



ΣΧΟΛΗ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ
ΤΜΗΜΑ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΚΑΙ
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ

Διπλωματική Εργασία

ΑΠΟ ΤΗΝ ΚΡΙΣΗ ΧΡΕΟΥΣ ΣΤΗΝ ΠΑΝΔΗΜΙΑ ΤΟΥ COVID-19
ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΜΕΛΕΤΗ ΜΕΤΡΗΣΗΣ ΤΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΤΟΥ ΕΛΛΗΝΙΚΟΥ
ΔΕΙΚΤΗ ΛΙΑΝΙΚΟΥ ΕΜΠΟΡΙΟΥ ΜΕ ΧΡΗΣΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ
ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAPM)

του

ΚΥΡΙΑΚΟΥ ΧΑΜΠΙΔΗ
Επιβλέπων Καθηγητής: Ιωάννης Παπαναστασίου

Υποβλήθηκε ως απαιτούμενο για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού Διπλώματος στη
Λογιστική και Χρηματοοικονομική

Δεκέμβριος 2020

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

ΠΡΟΛΟΓΟΣ.....	6
----------------------	----------

ΠΕΡΙΛΗΨΗ.....	7
----------------------	----------

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΡΩΤΟ

ΕΙΣΑΓΩΓΗ	9
-----------------------	----------

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΔΕΥΤΕΡΟ

ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ	14
---------------------------------	-----------

2.1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	14
2.2. ΚΙΝΔΥΝΟΣ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΗ	14
2.2.1. Απόδοση Επένδυσης.....	15
2.2.2. Κίνδυνος Επένδυσης.....	15
2.2.3. Βασικές Έννοιες Θεωρίας Πιθανοτήτων	16
2.2.4. Αναμενόμενη Απόδοση	17
2.2.5. Μέτρηση Κινδύνου.....	17
2.2.6. Αναμενόμενη Απόδοση και Διακύμανση Δείγματος.....	18
2.2.7. Κανονική Κατανομή.....	19
2.3. ΣΥΧΡΟΝΗ ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ (MPT).....	22
2.3.1. Εισαγωγή	22
2.3.2. Απόδοση και Αναμενόμενη Απόδοση Χαρτοφυλακίου	23
2.3.3. Κίνδυνος Χαρτοφυλακίου	23
2.3.3.1. Συνδιακύμανση Αποδόσεων	23
2.3.3.2. Διακύμανση Χαρτοφυλακίου.....	24
2.3.3.3. Συντελεστής Συσχέτισης.....	25
2.3.4. Διαφοροποίηση Χαρτοφυλακίου	27
2.3.4.1. Συντελεστής Συσχέτισης και Διαφοροποίηση Χαρτοφυλακίου.....	27
2.3.4.2. Χαρτοφυλάκιο Ελάχιστης Διακύμανσης Δύο Στοιχείων με Κίνδυνο.....	28
2.3.4.3. Σύνολο Ευκαιριών ή Εφικτό Σύνολο	28
2.3.5. Επιλογή Άριστου Χαρτοφυλακίου.....	30
2.3.5.1. Αποτελεσματικό Σύνορο (Efficient Frontier).....	30
2.3.5.2. Χρησιμότητα και Καμπύλες Αδιαφορίας Επενδυτή	31
2.3.5.3. Άριστο Χαρτοφυλάκιο Χωρίς Χρεόγραφο Μηδενικού Κινδύνου.....	33
2.3.5.4. Εισαγωγή στη Έννοια του Ακίνδυνου Περιουσιακού Στοιχείου	34
2.3.5.5. Ακίνδυνο Χρεόγραφο και Διαδικασία Κατανομής Κεφαλαίων.....	35
2.3.5.6. Άριστο Χαρτοφυλάκιο, Γραμμή Κατανομής Κεφαλαίων (CAL) και Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (CML).....	37
2.4. ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAPM).....	41
2.4.1. Εισαγωγή	41
2.4.2. Συστηματικός και Μη Συστηματικός Κίνδυνος	42
2.4.3. Γραμμή Χρεογράφων (SML).....	44
2.4.4. Υποθέσεις του CAPM	46
2.4.5. Συντελεστής Βήτα (Beta Coefficient).....	47
2.4.6. Αποτίμηση Περιουσιακών Στοιχείων με το CAPM	48

2.4.7. Το Μοντέλο της Αγοράς (Market Model)	50
2.4.8. Κριτική στο CAPM	51

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΡΙΤΟ

ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΜΕΛΕΤΗ.....	54
3.1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	54
3.2. ΕΠΙΛΟΓΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΠΕΡΙΟΔΟΙ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ.....	54
3.3. ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ	55
3.4. ΜΟΡΦΗ ΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΩΝ.....	56
3.5. ΣΤΑΣΙΜΕΣ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΕΣ ΣΕΙΡΕΣ.....	57
3.6. ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΙΚΤΗ ΕΜΠΟΡΙΟΥ ΣΕ ΣΧΕΣΗ ΜΕ ΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΚΡΙΣΗ ΧΡΕΟΥΣ ΤΟΥ 2010.....	60
3.6.1. Εισαγωγή.....	60
3.6.2. Έλεγχος Στατικότητας Χρονοσειρών	60
3.6.2.1. Έλεγχος Στατικότητας της Μεταβλητής R.....	60
3.6.2.2. Έλεγχος Στατικότητας της Μεταβλητής R _M	61
3.6.3. Εκτίμηση CAPM Περίοδου: 02/01/2006 - 31/12/2019	62
3.6.4. Διαγνωστικοί Έλεγχοι Περίοδου: 02/01/2006 - 31/12/2019.....	63
3.6.4.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test.....	63
3.6.4.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test.....	63
3.6.4.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με White Heteroskedasticity Test.....	64
3.6.4.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test.....	65
3.6.4.5. Ασυμμετρία, Κύρτωση, Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque - Bera Test	66
3.6.5. Συμπεράσματα Περίοδου: 02/01/2006 - 31/12/2019	68
3.6.6. Εκτίμηση CAPM Πριν την Κρίση του 2010.....	68
3.6.7. Διαγνωστικοί Έλεγχοι CAPM Πριν την Κρίση του 2010	70
3.6.7.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test.....	70
3.6.7.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test.....	70
3.6.7.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με White Heteroskedasticity Test.....	70
3.6.7.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test.....	71
3.6.7.5. Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test.....	71
3.6.8. Συμπεράσματα της Προ Κρίσης 2010 Περίοδου	72
3.6.9. Εκτίμηση CAPM Μετά την Κρίση του 2010	73
3.6.10. Διαγνωστικοί Έλεγχοι CAPM Μετά την Κρίση του 2010	74
3.6.10.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test.....	74
3.6.10.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	74
3.6.10.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με White Heteroskedasticity Test.....	75
3.6.10.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test.....	75
3.6.10.5. Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test.....	76
3.6.11. Συμπεράσματα της Μετά Κρίσης 2010 Περίοδου.....	76
3.6.12. Σύνοψη Συμπερασμάτων της Κρίσης Χρέους 2010	77
3.7. ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΙΚΤΗ ΕΜΠΟΡΙΟΥ ΣΕ ΣΧΕΣΗ ΜΕ ΤΗΝ ΚΡΙΣΗ ΚΟΡΩΝΟΪΟΥ ΤΟΥ 2020.....	78
3.7.1. Εισαγωγή.....	78
3.7.2. Έλεγχος Στατικότητας Χρονοσειρών	78
3.7.2.1. Έλεγχος Στατικότητας της Μεταβλητής R.....	78

3.7.2.2. Έλεγχος Στατικότητας της Μεταβλητής R_M	79
3.7.3. Εκτίμηση CAPM Περίοδου: 02/01/2019 - 13/11/2020	80
3.7.4. Διαγνωστικοί Έλεγχοι Περίοδου: 02/01/2019 - 13/11/2020.....	81
3.7.4.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test	81
3.7.4.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	81
3.7.4.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με White Heteroskedasticity Test.....	82
3.7.4.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test.....	82
3.7.4.5. Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test.....	83
3.7.5. Συμπεράσματα Περίοδου: 02/01/2006 - 31/12/2019	83
3.7.6. Εκτίμηση CAPM Πριν την Κρίση Covid-19	84
3.7.7. Διαγνωστικοί Έλεγχοι CAPM Πριν την Κρίση Covid-19	85
3.7.7.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test	85
3.7.7.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	85
3.7.7.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με White Heteroskedasticity Test.....	85
3.7.7.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test.....	86
3.7.7.5. Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test.....	86
3.7.8. Συμπεράσματα της Προ Covid-19 Περίοδου.....	87
3.7.9. Εκτίμηση CAPM Μετά την Κρίση Covid-19	87
3.7.10. Διαγνωστικοί Έλεγχοι CAPM Μετά την Κρίση Covid-19.....	88
3.7.10.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test.....	88
3.7.10.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	89
3.7.10.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με White Heteroskedasticity Test.....	89
3.7.10.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test.....	89
3.7.10.5. Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test.....	90
3.7.11. Συμπεράσματα της Μετά Covid-19 Περίοδου	90
3.7.12. Σύνοψη Συμπερασμάτων Κρίσης Covid-19	91
3.8. ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΤΗΣ ΚΡΙΣΗΣ ΤΟΥ 2010 ΜΕ ΕΚΕΙΝΑ ΤΗΣ ΚΡΙΣΗΣ COVID-19.....	91
3.8.1. Σύγκριση Επίδρασης Κρίσεων σε Δείκτη Λιανικού Εμπορίου	92
3.8.2. Σύγκριση Στατιστικών Ελέγχων CAPM Διαφορετικών Περιόδων	94
3.8.3. Συμπεράσματα Σύγκρισης	95
3.9. ΕΞΕΤΑΣΗ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ / ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΔΕΙΚΤΗ ΕΜΠΟΡΙΟΥ ΚΑΙ ΚΡΟΥΣΜΑΤΩΝ COVID-19.....	95
3.9.1. Συνολοκλήρωση	95
3.9.2. Αιτιότητα	96
3.9.3. Έλεγχος Συνολοκλήρωσης Δείκτη Εμπορίου & Κρουσμάτων Covid-19.....	97
3.9.3.1. Έλεγχος Στατικότητας Δείκτη Εμπορίου.....	97
3.9.3.2. Έλεγχος Στατικότητας Κρουσμάτων Covid-19	98
3.9.3.3. Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με Pesaran, Shin & Smith Bounds Test.....	98
3.9.4. Έλεγχος Αιτιότητας Δείκτη Εμπορίου & Κρουσμάτων Covid-19 με Granger Causality Test	101
3.10. ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ ΔΕΙΚΤΗ ΕΜΠΟΡΙΟΥ ΚΑΤΑ ΤΗΝ ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΤΗΣ ΠΑΝΔΗΜΙΑΣ.....	102
3.10.1. Επιλογή Δείγματος Προτεινόμενου Υποδείγματος	102
3.10.2. Μορφή Προτεινόμενου Υποδείγματος	102
3.10.3. Εκτίμηση Υποδείγματος Πρόβλεψης με OLS	103
3.10.4. Διαγνωστικοί Έλεγχοι Υποδείγματος Πρόβλεψης	104
3.10.4.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test.....	104
3.10.4.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	105

3.10.4.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Test	105
3.10.4.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test.....	105
3.10.4.5. Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test.....	106
3.10.5. Δημιουργία και Αξιολόγηση Πρόβλεψης	107

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΕΤΑΡΤΟ

ΕΠΙΛΟΓΟΣ-ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ-ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ	108
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	112

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ

ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΔΗΜΙΟΥΡΓΙΑΣ DUMMY ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ	116
---	------------

ΠΡΟΛΟΓΟΣ

Η παρούσα πτυχιακή εργασία εκπονήθηκε από τον μεταπτυχιακό φοιτητή Κυριάκο Χαμπίδη στα πλαίσια του Π.Μ.Σ. του Τμήματος Λογιστικής & Χρηματοοικονομικής του Πανεπιστημίου Μακεδονίας, υπό την επίβλεψη και καθοδήγηση του καθηγητή Ιωάννη Παπαναστάσιου. Αφορμή για την συγγραφή του συγκεκριμένου πονήματος αποτέλεσε η πρόσφατη έκρηξη πανδημίας του κορωνοϊού Covid-19, που ξεκίνησε από την μακρινή Κίνα σε μία υπαίθρια αγορά τροφίμων και άγριων ζώων στην πόλη Ουχάν (Wuhan) τον Δεκέμβριο του 2019¹ και εξαπλώθηκε αστραπιαία σε ολόκληρο τον πλανήτη, και μέχρι στιγμής έχει προκαλέσει σε υγειονομικό επίπεδο πάνω από ένα εκατομμύριο και πεντακόσιες σαράντα χιλιάδες θανάτους, και σε οικονομικό επίπεδο συρρίκνωση της παραγωγής σε παγκόσμια κλίμακα.²

Αρωγός στην προσπάθεια μου να φέρω εις πέρας την συγκεκριμένη εμπειρική μελέτη στάθηκε ο εξάιρετος καθηγητής μου Ιωάννης Παπαναστασίου, που με καθοδήγησε καθ' όλη την «διαδρομή» και γι' αυτό θα ήθελα να τον ευχαριστήσω θερμά. Επίσης, θέλω να πω ευχαριστώ στους γονείς μου, οι οποίοι για ακόμη μία φορά με στήριξαν με κάθε δυνατό τρόπο, προτείνοντας μου «χείρα βοήθειας», τόσο υλικής όσο και πνευματικής υπόστασης.

Χαμπίδης Χ. Κυριάκος
Νάουσα, Δεκέμβριος 2020

¹ World Health Organization (2020), “*Novel Coronavirus (2019-nCoV): Situation Report-1 21 January 2020*”, WHO, p. 1, [online pdf] Available at: <https://www.who.int/docs/default-source/coronaviruse/situation-reports/20200121-sitrep-1-2019-ncov.pdf> (Accessed: 19 October 2020)

² Worlometer (2020), “*Covid-19 Coronavirus Pandemic*”, Worlometer, [online] Available at: <https://www.worldometers.info/coronavirus/> (Accessed: 7 December 2020)

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η συγκεκριμένη μελέτη αναφέρεται στις επιπτώσεις που είχαν δύο μεγάλες κρίσεις– η Κρίση Χρέους του 2010 και η Πανδημία του Covid-19 ή Κορωνοϊού, η οποία ξέσπασε στις αρχές του 2020–στην ελληνική οικονομία. Στα πλαίσια αυτού του σκοπού, χρησιμοποιήσαμε το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) προκειμένου να μετρήσουμε τις μεταβολές στον συστηματικό κίνδυνο της *Υπερβάλλουσας Απόδοσης του Ελληνικού Δείκτη Λιανικού Εμπορίου*, λόγω της εμφάνισης των δύο αυτών σημείων καμπής.

Αρχικά κάναμε μια βιβλιογραφική ανασκόπηση για δείξουμε την εξέλιξη της θεωρίας χαρτοφυλακίου, που αποτελεί σημείο εκκίνησης για το CAPM. Στην συνέχεια παρουσιάσαμε τα δεδομένα μας, τα οποία αντλήσαμε από τις βάσεις δεδομένων των οικονομικών ειδησεογραφικών ιστοχώρων *Capital.gr* και *Investing.com*, αλλά και του ιστοτόπου επιστημονικών δημοσιεύσεων και δεδομένων *Ourworldindata.org*. Η χρονική περίοδος που καλύπτουν αναφέρεται στην περίοδο 2/01/2006 - 13/11/2020.

Αφού επεξεργαστήκαμε και καθαρίσαμε τα δεδομένα μας, τα χρησιμοποιήσαμε για να «τρέξουμε» στο EVIEWS 10 με την μέθοδο OLS τις κατάλληλες παλινδρομήσεις και για να διεξάγουμε τους κλασικούς διαγνωστικούς ελέγχους τις γραμμικής παλινδρόμησης. Τα αποτελέσματα που πήραμε από την διενέργεια παλινδρομήσεων πριν και μετά από κάθε κρίση, μας έδωσαν τα μεγέθη μεταβολής του σταθερού όρου υπεραπόδοσης ή *α του Jensen* και του συστηματικού κινδύνου της αγοράς ή *συντελεστή βήτα*. Πιο συγκεκριμένα, ο σταθερός όρος *α του Jensen* ήταν σε όλα τα υποδείγματα στατιστικά ασήμαντος και ουσιαστικά ίσος με μηδέν, πράγμα που σημαίνει ότι ο δείκτης λιανικού εμπορίου βρίσκεται πάνω στην SML. Επίσης, και οι δύο κρίσεις επηρέασαν αρνητικά το λιανικό εμπόριο στην Ελλάδα, γεγονός που αποτυπώθηκε στις μεταβολές του εκτιμημένου συντελεστή βήτα πριν και μετά την εμφάνισή τους. Η μεταβολή ήταν κατά 45.46% μεγαλύτερη στην περίπτωση της κρίσης χρέους του 2010, όπου σημειώθηκε αύξηση του βήτα κατά 25.98%, έναντι της αύξησης στον ίδιο συντελεστή κατά 17.86% ως συνέπεια του Covid-19. Λόγω των στατιστικών σφαλμάτων που αντιμετωπίσαμε σε όλες σχεδόν τις παλινδρομήσεις, συμπεράναμε ότι το CAPM δεν μπορεί να εφαρμοστεί αμιγώς με την κλασική του μορφή στην ελληνική οικονομία, αλλά χρειάζονται πιο δυναμικά μοντέλα αποτίμησης. Με αυτά ως δεδομένα,

βασίσαμε την σύγκρισή μας στην θεωρητική επάρκεια των μοντέλων και στους θετικούς ελέγχους εξειδίκευσης και αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.

Αργότερα για να αποδείξουμε ότι οι μεταβολές στον δείκτη λιανικού εμπορίου οφείλονται στον Covid-19 και δεν αποτελούν περίπτωση ψευδούς παλινδρόμησης, διενεργήσαμε ελέγχους συνολοκλήρωσης και αιτιότητας, οι οποίοι επιβεβαίωσαν την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης αιτιότητας μεταξύ δείκτη εμπορίου και ημερήσιων κρουσμάτων Covid-19. Στην συνέχεια, με βάση το CAPM προχωρήσαμε στην κατασκευή ενός δυναμικού γραμμικού μοντέλου, στο οποίο ενσωματώθηκε ως εξωγενής μεταβλητή και η μεταβολή των κρουσμάτων κορωνοϊού.

Κλείσαμε την μελέτη με προτάσεις για μελλοντική έρευνα και ιδίως για την διερεύνηση των επιπτώσεων της πανδημίας στον κλάδο του ηλεκτρονικού εμπορίου, στον οποίο παρατηρείται μια αλματώδης αύξηση, ως αποτέλεσμα των περιορισμών κυκλοφορίας και κοινωνικής αποστασιοποίησης που έφερε μαζί της η εξάπλωση του κορωνοϊού.

Λέξεις Κλειδιά: *Beta Coefficient, Capital Asset Pricing Model (CAPM), Cointegration, Covid-19, Harry Markowitz, Jensen's alpha, Γραμμική Παλινδρόμηση, Δείκτης Λιανικού Εμπορίου, Ελληνική Κρίση Χρέους 2010, Θεωρία Χαρτοφυλακίου, Κορωνοϊός, Μέθοδος OLS, Μοντέλο Αγοράς, Συνολοκλήρωση, Συντελεστής Βήτα*

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΡΩΤΟ

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Την τελευταία δεκαπενταετία η παγκόσμια οικονομία πασχίζει να βρει τα πατήματά της μετά τις ευρείας-κλίμακας ζημιές που προκάλεσε η κρίση στεγαστικών δανείων στις ΗΠΑ το 2006, η οποία μεταπήδησε μέσω του χρηματοοικονομικού τομέα σε όλη την οικουμένη. Αυτή η καθολική κρίση έγινε γνωστή με το όνομα *Great Recession* και ανέδειξε εμφατικά τις παθογένειες του σύγχρονου παγκοσμιοποιημένου οικονομικού γίνεσθαι.

Η *Μεγάλη Ύφεση* ή *Great Recession* αναφέρεται στην απότομη μείωση της οικονομικής δραστηριότητας στα τέλη της δεκαετίας του 2000. Θεωρείται η πιο σημαντική οικονομική ύφεση μετά τη Μεγάλη Ύφεση της περιόδου 1929-1933 (*Great Depression*). Ο όρος *Great Recession* ισχύει τόσο για την ύφεση των Η.Π.Α., που διήρκησε επίσημα από τον Δεκέμβριο του 2007 έως τον Ιούνιο του 2009, όσο και για την παγκόσμια ύφεση που ακολούθησε το 2009. Η οικονομική ύφεση ξεκίνησε όταν η αμερικανική αγορά κατοικίας μεταπήδησε ξαφνικά από την ραγδαία ανάπτυξη στην πτώχευση, και μεγάλα ποσά με τιτλοποιημένα εμπορικά ενυπόθηκα δάνεια (*Mortgage-Backed Securities -MBS's*) και παράγωγα έχασαν σημαντική αξία.³

Οι αιτίες της Μεγάλης Ύφεσης ήταν εξαιρετικά πολύπλοκες, αλλά είχαν πολύ αληθινές συνέπειες. Με την ευρύτερη έννοια, η Μεγάλη Ύφεση προκλήθηκε από τράπεζες και χρηματοπιστωτικές εταιρείες στη Wall Street. Στα χρόνια που προηγήθηκαν της ύφεσης οι τράπεζες, ύστερα από ενθάρρυνση της αμερικάνικης κυβέρνησης, χαλάρωσαν τις δανειοδοτικές πρακτικές τους. Άρχισαν να δίνουν ενυπόθηκα στεγαστικά δάνεια σε ανθρώπους που μπορεί να μην πληρούσαν τα κριτήρια στο παρελθόν.

Καθώς η απόκτηση χρήματος έγινε ευκολότερη, οι τιμές των κατοικιών αυξήθηκαν και διογκώθηκαν αφύσικα, εξαιτίας των εύκολων δανείων που έδιναν οι τράπεζες. Αυτό δημιούργησε την λεγόμενη *Φούσκα Κατοικιών στις Η.Π.Α. (US Housing Bubble)*. Κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου πολλά άτομα δέχθηκαν δάνεια, όπου υπό κανονικές συνθήκες δεν θα πληρούσαν τις προϋποθέσεις για να εγκριθούν. Μέχρι το 2006 εκατομμύρια δανειοληπτών ανακάλυψαν ότι δεν μπορούσαν να πραγμα-

³ Chappelow, J. (2020), "*The Great Recession*", investopedia, [online] Available at: <https://www.investopedia.com/terms/g/great-recession.asp> (Accessed: 21 October 2020)

τοποιήσουν τις μηνιαίες πληρωμές των στεγαστικών δανείων τους και σταμάτησαν να τα αποπληρώνουν. Αυτό είχε ως αποτέλεσμα την κατάσχεση κατοικιών, μια νομική διαδικασία με την οποία οι τράπεζες ανακτούν τα σπίτια, εκδιώκουν τους κατοίκους τους και προσπαθούν να μετριάσουν τις απώλειές τους μεταπωλώντας τις ιδιοκτησίες. Μέχρι το 2007 είχαν πτωχεύσει τόσα πολλά νοικοκυριά, και είχαν κατασχεθεί τόσα πολλά σπίτια, έτσι ώστε υπήρχαν περισσότερα σπίτια προς πώληση από ό,τι άνθρωποι να τα αγοράσουν, γεγονός που προκάλεσε μια ραγδαία πτώση των τιμών των κατοικιών. Ως αποτέλεσμα, ο κόσμος βρέθηκε να οφείλει για τα στεγαστικά δάνεια του περισσότερα από ό,τι άξιζαν τα σπίτια που είχε αγοράσει με αυτά. Πολλοί απλώς έφυγαν από τα σπίτια τους, αφήνοντας τις τράπεζες με περίπου 800 δισεκατομμύρια δολάρια σε απλήρωτα δάνεια. Το αποτέλεσμα ήταν η κατάρρευση, ή σχεδόν κατάρρευση, ορισμένων από τις μεγαλύτερες τράπεζες του κόσμου, συμπεριλαμβανομένων των Citigroup, Bank of America, Wachovia και Washington Mutual.

Ευρωπαίοι χρηματοδότες είχαν επενδύσει δισεκατομμύρια σε αμερικανικές τράπεζες. Αυτό επέτρεψε το οικονομικό πρόβλημα στις Ηνωμένες Πολιτείες να εξαπλωθεί γρήγορα στην Ευρώπη. Μόνο στις Ηνωμένες Πολιτείες και τη Βρετανία πάνω από εκατό μεγάλες τράπεζες απέτυχαν, και δεκάδες άλλες απειλήθηκαν. Η ύφεση είχε ως αποτέλεσμα μια μαζική πτώση του χρηματιστηρίου. Αξίζει να σημειωθεί πως τον Οκτώβριο του 2008, οι τιμές των μετοχών μειώθηκαν κατά περισσότερο από 18 τοις εκατό, μια μείωση που είχε να παρατηρηθεί από τη Μεγάλη Ύφεση του 1929.⁴

Αυτό που βίωναν οι Ευρωπαίοι, οι Αμερικανοί, οι Ρώσοι και οι Νοτιοκορεάτες το 2008, και που οι Ευρωπαίοι θα το βίωναν ξανά μετά το 2010, ήταν μια κατάρρευση της διατραπεζικής πίστωσης. Εφόσον ο χρηματοοικονομικός τομέας ήταν μέτριας αναλογίας, τα μεγάλα αποθεματικά σε εθνικό νόμισμα θα μπορούσαν να λειτουργήσουν ως «μαξιλάρι σωτηρίας». Αυτό έσωσε τη Ρωσία, αλλά η Νότια Κορέα αγωνίστηκε, και στην Ευρώπη όχι μόνο δεν υπήρχαν αποθεματικά, αλλά και η κλίμακα των τραπεζών και των επενδύσεών τους σε δολάρια κατέστησαν αδιανόητη κάθε προσπάθεια για μονομερή αυτό-σταθεροποίηση. Καμία από τις κορυφαίες κεντρικές τράπεζες δεν είχε εκτιμήσει τον κίνδυνο εκ των προτέρων. Δεν είχαν προβλέψει, πώς η παγκοσμιοποιημένη χρηματοδότηση θα μπορούσε να διασυνδεθεί με την αμερικανική έκρηξη στεγαστικών δανείων. Η Ομοσπονδιακή Τράπεζα των ΗΠΑ και το Υπουργείο

⁴ Kallen, S.A. (2014), *“Understanding World History: The Great Recession”*, San Diego, CA: ReferencePoint Press Inc, pp. 11-13

Οικονομικών έκριναν εσφαλμένα το μέγεθος της πτώσης από την χρεοκοπία της *Lehman Brothers* στις 15 Σεπτεμβρίου 2008. Ποτέ πριν, ούτε καν στη δεκαετία του 1930, ένα τόσο μεγάλο και διασυνδεδεμένο σύστημα δεν είχε έρθει τόσο κοντά στην πλήρη κατάρρευση.⁵

Όταν η κρίση πέρασε στην Ευρώπη μέσω του χρηματοπιστωτικού συστήματος, οι Ευρωπαίοι ηγέτες αναγκάστηκαν να πάρουν σκληρά μέτρα για να αντιμετωπίσουν την κατάσταση. Σκοπός τους ήταν η οικονομική εξυγίανση των κρατών μελών μέσω προγραμμάτων αυστηρής λιτότητας. Γρήγορα βρέθηκε στο «*μάτι του κυκλώνα*» η *Ελλάδα*, της οποίας το δημόσιο χρέος είχε φτάσει σε δυσθεώρητα επίπεδα.

Στα τέλη του 2009, η νεοεκλεγμένη ελληνική κυβέρνηση αποκάλυψε ότι το έλλειμμα του προϋπολογισμού της χώρας ήταν σημαντικά υψηλότερο απ' ό,τι είχε αρχικά εκτιμηθεί και πολύ υψηλότερο από τους κανόνες της Ευρωζώνης που θεσπίστηκαν στο Σύμφωνο Σταθερότητας και Ανάπτυξης (ΣΣΑ). Όταν οι σημαντικότεροι οργανισμοί αξιολόγησης υποβάθμισαν στη συνέχεια την πιστοληπτική ικανότητα της Ελλάδας τον Δεκέμβριο του 2009 και τα spread στα ελληνικά ομόλογα αυξήθηκαν στα επίπεδα πριν από την Οικονομική και Νομισματική Ένωση (ΟΝΕ), η *Κρίση του Ευρώ* είχε αρχίσει. Παρά την εφαρμογή μέτρων λιτότητας κατά τους πρώτους μήνες του 2010, η ελληνική κυβέρνηση σύντομα έπρεπε να ζητήσει εξωτερική βοήθεια. Μια τέτοια βοήθεια, ωστόσο, δεν έφτασε γρήγορα, καθώς οι Ευρωπαίοι ηγέτες συμμετείχαν σε μακρές και έντονες συζητήσεις σχετικά με το εάν και πώς να στηρίξουν τη χώρα. Στις αρχές Μαΐου 2010, ενέκριναν τελικά ένα πρόγραμμα χρηματοδοτικής βοήθειας, στο οποίο τα κράτη μέλη της Ευρωζώνης μαζί με το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο (ΔΝΤ) θα παρείχαν στην Ελλάδα οικονομική βοήθεια ως αντάλλαγμα για τη δημοσιονομική λιτότητα και τις διαρθρωτικές μεταρρυθμίσεις.⁶

Τα επόμενα 8 χρόνια η χώρα θα υπέφερε από παρατεταμένη οικονομική συρρίκνωση λόγω πολιτικών λιτότητας, που θα της επιβάλλονταν από τους ευρωπαίους εταίρους της. Στις **20 Αυγούστου του 2018** θα γράφονταν ο υποτιθέμενος επίλογος του σύγχρονου ελληνικού δράματος. Εκείνη την ημέρα σε άρθρο του CNN Business φιλοξενούνταν οι εξής γραμμές :

⁵ Tooze, A. (2018), "*Crashed: How a Decade of Financial Crises Changed the World*", New York: Viking, p.10

⁶ Copelovitch, M., Frieden, J. and Walter, S. (2016), "*The Political Economy of the Euro Crisis*", Comparative Political Studies, Vol. 49(7), p. 814, [online pdf] Available at: <https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/0010414016633227> (Accessed: 23 October 2020)

“Μετά από **8 χρόνια** και περίπου **330 δισεκατομμύρια δολάρια σε δάνεια**, η Ελλάδα αφήνει πίσω της τα πακέτα διάσωσης.

Η χώρα τη Δευτέρα (20/08/2018) βγήκε επίσημα από το τελευταίο από τα τρία τεράστια προγράμματα διάσωσης που την έσωσαν από την κατάρρευση και την εγκατάλειψη του ευρώ. Ωστόσο, οι διασώσεις από το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο, την Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα και την Ευρωπαϊκή Επιτροπή είχαν τεράστιο κόστος, το οποίο θα είναι ακόμη αισθητό για τα επόμενα χρόνια.

Σε αντάλλαγμα για τα χρήματα, η Ελλάδα συμφώνησε να μειώσει δραστικά τις δαπάνες και να εφαρμόσει οδυνηρές οικονομικές μεταρρυθμίσεις. Οι δημόσιοι υπάλληλοι είδαν τους μισθούς τους να μειώνονται, τις συντάξεις τους να παγώνουν, και τα όρια ηλικίας συνταξιοδότησής τους να αυξάνονται. Οι καταναλωτικές δαπάνες μειώθηκαν κατακόρυφα, η ανεργία αυξήθηκε και πολλές επιχειρήσεις έκλεισαν.

Η ελληνική οικονομία είναι πλέον τα τρία τέταρτα του μεγέθους που ήταν το 2007, πριν από την έναρξη της κρίσης. Και εξακολουθεί να αντιμετωπίζει μια σειρά από προκλήσεις.

Στα χαρτιά η κυβέρνηση—της οποίας οι ανεξέλεγκτες δαπάνες τροφοδότησαν την οικονομική κατάρρευση—έβαλε το σπίτι της σε τάξη. Το δημοσιονομικό έλλειμμα του 15% το 2009 μετετράπη σε πλεόνασμα 1% το 2017.”⁷

Μετά το 2018 η ελληνική οικονομία, χτυπημένη από τα μνημόνια λιτότητας σχεδόν μιας δεκαετίας, έδειχνε να εισέρχεται σε «απάνεμα λιμάνια». Η ζωή όμως έχει την δική της δυναμική και δεν υπακούει σε οικονομικά προγράμματα και προσταγές. Εκεί που όλα έδειχναν ότι ένας οικονομικός κύκλος έχει κλείσει, ένας ιός με το όνομα Covid-19, γνωστός και ως Κορωνοϊός, έκανε αισθητή την παρουσία του αρχικά στην Κίνα τον Δεκέμβριο του 2019 και στην συνέχεια σε ολόκληρο τον πλανήτη, έτσι ώστε να καταγράφεται πλέον στα κατάστιχα της ιστορίας ως η **Πανδημία του Κορωνοϊού ή του Covid-19**. Αυτή η πανδημία έχει οδηγήσει στην λήψη έκτακτων μέτρων αντιμετώπισης, προκειμένου να αποφευχθούν τα θανατηφόρα συμπτώματά της, τα οποία μέτρα μεταφράζονται, συν τοις άλλοις, από κοινωνική αποστασιοποίηση μέχρι καθολικά lockdowns ολόκληρων χωρών/οικονομιών.

Στην παρούσα εμπειρική μελέτη θα προσπαθήσουμε να δούμε τις επιπτώσεις αυτών των δύο σημείων καμπής—της κρίσης χρέους και του κορωνοϊού—στην ελληνική

⁷ Kottasová, I. (2018), “Greece is finally done with its epic bailout binge”, CNN Business, 20 August, [online] Available at: <https://money.cnn.com/2018/08/20/news/economy/greece-bailout-exit/index.html> (Accessed: 24 October 2020)

οικονομία. Αυτό θα το επιδιώξουμε ερευνώντας τις μεταβολές στην *Απόδοση του Ελληνικού Δείκτη Λιανικού Εμπορίου* με την βοήθεια του Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων ή *CAPM (Capital Asset Pricing Model)*.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΔΕΥΤΕΡΟ

ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ

2.1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Προκειμένου να μετρήσουμε την αποτελεσματικότητα του Ελληνικού Δείκτη Λιανικού Εμπορίου με την χρήση του CAPM και τις επιπτώσεις που είχαν οι δύο διαφορετικές περίοδοι οικονομικής αστάθειας πάνω σ' αυτόν, θα προχωρήσουμε στην κατασκευή υποδειγμάτων τα οποία θα δημιουργήσουμε με την χρήση του οικονομετρικού πακέτου εφαρμογών EViews 10. Πριν γίνει όμως αυτό, κρίνεται αναγκαίο να ανατρέξουμε στην βιβλιογραφία, προκειμένου να παρουσιάσουμε το απαραίτητο στατιστικό υπόβαθρο που απαιτεί η σύγχρονη χρηματοοικονομική, ούτως ώστε να είμαστε σε θέση να εξηγήσουμε αργότερα τα κύρια στοιχεία της ανάλυσης και της μεθοδολογίας μας.

2.2. ΚΙΝΔΥΝΟΣ ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΗ

«Τίποτα δεν αποτολμήθηκε, τίποτα δεν κερδήθηκε» (Nothing ventured, nothing gained). Αυτή η παλιά παροιμία ενέχει τεράστια οικονομική σημασία. Ένα από τα θεμελιώδη μαθήματα χρηματοοικονομικής είναι ότι σπάνια υπάρχει ανταμοιβή χωρίς κάποιο μέτρο κινδύνου. Οι επενδυτές θέλουν να μεγιστοποιήσουν την απόδοση και να ελαχιστοποιήσουν τον κίνδυνο. Μπορούν να το κάνουν; Ναι, αν ακολουθήσουν μια άλλη παροιμία: “Μην βάζεις όλα τα αυγά σου σε ένα καλάθι” (Don't put all your eggs in one basket). Με την κατανομή των επενδύσεων σε διαφορετικά περιουσιακά στοιχεία ένα χαρτοφυλάκιο μπορεί να απορροφήσει κάποιες κακές επιδόσεις. Με άλλα λόγια, εάν σπάσουν μερικά αυγά, δεν πρόκειται για πλήρη καταστροφή.

Ο κόσμος της χρηματοοικονομικής είναι ένας κόσμος δύο παραμέτρων, του κινδύνου και της απόδοσης. Μαζί αυτές οι δύο έννοιες οριοθετούν το επίσημο περιβάλλον για την επιλογή επενδύσεων και την αξιολόγηση της απόδοσης. Όλοι οι επενδυτές θέλουν να μεγιστοποιήσουν την απόδοση των επενδύσεων τους, ενώ συγχρόνως θέλουν να ελαχιστοποιήσουν τον κίνδυνο που απορρέει απ' αυτές. Παρόλο που η απόδοση και ο κίνδυνος συνδέονται με άμεσο τρόπο, η απόδοση λαμβάνει συχνά όλη την προσοχή, ενώ η έννοια του κινδύνου παραγκωνίζεται. Ωστόσο, πρέπει να λαμβάνουμε πάντα υπόψη τον κίνδυνο όταν εξετάζουμε την απόδοση, προκειμένου να

προσδιορίσουμε την επένδυση που ταιριάζει καλύτερα σε έναν επενδυτή. Στην συνέχεια εξετάζουμε με μεγαλύτερη λεπτομέρεια αυτές τις έννοιες.

2.2.1. Απόδοση Επένδυσης

Στον χρηματοοικονομικό κόσμο το μέτρο επίδοσης ενός περιουσιακού στοιχείου είναι το κέρδος ή η απόδοσή του. Μπορούμε να εκφράσουμε το κέρδος ή την ζημία από επενδύσεις είτε σε απόλυτα ποσά (ονομαστικές αποδόσεις) είτε σε ποσοστιαίες μονάδες (ποσοστιαίες αποδόσεις).

Το **κέρδος (ή η ζημία)** μιας επένδυσης είναι οι χρηματικές μονάδες που κερδίσαμε (ή χάσαμε), οι οποίες υπολογίζονται ως η διαφορά μεταξύ του αρχικού κόστους μιας επένδυσης και της τελικής της αξίας, συν τυχόν μερίσματα που λάβαμε κατά τη διάρκεια της επένδυσης:

$$\text{Κέρδος} = \text{Τελική Τιμή} + \text{Μερίσματα} - \text{Αρχική Τιμή} \quad [2.1]$$

Ένας άλλος συνήθης τρόπος για την περιγραφή της επίδοσης είναι η **απόδοση**, το μέτρο της ποσοστιαίας μεταβολής ή ο λόγος του κέρδους (ή της ζημίας) προς το αρχικό κόστος της επένδυσης⁸:

$$\text{Απόδοση} = \frac{\text{Κέρδος}}{\text{Αρχική Τιμή}} \quad \text{ή} \quad \text{Απόδοση} = \frac{\text{Ζημία}}{\text{Αρχική Τιμή}} \quad [2.2]$$

2.2.2. Κίνδυνος Επένδυσης

Ο βαθμός κινδύνου μιας επένδυσης είναι, σε γενικές γραμμές, η αβεβαιότητα που επικρατεί για τη μελλοντική απόδοσή της. Ο βαθμός κινδύνου ποικίλλει συστηματικά ανάλογα με την κατηγορία στην οποία εντάσσεται μια συγκεκριμένη επένδυση.

Μια απόφαση για επένδυση σε συγκεκριμένο χρηματοδοτικό εργαλείο βασίζεται τόσο στην αναμενόμενη απόδοσή του όσο και στο βαθμό μεταβλητότητας της εν λόγω απόδοσης. Ο συνολικός κίνδυνος μιας επένδυσης στη χρηματοοικονομική μετράται ως η **τυπική απόκλιση** των πραγματοποιημένων αποδόσεων από την προσδοκώμενη ή αναμενόμενη απόδοση. Στην πράξη η αναμενόμενη απόδοση υπολογίζεται ως ο αριθμητικός μέσος όρος των πραγματοποιημένων αποδόσεων. Η σύμβαση αυτή είναι

⁸ Brooks, R.M. (2015), “*Financial Management - Core Concepts (Global Edition)*”, 3rd ed, London: Pearson, pp. 241-242

αποτέλεσμα της υπόθεσης ότι οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων ακολουθούν την **Κανονική Κατανομή**.⁹ Προκειμένου να καταλάβουμε όλα τα παραπάνω στατιστικά μεγέθη πρέπει να κάνουμε μια σύντομη περιγραφή τους.

2.2.3. Βασικές Έννοιες Θεωρίας Πιθανοτήτων

Το σημείο εκκίνησης οποιασδήποτε συζήτησης για τη θεωρία πιθανοτήτων είναι η έννοια της τυχαίας μεταβλητής. Η **τυχαία μεταβλητή** είναι ένας κανόνας που αποδίδει έναν αριθμό σε πιθανά αποτελέσματα ενός τυχαίου πειράματος. Έτσι διακρίνουμε δύο σημαντικά σημεία: πρώτον, ότι υπάρχει αβεβαιότητα για το αποτέλεσμα του πειράματος και δεύτερον, τα αποτελέσματα μπορούν να δεχθούν αριθμητικές τιμές. Ένα παράδειγμα τυχαίας μεταβλητής είναι η απόδοση του Γενικού Δείκτη για τον επόμενο μήνα. Αυτή η απόδοση είναι ολοφάνερο ότι είναι αβέβαιη και ότι μπορεί να περιγραφεί με διάφορες τιμές.

Οι **τιμές των πιθανοτήτων** μετρούν πόσες φορές είναι πιθανό να συμβεί ένα αποτέλεσμα για μια τυχαία μεταβλητή. Οι τιμές αυτές μετριοούνται σε μια κλίμακα από 0 μέχρι 1, όπου η μηδενική πιθανότητα σημαίνει ότι το συγκεκριμένο αποτέλεσμα είναι απίθανο να συμβεί και η πιθανότητα ίση με τη μονάδα σημαίνει ότι το γεγονός είναι βέβαιο πώς θα συμβεί.

Οι πιθανότητες (P_i) πρέπει να ικανοποιούν δύο συνθήκες: 1) Καμία πιθανότητα δεν μπορεί να είναι αρνητική ($P_i \geq 0$) και 2) το άθροισμα των πιθανοτήτων όλων των αποτελεσμάτων που μπορεί να συμβούν για μια τυχαία μεταβλητή πρέπει να ισούται με την μονάδα ($\sum P_i = 1$).

Όταν καθορίσουμε τα αποτελέσματα μιας τυχαίας μεταβλητής και μετρήσουμε τις πιθανότητες που αντιστοιχούν σε κάθε σενάριο, τότε μπορούμε να σχηματίσουμε μια κατανομή πιθανοτήτων. Η **κατανομή πιθανοτήτων** είναι απλά η γραφική παράσταση των πιθανοτήτων για όλα τα πιθανά σενάρια μιας τυχαίας μεταβλητής. Η γραφική παράσταση της κατανομής βοηθά στην κατανόηση μιας μεταβλητής αλλά δεν επαρκεί. Χρειαζόμαστε συνοπτικά μεγέθη που περιγράφουν με ακρίβεια και συντομία την κατανομή.

⁹ Ευθύμογλου, Π.Γ. και Μπάλλας, Α.Α (2003), “Χρηματοδοτικοί Οργανισμοί και Αγορές”, Γ΄ έκδοση, Αθήνα: Εκδόσεις Ευγ. Μπένου, σσ. 120-121

2.2.4. Αναμενόμενη Απόδοση

Το πρώτο σημαντικό συνοπτικό μέγεθος της κατανομής πιθανοτήτων είναι η **κεντρική τάση**, που είναι ένα μέτρο για το κέντρο, τον μέσο της κατανομής. Αυτό το μέτρο αντιπροσωπεύει την αναμενόμενη τιμή ή τον μέσο όρο της κατανομής, δηλαδή την μέση τιμή που θα πάρουμε εάν επαναληφθεί πάρα πολλές φορές το τυχαίο μας πείραμα.

Για να υπολογίσουμε την προσδοκώμενη ή αναμενόμενη τιμή, σταθμίζουμε τα πιθανά αποτελέσματα (σενάρια) με τις πιθανότητες τους και αθροίζουμε όλες τις τελικές τιμές. Η αναμενόμενη απόδοση της τυχαίας μεταβλητής X που είναι ασυνεχής, έχει N πιθανά αποτελέσματα, για κάθε κατάσταση i έχει αποτέλεσμα X_i , και P_i είναι η αντίστοιχη πιθανότητα να συμβεί το σενάριο i , ισούται με:

$$E_{(X)} = \sum_{i=1}^N X_i P_i \quad [2.3]$$

Από αυτόν τον τύπο, με αντικατάσταση παίρνουμε τον τύπο της αναμενόμενης απόδοσης για το R χρεόγραφο ως εξής:

$$E_{(R)} = \sum_{i=1}^N R_i P r_i \quad [2.4]$$

όπου:

R_i = η απόδοση του i σεναρίου

$P r_i$ = η πιθανότητα του i σεναρίου να συμβεί

N = ο αριθμός των σεναρίων

2.2.5. Μέτρηση Κινδύνου

Επειδή οι αποδόσεις των χρεογράφων (επενδύσεων) είναι αβέβαιες σε ένα χρονικό διάστημα, ένα σημαντικό ερώτημα είναι, το κατά πόσο είναι δυνατόν η απόδοση του χρεογράφου σε μια δεδομένη χρονική στιγμή να είναι κοντά στην προσδοκώμενη τιμή. Η απάντηση απαιτεί ένα μέγεθος διασποράς της κατανομής αποδόσεων. Μία μέθοδος για να αποκτήσουμε ένα μέτρο διασποράς της απόδοσης είναι να εξετάσουμε τις αποκλίσεις από το μέσο όρο. Πόσο μακριά του μέσου όρου βρισκόμαστε σε κάθε περίπτωση; Έτσι ο μέσος όρος των αποκλίσεων από το μέσο όρο της προσδοκώμενης τιμής είναι ένα πολύ ορθολογικό μέτρο διασποράς. Παρ' όλα αυτά, το άθροισμα όλων

των αποκλίσεων της κάθε απόδοσης από τη μέση τιμή των αποδόσεων θα ισούται πάντοτε με μηδέν, καθώς άλλες αποκλίσεις θα είναι θετικές και άλλες αρνητικές, ακυρώνοντας μ' αυτόν τον τρόπο η μία την άλλη.

Για να αποφύγουμε αυτό το αποτέλεσμα, καθότι η σπουδαιότητα των αποκλίσεων βρίσκεται στο μέγεθος των αποκλίσεων και όχι στο πρόσημο, τετραγωνίζουμε τις αποκλίσεις. Ο μέσος όρος αυτών των **τετραγωνισμένων αποκλίσεων** λέγεται **διακύμανση**, συμβολίζεται ως σ^2 και δίνεται από τον μαθηματικό τύπο:

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^n [R_i - E(R)]^2 Pr_i \quad [2.5]$$

όπου:

R_i = η απόδοση του σεναρίου

Pr_i = η πιθανότητα του i σεναρίου να συμβεί

n = ο αριθμός των σεναρίων

$E(R)$ = η μέση ή αναμενόμενη απόδοση

Η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης, η **τυπική απόκλιση**, συμβολίζεται με σ :¹⁰

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^n [R_i - E(R)]^2 Pr_i} \quad [2.6]$$

2.2.6. Αναμενόμενη Απόδοση και Διακύμανση Δείγματος

Μία άλλη μέθοδος εκτίμησης της προσδοκώμενης τιμής και της διακύμανσης για μια επένδυση περιλαμβάνει τη δειγματοληψία προηγούμενων αποδόσεων. Στην πραγματικότητα, η πραγματική κατανομή πιθανοτήτων που παράγει τις αποδόσεις των χρεογράφων δεν μπορεί να παρατηρηθεί. Γι' αυτό το λόγο είναι απαραίτητο να πάρουμε δείγματα από προηγούμενες αποδόσεις και να υποθέσουμε ότι η κατανομή πιθανοτήτων των αποδόσεων δεν αλλάζει με την πάροδο του χρόνου. Ο μέσος όρος του δείγματος των αποδόσεων μιας επένδυσης δίνεται από τον τύπο:

¹⁰ Λυρούδη, Α. και Σουμπενιώτης, Δ. (1999), “Ειδικά Θέματα Χρηματοοικονομικής: Πανεπιστημιακές Παραδόσεις”, Θεσσαλονίκη: Πανεπιστήμιο Μακεδονίας, σσ. 59-63

$$E_{(R)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_i \quad [2.7]$$

όπου n είναι ο αριθμός των παρατηρούμενων αποδόσεων.

Όταν υπολογίζουμε το διακύμανση ενός δείγματος αποδόσεων, το άθροισμα των τετραγωνισμένων αποκλίσεων από τον μέσο όρο διαιρείται με $(n-1)$, χρησιμοποιώντας τον μέσο όρο του δείγματος σαν υποκατάστατο για τον μέσο όρο του πληθυσμού, που δεν μπορεί να παρατηρηθεί. Επειδή χρησιμοποιούμε ένα υποκατάστατο μέτρο για να πάρουμε μία αμερόληπτη εκτίμηση της διακύμανσης του πληθυσμού, διαιρούμε με $(n-1)$ διότι θεωρούμε ότι έχουμε $(n-1)$ βαθμούς ελευθερίας. Έτσι, η διακύμανση του δείγματος δίνεται από τον τύπο:¹¹

$$\sigma^2 = \frac{1}{(n-1)} \sum_{i=1}^n [R_i - E(R)]^2 \quad [2.8]$$

2.2.7. Κανονική Κατανομή

Η κανονική κατανομή, που μερικές φορές ονομάζεται **Καμπύλη Bell** (καμπάνα), είναι μια κατανομή που συναντάται με φυσικό τρόπο σε πολλές περιπτώσεις. Για παράδειγμα, η κανονική κατανομή εμφανίζεται σε μαθητικές εξετάσεις, όπου ο κύριος όγκος των μαθητών θα σκοράρει το μέσο όρο Γ , ενώ μικρότερος αριθμός μαθητών θα σκοράρει ένα B ή Δ . Ένα ακόμη μικρότερο ποσοστό των μαθητών θα πετύχει βαθμολογία E ή A . Αυτό δημιουργεί μια διανομή που μοιάζει με καμπάνα (εξ ου και το ψευδώνυμο bell). Η καμπύλη bell είναι συμμετρική. Τα μισά από τα δεδομένα θα πέσουν στα αριστερά του μέσου όρου και τα υπόλοιπα μισά θα πέσουν προς τα δεξιά.

Πολλές ομάδες ακολουθούν αυτόν τον τύπο μοτίβου. Γι' αυτό χρησιμοποιείται ευρέως στις επιχειρήσεις, στην στατιστική έρευνα και σε κυβερνητικούς φορείς όπως η Αμερικανική Υπηρεσία Τροφίμων και Φαρμάκων (FDA):

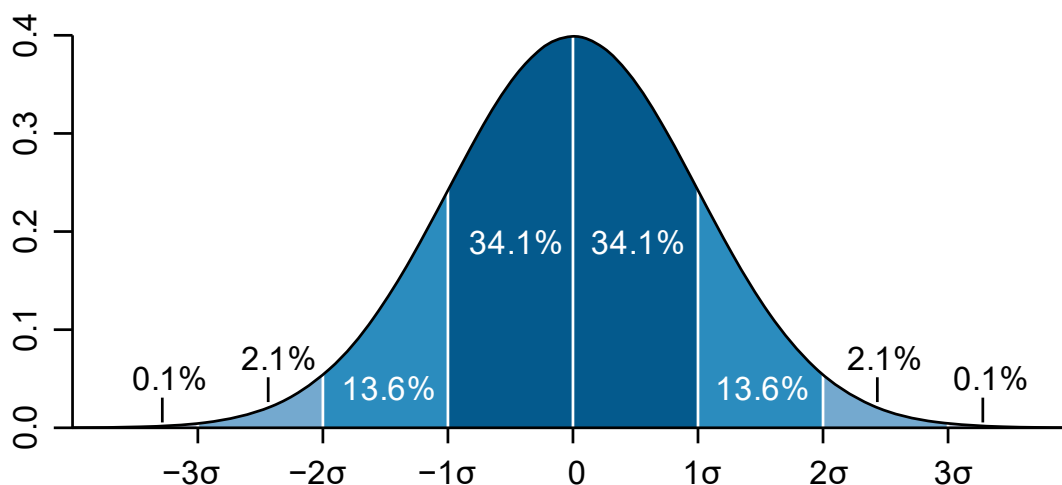
- Ύψος ανθρώπων
- Σφάλματα μετρήσεων
- Πίεση αίματος

¹¹ Λυρούδη, Α. και Σουμπενιώτης, Δ. (1999), “Ειδικά Θέματα Χρηματοοικονομικής: Πανεπιστημιακές Παραδόσεις”, Θεσσαλονίκη: Πανεπιστήμιο Μακεδονίας, σσ. 65-66

- Βαθμοί σε τεστ
- IQ τεστ
- Μισθοί

Ο εμπειρικός κανόνας μας λέει ποιο ποσοστό των δεδομένων μας εμπίπτει σε έναν ορισμένο αριθμό τυπικών αποκλίσεων από τη μέση τιμή:

- Το 68% των δεδομένων εμπίπτει σε 1 τυπική απόκλιση του μέσου όρου.
- Το 95% των δεδομένων εμπίπτει σε 2 τυπικές αποκλίσεις του μέσου όρου.
- Το 99.7% των δεδομένων εμπίπτει σε 3 τυπικές αποκλίσεις του μέσου όρου.



Διάγραμμα 2-1: Κανονική Κατανομή ¹²

Η τυπική απόκλιση καθορίζει το εύρος της κατανομής. Μια μικρότερη τυπική απόκλιση υποδεικνύει ότι τα δεδομένα είναι στενά ομαδοποιημένα γύρω από τη μέση τιμή και η κανονική κατανομή θα είναι ψηλότερη. Μια μεγαλύτερη τυπική απόκλιση υποδεικνύει ότι τα δεδομένα είναι διασκορπισμένα γύρω από την μέση τιμή και η κανονική κατανομή θα είναι πιο επίπεδη και ευρύτερη.¹³

Η αναλυτική μορφή της κανονικής κατανομής είναι:

¹² Toews, M.W. (2007), “Normal distribution curve that illustrates standard deviations”, Wikimedia Commons, [online image] Available at: https://commons.wikimedia.org/wiki/File:Standard_deviation_diagram.svg#/media/File:Standard_deviation_diagram.svg (Accessed: 28 October 2020)

¹³ Glen, S. (n.d.), “Normal Distributions (Bell Curve): Definition, Word Problems”, StatisticsHowTo.com: Elementary Statistics for the rest of us!, [online] Available at: <https://www.statisticshowto.com/probability-and-statistics/normal-distributions/> (Accessed: 28 October 2020)

$$y = f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}} \quad [2.9]$$

όπου:

e : η βάση των Νεπέρων λογαρίθμων, $e=2.71828$

π : ο λόγος της περιφέρειας προς τη διάμετρο, $\pi=3.14159$

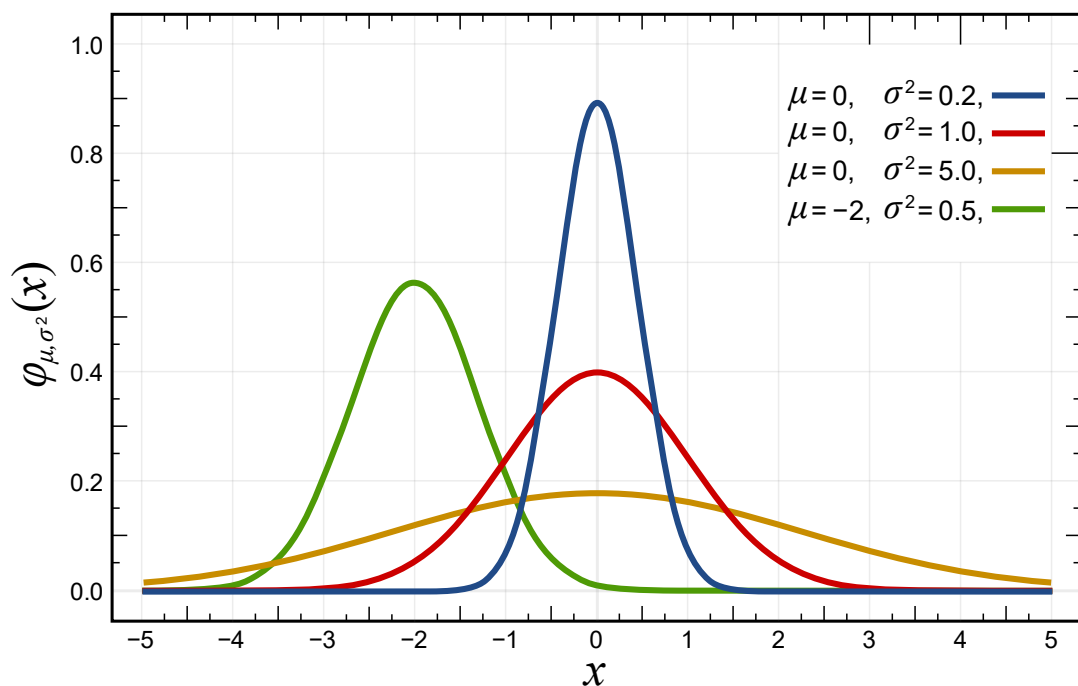
μ : ο αριθμητικός μέσος ή η αναμενόμενη τιμή $E(X)$ της κατανομής, σταθερή για κάθε κατανομή, αλλά διαφορετική από κατανομή σε κατανομή.

σ : η τυπική απόκλιση της κατανομής $\sigma = \sqrt{Var(x)}$, σταθερή για κάθε κατανομή, και διαφορετική από κατανομή σε κατανομή,

χ : η τετημεμένη της κατανομής.

y : το ύψος της τεταγμένης της καμπύλης που αναπαριστά την πυκνότητα πιθανότητας των τιμών της μεταβλητής.

Σε κάθε ζευγάρι τιμών μ και σ^2 αντιστοιχεί και μια καμπύλη της μορφής του *Διαγράμματος 2-2*, είναι δε φανερό ότι υπάρχουν άπειρες τέτοιες καμπύλες που ονομάζονται *Κανονικές Καμπύλες*.¹⁴



Διάγραμμα 2-2: Επίδραση των Παραμέτρων της Κανονικής Κατανομής στη Θέση και τη Μορφή της¹⁵

¹⁴ Παπαδημητρίου, Γ. (2001), “Περιγραφική Στατιστική”, Θεσσαλονίκη: Παρατηρητής, σσ. 451-452

¹⁵ Inductiveload (2008), “A selection of Normal Distribution Probability Density Functions (PDFs)”, Wikimedia Commons, [online image] Available at:

2.3. ΣΥΧΡΟΝΗ ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ (MPT)

2.3.1. Εισαγωγή

Η Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου (*Modern Portfolio Theory, MPT*), πρωτοπαρουσιάστηκε γύρω στο 1952 από τον Markowitz. Οι προτάσεις του Markowitz είχαν σαν κύριο σκοπό τους να είναι πρακτικές και εύκολα εφαρμόσιμες.

Ο Markowitz έδειξε πώς μπορούμε να δημιουργήσουμε ένα **Σύνολο Χαρτοφυλακίων** καθένα από τα οποία να έχει τη μέγιστη δυνατή αναμενόμενη απόδοση δεδομένου του κινδύνου του. Η θεωρία αυτή είναι ιδιαίτερος δημοφιλής για την κατανομή κεφαλαίων μεταξύ διάφορων χρεογράφων, όπως για παράδειγμα μεταξύ μετοχών και ομολόγων. Η θεωρία αυτή στηρίζεται στις ακόλουθες υποθέσεις:

- Η κάθε εναλλακτική μορφή επένδυσης μπορεί να παρουσιασθεί από μια κατανομή πιθανοτήτων ως αναφορά στις αναμενόμενες αποδόσεις.
- Οι επενδυτές υπολογίζουν τον κίνδυνο βασιζόμενοι στις διακυμάνσεις των αναμενόμενων αποδόσεων.
- Οι επενδυτικές αποφάσεις στηρίζονται μόνο στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο.
- Για ένα δεδομένο επίπεδο κινδύνου, οι επενδυτές προτιμούν τις υψηλότερες από τις χαμηλότερες αποδόσεις. Ομοίως, για ένα επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης, οι επενδυτές προτιμούν τον μικρότερο κίνδυνο παρά τον μεγαλύτερο.

Βάσει των παραπάνω υποθέσεων, ένα **χαρτοφυλάκιο θεωρείται αποτελεσματικό**, όταν κανένα άλλο χαρτοφυλάκιο του ίδιου ή μικρότερου κινδύνου δεν έχει μεγαλύτερη απόδοση. Ή διαφορετικά, κανένα χαρτοφυλάκιο της ίδιας ή μεγαλύτερης αναμενόμενης απόδοσης δεν έχει μικρότερο κίνδυνο.

Η MPT δηλώνει ότι δεν είναι αρκετό να κοιτάζουμε την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο μιας μετοχής. Επενδύοντας σε περισσότερες από μία μετοχές, ο επενδυτής μπορεί να αποκομίσει τα **Οφέλη της Διαφοροποίησης** και να μειώσει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου του. Ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου που επενδύει σε διαφορετικές μετοχές θα είναι μικρότερος από τον κίνδυνο που έχει η καθεμία μετοχή μόνη της (δεδομένου ότι οι μετοχές δεν συμπεριφέρονται με τον ίδιο τρόπο). Με άλλα λόγια, ο

Markowitz έδειξε ότι επένδυση δεν είναι απλά να επιλέξουμε μετοχές, αλλά να επιλέγουμε τον σωστό συνδυασμό μετοχών.¹⁶

2.3.2. Απόδοση και Αναμενόμενη Απόδοση Χαρτοφυλακίου

Σύμφωνα με τον Markowitz, η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου θα είναι το σταθμισμένο άθροισμα των αποδόσεων των χρεογράφων που το συνθέτουν. Η μαθηματική έκφραση του παραπάνω είναι η εξής:

$$R_p = \sum_{i=1}^N w_i R_i \quad [2.10]$$

Το ίδιο συμβαίνει και με την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου, η οποία θα είναι το σταθμισμένο άθροισμα των αναμενόμενων αποδόσεων των χρεογράφων που το απαρτίζουν και υπολογίζεται ως:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N w_i \bar{R}_i \quad [2.11]$$

όπου:

w_i = το ποσοστό συμμετοχής της επένδυσης i στο χαρτοφυλάκιο, το οποίο ποσοστό εξαρτάται από τον εκάστοτε επενδυτή, για $i = 1, 2, \dots, N$ και ισχύει:

- $\sum w_i = 1$
- $0 \leq w_i \leq 1$,

R_i = η απόδοση της επένδυσης i ,

\bar{R}_i = ο μέσος όρος ή η αναμενόμενη απόδοση της επένδυσης i .

2.3.3. Κίνδυνος Χαρτοφυλακίου

2.3.3.1. Συνδιακύμανση Αποδόσεων

Η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου είναι εύκολο να υπολογιστεί ως το άθροισμα των σταθμισμένων αναμενόμενων αποδόσεων των στοιχείων που το απαρτίζουν, π.χ. $E(R) = w_1 E(R_1) + w_2 E(R_2) + \dots + w_n E(R_n)$. Η διακύμανση (variance) ενός

¹⁶ Νούλας, Α.Γ. (2020), “Αγορές Χρήματος και Κεφαλαίου”, Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Τζιόλα, σσ. 551-552

σταθμισμένου αθροίσματος δεν είναι τόσο εύκολη υπόθεση. Για να την διατυπώσουμε θα πρέπει να ορίσουμε την έννοια της συνδιακύμανσης (covariance). Η συνδιακύμανση των αποδόσεων δύο χρεογράφων R_1 και R_2 είναι: ¹⁷

$$\sigma_{12} = E \{ [R_{1t} - E(R_1)] [R_{2t} - E(R_2)] \} \quad [2.12]$$

Η συνδιακύμανση σ_{ij} μπορεί να εκφραστεί και σε σχέση με τον συντελεστή συσχέτισης (correlation coefficient) ρ_{ij} ως:

$$\sigma_{ij} = \rho_{ij}\sigma_i\sigma_j \quad [2.13]$$

2.3.3.2. Διακύμανση Χαρτοφυλακίου

Η διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου P , που συμβολίζεται ως σ_P^2 , είναι απλά η αναμενόμενη τιμή των τετραγώνων, των αποκλίσεων της απόδοσης του χαρτοφυλακίου από τη μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου, ή $\sigma_P^2 = E(R_P - \bar{R}_P)^2$. Αντικαθιστώντας σε αυτήν την μαθηματική έκφραση τους τύπους για την απόδοση και την αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου δύο χρεογράφων, έχουμε:

$$\begin{aligned} \sigma_P^2 &= E(R_P - \bar{R}_P)^2 = E[w_1R_{1t} + w_2R_{2t} - (w_1\bar{R}_1 + w_2\bar{R}_2)]^2 \\ &= E[w_1(R_{1t} - \bar{R}_1) + w_2(R_{2t} - \bar{R}_2)]^2 \\ &= E[w_1^2(R_{1t} - \bar{R}_1)^2 + 2w_1w_2(R_{1t} - \bar{R}_1)(R_{2t} - \bar{R}_2) + w_2^2(R_{2t} - \bar{R}_2)^2] \quad [2.14] \end{aligned}$$

όπου τα \bar{R}_1 και \bar{R}_2 αναπαριστούν τις αναμενόμενες αποδόσεις των χρεογράφων 1 και 2 αντίστοιχα, και το t τις διαφορετικές χρονικές περιόδους των αποδόσεων κάθε χρεογράφου για $t = 1, 2, \dots, n$.

Εφαρμόζοντας τους εξής δύο κανόνες, ότι η αναμενόμενη τιμή του αθροίσματος μιας σειράς αποδόσεων είναι ίση με το άθροισμα της αναμενόμενης τιμής κάθε απόδοσης και ότι η αναμενόμενη τιμή του γινομένου ενός σταθερού όρου με την απόδοση είναι ίση με τον σταθερό όρο επί την αναμενόμενη απόδοση, έχουμε:

$$\begin{aligned} \sigma_P^2 &= w_1^2E[(R_{1t} - \bar{R}_1)^2] + 2w_1w_2E[(R_{1t} - \bar{R}_1)(R_{2t} - \bar{R}_2)] + w_2^2E[(R_{2t} - \bar{R}_2)^2] \\ &= w_1^2\sigma_1^2 + 2w_1w_2E[(R_{1t} - \bar{R}_1)(R_{2t} - \bar{R}_2)] + w_2^2\sigma_2^2 \quad [2.15] \end{aligned}$$

¹⁷ Markowitz, H. (1952), "Portfolio Selection", The Journal of Finance, Vol. 7(1), pp. 78-81, JSTOR, [online pdf] Available at: <https://www.jstor.org/stable/2975974> (Accessed: 29 October 2020)

Όπως είπαμε στην ενότητα 2.3.3.1 το $E[(R_{1t} - \bar{R}_1)(R_{2t} - \bar{R}_2)]$ της σχέσης 2.15 αποτελεί την συνδιακύμανση των δύο χρεογράφων και συμβολίζεται ως σ_{12} . Επομένως, η διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου δύο επενδύσεων μπορεί να εκφραστεί ως:

$$\sigma_P^2 = w_1^2 \sigma_1^2 + w_2^2 \sigma_2^2 + 2w_1 w_2 \sigma_{12} \quad [2.16]$$

2.3.3.3. Συντελεστής Συσχέτισης

Στην ενότητα 2.3.3.1 είδαμε ότι η συνδιακύμανση σ_{12} μπορεί να εκφραστεί και σε σχέση με τον συντελεστή συσχέτισης ρ_{ij} ως:

$$\sigma_{ij} = COV_{ij} = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \quad [2.17]$$

Η συνδιακύμανση είναι ένα μέτρο του τρόπου με τον οποίο οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων κινούνται μαζί. Στο βαθμό που έχουν θετικές και αρνητικές αποκλίσεις σε παρόμοιες χρονικές στιγμές, η συνδιακύμανση είναι ένας μεγάλος θετικός αριθμός. Εάν έχουν τις θετικές και αρνητικές αποκλίσεις σε διαφορετικές χρονικές στιγμές, τότε η συνδιακύμανση είναι αρνητική. Εάν οι θετικές και αρνητικές αποκλίσεις είναι χρονικά άσχετες, τότε η συνδιακύμανση τείνει στο μηδέν. Για πολλούς σκοπούς, είναι χρήσιμο να τυποποιήσουμε τη συνδιακύμανση. Η διαίρεση της συνδιακύμανσης μεταξύ δύο περιουσιακών στοιχείων με το γινόμενο της τυπικής απόκλισης κάθε περιουσιακού στοιχείου παράγει μια μεταβλητή με τις ίδιες ιδιότητες με τη συνδιακύμανση, αλλά με εύρος από -1 έως +1. Το μέτρο ονομάζεται συντελεστής συσχέτισης. Αν με ρ_{ij} συμβολίζουμε την συσχέτιση μεταξύ των τίτλων i και j , ορίζουμε το συντελεστή συσχέτισης ως:¹⁸

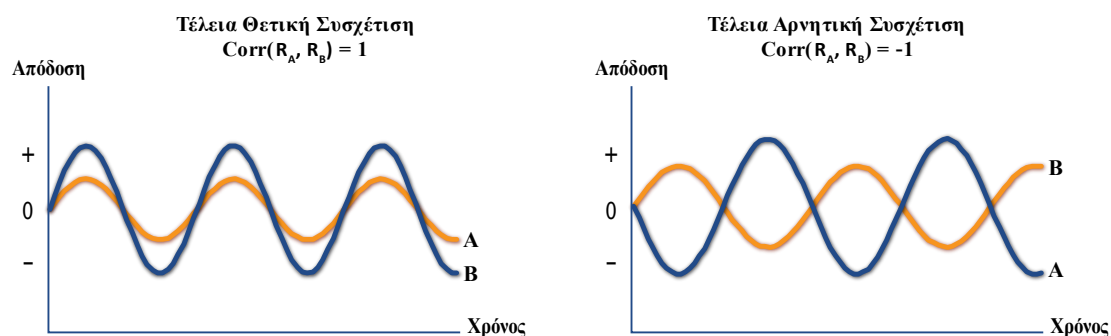
$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} \quad \text{ή} \quad \frac{COV_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} \quad [2.18]$$

Με αυτόν τον τρόπο μπορούμε να μιλήσουμε όχι μόνο για το είδος της συσχέτισης μεταξύ δύο χρεογράφων, αλλά και για το μέγεθος αυτής της συσχέτισης. Όταν ο συντελεστής συσχέτισης ισούται με την μονάδα (+1) δηλώνει τέλεια θετική συσχέτιση, όταν ισούται με την αρνητική μονάδα (-1) δηλώνει τέλεια αρνητική συσχέτιση

¹⁸ Elton, E.J., Gruber, M.J., Brown, S.J. and Goetzmann W.N. (2014), “*Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*”, 9th ed, Hoboken, NJ: Wiley, pp. 51-52

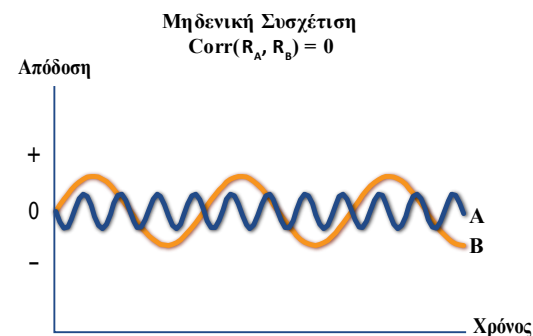
ανάμεσα στις αποδόσεις και όταν ο συντελεστής συσχέτισης είναι ίσος με το μηδέν αυτό δηλώνει ότι δεν υπάρχει καμία γραμμική σχέση ανάμεσα στις δύο μεταβλητές.¹⁹

Το Διάγραμμα 2.3 δείχνει τις τρεις περιπτώσεις αναφοράς για δύο περιουσιακά στοιχεία, A και B. Η εικόνα δείχνει δύο χρεόγραφα με συσχετίσεις απόδοσης $+1$, -1 και 0 . Αυτό συνεπάγεται τέλεια θετική συσχέτιση, τέλεια αρνητική συσχέτιση, και καμία συσχέτιση, αντίστοιχα. Οι καμπύλες στο σχήμα παριστούν τις ξεχωριστές αποδόσεις των δύο τίτλων στο πέρασμα του χρόνου.



Οι αποδόσεις των Χρεογράφων A και B είναι από κοινού μεγαλύτερες της μέσης απόδοσης στο ίδιο χρονικό διάστημα. Οι αποδόσεις των Χρεογράφων A και B είναι από κοινού μικρότερες της μέσης απόδοσης στο ίδιο χρονικό διάστημα.

Το Χρεόγραφο A έχει απόδοση μεγαλύτερη της μέσης όταν το Χρεόγραφο B έχει απόδοση μικρότερη της μέσης, και το αντίστροφο.



Η απόδοση του Χρεογράφου A είναι εντελώς ασυσχέτιστη με την απόδοση του Χρεογράφου B.

Διάγραμμα 2-3: Παραδείγματα Διαφορετικών Συντελεστών Συσχέτισης Δύο Χρεογράφων²⁰

¹⁹ Λυρούδη, Α. και Σουμπενιώτης, Δ. (1999), “Ειδικά Θέματα Χρηματοοικονομικής: Πανεπιστημιακές Παραδόσεις”, Θεσσαλονίκη: Πανεπιστήμιο Μακεδονίας, σ. 77

²⁰ Ross, S.A., Westerfield, R.W., Jaffe, J. and Jordan, B. (2019), “Corporate Finance”, 12th ed, New York, NY: McGraw-Hill Education, p. 333

2.3.4. Διαφοροποίηση Χαρτοφυλακίου

2.3.4.1. Συντελεστής Συσχέτισης και Διαφοροποίηση Χαρτοφυλακίου

Διαφοροποίηση είναι η μέθοδος μείωσης του κινδύνου μέσω της επιλογής χρεογράφων που έχουν αρνητική (ή μικρή θετική) συσχέτιση. Η διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου με N χρεόγραφα είναι ίση με

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij} \quad [2.19]$$

(α) Εάν οι αποδόσεις των χρεογράφων είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους και συνεπώς $\rho_{ij} = 0$, τότε η διακύμανση του χαρτοφυλακίου είναι:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_i^2 \quad [2.20]$$

(β) Εάν υποθέσουμε ότι σε κάθε μετοχή επενδύεται το ίδιο ποσό χρημάτων, τότε ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου μπορεί να γραφεί ως:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{N}\right)^2 \sigma_i^2 \quad [2.21]$$

$$= \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \frac{1}{N} \sigma_i^2\right) \quad \text{ή} \quad \sigma_p^2 = \frac{1}{N} \bar{\sigma}_i^2 \quad [2.22]$$

Ο όρος στην παρένθεση στη σχέση [2.22] είναι ο τρόπος έκφρασης του μέσου όρου. Άρα, ο όρος αυτός είναι η μέση διακύμανση των μετοχών που αποτελούν το χαρτοφυλάκιο. Γίνεται φανερό ότι καθώς ο αριθμός των χρεογράφων (N) αυξάνεται, η διακύμανση μειώνεται. Εάν το N είναι πάρα πολύ μεγάλο και οι αποδόσεις των χρεογράφων είναι ανεξάρτητες, τότε ο κίνδυνος προσεγγίζει το μηδέν.

Τις περισσότερες, όμως, φορές ο συντελεστής συσχέτισης και η συνδιακύμανση μεταξύ των χρεογράφων είναι θετική. Σε αυτές τις περιπτώσεις ο κίνδυνος δεν μπορεί να μειωθεί στο μηδέν, αλλά μπορεί να γίνει πολύ μικρότερος από τη διακύμανση του κάθε χρεογράφου.

$$\sigma_p^2 = \frac{1}{N} \bar{\sigma}_i^2 + \left(\frac{N-1}{N} \right) \bar{\sigma}_{ij} \quad [2.23]$$

όπου:

$\bar{\sigma}_i^2$ = η μέση διακύμανση όλων των χρεογράφων που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο και

$\bar{\sigma}_{ij}$ = η μέση συνδιακύμανση όλων των χρεογράφων που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο.

Η σχέση [2.23] δηλώνει ότι ο κίνδυνος του κάθε χρεογράφου εξαλείφεται, καθώς ο αριθμός των χρεογράφων (N) γίνεται μεγάλος. Στην περίπτωση αυτή η διακύμανση του χαρτοφυλακίου είναι ίση με τη μέση συνδιακύμανση όλων των χρεογράφων. Για ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο, ο κίνδυνος της κάθε μετοχής συνεισφέρει ελάχιστα στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Αυτό που έχει σημασία για τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου είναι η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων των χρεογράφων.²¹

2.3.4.2. Χαρτοφυλάκιο Ελάχιστης Διακύμανσης Δύο Στοιχείων με Κίνδυνο

Υπάρχει ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο έχει τέτοιο συνδυασμό των δύο ποσοστών συμμετοχής w_1 και w_2 που ελαχιστοποιείται ο κίνδυνος για το χαρτοφυλάκιο αυτό, δηλαδή ελαχιστοποιείται η διακύμανσή του και η τυπική του απόκλιση. Το χαρτοφυλάκιο αυτό λέγεται *Χαρτοφυλάκιο Ελάχιστης Διακύμανσης (Minimum Variance Portfolio, MVP)* και υπολογίζεται με τους εξής τύπους:²²

$$w_1 = \frac{\sigma_2^2 - \rho_{12}\sigma_1\sigma_2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\rho_{12}\sigma_1\sigma_2} \quad \text{και} \quad w_2 = 1 - w_1 \quad [2.24]$$

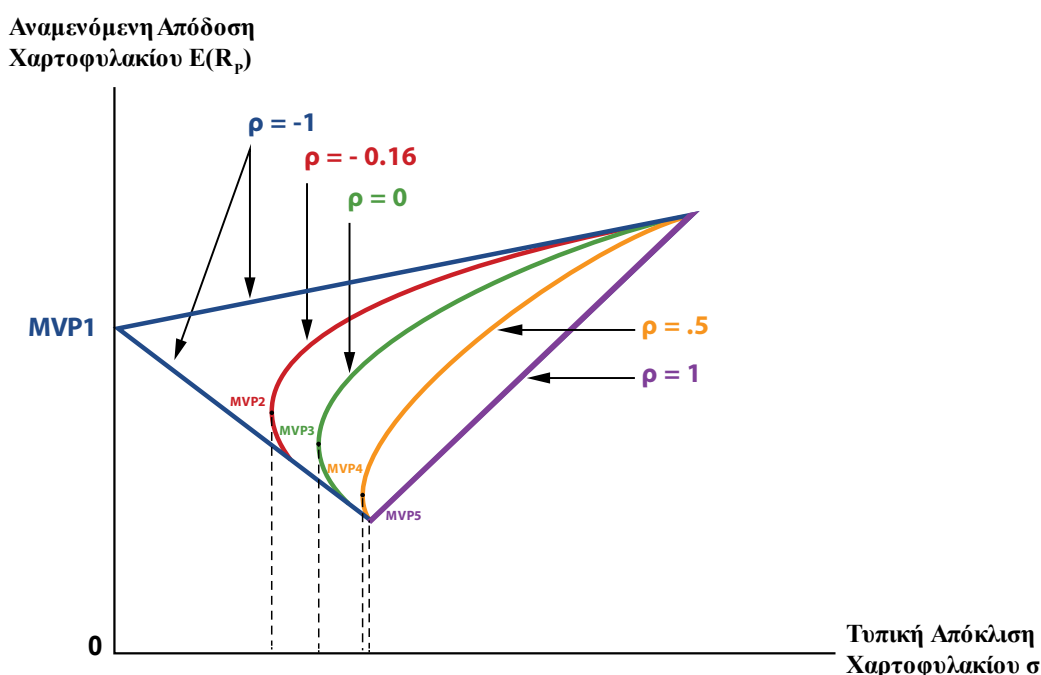
2.3.4.3. Σύνολο Ευκαιριών ή Εφικτό Σύνολο

Αν γνωρίζουμε τις αναμενόμενες τιμές δύο μετοχών, τις τυπικές αποκλίσεις τους και τον συντελεστή συσχέτισής τους, μπορούμε να προσδιορίσουμε το σύνολο ευκαιριών του χαρτοφυλακίου για τις δύο αυτές μετοχές. Αυτό μπορεί να γίνει εφικτό χρησιμοποιώντας διαφορετικούς συνδυασμούς των επενδύμενων ποσοστών w_1 , w_2 στις δύο μετοχές μας. Με άλλα λόγια, η διαγραμματική απεικόνιση του συνόλου των δυνατών επιλογών αναμενόμενων αποδόσεων χαρτοφυλακίων $E(R_p)$ και των σχετικών

²¹ Νούλας, Α.Γ. (2020), “Αγορές Χρήματος και Κεφαλαίου”, Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Τζιόλα, σσ. 558-560

²² Λυρούδη, Α. και Σουμπενιώτης, Δ. (1999), “Ειδικά Θέματα Χρηματοοικονομικής: Πανεπιστημιακές Παραδόσεις”, Θεσσαλονίκη: Πανεπιστήμιο Μακεδονίας, σ. 112

τους τυπικών αποκλίσεων σ_p , ονομάζεται *Σύνολο Ευκαιριών Χαρτοφυλακίου ή Εφικτό Σύνολο (Portfolio Opportunity Set or Feasible Set)*.²³



Διάγραμμα 2-4: Σύνολα Ευκαιριών για Διαφορετικούς Συντελεστές Συσχέτισης

Όπως βλέπουμε στο [Διάγραμμα 2-4](#) όπου αναπαριστά καμπύλες *Συνόλων Ευκαιριών*, έχουμε διαφορετικό είδος καμπύλης για διαφορετικό συντελεστή συσχέτισης. Όσο χαμηλότερη είναι η συσχέτιση των χρεογράφων του χαρτοφυλακίου, τόσο μεγαλύτερη είναι η κύρτωση της καμπύλης. Αυτό υποδεικνύει ότι η επίδραση της διαφοροποίησης αυξάνεται καθώς μειώνεται η συσχέτιση.

Η μεγαλύτερη κάμψη εμφανίζεται στην σπάνια περίπτωση όπου $\rho = -1$, όπου έχουμε τέλεια αρνητική συσχέτιση. Ενώ αυτή η ακραία περίπτωση όπου $\rho = -1$ φαίνεται να συναρπάζει τους φοιτητές της χρηματοοικονομικής, έχει μικρή πρακτική σημασία. Τα περισσότερα ζεύγη τίτλων παρουσιάζουν θετική συσχέτιση. Οι πολύ υψηλές αρνητικές συσχετίσεις συμβαίνουν σπάνια.²⁴

Αν ρίξουμε ξανά μια προσεκτική ματιά στο [Διάγραμμα 2-4](#), θα δούμε ότι καθώς αυξάνεται η συσχέτιση, το *Χαρτοφυλάκιο Ελάχιστης Διακύμανσης (MVP)* προσφέρει ολοένα και μικρότερη αναμενόμενη απόδοση, με ολοένα και μεγαλύτερη ελάχιστη τυπική απόκλιση ή αλλιώς κίνδυνο.

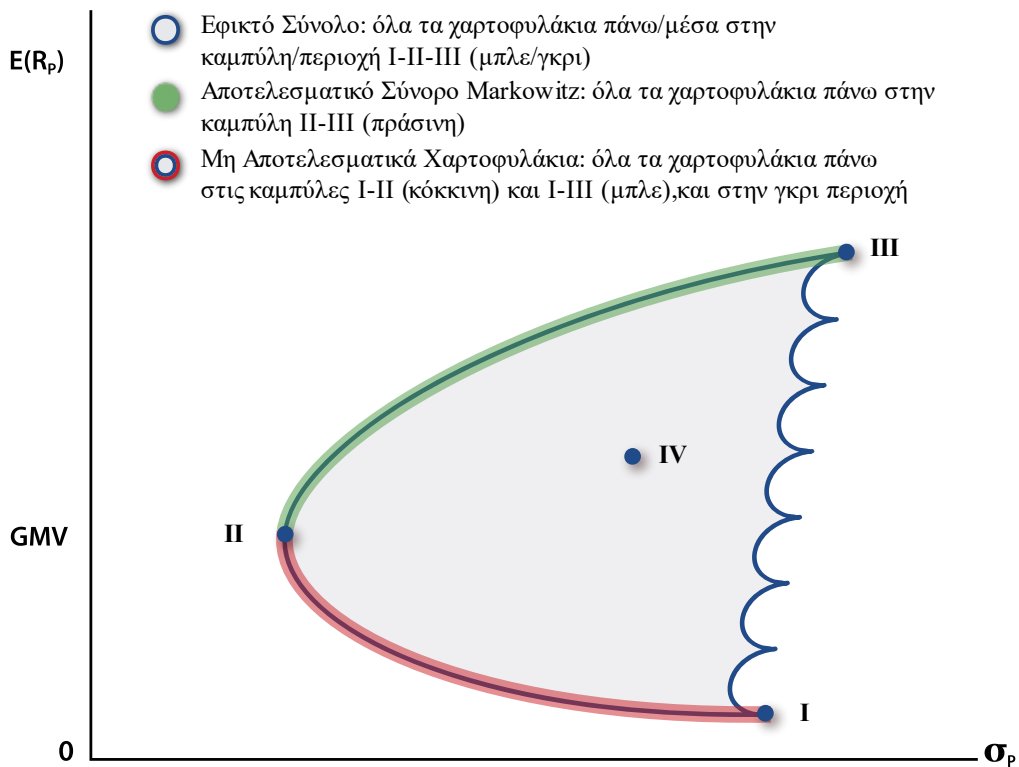
²³ Ευθύμογλου, Π.Γ. (1996), “Θέματα Χρηματοοικονομικής Διοικήσεως: Τεύχος Β, Ανάλυση Επενδύσεων”, Πειραιάς: Πρόδρομος Ευθύμογλου, σσ. 291, 295

²⁴ Ross, S.A., Westerfield, R.W., Jaffe, J. and Jordan, B. (2019), “Corporate Finance”, 12th ed, New York, NY: McGraw-Hill Education, p. 341

2.3.5. Επιλογή Άριστου Χαρτοφυλακίου

2.3.5.1. Αποτελεσματικό Σύνορο (Efficient Frontier)

Ο Markowitz υποστήριξε ότι για οποιοδήποτε δεδομένο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης, ένας λογικός επενδυτής θα επέλεγε το χαρτοφυλάκιο με την ελάχιστη διακύμανση μεταξύ του συνόλου όλων των πιθανών χαρτοφυλακίων. Το σύνολο όλων των πιθανών χαρτοφυλακίων που μπορούν να κατασκευαστούν ονομάζεται, όπως είδαμε στην ενότητα 2.3.4.3, *Εφικτό Σύνολο*. Τα χαρτοφυλάκια ελάχιστης διακύμανσης ονομάζονται αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια μέσου-διακύμανσης. Το σύνολο όλων των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων μέσου-διακύμανσης, για διαφορετικά επιθυμητά επίπεδα αναμενόμενης απόδοσης, ονομάζεται *Αποτελεσματικό Σύνορο (Efficient Frontier)*.



Διάγραμμα 2-5: Εφικτό Σύνολο και Αποτελεσματικό Σύνορο κατά Harry Markowitz

Το *Διάγραμμα 2-5* παρέχει μια γραφική απεικόνιση των αποτελεσματικών συνόρων περιουσιακών στοιχείων που εμπεριέχουν κίνδυνο. Ειδικότερα, παρατηρήστε ότι το εφικτό σύνολο οριοθετείται από την καμπύλη I-II-III. Όλα τα χαρτοφυλάκια στην καμπύλη II-III είναι αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια για διαφορετικά επίπεδα κινδύνου. Τα χαρτοφυλάκια αυτά προσφέρουν το χαμηλότερο επίπεδο τυπικής απόκλισης (κίνδυνος) για ένα δεδομένο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης. Ή αντίστοιχα,

αποτελούν τα χαρτοφυλάκια που μεγιστοποιούν την αναμενόμενη απόδοση για ένα δεδομένο επίπεδο κινδύνου. Ως εκ τούτου, το αποτελεσματικό σύνορο παρέχει την καλύτερη δυνατή αντιστάθμιση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου—τα χαρτοφυλάκια κάτω από αυτό, όπως το χαρτοφυλάκιο IV, είναι αναποτελεσματικά και τα χαρτοφυλάκια πάνω από αυτό είναι απρόσιτα. Το χαρτοφυλάκιο στο σημείο II αναφέρεται συχνά ως το *Καθολικό Χαρτοφυλάκιο Ελάχιστης Διακύμανσης (Global Minimum Variance, GMV)*, καθώς είναι το χαρτοφυλάκιο στο αποτελεσματικό σύνορο με τη μικρότερη διακύμανση.

2.3.5.2. Χρησιμότητα και Καμπύλες Αδιαφορίας Επενδυτή

Οι επενδυτές έχουν διαφορετικές προτιμήσεις και ανοχές στον κίνδυνο. Προκειμένου να τυποποιήσουμε αυτές τις έννοιες, εισάγουμε πρώτα την έννοια των συναρτήσεων χρησιμότητας και των καμπυλών αδιαφορίας. Στη συνέχεια, δείχνουμε πώς επιλέγεται το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο στο πλαίσιο αυτό.

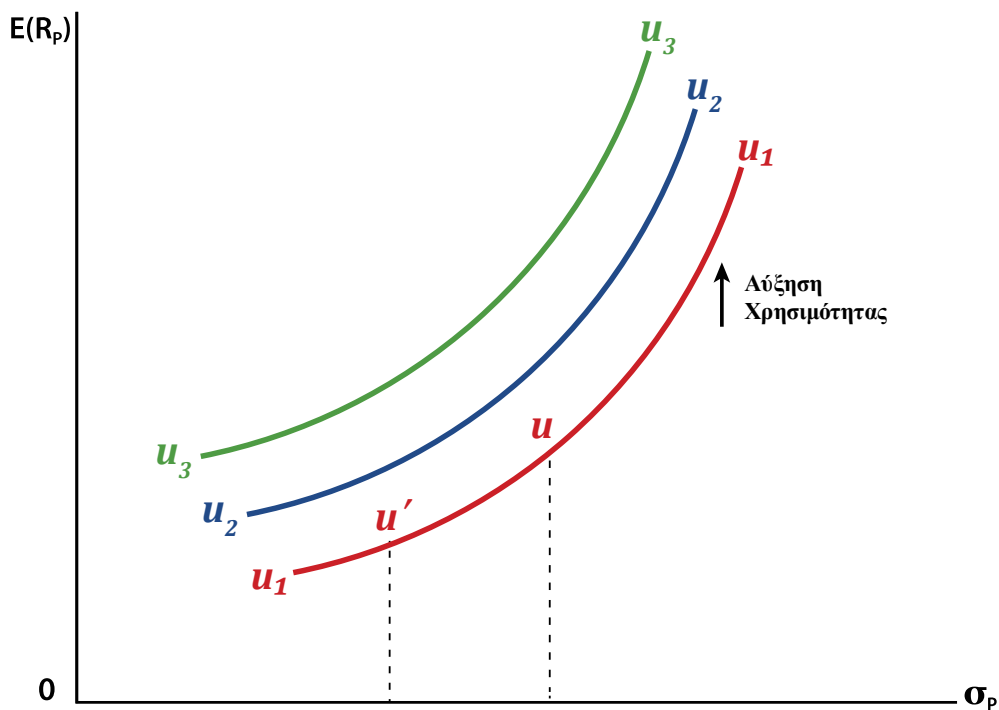
Υπάρχουν πολλές περιπτώσεις όπου οι οντότητες (π.χ. τα άτομα και οι επιχειρήσεις) αντιμετωπίζουν δύο ή περισσότερες επιλογές. Η οικονομική «θεωρία των προτιμήσεων» χρησιμοποιεί την έννοια της συνάρτησης χρησιμότητας για να περιγράψει τον τρόπο με τον οποίο οι οντότητες λαμβάνουν αποφάσεις όταν έρχονται αντιμέτωπες με ένα σύνολο επιλογών. Μια συνάρτηση χρησιμότητας αντιστοιχίζει μια (αριθμητική) τιμή σε όλες τις πιθανές επιλογές που αντιμετωπίζει η οντότητα. Αυτές οι τιμές, που συχνά αναφέρονται ως δείκτης χρησιμότητας, έχουν την ιδιότητα ότι το α προτιμάται έναντι του β , εάν και μόνο εάν, η χρησιμότητα του α είναι υψηλότερη από εκείνη του β . Όσο υψηλότερη είναι η τιμή μιας συγκεκριμένης επιλογής, τόσο μεγαλύτερη είναι η χρησιμότητα που αποκομίζεται από αυτή την επιλογή. Η επιλογή που προκρίνεται είναι αυτή που έχει ως αποτέλεσμα τη μέγιστη χρησιμότητα, δεδομένου ενός συνόλου περιορισμών που αντιμετωπίζει η οντότητα.

Η υπόθεση ότι η διαδικασία λήψης αποφάσεων ενός επενδυτή μπορεί να εκφραστεί ως βελτιστοποίηση μιας συνάρτησης χρησιμότητας πηγαίνει πίσω στον 18ο αιώνα από τον Pareto. Ωστόσο, δεν ήταν παρά μέχρι το 1944 που η θεωρία χρησιμότητας τυποποιήθηκε μαθηματικά από τους von Neumann και Morgenstern.

Στη θεωρία χαρτοφυλακίου οι οντότητες βρίσκονται αντιμέτωπες με ένα σύνολο επιλογών. Διαφορετικά χαρτοφυλάκια έχουν διαφορετικά επίπεδα αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου. Όσο υψηλότερο είναι το επίπεδο της αναμενόμενης απόδοσης, τόσο μεγαλύτερος είναι ο κίνδυνος. Οι οντότητες βρίσκονται αντιμέτωπες με την

απόφαση επιλογής χαρτοφυλακίου από το σύνολο όλων των πιθανών συνδυασμών κινδύνου/απόδοσης. Ενώ αποζητούν την απόδοση, αποστρέφονται τον κίνδυνο. Επομένως, οι οντότητες λαμβάνουν διαφορετικά επίπεδα χρησιμότητας από διαφορετικούς συνδυασμούς κινδύνου/απόδοσης. Η χρησιμότητα που λαμβάνεται από οποιονδήποτε πιθανό συνδυασμό κινδύνου/απόδοσης εκφράζεται από τη συνάρτηση χρησιμότητας, που αποτυπώνει τις προτιμήσεις των οντοτήτων σε σχέση με τους αντιληπτούς συνδυασμούς κινδύνου και αναμενόμενης απόδοσης.

Μια συνάρτηση χρησιμότητας μπορεί να αποτυπωθεί γραφικά με ένα σύνολο καμπυλών αδιαφορίας. Το *Διάγραμμα 2-6* απεικονίζει τις καμπύλες αδιαφορίας u_1 , u_2 και u_3 . Κατά παράδοση ο οριζόντιος άξονας μετρά τον κίνδυνο και ο κάθετος άξονας μετρά την αναμενόμενη απόδοση. Κάθε καμπύλη αντιπροσωπεύει ένα σύνολο χαρτοφυλακίων με διαφορετικούς συνδυασμούς κινδύνου και απόδοσης. Όλα τα σημεία σε μια δεδομένη καμπύλη αδιαφορίας αποτελούν συνδυασμούς κινδύνου και αναμενόμενης απόδοσης που θα δώσουν το ίδιο επίπεδο χρησιμότητας σε έναν συγκεκριμένο επενδυτή. Για παράδειγμα, στην καμπύλη χρησιμότητας u_1 υπάρχουν δύο σημεία u και u' , με το u να έχει μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση από το u' αλλά και συγχρόνως μεγαλύτερο κίνδυνο.



Διάγραμμα 2-6: Καμπύλες Αδιαφορίας Επενδυτή

Επειδή τα δύο σημεία βρίσκονται στην ίδια καμπύλη αδιαφορίας, ο επενδυτής δείχνει τον ίδιο βαθμό προτίμησης (ή είναι αδιάφορος) μεταξύ των δύο σημείων ή για οποιοδήποτε άλλο σημείο στην καμπύλη. Η θετική κλίση μιας καμπύλης αδιαφορίας αντικατοπτρίζει το γεγονός ότι, για να αποκτήσει το ίδιο επίπεδο χρησιμότητας, ο επενδυτής απαιτεί υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση προκειμένου να δεχθεί υψηλότερο κίνδυνο. Για τις τρεις καμπύλες αδιαφορίας που παρουσιάζονται στο [Διάγραμμα 2-6](#), η χρησιμότητα που αντλεί ο επενδυτής είναι τόσο μεγαλύτερη όσο περισσότερο η καμπύλη αδιαφορίας απομακρύνεται από τον οριζόντιο άξονα, επειδή η καμπύλη αυτή αντιπροσωπεύει υψηλότερο επίπεδο απόδοσης για δεδομένο επίπεδο κινδύνου. Έτσι, μεταξύ των τριών καμπυλών αδιαφορίας που εμφανίζονται στο [Διάγραμμα 2-6](#), η u_3 έχει την υψηλότερη χρησιμότητα και η u_1 την χαμηλότερη.²⁵

2.3.5.3. Άριστο Χαρτοφυλάκιο Χωρίς Χρεόγραφο Μηδενικού Κινδύνου

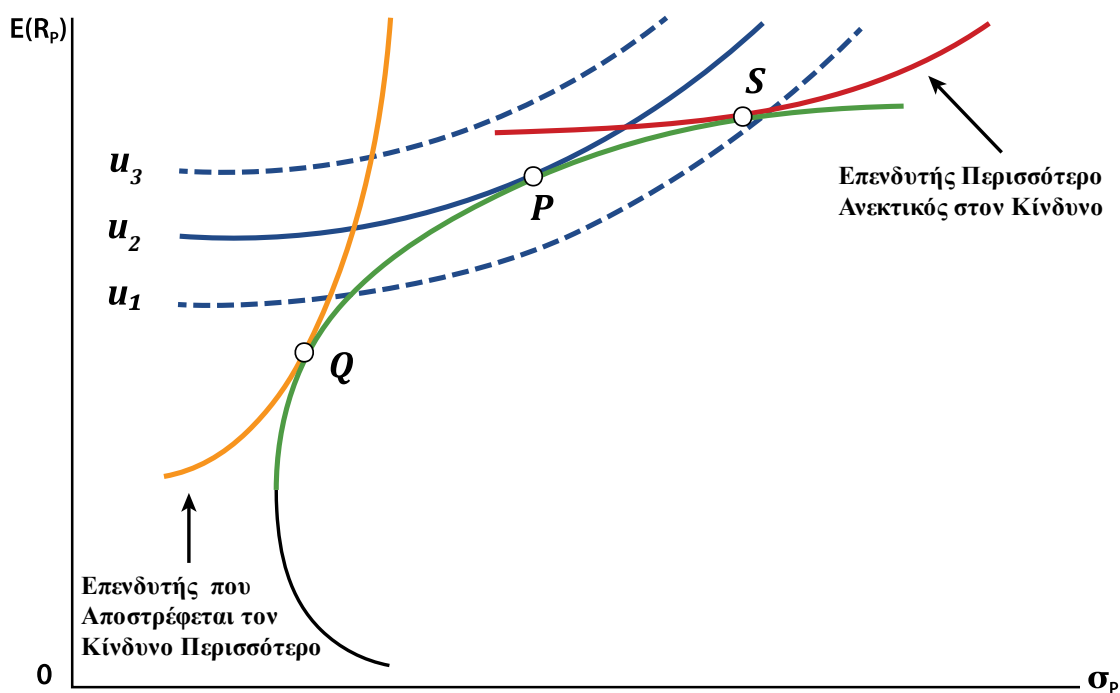
Η ύπαρξη ενός περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο απλοποιεί σημαντικά την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου. Όταν όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανειστούν και να δανείσουν με αυτό το ακίνδυνο επιτόκιο, οδηγούμαστε σε ένα μοναδικό βέλτιστο χαρτοφυλάκιο που είναι κατάλληλο για όλους τους επενδυτές. Αυτό το χαρτοφυλάκιο μεγιστοποιεί τον λόγο απόδοσης-κινδύνου. Όλοι οι επενδυτές χρησιμοποιούν το ίδιο χαρτοφυλάκιο που φέρει κίνδυνο και διαφέρουν μόνο ως προς το ποσοστό που επενδύουν σε αυτό σε σχέση με το χωρίς-κίνδυνο περιουσιακό στοιχείο. Θα δούμε πιο αναλυτικά, από την ενότητα 2.3.5.4. και ύστερα, τι ισχύει όταν έχουμε στο χαρτοφυλάκιο μας και ένα χρεόγραφο μηδενικού κινδύνου.

Τι γίνεται αν ένα περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο δεν είναι διαθέσιμο; Χωρίς ένα ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο δεν υπάρχει ένα εφαπτόμενο χαρτοφυλάκιο που είναι βέλτιστο για όλους τους επενδυτές. Στην περίπτωση αυτή, οι επενδυτές πρέπει να επιλέξουν ένα χαρτοφυλάκιο από το αποτελεσματικό σύνολο των επισφαλών περιουσιακών στοιχείων.

Κάθε επενδυτής θα επιλέξει τώρα ένα άριστο επισφαλές χαρτοφυλάκιο, επιθέτοντας ένα προσωπικό σύνολο καμπυλών αδιαφορίας στο αποτελεσματικό σύνολο, όπως στο [Διάγραμμα 2-7](#). Ένας επενδυτής με καμπύλες αδιαφορίας με την ένδειξη u_1 , u_2 και u_3 θα επιλέξει το χαρτοφυλάκιο P . Οι επενδυτές που αποστρέφονται περισσότερο τον κίνδυνο—με πιο απότομες καμπύλες αδιαφορίας—θα επιλέξουν χαρτοφυλάκια με

²⁵ Fabozzi, F.J., Focardi, S.M. and Kolm, P.N. (2006), “Financial Modeling of the Equity Market: From CAPM to Cointegration”, Hoboken, NJ: Wiley, pp. 20-21, 40-42

μικρότερες αποδόσεις και μικρότερες τυπικές αποκλίσεις, όπως το χαρτοφυλάκιο Q , ενώ οι πιο ανεκτικοί στον κίνδυνο επενδυτές—με μικρές κλίσεις στις καμπύλες αδιαφορίας—θα επιλέξουν χαρτοφυλάκια με μεγαλύτερες αποδόσεις και μεγαλύτερο κίνδυνο, όπως το χαρτοφυλάκιο S . Το κοινό χαρακτηριστικό όλων αυτών των επενδυτών είναι ότι ο καθένας επιλέγει χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πάνω στο αποτελεσματικό σύνορο.²⁶



Διάγραμμα 2-7: Επιλογή Άριστου Χαρτοφυλακίου Χωρίς την Ύπαρξη Χρεογράφου Μηδενικού Κινδύνου

2.3.5.4. Εισαγωγή στη Έννοια του Ακίνδυνου Περιουσιακού Στοιχείου

Μέχρι αυτό το σημείο έχουμε ασχοληθεί με χαρτοφυλάκια που περιέχουν μόνο περιουσιακά στοιχεία που ενέχουν κίνδυνο. Κάθε υποψήφιο περιουσιακό στοιχείο έχει θετική διακύμανση ή $\sigma^2 > 0$. Αν υποθέσουμε την ύπαρξη ενός περιουσιακού στοιχείου μηδενικού-κινδύνου με $\sigma^2 = 0$, τότε αυτή η μικρή επιπρόσθετη υπόθεση δίνει την δυνατότητα σε κάποιον να μπορεί να δανειστεί ή να δανείσει, κάνοντας χρήση ενός ακίνδυνου επιτοκίου, όπως είναι τα επιτόκια των κρατικών ομολόγων.

Η αναμενόμενη απόδοση ενός τέτοιου χαρτοφυλακίου που περιέχει w ποσοστό χρεογράφων με κίνδυνο, και $(1-w)$ ποσοστό κάποιου χρεογράφου μηδενικού κινδύνου, ορίζεται από την εξής γραμμική σχέση:

²⁶ Bodie, Z., Kane, A. and Marcus, A.J. (2003), “Investments”, 5th ed, New York, NY: McGraw-Hill, pp. 236-237

$$E(r_p) = (1 - w_1)r_f + w_1E(r_1) \quad [2.25]$$

όπου το r_f αντιπροσωπεύει την απόδοση του χρεογράφου μηδενικού κινδύνου και το $E(r_1)$ την αναμενόμενη απόδοση του επισφαλούς *Χρεογράφου Ι*. Η διακύμανση αυτού του χαρτοφυλακίου δύο χρεογράφων δίνεται από την εξίσωση:

$$\sigma_p^2 = w_1^2\sigma_1^2 + (1 - w_1)^2\sigma_f^2 + 2w_1(1 - w_1)\sigma_{1f} \quad [2.26]$$

όπου σ_f^2 είναι η διακύμανση της απόδοσης του χρεογράφου μηδενικού κινδύνου και σ_{1f} είναι η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του επισφαλούς χρεογράφου και του ακίνδυνου χρεογράφου. Εξ' ορισμού το σ_f^2 ισούται με μηδέν ($\sigma_f^2 = 0$). Η συνδιακύμανση επίσης ισούται με μηδέν ($\sigma_{1f} = 0$), επειδή δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ μιας χρονοσειράς σταθερών αποδόσεων και μιας χρονοσειράς αποδόσεων που διακυμαίνονται.

Επίσης, η συνδιακύμανση ενός σταθερού όρου (στοιχείο μηδενικής διακύμανσης) με μία τυχαία μεταβλητή (θετική διακύμανση) είναι μηδέν. Υπό το πρίσμα αυτών των δεδομένων μπορούμε να επαναδιατυπώσουμε την σχέση [2.26] όπως παρακάτω:

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 &= w_1^2\sigma_1^2 + (1 - w_1)^2(0) + 2w_1(1 - w_1)(0) \\ \sigma_p^2 &= w_1^2\sigma_1^2 \end{aligned} \quad [2.27]$$

$$\sigma_p = w_1\sigma_1 \quad [2.28]$$

2.3.5.5. Ακίνδυνο Χρεόγραφο και Διαδικασία Κατανομής Κεφαλαίων

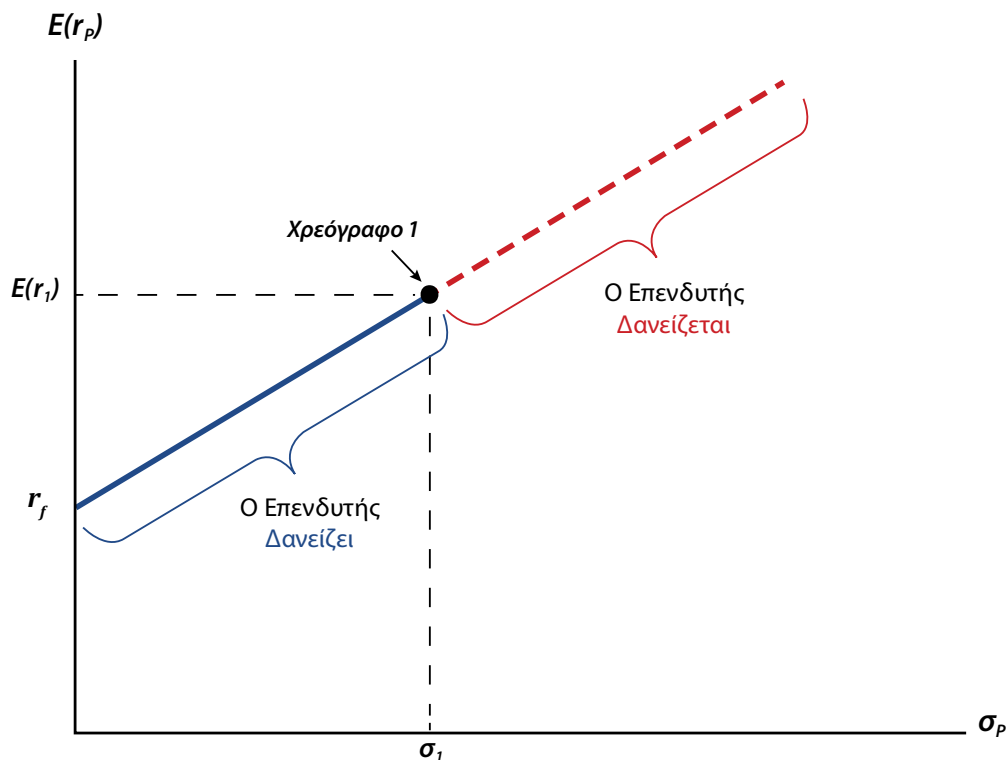
Αν λύσουμε την εξίσωση [2.28] ως προς w_1 έχουμε $w_1 = \sigma_p/\sigma_1$. Αν τώρα στην εξίσωση [2.25] θέσουμε όπου w_1 το σ_p/σ_1 και κάνουμε τις κατάλληλες πράξεις και απλοποιήσεις θα καταλήξουμε στην ακόλουθη σχέση:

$$E(r_p) = r_f + \left(\frac{E(r_1) - r_f}{\sigma_1} \right) \sigma_p \quad [2.29]$$

Η σχέση [2.29] δείχνει ότι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου $E(r_p)$ είναι γραμμική συνάρτηση του κινδύνου σ_p .²⁷ Αυτή η γραμμική σχέση απεικονίζεται στο

²⁷ Francis, J.K. and Kim D. (2013), "Modern Portfolio Theory", Hoboken, NJ: Wiley, pp. 126-127

Διάγραμμα 2-8 και απεικονίζει τους συνδυασμούς κινδύνου-απόδοσης που είναι διαθέσιμοι για διαφορετική κατανομή κεφαλαίου, δηλαδή επιλέγοντας διαφορετικές τιμές του w_1 .²⁸



Διάγραμμα 2-8: Συνδυασμός Χρεογράφου Μηδενικού Κινδύνου με Χρεόγραφο που Φέρει Κίνδυνο

Κάθε χαρτοφυλάκιο που σχηματίζεται από το περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο και οποιοδήποτε περιουσιακό στοιχείο με κίνδυνο (όπως το Χρεόγραφο 1) θα βρίσκεται πάνω στην ευθεία γραμμή που συνδέει αυτά τα δύο σημεία, και η ακριβής τοποθεσία του πάνω σε αυτήν την γραμμή θα εξαρτάται από την στάθμιση των δύο τίτλων. Αν $w_1 = 0$, τότε από τις εξισώσεις [2.25] και [2.28] συνεπάγεται ότι $\sigma_p = 0$ και $E(r_p) = r_f$. Το χαρτοφυλάκιο που προκύπτει σ' αυτήν την περίπτωση αποτελείται μόνο από το ακίνδυνο χρεόγραφο. Με τον ίδιο τρόπο, αν $w_1 = 1$, τότε $\sigma_p = \sigma_1$ και $E(r_p) = E(r_1)$, που σημαίνει ότι το χαρτοφυλάκιο αποτελείται μόνο από το Χρεόγραφο 1, που εμπεριέχει κίνδυνο. Αν υποθέσουμε ότι $r_f < E(r_1)$, αν $0 < w_1 < 1$, τότε $0 < \sigma_p < \sigma_1$ και $0 < E(r_p) < E(r_1)$.

Η επένδυση ορισμένων χρημάτων στο ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο και μερικών περισσότερων χρημάτων στο Χρεόγραφο 1 οδηγεί σε ένα χαρτοφυλάκιο δύο περιου-

²⁸ Bodie, Z., Kane, A. and Marcus, A.J. (2017), "Essentials of Investments", 10th ed, New York, NY: McGraw-Hill, p. 135

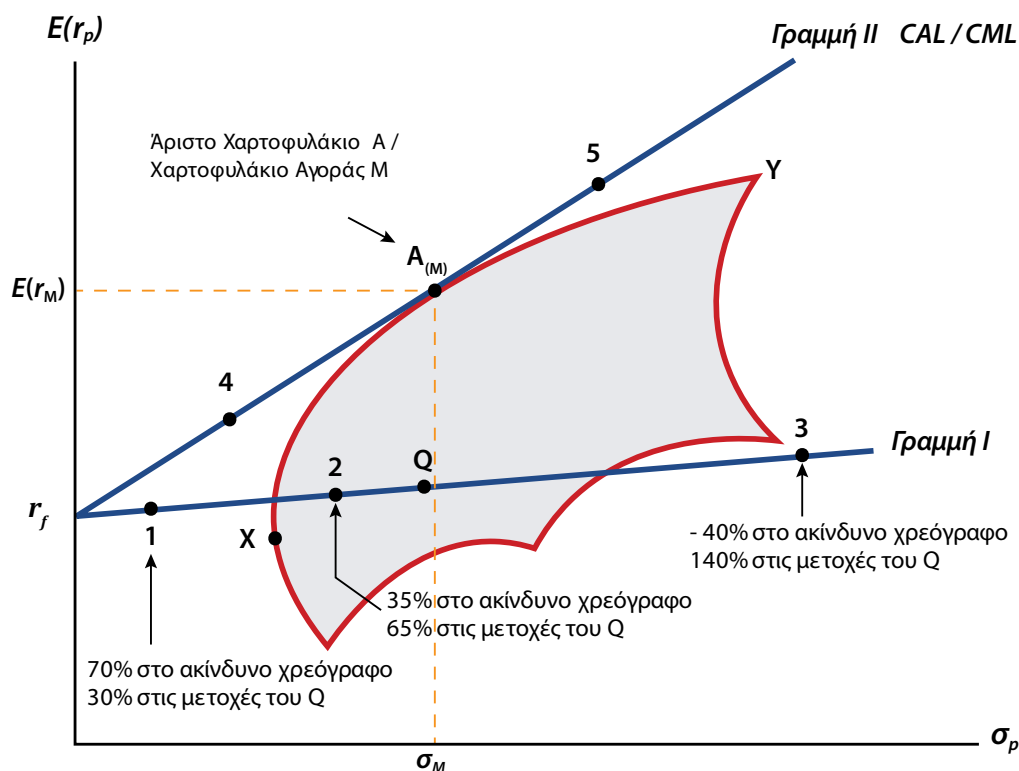
σιακών στοιχείων, το οποίο βρίσκεται πάνω στο τμήμα της συνεχούς γραμμής, δηλαδή μεταξύ r_f και *Χρεογράφου 1* στο *Διάγραμμα 2-8*. Αυτό το τμήμα της καμπύλης περιγράφει μια οικονομική οντότητα η οποία δανείζει με ακίνδυνο επιτόκιο r_f (πχ επενδύει σε ομόλογα Ελληνικού δημοσίου), διότι το ποσοστό επένδυσης στο ακίνδυνο χρεόγραφο είναι μεγαλύτερο του μηδενός ή $(1 - w_1) > 0$. Στην περίπτωση που ο επενδυτής δανείζεται χρήματα στο ακίνδυνο επιτόκιο r_f προκειμένου να τα επενδύσει στο *Χρεόγραφο 1*, το οποίο έχει μεγαλύτερη απόδοση από το χρεόγραφο μηδενικού κινδύνου, θα σχηματιστεί ένα χαρτοφυλάκιο που θα βρίσκεται πάνω στο διακεκομμένο τμήμα της γραμμής. Σε αυτήν την περίπτωση θα ισχύει $w_1 > 1$ ή $(1 - w_1) < 0$. Όσο μεγαλύτερος ο δανεισμός, τόσο πιο δεξιά θα βρίσκεται το χαρτοφυλάκιο του επενδυτή.

Επειδή το *Χρεόγραφο 1* μπορεί κάλλιστα να αναφέρεται τόσο σε ένα και μόνο χρεόγραφο όσο και σε οποιοδήποτε χαρτοφυλάκιο, η ανάλυση αυτή μπορεί να γενικευτεί σε μια περίπτωση συνδυασμού οποιουδήποτε χαρτοφυλακίου με κίνδυνο, που βρίσκεται επί του *Εφικτού Συνόλου*, με το ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο. Με άλλα λόγια, ο συνδυασμός του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου με κάποιο επισφαλές χαρτοφυλάκιο θα έχει ως αποτέλεσμα ένα νέο χαρτοφυλάκιο κάπου πάνω στην γραμμή που ενώνει αυτά τα δύο. Στην συνέχεια, ας δούμε πως αλλάζει το *Αποτελεσματικό Σύνορο* όταν εισάγεται η έννοια του ακίνδυνου χρεογράφου σε συνδυασμό με ένα *Εφικτό Σύνολο* που αποτελείται από επισφαλή χρεόγραφα.²⁹

2.3.5.6. Άριστο Χαρτοφυλάκιο, Γραμμή Κατανομής Κεφαλαίων (CAL) και Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (CML)

Η προηγούμενη ενότητα αφορούσε ένα χαρτοφυλάκιο που σχηματίστηκε μεταξύ του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου και ενός περιουσιακού στοιχείου που φέρει κίνδυνο. Στην πραγματικότητα, ένας επενδυτής είναι πιθανό να συνδυάσει μια επένδυση στο ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο με ένα χαρτοφυλάκιο επισφαλών περιουσιακών στοιχείων. Αυτό απεικονίζεται στο *Διάγραμμα 2-9*.

²⁹ Francis, J.K. and Kim D. (2013), “*Modern Portfolio Theory*”, Hoboken, NJ: Wiley, p. 128



Διάγραμμα 2-9: Αποτελεσματικό Σύνορο με την Ύπαρξη Ακίνδυνου Χρεογράφων

Ας υποθέσουμε ότι το σημείο Q αντιπροσωπεύει ένα χαρτοφυλάκιο χρεογράφων. Το σημείο Q βρίσκεται στο εσωτερικό του εφικτού συνόλου, που αποτελείται από επισφαλή περιουσιακά στοιχεία. Οι οντότητες που συνδυάζουν τις επενδύσεις στο Q με τις επενδύσεις σε περιουσιακά στοιχεία χωρίς κίνδυνο, θα επιτύχουν σημεία κατά μήκος της ευθείας γραμμής από το r_f έως το Q. Αυτό θα το ονομάσουμε Γραμμή I. Για παράδειγμα, το σημείο 1 αυτής της γραμμής αντιπροσωπεύει ένα χαρτοφυλάκιο με τοποθετήσεις 70 τοις εκατό στο περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο και 30 τοις εκατό σε μετοχές που συγκροτούν το Q. Αν κάποιος επενδυτής με 100 € επέλεγε το σημείο 1 ως χαρτοφυλάκιο του, θα έβαζε 70 € στο περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο και 30 € στο Q. Το σημείο 3 επιτυγχάνεται αν δανειστούμε, προκειμένου να επενδύσουμε στο Q. Για παράδειγμα, ένας επενδυτής με δικά του 100 € θα δανειστεί 40 € από την τράπεζα ή τον μεσίτη για να επενδύσει 140 € στο Q.

Αν και οποιοσδήποτε επενδυτής μπορεί να αποκτήσει οποιοδήποτε σημείο στη Γραμμή I, κανένα σημείο στη γραμμή δεν είναι βέλτιστο. Για να το καταλάβουμε αυτό, ας υποθέσουμε τη Γραμμή II, μια γραμμή που εκτείνεται από το r_f έως το A. Το σημείο A αντιπροσωπεύει ένα χαρτοφυλάκιο με επισφαλή χρεόγραφα. Η γραμμή II αντιπροσωπεύει χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται από συνδυασμούς του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο και των τίτλων στο A. Τα σημεία μεταξύ r_f και

A είναι χαρτοφυλάκια στα οποία επενδύονται κάποια χρήματα στο περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο και τα υπόλοιπα τοποθετούνται στο A. Τα σημεία πιο δεξιά του A επιτυγχάνονται αν δανειστούμε με το ακίνδυνο επιτόκιο προκειμένου να αγοράσουμε περισσότερο από το A, απ' όσο θα μας επέτρεπαν τα δικά μας αρχικά κεφάλαια μόνο.

Η Γραμμή II είναι εφαπτόμενη στο αποτελεσματικό σύνολο των επισφαλών χρεογράφων. Για οποιοδήποτε σημείο μπορεί να αποκτήσει ένα άτομο στη Γραμμή I, μπορεί να αποκτήσει ένα σημείο με την ίδια τυπική απόκλιση και υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση στη Γραμμή II. Στην πραγματικότητα, επειδή η Γραμμή II είναι εφαπτόμενη στο αποτελεσματικό σύνολο των επισφαλών χρεογράφων, παρέχει στον επενδυτή τις καλύτερες δυνατές ευκαιρίες. Με άλλα λόγια, η Γραμμή II μπορεί να θεωρηθεί ως το αποτελεσματικό σύνολο όλων των περιουσιακών στοιχείων, τόσο αυτών με κίνδυνο όσο και αυτών χωρίς κίνδυνο. Ένας επενδυτής με μέτριο βαθμό αποστροφής στον κίνδυνο μπορεί να επιλέξει ένα σημείο μεταξύ r_f και A, π.χ. το σημείο 4. Ένα άτομο με λιγότερη αποστροφή στον κίνδυνο μπορεί να επιλέξει ένα σημείο πιο κοντά στο A ή ακόμα και πέρα από το A. Για παράδειγμα, το σημείο 5 αντιστοιχεί σε ένα άτομο που δανείζεται χρήματα για να αυξήσει την επένδυση στο A.

Το *Διάγραμμα 2-9* απεικονίζει ένα σημαντικό σημείο. Όταν υπάρχει η δυνατότητα κάποιος να δανείζει και να δανείζεται στο ακίνδυνο επιτόκιο, τότε το χαρτοφυλάκιο των επισφαλών περιουσιακών στοιχείων που κατέχει οποιοσδήποτε επενδυτής θα είναι πάντα το σημείο A. Ανεξάρτητα από την ανοχή του επενδυτή στον κίνδυνο, δεν θα επέλεγε ποτέ κανένα άλλο σημείο πάνω στο αποτελεσματικό σύνορο των περιουσιακών στοιχείων που εμπεριέχουν ρίσκο (που αναπαρίσταται από την καμπύλη ΧΑΥ) ούτε οποιοδήποτε άλλο σημείο στο εσωτερικό της εφικτής περιοχής. Αντίθετα, θα συνδυάζει τα επισφαλή χρεόγραφα του χαρτοφυλακίου A με το ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο, σε περίπτωση που δείχνει υψηλή αποστροφή στον κίνδυνο, ή θα δανείζεται με το ακίνδυνο επιτόκιο για να επενδύσει περισσότερα κεφάλαια στο χαρτοφυλάκιο A, όταν δείχνει χαμηλή αποστροφή στον κίνδυνο.³⁰

Με άλλα έχουμε την ίδια στρατηγική επενδυτικής διαφοροποίησης στα επισφαλή περιουσιακά στοιχεία ανεξαρτήτως προτιμήσεων: όλοι οι επενδυτές σχηματίζουν το χαρτοφυλάκιο A, το χαρτοφυλάκιο που εφάπτεται με το ακίνδυνο περιουσιακό

³⁰ Ross, S.A., Westerfield, R.W., Jaffe, J. and Jordan, B. (2019), "Corporate Finance", 12th ed, New York, NY: McGraw-Hill Education, p. 351-353

στοιχείο και ονομάζεται *Άριστο Χαρτοφυλάκιο ή Εφαπτόμενο Χαρτοφυλάκιο*. Η γραμμή II σε αυτήν την περίπτωση ονομάζεται Γραμμή Κατανομής Κεφαλαίων (Capital Allocation Line, CAL). Το γεγονός ότι διαφορετικοί επενδυτές έχουν διαφορετικές καμπύλες αδιαφορίας δεν επηρεάζει το μείγμα διαφοροποίησης των επισφαλών περιουσιακών στοιχείων. Αυτή η ιδιότητα είναι γνωστή στη βιβλιογραφία ως θεώρημα διαχωρισμού του Tobin (1958), ως εξής:

Θεώρημα διαχωρισμού: Αν υποθέσουμε ότι υπάρχει ομοιογένεια στις προσδοκίες όλων των επενδυτών, η διαδικασία επιλογής βέλτιστων επενδύσεων μπορεί να χωριστεί σε δύο στάδια. Στο **1ο στάδιο** οι επενδυτές επιλέγουν χαρτοφυλάκια με επισφαλή περιουσιακά στοιχεία. Σε αυτό το στάδιο, όλοι οι επενδυτές επιλέγουν το ίδιο χαρτοφυλάκιο με επισφαλή περιουσιακά στοιχεία ανεξάρτητα από τις προτιμήσεις τους. Όλοι οι επενδυτές επιλέγουν το χαρτοφυλάκιο A στο [Διάγραμμα 2-9](#). Στο **2ο στάδιο** οι επενδυτές αποφασίζουν σχετικά με το συνδυασμό του χαρτοφυλακίου A και του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου. Σε αυτό το στάδιο η επιλογή εξαρτάται από τις προτιμήσεις των επενδυτών.

Μέχρι στιγμής έχουμε ορίσει το χαρτοφυλάκιο A ως το *Εφαπτόμενο ή Άριστο Χαρτοφυλάκιο*. Αυτό το χαρτοφυλάκιο είναι στην πραγματικότητα το *Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς*, δηλαδή, ένα χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει όλα τα διαθέσιμα επισφαλή περιουσιακά στοιχεία της αγοράς ακριβώς σταθμισμένα ανάλογα με το βάρος της αγοραίας αξίας τους. Όταν το εφαπτόμενο χαρτοφυλάκιο A είναι ίσο με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς που το συμβολίζουμε με M, η ευθεία Γραμμή II στο [Διάγραμμα 2-9](#) αναφέρεται ως *Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line, CML)*.³¹ Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς προκύπτει αν αντικαταστήσουμε στην σχέση [2.29] το *Χρεόγραφο 1* με το *Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς M*.

$$E(r_p) = r_f + \left(\frac{E(r_M) - r_f}{\sigma_M} \right) \sigma_p \quad [2.30]$$

όπου:

$E(r_M)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

σ_M = η τυπική απόκλιση ή κίνδυνος της αγοράς

³¹ Levy, H. (2012), “The Capital Asset Pricing Model in the 21st Century - Analytical, Empirical, and Behavioral Perspectives”, New York, NY: Cambridge University Press, p. 132

Η κλίση, S , της CML ισούται με την αύξηση της αναμενόμενης απόδοσης που μπορεί να αποκομίσει ένας επενδυτής ανά μονάδα πρόσθετης τυπικής απόκλισης, όταν επιλέγει να επενδύσει στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς έναντι του χρεογράφου μηδενικού κινδύνου:

$$S = \frac{E(r_M) - r_f}{\sigma_M} \quad [2.31]$$

Αυτή είναι η *Αναλογία Sharpe* και πήρε το όνομα της από τον *William Sharpe*, που ήταν ο πρώτος που πρότεινε τη χρήση της. Είναι προφανές γιατί η αναλογία Sharpe αναφέρεται μερικές φορές ως αναλογία ανταμοιβής-μεταβλητότητας (reward-to-volatility ratio).

Η αναλογία Sharpe είναι η ίδια τόσο για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς όσο και για το πλήρες χαρτοφυλάκιο που αναμιγνύει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και το περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο. Στην πραγματικότητα, η αναλογία Sharpe είναι η ίδια για όλα τα πλήρη χαρτοφυλάκια που σχηματίζουν την γραμμή κεφαλαιαγοράς. Έτσι, ενώ οι συνδυασμοί κινδύνου-απόδοσης διαφέρουν ανάλογα με την επιλογή του w_1 από τον εκάστοτε επενδυτή, ο λόγος της ανταμοιβής προς τον κίνδυνο είναι σταθερός.³²

2.4. ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (CAPM)

2.4.1. Εισαγωγή

Στη χρηματοοικονομική, το *Μοντέλο Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model, CAPM)* είναι ένα μοντέλο που χρησιμοποιείται για τον καθορισμό ενός θεωρητικά κατάλληλου απαιτούμενου ποσοστού απόδοσης ενός περιουσιακού στοιχείου, για τη λήψη αποφάσεων σχετικά με την προσθήκη περιουσιακών στοιχείων σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο.

Το μοντέλο λαμβάνει υπόψη την ευαισθησία του περιουσιακού στοιχείου στον μη διαφοροποιήσιμο κίνδυνο (γνωστό και ως συστηματικό κίνδυνο ή κίνδυνο της αγοράς), ο οποίος συχνά εκφράζεται με τον συντελεστή βήτα (β) στον χρηματοοικονομικό

³² Bodie, Z., Kane, A. and Marcus, A.J. (2017), “*Essentials of Investments*”, 10th ed, New York, NY: McGraw-Hill, p. 135

κλάδο, καθώς και την αναμενόμενη απόδοση της αγοράς και την αναμενόμενη απόδοση ενός θεωρητικά ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου.

Το CAPM αναπτύχθηκε ανεξάρτητα από τους *Jack Treynor* (1961, 1962), *William F. Sharpe* (1964), *John Lintner* (1965) και *Jan Mossin* (1966), και βασίστηκε στις προηγούμενες εργασίες του *Harry Markowitz* πάνω στην διαφοροποίηση και τη Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου. Οι Sharpe, Markowitz και Merton Miller έλαβαν από κοινού το Βραβείο Νόμπελ Οικονομικών το 1990 για τη συμβολή τους στον τομέα της χρηματοοικονομικής επιστήμης. Ο *Fischer Black* (1972) ανέπτυξε μια άλλη εκδοχή του CAPM, που ονομάζεται Black CAPM ή Zero-Beta CAPM, που δεν προϋποθέτει την ύπαρξη ενός ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου. Αυτή η εκδοχή ήταν πιο ισχυρή έναντι των εμπειρικών δοκιμών και είχε επιρροή στην ευρεία υιοθέτηση του CAPM.³³

2.4.2. Συστηματικός και Μη Συστηματικός Κίνδυνος

Είδαμε στην ενότητα 2.3.4.1 με ποιον τρόπο η προσθήκη χρεογράφων μειώνει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, μέσα από μια διαδικασία που ονομάζεται διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου. Καθώς προσθέτουμε χρεόγραφα που είναι αρνητικά συσχετισμένα ή μερικώς συσχετισμένα μεταξύ τους, αυξάνουμε την διαφοροποίηση και μειώνουμε τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Μπορεί όμως να εξαλειφθεί τελείως ο κίνδυνος με την προσθήκη νέων κεφαλαιακών στοιχείων; Η απάντηση είναι αρνητική. Και αυτό διότι μπορούμε να μειώσουμε τον κίνδυνο—μέσω διαφοροποίησης—μέχρις ενός μόνο σημείου.

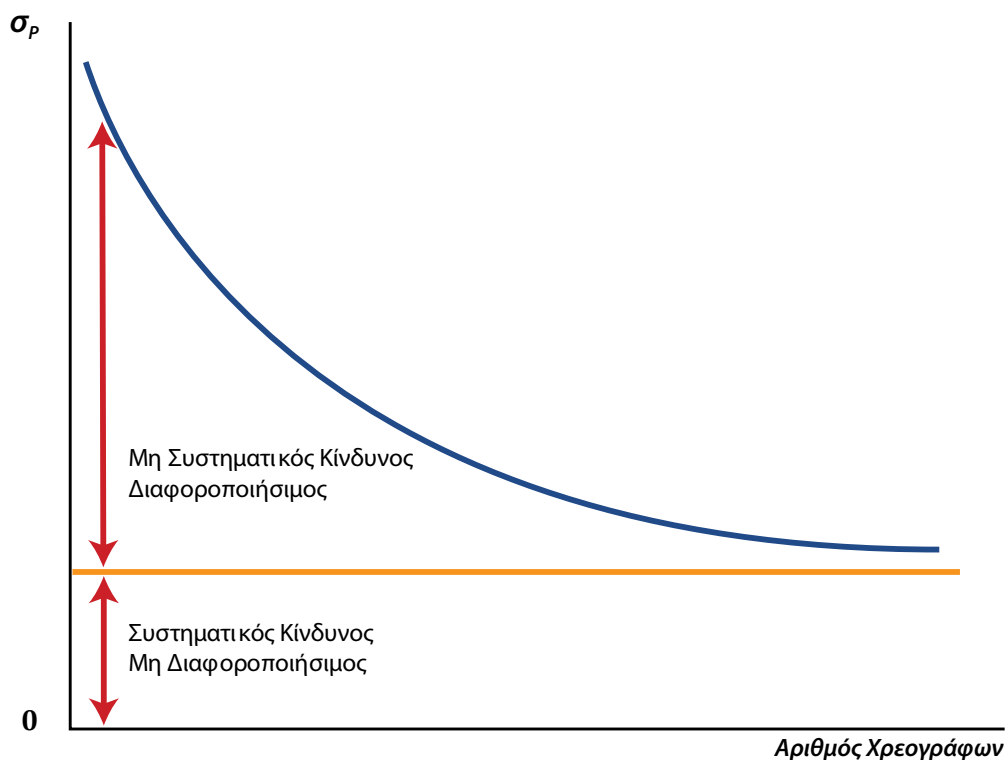
Για να κατανοήσουμε γιατί συμβαίνει αυτό, θα πρέπει να μελετήσουμε δύο νέα συστατικά στοιχεία του κινδύνου: τον κίνδυνο που μπορούμε να εξαλείψουμε μέσω της διαφοροποίησης και τον κίνδυνο που δεν μπορούμε να εξαλείψουμε μέσω της διαφοροποίησης.

Ο *Μη Συστηματικός Κίνδυνος* είναι ο σχετικός με μια επιχείρηση ή οικονομικό κλάδο κίνδυνος. Για παράδειγμα, η απεργία σε μια κατασκευαστική εταιρεία επηρεάζει τις λειτουργίες της ίδιας της εταιρείας, αλλά μπορεί να έχει μικρή ή μηδενική επίδραση σε άλλες εταιρείες. Αντίθετα, ο *Συστηματικός Κίνδυνος* είναι ο κίνδυνος όλης της αγοράς, ο οποίος πηγάζει από την αβεβαιότητα των μελλοντικών οικονομικών συνθηκών που επηρεάζουν τις μετοχές όλων των εταιρειών που λειτουργούν στην

³³ Wikipedia (2020), “*Capital Asset Pricing Model*”, Wikipedia, [online] Available at: https://en.wikipedia.org/wiki/Capital_asset_pricing_model (Accessed: 12 November 2020)

οικονομία. Για παράδειγμα, η άνοδος των επιτοκίων επηρεάζει τη λειτουργία πολλών εταιρειών.

Ο μη συστηματικός κίνδυνος είναι ο διαφοροποιήσιμος κίνδυνος, που μπορούμε να τον εξαλείψουμε όταν καταναίμουμε τις επενδύσεις μας σε διαφορετικά χρεόγραφα. Ο συστηματικός κίνδυνος είναι ο μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος, που δεν μπορούμε να τον εξαλείψουμε καθώς καταναίμουμε τις επενδύσεις μας.



Διάγραμμα 2-10: Συστηματικός και Μη Συστηματικός Κίνδυνος

Καθώς προσθέτουμε περισσότερα περιουσιακά στοιχεία σε ένα χαρτοφυλάκιο, εξαλείφουμε περισσότερο μη συστηματικό κίνδυνο. Εάν προσθέσουμε αρκετές μετοχές στο χαρτοφυλάκιο, τελικά καταλήγουμε μόνο με συστηματικό κίνδυνο. Το [Διάγραμμα 2-10](#) απεικονίζει το όφελος της προσθήκης περισσότερων μετοχών. Δείχνει ότι ο μη συστηματικός κίνδυνος μειώνεται καθώς προσθέτουμε περισσότερα χρεόγραφα, αλλά ο συστηματικός κίνδυνος είναι το κατώτερο όριο και δεν μπορούμε να τον εξαλείψουμε, ανεξάρτητα από το πόσα χρεόγραφα προσθέτουμε στο χαρτοφυλάκιο μας.

Οι εκτιμήσεις του αριθμού των αποθεμάτων που απαιτούνται για την εξάλειψη σχεδόν όλων των μη συστηματικών κινδύνων κυμαίνονται από είκοσι έως τριάντα. Πέρα από αυτό, το αποτέλεσμα φαίνεται αμελητέο. Θα χρησιμοποιήσουμε τον όρο καλά

διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο για να αναφερθούμε στο χαρτοφυλάκιο που ουσιαστικά έχει εξαλείψει όλους τους μη συστηματικούς κινδύνους.³⁴ Όπως όλα τα χαρτοφυλάκια πάνω στην CML, έτσι και το χαρτοφυλάκιο της αγοράς (M) είναι ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο στο οποίο ο μη συστηματικός κίνδυνος έχει εξαλειφθεί (Νούλας, 2020, σ. 604).

2.4.3. Γραμμή Χρεογράφων (SML)

Η γραμμή κεφαλαιαγοράς (CML) περιγράφει τη σχέση απόδοσης και κινδύνου για τελείως διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια. Το μειονέκτημα της CML είναι ότι δεν μπορεί να μας εξηγήσει τη σχέση απόδοσης και κινδύνου για οποιοδήποτε χαρτοφυλάκιο ή μεμονωμένο χρεόγραφο.

Το CAPM προεκτείνει τη θεωρία της κεφαλαιαγοράς επιτρέποντας στον επενδυτή να αποτιμήσει τη σχέση μεταξύ απόδοσης και κινδύνου για οποιοδήποτε χρεόγραφο και χαρτοφυλάκιο. Αυτό επιτυγχάνεται μέσω του βήτα (β). Δηλαδή, το CAPM ορίζει ως σχετικό κίνδυνο του κάθε χρεογράφου σε σχέση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς τον συστηματικό κίνδυνο ο οποίος μετρείται μέσω του **Συντελεστή Βήτα (Beta Coefficient)**. Η ερώτηση βεβαίως είναι: θα μπορούσαμε στη γραμμή κεφαλαιαγοράς να αντικαταστήσουμε την τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου (σ_p) με την τυπική απόκλιση του χρεογράφου i (σ_i) και να έχουμε τη σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης για οποιοδήποτε χρεόγραφο; Η απάντηση είναι όχι, διότι κάτι τέτοιο θα υπερεκτιμούσε τον κίνδυνο του χρεογράφου i , αφού δεν θα λάμβανε υπόψη πόση από τη μεταβλητότητα θα μπορούσε να μειωθεί, όταν το συγκεκριμένο χρεόγραφο συνδυάζεται με άλλα χρεόγραφα. Ένας τρόπος αντιμετώπισης του προβλήματος αυτού είναι να ληφθεί υπόψη μόνο εκείνος ο κίνδυνος του χρεογράφου i που σχετίζεται συστηματικά με τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Αυτό επιτυγχάνεται πολλαπλασιάζοντας την τυπική απόκλιση του χρεογράφου i (σ_i) με τον συντελεστή συσχέτισης του χρεογράφου i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, δηλαδή: $\sigma_i \rho_{iM}$. Συνεπώς έχουμε:

$$E(r_i) = r_f + \left(\frac{E(r_M) - r_f}{\sigma_M} \right) \sigma_i \rho_{iM} \quad [2.32]$$

³⁴ Brooks, R.M. (2015), “*Financial Management - Core Concepts (Global Edition)*”, 3rd ed, London: Pearson, p. 264

Από τις σχέσεις [2.18] (σελ. 25) και [2.32] προκύπτει ότι:

$$\begin{aligned} E(r_i) &= r_f + \left(\frac{E(r_M) - r_f}{\sigma_M} \right) \sigma_i \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_i \sigma_M} \\ &= r_f + [E(r_M) - r_f] \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} \end{aligned}$$

$$\text{ή} \quad E(r_i) = r_f + [E(r_M) - r_f] \beta_i \quad [2.33]$$

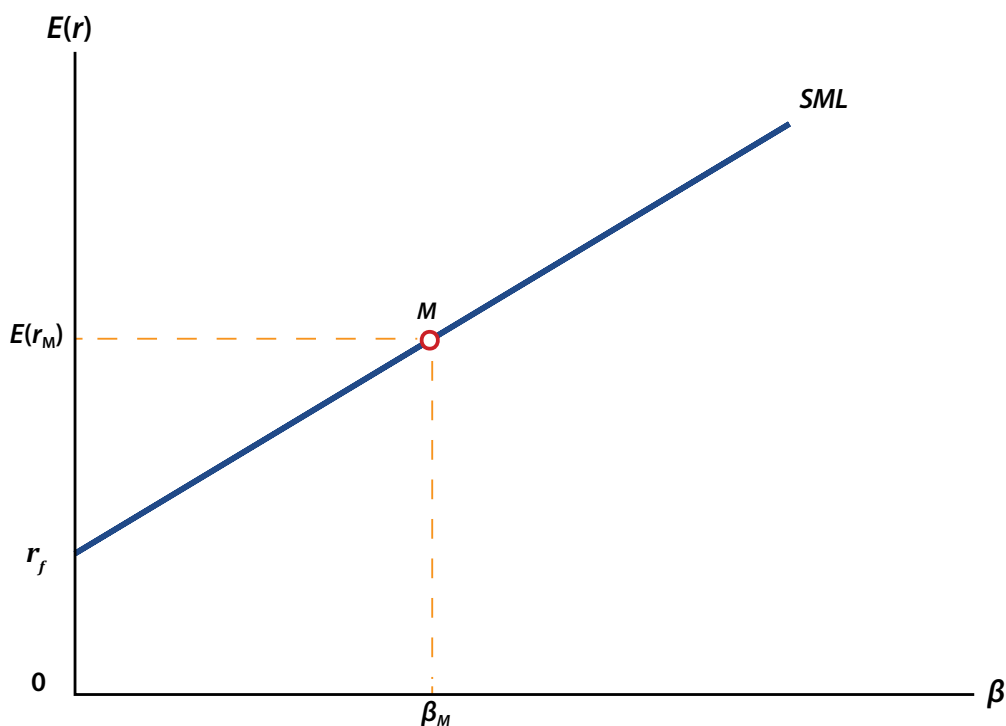
Όπως συμπεραίνουμε από τις παραπάνω σχέσεις, ο τύπος που μας δίνει τον συντελεστή β ενός χρεογράφου i είναι:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} = \frac{COV_{iM}}{\sigma_M^2} \quad [2.34]$$

Η σχέση [2.33] αποτελεί τη **Γραμμή Χρεογράφων (Security Market Line, SML)** και αναφέρεται ως το **Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model, CAPM)**. Το **Διάγραμμα 2-11** παρουσιάζει τη γραφική παράσταση της γραμμής χρεογράφων (SML).

Σύμφωνα με το CAPM η απόδοση ενός χρεογράφου είναι συνάρτηση του συστηματικού κινδύνου που μετράται με τον συντελεστή βήτα. Όσο μεγαλύτερος ο συστηματικός κίνδυνος τόσο μεγαλύτερη είναι η απόδοση που απαιτεί ο επενδυτής. Η απόδοση κατά CAPM θεωρείται η κανονική απόδοση ενός χρεογράφου ή ενός χαρτοφυλακίου.³⁵

³⁵ Νούλας, Α.Γ. (2020), “Αγορές Χρήματος και Κεφαλαίου”, Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Τζιόλα, σσ. 607-609



Διάγραμμα 2-11: Γραμμή Χρεογράφων (Security Market Line, SML)

2.4.4. Υποθέσεις του CAPM

Το CAPM κάνει τις εξής υποθέσεις:

1. Όλοι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο.
2. Οι επενδυτές επιλέγουν τις επενδύσεις τους με βάση τον κανόνα Μέσου-Διακύμανσης. Δηλαδή, μεταξύ επενδύσεων με την ίδια απόδοση επιλέγουν αυτή με τον μικρότερο κίνδυνο, και μεταξύ επενδύσεων με τον ίδιο κίνδυνο επιλέγουν αυτή με την μεγαλύτερη απόδοση.
3. Ο Μη-Συστηματικός Κίνδυνος έχει διαφοροποιηθεί.
4. Η κεφαλαιαγορά είναι πλήρως ανεπτυγμένη, πράγμα που σημαίνει ότι:
 - α. Η αγορά περιλαμβάνει πολλούς αγοραστές και πωλητές χρεογράφων με κίνδυνο, και καμία από αυτές τις συναλλαγές δεν είναι αρκετά μεγάλη ώστε να επηρεάζει τις τιμές αυτών των χρεογράφων.
 - β. Δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγών, ούτε φορολόγηση κεφαλαίων ή εισοδήματος.
 - γ. Υπάρχει τέλεια διαιρεσιμότητα: Ακόμα και με σχετικά μικρό επενδυμένο κεφάλαιο, ο επενδυτής μπορεί να αγοράσει όσα χρεόγραφα επιθυμεί.
 - δ. Όλοι οι επενδυτές έχουν την ίδια πληροφόρηση για τα χρεόγραφα που τους ενδιαφέρουν και αυτή η πληροφόρηση τους παρέχεται χωρίς κόστος.

5. Όλοι οι επενδυτές που εκτίθενται στις ίδιες χωρίς κόστος πληροφορίες, έχουν επίσης ομοιογενείς προσδοκίες σχετικά με τις αναμενόμενες αποδόσεις, τις διακυμάνσεις και τις διάφορες συσχετίσεις. Οι ομοιογενείς προσδοκίες δεν προκύπτουν άμεσα από το γεγονός ότι όλοι οι επενδυτές έχουν τις ίδιες πληροφορίες, διότι, γενικά οι επενδυτές με ίδιες πληροφορίες, μπορεί να σχηματίσουν διαφορετικές προσδοκίες όσον αφορά διάφορες παραμέτρους.
6. Το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο είναι μια εξωγενής μεταβλητή.³⁶

2.4.5. Συντελεστής Βήτα (Beta Coefficient)

Στην εξίσωση [2.34] ορίσαμε τον συντελεστή βήτα ενός επισφαλούς χρεογράφου i . Δεδομένου ότι η συνδιακύμανση του χαρτοφυλακίου της αγοράς με τον εαυτό του ισοδυναμεί με την διακύμανσή του, το βήτα του χαρτοφυλακίου της αγοράς, και κατ' επέκταση του μέσου περιουσιακού στοιχείου σε αυτό, ισούται με 1 ($\beta_M = 1$). Τα περιουσιακά στοιχεία που είναι πιο επικίνδυνα από το μέσο όρο (επιθετικές μετοχές) θα έχουν βήτα μεγαλύτερο από την μονάδα ($\beta > 1$) και τα περιουσιακά στοιχεία που είναι ασφαλέστερα από το μέσο όρο (αμυντικές μετοχές) θα έχουν βήτα μικρότερο από την μονάδα ($\beta < 1$). Το ακίνδυνο περιουσιακό στοιχείο θα έχει βήτα ίσο με το μηδέν ($\beta_f = 0$).

Συνοπτικά, στο CAPM, όλος ο κίνδυνος της αγοράς καταγράφεται στο βήτα, που εκτιμάται σε σχέση με κάποιο χαρτοφυλάκιο της αγοράς (π.χ. Γενικός Δείκτης ΧΑΑ, S&P 500, NASDAQ), το οποίο τουλάχιστον θεωρητικά θα πρέπει να περιλαμβάνει όλα τα διαπραγματεύσιμα περιουσιακά στοιχεία στην αγορά που κατέχονται κατ' αναλογία της αγοραίας αξίας τους.

Στο CAPM, ο συντελεστής βήτα του κάθε περιουσιακού στοιχείου πρέπει να εκτιμάται σε σχέση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Υπάρχουν τρεις διαθέσιμες προσεγγίσεις για την εκτίμηση του β . Η πρώτη είναι να χρησιμοποιηθούν ιστορικά δεδομένα σχετικά με τις τιμές της αγοράς για μεμονωμένα περιουσιακά στοιχεία, η δεύτερη είναι η εκτίμηση των βήτα από τα θεμελιώδη μεγέθη, και η τρίτη είναι η χρήση λογιστικών δεδομένων.

Η χρήση *Ιστορικών Δεδομένων της Αγοράς* είναι η πιο συνηθισμένη πρακτική για τον υπολογισμό των βήτα, που χρησιμοποιείται από τους περισσότερους αναλυτές. Για

³⁶ Levy, H. (2012), "The Capital Asset Pricing Model in the 21st Century - Analytical, Empirical, and Behavioral Perspectives", New York, NY: Cambridge University Press, p. 135

επιχειρήσεις των οποίων οι μετοχές έχουν αποτελέσει αντικείμενο δημόσιας διαπραγμάτευσης για μεγάλο χρονικό διάστημα, είναι σχετικά απλό να υπολογιστούν οι αποδόσεις σε ημερήσια, εβδομαδιαία, μηνιαία ή ετήσια χρονικά διαστήματα κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου. Αυτές οι αποδόσεις μπορούν στη συνέχεια να συσχετιστούν με τις αποδόσεις ενός αντιπροσωπευτικού δείκτη—ο οποίος θα παίζει τον ρόλο του χαρτοφυλακίου της αγοράς—προκειμένου να υπολογίσουμε τα βήτα. Η τυπική διαδικασία για την εκτίμηση του β στο CAPM είναι η γνωστή στατιστική μέθοδος της **Γραμμικής Παλινδρόμησης**, μεταξύ των αποδόσεων των χρεογράφων (R_i) και των αποδόσεων της αγοράς (R_M):

$$R_i = a_i + b_i R_M + \varepsilon_i \quad [2.35]$$

όπου

a_i = ο σταθερός όρος της παλινδρόμησης

b_i = η κλίση της γραμμής παλινδρόμησης,

ε_i = τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης

Η σχέση [2.35] ονομάζεται το **Μοντέλο της Αγοράς** και αποτελεί κλασική παραλλαγή του CAPM, την οποία θα δούμε σε επόμενη ενότητα και θα χρησιμοποιήσουμε αργότερα στην παρούσα εμπειρική ανάλυση. Η κλίση της παλινδρόμησης αντιστοιχεί στο βήτα της μετοχής και μετρά την επικινδυνότητά του. Αυτή η κλίση, όπως και κάθε στατιστική εκτίμηση, συνοδεύεται με ένα τυπικό σφάλμα, το οποίο αποκαλύπτει πόσο θορυβώδης είναι η εκτίμηση, και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την δημιουργία διαστημάτων εμπιστοσύνης για την τιμή του βήτα.³⁷

2.4.6. Αποτίμηση Περιουσιακών Στοιχείων με το CAPM

Η **Γραμμή των Χρεογράφων (SML)** αποτελεί σημείο αναφοράς για την αξιολόγηση των επενδυτικών επιδόσεων. Η SML δίνει το απαιτούμενο ποσοστό απόδοσης που θα αποζημιώσει τους επενδυτές για τον κίνδυνο β της εν λόγω επένδυσης, καθώς και για τη χρονική αξία του χρήματος. Επειδή η SML είναι η γραφική αναπαράσταση της σχέσης μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συντελεστή βήτα, τα περιουσιακά στοιχεία που αποτιμώνται σωστά, θα βρίσκονται ακριβώς πάνω στην SML. Οι αναμενόμενες

³⁷ Damodaran, A. (2006), “*Security Analysis for Investment and Corporate Finance*”, 2nd ed, Hoboken, NJ: Wiley, pp. 76, 102-103

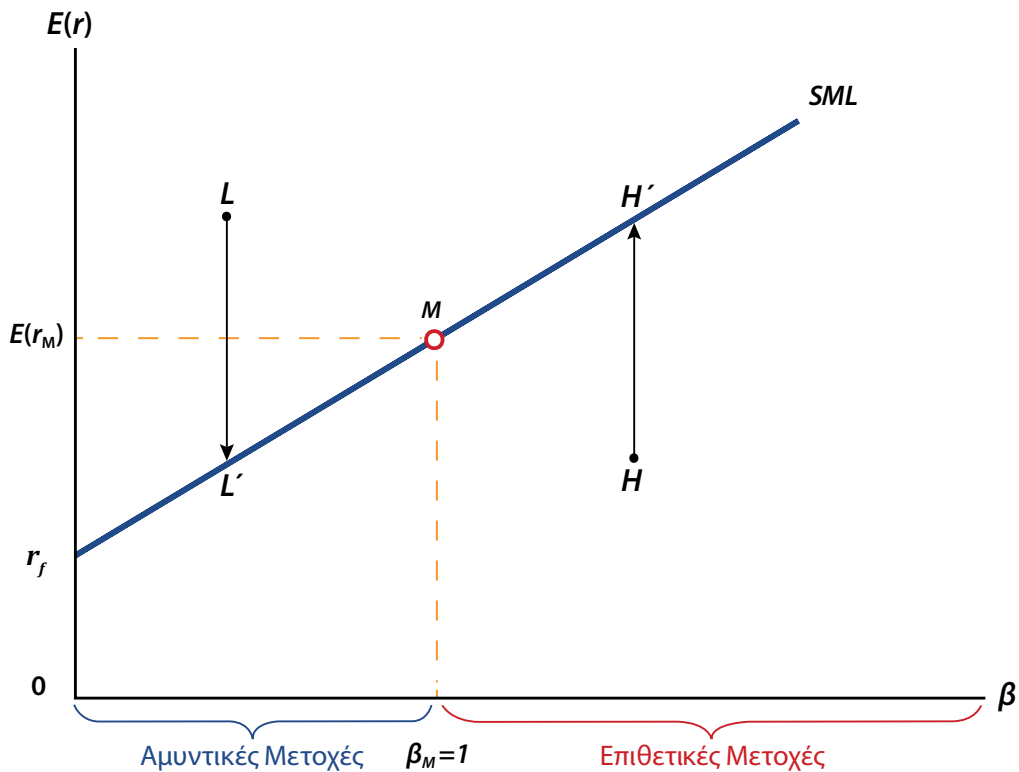
αποδόσεις των εν λόγω περιουσιακών στοιχείων είναι ανάλογες με τον κίνδυνο τους. Αν το CAPM ισχύει, όλα τα χρεόγραφα θα πρέπει να βρίσκονται πάνω στην SML. Τα υποτιμημένα χρεόγραφα θα βρίσκονται πιο πάνω από την SML, αφού, δεδομένου του συντελεστή βήτα, οι αναμενόμενες αποδόσεις τους είναι μεγαλύτερες από αυτές που υποδεικνύονται από το CAPM. Τα υπερτιμημένα χρεόγραφα θα βρίσκονται πιο κάτω από την SML για τον ακριβώς αντίθετο λόγο. Η διαφορά μεταξύ κανονικής—σύμφωνα με το CAPM—και πραγματοποιούμενης αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής αποτελεί την τιμή της σταθεράς άλφα (α), την οποία αναφέραμε στην εξίσωση [2.35].³⁸

Στο *Διάγραμμα 2-12* απεικονίζονται οι επιπτώσεις που έχει το CAPM στις τιμές των χρεογράφων. Τα σημεία μεταξύ της SML και του κατακόρυφου άξονα, όπως το σημείο L, αντιπροσωπεύουν τίτλους των οποίων οι τρέχουσες τιμές είναι χαμηλότερες από αυτές που θα ίσχυαν σε κατάσταση ισορροπίας. Έτσι, σημεία όπως το L αντιπροσωπεύουν μετοχές με ασυνήθιστα υψηλές αναμενόμενες αποδόσεις για το μέγεθος του συστηματικού κινδύνου που φέρουν. Επειδή έχουν ασυνήθιστα υψηλές αναμενόμενες αποδόσεις, θα υπάρχει ισχυρή ζήτηση για αυτές. Αυτό σημαίνει ότι οι επενδυτές θα υποβάλουν προσφορές για την αγοράς τους με ολοένα και περισσότερο αυξανόμενες τιμές, έως ότου ο ρυθμός απόδοσης τους μειωθεί και οδηγηθεί στο σημείο ισορροπίας L', που βρίσκεται πάνω στην SML.

Ομοίως, οι τίτλοι που αντιστοιχούν σε σημεία μεταξύ της SML και του οριζόντιου άξονα, αντιπροσωπεύουν μετοχές των οποίων οι τιμές είναι πολύ υψηλές. Αυτό σημαίνει ότι χρεόγραφα όπως το H δεν παράγουν επαρκή επίπεδα αναμενόμενης απόδοσης, ούτως ώστε να παρακινήσουν τους ορθολογικούς επενδυτές να αποδεχθούν το μέγεθος του συστηματικού κινδύνου που φέρουν. Ως αποτέλεσμα, η τιμή του H θα μειωθεί λόγω ελλιπούς ζήτησης. Επιπλέον, θα συνεχίσει να πέφτει έως ότου είναι αρκετά χαμηλή, έτσι ώστε η αναμενόμενη απόδοση του χρεογράφου να μετατοπιστεί πάνω στην SML, στο σημείο H'. Στη συνέχεια, η απώλεια κεφαλαίου θα σταματήσει και θα επέλθει ισορροπία, έως ότου μια αλλαγή στο συστηματικό κίνδυνο της εταιρείας, μια αλλαγή στις αναμενόμενες αποδόσεις ή κάποια άλλη αλλαγή προκαλέσει μια νέα ανισορροπία. Βλέποντας την επίδραση που μπορεί να έχει το CAPM στις τιμές αγοράς όλων των περιουσιακών στοιχείων, είναι εύκολο να καταλάβουμε γιατί ονομάζεται μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.³⁹

³⁸ Bodie, Z., Kane, A. and Marcus, A.J. (2017), "Essentials of Investments", 10th ed, New York, NY: McGraw-Hill, p. 199

³⁹ Francis, J.K. and Kim D. (2013), "Modern Portfolio Theory", Hoboken, NJ: Wiley, pp. 299-300



Διάγραμμα 2-12: Επιπτώσεις του CAPM στην Τιμολόγηση των Περιουσιακών Στοιχείων

2.4.7. Το Μοντέλο της Αγοράς (Market Model)

Το CAPM είναι ένα από τα πιο διεξοδικά μελετημένα μοντέλα στην χρηματοοικονομική επιστήμη. Όταν το βήτα εκτιμάται στην πράξη, χρησιμοποιείται συχνά μια παραλλαγή του CAPM που ονομάζεται μοντέλο της αγοράς. Για να αντλήσουμε το μοντέλο της αγοράς, ξεκινάμε με το CAPM (ενότητα 2.4.3 εξίσωση 2.33):

$$E(r_i) = r_f + \beta_i [E(r_M) - r_f]$$

Επειδή το CAPM είναι μια εξίσωση, μπορούμε να αφαιρέσουμε το ακίνδυνο επιτόκιο και από τις δύο πλευρές, το οποίο μας δίνει:

$$E(r_i) - r_f = \beta_i [E(r_M) - r_f]$$

Αυτή η εξίσωση είναι ντετερμινιστική, δηλαδή ακριβής και μη στοχαστική. Σε μια παλινδρόμηση όμως, συνειδητοποιούμε ότι θα υπάρχει κάποιο απροσδιόριστο λάθος. Πρέπει να το αναγνωρίσουμε επίσημα αυτό στην εξίσωση με την προσθήκη του ϵ , το οποίο αντιπροσωπεύει αυτό το σφάλμα:

$$E(r_i) - r_f = \beta_i [E(r_M) - r_f] + \varepsilon_i$$

Τέλος, ας σκεφτούμε πώς θα τοποθετήσουμε την παραπάνω εξίσωση σε μια παλινδρόμηση. Επειδή δεν υπάρχει σταθερός όρος στην εξίσωση, υποθέτουμε ότι αυτός είναι μηδέν. Ωστόσο, όταν εκτιμούμε την εξίσωση παλινδρόμησης, μπορούμε να προσθέσουμε έναν σταθερό όρο, τον οποίο θα ονομάσουμε *άλφα* (α):

$$E(r_i) - r_f = \alpha_i + \beta_i [E(r_M) - r_f] + \varepsilon_i \quad [2.36]$$

Αυτή η εξίσωση, γνωστή ως μοντέλο της αγοράς, την οποία παραθέσαμε με άλλη μορφή και στην εξίσωση [2.36] της ενότητας 2.4.5, είναι γενικά το μοντέλο που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση του βήτα. Ο *σταθερός όρος* (α) είναι γνωστός ως *άλφα του Jensen*, και αντιπροσωπεύει την *μη κανονική απόδοση*. Εάν το CAPM ισχύει ακριβώς, αυτός ο σταθερός όρος θα πρέπει να είναι μηδέν ($\alpha_i = 0$). Αν σκεφτούμε το άλφα σε σχέση με την SML, τότε αν το άλφα είναι θετικό ($\alpha_i > 0$), η μετοχή θα βρίσκεται πάνω από την SML και αν το άλφα είναι αρνητικό ($\alpha_i < 0$), η μετοχή θα βρίσκεται κάτω από την SML.⁴⁰ Επιγραμματικά έχουμε:

- Αν $\alpha_i = 0$, η μετοχή βρίσκεται ακριβώς πάνω στην SML (κανονική)
- Αν $\alpha_i > 0$, η μετοχή βρίσκεται πιο πάνω από την SML (υποτιμημένη)
- Αν $\alpha_i < 0$, η μετοχή βρίσκεται πιο κάτω από την SML (υπερτιμημένη)

2.4.8. Κριτική στο CAPM

Μια κεντρική υπόθεση του κλασικού CAPM είναι ότι κάθε επενδυτής κατέχει το ίδιο χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Η υπόθεση αυτή απορρέει από δύο άλλες υποθέσεις: ομοιογενείς προσδοκίες και κανένα κόστος συναλλαγών. Ωστόσο, πολλοί επενδυτές απλά δεν κατέχουν πλήρως διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια.

Τα στοιχεία της αγοράς δείχνουν ότι οι μεμονωμένοι επενδυτές δεν επιθυμούν να κατέχουν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Στην πραγματικότητα, οι επενδυτές είναι πρόθυμοι να πληρώσουν αμοιβές και έξοδα για να κατέχουν αμοιβαία κεφάλαια που δεν ακολουθούν την σύνθεση κάποιου χρηματιστηριακού δείκτη. Επίσης, η κατοχή

⁴⁰ Ross, S.A., Westerfield, R.W., Jaffe, J. and Jordan, B. (2019), “Corporate Finance”, 12th ed, New York, NY: McGraw-Hill Education, pp. 368-369

ενός διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου είναι πιο δύσκολη σήμερα από ό, τι στο παρελθόν. Για παράδειγμα, ο αριθμός των μετοχών που απαιτούνται για την δημιουργία ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου έχει αυξηθεί λόγω αύξησης της μεταβλητότητας των καταλοίπων στο χαρτοφυλάκιο—με άλλα λόγια, για να εξαλείψει κάποιος την αυξημένη μεταβλητότητα που δεν εξηγείται από το βήτα (η οποία αναφέρεται ως μη συστηματικός κίνδυνος ή διακύμανση καταλοίπων) πρέπει να κατέχει περισσότερες μετοχές.

Πόσο διαφοροποιήσιμος είναι ο κίνδυνος; Δηλαδή, ποιος είναι ο αριθμός των χρεογράφων που πρέπει να κατέχει κάποιος, ούτως ώστε ο αναμενόμενος κίνδυνος του χαρτοφυλακίου χρεογράφων να μην αναμένεται να διαφέρει από τον συνολικό κίνδυνο βήτα του χαρτοφυλακίου;

Οι Bennett και Sias συνέκριναν τον αριθμό των τίτλων ενός χαρτοφυλακίου και το υπόλοιπο του κινδύνου που δεν εξηγείται από τον συντελεστή βήτα. Τα αποτελέσματά τους δείχνουν ότι ακόμη και τα πολύ μεγάλα χαρτοφυλάκια έχουν σημαντικό μη συστηματικό κίνδυνο (ή διακύμανση καταλοίπων) που απομένει. Η αποτυχία διατήρησης οποιουδήποτε χαρτοφυλακίου εκτός από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς εκθέτει έναν επενδυτή στον κίνδυνο να αντιμετωπίσει σοκ αλληλένδετα με συγκεκριμένες εταιρείες. Οι Bennett και Sias κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι αφού ο σχετικός με κάθε επιχείρηση κίνδυνος δεν είναι εύκολα διαφοροποιήσιμος, τότε ο κίνδυνος για κάθε επιχείρηση ίσως πρέπει να «τιμολογείται» (με άλλα λόγια, οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων και οι αναμενόμενες αποδόσεις αποτελούν συναρτήσεις μη συστηματικού κινδύνου). Οι ισχυρισμοί ότι πέρα από 30 με 50 μετοχές αρχίζουμε να αποκτούμε μικρή προστιθέμενη διαφοροποίηση, είναι εσφαλμένοι.

Οι Domian, Louton, και Racine κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι επενδυτές χρειάζονται πολύ περισσότερες μετοχές, προκειμένου να διαφοροποιήσουν και να μειώσουν τον κίνδυνο τους, από ό,τι υποδεικνύεται συνήθως στα εγχειρίδια χρηματοοικονομικής.

Εάν δεν υπάρχει απεριόριστος δανεισμός στο ακίνδυνο επιτόκιο και δεν επιτρέπονται απεριόριστες ανοικτές πωλήσεις (short sales) επισφαλών περιουσιακών στοιχείων, τότε το χαρτοφυλάκιο της αγοράς σχεδόν σίγουρα δεν είναι αποτελεσματικό, επομένως η σχέση κινδύνου-απόδοσης του CAPM δεν ισχύει.

Επιπλέον, η έρευνα έδειξε ότι η αδέσμευτη κατανομή των αποδόσεων των χρεογράφων δεν αντιπροσωπεύεται από μια κανονική κατανομή. Επομένως, η μέση

τιμή και η διακύμανση των αποδόσεων δεν επαρκούν από μόνες τους για να χαρακτηρίσουν εξολοκλήρου τις κατανομές αποδόσεων.

Δεδομένου ότι τα εμπειρικά δεδομένα έρχονται σε σύγκρουση με την αποτίμηση του κινδύνου που υποδεικνύει το CAPM, ο αναλυτής πρέπει να κατανοήσει τα προβλήματα και να εξετάσει τα οφέλη που μπορεί να προκύψουν από την προσαρμογή του κλασικού CAPM ή της χρήσης εναλλακτικών μεθόδων αποτίμησης του κεφαλαίου και μέτρησης του κινδύνου.⁴¹

⁴¹ Pratt, S.P. and Grabowski, R.J. (2014), “*Cost of Capital: Applications and Examples*”, 5th ed, Hoboken, NJ: Wiley, pp. 272-273

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΡΙΤΟ

ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΜΕΛΕΤΗ

3.1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Όπως είδαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο, το CAPM αναπτύχθηκε ανεξάρτητα από τους Treynor, Sharpe, Lintner και Mossin στην περίοδο 1961-1966, και βασίστηκε στις προηγούμενες εργασίες του Harry Markowitz πάνω στην Διαφοροποίηση του Χαρτοφυλακίου.

Το CAPM—το οποίο υπολογίζει την θεωρητικά κανονική απόδοση ενός χρεογράφου ή ενός χαρτοφυλακίου σε συνάρτηση με τον συντελεστή βήτα του εκάστοτε περιουσιακού στοιχείου—έχει δεχθεί αυστηρή κριτική στο πέρασμα των χρόνων. Τα προβλήματα που εντοπίζονται κατά την προσπάθεια εφαρμογής του, προέρχονται από τις απλουστεύσεις που δημιουργούνται λόγω των υποθέσεων που κάνει.

Ωστόσο, παρά τις αδυναμίες του, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων παραμένει δημοφιλές, καθώς είναι **«το πρώτο, το πιο διάσημο, και (μέχρι στιγμής) το πιο ευρέως χρησιμοποιούμενο μοντέλο στην αποτίμηση περιουσιακών στοιχείων»**⁴² και αυτό διότι παρέχει ένα απλό και εύχρηστο εργαλείο για μία, κατά προσέγγιση τουλάχιστον, εκτίμηση του κινδύνου και της απόδοσης μιας μετοχής.

Σε αυτό το κεφάλαιο θα προσπαθήσουμε να μελετήσουμε τις συνέπειες που είχαν δύο σημαντικές κρίσεις της πρόσφατης παγκόσμιας ιστορίας στην οικονομία της Ελλάδας—και συγκεκριμένα στον κλάδο του λιανικού εμπορίου—με την βοήθεια του CAPM. Όπως αναφέραμε σε προηγούμενα κεφάλαια, πρόκειται για την *Κρίση Χρέους (2010)* και την *Κρίση του Κορωνοϊού (2019)*.

3.2. ΕΠΙΛΟΓΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΠΕΡΙΟΔΟΙ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ

Προκειμένου να εκτιμηθούν τα υποδείγματα της παρούσας μελέτης, συλλέξαμε τα εξής δεδομένα:

- α. Τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος του **Δείκτη Ελληνικού Λιανικού Εμπορίου (emf)**, την απόδοση του οποίου θέλουμε να μετρήσουμε και θα αποτελέσει την εξαρτημένη μεταβλητή των υποδειγμάτων μας.
- β. Τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος του **Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ (gen)**, οι αποδόσεις του οποίου θα αντιπροσωπεύουν την απόδοση της αγοράς.

⁴² Cochrane, J.H. (2005), *Asset Pricing*, Rev. ed, Princeton, NJ: Princeton University Press, p. 152

- γ. Τις ημερήσιες αποδόσεις στην λήξη του *Δεκαετούς Ομολόγου του Ελληνικού Δημοσίου*, που θα αντιπροσωπεύουν το ακίνδυνο επιτόκιο (r_{f10}).
- δ. Τα ημερήσια *Κρούσματα Κορωνοϊού στην Ελλάδα (cov₁₉)*.

Τις τιμές του δείκτη εμπορίου, με την κωδική ονομασία FTSE ΧΑ ΕΜΠΟΡΙΟ (ΔΕΜ)⁴³, και του γενικού δείκτη του ΧΑΑ, με κωδική ονομασία ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ (ΓΔ)⁴⁴, τις αντλήσαμε από την βάση δεδομένων του οικονομικού ειδησεογραφικού ιστότοπου *Capital.gr*. Τις αποδόσεις του 10ετούς ομολόγου του ελληνικού δημοσίου τις βρήκαμε στον οικονομικό ειδησεογραφικό ιστότοπο *Investing.com*.⁴⁵ Για τα ημερήσια κρούσματα του κορωνοϊού στην Ελλάδα, ανατρέξαμε στον ιστοχώρο επιστημονικών δημοσιεύσεων και δεδομένων του μη κερδοσκοπικού οργανισμού *Global Change Data Lab* με την επωνυμία *Our World in Data*.⁴⁶

Η χρονική περίοδος που καλύπτουν αυτά τα δεδομένα, αναφέρεται στην περίοδο 2/01/2006 - 13/11/2020 για τις τιμές όλων των μεταβλητών μας, εκτός από εκείνη που αναφέρεται στα ημερήσια κρούσματα Covid-19. Τα δεδομένα μας είναι εκφρασμένα σε ημερήσια βάση, διότι τα στοιχεία που έχουμε για τα κρούσματα του Covid-19 αφορούν μια περίοδο μικρότερη του έτους και συγκεκριμένα την περίοδο 31/12/2019 - 13/11/2020.

3.3. ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Τα δεδομένα που συλλέξαμε, πριν τα χρησιμοποιήσουμε για την εκτίμηση των υποδειγμάτων μας με την βοήθεια του οικονομετρικού πακέτου εφαρμογών EViews 10, τα επεξεργαστήκαμε πρώτα με την εφαρμογή λογιστικών φύλλων Microsoft Excel 365. Αυτό ήταν απαραίτητο, προκειμένου να υπολογίσουμε τις αποδόσεις των μεταβλητών που θα χρησιμοποιήσουμε, καθώς τα νούμερα που ανακτήσαμε από τις διάφορες βάσεις δεδομένων, αφορούν ονομαστικές τιμές χρεογράφων (ή χαρτοφυλακίων) και όχι αποδόσεις—όπως επιβάλλει η χρήση του CAPM.

⁴³ Capital.gr (2020), “FTSE ΧΑ ΕΜΠΟΡΙΟ (ΔΕΜ)”, Capital.gr, [online] Available at: <https://www.capital.gr/finance/historycloses/ΔΕΜ> (Accessed: 13 November 2020)

⁴⁴ Capital.gr (2020), “ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ (ΓΔ)”, Capital.gr, [online] Available at: <https://www.capital.gr/finance/quote/ΓΔ> (Accessed: 13 November 2020)

⁴⁵ Investing.com (2020), “Greece 10-Year Bond Yield Historical Data”, Investing.com, [Online] Available at: <https://www.investing.com/rates-bonds/greece-10-year-bond-yield-historical-data> (Accessed: 13 November 2020)

⁴⁶ Our World in Data (2020), “Greece: Coronavirus Pandemic Country Profile”, OurWorldInData.org, [online] Available at: <https://ourworldindata.org/coronavirus/country/greece?country=~GRC> (Accessed: 13 November 2020)

Είθισται, για λόγους τους οποίους δεν θα αναλύσουμε εδώ, όταν το επίκεντρο του ενδιαφέροντος είναι η συμπεριφορά των αποδόσεων, να χρησιμοποιούνται αποκλειστικά οι λογαριθμικές αποδόσεις ή αποδόσεις συνεχούς ανατοκισμού, έναντι των απλών. Για να υπολογίσουμε τις αποδόσεις των μεταβλητών μας, χρησιμοποιήσαμε τις εξισώσεις:⁴⁷

$$r_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad \text{ή} \quad r_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1}) \quad [3.1]$$

όπου:

r_t = η λογαριθμική απόδοση της μεταβλητής που μας ενδιαφέρει

P_t = η τιμή της μεταβλητής την χρονική στιγμή t

P_{t-1} = η τιμή της μεταβλητής την χρονική στιγμή t-1

Στην συνέχεια, αφού υπολογίσαμε τις λογαριθμικές αποδόσεις, συνεχίσαμε με τον καθαρισμό των επεξεργασμένων δεδομένων, προκειμένου να αφαιρεθούν ημερομηνίες με μη υπάρχουσες τιμές μεταξύ των μεταβλητών μας. Το τελικό αποτέλεσμα ήταν η δημιουργία ενός δείγματος 3655 παρατηρήσεων.

3.4. ΜΟΡΦΗ ΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΩΝ

Τα υποδείγματα που θα εκτιμήσουμε, όπως αναφέραμε και στην ενότητα 2.4.7, βασίζονται στο *Μοντέλο της Αγοράς (Market Model)*. Χρησιμοποιώντας λοιπόν την εξίσωση [2.36] καταλήξαμε στο εξής μοντέλο:

$$lr_{emp} - r_{f10} = a + b(lr_{gen} - r_{f10}) + \varepsilon_t \quad [3.2]$$

$$\text{ή} \quad R = a + bR_M + \varepsilon_t \quad [3.3]$$

όπου:

lr_{emp} = η λογαριθμική απόδοση του ελληνικού δείκτη εμπορίου

lr_{gen} = η λογαριθμική απόδοση του γενικού δείκτη του ΧΑΑ ή δείκτη αγοράς

⁴⁷ Ζαπράνης, Α. (2020), “Διάλεξη 2η: Στατιστικό Υπόβαθρο και Αποδόσεις”, Πανεπιστημιακές Διαλέξεις, Προηγμένες Μέθοδοι Πρόβλεψης Χρηματιστηριακών Μεγεθών, Πανεπιστήμιο Μακεδονίας, σσ. 21, 35

r_{f10} = το ακίνδυνο επιτόκιο με βάση τις ποσοστιαίες μεταβολές στις αποδόσεις του 10ετούς ομολόγου του ελληνικού δημοσίου

R = η υπερβάλλουσα απόδοση του δείκτη εμπορίου: $lr_{emp} - r_{f10}$

R_M = η υπερβάλλουσα απόδοση του δείκτη αγοράς: $lr_{gen} - r_{f10}$

a = ο σταθερός όρος *άλφα του Jensen* που χρησιμοποιείται για τον προσδιορισμό της μη κανονικής απόδοσης ενός τίτλου ή ενός χαρτοφυλακίου τίτλων πάνω από τη θεωρητικά κανονική αναμενόμενη απόδοση.

b = ο συντελεστής βήτα της υπερβάλλουσας απόδοσης της αγοράς

ε_t = ο διαταρακτικός όρος ή σφάλμα της γραμμικής παλινδρόμησης

3.5. ΣΤΑΣΙΜΕΣ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΕΣ ΣΕΙΡΕΣ

Πριν προχωρήσουμε στην διεξαγωγή των εμπειρικών ελέγχων, κρίναμε σκόπιμο να αναφέρουμε την έννοια των Στάσιμων ή Στατικών Χρονολογικών Σειρών, καθώς είναι κομβικής σημασίας για την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων μας.

Οι περισσότερες μέθοδοι μελέτης χρονοσειρών είναι έγκυρες μόνο εάν η υποκείμενη χρονοσειρά είναι σταθερή. Όσο πιο σταθερό είναι κάτι, τόσο πιο προβλέψιμο είναι. Πιο συγκεκριμένα, μια χρονοσειρά είναι σταθερή εάν ο μέσος όρος, η διακύμανση και η αυτοδιακύμανση δεν επηρεάζονται από συγκεκριμένη χρονική περίοδο.

Αναλυτικά, λέμε ότι μια χρονοσειρά X_t είναι **σταθερή ως προς τον μέσο**, εάν

$$E(X_t) = \mu \quad [3.4]$$

σε όλες τις χρονικές περιόδους t . Είναι **σταθερή ως προς την διακύμανση**, εάν

$$Var(X_t) = \sigma^2 \quad [3.5]$$

ασχέτως τις χρονικής περιόδου t . Μια διαδικασία είναι **σταθερής αυτοδιακύμανσης** αν η συνδιακύμανση της μεταβλητής X με τον εαυτό της δεν εξαρτάται από μια αλλαγή χρονική φάσης.

$$Cov(X_t, X_{t+k}) = Cov(X_{t+a}, X_{t+k+a}) \quad [3.6]$$

Δηλαδή, η συνδιακύμανση μεταξύ X_t και X_{t+k} δεν εξαρτάται από τη συγκεκριμένη περίοδο t . Η χρονική μεταβλητή θα μπορούσε να μετατοπιστεί προς τα εμπρός ή προς

τα πίσω κατά a περιόδους και η ίδια σχέση συνδιακύμανσης να ισχύει. Αυτό που έχει σημασία είναι η απόσταση μεταξύ των δύο παρατηρήσεων. Όταν μια διαδικασία ικανοποιεί όλες τις παραπάνω προϋποθέσεις, λέμε ότι η μεταβλητή X είναι **Στάσιμη ή Στατική**.⁴⁸

Όταν εξετάζουμε την συμπεριφορά μη στάσιμων χρονοσειρών, θα πρέπει να είμαστε σε θέση να βρούμε την κατάλληλη διαδικασία παραγωγής των παρατηρήσεων της χρονοσειράς. Θεωρούμε ότι υπάρχουν δύο ριζικά διαφορετικές κατηγορίες μη στατικών διαδικασιών. Η πρώτη κατηγορία διαδικασιών αποτελείται από εκείνες που μπορούν να εκφραστούν ως ντετερμινιστική συνάρτηση του χρόνου, που ονομάζεται τάση (trend), συν μια σταθερή στοχαστική διαδικασία με μέσο μηδέν. Αναφερόμαστε σε αυτές ως **Στάσιμες σε Τάση Διαδικασίες (Trend Stationary Process, TSP)**. Η δεύτερη κατηγορία μη στατικών διαδικασιών είναι εκείνες για τις οποίες οι διαφορές πρώτης ή υψηλότερης τάξης αποτελούν μια στάσιμη και αναστρέψιμη διαδικασία ARMA. Αυτές τις διαδικασίες τις ονομάζουμε **Στάσιμες σε Διαφορές Διαδικασίες (Difference Stationary Process, DSP)**. Η κλάση DSP έχει καθαρά στοχαστικό χαρακτήρα ενώ η κλάση TSP είναι θεμελιωδώς ντετερμινιστική.⁴⁹

Αναλύοντας διεξοδικότερα τα παραπάνω, η **Χρονική Τάση (Time Trend)** αναφέρεται σε μια σχετικά σταθερή συμπεριφορά ή κατεύθυνση της σειράς, η διάρκεια της οποίας είναι μεγαλύτερη του έτους. Η τάση περιγράφει την καθαρή επιρροή μακροχρόνιων παραγόντων της σειράς, δηλαδή συμπεριφορά που είναι απαλλαγμένη από κυκλικές, εποχικές ή άλλες τυχαίες επιδράσεις. Η τάση μιας χρονολογικής σειράς μπορεί να είναι εκφρασμένη είτε σε γραμμική είτε σε μη γραμμική (εκθετική, τετραγωνική κ.α.) μορφή.

Προκειμένου να διαπιστώσουμε αν μια χρονοσειρά εμφανίζει χρονική τάση, παλινδρομούμε τη σειρά X_t επί μίας σταθεράς και μιας μεταβλητής t που εκπροσωπεί την τάση. Αν η t είναι στατιστικά σημαντική, τότε υπάρχει ένδειξη ύπαρξης τάσης στην υπό εξέταση χρονοσειρά.

Όταν χρησιμοποιούμε στοιχεία χρονολογικών σειρών, υπάρχει η πιθανότητα η παλινδρόμηση που έχουμε «τρέξει» να είναι **νόθος ή ψευδής**. Για να διαπιστώσουμε την ύπαρξη τάσης στις σειρές ενός υποδείγματος και να την αφαιρέσουμε από τις

⁴⁸ Levendis, J.D. (2018), “Time Series Econometrics - Learning Through Replication”, Cham: Springer Texts in Business and Economics, pp. 81-82

⁴⁹ Nelson, C.R. and Plosser, C.I. (1982), “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series – Some Evidence and Implications”, Journal of Monetary Economics Vol. 10(2), p. 141-142, [online pdf] Available at: http://schwert.ssb.rochester.edu/a425/jme82_NP.pdf (Accessed: 17 November 2020)

σειρές, εισάγουμε την μεταβλητή της τάσης στο υπόδειγμα. Αν, εκτιμώντας το νέο υπόδειγμα, βρούμε ότι η τάση είναι στατιστικά σημαντική, ενώ παράλληλα η στατιστική σημαντικότητα των ερμηνευτικών μεταβλητών και η συνολική ερμηνευτική ισχύς (R^2 και \bar{R}^2) διαφοροποιούνται σε σχέση με την αρχική παλινδρόμηση, τότε πράγματι η αρχική παλινδρόμηση είναι νόθος. Θα πρέπει λοιπόν να χρησιμοποιήσουμε το υπόδειγμα στο οποίο έχουμε συμπεριλάβει την τάση για την εξαγωγή συμπερασμάτων (statistical inference) και όχι το αρχικό που αναφέρεται σε νόθο παλινδρόμηση.⁵⁰

Από την άλλη, μια **Στάσιμη σε Διαφορές Χρονοσειρά** που παρουσιάζει έλλειψη στατικότητας, μπορεί να γίνει στάσιμη παίρνοντας τις 1^{ες}, 2^{ες}, ή άλλης τάξης διαφορές των παρατηρήσεων της αρχικής χρονολογικής σειράς. Με άλλα λόγια, μια σειρά μπορεί να είναι μη στάσιμη αλλά η *d-οστή* διαφορά των παρατηρήσεων της σειράς να είναι μια στάσιμη σειρά ($d \geq 1$). Οι 1^{ες} και 2^{ες} διαφορές ορίζονται ως εξής:

Πίνακας 3-1: Πρώτη και Δεύτερη Διαφορά Χρονοσειρών

1 ^{ες} Διαφορές	2 ^{ες} Διαφορές
$W_t(d = 1) = Y_t - Y_{t-1}$	$W_t(d = 2) = (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2}) = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$

Μια στατική μεταβλητή καλείται **ολοκληρωμένη μηδενικού βαθμού $I(0)$** ή μεταβλητή με μηδέν μοναδιαίες ρίζες. Μια μη-στατική μεταβλητή καλείται **ολοκληρωμένη 1ου βαθμού $I(1)$** ή μεταβλητή με μια μοναδιαία ρίζα, αν στη πρώτη διαφορά της γίνεται στατική. Μια μη-στατική μεταβλητή καλείται **ολοκληρωμένη 2ου βαθμού $I(2)$** ή μεταβλητή με δύο μοναδιαίες ρίζες, αν στη δεύτερη διαφορά της γίνεται στατική κοκ (Παπαναστασίου 2020).

Ωστόσο, το πρόβλημα της μη στασιμότητας μπορεί να μη λύνεται με τους προηγούμενους τρόπους. Υπάρχουν πολλές σειρές που είναι στάσιμες στη μέση τιμή και μη στάσιμες στη διακύμανση. Για να περιορίσουμε τη διακύμανση μιας χρονολογικής σειράς μπορούμε να σκεφτούμε διάφορους άλλους μετασχηματισμούς, χρησιμοποιώντας για παράδειγμα, το λογάριθμο των τιμών της αρχικής σειράς ή την τετραγωνική τους ρίζα.⁵¹

⁵⁰ Παπανικολάου, Ν.Ι. (2010), “Χρονική Τάση (Time Trend)”, [online pdf] Available at: <https://npapanikolaou.files.wordpress.com/2010/10/ceb5cf81ceb3ceb1cf83cf84ceacfb81ceb9cebf-4-cf87cf81cebfcebdceb9cebaseae-cf84ceaccf83ceb7-ceb1cf86ceb1ceafcf81ceb5cf83ceb7-cf84ceaccf83.pdf> (Accessed: 17 November 2020)

⁵¹ Συριοπούλος, Κ. και Φίλιππας, Δ.Θ. (2010), “Οικονομετρικά Υποδείγματα & Εφαρμογές με το *EViews*”, Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Ανικούλα, σ. 576

3.6. ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΙΚΤΗ ΕΜΠΟΡΙΟΥ ΣΕ ΣΧΕΣΗ ΜΕ ΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΚΡΙΣΗ ΧΡΕΟΥΣ ΤΟΥ 2010

3.6.1. Εισαγωγή

Στην παρούσα ενότητα θα ασχοληθούμε με την μελέτη του *Ελληνικού Δείκτη Εμπορίου* σε σχέση με την *Ελληνική Κρίση Χρέους του 2010*, κατά το χρονικό διάστημα 02/01/2006 - 31/12/2019. Ο λόγος που επιλέξαμε αυτό το διάστημα, είναι ότι τα κρούσματα του Covid-19 άρχισαν να καταγράφονται επισήμως στις 31/12/2019. Επομένως, επιλέγουμε αυτήν την περίοδο για να αποτρέψουμε τις πιθανές οικονομικές συνέπειες της κρίσης του κορωνοϊού να δημιουργήσουν «θόρυβο» στην ανάλυση της κρίσης χρέους του 2010.

3.6.2. Έλεγχος Στατικότητας Χρονοσειρών

Πριν προχωρήσουμε στην εκτίμηση του υποδείγματος, θα ελέγξουμε πρώτα την στασιμότητα των μεταβλητών R και R_M με την χρήση δύο στατιστικών ελέγχων. Ο πρώτος θα αφορά τον *Επαυξημένο Έλεγχο Dickey-Fuller (ADF)* και ο δεύτερος, ο οποίος χρησιμοποιείται ως επιβεβαίωση των αρχικών αποτελεσμάτων, θα είναι ο *Έλεγχος Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)*.

Στον έλεγχο ADF η μηδενική υπόθεση H_0 είναι πως η μεταβλητή μας έχει μια μοναδιαία ρίζα, ή με άλλα λόγια δεν είναι στατική, και την αποδεχόμαστε για $\text{Prob} \geq 0.05$ σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Αντίθετα στον έλεγχο KPSS ισχύει το αντίστροφο, δηλαδή η μηδενική υπόθεση H_0 λέει πως η μεταβλητή μας είναι στάσιμη, και την αποδεχόμαστε αν το KPSS LM-Stat είναι μικρότερο του LM-Stat που αντιστοιχεί στο επίπεδο σημαντικότητας που μας ενδιαφέρει. Στην προκειμένη περίπτωση όλοι οι έλεγχοί μας θα αφορούν επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

3.6.2.1. Έλεγχος Στατικότητας της Μεταβλητής R

Ύστερα από διεξαγωγή των ελέγχων στατικότητας για την χρονοσειρά R πήραμε τα εξής αποτελέσματα:

Πίνακας 3-2: Επαυξημένος Έλεγχος Dickey-Fuller για την μεταβλητή R (2/1/2006-31/12/2019)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-54.54749	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.432064	
5% level	-2.862183	
10% level	-2.567156	

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

Πίνακας 3-3: Έλεγχος Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin για την Μεταβλητή R (2/1/2006-31/12/2019)

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.086454
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Από τον Πίνακα 3-2 παρατηρούμε ότι $\text{Prob}=0.0001 < 0.05$ και επομένως απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0 ή αποδεχόμαστε ότι η χρονοσειρά R είναι στατική σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Τα αποτελέσματα του Πίνακα 3-3 επιβεβαιώνουν τον έλεγχο ADF, καθώς σε επίπεδο σημαντικότητας 5% ισχύει $\text{KPSS}_{\text{LM-Stat}} = 0.086454 < 0.463000$ και επομένως δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση H_0 ότι η χρονοσειρά μας είναι σταθερή.

3.6.2.2. Έλεγχος Στατικότητας της Μεταβλητής R_M

Ύστερα από διεξαγωγή των ελέγχων στατικότητας για την χρονοσειρά R_M πήραμε τα εξής αποτελέσματα:

Πίνακας 3-4: Πολλαπλοί Έλεγχοι Στατικότητας για την Μεταβλητή R_M (2/1/2006-31/12/2019)

Augmented Dickey-Fuller test H_0 : $H R_M$ έχει μια μοναδιαία ρίζα	Κριτικές Τιμές			Τιμές Ελέγχου	
	1%	5%	10%	t-Statistic	Prob.
With trend and Intercept	-3.960710	-3.411113	-3.127381	-32.12346	0.0000
@TREND("2/01/2006")	-	-	-	2.295796	0.0217
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test H_0 : $H R_M$ είναι σταθερή	Κριτικές Τιμές			Τιμές Ελέγχου	
	1%	5%	10%	LM-Stat.	Prob.
With trend and Intercept	0.216000	0.146000	0.119000	0.109351	-
@TREND("2/01/2006")	-	-	-	2.256913	0.0241

Αναλυτικά, πρώτα διεξήγαμε τον ADF έλεγχο με σταθερό όρο και trend και κατάληξαμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση, ότι δηλαδή η χρονοσειρά R_M δεν είναι στάσιμη. Πράγματι, αν κοιτάξουμε τον Πίνακα 3-4 θα δούμε ότι η χρονική τάση είναι στατιστικώς σημαντική με $\text{Prob} = 0.0217 < 0.05$ και ο έλεγχος έχει $\text{Prob} = 0.00 < 0.05$.

Ακολούθως, αφού διενεργήσαμε τον KPSS έλεγχο, επίσης με σταθερό όρο και trend, οδηγηθήκαμε στο να δεχτούμε την μηδενική υπόθεση, σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, ότι η χρονολογική σειρά είναι στατική. Και πάλι στον Πίνακα 3-4 βλέπουμε ότι η χρονική τάση έδειξε να είναι στατιστικώς σημαντική με $\text{Prob} = 0.0241 < 0.05$. Επίσης η τιμή του ελέγχου $\text{KPSS}_{\text{LM-Stat}} = 0.109351$ έδειξε να είναι μικρότερη της

κριτικής τιμής για επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, η οποία ισούται με 0.146000. Έτσι, δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι η μεταβλητή μας είναι στατική. Ανακεφαλαιώνοντας, οι έλεγχοι στασιμότητας της R_M μας λένε ότι είναι στατική σε τάση, δηλαδή δεν είναι εξαρχής στατική αλλά μπορεί να γίνει αν αφαιρέσουμε την επίδραση της τάσης (*detrending*).

3.6.3. Εκτίμηση CAPM Περιόδου: 02/01/2006 - 31/12/2019

Αφού τρέξαμε την παλινδρόμηση στο EViews 10 με την *Μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (Ordinary Least Squares, OLS)* πήραμε τα εξής αποτελέσματα:

Πίνακας 3-5: Αποτελέσματα Γραμμικής Παλινδρόμησης CAPM (02/01/2006 - 31/12/2019)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000918	0.000833	-1.102003	0.2705
RM	0.864594	0.022934	37.69899	0.0000
R-squared	0.292478	Mean dependent var		-0.001349
Adjusted R-squared	0.292272	S.D. dependent var		0.058065
S.E. of regression	0.048848	Akaike info criterion		-3.199611
Sum squared resid	8.203620	Schwarz criterion		-3.196040
Log likelihood	5505.332	Hannan-Quinn criter.		-3.198336
F-statistic	1421.214	Durbin-Watson stat		1.961540
Prob(F-statistic)	0.000000			

Στον *Πίνακα 3-5* βλέπουμε από τα αποτελέσματα της εκτίμησης του μοντέλου με OLS, ότι η σχέση που προκύπτει είναι η εξής:

$$R = 0.865 * R_M$$

Με άλλα λόγια, ο σταθερός όρος a είναι στατιστικά μη σημαντικός και πλησιάζει το μηδέν. Επίσης, η απόδοση της αγοράς R_M είναι στατιστικά σημαντική με Prob. = 0.00 και έχει εκτιμημένο βαθμό κινδύνου ή εκτιμημένο συντελεστή βήτα ίσο με $b = 0.865$, ο οποίος είναι μικρότερος από τον κίνδυνο της αγοράς $b = 1$. Έτσι, σε μία ποσοστιαία μεταβολή της υπερβάλλουσας απόδοσης του Γενικού Δείκτη κατά 1% η υπερβάλλουσα απόδοση του Δείκτη Εμπορίου μεταβάλλεται κατά 0.865% και ο

δείκτης μπορεί να χαρακτηριστεί ως αμυντικός. Εκ πρώτης όψεως φαίνεται να ισχύει το μοντέλο της αγοράς. Βέβαια, θα πρέπει πρώτα να γίνουν οι κατάλληλοι στατιστικοί έλεγχοι για να αποφανθούμε γι' αυτό. Ήδη από την ενότητα 3.6.2 είδαμε να υπάρχει πρόβλημα μη στάσιμων χρονοσειρών και συγκεκριμένα πρόβλημα στατικότητας της χρονοσειράς R_M . Αυτό μας προϋδεάζει για άλλα προβλήματα που πιθανώς θα προκύψουν στην συνέχεια.

3.6.4. Διαγνωστικοί Έλεγχοι Περιόδου: 02/01/2006 - 31/12/2019

Στην παρούσα ενότητα διενεργούμε τους κατάλληλους οικονομετρικούς ελέγχους, για να δούμε αν έχουν στατιστική σημαντικότητα τα αποτελέσματα που πήραμε από την παλινδρόμηση.

3.6.4.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test

Ο έλεγχος εξειδίκευσης Ramsey RESET Test μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον εντοπισμό προβλημάτων προσδιορισμού της σχέσης, λόγω παράλειψης ερμηνευτικών μεταβλητών ή χρήσης λανθασμένων συναρτησιακών μορφών.⁵²

Πίνακας 3-6: Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test (CAPM: 02/01/2006 - 31/12/2019)

Ramsey RESET Test	Value	df	Probability
t-statistic	2.327442	3437	0.0200
F-statistic	5.416984	(1, 3437)	0.0200
Likelihood ratio	5.417444	1	0.0199

Βλέποντας την τιμή του Likelihood Ratio Probability στον Πίνακα 3-6 να είναι ίση με $0.0199 < 0.05$, φτάνουμε στο συμπέρασμα ότι έχουμε πρόβλημα κακής εξειδίκευσης σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$, αφού η μηδενική υπόθεση H_0 του συγκεκριμένου ελέγχου, την οποία και απορρίπτουμε, είναι ότι δεν υπάρχει πρόβλημα κακής εξειδίκευσης.

3.6.4.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

Μία από τις υποθέσεις της μεθόδου OLS είναι η μη αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Πιο αναλυτικά, για δύο διαφορετικές τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής X_i , η συσχέτιση μεταξύ των τιμών των καταλοίπων είναι μηδέν. Αυτό σημαίνει ότι για δεδομένες τιμές της X_i οι αποκλίσεις των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής Y_i από

⁵² Pedace, R (2013), "Econometrics for Dummies", Hoboken, NJ: Wiley, p. 150

την μέση τιμή τους δεν ακολουθεί κάποιο συγκεκριμένο προβλέψιμο μοτίβο. Άρα τα κατάλοιπα δεν σχετίζονται με τις τιμές των Y_i και X_i ⁵³ ή με απλά λόγια ο μηχανισμός του υποδείγματός μας δεν παράγει από μόνος του σφάλματα τα οποία συσχετίζονται μεταξύ τους, αλλά αυτά δημιουργούνται από τυχαία γεγονότα (Παπαναστασίου 2020).

Το τεστ που χρησιμοποιούμε για να ελέγξουμε την διαχρονική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων, είναι το **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test**, στο οποίο η μηδενική υπόθεση H_0 διατείνεται πως δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση των εκτιμημένων σφαλμάτων.

Πίνακας 3-7: Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (CAPM: 02/01/2006 - 31/12/2019)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.986505	Prob. F(2,3436)	0.3730
Obs*R-squared	1.974174	Prob. Chi-Square(2)	0.3727

Ύστερα από την διενέργεια του ελέγχου, δεν μπορέσαμε να απορρίψουμε την H_0 , μιας και η τιμή του Prob. Chi-Square(2) στον Πίνακα 3-7 ισούται με $0.3727 > \alpha=0,05$. Επομένως δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.

3.6.4.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με White Heteroskedasticity Test

Άλλη μία υπόθεση του Κλασικού Μοντέλου Γραμμικής Παλινδρόμησης (CLRM) είναι ότι η διακύμανση του διαταρακτικού όρου είναι σταθερή. Εισάγουμε εδώ τον όρο της **Ομοσκεδαστικότητας (Homoskedasticity)**, ο οποίος αναφέρεται σε μια κατάσταση όπου το σφάλμα έχει την ίδια διακύμανση ανεξάρτητα από τις τιμές που παίρνουν οι ανεξάρτητες μεταβλητές. Η ομοσκεδικότητα στην οικονομετρία συνήθως εκφράζεται ως $Var(\varepsilon_i|X_i) = \sigma_\varepsilon^2 = \text{σταθερή}$ για όλα τα X_i ($i = 1, 2, \dots, N$), όπου το X_i αναπαριστά ένα διάνυσμα τιμών για τις ανεξάρτητες μεταβλητές.

Σε πολλές περιπτώσεις, ωστόσο, ο διαταρακτικός όρος δεν έχει σταθερή διακύμανση, οδηγώντας σε **Ετεροσκεδαστικότητα (Heteroskedasticity)**, όταν η διακύμανση του σφάλματος μεταβάλλεται ως αποτέλεσμα αλλαγών στις τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών. Η ετεροσκεδαστικότητα στην οικονομετρία συνήθως εκφράζεται ως: $Var(\varepsilon_i|X_i) = \sigma_{i\varepsilon}^2$ ($i = 1, 2, \dots, N$).⁵⁴

⁵³ Συριόπουλος, Κ. και Φίλιππας, Δ.Θ. (2010), “Οικονομετρικά Υποδείγματα & Εφαρμογές με το EViews”, Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Αντιούλα, σσ. 105-106

⁵⁴ Pedace, R (2013), “Econometrics for Dummies”, Hoboken, NJ: Wiley, p. 192

Στην τρέχουσα μελέτη επιλέξαμε το *White Heteroskedasticity Test* ως έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων.

Πίνακας 3-8: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων με *White Heteroskedasticity Test* (CAPM: 02/01/2006 - 31/12/2019)

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.077564	Prob. F(2,3437)	0.9254
Obs*R-squared	0.155257	Prob. Chi-Square(2)	0.9253
Scaled explained SS	162.1180	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

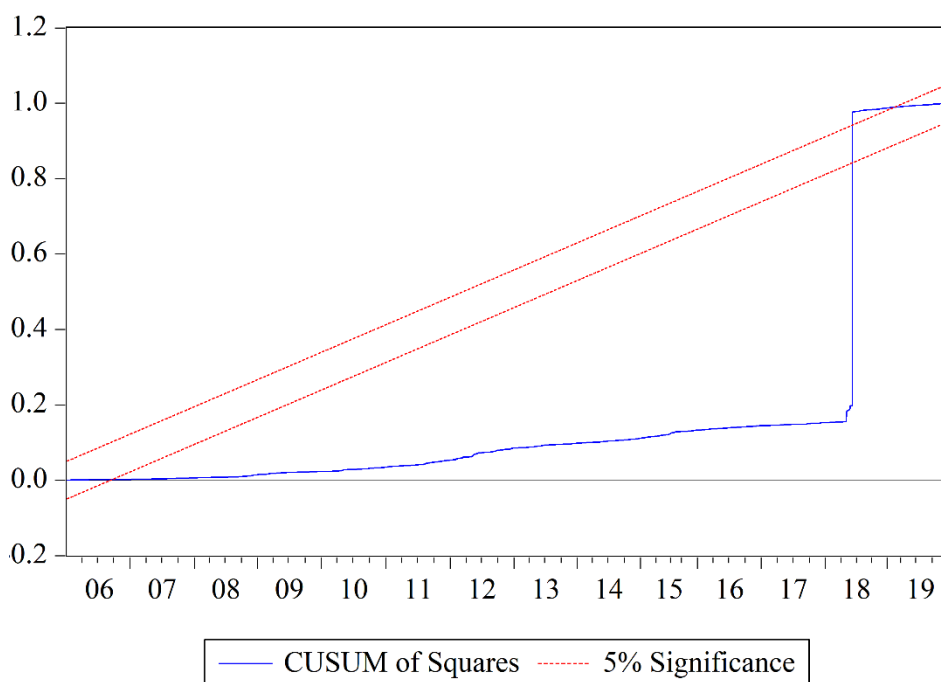
Τα αποτελέσματα του συγκεκριμένου τεστ παρουσιάζονται στον *Πίνακα 3-8* και μας δείχνουν ότι τα κατάλοιπα είναι ομοσκεδαστικά ή με άλλα λόγια ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα. Αυτό φαίνεται από την τιμή του Prob. Chi-Square(2) που είναι μεγαλύτερη από 5% και ισούται με 0.9253.

3.6.4.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test

Σε ένα οικονομετρικό υπόδειγμα, που περιγράφει τη σχέση μιας εξαρτημένης μεταβλητής με τις ανεξάρτητες μεταβλητές, είναι δυνατόν να συμβούν κατά τη διάρκεια του χρόνου μελέτης του δείγματος κάποιες διαρθρωτικές μεταβολές. Οι μεταβολές αυτές μπορεί να οφείλονται, σε εξωτερικούς παράγοντες (πόλεμος, εμπάργκο, συστηματικές καιρικές μεταβολές, κ.ά.), σε αλλαγή πολιτικής (σύστημα συναλλαγματικών ισοτιμιών), σε ενέργειες θεσμικών οργάνων (φορολογικές μεταβολές), σε μεταβολές στους μισθούς, ή σε άλλους τυχαίους παράγοντες (μεταβολή στις καταναλωτικές προτιμήσεις, την επενδυτική συμπεριφορά, κτλ.). Σε τέτοιες περιπτώσεις, θέλουμε να ελέγξουμε αν οι συντελεστές παλινδρόμησης ενός οικονομικού υποδείγματος (σταθερός όρος και γωνιακοί συντελεστές) παραμένουν σταθεροί πριν και μετά τη μεταβολή.⁵⁵

Με σκοπό να αποφανθούμε για την ευστάθεια του μοντέλου μας, επιλέξαμε να εκτελέσουμε τον έλεγχο *CUSUM of Squares Test*, ο οποίος παρουσιάζεται στο παρακάτω διάγραμμα.

⁵⁵ Συριόπουλος, Κ. και Φίλιππας, Δ.Θ. (2010), “Οικονομετρικά Υποδείγματα & Εφαρμογές με το *EViews*”, Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Αντικούλα, σ. 213



Διάγραμμα 3-1: Έλεγχος Ευστάθειας Υποδείγματος με CUSUM of Squares Test (CAPM: 02/01/2006 - 31/12/2019)

Το γεγονός πως η μπλε γραμμή του [Διαγράμματος 3-1](#) είναι εκτός των ορίων των διακεκομμένων κόκκινων γραμμών μαρτυρά ότι έχουμε πρόβλημα αστάθειας στις μεταβλητές του υποδείγματός μας.

3.6.4.5. Ασυμμετρία, Κύρτωση, Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque - Bera Test

Η υπόθεση της κανονικότητας στην οικονομετρία (και στο πλαίσιο της μεθόδου OLS συγκεκριμένα) δεν σημαίνει ότι όλες οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται στην ανάλυση θεωρούμε πως ακολουθούν την κανονική κατανομή. Αντίθετα, η υπόθεση επικεντρώνεται στην κατανομή του διαταρακτικού όρου ε .

Η υπόθεση κανονικότητας στην οικονομετρία δηλώνει ότι, για οποιαδήποτε δεδομένη τιμή του X , ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί μια κανονική κατανομή με μηδενική μέση τιμή και σταθερή διακύμανση. Αυτή η υπόθεση γράφεται σε μαθηματικούς όρους ως: $\varepsilon|X \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Σημαντικό χαρακτηριστικό της υπόθεσης της κανονικότητας είναι ότι δεν είναι απαραίτητη για την εκτέλεση εκτιμήσεων με OLS. Είναι απαραίτητη μόνο όταν θέλουμε να δημιουργήσουμε διαστήματα εμπιστοσύνης ή να διενεργήσουμε ελέγχους υποθέσεων που σχετίζονται με τις εκτιμήσεις της OLS.⁵⁶

⁵⁶ Pedace, R (2013), “*Econometrics for Dummies*”, Hoboken, NJ: Wiley, pp. 111-112

Μια βασική εργασία σε πολλές στατιστικές αναλύσεις είναι ο χαρακτηρισμός της θέσης και της μεταβλητότητας ενός συνόλου δεδομένων. Ένας περαιτέρω χαρακτηρισμός των δεδομένων περιλαμβάνει τις έννοιες της ασυμμετρίας και της κύρτωσης.

Η **Ασυμμετρία (Skewness)** είναι ένα μέτρο συμμετρίας, ή πιο συγκεκριμένα, η έλλειψη συμμετρίας. Μια κατανομή, ή ένα σύνολο δεδομένων, είναι συμμετρική εάν μοιάζει ίδια τόσο από την αριστερή όσο και από την δεξιά πλευρά του κεντρικού σημείου ή μέσου. Οι αρνητικές τιμές του skewness υποδεικνύουν δεδομένα που έχουν ασύμμετρες ουρές προς τα αριστερά (μεγαλύτερες από τις δεξιές ουρές) και οι θετικές τιμές του skewness δείχνουν δεδομένα που έχουν ασύμμετρες ουρές προς τα δεξιά (μεγαλύτερες από τις αριστερές ουρές). **Η ασυμμετρία για μια κανονική κατανομή είναι μηδέν (0)** και όλα τα συμμετρικά δεδομένα θα πρέπει να έχουν ασυμμετρία κοντά στο μηδέν.

Η **Κύρτωση (Kurtosis)** είναι ένα μέτρο του κατά πόσον τα δεδομένα έχουν *Παχιά Ουρά* ή *Λεπτή Ουρά* σε σχέση με μια κανονική κατανομή. Τα σύνολα δεδομένων με υψηλή κύρτωση (λεπτόκυρτη κατανομή) τείνουν να έχουν παχιές ουρές ή ακραίες τιμές. Τα σύνολα δεδομένων με χαμηλή κύρτωση (πλατύκυρτη κατανομή) τείνουν να έχουν λεπτές ουρές ή έλλειψη ακραίων τιμών. Η ομοιόμορφη κατανομή αποτελεί ακραία περίπτωση. **Η κύρτωση για μια κανονική κατανομή ισούται με τρία (3).**⁵⁷

Έχοντας ως θεωρητική βάση τα παραπάνω, χρησιμοποιούμε τον **Έλεγχο Κανονικότητας των Καταλοίπων Jarque-Bera Test**. Ο συγκεκριμένος έλεγχος στο EViews 10 συνοδεύεται με ραβδόγραμμα και περιγραφικά στατιστικά της κατανομής των καταλοίπων. Αυτό που μετρά η τιμή ελέγχου Jarque-Bera είναι η διαφορά της ασυμμετρίας και της κύρτωσης μιας κατανομής—και στην συγκεκριμένη περίπτωση της κατανομής των καταλοίπων—σε σχέση με εκείνες της κανονικής κατανομής.

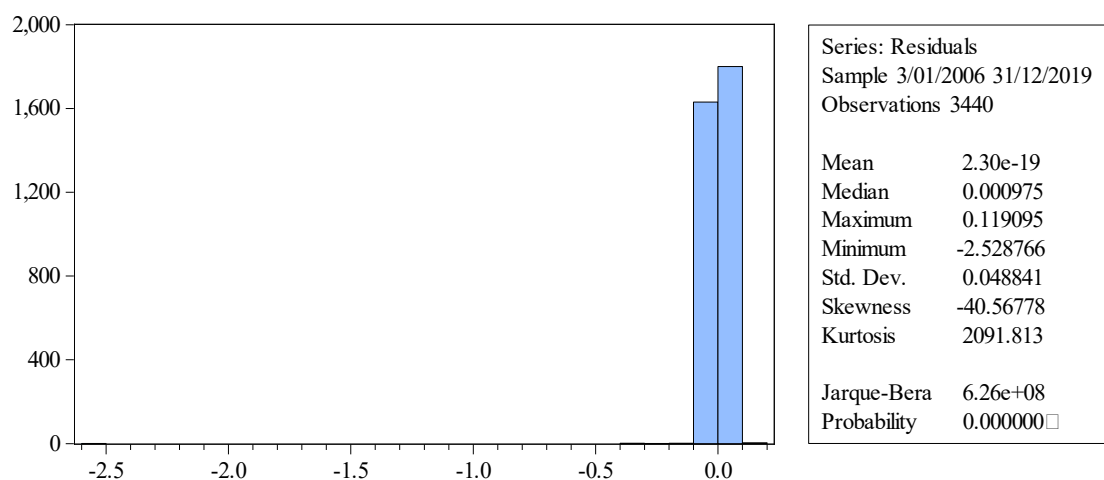
Σύμφωνα με την μηδενική υπόθεση H_0 τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή.⁵⁸ Μια τιμή probability πάνω από 5% ή μια τιμή ελέγχου J-B κοντά στο μηδέν υποδηλώνουν την ύπαρξη κανονικότητας στην κατανομή των καταλοίπων. Στο [Διάγραμμα 3-2](#) βλέπουμε ότι το Probability είναι $0.00 < 0.05$ και η τιμή ελέγχου πάρα πολύ μεγάλη και ίση με $6.26e+08$. Επομένως, απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και

⁵⁷ NIST/SEMATECH (2012), “e-Handbook of Statistical Methods: Measures of Skewness and Kurtosis”, itl.nist.gov, [online] Available at:

<https://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35b.htm> (Accessed: 20 November 2020)

⁵⁸ Eviews.com, “Descriptive Statistics & Tests: Histogram and Stats”, evIEWS.com, [online] Available at: http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content%2Fseries-Descriptive_Statistics_Tests.html%23 (Accessed: 20 November 2020)

συμπεραίνουμε ότι τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης δεν ακολουθούν κανονική κατανομή. Αντιθέτως, με βάση το [Διάγραμμα 3-2](#) και τα περιγραφικά στατιστικά που το συνοδεύουν, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι πρόκειται για μια *Λεπτόκυρτη Κατανομή με Ασύμμετρη προς τα Αριστερά Ουρά*.



Διάγραμμα 3-2: Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test (CAPM: 02/01/2006 - 31/12/2019)

3.6.5. Συμπεράσματα Περιόδου: 02/01/2006 - 31/12/2019

Η εκτίμηση του κλασικού μοντέλου της αγοράς μάς έδωσε μια συνάρτηση της μορφής $R = 0.865 * R_M$. Παρόλο που το εκτιμημένο μοντέλο φαίνεται να ακολουθεί την θεωρία και ο συντελεστής α είναι στατιστικά μη σημαντικός και πρακτικά ίσος με το μηδέν (πράγμα που σημαίνει ότι δεν έχουμε μη κανονικές αποδόσεις), οι διαγνωστικοί έλεγχοι δεν έδωσαν όλοι καλά αποτελέσματα. Πιο αναλυτικά, εντοπίσαμε προβλήματα κακής εξειδίκευσης, αστάθειας του μοντέλου και μη-κανονικής κατανομής των καταλοίπων. Αυτό σημαίνει πως δεν μπορούμε να είμαστε σίγουροι για την εγκυρότητα των αποτελεσμάτων της παλινδρόμησης.

Στην συνέχεια, θα χωρίσουμε το δείγμα που αφορά την μελέτη της κρίσης του 2010 σε δύο υποπεριόδους, και θα δούμε αν μεταβληθούν τόσο το εκτιμώμενο μοντέλο μας, όσο και τα αποτελέσματα των διαγνωστικών ελέγχων.

3.6.6. Εκτίμηση CAPM Πριν την Κρίση του 2010

Στην ενότητα 3.6.6 θα μελετήσουμε τον δείκτη του ελληνικού λιανικού εμπορίου πριν την κρίση χρέους του 2010. Γι' αυτό τον σκοπό θα επικεντρωθούμε στην χρονική περίοδο 02/01/2006 – 31/12/2009.

Αφού λοιπόν τρέξαμε την παλινδρόμηση για την συγκεκριμένη περίοδο στο EViews 10, πήραμε τα κάτωθι αποτελέσματα:

Πίνακας 3-9: Αποτελέσματα Γραμμικής Παλινδρόμησης CAPM Πριν την Κρίση του 2010

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000315	0.000436	-0.723063	0.4698
RM	0.700684	0.020505	34.17110	0.0000
R-squared	0.540419	Mean dependent var		-0.001052
Adjusted R-squared	0.539956	S.D. dependent var		0.020247
S.E. of regression	0.013733	Akaike info criterion		-5.736058
Sum squared resid	0.187268	Schwarz criterion		-5.726203
Log likelihood	2855.689	Hannan-Quinn criter.		-5.732311
F-statistic	1167.664	Durbin-Watson stat		1.950612
Prob(F-statistic)	0.000000			

Στον Πίνακα 3-9 βλέπουμε τα αποτελέσματα από την εκτίμηση του μοντέλου με OLS. Η σχέση που προκύπτει είναι η εξής:

$$R = 0.701 * R_M$$

Με άλλα λόγια, ο σταθερός όρος a είναι και πάλι στατιστικά μη σημαντικός, ενώ πλησιάζει το μηδέν, και η μεταβλητή R_M , που αναπαριστά την απόδοση της αγοράς, είναι στατιστικά σημαντική με $\text{Prob.} = 0.00 < 0.05$. Επίσης, ο εκτιμημένος συντελεστής της R_M , δηλαδή ο συντελεστής β που αποτελεί τον βαθμό συστηματικού κινδύνου της υπερβάλλουσας απόδοσης του δείκτη εμπορίου, είναι μικρότερος από τον κίνδυνο της αγοράς $b=1$, αφού ισούται με $b = 0.701$. Έτσι, σε μία ποσοστιαία μεταβολή της υπερβάλλουσας απόδοσης του γενικού δείκτη κατά 1% η υπερβάλλουσα απόδοση του δείκτη εμπορίου μεταβάλλεται κατά 0.7% και ο δείκτης μπορεί να χαρακτηριστεί ως αμυντικός. Και πάλι φαίνεται να ισχύει το μοντέλο της αγοράς όπως και στην ανάλυση της συνολικής περιόδου, αφού $a = 0$, γεγονός που σημαίνει ότι δεν παρατηρούνται μη κανονικές αποδόσεις (μη σύμφωνες με το CAPM). Εκείνο που φαίνεται να αλλάζει είναι η τιμή του συντελεστή b που αντιπροσωπεύει τον συστηματικό κίνδυνο της αγοράς. Πιο συγκεκριμένα βλέπουμε να συντελείται μια μείωση του συστηματικού

κινδύνου του δείκτη λιανικού εμπορίου, από 0.8646 σε 0.7007, ήτοι 18.96%. Κατά συνέπεια, έχουμε μείωση του βαθμού ευαισθησίας του δείκτη εμπορίου, σε σχέση με τις μεταβολές του δείκτη της συνολικής αγοράς.

3.6.7. Διαγνωστικοί Έλεγχοι CAPM Πριν την Κρίση του 2010

Στην συνέχεια διενεργούμε τους διαγνωστικούς ελέγχους, όπως και στην ενότητα 3.6.4, για να αποφανθούμε για την ερμηνευτική ισχύ του υποδείματός μας.

3.6.7.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test

Πίνακας 3-10: Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test (CAPM: 02/01/2006 - 31/12/2009)

Ramsey RESET Test	Value	df	Probability
t-statistic	1.558731	992	0.1194
F-statistic	2.429643	(1, 992)	0.1194
Likelihood ratio	2.434011	1	0.1187

Επειδή η τιμή του Likelihood Ratio Probability στον Πίνακα 3-10 είναι ίση με 0.1187 > 0.05, φτάνουμε στο συμπέρασμα ότι δεν έχουμε πρόβλημα κακής εξειδίκευσης σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$.

3.6.7.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

Πίνακας 3-11: Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (CAPM: 02/01/2006 - 31/12/2009)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.982790	Prob. F(2,991)	0.1382
Obs*R-squared	3.965718	Prob. Chi-Square(2)	0.1377

Από το τεστ συμπεραίνουμε ότι δεν μπορούμε να απορρίψουμε την H_0 , μιας και η τιμή του Prob. Chi-Square(2) στον Πίνακα 3-11 ισούται με 0.1377 > $\alpha=0,05$. Επομένως δεχόμαστε πως δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.

3.6.7.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με White Heteroskedasticity Test

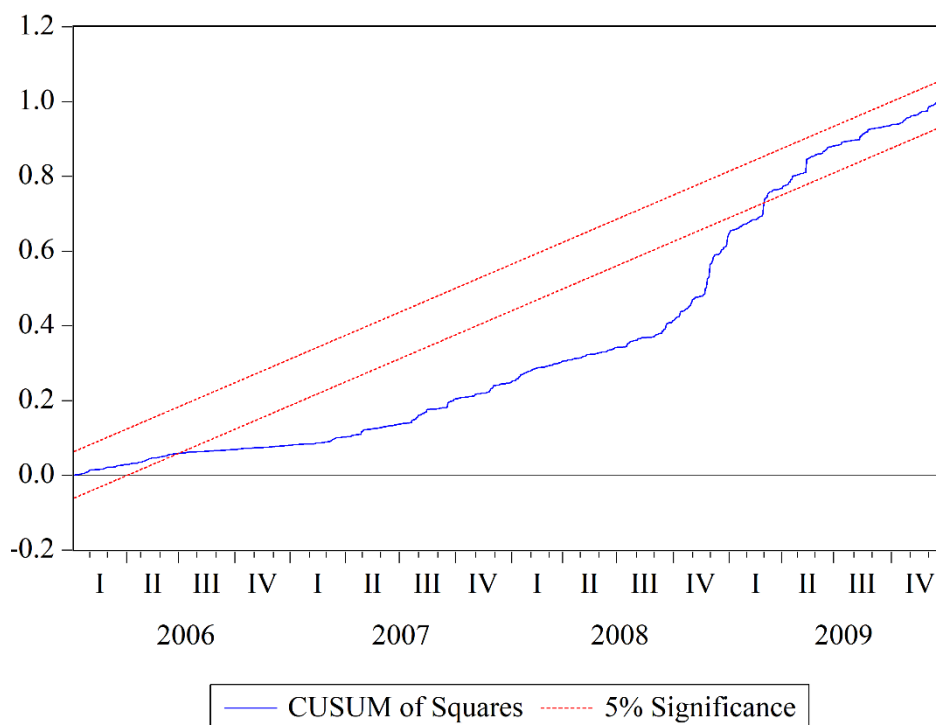
Πίνακας 3-12: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων με White Heteroskedasticity Test (CAPM: 02/01/2006 - 31/12/2009)

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	7.365553	Prob. F(2,2442)	0.0007
Obs*R-squared	14.55945	Prob. Chi-Square(2)	0.0007
Scaled explained SS	44.34568	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Από τον Πίνακα 3-12 βλέπουμε ότι το Prob. Chi-Square(2) είναι μικρότερο από 0.05, γεγονός που οδηγεί στο να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση, η οποία μας λέει πως δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στην διακύμανση των καταλοίπων.

3.6.7.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test

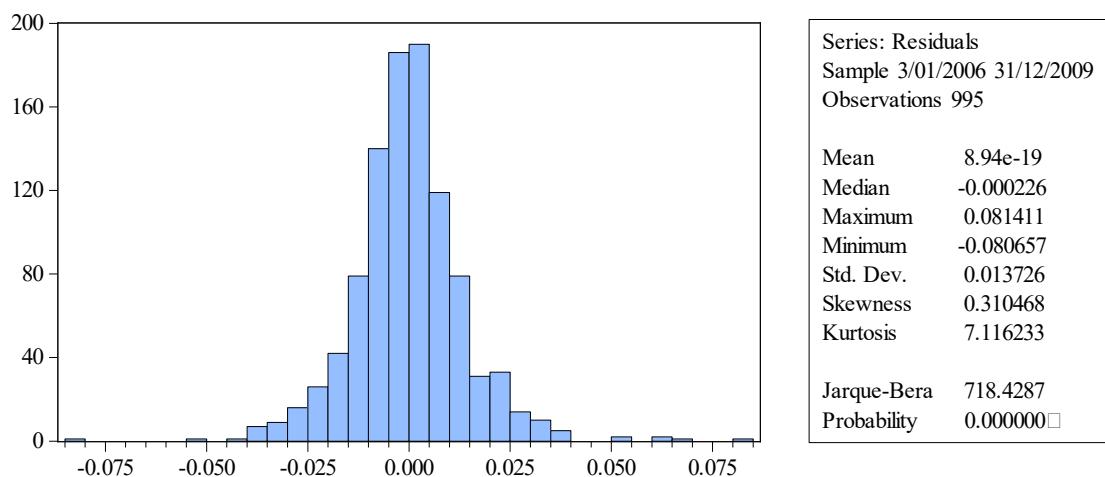


Διάγραμμα 3-3: Έλεγχος Ευστάθειας Υποδείγματος με CUSUM of Squares Test (CAPM: 02/01/2006 - 31/12/2009)

Στο Διάγραμμα 3-3 διαπιστώνουμε από το αποτέλεσμα του CUSUM of Squares Test ότι συνεχίζουμε να έχουμε πρόβλημα αστάθειας στο υπόδειγμά μας, μιας και η μπλε γραμμή είναι και πάλι εκτός των ορίων των διακεκομμένων κόκκινων γραμμών.

3.6.7.5. Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test

Στο Διάγραμμα 3-4, της σελίδας που ακολουθεί, βλέπουμε ότι το Probability είναι $0.00 < 0.05$ και η τιμή ελέγχου πάρα πολύ μεγάλη και ίση με 718.4287. Επομένως, απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και συμπεραίνουμε ότι τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης δεν ακολουθούν μια κανονική κατανομή. Από τα περιγραφικά στατιστικά βλέπουμε ότι η κατανομή είναι σχεδόν συμμετρική, αφού έχει $skewness=0.31$, τιμή πολύ κοντά στο μηδέν. Με την σειρά της η κύρτωση είναι 7.11, που απέχει αρκετά από την κύρτωση της κανονικής κατανομής, η οποία ισούται με 3. Εν ολίγοις, πρόκειται για μια *Λεπτόκυρτη Κατανομή με Ελαφρώς Ασύμμετρη προς τα Δεξιά Ουρά*.



Διάγραμμα 3-4: Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test (CAPM: 02/01/2006 - 31/12/2009)

3.6.8. Συμπεράσματα της Προ Κρίσης 2010 Περιόδου

Η εξέταση του υποδείγματος CAPM στην περίοδο που αναφέρεται από τις αρχές του 2006 έως το τέλος του 2009, δηλαδή πριν την έναρξη ουσιαστικά της οξείας φάσης της Ελληνικής κρίσης χρέους, δείχνει να παράγει λίγο καλύτερα αποτελέσματα. Το εμπειρικό υπόδειγμά μας ακολουθεί το θεωρητικό αρκετά καλύτερα και εξαλείφεται το πρόβλημα κακής εξειδίκευσης. Αυτή την φορά βέβαια εμφανίζεται πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας, η οποία όμως δεν επηρεάζει την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου μας και θεωρείται δευτερεύουσας σημασίας. Τέλος, συνεχίζουν να εμφανίζονται τα προβλήματα σταθερότητας του μοντέλου και κανονικότητας των καταλοίπων, τα οποία όμως δείχνουν να βελτιώνονται αρκετά.

Εφόσον οι διαγνωστικοί έλεγχοι που κάναμε έχουν καλύτερα αποτελέσματα, μπορούμε να πούμε με μεγαλύτερη σχετική βεβαιότητα ότι οι τιμές των εκτιμητών μας είναι $a = 0$ και $b = 0.701$. Αυτό με την σειρά του σημαίνει ότι το μοντέλο για την προ κρίσης περίοδο είναι:

$$R = 0.701 * R_M$$

Είναι εμφανές λοιπόν ότι το θεωρητικό μοντέλο CAPM δείχνει να συνάδει με τα εμπειρικά δεδομένα μας και μπορεί να ερμηνεύσει, σε κάποιο βαθμό τουλάχιστον, την σχέση απόδοσης R και κινδύνου b στον κλάδο του ελληνικού λιανικού εμπορίου κατά την εξεταζόμενη υποπερίοδο. Με βάση τα προαναφερόμενα, συμπεραίνουμε μια αλλαγή στην ευαισθησία του δείκτη λιανικού εμπορίου από 0.86459 σε 0.70068, που αποτελεί αρνητική μεταβολή της τάξεως του -18.96% σε σχέση με την αποτίμηση του δείκτη για ολόκληρη την περίοδο από 02/01/2006 έως 31/12/2019. Δηλαδή, ο συστηματικός κίνδυνος μειώνεται σε σχέση με την συνολική περίοδο.

3.6.9. Εκτίμηση CAPM Μετά την Κρίση του 2010

Στην συνέχεια, προσπαθούμε να εξετάσουμε την συμπεριφορά του δείκτη λιανικού εμπορίου στην μετά την κρίση του 2010 υποπερίοδο, δηλαδή στο χρονικό διάστημα 4/01/2010 - 31/12/2019. Να επισημάνουμε, προς αποφυγή παρερμηνειών, ότι έχουμε δεδομένα που ξεκινάνε από τις 04/01/2010, αφού μεσολαβούσε Πρωτοχρονιά και Σαββατοκύριακο στο διάστημα 1/1 με 3/1.

Όπως και πριν, αφετηρία μελέτης της τρέχουσας περιόδου αποτελεί η εκτέλεση γραμμικής παλινδρόμησης με το EViews 10, τα αποτελέσματα της οποίας ακολουθούν:

Πίνακας 3-13: Αποτελέσματα Γραμμικής Παλινδρόμησης CAPM Μετά την Κρίση του 2010

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001228	0.001157	-1.061231	0.2887
RM	0.882726	0.028308	31.18345	0.0000
R-squared	0.284712	Mean dependent var		-0.001470
Adjusted R-squared	0.284419	S.D. dependent var		0.067657
S.E. of regression	0.057232	Akaike info criterion		-2.882581
Sum squared resid	8.002116	Schwarz criterion		-2.877835
Log likelihood	3525.956	Hannan-Quinn criter.		-2.880856
F-statistic	972.4072	Durbin-Watson stat		1.962361
Prob(F-statistic)	0.000000			

Στον Πίνακα 3-13 μπορούμε να δούμε ότι η εκτίμηση του μοντέλου με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων παρήγαγε την εξής σχέση :

$$R = 0.883 * R_M$$

Ο σταθερός όρος a του *Jensen* συνεχίζει να είναι στατιστικά μη σημαντικός και να πλησιάζει το μηδέν, ενώ ο βαθμός κινδύνου της υπερβάλλουσας απόδοσης του δείκτη λιανικού εμπορίου ($lr_{emp} - r_{f10}$) είναι και πάλι μικρότερος από τον κίνδυνο της αγοράς $b=1$. Αναλυτικά, η υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς R_M είναι στατιστικά σημαντική με Prob. = 0.00 < 0.05, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, και έχει εκτιμημένη τιμή $b = 0.883 < 1$. Στην μετά-κρίσης περίοδο, λοιπόν, ο δείκτης εμπορίου εμφανίζεται και πάλι ως αμυντικός, αλλά αυτή την φορά είναι αυξημένος σε σχέση με την προ-

κρίσης περίοδο. Πιο συγκεκριμένα, υφίσταται μια αύξηση της τάξης του 25.98% σε σχέση με την προηγούμενη περίοδο, από 0.70068 σε 0.88273. Επίσης, σε σύγκριση με την εκτίμηση της συνολικής περιόδου—δηλαδή πριν το σπάσιμο του δείγματος—αυξάνεται κατά 2.10%, από 0.86459 σε 0.88273.

Ένα πρώιμο συμπέρασμα που βγάζουμε λοιπόν, είναι ότι σε μία ποσοστιαία μεταβολή της υπερβάλλουσας απόδοσης του γενικού δείκτη κατά 1% η υπερβάλλουσα απόδοση του δείκτη εμπορίου μεταβάλλεται κατά 0.883%. Ακόμη περισσότερο, λόγω της κρίσης η ευαισθησία του δείκτη έδειξε να αυξάνεται, επειδή αυξήθηκε και ο κίνδυνος της αγοράς. Επίσης, αρχικώς φαίνεται και πάλι να ισχύει το μοντέλο της αγοράς, ως προς τις τιμές των εκτιμημένων τιμών a και b . Αυτό που μένει είναι να γίνουν οι στατιστικοί έλεγχοι που θα ισχυροποιήσουν την ερμηνεία των αποτελεσμάτων μας.

3.6.10. Διαγνωστικοί Έλεγχοι CAPM Μετά την Κρίση του 2010

Όπως και για τις προηγούμενες περιόδους, έτσι και γι' αυτήν διεξάγουμε διαγνωστικά τεστ, για να δούμε κατά πόσο είναι σημαντικά τα αποτελέσματα που μας έδωσε η παλινδρόμηση.

3.6.10.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test

Πίνακας 3-14: Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test (CAPM: 04/01/2010 - 31/12/2019)

Ramsey RESET Test	Value	df	Probability
t-statistic	1.905073	2442	0.0569
F-statistic	3.629303	(1, 2442)	0.0569
Likelihood ratio	3.631064	1	0.0567

Στον Πίνακα 3-14 η τιμή του Likelihood Ratio Probability είναι ίση με $0.0567 > 0.05$, που σημαίνει ότι δεν απορρίπτουμε την H_0 . Έχουμε με λίγα λόγια καλή εξειδίκευση σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$.

3.6.10.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

Πίνακας 3-15: Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (CAPM: 04/01/2010 - 31/12/2019)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	4.643055	Prob. F(2,2441)	0.5269
Obs*R-squared	9.266077	Prob. Chi-Square(2)	0.5265

Από τον [Πίνακα 3-15](#) συμπεραίνουμε ότι δεν έχουμε πρόβλημα αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, αφού $\text{Prob. Chi-Square}(2) = 0.5265 > 0.05$, και επομένως δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση.

3.6.10.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με White Heteroskedasticity Test

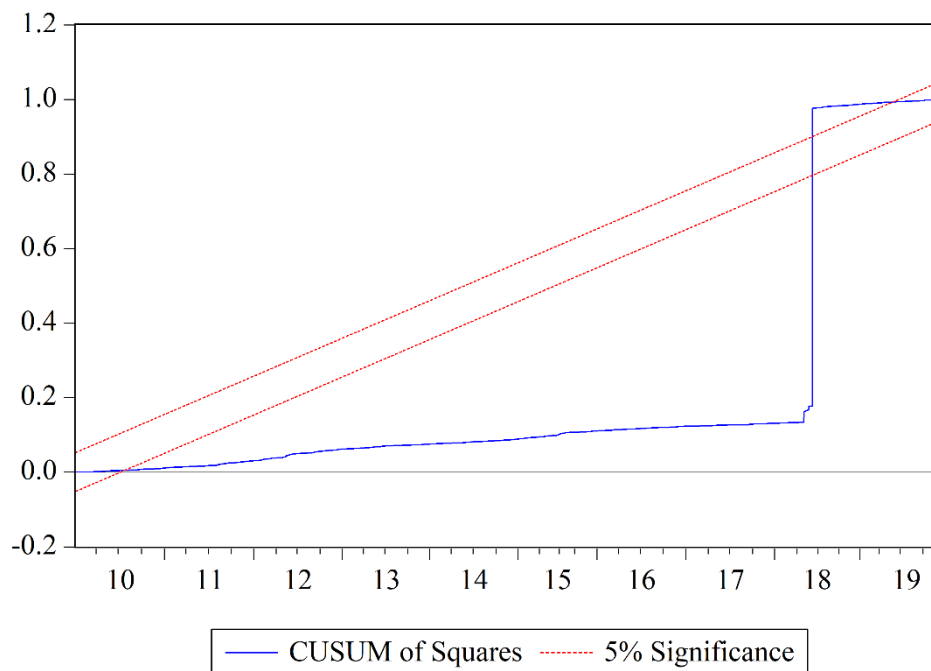
Πίνακας 3-16: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων με White Heteroskedasticity Test (CAPM: 04/01/2010 - 31/12/2019)

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.066648	Prob. F(2,2442)	0.9355
Obs*R-squared	0.133453	Prob. Chi-Square(2)	0.9355
Scaled explained SS	104.0144	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Η τιμή του Prob. Chi-Square(2) στο τεστ ετεροσκεδαστικότητας, τα αποτελέσματα του οποίου βλέπουμε στον [Πίνακα 3-16](#), είναι κατά πολύ μεγαλύτερη του 0.05 και ισούται με 0.9355. Επομένως δεν έχουμε πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας.

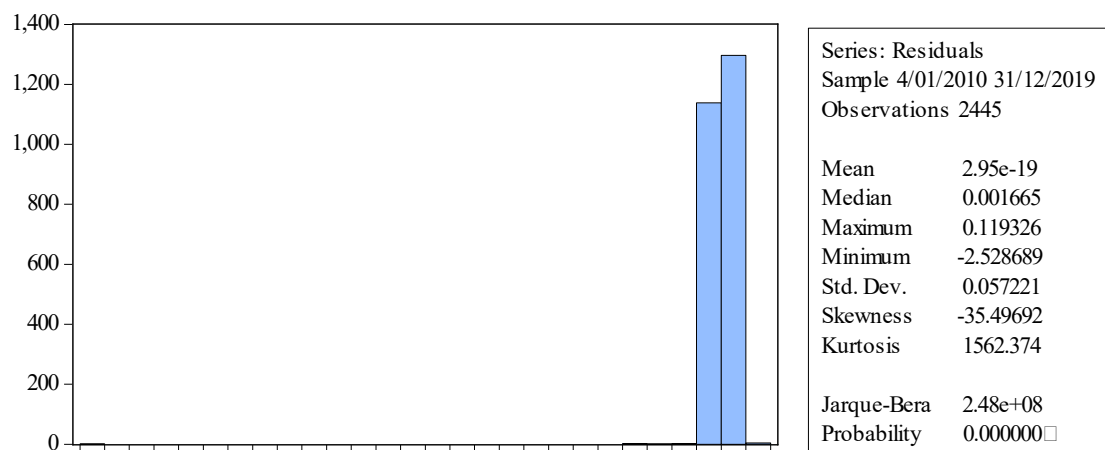
3.6.10.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test

Η μπλε γραμμή του [Διαγράμματος 3-5](#) βρίσκεται εκτός των ορίων των διακεκομμένων κόκκινων γραμμών, πράγμα που υποδηλώνει διαχρονική αστάθεια στο υπόδειγμα.



Διάγραμμα 3-5: Έλεγχος Ευστάθειας Υποδείγματος με CUSUM of Squares Test (CAPM: 04/01/2010 - 31/12/2019)

3.6.10.5. Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test



Διάγραμμα 3-6: Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test (CAPM: 04/01/2010 - 31/12/2019)

Από το [Διάγραμμα 3-6](#) και τα περιγραφικά στατιστικά που το συνοδεύουν, απορρίπτουμε την υπόθεση της ύπαρξης κανονικής κατανομής στα κατάλοιπα του εκτιμημένου μοντέλου αυτής της περιόδου. Η τιμή Jarque-Bera θα πρέπει να πλησιάζει στο μηδέν και το Probability να είναι μεγαλύτερο του 5%, προκειμένου να μιλήσουμε για την ύπαρξη κανονικής κατανομής. Από τις τιμές των Skewness και Kurtosis συμπεραίνουμε πως πρόκειται αντιθέτως για μια *Λεπτόκυρτη Κατανομή με Ασύμμετρη προς τα Αριστερά Ουρά*.

3.6.11. Συμπεράσματα της Μετά Κρίσης 2010 Περιόδου

Μετά το πέρας όλων των διαγνωστικών ελέγχων, οι οποίοι αφορούν το CAPM μοντέλο που αναφέρεται στην χρονική περίοδο μετά την κρίση του 2010, βλέπουμε να βελτιώνεται η στατιστική εγκυρότητα του υποδείγματος με το σπάσιμο του δείγματος και να διορθώνεται και το πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα. Παραμένουν βέβαια τα σφάλματα αστάθειας του υποδείγματος και μη-κανονικής κατανομής των καταλοίπων. Πάρα ταύτα, οι πολύ σημαντικοί έλεγχοι εξειδίκευσης και αυτοσχέτισης, καθώς και ο έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας έδωσαν θετικά αποτελέσματα, κάτι πολύ παρήγορο.

Οι τιμές των εκτιμητών μας είναι $a = 0$ και $b = 0.883$ και το μοντέλο για την μετά την κρίση περίοδο είναι:

$$R = 0.883 * R_M$$

Είναι εμφανές ότι το θεωρητικό μοντέλο CAPM της περιόδου μετά την κρίση του 2010 δείχνει να συνάδει με τα εμπειρικά δεδομένα, ως προς τις αναμενόμενες τιμές των εκτιμητών μας, και είναι σε θέση να ερμηνεύσει με στατιστική εγκυρότητα—τουλάχιστον σε κάποιο σημαντικό βαθμό—την σχέση απόδοσης R και κινδύνου b στον κλάδο του ελληνικού λιανικού εμπορίου κατά την εξεταζόμενη υποπερίοδο.

3.6.12. Σύνοψη Συμπερασμάτων της Κρίσης Χρέους 2010

Η ανάλυση του ελληνικού δείκτη λιανικού εμπορίου με την χρήση του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM), σε σχέση με την κρίση χρέους που ξέσπασε το 2010, είναι σε θέση να μας δώσει αρκετά αξιόπιστα συμπεράσματα εντός εισαγωγικών. Αυτό συμβαίνει διότι φαίνεται να μην ισχύουν κάποιες υποθέσεις του CAPM και του Κλασικού Μοντέλου Γραμμικής Παλινδρόμησης.

Από την πρώτη στιγμή εμφανίστηκε πρόβλημα μη στάσιμης χρονοσειράς για την μεταβλητή της υπερβάλλουσας απόδοσης της αγοράς, R_M , το οποίο απαιτούσε να λάβουμε υπόψιν μας τον παράγοντα της χρονικής τάσης ή time trend. Η εκτίμηση του δείκτη εμπορίου με OLS για την συνολική περίοδο έδειξε να μην είναι αξιόπιστη και να εμφανίζει προβλήματα κακής εξειδίκευσης, υπερβάλλουσας κύρτωσης, ασυμμετρίας και αστάθειας. Μόνο οι έλεγχοι αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας ήταν θετικοί.

Στην συνέχεια έγινε «σπάσιμο» των δεδομένων σε δύο υποπεριόδους, πριν και μετά την κρίση. Στην περίοδο πριν την κρίση, 2006-2009, τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης έδωσαν μια διαφορετική εκτίμηση του μοντέλου, ενώ τα αποτελέσματα των διαγνωστικών ελέγχων βελτιώθηκαν ως προς την αυτοσυσχέτιση, αλλά επιδεινώθηκαν ως προς την ετεροσκεδαστικότητα. Το υπόδειγμα συνέχισε να έχει προβλήματα αστάθειας και μη-κανονικής κατανομής των καταλοίπων.

Η εκτίμηση του μοντέλου της περιόδου μετά την κρίση ήταν διαφορετική από αυτήν της προηγούμενης υποπεριόδου. Συγκεκριμένα, η κρίση έδειξε να επηρεάζει το λιανικό εμπόριο στην Ελλάδα και αυτό αποτυπώθηκε στην αύξηση της ευαισθησίας του συντελεστή R ως προς τις μεταβολές του συντελεστή R_M . Πιο αναλυτικά, παρατηρήθηκε μια αύξηση της τάξης του 25.98% του συντελεστή βήτα σε σχέση με την προηγούμενη περίοδο, από 0.70068 σε 0.88273. Επίσης, σε σύγκριση με την εκτίμηση της συνολικής περιόδου—δηλαδή πριν το σπάσιμο του δείγματος—ο συντελεστής βήτα αυξήθηκε κατά 2.10%, από 0.86459 σε 0.88273.

Τέλος, συμπεραίνουμε πως το CAPM, και συγκεκριμένα το μοντέλο της αγοράς, δεν μπορεί να εφαρμοστεί στην ελληνική οικονομία χωρίς κάποια χαλάρωση στις υποθέσεις του, καθώς κάποιες από αυτές δείχνουν να μην είναι ρεαλιστικές. Παρόλα αυτά, αποτελεί βάση πάνω την οποία μπορούμε να «χτίσουμε» και να δημιουργήσουμε πιο δυναμικά και αξιόπιστα υποδείγματα, προκειμένου να αποτιμήσουμε τα περιουσιακά στοιχεία που μας ενδιαφέρουν. Αυτό θα προσπαθήσουμε να κάνουμε σε επόμενη ενότητα της παρούσας έρευνας, αφού πρώτα μελετήσουμε τις επιπτώσεις της κρίσης του Covid-19 στο ελληνικό εμπόριο και πάλι με το μοντέλο της αγοράς, και πάλι χωρίς να παρέμβουμε με οικονομετρικούς τρόπους αντιμετώπισης στα προβλήματα που θα συναντήσουμε.

3.7. ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΙΚΤΗ ΕΜΠΟΡΙΟΥ ΣΕ ΣΧΕΣΗ ΜΕ ΤΗΝ ΚΡΙΣΗ ΚΟΡΩΝΟΪΟΥ ΤΟΥ 2020

3.7.1. Εισαγωγή

Στην παρούσα ενότητα θα ασχοληθούμε με την ανάλυση του *Ελληνικού Δείκτη Λιανικού Εμπορίου* σε σχέση με την *Κρίση του Κορωνοϊού το 2020*, κατά το χρονικό διάστημα 02/01/2019 - 13/11/2020. Ο λόγος που επιλέξαμε αυτό το διάστημα, είναι ότι τα κρούσματα του Covid-19 άρχισαν να καταγράφονται επισήμως στις 31/12/2019. Επομένως, επιλέγουμε αυτήν την περίοδο για να συμπεριλάβουμε αρκετές παρατηρήσεις πριν και μετά την κρίση, και μέχρι την ημερομηνία που έχουμε δεδομένα για τον Covid-19, δηλαδή μέχρι και τις 13/11/2020.

3.7.2. Έλεγχος Στατικότητας Χρονοσειρών

Σε πρώτο χρόνο ελέγχουμε την στασιμότητα των μεταβλητών μας στο χρονικό διάστημα 02/01/2019 - 13/11/2020, διενεργώντας και πάλι ελέγχους μοναδιαίας ρίζας.

3.7.2.1. Έλεγχος Στατικότητας της Μεταβλητής R

Πίνακας 3-17: Επαυξημένος Έλεγχος Dickey-Fuller για την μεταβλητή R (2/1/2019-13/11/2020)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-17.22342	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.444594	
5% level	-2.867715	
10% level	-2.570122	

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

Ο έλεγχος ADF στον Πίνακα 3-17 δείχνει μια στάσιμη χρονοσειρά R , αφού έχουμε $\text{Prob.} = 0.00 < 0.05$ και άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας.

Πίνακας 3-18: Έλεγχος Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin για την Μεταβλητή R (2/1/2019-13/11/2020)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.135489
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Αυτά τα αποτελέσματα επιβεβαιώνει και ο έλεγχος KPSS στον Πίνακα 3-18, αφού η τιμή ελέγχου ισούται με 0.135489 και είναι μικρότερη από την κριτική τιμή σε επίπεδο 5%, που είναι ίση με 0.463. Έτσι δεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι έχουμε στασιμότητα.

3.7.2.2. Έλεγχος Στατικότητας της Μεταβλητής R_M

Στον Πίνακα 3-19 έχουμε τιμή $\text{Prob.} = 0.00 < 0.05$ και έτσι αποδεχόμαστε την εναλλακτική υπόθεση H_1 , που μας λέει ότι η χρονοσειρά R_M είναι σταθερή.

Πίνακας 3-19: Επαυξημένος Έλεγχος Dickey-Fuller για την μεταβλητή R_M (2/1/2019-13/11/2020)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.24130	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.444594	
5% level	-2.867715	
10% level	-2.570122	

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

Το ίδιο συμπεραίνουμε και από τα αποτελέσματα του KPSS διαγνωστικού ελέγχου στον Πίνακα 3-20.

Πίνακας 3-20: Έλεγχος Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin για την Μεταβλητή R_M (2/1/2019-13/11/2020)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.134440
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Αναλυτικότερα, στον *Πίνακα 3-20* βλέπουμε πως έχουμε κριτική τιμή, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, ίση με 0.463, η οποία είναι μεγαλύτερη από την τιμή του ελέγχου $KPSS=0.13444$. Και πάλι αποδεχόμαστε την H_0 που μιλάει για στασιμότητα της μεταβλητής μας.

Επομένως, και οι δύο εξεταζόμενες χρονοσειρές μας είναι στάσιμες στο διάστημα 2/01/2019-13/11/2020.

3.7.3. Εκτίμηση CAPM Περιόδου: 02/01/2019 - 13/11/2020

Στον *Πίνακα 3-21* παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της γραμμικής παλινδρόμησης ολόκληρης της περιόδου, που αφορά την μελέτη επίδρασης της κρίσης Covid-19 στον δείκτη λιανικού εμπορίου, την οποία «τρέξαμε» όπως πάντα με το πακέτο οικονομετρικών εφαρμογών EViews 10.

Πίνακας 3-21: : Αποτελέσματα Γραμμικής Παλινδρόμησης CAPM (02/01/2019 - 13/11/2020)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000696	0.001020	-0.682206	0.4955
RM	0.960909	0.017022	56.45083	0.0000
R-squared	0.876261	Mean dependent var		0.001293
Adjusted R-squared	0.875986	S.D. dependent var		0.061526
S.E. of regression	0.021667	Akaike info criterion		-4.821657
Sum squared resid	0.211252	Schwarz criterion		-4.803455
Log likelihood	1091.695	Hannan-Quinn criter.		-4.814484
F-statistic	3186.697	Durbin-Watson stat		2.259042
Prob(F-statistic)	0.000000			

Βλέπουμε ότι ο σταθερός όρος α του *Jensen* είναι στατιστικά ασήμαντος αφού έχει $Prob.= 0.4955 > 0.05$. Επίσης, φαίνεται να πλησιάζει το μηδέν, όπως θα έπρεπε να συμβαίνει σύμφωνα με την θεωρία του CAPM. Η μεταβλητή R_M από την άλλη, είναι στατιστικά σημαντική με $Prob.= 0.00 < 0.05$ και έχει εκτιμημένη τιμή συντελεστή βήτα ίση με 0.9609. Η σχέση που προκύπτει επομένως είναι η εξής:

$$R = 0.961 * R_M$$

Αυτό μας λέει ότι ο βαθμός κινδύνου της υπερβάλλουσας απόδοσης του δείκτη λιανικού εμπορίου είναι ελάχιστα μικρότερος από τον κίνδυνο της αγοράς, η οποία έχει συντελεστή βήτα που ισούται με την μονάδα. Ο δείκτης εμπορίου χαρακτηρίζεται ως αμυντικός και σε μια μεταβολή της υπερβάλλουσας απόδοσης του γενικού δείκτη κατά 1%, η υπερβάλλουσα απόδοσή του μεταβάλλεται κατά 0.96%.

3.7.4. Διαγνωστικοί Έλεγχοι Περιόδου: 02/01/2019 - 13/11/2020

Στην συνέχεια εκτελούμε και πάλι τους διαγνωστικούς ελέγχους, που θα κρίνουν την στατιστική σημαντικότητα των αποτελεσμάτων της παλινδρόμησης.

3.7.4.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test

Πίνακας 3-22: Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test (CAPM: 02/01/2019 - 13/11/2020)

Ramsey RESET Test	Value	df	Probability
t-statistic	1.050620	449	0.2940
F-statistic	1.103802	(1, 449)	0.2940
Likelihood ratio	1.109813	1	0.2921

Στον Πίνακα 3-22 επειδή το Likelihood ratio Prob. ισούται με $0.2921 > 0.05$, βγάζουμε το συμπέρασμα πως το μοντέλο μας είναι καλά εξειδικευμένο.

3.7.4.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

Πίνακας 3-23: Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (CAPM: 02/01/2019 - 13/11/2020)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	4.309775	Prob. F(2,448)	0.0140
Obs*R-squared	8.532347	Prob. Chi-Square(2)	0.0140

Ο Πίνακας 3-23 μας λέει πως τα κατάλοιπα συσχετίζονται μεταξύ τους, αφού δεν μπορούμε να δεχτούμε την μηδενική υπόθεση περί του αντιθέτου, γιατί το Prob. Chi-Square(2) είναι ίσο με 0.0140 και συνεπώς μικρότερο του 0.05.

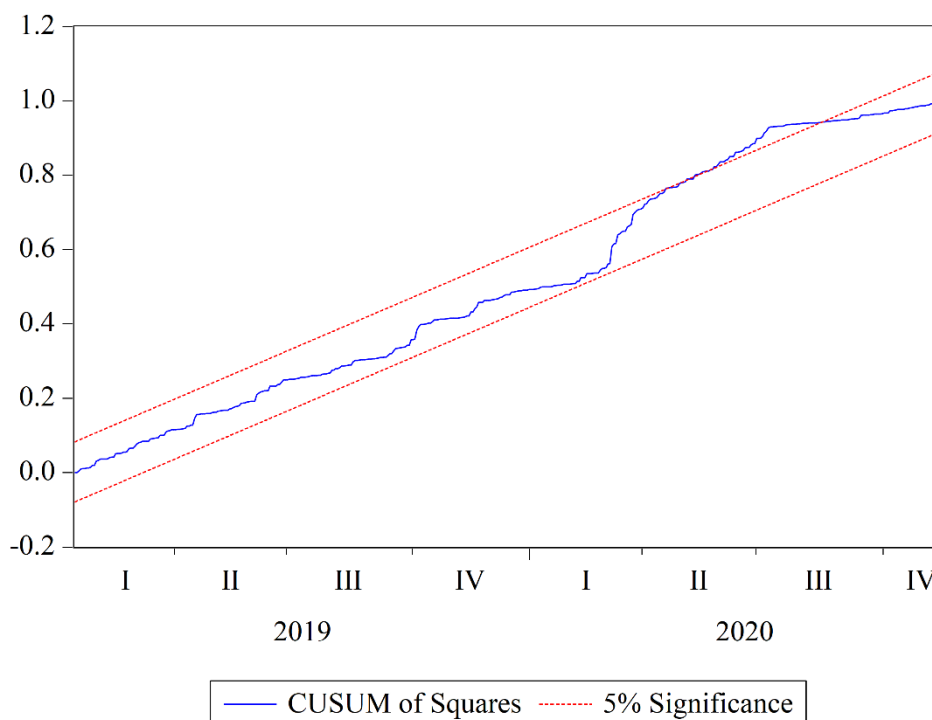
3.7.4.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με White Heteroskedasticity Test

Πίνακας 3-24: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων με White Heteroskedasticity Test (CAPM: 02/01/2019 - 13/11/2020)

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	39.85585	Prob. F(2,449)	0.0000
Obs*R-squared	68.14619	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Scaled explained SS	103.0372	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Ο έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας μας υπέδειξε την απόρριψη της H_0 και την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας, διότι το Prob. Chi-Square(2) στον Πίνακα 3-24 είναι μικρότερο του 0.05 και συγκεκριμένα ίσο με το μηδέν.

3.7.4.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test

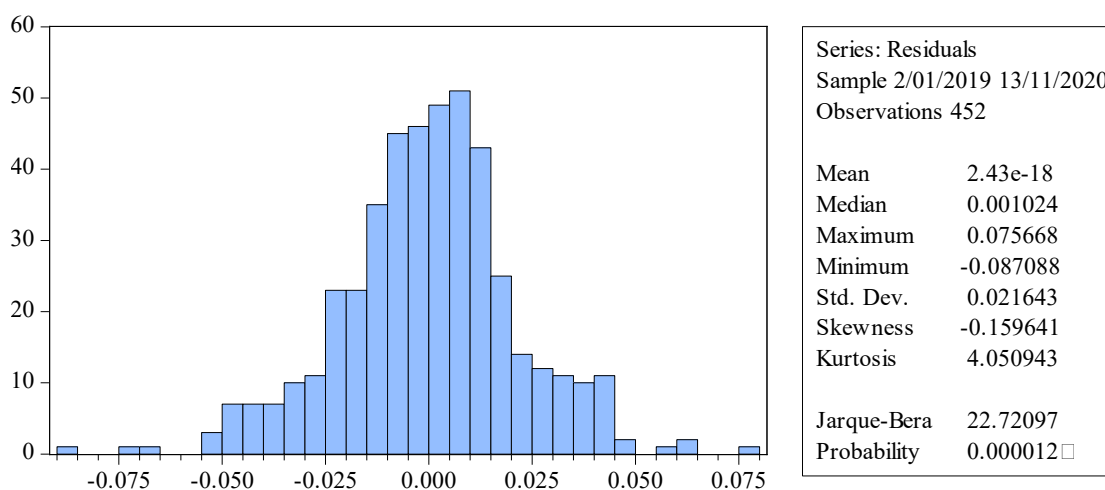


Διάγραμμα 3-7: Έλεγχος Ευστάθειας Υποδείγματος με CUSUM of Squares Test (CAPM: 02/01/2019 - 13/11/2020)

Η μπλε γραμμή στο Διάγραμμα 3-7 βρίσκεται σχεδόν ολοσχερώς εντός των ορίων των διακεκομμένων κόκκινων γραμμών, γεγονός που υποδεικνύει σχετική σταθερότητα στο υπόδειγμα. Βέβαια, αν θέλουμε να είμαστε τυπικοί, απορρίπτουμε την ύπαρξη ευστάθειας, λόγω μικρής αστάθειας στο 2ο τρίμηνο του 2020.

3.7.4.5. Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test

Στο *Διάγραμμα 3-8* βλέπουμε ότι το Probability είναι $0.00 < 0.05$ και η τιμή ελέγχου αρκετά μεγαλύτερη του μηδενός και ίση με 22.72. Επομένως, απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και συμπεραίνουμε ότι τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης δεν ακολουθούν μια κανονική κατανομή. Παρόλα αυτά από τα από το ραβδόγραμμα και τα περιγραφικά στατιστικά βλέπουμε ότι η κατανομή πλησιάζει αρκετά την κανονική, αφού είναι σχεδόν συμμετρική με skewness = -0.16 και kurtosis ίση με 4.06, τιμές πολύ κοντά σε εκείνες της κανονικής κατανομής, η οποία έχει skewness μηδέν (0) και kurtosis τρία (3). Τυπικά, πρόκειται για μια *Λεπτόκυρτη Κατανομή με Ελαφρώς Ασύμμετρη προς τα Αριστερά Ουρά*.



Διάγραμμα 3-8: Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test (CAPM: 02/01/2019 - 13/11/2020)

3.7.5. Συμπεράσματα Περιόδου: 02/01/2006 - 31/12/2019

Η εκτίμηση του κλασικού μοντέλου της αγοράς μάς έδωσε μια συνάρτηση της μορφής $R = 0.96 * R_M$. Το μοντέλο φαίνεται να ακολουθεί την θεωρία και ο συντελεστής α είναι στατιστικά μη σημαντικός και πρακτικά ίσος με το μηδέν (γεγονός που σημαίνει ότι δεν έχουμε μη κανονικές αποδόσεις). Οι διαγνωστικοί έλεγχοι έδωσαν διαφορετικά αποτελέσματα, αφού έχουμε καλή εξειδίκευση, ένδειξη σχετικής σταθερότητας, και κατανομή καταλοίπων που φαίνεται να πλησιάζει πολύ εκείνη της κανονικής, αλλά υπάρχει σημαντικό πρόβλημα αυτοσυσχέτισης, καθώς και δευτερεύουσας σημασίας πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας. Αν είμαστε απόλυτα τυπικοί, μόνο ο έλεγχος εξειδίκευσης ήταν θετικός.

Στην συνέχεια, θα χωρίσουμε το δείγμα που αφορά την μελέτη της κρίσης Covid-19 σε δύο υποπεριόδους, για να δούμε αν υπάρχουν τυχών μεταβολές στο εκτιμώμενο μοντέλο και στα αποτελέσματα των διαγνωστικών ελέγχων.

3.7.6. Εκτίμηση CAPM Πριν την Κρίση Covid-19

Σε αυτή την ενότητα θα μελετήσουμε τον δείκτη του ελληνικού λιανικού εμπορίου πριν την κρίση του κορωνοϊού το 2020. Γι' αυτό τον σκοπό επικεντρώνουμε την έρευνά μας στην χρονική περίοδο 02/01/2019 – 31/12/2019.

Μετά το «τρέξιμο» της παλινδρόμησης για την συγκεκριμένη περίοδο στο EViews 10, πήραμε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

Πίνακας 3-25: Αποτελέσματα Γραμμικής Παλινδρόμησης CAPM Πριν την Κρίση του Covid-19

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.71E-05	0.001387	-0.048337	0.9615
RM	0.831973	0.045632	18.23225	0.0000
R-squared	0.584810	Mean dependent var		0.004831
Adjusted R-squared	0.583051	S.D. dependent var		0.032520
S.E. of regression	0.020999	Akaike info criterion		-4.880359
Sum squared resid	0.104062	Schwarz criterion		-4.851180
Log likelihood	582.7627	Hannan-Quinn criter.		-4.868600
F-statistic	332.4148	Durbin-Watson stat		2.212917
Prob(F-statistic)	0.000000			

Στον [Πίνακα 3-25](#) ψάχνουμε να δούμε αν ο σταθερός όρος α είναι διάφορος του μηδενός, γεγονός που θα σήμαινε ότι δεν ισχύει η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, και επομένως θα μπορούσαν οι επενδυτές να επωφεληθούν από αυτή την ανισορροπία και να επιτύχουν υπέρ-αποδόσεις πάνω από τις κανονικές υπερβάλλουσες αποδόσεις, τις οποίες αντιπροσωπεύει το CAPM και το μοντέλο της αγοράς. Βλέπουμε ότι ο σταθερός όρος α είναι πρακτικά μηδέν και δεν έχει στατιστική σημαντικότητα αφού έχει $\text{Prob.}=0.9615 > 0,05$. Επίσης, η εκτίμηση για τον συντελεστή της μεταβλητής R_M που αντιπροσωπεύει τον συστηματικό κίνδυνο ή κίνδυνο της αγοράς ισούται με $b=0.831973$ και η μεταβλητή R_M είναι στατιστικά σημαντική με $\text{Prob.}=0.00 < 0.05$. Το εκτιμημένο υπόδειγμα που προκύπτει είναι το παρακάτω:

$$R = 0.832 * R_M$$

Ο δείκτης εμπορίου εμφανίζεται να είναι αμυντικός σε σχέση με τον γενικό δείκτη, στην πριν τον Covid-19 περίοδο. Πιο συγκεκριμένα, σε μια μεταβολή της υπερβάλλουσας απόδοσης του γενικού δείκτη κατά 1%, η υπερβάλλουσα απόδοση του δείκτη λιανικού εμπορίου μεταβάλλεται κατά 0.83%.

3.7.7. Διαγνωστικοί Έλεγχοι CAPM Πριν την Κρίση Covid-19

Μετά την εκτίμηση του μοντέλου με OLS, συνεχίζουμε με την εξέταση της στατιστικής ερμηνευτικής εγκυρότητας των εκτιμημένων αποτελεσμάτων, με μια σειρά τεστ, τα οποία ελέγχουν την ισχύ των υποθέσεων της γραμμικής παλινδρόμησης.

3.7.7.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test

Πίνακας 3-26: Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test (CAPM: 02/01/2019 - 31/12/2019)

Ramsey RESET Test	Value	df	Probability
t-statistic	1.155234	235	0.2492
F-statistic	1.334566	(1, 235)	0.2492
Likelihood ratio	1.347780	1	0.2457

Το μοντέλο μας είναι καλά εξειδικευμένο, αφού από τον [Πίνακα 3-26](#) βλέπουμε ότι Likelihood Ratio Probability= 0.2457 > 0.05.

3.7.7.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

Πίνακας 3-27: Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (CAPM: 02/01/2019 - 31/12/2019)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.795578	Prob. F(2,234)	0.0631
Obs*R-squared	5.554025	Prob. Chi-Square(2)	0.0622

Αν κοιτάξουμε στον [Πίνακα 3-27](#) την τιμή του Prob. Chi-Square(2), θα δούμε ότι δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων, αφού αυτή είναι μεγαλύτερη από 0.05 και ίση με 0.0622.

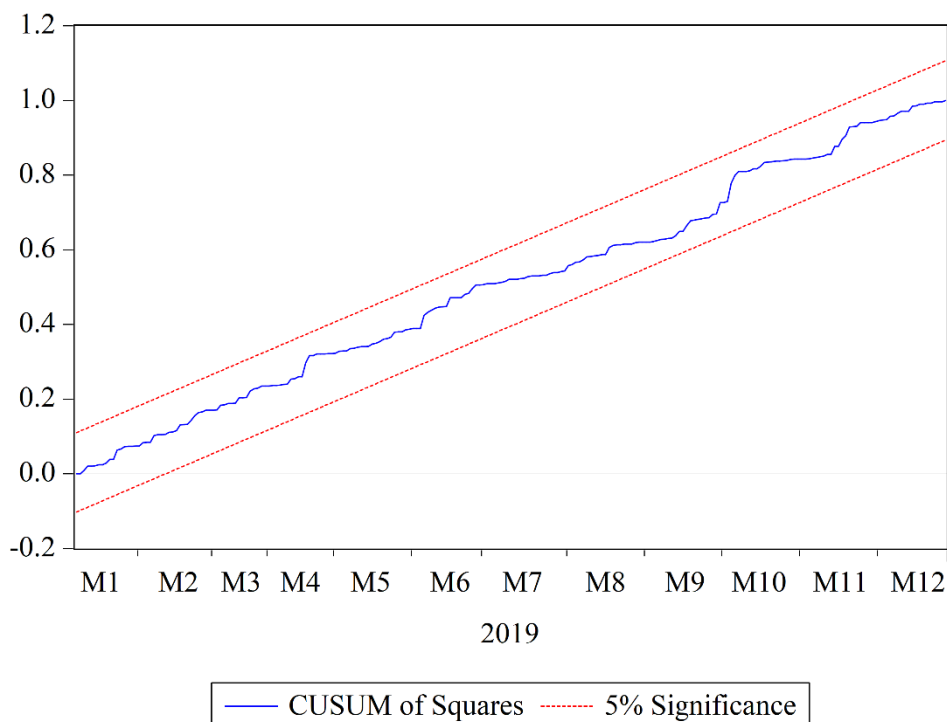
3.7.7.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με White Heteroskedasticity Test

Βλέποντας πιο κάτω στον [Πίνακα 3-28](#) την τιμή του Prob. Chi-Square(2) να είναι μεγαλύτερη από 0.05 και ίση με 0.6529, δεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

Πίνακας 3-28: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων με White Heteroskedasticity Test (CAPM: 02/01/2019 – 31/12/2019)

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.422468	Prob. F(2,235)	0.6559
Obs*R-squared	0.852657	Prob. Chi-Square(2)	0.6529
Scaled explained SS	1.110923	Prob. Chi-Square(2)	0.5738

3.7.7.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test

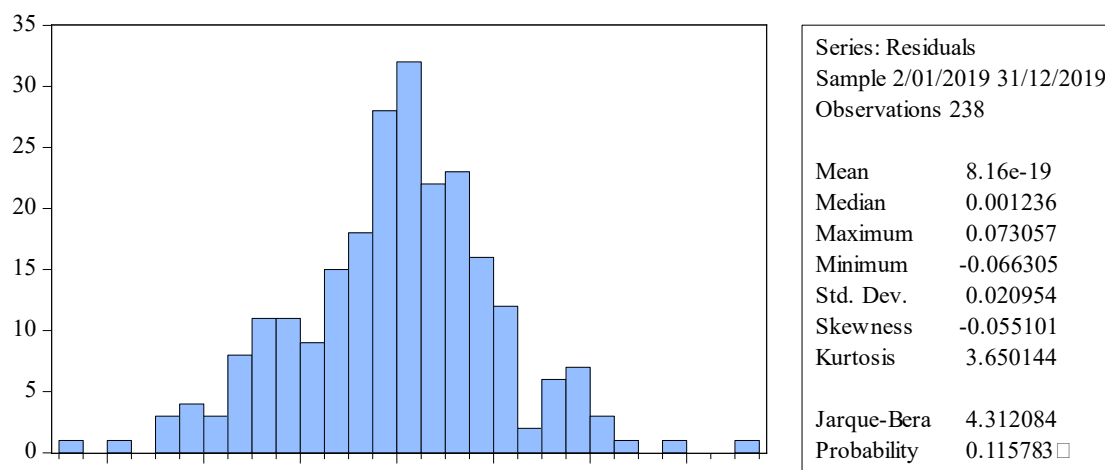


Διάγραμμα 3-9: Έλεγχος Ευστάθειας Υποδείγματος με CUSUM of Squares Test (CAPM: 02/01/2019 - 31/12/2019)

Στο [Διάγραμμα 3-9](#) η μπλε γραμμή είναι εντός των ορίων των κόκκινων διακεκομμένων γραμμών. Αυτό σημαίνει πως το μοντέλο μας είναι σταθερό.

3.7.7.5. Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test

Ο έλεγχος Jarque-Bera μας λέει ότι η κατανομή των καταλοίπων είναι κανονική όταν η τιμή του ελέγχου είναι σχετικά μικρή και όσο το δυνατόν πιο κοντά στο μηδέν ή το Probability είναι μεγαλύτερο από 0.05, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Στο [Διάγραμμα 3-10](#) βλέπουμε πως έχουμε Probability ίσο με $0.1158 > 0.05$ και αρκετά μικρή τιμή ελέγχου J-B ίση με 4.312. Με άλλα λόγια τα κατάλοιπα δείχνουν να ακολουθούν μια κανονική κατανομή. Αυτό φαίνεται αρκετά ευδιάκριτα στο ραβδόγραμμα, αλλά και στα περιγραφικά στατιστικά όπου η τιμή της ασυμμετρίας είναι περίπου μηδέν και η τιμή της κύρτωσης ίση με 3.65 ή με άλλα λόγια πολύ κοντά στο 3.



Διάγραμμα 3-10: Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test (CAPM: 02/01/2019 - 31/12/2019)

3.7.8. Συμπεράσματα της Προ Covid-19 Περιόδου

Το «σπάσιμο» του δείγματος και η εκτίμηση του μοντέλου της αγοράς για την προ Covid-19 περίοδο μας έδωσε διαφορετικά αποτελέσματα. Ενώ η τιμή του σταθερού όρου είναι και πάλι πρακτικά ίση με το μηδέν, αντίθετα φαίνεται να μεταβάλλεται η τιμή του συντελεστή βήτα. Πιο συγκεκριμένα από 0.96091 που ήταν για όλη την περίοδο, τώρα μειώνεται κατά 13.42% και γίνεται ίση με 0.83197. Επομένως, βλέπουμε μια μείωση της ευαισθησίας του δείκτη εμπορίου στις μεταβολές της αγοράς ή μια μείωση του συστηματικού κινδύνου του δείκτη. Επιπλέον, για πρώτη φορά στην παρούσα μελέτη μπορούμε να μιλήσουμε με μεγάλη βεβαιότητα, εφόσον όλοι οι διαγνωστικοί έλεγχοι έδωσαν καλά αποτελέσματα.

3.7.9. Εκτίμηση CAPM Μετά την Κρίση Covid-19

Στην συνέχεια εξετάζουμε την συμπεριφορά του δείκτη λιανικού εμπορίου στην περίοδο μετά το ξέσπασμα του Covid-19, δηλαδή στο χρονικό διάστημα 2/01/2020 - 13/11/2020.

Η εκτέλεση της γραμμική παλινδρόμηση στο EViews 10, έδωσε τα αποτελέσματα του Πίνακα 3-29 πιο κάτω. Ο σταθερός όρος a για ακόμη μια φορά είναι στατιστικά μη σημαντικός, αφού έχει $\text{Prob} = 0.7367 > 0.05$, και πρακτικά ίσος με το μηδέν με εκτιμημένη τιμή $C = -0.000508 \approx 0$. Αυτό συμβαδίζει με την θεωρία μας, αφού ένας διάφορος του μηδενός σταθερός όρος a θα σήμαινε μη κανονικές αποδόσεις, δηλαδή αποδόσεις που βρίσκονται εκτός της γραμμής των χρεογράφων, SML.

Όσον αφορά τον συντελεστή βήτα των υπερβαλλουσών αποδόσεων του δείκτη λιανικού εμπορίου, αυτός εμφανίζει μια αύξηση της τάξεως του 17.86% σε σχέση με τον συντελεστή βήτα της προηγούμενης υποπεριόδου και διαμορφώνεται σε 0.98057

από 0.83197. Το εκτιμημένο υπόδειγμα της συγκεκριμένης υποπεριόδου είναι το κάτωθι:

$$R = 0.981 * R_M$$

Πίνακας 3-29: Αποτελέσματα Γραμμικής Παλινδρόμησης CAPM Μετά την Κρίση του Covid-19

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000508	0.001508	-0.336652	0.7367
RM	0.980574	0.018632	52.62740	0.0000
R-squared	0.928898	Mean dependent var		-0.002643
Adjusted R-squared	0.928563	S.D. dependent var		0.082517
S.E. of regression	0.022055	Akaike info criterion		-4.781269
Sum squared resid	0.103120	Schwarz criterion		-4.749812
Log likelihood	513.5958	Hannan-Quinn criter.		-4.768558
F-statistic	2769.643	Durbin-Watson stat		2.314237
Prob(F-statistic)	0.000000			

Βλέπουμε λοιπόν να έχουμε μια αύξηση στην ευαισθησία της R σε σχέση με την R_M λόγω της κρίσης του Covid-19. Μένει μόνο να γίνουν οι κατάλληλοι διαγνωστικοί έλεγχοι, για να δούμε την ερμηνευτική ισχύ αυτής της επίδρασης.

3.7.10. Διαγνωστικοί Έλεγχοι CAPM Μετά την Κρίση Covid-19

Σε αυτήν την ενότητα διενεργούμε όλους τους απαραίτητους διαγνωστικούς ελέγχους, οι οποίοι θα μας δείξουν αν τα ευρήματα της υπό εξέταση περιόδου είναι στατιστικώς αξιόλογα και έχουν ερμηνευτική ισχύ.

3.7.10.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test

Πίνακας 3-30: Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test (CAPM: 02/01/2020 - 13/11/2020)

Ramsey RESET Test	Value	df	Probability
t-statistic	0.878492	211	0.3807
F-statistic	0.771748	(1, 211)	0.3807
Likelihood ratio	0.781293	1	0.3767

Στον *Πίνακα 3-30* παραπάνω βλέπουμε ότι $\text{Prob.} = 0.3767 > 0.05$ και επομένως δεν μπορούμε να απορρίψουμε την H_0 σε βαθμό στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Μπορούμε να πούμε εν ολίγοις πως έχουμε καλά εξειδικευμένο υπόδειγμα

3.7.10.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

Πίνακας 3-31: Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (CAPM: 02/01/2020 - 13/11/2020)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.729854	Prob. F(2,210)	0.0675
Obs*R-squared	5.422720	Prob. Chi-Square(2)	0.0664

Όπως παρατηρούμε στον *Πίνακα 3-31* το Prob. Chi-Square(2) ισούται με 0.0664 > 0.05, πράγμα που σημαίνει ότι δεν έχουμε πρόβλημα αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.

3.7.10.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με White Heteroskedasticity Test

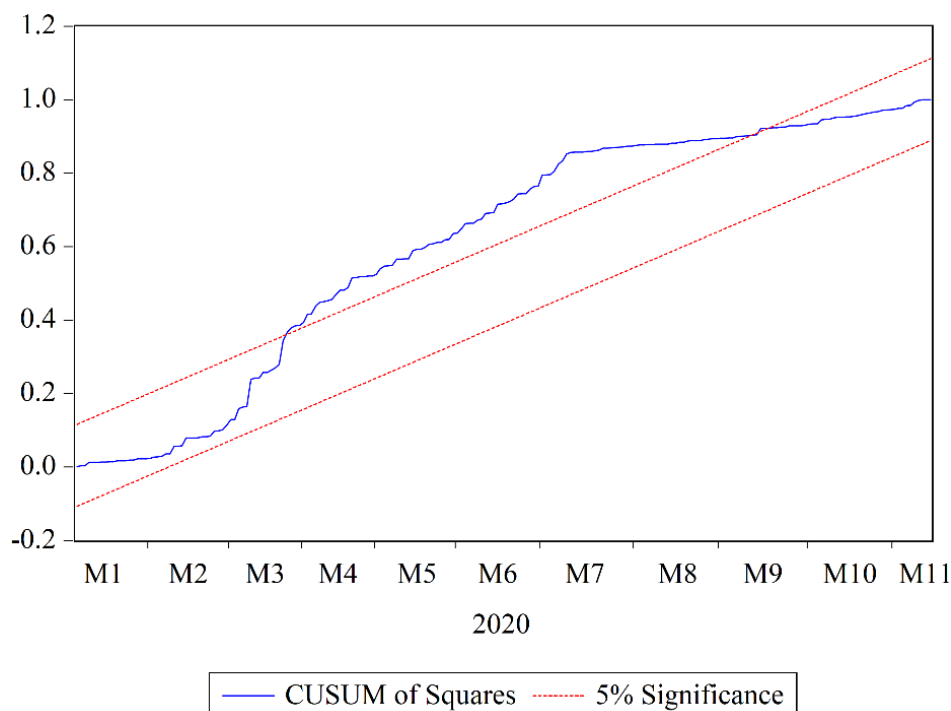
Πίνακας 3-32: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων με White Heteroskedasticity Test (CAPM: 02/01/2020 - 13/11/2020)

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	27.22565	Prob. F(2,211)	0.0000
Obs*R-squared	43.89724	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Scaled explained SS	66.40995	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Τα αποτελέσματα του ελέγχου ετεροσκεδαστικότητας στον *Πίνακα 3-32* μαρτυρούν την έλλειψη ομοσκεδαστικότητας των καταλοίπων, αφού $\text{Prob. Chi-Square}(2)=0 < 0.05$.

3.7.10.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test

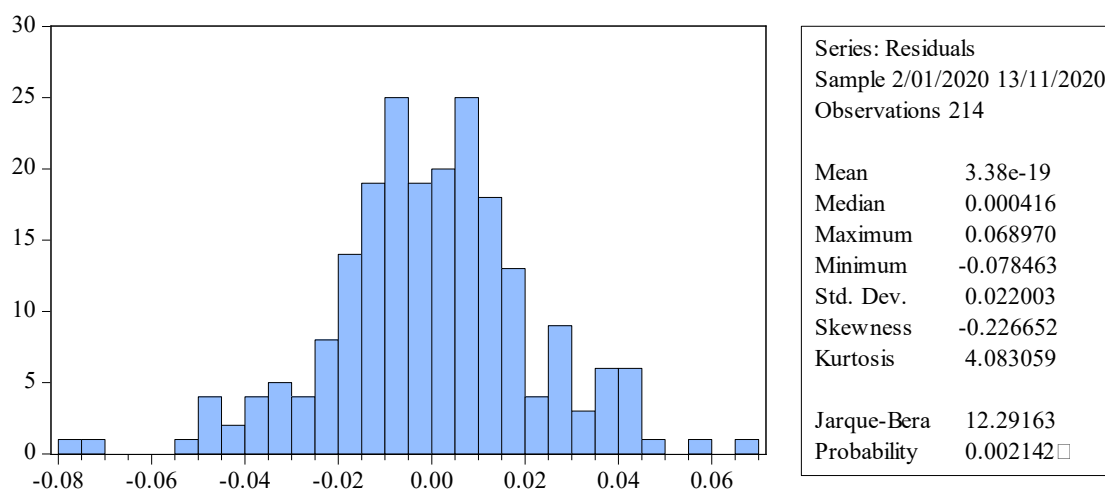
Το *Διάγραμμα 3-11*, στην επόμενη σελίδα, αποτελεί ένδειξη αστάθειας του υποδείγματος της τρέχουσας περιόδου, καθότι η μπλε γραμμή βρίσκεται σε πολλά χρονικά σημεία εκτός της περιοχής που ορίζουν οι κόκκινες διακεκομμένες ευθείες γραμμές.



Διάγραμμα 3-11: Έλεγχος Ενστάθειας Υποδείγματος με CUSUM of Squares Test (CAPM: 02/01/2020 - 13/11/2020)

3.7.10.5. Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test

Στο [Διάγραμμα 3-12](#) βλέπουμε ότι η τιμή ελέγχου J-B είναι αρκετά μεγαλύτερη από το μηδέν και το Probability=0.0021 < 0.05. Επομένως τα κατάλοιπα—σύμφωνα και με τις τιμές των skewness και kurtosis—δεν φαίνεται να ακολουθούν κανονική κατανομή, αλλά μία *Λεπτόκορτη Κατανομή με Ελαφρώς Αρνητική Ασυμμετρία*.



Διάγραμμα 3-12: Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test (CAPM: 02/01/2020 - 13/11/2020)

3.7.11. Συμπεράσματα της Μετά Covid-19 Περιόδου

Μετά το πέρας όλων των διαγνωστικών ελέγχων, οι οποίοι αφορούν το CAPM μοντέλο που αναφέρεται στην χρονική περίοδο μετά την κρίση του Covid-19, βλέπουμε ότι η

στατιστική εγκυρότητα του υποδείγματος βελτιώνεται με το «σπάσιμο» του δείγματος ως προς την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Έχουμε επομένως, προβλήματα αστάθειας, ετεροσκεδαστικότητας και μη-κανονικής κατανομής των καταλοίπων.

Οι τιμές των εκτιμητών μας είναι $a = 0$ και $b = 0.981$ και το μοντέλο για την μετά την κρίση περίοδο είναι:

$$R = 0.981 * R_M$$

Είναι εμφανές ότι το εμπειρικό μοντέλο CAPM της περιόδου που ακολουθεί την κρίση του Covid-19 δείχνει να συμφωνεί με το θεωρητικό μοντέλο—τουλάχιστον ως προς τις αναμενόμενες τιμές των εκτιμητών μας—αλλά, όπως και στην περίπτωση της κρίσης χρέους του 2010, δεν είναι σε θέση να ερμηνεύσει με απόλυτη στατιστική εγκυρότητα την σχέση απόδοσης R και κινδύνου b στον κλάδο του ελληνικού λιανικού εμπορίου κατά την εξεταζόμενη υποπερίοδο.

3.7.12. Σύνοψη Συμπερασμάτων Κρίσης Covid-19

Προσπαθώντας να δούμε τις επιδράσεις του Covid-19 στο λιανικό εμπόριο, χωρίσαμε την υπό εξέταση περίοδο 02/01/2019 - 13/11/2020 σε δύο υποπεριόδους. Η εκτίμηση της πρώτης υποπεριόδου έδωσε διαφορετικά αποτελέσματα σε σχέση με την εκτίμηση της δεύτερης υποπεριόδου. Πιο αναλυτικά, η κρίση του Covid-19 έδειξε να επηρεάζει τον συντελεστή βήτα του υποδείγματος και συγκεκριμένα οδήγησε σε αύξηση του συστηματικού κινδύνου κατά 17.86% σε σχέση με την περίοδο πριν την εμφάνισή του.

Πρέπει να επισημάνουμε, για μια ακόμη φορά, ότι η ανάλυση της συγκεκριμένης περιόδου δεν είναι σε θέση να μας δώσει τελείως αξιόπιστα συμπεράσματα. Αυτό συμβαίνει διότι φαίνεται να παραβιάζονται κάποιες υποθέσεις του Κλασικού Μοντέλου Γραμμικής Παλινδρόμησης.

3.8. ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΤΗΣ ΚΡΙΣΗΣ ΤΟΥ 2010 ΜΕ ΕΚΕΙΝΑ ΤΗΣ ΚΡΙΣΗΣ COVID-19

Στην συνέχεια, αγνοώντας όλα τα προβλήματα των στατιστικών ελέγχων και θεωρώντας τα ως επουσιώδη, κάνουμε μια σύγκριση των επιδράσεων που είχε κάθε μία από τις εξεταζόμενες κρίσεις στο λιανικό εμπόριο, βασιζόμενοι στην θεωρητική επάρκεια των υποδειγμάτων που πήραμε με την βοήθεια της γραμμικής παλινδρόμησης και στα καλά αποτελέσματα κυρίως των ελέγχων εξειδίκευσης και αυτοσυσχέτισης.

3.8.1. Σύγκριση Επίδρασης Κρίσεων σε Δείκτη Λιανικού Εμπορίου

Στον Πίνακα 3-33 έχουμε τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης που αναφέρεται στην κρίση χρέους του 2010:

Πίνακας 3-33: Συγκεντρωτικά Αποτελέσματα Ανάλυσης για την Κρίση Χρέους του 2010

	ΚΡΙΣΗ ΧΡΕΟΥΣ 2010		
	ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ	ΠΡΟ ΚΡΙΣΗΣ	ΜΕΤΑ ΚΡΙΣΗΣ
	2/1/2006 - 31/12/2019	2/1/2006 - 31/12/2009	4/1/2010 - 31/12/2019
ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟ ΜΟΝΤΕΛΟ	$R = 0.865 * R_M$	$R = 0.701 * R_M$	$R = 0.883 * R_M$
Σταθερός Όρος α Jensen	-0,0009 $p = 0,2705$	-0,0003 $p = 0,4698$	-0,0012 $p = 0,2887$
Συντελεστής Beta (β)	0,8646 $p = 0,0000$	0,7007 $p = 0,0000$	0,8827 $p = 0,0000$
ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΚΡΙΣΗΣ ΣΕ ΛΙΑΝΙΚΟ ΕΜΠΟΡΙΟ	Αύξηση Κινδύνου του Δείκτη Λιανικού Εμπορίου κατά: 25,98% (Από 0.70068 σε 0.88273)		
ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΟΙ ΕΛΕΓΧΟΙ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΩΝ		
1.Εξειδίκευσης: Ramsey RESET Test	Λάθος Εξειδίκευση	Καλή Εξειδίκευση	Καλή Εξειδίκευση
2.Αυτοσυσχέτισης: Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	Έλλειψη Αυτοσυσχέτισης	Έλλειψη Αυτοσυσχέτισης	Έλλειψη Αυτοσυσχέτισης
3.Ετεροσκεδαστικότητα: White Heteroskedasticity Test	Ομοσκεδαστικά Κατάλοιπα	Ετεροσκεδαστικά Κατάλοιπα	Ομοσκεδαστικά Κατάλοιπα
4.Ευστάθειας: CUSUM of Squares Test	Αστάθεια Υποδείγματος	Αστάθεια Υποδείγματος	Αστάθεια Υποδείγματος
5.Κανονικότητας Καταλοίπων: Jarque - Bera Test	Μη Κανονική Κατανομή	Μη Κανονική Κατανομή	Μη Κανονική Κατανομή

Αρχικά βλέπουμε στον Πίνακα 3-33 ότι για κάθε χρονική περίοδο στην οποία εκτιμούμε τον δείκτη λιανικού εμπορίου με το CAPM, ο συντελεστής α είναι στατιστικά ασήμαντος και ουσιαστικά ίσος με μηδέν. Αυτό συνάδει με την θεωρία μας, καθώς σε διαφορετική περίπτωση θα είχαμε μη-κανονικές αποδόσεις και ο δείκτης εμπορίου θα βρισκόνταν σε κάποιο σημείο ανισοροπίας, δηλαδή εκτός της γραμμής SML.

Βλέπουμε στην συνέχεια ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα για ολόκληρη την περίοδο 2006-2019 είναι 0.865. Το «σπάσιμο» του δείγματος σε δύο υποπεριόδους,

πριν και μετά το ξέσπασμα της οικονομικής κρίσης του 2010, έδωσε διαφορετικούς εκτιμητές βήτα. Πιο συγκεκριμένα, η κρίση χρέους είχε ως αποτέλεσμα την μεταβολή του συντελεστή βήτα από 0.70068 σε 0.88273, μια αύξηση της τάξης του 25.98%.

Παρόμοια συμπεριφορά των συντελεστών a και b του δείκτη λιανικού εμπορίου παρατηρούμε και στην περίπτωση της κρίσης του Covid-19 το 2020, τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της οποίας παραθέτουμε στον Πίνακα 3-34 που ακολουθεί:

Πίνακας 3-34: Συγκεντρωτικά Αποτελέσματα Ανάλυσης για την Κρίση Covid-19 του 2020

	ΚΡΙΣΗ ΚΟΡΩΝΟΪΟΥ 2020		
	ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ	ΠΡΟ ΚΡΙΣΗΣ	ΜΕΤΑ ΚΡΙΣΗΣ
	2/1/2019 - 13/11/2020	2/1/2019 - 31/12/2019	2/1/2020-13/11/2020
ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟ ΜΟΝΤΕΛΟ	$R = 0.961 * R_M$	$R = 0.832 * R_M$	$R = 0.981 * R_M$
Σταθερός Όρος a Jensen	-0,000696 $p = 0.4955$	-0,00007 $p = 0,9615$	-0,00051 $p = 0,7367$
Συντελεστής Beta (β)	0,960909 $p = 0,0000$	0,83197 $p = 0,0000$	0,98057 $p = 0,0000$
ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΚΡΙΣΗΣ ΣΕ ΛΙΑΝΙΚΟ ΕΜΠΟΡΙΟ	Αύξηση Κινδύνου του Δείκτη Λιανικού Εμπορίου κατά: 17,86% (Από 0.83197 σε 0.98057)		
ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΟΙ ΕΛΕΓΧΟΙ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΩΝ		
1.Εξειδίκευσης: Ramsey RESET Test	Καλή Εξειδίκευση	Καλή Εξειδίκευση	Καλή Εξειδίκευση
2.Αυτοσυσχέτισης: Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	Ύπαρξη Αυτοσυσχέτισης	Έλλειψη Αυτοσυσχέτισης	Έλλειψη Αυτοσυσχέτισης
3.Ετεροσκεδαστικότητα: White Heteroskedasticity Test	Ετεροσκεδαστικά Κατάλοιπα	Ομοσκεδαστικά Κατάλοιπα	Ετεροσκεδαστικά Κατάλοιπα
4.Ευστάθειας: CUSUM of Squares Test	Αστάθεια Υποδείγματος	Ευστάθεια Υποδείγματος	Αστάθεια Υποδείγματος
5.Κανονικότητας Καταλοίπων: Jarque - Bera Test	Μη Κανονική Κατανομή	Κανονική Κατανομή	Μη Κανονική Κατανομή

Και σε αυτήν την περίπτωση ο συντελεστής a είναι στατιστικά ασήμαντος και ίσος με το μηδέν για όλα τα εκτιμημένα υποδείγματα που αφορούν την εν λόγω κρίση. Με την σειρά του, ο συντελεστής βήτα και πάλι μεταβλήθηκε, λόγω του διαχωρισμού του δείγματος σε δύο χρονικές υποπεριόδους, που αναφέρονται στα χρονικά διαστήματα πριν και μετά την κρίση του κορωνοϊού. Ενώ λοιπόν αρχικά το b ήταν ίσο με 0.96091, το σπάσιμο των δεδομένων οδήγησε σε $b = 0.83197$ πριν την κρίση και $b = 0.98057$

μετά την κρίση. Αυτό μπορεί να μεταφραστεί ως αύξηση του συστηματικού κινδύνου του δείκτη εμπορίου κατά 17.86% λόγω της πανδημίας του κορωνοϊού.

Επομένως, η μελέτη του δείκτη λιανικού εμπορίου, και στα δύο σημεία καμπής της ελληνικής οικονομίας, μας έδωσε κανονικές αποδόσεις—ή με άλλη διατύπωση, σύμφωνες με το CAPM. Αυτό μεταφράζεται σε έναν δείκτη λιανικού εμπορίου που βρίσκεται πάνω στην SML, δηλαδή δεν είναι υπερτιμημένος ή υποτιμημένος.

Επίσης, είναι φανερό ότι και οι δύο κρίσεις επηρέασαν αρνητικά το λιανικό εμπόριο στην Ελλάδα, γεγονός που αποτυπώθηκε στις μεταβολές του εκτιμημένου συντελεστή βήτα πριν και μετά την εμφάνισή τους. Η διαφορά έγκειται στο μέγεθος της μεταβολής, που φαίνεται να είναι μεγαλύτερη στην περίπτωση της κρίσης χρέους του 2010, όπου σημειώνεται αύξηση της ευαισθησίας στις μεταβολές της αγοράς κατά 25.98%, έναντι της αύξησης της τάξης του 17.86% που παρατηρείται στον ίδιο συντελεστή λόγω του Covid-19.

Με άλλα λόγια, ο Covid-19 ο οποίος βρίσκεται στην επικαιρότητα και έχει οδηγήσει σε υγειονομική κρίση την Ελλάδα και όλη την υφήλιο, έφερε και επιπτώσεις στον τομέα της οικονομίας γενικά, και του λιανικού εμπορίου ειδικά. Βέβαια, αυτή η επίδραση δεν ήταν τόσο «βίαιη» όσο η επίδραση της ελληνικής κρίσης χρέους, η οποία επηρέασε τον δείκτη λιανικού εμπορίου κατά 45.46% περισσότερο απ' ό,τι η κρίση του κορωνοϊού.

3.8.2. Σύγκριση Στατιστικών Ελέγχων CAPM Διαφορετικών Περιόδων

Αν ανατρέξουμε ξανά στους [Πίνακες 3-33](#) και [3-34](#) μπορούμε να δούμε τα αποτελέσματα των οικονομετρικών ελέγχων, οι οποίοι διενεργήθηκαν για να ελέγξουμε τις υποθέσεις της γραμμικής παλινδρόμησης και να αποφανθούμε για την στατιστική εγκυρότητα των αποτελεσμάτων μας. Παρατηρούμε ότι πήραμε αμιγώς θετικά αποτελέσματα μόνο για το χρονικό διάστημα που αφορά την περίοδο πριν την κρίση του Covid-19. Τα υποδείγματα των υπολοίπων υποπεριόδων πάσχουν από 2 ή 3 στατιστικά σφάλματα. Σε κάθε περίπτωση δεν έχουμε σφάλματα κακής εξειδίκευσης των μοντέλων μας και αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων, που ίσως είναι οι πιο σημαντικοί οικονομετρικοί έλεγχοι. Εν κατακλείδι, η ερμηνευτική ισχύς της συγκριτικής ανάλυσης των εκτιμητών μας πάσχει μερικώς, γεγονός που αποτελεί ένδειξη μη ρεαλιστικών υποθέσεων του CAPM.

3.8.3. Συμπεράσματα Σύγκρισης

Το μοντέλο της αγοράς δείχνει να μην μπορεί να εφαρμοστεί απαρέγκλιτα στην ελληνική οικονομική πραγματικότητα, καθώς οι υποθέσεις που κάνει χαρακτηρίζονται ως «σφιχτές». Είναι βέβαια ένα χρήσιμο εργαλείο και σημείο εκκίνησης για την ερμηνεία της σχέσης απόδοσης και κινδύνου ενός περιουσιακού στοιχείου, αλλά θα πρέπει πρώτα να γίνουν πολλές υποθέσεις και να παραληφθούν αρκετά στατιστικά σφάλματα για να θεωρηθεί τελειώς αξιόπιστο. Πιο δυναμικά μοντέλα μπορούν να αναπτυχθούν στην βάση της θεωρίας του CAPM για να μας δώσουν πιο αξιόπιστα αποτελέσματα, κάτι το οποίο ξεφεύγει από τα όρια της συγκεκριμένης ανάλυσης γι' αυτό και δεν θα επεκταθούμε περισσότερο.

3.9. ΕΞΕΤΑΣΗ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ / ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΔΕΙΚΤΗ ΕΜΠΟΡΙΟΥ ΚΑΙ ΚΡΟΥΣΜΑΤΩΝ COVID-19

Αφού κάναμε την αποτίμηση του ελληνικού δείκτη λιανικού εμπορίου σε διαφορετικές χρονικές περιόδους και είδαμε πώς αυτός επηρεάστηκε από την κρίση χρέους του 2010 και την κρίση του κορωνοϊού το 2020, στην συνέχεια προσπαθούμε να δούμε αν όντως υπάρχει σχέση μεταξύ του δείκτη εμπορίου και του αριθμού των κρουσμάτων από Covid-19. Αυτό το κάνουμε ως επιβεβαίωση, διότι ο Covid-19 αποτελεί πρωτίστως υγειονομική κρίση και θέλουμε να επιβεβαιώσουμε την ύπαρξη σχέσης μεταξύ της πανδημίας και της συμπεριφοράς του λιανικού εμπορίου.

Πρώτα λοιπόν, θα εξετάσουμε το κατά πόσο σχετίζονται οι ημερήσιες τιμές του δείκτη λιανικού εμπορίου με τα ημερήσια συνολικά κρούσματα από Covid-19, και σε περίπτωση που υπάρχει τέτοια σχέση, θα μελετήσουμε το είδος της αιτιατής σχέσης. Αυτό θα το επιδιώξουμε με την διενέργεια ελέγχων *Συνολοκλήρωσης* και *Αιτιότητας*.

3.9.1. Συνολοκλήρωση

Μια σημαντική ιδιότητα των $I(1)$ ή ολοκληρωμένων 1ου βαθμού μεταβλητών είναι ότι μπορεί να υπάρχουν γραμμικοί συνδυασμοί αυτών των μεταβλητών που να είναι $I(0)$ ή ολοκληρωμένοι μηδενικού βαθμού. Εάν συμβαίνει αυτό, τότε λέμε ότι αυτές οι μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες. Η έννοια της *συνολοκλήρωσης* εισήχθη από τον **Granger (1981)**. Ας υποθέσουμε ότι εξετάζουμε δύο μεταβλητές y_t και x_t που είναι $I(1)$ ολοκληρωμένες. Στη συνέχεια, λέμε ότι οι y_t και x_t είναι συνολοκληρωμένες αν υπάρχει ένα β , έτσι ώστε $y_t - \beta x_t$ είναι $I(0)$. Αυτό δηλώνεται λέγοντας ότι η y_t και η

x_t είναι $CI(1,1)$. Γενικότερα, αν y_t είναι $I(d)$ και x_t είναι $I(d)$, τότε οι y_t και x_t είναι $CI(d,b)$ αν η $y_t - \beta x_t$ είναι $I(d-b)$ με $b > 0$. Αυτό σημαίνει ότι η εξίσωση παλινδρόμησης

$$y_t = \beta x_t + u_t$$

έχει νόημα, επειδή οι y_t και x_t δεν απομακρύνονται πολύ μεταξύ τους στην πάροδο του χρόνου. Έτσι, υπάρχει μια μακροπρόθεσμη σχέση ισορροπίας μεταξύ τους. Εάν οι y_t και x_t δεν είναι συνολοκληρωμένες, που σημαίνει ότι η $y_t - \beta x_t = u_t$ είναι επίσης $I(1)$, τότε οι y_t και x_t θα απομακρύνονται μεταξύ τους στο πέρασμα του χρόνου. Σε αυτήν την περίπτωση η σχέση μεταξύ των y_t και x_t θα βασίζεται σε *ψευδή παλινδρόμηση*.⁵⁹

3.9.2. Αιτιότητα

Η διατύπωση των αιτιακών σχέσεων αποτελεί ένα σημαντικό αντικείμενο μελέτης ενός ερευνητή. Η παλινδρόμηση είναι η ανάλυση μιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών αλλά δε συνεπάγεται και αιτιότητα γιατί θεωρείται δεδομένη. Συγκεκριμένα, αυτό που δε μπορεί να δικαιολογήσει μια παλινδρόμηση είναι το γεγονός ότι οι μεταβολές της εξαρτημένης μεταβλητής Y δεν προηγούνται αλλά έπονται ή ότι είναι συγχρονισμένες με τις μεταβολές της ανεξάρτητης μεταβλητής X . Η διαπίστωση της προηγέσεως (precedence) είναι ο σκοπός της ανάλυσης αιτιότητας κατά Granger (Granger Causality).

Έστω τα ακόλουθα δύο υποδείγματα δύο χρονολογικών σειρών Y και X :

$$Y_t = \sum (a_i Y_{t-i}) + \sum (\beta_i X_{t-i}) + e_t \quad [3.7]$$

$$X_t = \sum (\gamma_i Y_{t-i}) + \sum (\delta_i X_{t-i}) + u_t \quad [3.8]$$

⁵⁹ Maddala, G.S. and Kim, I.M. (1998), “Unit Roots, Cointegration, and Structural Change”, New York: Cambridge University Press, p. 26

Υποθέτουμε πως οι τρέχουσες τιμές της Y είναι επηρεασμένες από τις υστερήσεις της και από υστερήσεις της X και αντίστροφα. Υποθέτουμε επίσης ότι οι διαταρακτικοί όροι δεν ταυτίζονται και δεν συσχετίζονται. Διακρίνουμε τις εξής περιπτώσεις:

1. Οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} είναι στατιστικά σημαντικοί ενώ οι συντελεστές γ_i της Y_{t-i} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί. Τότε λέμε πως υπάρχει **αιτιότητα κατά Granger της X προς την Y** .
2. Οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί ενώ οι συντελεστές γ_i της Y_{t-i} είναι στατιστικά σημαντικοί. Τότε λέμε πως υπάρχει **αιτιότητα κατά Granger της Y προς τη X** .
3. Οι συντελεστές β_i και γ_i είναι στατιστικά σημαντικοί. Τότε λέμε πως υπάρχει **αιτιότητα κατά Granger της X προς την Y , αμφίδρομα**.
4. Οι συντελεστές β_i και γ_i δεν είναι στατιστικά σημαντικοί. Τότε λέμε πως υπάρχει **ανεξαρτησία**.⁶⁰

3.9.3. Έλεγχος Συνολοκλήρωσης Δείκτη Εμπορίου & Κρουσμάτων Covid-19

Σε αυτήν την ενότητα θα κάνουμε έλεγχο συνολοκλήρωσης του δείκτη λιανικού εμπορίου με το ημερήσιο αθροιστικό σύνολο των κρουσμάτων από Covid-19. Προκειμένου να διενεργηθεί ο κατάλληλος έλεγχος συνολοκλήρωσης, θα πρέπει να μελετήσουμε πρώτα τον βαθμό ολοκλήρωσης των μεταβλητών μας, τις οποίες έχουμε πρώτα μετατρέψει σε λογαριθμική μορφή.

3.9.3.1. Έλεγχος Στατικότητας Δείκτη Εμπορίου

Πίνακας 3-35: Επαυξημένος Έλεγχος Dickey-Fuller για την μεταβλητή $\ln emp = \log(emporio)$

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.338990	0.0005
Test critical values:		
1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

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

⁶⁰ Συριόπουλος, Κ. και Φίλιππας, Δ.Θ. (2010), “Οικονομετρικά Υποδείγματα & Εφαρμογές με το *EViews*”, Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Ανικούλα, σ. 213

Στον *Πίνακα 3-35*, στον οποίο παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του επαυξημένου ελέγχου Dickey-Fuller, βλέπουμε ότι $Prob=0.0005 < 0.05$ και επομένως απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0 ή αποδεχόμαστε ότι η χρονοσειρά του δείκτη εμπορίου είναι στάσιμη σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

3.9.3.2. Έλεγχος Στατικότητας Κρουσμάτων Covid-19

Αφού διενεργήσαμε διαδοχικούς ελέγχους μοναδιαίας ρίζας με ADF test για την μεταβλητή $lnc19$, η οποία αντιπροσωπεύει τον νεπέριο λογάριθμο των συνολικών ημερήσιων κρουσμάτων Covid-19, πήραμε τα εξής αποτελέσματα:

Πίνακας 3-36: Επαυξημένος Έλεγχος Dickey-Fuller για την μεταβλητή $lnc19=\log(c19)$

Null Hypothesis: D(LNC19) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.858050	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.014288	
	5% level		-3.437122	
	10% level		-3.142739	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
@TREND("26/02/2020")	0.000147	5.02E-05	2.920720	0.0040

Αν κοιτάξουμε την τιμή του Prob. στο άνω σκέλος του *Πίνακα 3-36*, θα δούμε ότι αυτό είναι ίσο με $0.00 < 0.05$, γεγονός που σημαίνει ότι δεχόμαστε την εναλλακτική υπόθεση πως η πρώτη διαφορά της μεταβλητής $lnc19$ ή $d(lnc19)$ δεν έχει μοναδιαία ρίζα. Επίσης, βλέπουμε στο κάτω μέρος του ίδιου πίνακα ότι η χρονική τάση είναι στατιστικά σημαντική με $Prob.=0.0040 < 0.05$. Όλα τα προαναφερθέντα σημαίνουν ότι η χρονοσειρά $lnc19$ είναι $I(1)$ ολοκληρωμένη με χρονική τάση.

3.9.3.3. Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με Pesaran, Shin & Smith Bounds Test

Ο διαφορετικός βαθμός ολοκλήρωσης των υπό εξέταση χρονοσειρών δεν μας επιτρέπει να χρησιμοποιήσουμε τον έλεγχο συνολοκλήρωσης των Engle και Granger (1987), ο οποίος απαιτεί ίδιο αριθμό μοναδιαίων ριζών των μη στάσιμων χρονοσειρών. Αυτό μας οδηγεί στο να χρησιμοποιήσουμε κάποιο άλλο είδος ελέγχου.

Οι Pesaran, Shin, και Smith (2001) πρότειναν μία νέα προσέγγιση για τον έλεγχο της ύπαρξης σχέσης μεταξύ μεταβλητών, ο οποίος μπορεί να εφαρμοστεί ανεξάρτητα από το αν οι υποκείμενοι εκτιμητές είναι αμιγώς $I(1)$, αμιγώς $I(0)$ ή αμοιβαία συνολοκληρωμένοι.

Δύο σύνολα ασυμπτωτικών κριτικών τιμών παρέχονται για τις δύο πολικές περιπτώσεις, οι οποίες υποθέτουν ότι όλοι όροι τις παλινδρόμησης είναι, από την μια αμιγώς $I(1)$, και από την άλλη αμιγώς $I(0)$. Δεδομένου ότι αυτά τα δύο σύνολα κριτικών τιμών παρέχουν όρια κριτικών τιμών για κάθε ταξινόμηση των μεταβλητών σε αμιγώς $I(1)$, αμιγώς $I(0)$ ή σε αμοιβαία συνολοκληρωμένες, προτείνεται μια διαδικασία ελέγχου ορίων (**Bounds Testing Procedure**). Εάν η υπολογισμένη στατιστική Wald ή η τιμή της F-στατιστικής βρίσκεται εκτός των ορίων των κριτικών τιμών, μπορούμε να εξαγάγουμε ένα αδιαμφισβήτητο συμπέρασμα, χωρίς να χρειάζεται να ξέρουμε τον βαθμό ολοκλήρωσης/συνολοκλήρωσης των υποκείμενων μεταβλητών.⁶¹

Χωρίς να μπούμε σε περισσότερο τεχνικές λεπτομέρειες, θα αναφέρουμε απλά ότι σε περίπτωση που η F-στατιστική του ελέγχου είναι μεγαλύτερη του άνω ορίου, δηλαδή της κριτικής τιμής για $I(1)$ σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, αυτό θα σημαίνει την ύπαρξη συνολοκλήρωσης. Αν αντιθέτως είναι μικρότερη της κριτικής τιμής του κάτω ορίου $I(0)$, τότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση, που μας λέει ότι δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών.

Το πρώτο βήμα του ελέγχου είναι η εκτίμηση ενός δυναμικού ARDL μοντέλου με την χρήση του EViews 10. Τα **ARDL (Auto Regressive Distributed Lag Models)** είναι μοντέλα παλινδρόμησης ελαχίστων τετραγώνων, τα οποία περιλαμβάνουν ως εκτιμητές και χρονικές υστερήσεις τόσο της εξαρτημένης όσο και των ανεξάρτητων μεταβλητών.⁶²

Αφού τρέξαμε λοιπόν την παλινδρόμηση των μεταβλητών μας $lnemp$ και $lnc19$ με την μέθοδο ARDL, και αφού πρώτα συμπεριλάβαμε τον σταθερό όρο και την χρονική τάση (λόγω των αποτελεσμάτων του ADF ελέγχου στην ενότητα 3.9.3.2), πήραμε τα εξής αποτελέσματα:

⁶¹ Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", Journal of Applied Econometrics, Vol. 16(3), p. 289-290, [online pdf] Available at: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.616> (Accessed: 5 December 2020)

⁶² EViews.com, "Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Models: Estimating ARDL Models in EViews", eviews.com, [online] Available at: https://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content/ardl-Estimating_ARDL_Models_in_EViews.html (Accessed: 5 December 2020)

Πίνακας 3-37: Αποτελέσματα Εκτίμησης Μοντέλου ARDL για τις Μεταβλητές *lnemp* και *lnl19*

Dependent Variable: LNEMP				
Method: ARDL				
Date: 06/12/20 Time: 17:23				
Sample (adjusted): 4/03/2020 13/11/2020				
Included observations: 175 after adjustments				
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LNC19				
Fixed regressors: C @TREND				
Number of models evaluated: 20				
Selected Model: ARDL(4, 4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LNEMP(-1)	0.747275	0.071733	10.41749	0.0000
LNEMP(-2)	0.223538	0.086782	2.575856	0.0109
LNEMP(-3)	-0.025110	0.086113	-0.291591	0.7710
LNEMP(-4)	-0.152437	0.070740	-2.154903	0.0326
LNC19	-0.105622	0.025624	-4.122051	0.0001
LNC19(-1)	0.018497	0.034672	0.533489	0.5944
LNC19(-2)	0.000347	0.033457	0.010373	0.9917
LNC19(-3)	0.164970	0.031685	5.206537	0.0000
LNC19(-4)	-0.094482	0.021685	-4.357031	0.0000
C	0.898827	0.205736	4.368827	0.0000
@TREND	0.000414	0.000172	2.401209	0.0175
R-squared	0.847531	Mean dependent var		3.836649
Adjusted R-squared	0.838235	S.D. dependent var		0.065198
S.E. of regression	0.026223	Akaike info criterion		-4.383576
Sum squared resid	0.112773	Schwarz criterion		-4.184647
Log likelihood	394.5629	Hannan-Quinn criter.		-4.302884
F-statistic	91.16315	Durbin-Watson stat		2.098557
Prob(F-statistic)	0.000000			

Από τον Πίνακα 3-37 βλέπουμε ότι το υπόδειγμα που επιλέχθηκε αυτόματα με βάση το κριτήριο Akaike (χαμηλότερη δυνατή τιμή) και ύστερα από 20 διαφορετικά εκτιμημένα μοντέλα είναι το ARDL(4, 4). Αυτό το μοντέλο περιλαμβάνει τέσσερις (4) χρονικές υστερήσεις της ενδογενούς μεταβλητής (δείκτης εμπορίου) και τέσσερις (4) χρονικές υστερήσεις της εξωγενούς μεταβλητής (κρούσματα κορωνοϊού). Στην συνέχεια, με βάση αυτό το υπόδειγμα διενεργούμε τον διαγνωστικό έλεγχο *Long Run Form And Bounds Test*, τα αποτελέσματα του οποίου μπορούμε να δούμε στον Πίνακα 3-38 που ακολουθεί:

Πίνακας 3-38: Αποτελέσματα Ελέγχου Συνολοκλήρωσης με PSS Bounds Test

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	11.07502	10%	5.59	6.26
k	1	5%	6.56	7.3
		2.5%	7.46	8.27
		1%	8.74	9.63

Βλέπουμε ότι η τιμή της στατιστικής F είναι ίση με 11.075 και κατά συνέπεια μεγαλύτερη της κριτικής τιμής που αντιστοιχεί στο άνω όριο $I(1)$ για επίπεδο σημαντικότητας 5%, η οποία ισούται με 7.3. Από αυτό συνάγεται ότι απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0 και αποδεχόμαστε την εναλλακτική H_1 . Με άλλα λόγια οι χρονοσειρές μας είναι συνολοκληρωμένες και υπάρχει ασυμπτωτικά μακροχρόνια σχέση μεταξύ δείκτη λιανικού εμπορίου και ενεργών κρουσμάτων Covid-19.

3.9.4. Έλεγχος Αιτιότητας Δείκτη Εμπορίου & Κρουσμάτων Covid-19 με Granger Causality Test

Αφού εξετάσαμε τις μεταβλητές μας και καταλήξαμε ότι αυτές φαίνεται να έχουν μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ τους, το επόμενο βήμα είναι να διεξάγουμε *Έλεγχο Αιτιότητας κατά Granger (1969)*, που θα μας δείξει αν οι μεταβολές μιας εκ των δύο μεταβλητών μας προηγούνται ή έπονται της άλλης, ή αν είναι ταυτόχρονες. Σε περίπτωση που το αποτέλεσμα δείξει ανεξαρτησία των μεταβλητών μας, τότε αυτό θα είναι μάλλον παράδοξο μιας και έχουμε σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ τους.

Αφού λοιπόν εκτελέσαμε στο EViews το *Granger Causality Test* για τον δείκτη λιανικού εμπορίου και τα κρούσματα Covid-19, πήραμε τα εξής αποτελέσματα:

Πίνακας 3-39: Αποτελέσματα Ελέγχου Αιτιότητας με Granger Causality Test

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 06/12/20 Time: 16:06			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNEMP does not Granger Cause LNC19	176	4.90435	0.0027
LNC19 does not Granger Cause LNEMP		2.89387	0.0369

Βλέπουμε στον [Πίνακα 3-39](#) ότι και για τις δύο μηδενικές υποθέσεις έχουμε τιμές Prob. μικρότερες από 0.05, γεγονός που σημαίνει ότι τις απορρίπτουμε. Αν σκεφτούμε ότι οι

μηδενικές υποθέσεις μας λένε ότι δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger της $lnemp$ προς την $lnC19$, αλλά ούτε και το αντίστροφο, αυτό με την σειρά του μας δείχνει πως υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ του δείκτη εμπορίου και των κρουσμάτων Covid-19. Με άλλα λόγια, ο αριθμός με χρονική υστέρηση των κρουσμάτων κορωνοϊού μπορεί να μας βοηθήσει να προβλέψουμε τις τιμές του δείκτη λιανικού εμπορίου και το αντίστροφο.

3.10. ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ ΔΕΙΚΤΗ ΕΜΠΟΡΙΟΥ ΚΑΤΑ ΤΗΝ ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΤΗΣ ΠΑΝΔΗΜΙΑΣ

3.10.1. Επιλογή Δείγματος Προτεινόμενου Υποδείγματος

Όπως είδαμε σε προηγούμενη ενότητα, η περίοδος για την οποία έχουμε στοιχεία σχετικά με τον Covid-19 καλύπτει το χρονικό διάστημα 31/12/2019-13/11/2020. Αφού επεξεργαστήκαμε και καθарίσαμε και πάλι τα δεδομένα μας, λαμβάνοντας υπόψη αυτή τη φορά και τα συνολικά ημερήσια κρούσματα κορωνοϊού, καταλήξαμε σε ένα δείγμα 179 ημερήσιων παρατηρήσεων.

Όσον αφορά τα κρούσματα Covid-19, τα μετατρέψαμε πρώτα σε λογαριθμικές ποσοστιαίες μεταβολές, μιας και αυτή είναι η μορφή και των υπόλοιπων μεταβλητών που χρησιμοποιήσαμε μέχρι αυτό το σημείο της ανάλυσης μας. Αν λοιπόν αναπαράστησουμε με $C19$ τον συνολικό ημερήσιο αριθμό των ασθενών κορωνοϊού, τότε με $R_{C19} = \log(C19_{t+1}) - \log(C19_t)$ θα αναφερόμαστε στην ημερήσια λογαριθμική απόδοση των κρουσμάτων.

3.10.2. Μορφή Προτεινόμενου Υποδείγματος

Ξεκινώντας από το μοντέλο της αγοράς, το οποίο αποτυπώνεται στην εξίσωση [3.3] της παρούσας εργασίας (σελ.56), και αφού προσθέσαμε τα κρούσματα Covid-19, καταλήξαμε ύστερα από πολλές δοκιμές σε ένα πιο δυναμικό μοντέλο, με την έννοια ότι αυτό περιέχει και χρονικές υστερήσεις των ανεξάρτητων μεταβλητών μας, δηλαδή της υπερβάλλουσας απόδοσης της αγοράς R_M και της ποσοστιαίας μεταβολής των κρουσμάτων R_{C19} . Το υπόδειγμα, λοιπόν, που κατασκευάσαμε για να προβλέψουμε τις λογαριθμικές αποδόσεις του δείκτη λιανικού εμπορίου είναι το εξής:

$$R = a_0 + a_1R_M + a_2dR_{M_{t-2}} + a_3(R_{C19} - R_{C19_{t-3}}) + dum + \varepsilon_i \quad [3.9]$$

όπου:

- a_0 = ο σταθερός όρος
 a_{1-3} = οι συντελεστές των εξαρτημένων μεταβλητών μας
 R, R_M = βλέπε επεξήγηση στις σελίδες 56-57
 $dR_{M_{t-2}}$ = η πρώτη διαφορά της λογαριθμικής υπερβάλλουσας απόδοσης της αγοράς με δύο χρονικές υστερήσεις
 R_{C19} = η λογαριθμική ποσοστιαία μεταβολή των συνολικών ημερήσιων κρουσμάτων Covid-19
 $R_{C19_{t-3}}$ = η λογαριθμική ποσοστιαία μεταβολή των συνολικών ημερήσιων κρουσμάτων Covid-19 με τρεις χρονικές υστερήσεις
dum = ψευδομεταβλητή (dummy variable) που παίρνει μόνο τιμές 0 ή 1
 ε_i = ο διαταρακτικός όρος της παλινδρόμησης

3.10.3. Εκτίμηση Υποδείγματος Πρόβλεψης με OLS

Αφού πρώτα αφήσαμε τεχνηέντως εκτός δείγματος 10 παρατηρήσεις—με σκοπό να τις χρησιμοποιήσουμε αργότερα για ex-post πρόβλεψη—«τρέξαμε» στο EViews 10 την παλινδρόμηση με την μέθοδο OLS και πήραμε τα εξής αποτελέσματα:

Πίνακας 3-40: Αποτελέσματα Γραμμικής Παλινδρόμησης Προτεινόμενου Υποδείγματος Πρόβλεψης

Dependent Variable: R				
Method: Least Squares				
Date: 07/12/20 Time: 23:35				
Sample (adjusted): 4/03/2020 30/10/2020				
Included observations: 165 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001689	0.001845	-0.915481	0.3613
RM	0.950616	0.019682	48.29765	0.0000
D(RM(-2))	0.050759	0.014780	3.434321	0.0008
RC19-RC19(-3)	-0.062766	0.010737	-5.846028	0.0000
DUM_15_09_2020	0.001234	0.004108	0.300483	0.7642
R-squared	0.948016	Mean dependent var		-0.004006
Adjusted R-squared	0.946717	S.D. dependent var		0.091281
S.E. of regression	0.021070	Akaike info criterion		-4.852060
Sum squared resid	0.071034	Schwarz criterion		-4.757940
Log likelihood	405.2949	Hannan-Quinn criter.		-4.813853
F-statistic	729.4749	Durbin-Watson stat		2.192973
Prob(F-statistic)	0.000000			

Στον *Πίνακα 3-40* μπορούμε να δούμε ότι όλες οι μεταβλητές μας είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, αφού έχουν Probs μικρότερα από 0.05. Ο σταθερός όρος C είναι κοντά στο μηδέν και μη σημαντικός. Αν μπορούσαμε να πούμε ότι ακόμη αντιπροσωπεύει το α του Jensen, τότε αυτό θα ήταν καλό, όμως δεν μας ενδιαφέρει σε αυτό το σημείο και απλά λέμε ότι δεν έχει στατιστική σημασία. Επίσης, βλέπουμε ότι χρησιμοποιήσαμε μία dummy μεταβλητή για την σταθεροποίηση του μοντέλου, μια οικονομετρική τεχνική που δεν θα αναλύσουμε παραπάνω εδώ, αλλά για την εύκολη δημιουργία της οποίας παραθέτουμε ένα πρόγραμμα υπολογισμού στα *Παραρτήματα* (σελ. 116). Η εκτιμημένη σχέση που μας έδωσε η OLS μπορεί να γραφεί ως ακολούθως:

$$R = 0.95R_M + 0.05(R_{M_{t-2}} - R_{M_{t-3}}) - 0.06(R_{C19} - R_{C19_{t-3}})$$

Αυτό είναι λοιπόν το προτεινόμενο μοντέλο, με το οποίο μπορούμε να κάνουμε προβλέψεις τις υπερβάλλουσας απόδοσης του δείκτη λιανικού εμπορίου, στηριζόμενοι στην πληροφόρηση που έχουμε για τον ΓΔ και τα ημερήσια κρούσματα Covid-19. Ας δούμε όμως πρώτα πως τα πήγε με του διαγνωστικούς ελέγχους.

3.10.4. Διαγνωστικοί Έλεγχοι Υποδείγματος Πρόβλεψης

3.10.4.1. Έλεγχος Εξειδίκευσης με Ramsey RESET Test

Πίνακας 3-41: Έλεγχος Εξειδίκευσης του Υποδείγματος Πρόβλεψης με Ramsey RESET Test

Ramsey RESET	Value	df	Probability
t-statistic	1.109449	159	0.2689
F-statistic	1.230876	(1, 159)	0.2689
Likelihood ratio	1.272406	1	0.2593

Στον *Πίνακα 3-41* βλέπουμε ότι η τιμή του Likelihood Ratio Probability είναι πολύ μεγαλύτερη από 5% και επομένως έχουμε καλά εξειδικευμένο μοντέλο.

3.10.4.2. Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

Η τιμή του Prob. Chi-Square(2) στον [Πίνακα 3-42](#) είναι ίση με $0.3193 > 0.05$ και μας λέει πως δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση και επομένως δεν έχουμε πρόβλημα αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.

Πίνακας 3-42: Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων του Υποδείγματος Πρόβλεψης με Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.108685	Prob. F(2,158)	0.3325
Obs*R-squared	2.283560	Prob. Chi-Square(2)	0.3193

3.10.4.3. Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας με Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Test

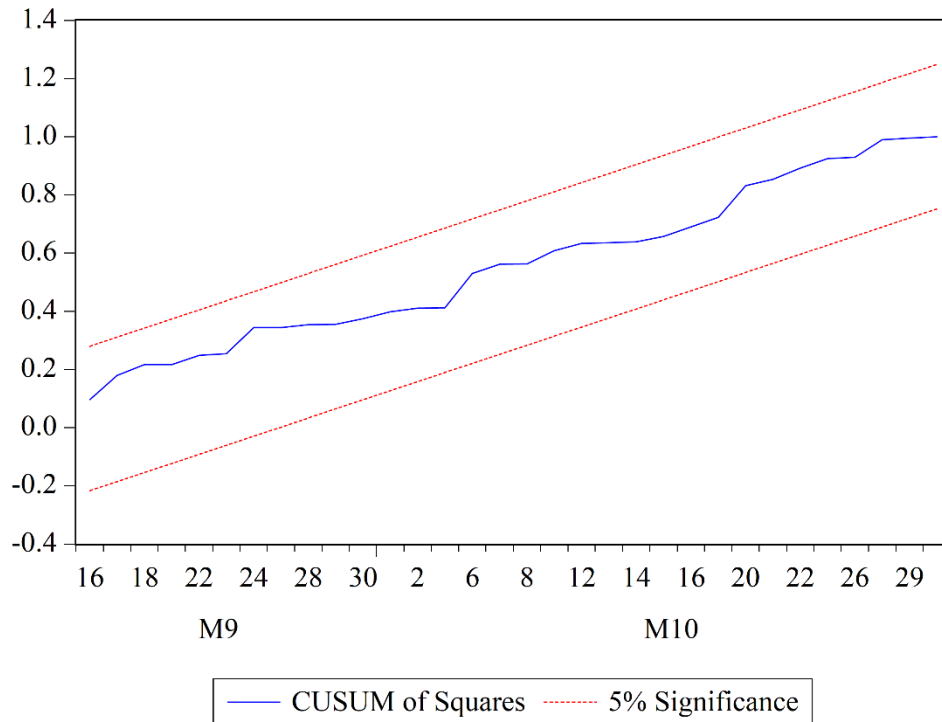
Επειδή το δείγμα μας είναι σχετικά μικρό προτιμούμε έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας με Breusch-Pagan-Godfrey Test, τα αποτελέσματα του οποίου βλέπουμε στον [Πίνακα 3-43](#) παρακάτω. Το συμπέρασμα που βγάζουμε είναι ότι έχουμε ομοσκεδαστικά κατάλοιπα, αφού $\text{Prob. Chi-Square}(4) = 0.1751 > 0.05$.

Πίνακας 3-43: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων με Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Test

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.598597	Prob. F(4,160)	0.1772
Obs*R-squared	6.340802	Prob. Chi-Square(4)	0.1751
Scaled explained SS	6.939789	Prob. Chi-Square(4)	0.1391

3.10.4.4. Έλεγχος Ευστάθειας με CUSUM of Squares Test

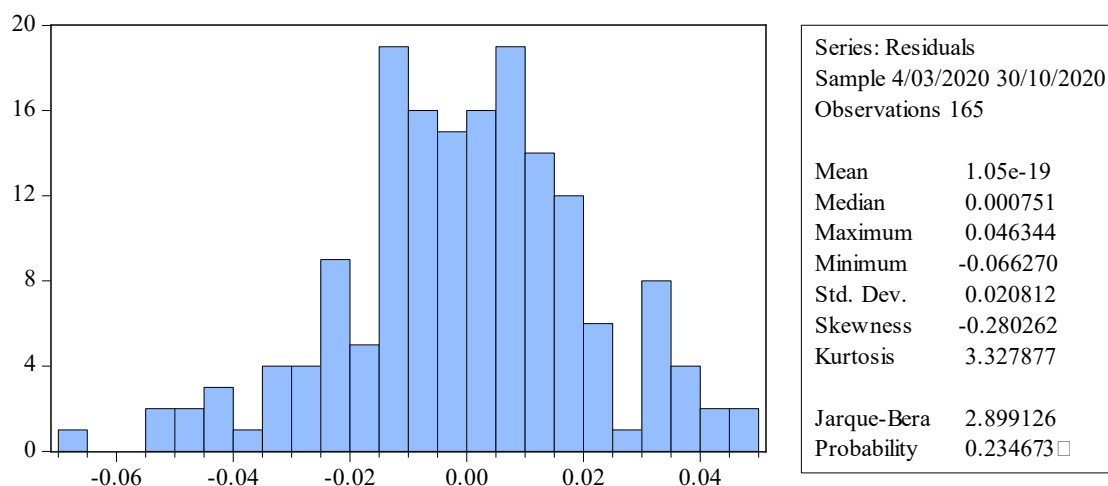
Αν κοιτάξουμε το [Διάγραμμα 3-13](#) θα δούμε ότι η μπλε γραμμή βρίσκεται εντός των ορίων των διακεκομμένων κόκκινων γραμμών. Αυτό σημαίνει πως έχουμε διαχρονική σταθερότητα στο υπόδειγμά μας. Προκειμένου να επιτύχουμε αυτή τη σταθερότητα, τρέξαμε πρώτα τον έλεγχο των *Bai-Perron (1998) Multiple Break Point Test* για να εντοπίσουμε πιθανές ημερομηνίες αστάθειας. Χρησιμοποιώντας μια από αυτές τις ημερομηνίες, και συγκεκριμένα την 15/9/2020, δημιουργήσαμε μία dummy μεταβλητή, η οποία έχει τιμή 0 σε όλες τις ημερομηνίες που προηγούνται αυτής της ημέρας και τιμή 1 σε όλες τις υπόλοιπες. Η dummy μεταβλητή λειτουργεί σαν αλλαγή του σταθερού όρου από το χρονικό σημείο της ανισοροπίας και ύστερα.



Διάγραμμα 3-13: Έλεγχος Ευστάθειας του Υποδείγματος Πρόβλεψης με CUSUM of Squares Test

Επειδή το EViews με το Multiple Break Point Test έχει την δυνατότητα να παράξει αρκετούς συνδυασμούς ημερομηνιών αστάθειας, για τους οποίους μπορεί να χρειαστεί να δημιουργήσουμε dummies, στα [Παράρτηματα](#) της συγκεκριμένης μελέτης παραθέτουμε και ένα πρόγραμμα, γραμμένο στο EViews 10, που διευκολύνει και επιταχύνει την δημιουργία ψευδομεταβλητών.

3.10.4.5. Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων με Jarque-Bera Test

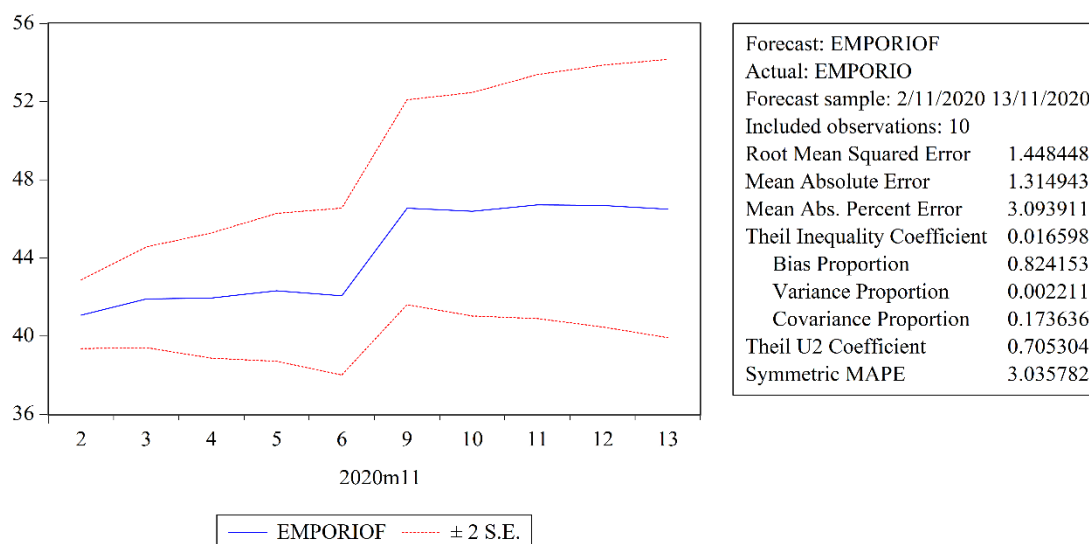


Διάγραμμα 3-14: Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων του Υποδείγματος Πρόβλεψης με Jarque-Bera Test

Ο έλεγχος Jarque-Bera έδειξε πως τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά, αφού η τιμή του ελέγχου είναι σχετικά μικρή και ίση με 2.899, ενώ το Probability είναι κατά πολύ μεγαλύτερο του 5% και ίσο με 0.235.

3.10.5. Δημιουργία και Αξιολόγηση Πρόβλεψης

Αφού όλοι οι έλεγχοι που κάναμε είχαν θετικό αποτέλεσμα, συνεχίζουμε με την δημιουργία ex-post πρόβλεψης, κάνοντας χρήση του εκτιμημένου μοντέλου μας και των 10 παρατηρήσεων που αφήσαμε επίτηδες έξω από το δείγμα εκτίμησης και οι οποίες αποτελούν το δείγμα πρόβλεψης, προκειμένου να γίνει σύγκριση των προβλεπόμενων και των πραγματικών τιμών. Δηλαδή, αυτές τις τιμές τις χρησιμοποιεί το EViews για να ελέγξει την ποιότητα των τιμών πρόβλεψης και να δει αν συγκλίνουν με τις πραγματικές ή όχι. Τα αποτελέσματα της πρόβλεψης ακολουθούν στο [Διάγραμμα 3-15](#).



Διάγραμμα 3-15: Αποτελέσματα Ex-Post Πρόβλεψης για το Προτεινόμενο Μοντέλο

Η τιμή Theil Inequality Coefficient είναι 0.0166 μικρότερη του 1 και πολύ κοντά στο μηδέν, οπότε συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο μας έχει σχετικά καλή προβλεπτική ικανότητα. Βέβαια υπάρχουν περιθώρια για βελτίωση και σε αυτό θα βοηθούσαν πολύ νέες παρατηρήσεις και ένα μεγαλύτερο δείγμα. Όμως, το υπόδειγμά μας αποτελεί απόδειξη ότι ο Covid-19 επηρεάζει όντως τον δείκτη λιανικού εμπορίου και μπορεί να μοντελοποιηθεί.

Κάπου εδώ η εμπειρική μας μελέτη έφτασε στο τέλος της και θα προχωρήσουμε σε ανακεφαλαίωση των κύριων σημείων της, σε παράθεση συμπερασμάτων, αλλά και προτάσεων για μελλοντική έρευνα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΕΤΑΡΤΟ

ΕΠΙΛΟΓΟΣ-ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ-ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ

Σε αυτό κεφάλαιο κλείνουμε την εμπειρική μελέτη μας ανακεφαλαιώνοντας τα περιεχόμενα της, παραθέτουμε τα συμπεράσματα μας, και κάνουμε κάποιες προτάσεις για περαιτέρω διερεύνηση στο μέλλον.

Το παρόν πόνημα, το οποίο αποτελεί απαραίτητο κριτήριο για την απονομή διπλώματος σε επίπεδο μεταπτυχιακών σπουδών, ξεκίνησε ως απόρροια της Πανδημίας του Κορωνοϊού, η οποία ξέσπασε στις αρχές του 2020 στην μακρινή Κίνα και έκτοτε έχει εξαπλωθεί μέσα σε λίγους μόλις μήνες σε όλο τον πλανήτη. Μέχρι και αυτή την στιγμή—που ο υποφαινόμενος γράφει αυτές τις λέξεις (7/12/2020)—έχουν αναφερθεί παγκοσμίως 67,493,570 κρούσματα Covid-19, έχουν επιβεβαιωθεί 1,543,629 θάνατοι⁶³ και καθώς γράφουμε τις επόμενες γραμμές τα δεδομένα αλλάζουν ραγδαία.

Η κρίση του Covid-19 εκτός από υγειονομικές έφερε και τεράστιες οικονομικές επιπτώσεις σε παγκόσμια κλίμακα και οδήγησε σε οικονομικό μαρασμό. Έτσι λοιπόν, ήταν σχεδόν μονόδρομος το να ασχοληθούμε με τις επιδράσεις αυτής της κρίσης στην ελληνική οικονομία και συγκεκριμένα στο κλάδο του λιανικού εμπορίου. Αρχικά η σκέψη μας ήταν να μελετήσουμε τις επιπτώσεις του Covid-19 στον Δείκτη Λιανικού Εμπορίου. Θέλαμε επίσης να γίνει και μια σύγκριση ως προς τις επιπτώσεις μια προηγούμενης μεγάλης κρίσης της ελληνικής οικονομίας, της Κρίσης Χρέους του 2010. Προκειμένου να επιτύχουμε τους στόχους μας, χρησιμοποιήσαμε το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων ή CAPM.

Αφού κάναμε μια βιβλιογραφική ανασκόπηση της θεωρίας και αναφέραμε έννοιες χρήσιμες προς τον μη έμπειρο αναγνώστη, περάσαμε στο εμπειρικό κομμάτι της έρευνάς μας. Ξεκινώντας, συλλέξαμε δεδομένα για τον δείκτη λιανικού εμπορίου, τον γενικό δείκτη του ΧΑΑ, το 10ετές ομόλογο του ελληνικού δημοσίου και τα ημερήσια κρούσματα Covid-19 στην Ελλάδα. Μετά την επεξεργασία και τον καθαρισμό των δεδομένων μας, τα περάσαμε στο EViews 10, «τρέξαμε» τις κατάλληλες παλινδρομήσεις και διενεργήσαμε τους απαραίτητους οικονομετρικούς ελέγχους, προκειμένου να αντλήσουμε συμπεράσματα.

⁶³ Worlometer (2020), “Covid-19 Coronavirus Pandemic”, Worlometer, [online] Available at: <https://www.worldometers.info/coronavirus/> (Accessed: 7 December 2020)

Πιο αναλυτικά, η ερευνητική μεθοδολογία μας αποσκοπούσε στο να δούμε αν τα δύο σημεία καμψής στην ελληνική οικονομία είχαν επίδραση στον λιανικό εμπόριο. Γι' αυτό τον λόγο χωρίσαμε το δείγμα μας αρχικά σε δύο μέρη. Το πρώτο μέρος αφορούσε την μελέτη της κρίσης χρέους του 2010 και το δεύτερο μέρος την κρίση του κορωνοϊού. Για κάθε μία κρίση διενεργήσαμε τρεις διαφορετικές γραμμικές παλινδρομήσεις με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων OLS: μία για την συνολική περίοδο της εκάστοτε κρίσης, μία για την περίοδο πριν από κάθε κρίση και μία για την περίοδο που ακολουθούσε κάθε κρίση.

Όλα τα μοντέλα εκτίμησης βασίστηκαν στο Μοντέλο της Αγοράς, που αποτελεί παραλλαγή του CAPM και μας βοηθάει να δούμε την σχέση μεταξύ της υπερβάλλουσας απόδοσης ενός περιουσιακού στοιχείου, της υπερβάλλουσας απόδοσης της αγοράς και του κινδύνου της αγοράς, τον οποίο αντικατοπτρίζει ο συντελεστής βήτα. Η εκτίμηση του μοντέλου της αγοράς πριν και μετά από κάθε κρίση οδήγησε σε βελτίωση των υποδειγμάτων, όσον αφορά τους στατιστικούς ελέγχους, και μας έδωσε την ευκαιρία να δούμε την συμπεριφορά του σταθερού όρου α του Jensen που είναι παράγοντας ανισορροπίας, καθώς και την μεταβολή του συντελεστή βήτα του δείκτη εμπορίου, ως αποτέλεσμα των οικονομικών κρίσεων.

Το πρώτο συμπέρασμα που αποκομίσαμε είναι ότι ο σταθερός όρος α του Jensen ήταν σε όλα τα υποδείγματα στατιστικά ασήμαντος και ουσιαστικά ίσος με μηδέν. Αυτό αποτέλεσε ένα σημείο υπέρ της θεωρίας του CAPM, καθώς σε διαφορετική περίπτωση θα είχαμε μη-κανονικές αποδόσεις και ο δείκτης εμπορίου θα βρίσκονταν σε κάποιο σημείο ανισορροπίας, δηλαδή εκτός της γραμμής SML.

Ένα δεύτερο συμπέρασμα της ερευνητικής μας προσπάθειας ήταν ότι και οι δύο κρίσεις επηρέασαν αρνητικά το λιανικό εμπόριο στην Ελλάδα, γεγονός που αποτυπώθηκε στις μεταβολές του εκτιμημένου συντελεστή βήτα πριν και μετά την εμφάνισή τους. Η διαφορά εντοπίστηκε στο μέγεθος της μεταβολής, που ήταν μεγαλύτερη στην περίπτωση της κρίσης χρέους του 2010, όπου σημειώθηκε αύξηση του βήτα κατά 25.98% από 0.70068 σε 0.88273, έναντι της αύξησης στον ίδιο συντελεστή κατά 17.86% λόγω του Covid-19, από 0.83197 προ κρίσης σε 0.98057 μετά κρίσης. Με άλλα λόγια, ο Covid-19 έφερε επιπτώσεις στον τομέα της οικονομίας γενικά, και του λιανικού εμπορίου ειδικά, αλλά αυτή η επίδραση ήταν μικρότερη από εκείνη της ελληνικής κρίσης χρέους, η οποία επηρέασε τον δείκτη λιανικού εμπορίου κατά 45.46% περισσότερο απ' ό,τι η κρίση του κορωνοϊού.

Ένα τρίτο συμπέρασμα που βγάλαμε είναι ότι το CAPM, και ειδικά το μοντέλο της αγοράς το οποίο και χρησιμοποιήσαμε, δεν μπορεί να εφαρμοστεί αμιγώς με την κλασική του μορφή στην ελληνική οικονομία. Αυτό έγκειται στο γεγονός ότι αρκετές υποθέσεις της κλασικής γραμμικής παλινδρόμησης έδειξαν να μην ισχύουν. Πιο συγκεκριμένα, εκτός από τους ελέγχους καλής εξειδίκευσης των υποδειγμάτων και αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων, οι οποίοι είχαν μια συνέπεια θετικής ανταπόκρισης στο «σπάσιμο» των δειγμάτων, οι υπόλοιποι έλεγχοι αρκετές φορές δεν έδωσαν καλά αποτελέσματα. Αυτό σημαίνει κατά πρώτον ότι κάναμε σύγκριση αποτελεσμάτων με επιφύλαξη, και κατά δεύτερον ότι η σύγχρονη οικονομική πραγματικότητα απαιτεί πιο δυναμικά μοντέλα, που μπορούν να αναπτυχθούν ακόμη και στην βάση της θεωρίας του CAPM, για να μας δώσουν πιο αξιόπιστα αποτελέσματα. Αυτό βέβαια ήταν εκτός των ορίων της παρούσας μελέτης και αποτελεί μια πρώτη πρόταση για ερευνητική μελέτη στο μέλλον.

Μετά την σύγκριση των επιδράσεων των δύο κρίσεων στο λιανικό εμπόριο, προχωρήσαμε σε μια προσπάθεια να δούμε αν όντως η υγειονομική κρίση του Covid-19 σχετίζεται με τις μεταβολές του λιανικού εμπορίου ή αν πρόκειται για μια περίπτωση ψευδούς παλινδρόμησης. Ύστερα από την διενέργεια ελέγχου συνολοκλήρωσης με το Bounds Test των Pesaran, Shin & Smith καταλήξαμε στην ύπαρξη ασυμπτωτικής μακροχρόνιας σχέσης ανάμεσα στον δείκτη εμπορίου και τα ημερήσια συνολικά κρούσματα κορωνοϊού. Ακόμη περισσότερο, ο έλεγχος αιτιότητας με το Granger Causality Test μας αποκάλυψε την ύπαρξη αμφίδρομης αιτιότητας μεταξύ των προαναφερθέντων μεταβλητών. Αυτό μας απέδειξε ότι οι προηγηθείσες τιμές των κρουσμάτων κορωνοϊού μπορούν να μας βοηθήσουν να προβλέψουμε την τιμή του δείκτη εμπορίου. Επίσης, μας έδωσε το έναυσμα για να καταπιαστούμε με την κατασκευή ενός τέτοιου μοντέλου, με το οποίο μπορούμε να κάνουμε προβλέψεις κατά την διάρκεια της πανδημίας, το οποίο παρουσιάζουμε στην ενότητα 3.10.

Κλείνοντας αυτή την επίπονη, αλλά συναρπαστική κατά τα άλλα ερευνητική διαδικασία, θα θέλαμε να κάνουμε κάποιες προτάσεις για διεξοδικότερη μελέτη στο μέλλον. Το δείγμα που είχαμε στα χέρια μας όταν ξεκίνησε η ανάλυση ήταν πραγματικά μικρό. Ένας αστάθμητος παράγοντας, που οδήγησε σε καθυστέρηση την έναρξη της συγκεκριμένης έρευνας, βοήθησε να συγκεντρώσουμε λίγα παραπάνω στοιχεία και να παρουσιάσουμε ένα καλύτερο αποτέλεσμα. Καθώς η πανδημία δεν προβλέπεται να μας αποχαιρετίσει σύντομα, ακόμη και αν τα νέα για την έλευση τριών νέων εμβολίων για την καταπολέμησή της, είναι πως βρίσκονται σε τροχιά κυκλο-

φορίας, ο ιός θα μας απασχολήσει και τα επόμενα χρόνια. Επομένως, βλέπουμε πως υπάρχουν περιθώρια καλύτερης μελέτης του θέματος, με ακόμη περισσότερες μελλοντικές παρατηρήσεις.

Μεγάλο ερευνητικό ενδιαφέρον θα είχε να δούμε πώς επηρεάστηκε ο κλάδος του ηλεκτρονικού εμπορίου από την πανδημία. Όλοι μας γίναμε μάρτυρες, κατά την διάρκεια του πρώτου εγκλεισμού (lockdown) την Άνοιξη του 2020, μιας έκρηξης των ηλεκτρονικών αγορών μέσω διαδικτύου. Ακόμη και σήμερα (7/12/2020), κατά την διάρκεια του δεύτερου lockdown που ξεκίνησε έναν μήνα πριν, στις 7/11/2020, λίγο πριν τις γιορτές των Χριστουγέννων ζούμε σουρεαλιστικές σκηνές, με υπαλλήλους ταχυμεταφορών να είναι κυριολεκτικά θαμμένοι σε σωρούς από δέματα και εμπορεύματα να στοιβάζονται ακόμη και σε πεζοδρόμια λόγω έλλειψης χώρου εντός των καταστημάτων. Χαρακτηριστικό παράδειγμα η εταιρεία JUMBO Α.Ε., η οποία ανακοίνωσε στις 18/11/2020 ότι κλείνει μέχρι της 26/11/2020 το e-shop της, λόγω υπερβολικού όγκου παραγγελιών.⁶⁴ Επίσης, σε σημερινό άρθρο (7/12/2020) της «Καθημερινής» γίνεται λόγος για απειλή μπλακ άουτ στις ταχυμεταφορές λόγω lockdown.⁶⁵ Καταλαβαίνουμε λοιπόν πως σε αυτόν τον τομέα της ελληνικής οικονομίας τα πράγματα πρέπει να είναι κάπως διαφορετικά απ' ό,τι σε ολόκληρο τον κλάδο του λιανικού εμπορίου, γεγονός που χρίζει μελέτης.

Λόγω των γιορτινών ημερών αλλά και των δύσκολων καταστάσεων που έχουμε όλοι переίλθει εξαιτίας της πανδημίας του κορωνοϊού, θα ήθελα να κλείσω με μια ευχή:

«Να είστε πάντα καλά»

Χαμπίδης Χ. Κυριάκος

8 Δεκεμβρίου 2020

⁶⁴ Capital.gr (2020), “Κλειστό Έως τις 26 Νοεμβρίου το e-shop της Jumbo”, Capital.gr, [online] Available at: <https://www.capital.gr/epixeiriseis/3496350/kleisto-eos-tis-26-noembriou-to-e-shop-tis-jumbo> (Accessed: 7 December 2020)

⁶⁵ Kathimerini.gr (2020), “Απειλή Μπλακ Άουτ για τις Ταχυμεταφορές Λόγω Lockdown”, Kathimerini.gr, [online] Available at: <https://www.kathimerini.gr/economy/business/561187186/apeili-blackout-gia-tis-tachymetafores-logo-lockdown> (Accessed: 7 December 2020)

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- 1) Bodie, Z., Kane, A. and Marcus, A.J. (2003), “*Investments*”, 5th ed, New York, NY: McGraw-Hill
- 2) Bodie, Z., Kane, A. and Marcus, A.J. (2017), “*Essentials of Investments*”, 10th ed, New York, NY: McGraw-Hill
- 3) Brooks, R.M. (2015), “*Financial Management - Core Concepts (Global Edition)*”, 3rd ed, London: Pearson
- 4) Capital.gr (2020), “*FTSE ΧΑ ΕΜΠΟΠΙΟ (ΔΕΜ)*”, Capital.gr, [online] Available at: <https://www.capital.gr/finance/historycloses/ΔΕΜ> (Accessed: 13 November 2020)
- 5) Capital.gr (2020), “*Κλειστό Έως τις 26 Νοεμβρίου το e-shop της Jumbo*”, Capital.gr, [online] Available at: <https://www.capital.gr/epixeiriseis/3496350/kleisto-eos-tis-26-noembriou-to-e-shop-tis-jumbo> (Accessed: 7 December 2020)
- 6) Capital.gr (2020), “*ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ (ΓΔ)*”, Capital.gr, [online] Available at: <https://www.capital.gr/finance/quote/ΓΔ> (Accessed: 13 November 2020)
- 7) Chappelow, J. (2020), “*The Great Recession*”, investopedia, [online] Available at: <https://www.investopedia.com/terms/g/great-recession.asp> (Accessed: 21 October 2020)
- 8) Cochrane, J.H. (2005), “*Asset Pricing*”, Rev. ed, Princeton, NJ: Princeton University Press
- 9) Copelovitch, M., Frieden, J. and Walter, S. (2016), “*The Political Economy of the Euro Crisis*”, Comparative Political Studies, Vol. 49(7), [online pdf] Available at: <https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/0010414016633227> (Accessed: 23 October 2020)
- 10) Damodaran, A. (2006), “*Security Analysis for Investment and Corporate Finance*”, 2nd ed, Hoboken, NJ: Wiley
- 11) Elton, E.J., Gruber, M.J., Brown, S.J. and Goetzmannm W.N. (2014), “*Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*”, 9th ed, Hoboken, NJ: Wiley
- 12) Eviews.com, “*Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Models: Estimating ARDL Models in EViews*”, eviews.com, [online] Available at: https://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content/ardl-Estimating_ARDL_Models_in_EViews.html (Accessed: 5 December 2020)

- 13) Eviews.com, “*Descriptive Statistics & Tests: Histogram and Stats*”, evIEWS.com, [online] Available at: http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content%2Fseries-Descriptive_Statistics_Tests.html%23 (Accessed: 20 November 2020)
- 14) Fabozzi, F.J., Focardi, S.M. and Kolm, P.N. (2006), “*Financial Modeling of the Equity Market: From CAPM to Cointegration*”, Hoboken, NJ: Wiley
- 15) Francis, J.K. and Kim D. (2013), “*Modern Portfolio Theory*”, Hoboken, NJ: Wiley
- 16) Glen, S. (n.d.), “*Normal Distributions (Bell Curve): Definition, Word Problems*”, StatisticsHowTo.com: Elementary Statistics for the rest of us!, [online] Available at: <https://www.statisticshowto.com/probability-and-statistics/normal-distributions/> (Accessed: 28 October 2020)
- 17) Inductiveload (2008), “*A selection of Normal Distribution Probability Density Functions (PDFs)*”, Wikimedia Commons, [online image] Available at: https://upload.wikimedia.org/wikipedia/commons/7/74/Normal_Distribution_PD_F.svg (Accessed: 28 October 2020)
- 18) Investing.com (2020), “*Greece 10-Year Bond Yield Historical Data*”, Investing.com, [Online] Available at: <https://www.investing.com/rates-bonds/greece-10-year-bond-yield-historical-data> (Accessed: 13 November 2020)
- 19) Kallen, S.A. (2014), “*Understanding World History: The Great Recession*”, San Diego, CA: ReferencePoint Press Inc
- 20) Kathimerini.gr (2020), “*Απειλή Μπλακ Άουτ για τις Ταχυμεταφορές Λόγω Lockdown*”, Kathimerini.gr, [online] Available at: <https://www.kathimerini.gr/economy/business/561187186/apeili-blackout-gia-tis-tachymetafores-logo-lockdown> (Accessed: 7 December 2020)
- 21) Kottasová, I. (2018), “*Greece is finally done with its epic bailout binge*”, CNN Business, 20 August, [online] Available at: <https://money.cnn.com/2018/08/20/news/economy/greece-bailout-exit/index.html> (Accessed: 24 October 2020)
- 22) Levendis, J.D. (2018), “*Time Series Econometrics - Learning Through Replication*”, Cham: Springer Texts in Business and Economics
- 23) Levy, H. (2012), “*The Capital Asset Pricing Model in the 21st Century - Analytical, Empirical, and Behavioral Perspectives*”, New York, NY: Cambridge University Press
- 24) Maddala, G.S. and Kim, I.M. (1998), “*Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*”, New York: Cambridge University Press
- 25) Markowitz, H. (1952), “*Portfolio Selection*”, The Journal of Finance, Vol. 7(1), JSTOR, [online pdf] Available at: <https://www.jstor.org/stable/2975974> (Accessed: 29 October 2020)

- 26) Nelson, C.R. and Plosser, C.I. (1982), “*Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series – Some Evidence and Implications*”, Journal of Monetary Economics Vol. 10(2), [online pdf] Available at: http://schwert.ssb.rochester.edu/a425/jme82_NP.pdf (Accessed: 17 November 2020)
- 27) NIST/SEMATECH (2012), “*e-Handbook of Statistical Methods: Measures of Skewness and Kurtosis*”, itl.nist.gov, [online] Available at: <https://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35b.htm> (Accessed: 20 November 2020)
- 28) Our World in Data (2020), “*Greece: Coronavirus Pandemic Country Profile*”, OurWorldInData.org, [online] Available at: <https://ourworldindata.org/coronavirus/country/greece?country=~GRC> (Accessed: 13 November 2020)
- 29) Pedace, R (2013), “*Econometrics for Dummies*”, Hoboken, NJ: Wiley
- 30) Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001), “*Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships*”, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16(3), [online pdf] Available at: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.616> (Accessed: 5 December 2020)
- 31) Pratt, S.P. and Grabowski, R.J. (2014), “*Cost of Capital: Applications and Examples*”, 5th ed, Hoboken, NJ: Wiley
- 32) Ross, S.A., Westerfield, R.W., Jaffe, J. and Jordan, B. (2019), “*Corporate Finance*”, 12th ed, New York, NY: McGraw-Hill Education
- 33) Toews, M.W. (2007), “*Normal Distribution Curve That Illustrates Standard Deviations*”, Wikimedia Commons, [online image] Available at: https://commons.wikimedia.org/wiki/File:Standard_deviation_diagram.svg#/media/File:Standard_deviation_diagram.svg (Accessed: 28 October 2020)
- 34) Tooze, A. (2018), “*Crashed: How a Decade of Financial Crises Changed the World*”, New York: Viking
- 35) Wikipedia (2020), “*Capital Asset Pricing Model*”, Wikipedia, [online] Available at: https://en.wikipedia.org/wiki/Capital_asset_pricing_model (Accessed: 12 November 2020)
- 36) World Health Organization (2020), “*Novel Coronavirus (2019-nCoV): Situation Report-1 21 January 2020*”, WHO, [online pdf] Available at: <https://www.who.int/docs/default-source/coronaviruse/situation-reports/20200121-sitrep-1-2019-ncov.pdf> (Accessed: 19 October 2020)
- 37) Worldometer (2020), “*Covid-19 Coronavirus Pandemic*”, Worldometer, [online] Available at: <https://www.worldometers.info/coronavirus/> (Accessed: 7 December 2020)

- 38) Ευθύμογλου, Π.Γ. (1996), “*Θέματα Χρηματοοικονομικής Διοικήσεως: Τεύχος Β, Ανάλυση Επενδύσεων*”, Πειραιάς: Πρόδρομος Ευθύμογλου
- 39) Ευθύμογλου, Π.Γ. και Μπάλλας, Α.Α (2003), “*Χρηματοδοτικοί Οργανισμοί και Αγορές*”, Γ΄ έκδοση, Αθήνα: Εκδόσεις Ευγ. Μπένου
- 40) Ζαπράνης, Α. (2020), “*Διάλεξη 2η: Στατιστικό Υπόβαθρο και Αποδόσεις*”, Πανεπιστημιακές Διαλέξεις, Προηγμένες Μέθοδοι Πρόβλεψης Χρηματιστηριακών Μεγεθών, Πανεπιστήμιο Μακεδονίας
- 41) Λυρούδη, Α. και Σουμπενιώτης, Δ. (1999), “*Ειδικά Θέματα Χρηματοοικονομικής: Πανεπιστημιακές Παραδόσεις*”, Θεσσαλονίκη: Πανεπιστήμιο Μακεδονίας
- 42) Νούλας, Α.Γ. (2020), “*Αγορές Χρήματος και Κεφαλαίου*”, Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Τζιόλα
- 43) Παπαδημητρίου, Γ. (2001), “*Περιγραφική Στατιστική*”, Θεσσαλονίκη: Παρατηρητής
- 44) Παπαναστασίου, Ι. (2020), “*Ενότητα 2η: Διαγνωστικοί Έλεγχοι*”, Πανεπιστημιακές Διαλέξεις, Προηγμένες Μέθοδοι Πρόβλεψης Χρηματιστηριακών Μεγεθών, Πανεπιστήμιο Μακεδονίας
- 45) Παπαναστασίου, Ι. (2020), “*Ενότητα 3η: Η Έννοια της Στατικότητας*”, Πανεπιστημιακές Διαλέξεις, Προηγμένες Μέθοδοι Πρόβλεψης Χρηματιστηριακών Μεγεθών, Πανεπιστήμιο Μακεδονίας
- 46) Παπανικολάου, Ν.Ι. (2010), “*Χρονική Τάση (Time Trend)*”, [online pdf] Available at: <https://npapanikolaou.files.wordpress.com/2010/10/ceb5cf81ceb3ceb1cf83cf84ceacf81ceb9cebf-4-cf87cf81cebfcebdceb9cebaceae-cf84ceaccf83ceb7-ceb1cf86ceb1ceafcf81ceb5cf83ceb7-cf84ceaccf83.pdf> (Accessed: 17 November 2020)
- 47) Συριόπουλος, Κ. και Φίλιππας, Δ.Θ. (2010), “*Οικονομετρικά Υποδείγματα & Εφαρμογές με το EViews*”, Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Ανικούλα

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ

ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΔΗΜΙΟΥΡΓΙΑΣ DUMMY ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Κώδικας 1: Πρόγραμμα Δημιουργίας Dummy Μεταβλητών με Τιμές 0 ή 1 για EViews 10

```
'Dummy Creator Program
'Developer: Champidis C. Kyriakos (2020)

smp1 @all

'Just replace the dates in red color below with the ones you've
obtained from a Multiple Break Point Test, like that of Bai-Peron,
and click run.

%date1 = "3/03/2009"
%date2 = "25/02/2009"
%date3 = "20/04/2015"
%date4 = "25/05/2012"
%date5 = "12/04/2018"
%date6 = "19/09/2011"
%date7 = "14/11/2013"
%date8 = "17/02/2016"

%dum1 = @replace(%date1, "/", "_")
%dum2 = @replace(%date2, "/", "_")
%dum3 = @replace(%date3, "/", "_")
%dum4 = @replace(%date4, "/", "_")
%dum5 = @replace(%date5, "/", "_")
%dum6 = @replace(%date6, "/", "_")
%dum7 = @replace(%date7, "/", "_")
%dum8 = @replace(%date8, "/", "_")

'Conditional Statement to create time series with value 1 for every
@date>=Break Point Date and value 0 for every @date<Break Point Date

series dum_{%dum1} = @recode(@date>=@dateval(%date1),1,0)
series dum_{%dum2} = @recode(@date>=@dateval(%date2),1,0)
series dum_{%dum3} = @recode(@date>=@dateval(%date3),1,0)
series dum_{%dum4} = @recode(@date>=@dateval(%date4),1,0)
series dum_{%dum5} = @recode(@date>=@dateval(%date5),1,0)
series dum_{%dum6} = @recode(@date>=@dateval(%date6),1,0)
series dum_{%dum7} = @recode(@date>=@dateval(%date7),1,0)
series dum_{%dum8} = @recode(@date>=@dateval(%date8).1,0)
```

ΚΕΝΗ ΣΕΛΙΔΑ
ΑΚΟΛΟΥΘΕΙ ΨΗΦΙΑΚΗ ΥΠΟΓΡΑΦΗ ΤΟΥ ΣΥΓΓΡΑΦΕΑ