργήσει νέες μεταβλητές, (β) να αναλύσει στατιστικά τις μεταβλητές αυτές και (γ) να εκτιμήσει οικονομετρικά σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών χρησιμοποιώντας διάφορες παραδοσιακές, αλλά και σύγχρονες οικονομετρικές μεθόδους.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

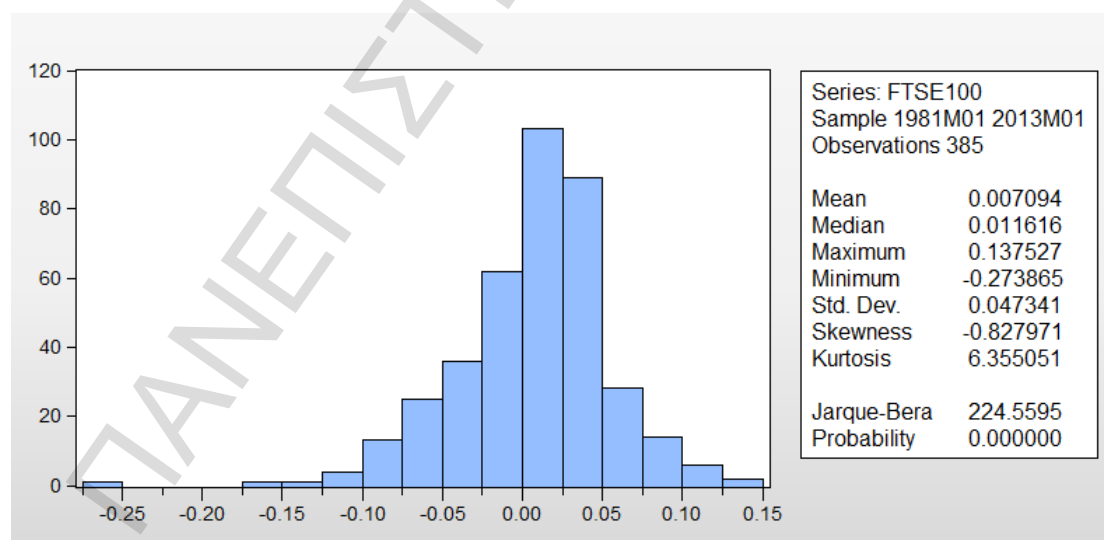
Εμπειρική Έρευνα

Περιγραφική Στατιστική

Αρχικά θα εξετάσουμε την κάθε σειρά, μια προς μια, ως προς τα στατιστικά περιγραφικά μέτρα, έτσι ώστε να βγουν κάποια πρώτα συμπεράσματα για την διαχρονική πορεία των αποδόσεων των δεικτών των μετοχών DAX 30, FTSE 100, FRANCE CAC 40, NIKKEI 225, S&P/TSX COMPOSITE INDEX και RUSSIA RTS INDEX .

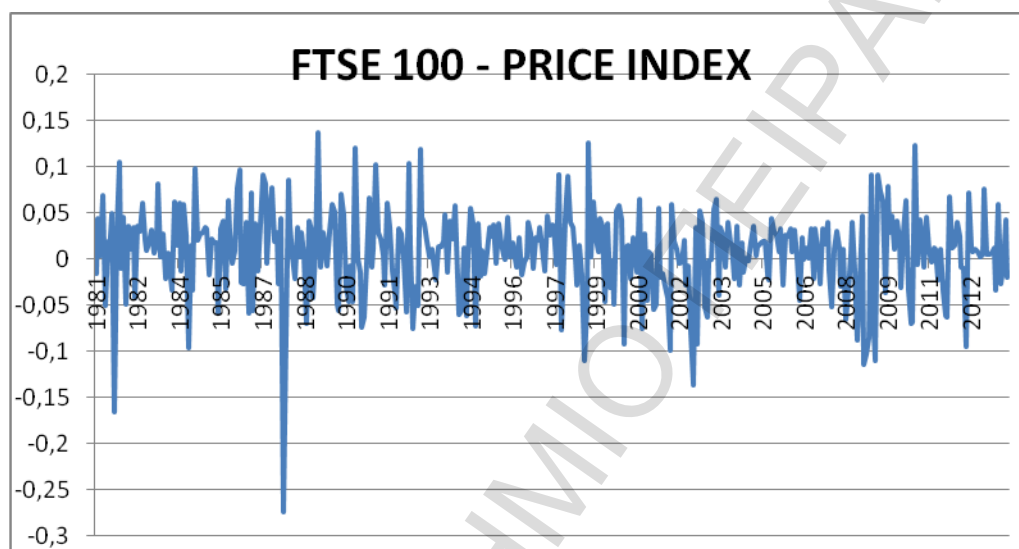
Τα περιγραφικά στατιστικά μέτρα για κάθε χρονοσειρά προκύπτουν από την επεξεργασία των δεδομένων στο στατιστικό λογισμικό E-views. Εξετάζοντας αρχικά την κάθε χρονοσειρά παρατηρούμε τα εξής :

1. Δείκτης FTSE 100

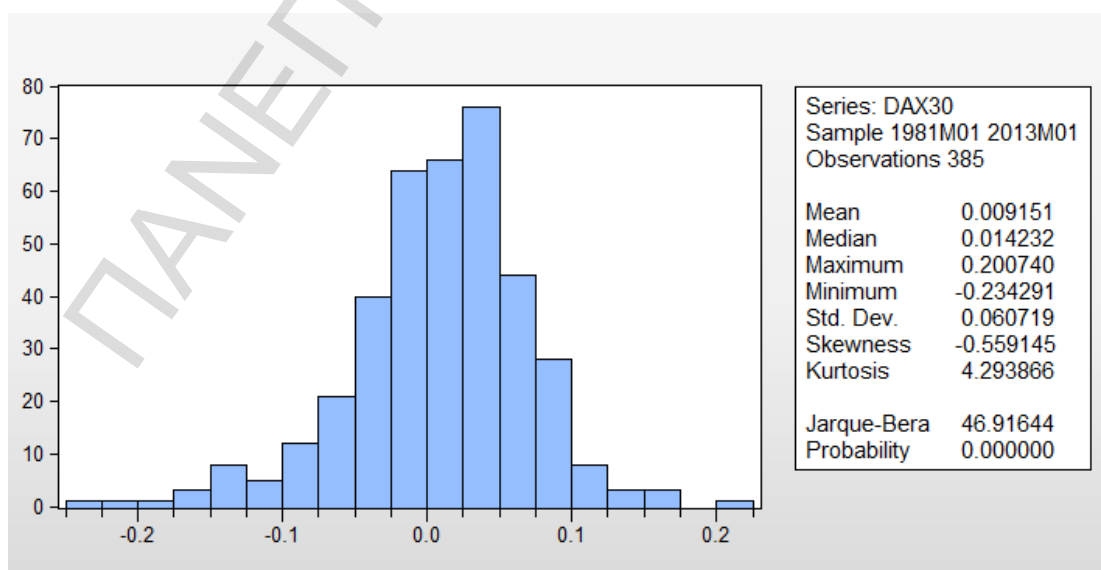


Στο παραπάνω γράφημα παρουσιάζονται το ιστόγραμμα και τα βασικά στατιστικά μέτρα για τις αποδόσεις του δείκτη. Παρατηρούμε ότι ο μέσος και η

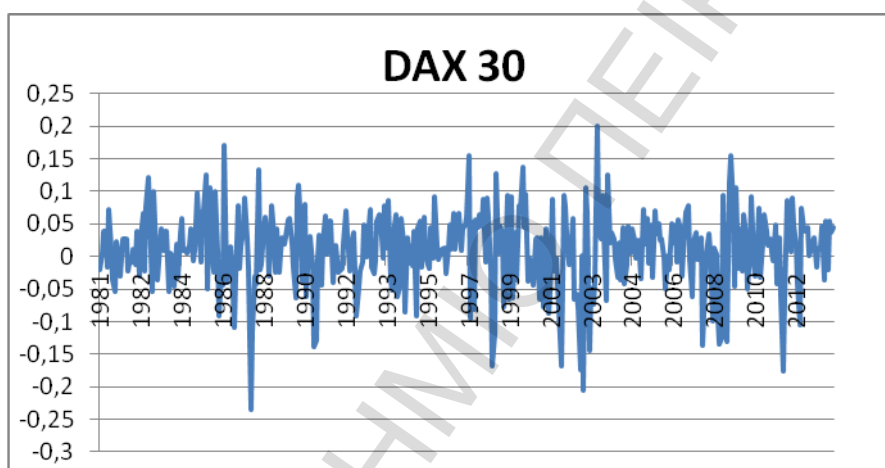
διάμεσος δεν συμπίπτουν ($\text{mean} = 0.0070 \neq \text{median} = 0.0116$). Το εύρος των παρατηρήσεων είναι από -27.38% έως $+13.75\%$. Ο συντελεστής SK=-0.82 και αποκλίνει από την τιμή 0 ενώ ο συντελεστής κύρτωσης KU= 6.35 και αποκλίνει από την τιμή 3. Αυτά τα χαρακτηριστικά μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η σειρά δεν ακολουθεί κανονική κατανομή. Το παρακάτω διάγραμμα αφορά την διαγραμματική παρουσίαση της διαχρονικής πορείας των αποδόσεων του δείκτη FTSE 100.



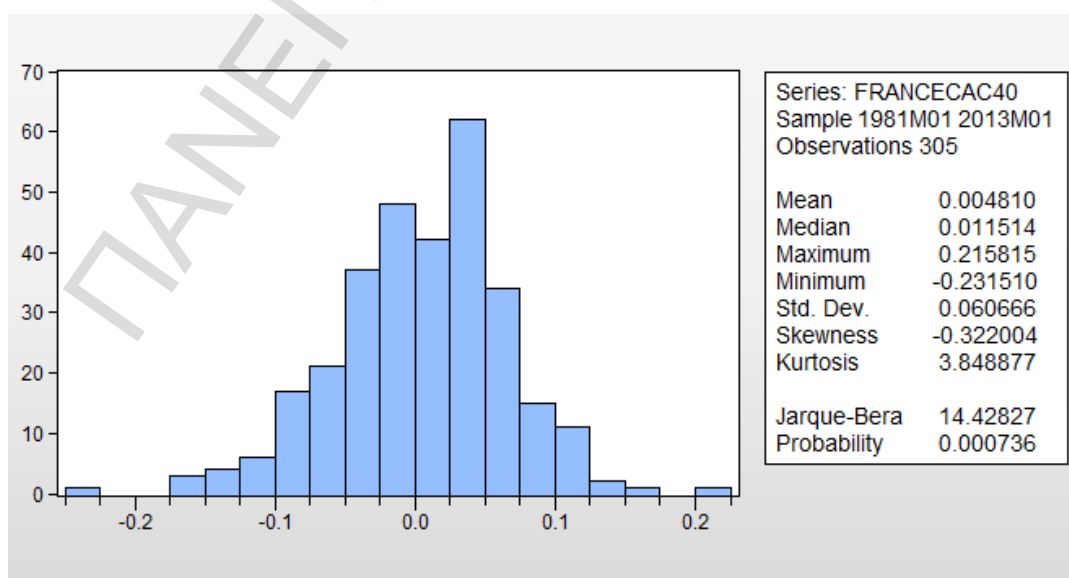
2. Δείκτης DAX 30



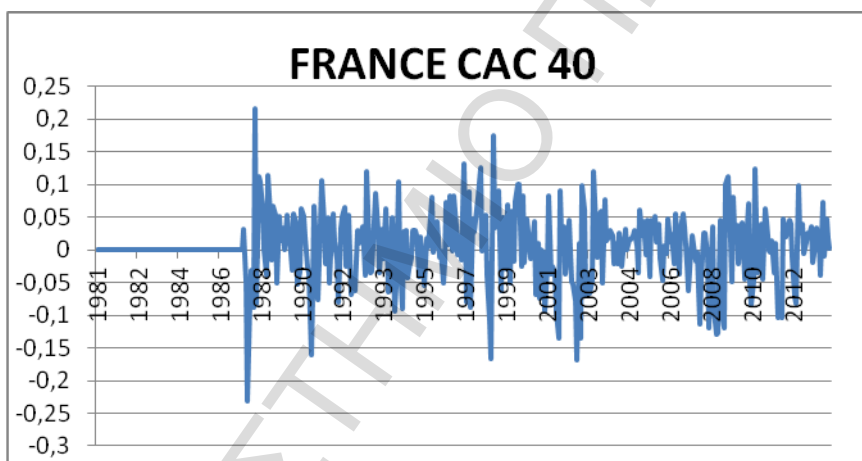
Από το παραπάνω γράφημα παρουσιάζονται το ιστόγραμμα και τα βασικά στατιστικά μέτρα για τις αποδόσεις του δείκτη. Παρατηρούμε ότι ο μέσος και η διάμεσος δεν συμπίπτουν ($\text{mean} = 0.0091 \neq \text{median} = 0.0142$). Το εύρος των παρατηρήσεων είναι από -23.42% έως $+20.07\%$. Ο συντελεστής SK=-0.55 και αποκλίνει από την τιμή 0 ενώ ο συντελεστής κύρτωσης KU= 4.29 και αποκλίνει από την τιμή 3. Αυτά τα χαρακτηριστικά μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η σειρά δεν ακολουθεί κανονική κατανομή. Το παρακάτω διάγραμμα αφορά την διαγραμματική παρουσίαση της διαχρονικής πορείας των αποδόσεων του δείκτη DAX 30.



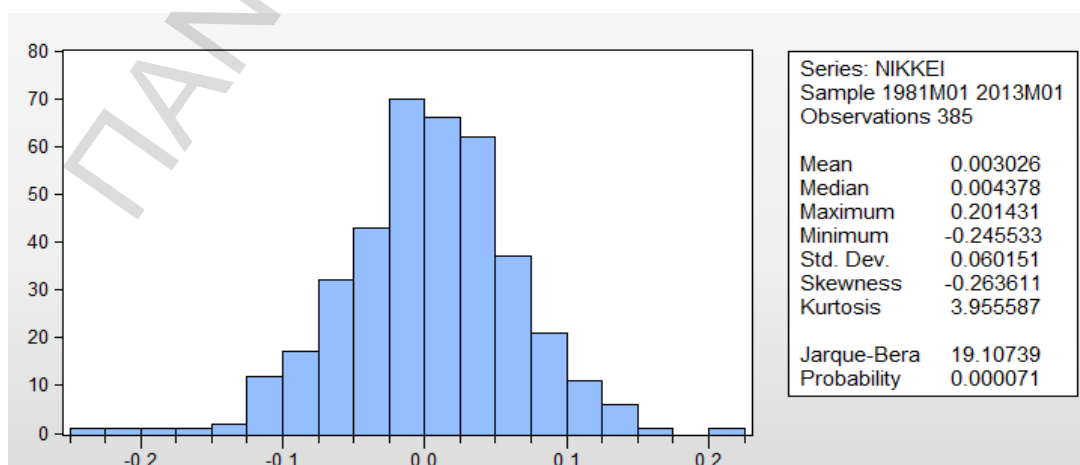
3. Δείκτης FRANCE CAC 40



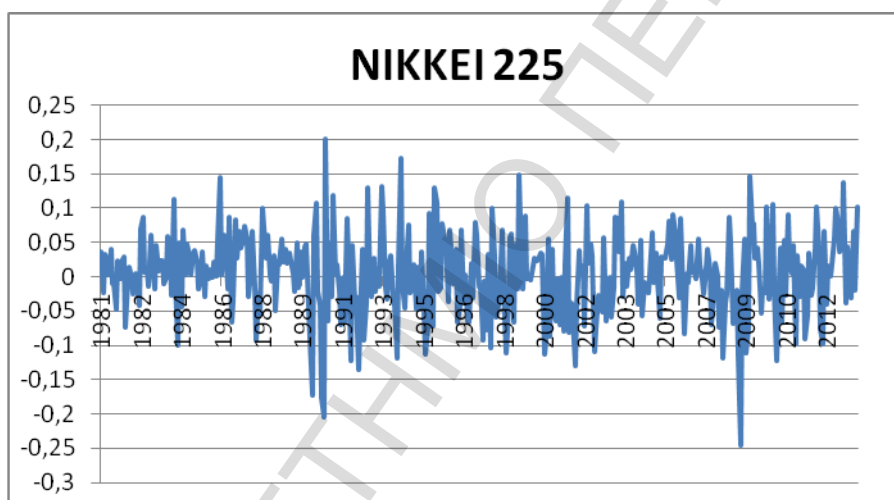
Από το παραπάνω γράφημα παρουσιάζονται το ιστόγραμμα και τα βασικά στατιστικά μέτρα για τις αποδόσεις του δείκτη FRANCE CAC 40. Παρατηρούμε ότι ο μέσος και η διάμεσος δεν συμπίπτουν ($\text{mean} = 0.0048 \neq \text{median} = 0.0115$). Το εύρος των αποδόσεων του δείκτη για την περίοδο αυτή κυμαίνεται από -23.15% έως $+21.58\%$. Ο συντελεστής $SK = -0.32$ και αποκλίνει από την τιμή 0 ενώ ο συντελεστής κύρτωσης $KU = 3.84$ και αποκλίνει από την τιμή 3. Αυτά τα χαρακτηριστικά μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η σειρά δεν ακολουθεί κανονική κατανομή. Το παρακάτω διάγραμμα αφορά την διαγραμματική παρουσίαση της διαχρονικής πορείας των αποδόσεων του δείκτη FRANCE CAC 40.



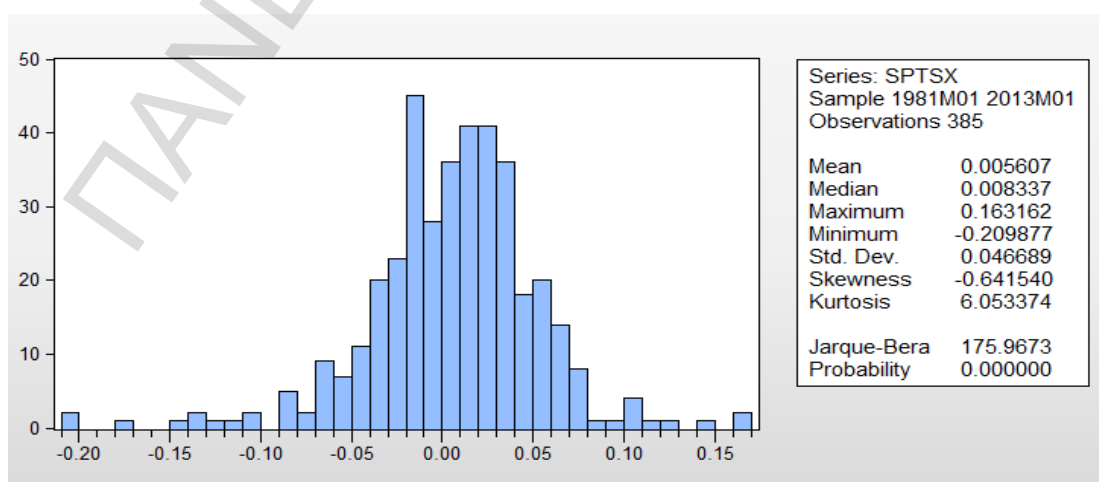
4. Δείκτης ΝΙΚΚΕΙ



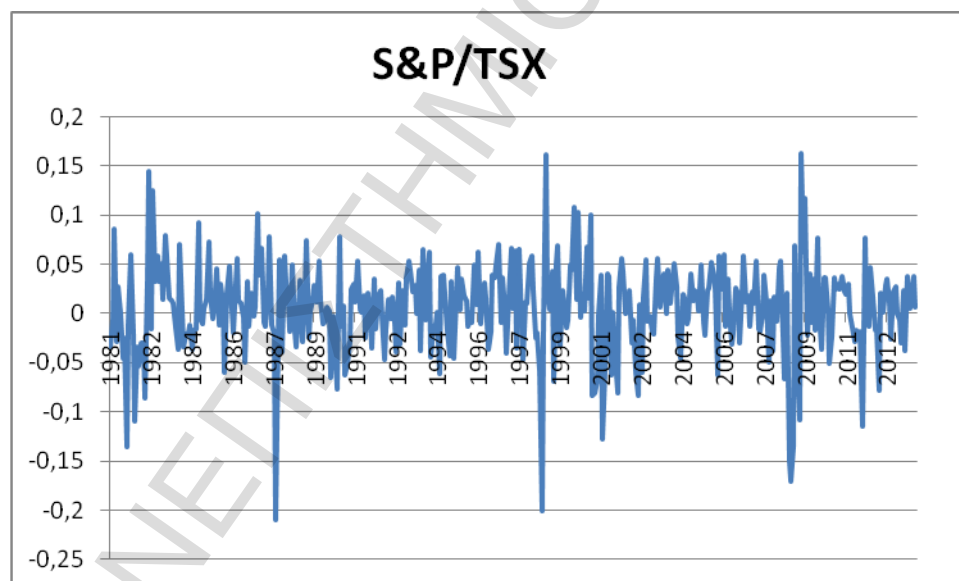
Από το παραπάνω ιστόγραμμα και τα βασικά στατιστικά μέτρα που παρουσιάζονται συγχρόνως για τις αποδόσεις του δείκτη. Παρατηρούμε ότι ο μέσος και η διάμεσος δεν συμπίπτουν ($\text{mean} = 0.0030 \neq \text{median} = 0.0043$). Το εύρος των αποδόσεων του δείκτη ΝΙΚΚΕΙ έχει ελάχιστη απόδοση -24.55% και μέγιστη απόδοση $+20.14\%$. Ο συντελεστής $SK = -0.26$ και αποκλίνει από την τιμή 0 ενώ ο συντελεστής κύρτωσης $KU = 3.95$ και αποκλίνει από την τιμή 3. Αυτά τα χαρακτηριστικά μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η σειρά δεν ακολουθεί κανονική κατανομή. Το παρακάτω διάγραμμα αφορά την διαγραμματική παρουσίαση της διαχρονικής πορείας των αποδόσεων του δείκτη ΝΙΚΚΕΙ.



5. Δείκτης S&P/TSX



Από το παραπάνω γράφημα παρουσιάζονται το ιστόγραμμα και τα βασικά στατιστικά μέτρα για τις αποδόσεις του δείκτη. Παρατηρούμε ότι ο μέσος και η διάμεσος δεν συμπίπτουν ($\text{mean} = 0.0056 \neq \text{median} = 0.0083$). Το εύρος των παρατηρήσεων είναι από -20.98% έως $+16.31\%$. Ο συντελεστής $SK = -0.64$ και αποκλίνει από την τιμή 0 ενώ ο συντελεστής κύρτωσης $KU = 6.05$ και αποκλίνει από την τιμή 3. Αυτά τα χαρακτηριστικά μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η σειρά δεν ακολουθεί κανονική κατανομή. Το παρακάτω διάγραμμα αφορά την διαγραμματική παρουσίαση της διαχρονικής πορείας των αποδόσεων του δείκτη S&P/TSX.

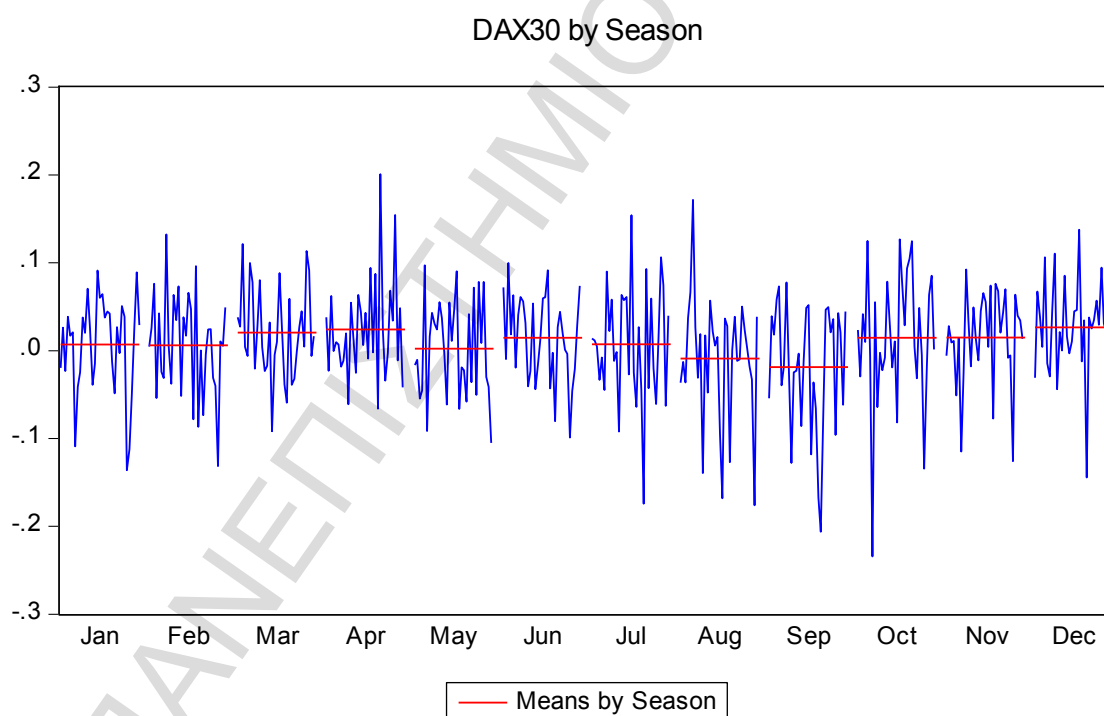


Στην συνέχεια παρατίθεται περιγραφική στατιστική των δεικτών σύμφωνα με κριτήριο τους μήνες:

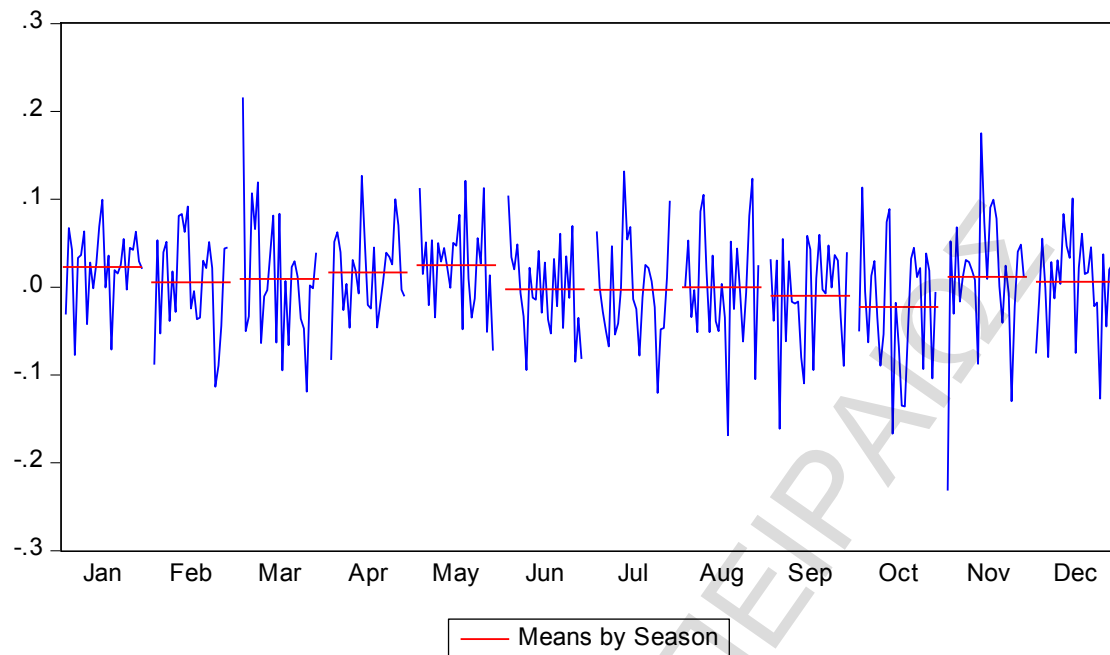
	DAX 30	FRANCE CAC 40	FTSE 100	NIKKEI	SP&TSX
Ιανουάριος	0,69%	1,41%	-0,14%	-0,30%	1,29%
Φεβρουάριος	2,75%	1,27%	-5,74%	0,26%	-0,67%
Μάρτιος	2,04%	0,46%	0,45%	-0,97%	0,54%
Απρίλιος	2,40%	0,83%	1,04%	-0,36%	0,67%
Μάιος	0,23%	2,75%	-1,31%	-1,84%	-0,37%
Ιούνιος	1,45%	0,02%	0,70%	-0,46%	0,50%
Ιούλιος	0,74%	-0,74%	1,04%	0,90%	1,03%
Αύγουστος	-0,89%	-0,40%	2,35%	1,44%	2,08%
Σεπτέμβριος	1,87%	-0,76%	1,40%	0,99%	1,16%
Οκτώβριος	1,47%	-1,58%	-8,46%	0,32%	0,41%
Νοέμβριος	1,50%	1,32%	10,91%	1,81%	1,07%
Δεκέμβριος	2,65%	0,62%	1,80%	1,74%	0,80%

Από τον παραπάνω πίνακα, στον οποίο παρατίθενται οι αποδόσεις των πέντε δεικτών του Χρηματιστηρίου για κάθε μήνα διαπιστώνεται ότι για τους ευρωπαϊκούς δείκτες της Γερμανίας και της Γαλλίας για το μήνα Αύγουστο και Σεπτέμβριο η απόδοση λαμβάνει αρνητικές τιμές. Το φαινόμενο αυτό των αρνητικών αποδόσεων για το δείκτη CAC40 εκτείνεται από τον Ιούλιο μέχρι και τον Σεπτέμβριο, όπου λαμβάνει την ελάχιστη τιμή (-1,58%), ενώ ο δείκτης SP&TSX λαμβάνει τότε την μέγιστη τιμή (2,08%).

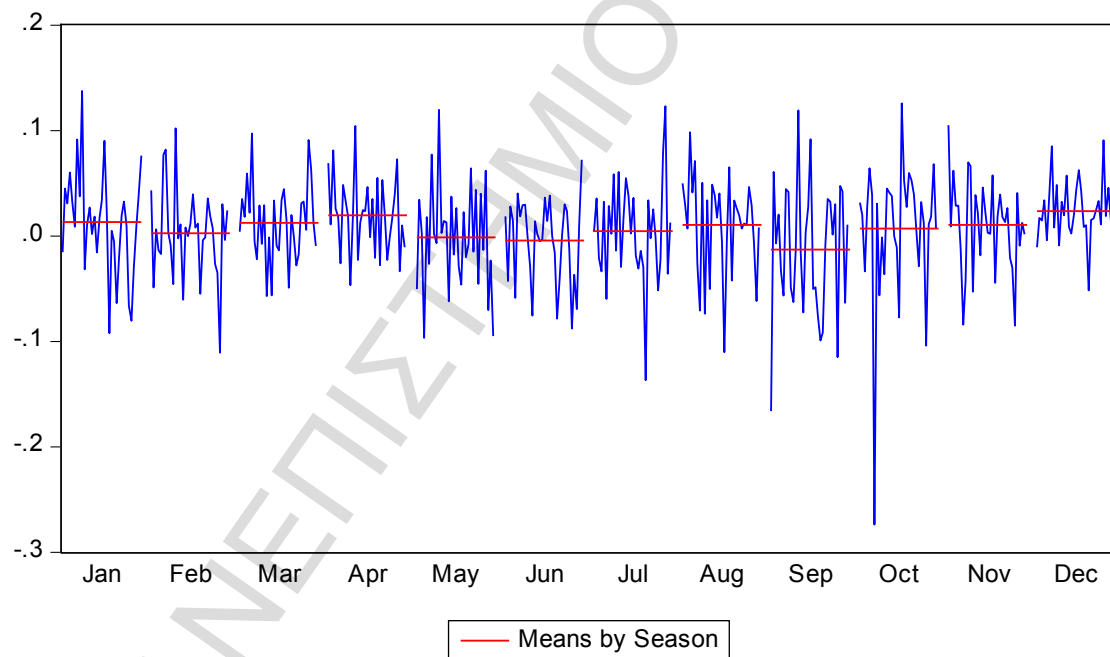
Στα παρακάτω διαγράμματα παρατίθενται οι αποδόσεις των δεικτών που περιλαμβάνονται στο δείγμα μας ξεχωριστά για κάθε μήνα και με τον τρόπο αυτό γίνεται ευδιάκριτη όχι μόνο η μέση απόδοση για κάθε δείκτη, αλλά και η διακύμανση των αποδόσεων αυτών.



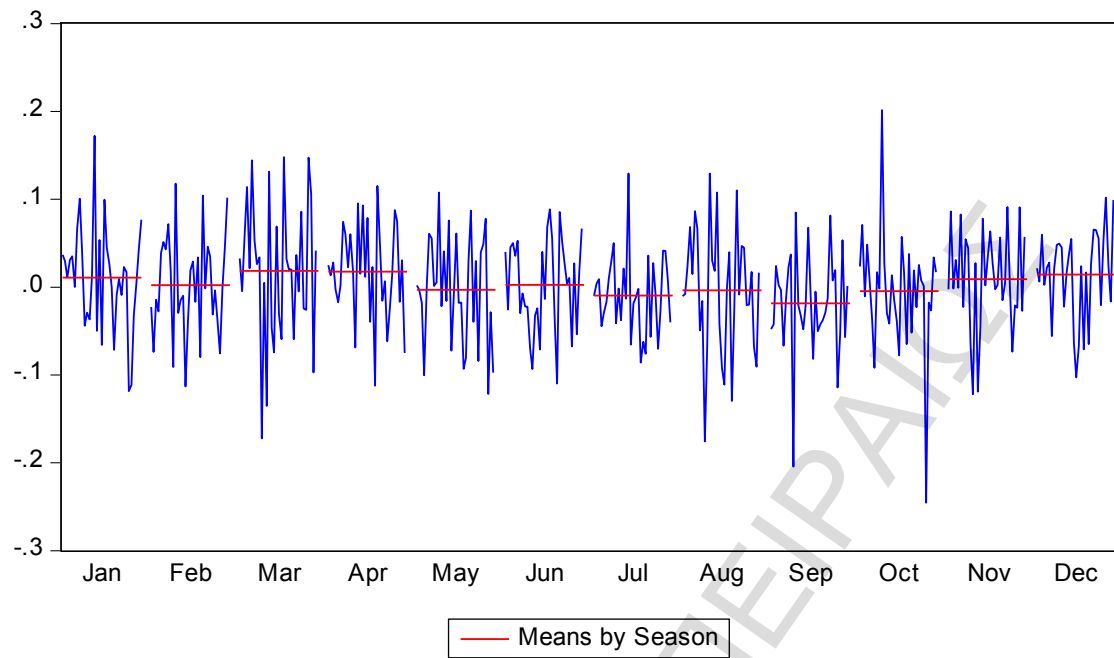
FRANCECAC40 by Season



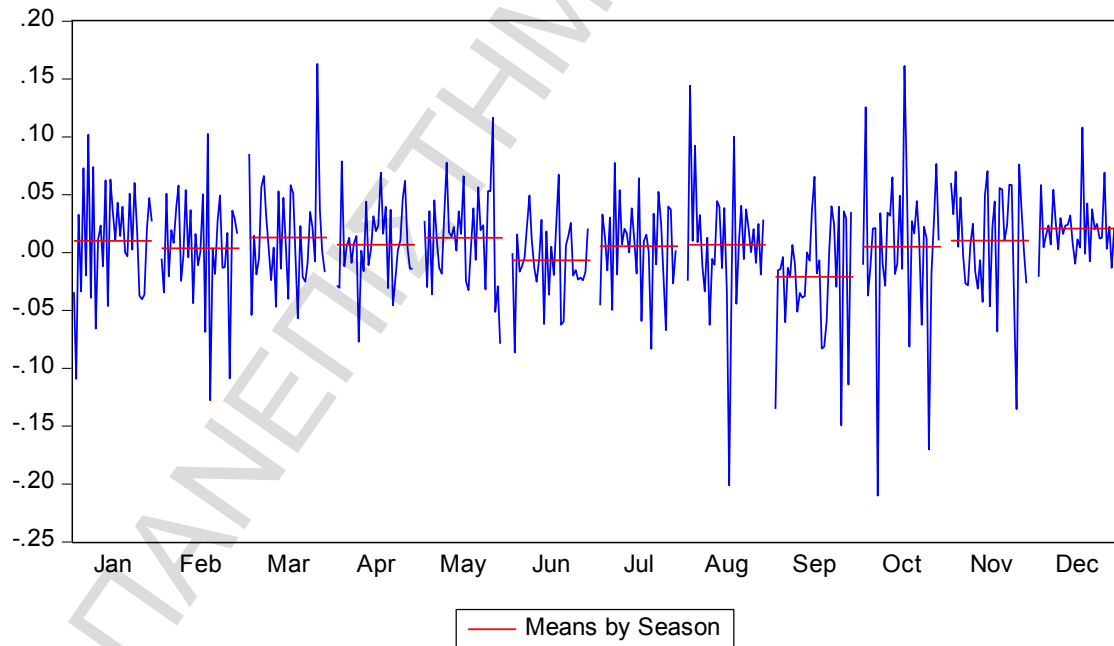
FTSE100 by Season



NIKKEI by Season



SPTSX by Season



Ανάλυση Αξιοπιστίας Εκτιμήσεων

Η εμπειρική ανάλυση που βασίζεται σε χρονοσειριακά δεδομένα υποθέτει ότι οι σειρές αυτές είναι στάσιμες. Στις παραπάνω εκτιμήσεις και τα αποτελέσματα που παρουσιάσαμε οι ενδείξεις λένε πως τα μοντέλα μας έχουν αξιοπιστία και δεν δείχνουν ψευδή. Για να μπορέσουμε όμως να πούμε ότι οι εκτιμήσεις μας είναι αξιόπιστες πρέπει πρώτα απ'όλα να εξετάσουμε τις σειρές από τις οποίες δομούνται τα μοντέλα μας ως προς την στασιμότητα τους. Στις χρηματοοικονομικές εφαρμογές, όπως είναι οι σειρές αποδόσεων ή τιμών μετοχών παρουσιάζεται το φαινόμενο του τυχαίου περιπάτου (random walk phenomenon). Αυτό σημαίνει ότι η καλύτερη πρόβλεψη για την απόδοση μιας μετοχής αύριο, ισούται με την απόδοση της μετοχής σήμερα συν ένα τυχαίο shock (διαταρακτικός όρος). Εάν αυτό ίσχυε στην πράξη τότε η προβλέψεις θα ήταν πραγματικά μια εύκολη διαδικασία. Συνήθως και ιδίως για μεγάλα δείγματα ισχύει το φαινόμενο της ψευδούς παλινδρόμησης λόγω της μη στασιμότητας των σειρών που χρησιμοποιούνται και την αυτοσυσχετιση κατεπεκταση που διαταράσσει την αξιοπιστία του μοντέλου. Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης, σύμφωνα με τον έλεγχο Durbin-Watson μας δείχνει ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Στην οικονομετρική πρακτική λοιπόν αντιμετωπίζουμε δυο βασικά ερωτήματα, πρώτον το πως βρίσκουμε για μια συγκεκριμένη περίοδο, αν οι σειρές οι οποίες εξετάζουμε είναι στάσιμες και δεύτερον αν οι σειρές δεν είναι στάσιμες με ποιον τρόπο μπορούμε να τις καταστήσουμε στάσιμες. Αν και υπάρχουν πολλά είδη ελέγχων στασιμότητας των χρονοσειρών εμείς χρησιμοποιούμε την γραφική ανάλυση και τον έλεγχο του κορελλογράμματος. Για τις σειρές τις οποίες εξετάζουμε, οι γραφικές αναλύσεις (line graphs), οι οποίες έχουν ήδη παρουσιαστεί για κάθε σειρά ξεχωριστά δεν παρουσιάζουν κάποια ανοδική ή καθοδική τάση κάτι που μας δίνει το δικαίωμα να πιστεύουμε ότι χαρακτηρίζονται από στασιμότητα. Από την αίσθηση όμως, οφείλουμε να περάσουμε στην βεβαιότητα. Η γραφική απεικόνιση του παραπάνω λόγου είναι γνωστή ως κορελόγραμμα του δείγματος. Με την βοήθεια του E-views εφαρμόζουμε την παραπάνω διαδικασία στις σειρές των αποδόσεων των δεικτών.

	AC	PAC	Q-Stat	Prob		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.087	0.087	29.089	0.088	1	0.064	0.064	12.758	0.259
-					2	-0.010	-0.014	13.075	0.520
2	0.017	-0.025	30.195	0.221	3	0.061	0.063	24.733	0.480
3	0.042	0.046	37.177	0.294	4	0.000	-0.008	24.733	0.649
4	0.003	-0.006	37.206	0.445	5	0.002	0.004	24.747	0.780
-					6	-0.069	-0.074	39.482	0.684
5	0.028	-0.026	40.249	0.546	7	-0.011	-0.001	39.868	0.781
6	0.001	0.004	40.258	0.673	8	0.097	0.097	69.780	0.539
-					9	-0.038	-0.043	74.272	0.593
7	0.041	-0.043	46.953	0.697	10	0.087	0.097	98.119	0.457
8	0.072	0.083	67.631	0.562	11	0.024	-0.003	99.880	0.531
-					12	0.022	0.026	10.149	0.603
9	0.025	-0.042	70.101	0.636	13	-0.041	-0.060	10.687	0.637
10	0.006	0.020	70.263	0.723	14	-0.042	-0.022	11.252	0.666
11	0.023	0.012	72.306	0.780	15	-0.038	-0.044	11.713	0.701
12	0.049	0.047	81.778	0.771	16	0.051	0.066	12.553	0.705
-					17	-0.038	-0.034	13.031	0.734
13	0.069	-0.074	10.062	0.689	18	0.036	0.035	13.444	0.765
-					19	0.031	0.017	13.764	0.797
14	0.075	-0.067	12.341	0.579	20	-0.093	-0.113	16.597	0.679
-					21	-0.012	0.004	16.644	0.732
15	0.030	-0.017	12.710	0.625	22	-0.009	-0.013	16.670	0.781
-					23	0.010	0.038	16.700	0.824
16	0.003	-0.005	12.715	0.693	24	0.046	0.040	17.399	0.831
-					25	-0.014	0.012	17.467	0.864
17	0.056	-0.043	14.006	0.667	26	-0.049	-0.090	18.281	0.865
18	0.041	0.047	14.684	0.684	27	-0.022	-0.020	18.446	0.889
19	0.036	0.026	15.198	0.710	28	-0.022	-0.019	18.604	0.910
-					29	-0.041	-0.037	19.165	0.917
20	0.108	-0.125	19.952	0.461	30	-0.051	-0.017	20.056	0.915
-					31	-0.043	-0.035	20.694	0.920
21	0.016	0.011	20.057	0.518	32	-0.042	-0.042	21.290	0.925
22	0.017	0.010	20.171	0.572	33	0.024	0.028	21.490	0.938
23	0.069	0.083	22.153	0.511	34	0.040	0.033	22.050	0.943
24	0.041	0.024	22.853	0.528	35	0.070	0.055	23.760	0.925
-					36	-0.056	-0.051	24.856	0.919
25	0.031	-0.020	23.238	0.564					
-									
26	0.066	-0.074	25.068	0.515					
27	0.007	-0.004	25.087	0.570					
-									
28	0.056	-0.043	26.396	0.551					
-									
29	0.106	-0.102	31.140	0.359					
30	0.090	0.109	34.527	0.260					
31	0.026	-0.004	34.814	0.291					
-									
32	0.050	-0.023	35.850	0.293					
33	0.050	0.035	36.913	0.293					
34	0.006	-0.022	36.928	0.335					
35	0.048	0.044	37.891	0.339					
-									
36	0.036	-0.044	38.449	0.359					

Πίνακας 4.1-DAX30

Πίνακας 4.2-CAC40

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.019	-0.019	0.1473	0.701
2	-0.077	-0.077	24.472	0.294
3	-0.036	-0.039	29.402	0.401
4	0.084	0.077	57.234	0.221
5	0.021	0.019	58.972	0.316
6	-0.073	-0.062	80.030	0.238
7	-0.007	-0.002	80.249	0.330
8	-0.017	-0.033	81.446	0.419
9	0.039	0.030	87.486	0.461
10	-0.004	0.004	87.561	0.555
11	0.027	0.034	90.563	0.617
12	0.018	0.022	91.874	0.687
13	-0.020	-0.020	93.458	0.746
14	0.010	0.009	93.828	0.806
15	0.002	0.000	93.838	0.857
16	0.052	0.049	10.488	0.840
17	-0.045	-0.034	11.300	0.841
18	0.004	0.011	11.306	0.881
19	0.066	0.064	13.081	0.834
20	-0.046	-0.055	13.951	0.833
21	-0.060	-0.051	15.400	0.802
22	0.002	0.006	15.402	0.844
23	0.076	0.051	17.803	0.768
24	0.030	0.040	18.173	0.795
25	-0.033	-0.010	18.617	0.815
26	-0.032	-0.027	19.040	0.835
27	0.017	-0.003	19.154	0.864
28	0.083	0.066	22.039	0.779
29	0.025	0.043	22.295	0.808
30	0.035	0.058	22.817	0.823
31	-0.058	-0.047	24.243	0.801
32	-0.068	-0.082	26.209	0.754
33	-0.006	-0.022	26.221	0.793
34	0.084	0.072	29.251	0.700
35	0.060	0.070	30.770	0.673
36	-0.075	-0.031	33.167	0.604

Πίνακας 4.3-FTSE100

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.067	0.067	17.523	0.186
2	-0.056	0.061	29.820	0.225
3	0.051	0.059	39.834	0.263
4	0.021	0.010	41.561	0.385
5	0.029	0.033	44.796	0.483
6	-0.107	0.114	89.387	0.177
7	-0.006	0.013	89.545	0.256
8	0.036	0.018	94.643	0.305
9	0.039	0.049	10.077	0.344
10	0.034	0.032	10.532	0.395
11	0.042	0.048	11.229	0.424
12	0.023	0.003	11.444	0.491
13	-0.091	0.097	14.790	0.321
14	0.017	0.030	14.904	0.385
15	0.037	0.028	15.466	0.418
16	-0.017	0.004	15.582	0.482
17	-0.033	0.024	16.023	0.522
18	-0.015	0.010	16.115	0.585
19	0.098	0.072	20.015	0.394
20	0.032	0.018	20.421	0.432
21	-0.038	0.022	21.010	0.458
22	0.007	0.007	21.028	0.519
23	-0.016	0.030	21.127	0.573
24	0.025	0.028	21.395	0.615
25	0.018	0.031	21.533	0.663
26	-0.047	0.046	22.437	0.665
27	0.066	0.072	24.256	0.616
28	0.020	0.004	24.428	0.659
29	0.026	0.024	24.713	0.693
30	-0.060	0.082	26.225	0.664
31	-0.061	0.047	27.799	0.632
32	0.000	0.003	27.799	0.679
33	0.061	0.081	29.351	0.649
34	0.041	0.030	30.065	0.661
35	0.057	0.075	31.441	0.641
36	-0.062	0.101	33.061	0.609

Πίνακας 4.4-NIKKEI

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.125	0.125	60.457	0.014
2	0.025	0.010	62.964	0.043
3	0.047	0.044	71.708	0.067
4	0.005	-0.006	71.817	0.127
5	-0.032	-0.034	75.868	0.181
6	-0.026	-0.020	78.438	0.250
7	-0.045	-0.039	86.363	0.280
8	-0.011	0.003	86.829	0.370
9	0.006	0.010	86.955	0.466
10	-0.040	-0.040	93.447	0.500
11	-0.002	0.007	93.466	0.590
12	-0.092	-0.097	12.715	0.390
13	-0.101	-0.079	16.800	0.209
14	-0.070	-0.050	18.790	0.173
15	-0.035	-0.014	19.281	0.201
16	-0.007	0.008	19.302	0.253
17	-0.005	-0.008	19.312	0.311
18	-0.035	-0.042	19.795	0.344
19	-0.019	-0.026	19.938	0.398
20	-0.002	-0.012	19.940	0.462
21	-0.035	-0.036	20.435	0.494
22	-0.059	-0.060	21.859	0.468
23	-0.043	-0.038	22.617	0.483
24	0.033	0.032	23.077	0.515
25	0.059	0.037	24.501	0.491
26	0.031	0.000	24.891	0.525
27	0.050	0.023	25.920	0.523
28	-0.047	-0.083	26.841	0.527
29	0.029	0.032	27.202	0.561
30	0.011	-0.006	27.249	0.610
31	0.008	0.007	27.277	0.658
32	-0.085	-0.098	30.342	0.551
33	0.002	0.007	30.344	0.600
34	0.042	0.031	31.105	0.610
35	0.016	-0.006	31.218	0.651
36	-0.026	-0.042	31.517	0.682

Πίνακας 4.5-S&P TSX

Στον κάθε πίνακα η στήλη AC είναι το sample autocorrelation function και παρουσιάζεται στο αριστερό διάγραμμα αυτοσυσχέτισης. Η ενιαία γραμμή στο κέντρο του διαγράμματος αντιπροσωπεύει τον άξονα του 0. Οι παρατηρήσεις δεξιά του άξονος είναι οι θετικές, ενώ οι παρατηρήσεις αριστερά του άξονος είναι οι αρνητικές τιμές. Όπως είναι φανερό από τα παραπάνω κορελογραμματα οι αυτοσυσχετισεις κινούνται γύρω από την τιμή 0 συνεπώς οι σειρές που εξετάζουμε έχουν τα χαρακτηριστικά του λευκού θορύβου και είναι στάσιμες.

Στην συνέχεια θα πρέπει να εξετάσουμε την εκτιμητική αξιοπιστία των μοντέλων μας από την σκοπιά της ετεροσκεδαστικότητας. Υπάρχουν αρκετά είδη ελέγχων της ύπαρξης της ετεροσκεδαστικότητας, εμείς θα εφαρμόσουμε τον έλεγχο White. Ο έλεγχος αυτός δεν είναι ευαίσθητος στην υπόθεση της κανονικότητας. Τα αποτελέσματα του ελέγχου παρατίθενται στον παρακάτω πίνακα.

Δείκτης	F-Statistic	Prob
DAX 30	1.23	0.342
CAC 40	1.45	0.212
FTSE 100	1.17	0.233
NIKKIE	1.09	0.401
SP&TSX	1.41	0.234

Συνεπώς δεν έχουμε λόγο να απορρίψουμε την αρχική υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας των καταλοίπων. Στην περίπτωση αυτή λοιπόν οι εκτιμήσεις που προέκυψαν από τη μέθοδο OLS είναι αξιόπιστες γιατί το μοντέλο μας δεν πάσχει από ετεροσκεδαστικότητα ούτε από αυτοσυσχέτιση όπως αποδείξαμε παραπάνω.

Πολυμεταβλητή Ανάλυση Παλινδρόμησης

Στόχος μας όπως αναφέρθηκε στο προηγούμενο κεφάλαιο είναι να προσδιοριστεί η επίδραση των μηνών στην απόδοση Χρηματιστηριακών δεικτών. Για να μπορέσει να επιτευχθεί το παραπάνω, εφαρμόστηκε ανάλυση παλινδρόμησης με χρήση ψευδομεταβλητών (έντεκα στο σύνολο), που αντιστοιχούν σε διαφορετικούς μήνες και η εξαρτημένη μεταβλητή είναι ο δείκτης του Χρηματιστηρίου που εξετάζεται. Το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας που υποθέτουμε είναι της τάξεως του 5%. Στην περίπτωση που αποδεχόμαστε τη υπόθεση (είτε η αποδεκτή είναι η μηδενική είτε η εναλλακτική υπόθεση), το συμπέρασμα είναι στατιστικά σημαντικό κατά 95%, και μόνο κατά το υπόλοιπο ποσοστό 5% οφείλεται στο υπό εξέταση δείγμα.

DAX30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007368	0.010653	0.691639	0.4896
D2	-0.001373	0.015066	-0.091109	0.9275
D3	0.013065	0.015066	0.867224	0.3864
D4	0.016587	0.015066	1.10094	0.2716
D5	-0.005089	0.015066	-0.337814	0.7357
D6	0.007175	0.015066	0.476251	0.6342
D7	-0.000569	0.014951	-0.038083	0.9696
D8	-0.01626	0.015066	-1.07925	0.2812
D9	-0.026114	0.015066	-1.733306	0.0839
D10	0.007313	0.015066	0.485384	0.6277
D11	0.007643	0.015066	0.507277	0.6123
D12	0.019087	0.015066	1.266903	0.206
R-squared	0.043165	Mean dependent var		0.009151
Adjusted R-squared	0.014948	S.D. dependent var		0.060719
S.E. of regression	0.060263	Akaike info criterion		-2.749514
Sum squared resid	1.354611	Schwarz criterion		-2.626296
Log likelihood	541.2815	Hannan-Quinn criter.		-2.700645
F-statistic	1.529732	Durbin-Watson stat		1.840874
Prob(F-statistic)	0.118477			

Για το δείκτη DAX, παρατηρείται ότι οι επτά μήνες ασκούν θετική επίδραση, ενώ οι υπόλοιποι πέντε αρνητική επίδραση στην απόδοση του δείκτη. Την

υψηλότερη θετική επίδραση φαίνεται να σημειώνει ο Δεκέμβριος (0.019), ενώ την μεγαλύτερη αρνητική επίδραση φαίνεται να ασκεί ο Σεπτέμβριος (-0.026). Η τιμή του t-στατιστικού είναι μικρότερη κατά απόλυτη τιμή από το 1.96 τόσο για τους συντελεστές όλων των ψευδομεταβλητών, όσο και για την σταθερά, οπότε δεν είναι στατιστικά σημαντική η επίδρασή τους ($p\text{-value} > 5\%$).

Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι ίσος με 4.31%, δηλαδή μπορεί να ερμηνευτεί το 4.31% της μεταβλητότητας της απόδοσης του δείκτη DAX 30 από την επίδραση των μηνών. Η στατιστική Durbin-Watson ισούται με 1.84 που είναι κοντά στο 2, οπότε το μοντέλο μας δεν πάσχει από αυτοσυσχέτιση. Επομένως, στη Γερμανία δεν παρατηρείται το φαινόμενο επίδρασης του μήνα, καθώς καταλήξαμε ότι όλες οι ψευδομεταβλητές είναι στατιστικά μη σημαντικές στο υπόδειγμα που υπολογίσαμε.

CAC40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003243	0.012065	-0.268772	0.7883
D2	0.008855	0.017062	0.518987	0.6042
D3	0.012569	0.017062	0.736685	0.4619
D4	0.019886	0.017062	1.165508	0.2448
D5	0.028175	0.017062	1.651346	0.0997
D6	0.000613	0.017062	0.035907	0.9714
D7	0.026045	0.016897	1.541349	0.1243
D8	0.002963	0.017062	0.173647	0.8623
D9	-0.006774	0.016897	-0.400879	0.6888
D10	-0.019278	0.016897	-1.140893	0.2548
D11	0.014938	0.016897	0.884076	0.3774
D12	0.009282	0.016897	0.549319	0.5832
R-squared	0.047038	Mean dependent var		0.00481
Adjusted R-squared	0.011261	S.D. dependent var		0.060666
S.E. of regression	0.060324	Akaike info criterion		-
Sum squared resid	1.066209	Schwarz criterion		2.739637
Log likelihood	429.7946	Hannan-Quinn criter.		-
F-statistic	1.314755	Durbin-Watson stat		2.681091
Prob(F-statistic)	0.215171			1.891537

Όσον αφορά το δείκτη FRANCE CAC 40, από τον παραπάνω πίνακα προκύπτει ότι οι οχτώ μήνες ασκούν θετική επίδραση, ενώ οι υπόλοιποι τέσσερις (Φεβρουάριος, Μάιος, Ιούνιος, Σεπτέμβριος) ασκούν αρνητική επίδραση στην απόδοση του δείκτη. Την υψηλότερη θετική επίδραση φαίνεται να σημειώνει ο Δεκέμβριος (0.019) και ο Απρίλιος (0.015), ενώ την μεγαλύτερη αρνητική επίδραση φαίνεται να ασκεί ο Σεπτέμβριος (-0.017).

Η τιμή του t-στατιστικού είναι μικρότερη κατά απόλυτη τιμή από το 1.96 τόσο για τους συντελεστές όλων των ψευδομεταβλητών, όσο και για την σταθερά, οπότε δεν είναι στατιστικά σημαντική η επίδρασή τους ($p\text{-value} > 5\%$). Επομένως, στο Χρηματιστήριο της Γαλλίας δεν παρατηρείται το φαινόμενο επίδρασης του μήνα, καθώς καταλήξαμε ότι όλες οι ψευδομεταβλητές είναι στατιστικά μη σημαντικές στο υπόδειγμα που υπολογίσαμε.

Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι ίσος με 4.26%, δηλαδή μπορεί να ερμηνευτεί το 4.26% της μεταβλητότητας της απόδοσης του δείκτη από την επίδραση των μηνών. Η στατιστική Durbin-Watson ισούται με 2.04 που είναι κοντά στο 2, οπότε το μοντέλο μας δεν πάσχει από αυτοσυσχέτιση.

Από τον παρακάτω πίνακα σύμφωνα με τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης προκύπτει ότι για το δείκτη FTSE 100 ότι οι εννιά μήνες ασκούν θετική επίδραση, ενώ οι υπόλοιποι τρεις μήνες που συμπεριλαμβάνουν τον Ιανουάριο, τον Σεπτέμβριο και τον Οκτώβριο, ασκούν αρνητική επίδραση στην απόδοση του δείκτη FTSE 100. Την υψηλότερη θετική επίδραση φαίνεται να σημειώνει ο Μάιος (0.028), ενώ την μεγαλύτερη αρνητική επίδραση φαίνεται να ασκεί ο Οκτώβριος (-0.019). Η τιμή του t-στατιστικού είναι μικρότερη κατά απόλυτη τιμή από το 1.96 τόσο για τους συντελεστές όλων των ψευδομεταβλητών, όσο και για την σταθερά, οπότε δεν είναι στατιστικά σημαντική η επίδρασή τους ($p\text{-value} > 5\%$).

FTSE100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004491	0.008308	0.540531	0.5892
D2	-0.001783	0.011749	-0.151741	0.8795
D3	0.008008	0.011749	0.681548	0.4959
D4	0.015107	0.011749	1.285769	0.1993
D5	-0.005909	0.011749	-0.50291	0.6153
D6	-0.008763	0.011749	-0.745853	0.4562
D7	0.00866	0.01166	0.742715	0.4581
D8	0.005945	0.011749	0.505952	0.6132
D9	-0.017543	0.011749	-1.493095	0.1363
D10	0.002461	0.011749	0.209425	0.8342
D11	0.00586	0.011749	0.498718	0.6183
D12	0.019007	0.011749	1.617709	0.1066
R-squared	0.042679	Mean dependent var		0.007094
Adjusted R-squared	0.014447	S.D. dependent var		0.047341
S.E. of regression	0.046998	Akaike info criterion		-
Sum squared resid	0.823882	Schwarz criterion		-
Log likelihood	6370007	Hannan-Quinn criter.		-
F-statistic	1.511724	Durbin-Watson stat		3.197888
Prob(F-statistic)	0.124762			2.045743

Επομένως, στο Ηνωμένο Βασίλειο δεν παρατηρείται το φαινόμενο επίδρασης του μήνα, καθώς καταλήξαμε ότι όλες οι ψευδομεταβλητές είναι στατιστικά μη σημαντικές στο υπόδειγμα που υπολογίσαμε.

Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι ίσος με 4.270%, δηλαδή μπορεί να ερμηνευτεί το 4.270% της μεταβλητότητας της απόδοσης του δείκτη FTSE 100 από την επίδραση των μηνών. Η στατιστική Durbin-Watson ισούται με 1.89 που είναι κοντά στο 2, οπότε το μοντέλο μας δεν πάσχει από αυτοσυσχέτιση.

NIKKEI

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009708	0.010608	-0.915150	0.3607
D2	0.012069	0.015002	0.804485	0.4216
D3	0.028254	0.015002	1.883.337	0.0604
D4	0.027375	0.015002	1.824746	0.0688
D5	0.006683	0.015002	0.445492	0.6562
D6	0.012353	0.015002	0.823385	0.4108
D7	0.020442	0.014888	1.373.055	0.1706
D8	0.006115	0.015002	0.407583	0.6838
D9	-0.008703	0.015002	-0.580121	0.5622
D10	0.005149	0.015002	0.343182	0.7317
D11	0.018718	0.015002	1.247695	0.2129
D12	0.024113	0.015002	1.607296	0.1088
R-squared	0.033214	Mean dependent var		0.003026
Adjusted R-squared	0.004703	S.D. dependent var		0.060151
S.E. of regression	0.060009	Akaike info criterion		-2.757958
Sum squared resid	1.343221	Schwarz criterion		-2.634740
Log likelihood	5.429069	Hannan-Quinn criter.		-2.709089
F-statistic	1.164962	Durbin-Watson stat		1.886873
Prob(F-statistic)	0.309944			

Από τον παραπάνω πίνακα σύμφωνα με τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης προκύπτει ότι για το δείκτη NIKKEI ότι οι δέκα μήνες ασκούν θετική επίδραση, ενώ οι υπόλοιποι δύο μήνες που συμπεριλαμβάνουν τον Ιανουάριο και τον Σεπτέμβριο, ασκούν αρνητική επίδραση στην απόδοση του δείκτη NIKKEI. Την υψηλότερη θετική επίδραση φαίνεται να σημειώνει ο Μάρτιος (0.028), ο Απρίλιος (0.027) και ο Δεκέμβριος (0.024), ενώ την μεγαλύτερη αρνητική επίδραση φαίνεται να ασκεί ο Ιανουάριος (-0.009). Η τιμή του t-στατιστικού είναι μικρότερη κατά απόλυτη τιμή από το 1.96 τόσο για τους συντελεστές όλων των ψευδομεταβλητών, όσο και για την σταθερά, οπότε δεν είναι στατιστικά σημαντική η επίδρασή τους ($p\text{-value} > 5\%$).

Επομένως, στην Ιαπωνία δεν παρατηρείται το φαινόμενο επίδρασης του μήνα, καθώς καταλήξαμε ότι όλες οι ψευδομεταβλητές είναι στατιστικά μη σημαντικές στο υπόδειγμα που υπολογίσαμε

Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι ίσος με 3.30%, δηλαδή μπορεί να ερμηνευτεί το 3.30% της μεταβλητότητας της απόδοσης του δείκτη ΝΙΚΚΕΙ από την επίδραση των μηνών. Η στατιστική Durbin-Watson ισούται με 1.88 που είναι κοντά στο 2, οπότε το μοντέλο μας δεν πάσχει από αυτοσυσχέτιση.

S&P TSX

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005382	0.008173	0.658487	0.5106
D2	-0.001602	0.011558	-0.138583	0.8899
D3	0.007608	0.011558	0.658231	0.5108
D4	0.001469	0.011558	0.127096	0.8989
D5	0.007468	0.011558	0.646151	0.5186
D6	-0.012093	0.011558	-1.046237	0.2961
D7	0.004785	0.011470	0.417208	0.6768
D8	0.001346	0.011558	0.116482	0.9073
D9	-0.026340	0.011558	-2.278920	0.0232
D10	-0.000359	0.011558	-0.031091	0.9752
D11	0.004910	0.011558	0.424833	0.6712
D12	0.015373	0.011558	1.330036	0.1843
R-squared	0.047548	Mean dependent var		0.005607
Adjusted R-squared	0.019460	S.D. dependent var		0.046689
S.E. of regression	0.046233	Akaike info criterion		-3.279590
Sum squared resid	0.797271	Schwarz criterion		-3.156372
Log likelihood	6.433210	Hannan-Quinn criter.		-3.230721
F-statistic	1.692805	Durbin-Watson stat		1.739460
Prob(F-statistic)	0.072989			

Από τον παραπάνω πίνακα σύμφωνα με τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης προκύπτει ότι για το δείκτη S&P/TSX ότι οι οχτώ μήνες ασκούν θετική επίδραση, ενώ οι υπόλοιποι τέσσερις μήνες ασκούν αρνητική επίδραση στην απόδοση του δείκτη S&P/TSX. Την υψηλότερη θετική

επίδραση φαίνεται να σημειώνει ο Δεκέμβριος (0.015), ενώ την μεγαλύτερη αρνητική επίδραση φαίνεται να ασκεί ο Σεπτέμβριος (-0.026340). Η τιμή του t-στατιστικού είναι μικρότερη κατά απόλυτη τιμή από το 1.96 για όλους τους συντελεστές όλων των ψευδομεταβλητών, όσο και της σταθεράς, οπότε δεν είναι στατιστικά σημαντική η επίδρασή τους ($p\text{-value}>5\%$), εκτός από τον Σεπτέμβριο που φαίνεται να ασκεί αρνητική επίδραση στατιστικά σημαντική. Επομένως, στον Καναδά παρατηρείται το φαινόμενο επίδρασης του μήνα, μόνο για το μήνα Σεπτέμβριο.

Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι ίσος με 4.75%, δηλαδή μπορεί να ερμηνευτεί το 5.80% της μεταβλητότητας της απόδοσης του δείκτη S&P/TSX από την επίδραση των μηνών. Η στατιστική Durbin-Watson ισούται με 1.74 που είναι κοντά στο 2, οπότε το μοντέλο μας δεν πάσχει από αυτοσυσχέτιση.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

Συμπεράσματα

Σκοπός της παρούσας μελέτης ήταν να εξεταστεί σε τι βαθμό τα χρηματιστήρια της Γερμανίας, της Γαλλίας, του Λονδίνου, της Ιαπωνίας και του Καναδά παρουσιάζουν ημερολογιακές ανωμαλίες και πιο συγκεκριμένα εάν εμφανίζεται το φαινόμενο της επίδρασης του μήνα στις αποδόσεις των μετοχών στις προαναφερθέντες χρηματιστηριακές αγορές. Ολοκληρώνοντας λοιπόν τη μελέτη, τα αποτελέσματα που προέκυψαν από τις δύο μεθοδολογίες που χρησιμοποιήσαμε συνοψίζονται παρακάτω:

Όσο αφορά το δείκτη S&P TSX του Καναδά με τη χρήση ψευδομεταβλητών, διαπιστώθηκε η ύπαρξη της μηνιαίας επίδρασης στις αποδόσεις του δείκτη για τον μήνα Σεπτέμβριο όπου παρατηρήθηκε να ασκεί αρνητική επίδραση στατιστικά σημαντική (0,0232). Επομένως, μπορούμε να ισχυριστούμε ότι η χρηματιστηριακή αγορά του Καναδά δεν λειτουργεί αποτελεσματικά ως προς αυτόν τον παράγοντα. Το γεγονός ότι ο μήνας Δεκέμβριος δεν βρέθηκε στατιστικά σημαντικός, απορρίπτει την υπόθεση του “tax-loss selling” που κατά καιρούς έχει απασχολήσει τη βιβλιογραφία, λόγω του ότι το φορολογικό έτος στον Καναδά λήγει τον Δεκέμβριο, όπως επίσης απορρίπτεται και το φαινόμενο του Ιανουαρίου (0.5106). Το ότι ο συντελεστής του μήνα Σεπτεμβρίου βρέθηκε στατιστικά σημαντικός, μπορεί να οφείλεται σε διάφορους κοινωνικούς, πολιτικούς και οικονομικούς παράγοντες όπως για παράδειγμα πλημμύρες που εντείνονται τον πρώτο μήνα του φθινοπώρου και μπορεί να προκαλέσουν αλλαγές στα βασικά μακροοικονομικά μεγέθη (οι πλημμύρες που αναφέρθηκαν μπορεί να επιβραδύνουν τις οικονομικές δραστηριότητες και τη βιομηχανική παραγωγή που επηρεάζουν τις συναλλαγές στα χρηματιστήρια.

Συνεχίζοντας, για το δείκτη CAC της Γαλλίας, καταλήξαμε ότι δεν παρουσιάζεται το φαινόμενο της εποχικότητας για το υπό εξέταση δείγμα, αφού κανένας συντελεστής δεν βρέθηκε να είναι στατιστικά σημαντικός.

Για τον δείκτη DAX30, ομοίως δεν παρατηρείται η επίδραση του μήνα. Το ίδιο διαπιστώθηκε και για τον δείκτη FSE100,

Τέλος, για τον δείκτη ΝΙΚΚΕΙ της Ιαπωνίας, έχοντας ορίσει ως επίπεδο σημαντικότητας το 5%, οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι η χρηματιστηριακή αγορά της Ιαπωνίας για τον δείκτη που εξετάζουμε είναι αποτελεσματική ως προς αυτόν τον παράγοντα.

Προεκτάσεις της εργασίας

Προκειμένου να ερευνήσουμε το φαινόμενο της επίδρασης του μήνα στις αποδόσεις των μετοχών, χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα για τους δείκτες DAX της Φρακφούρτης, FTSE 100 του Λονδίνου, CAC 40 της Γαλλίας, ΝΙΚΚΕΙ 225 της Ιαπωνίας και S&P/TSX του Καναδά για τη χρονική περίοδο Ιανουάριος 1981 έως Δεκέμβριος 2013.

Μία πρόταση επέκτασης της παρούσας μελέτης, είναι να αναλυθούν αντίστοιχα και άλλοι δείκτες των εν λόγω χρηματιστηρίων ή ακόμα και άλλων χωρών επεκτείνοντας τη μελέτη και εξετάζοντας και άλλες ημερολογιακές ανωμαλίες που έχουν παρατηρηθεί στην παγκόσμια βιβλιογραφία, όπως για παράδειγμα το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδας.

Επίσης, θα μπορούσαμε να χωρίσουμε το χρονικό διάστημα που αντλήσαμε τα δεδομένα δε υποπεριόδους, θέτοντας ως σημείο καμπής την οικονομική κρίση και εξετάζοντας εάν η επίδραση των μηνών στις αποδόσεις των μετοχών λαμβάνει χώρα πριν κ κατά τη διάρκεια της οικονομικής κρίσης και κατά πόσο αυτή επηρεάζει τα αποτελέσματα της έρευνας και σε τι βαθμό.

Τέλος, για την μοντελοποίηση του φαινομένου, θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν και άλλα υποδείγματα, όπως υποδείγματα της οικογενείας Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH).

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ-ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ

- Wachel, Sidney B. (1942) 'Certain observations on seasonal movements in stock prices', Journal of the University of Chicago, Vol. 15, pp.184-193
- Agrawal, A. and K.Tandon (1994)'Anomalies or Illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries', Journal of International Money and Finance, Vol.13,pp.83-106
- Athanassakos, G.and Robinson,M.J. (1994)'The day of the week anomaly: The Torontostock exchange experience', Journal of Business Finance & Accounting, Vol.21,pp.833-856
- Athanassakos, G.(1992)'Portfolio rebalancing and the January effect in Canada', Financial Analysis Journal, Vol.48, pp.67-78
- Cadsby, CB; Ratner, M. (1992) 'Turn-of-month and pre-holiday effects on stock returns - some international evidence', Journal of banking and finance, Vol.16, pp. 497-509
- Boudreaux, Denis (1995) 'The monthly effect in international stock markets: evidence and implications', Journal of Finance and Strategic Decisions, Vol.8, pp.15-20
- Mookerjee, Rajen; Yu, Qiao (1999) 'Seasonality in returns on the Chinese stock markets: the case of Shanghai and Shenzhen', Global Finance Journal, Vol.10, pp.93-105

- Fountas, S. and Segredakis, K. (2002) 'Emerging stock markets return seasonalities : the January effect and the tax-loss selling hypothesis', *Financial Economics*, Vol. 12, pp. 291-299
- Hamori, Shigeyuki (2001) 'Seasonality and stock returns: some evidence from Japan', *Japan and the World Economy*, Vol.13, pp. 463-481
- Pandey, I.M (2002) 'Seasonality in the Malaysian stock market: 1992-2002', *Journal of financial management and analysis*, Vol.15, pp.37-44
- Gu, A.Y, (2002) 'The declining January effect : Evidences from the U.S equity markets', *Quarterly Review of Economics and Finance* Vol.43, pp. 395-404
- Floros, Christos (2008) 'The monthly and trading month effects in Greek stock market returns: 1996-2020', *Managerial Finance*, Vol.34, Iss:7, pp.453-464
- Al-Khazali, O., Koumounakos, E., and Pyun, C. 'Calendar anomaly in the Greek stock market: Stochastic dominance analysis', *International Review of Financial Analysis*, Vol.17, pp.461-474
- Khokan Bepari, Abu Taler Mollik (2009) 'Seasonalities in the monthly stock returns: Evidence from Bangladesh Dhaka Stock Exchange (DSE)', *International Research Journal of finance and Economics*, Vol.24, pp.167-176
- Alrabadi, D. and Al-Qudah, K. (2012) 'Calendar Anomalies: The Case of Amman Stock Exchange', *International Journal of Business and Management*, Vol.7, No 24, pp.120
- Sevinic Guler (2012) 'January effect in stock returns : Evidence from emerging markets', *Interdisciplinary Journal of contemporary research in business*, Vol.5, No 4, pp.641

- Ariel R. (1987) 'A monthly effect I stock returns', Journal of financial economics, Vol. 18, pp.161-174
- Tinic S., West R. (1984) 'Risk and return. January vs. the rest of the year', Journal of financial economics, Vol.13, pp.561-574
- Fama E. F., (1991), 'Efficient Capital Markets: II', Journal of Finance, Vol. 46, No. 5, pp. 1575-1617
- Fama E. F., (1965), 'The Behavior of Stock-Market Prices', Journal of Business, Vol. 38, No. 1, pp. 34-105
- Fama E. F., (1997), 'Market efficiency, long-term returns and behavioral finance'
- Giovanis E., (2010), 'Applications of Least Mean Square (LMS) Algorithm Regression in Time-Series Analysis'
- Jaffe J., Westerfield R. (1989) 'Is there a monthly effect in stock markt returns?' Journal of banking and finance Vol.13,pp. 237-244
- Keim D. (1983) 'Size-related anomalies and stock return seasonality', Journal of financial economics Vol.12, pp.13-32
- Reinganum M. (1983) "The anomalous stock market behavior of small firms in January. Empirical tests for tax-loss selling effects" Journal of financial economics Vol.12, pp.89-104
- Picou A., (2006), 'Stock returns behavior during holiday periods: evidence from six countries', Managerial Finance Vol. 32 No. 5, pp. 433-445
- Rozeff M., Kinney W. (1976) 'Capital market seasonality: The case of stock returns' Journal of financial economics Vol.3, pp.379-402

- 'Financial Theory and Corporate Policy', T.E. Copeland and J.F. Weston
- 'Modern Portfolio Theory and Investment Analysis', E. J. Elton, M. J. Gruber, S. J. Brown and W.N. Goetzmann

LINKS

<http://www.ase.gr>

<http://www.finance.yahoo.com>

http://deutsche-boerse.com/dbg/dispatch/en/kir/dbg_nav/home

<http://www.ftse.com>

<https://indices.nyx.com/fr/products/indices/FR0003500008-XPAR>

<http://web.tmxmoney.com>

<http://www.iforex.gr/nikkei225>

<http://www.bloomberg.com>

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΩΣ