

Διδρυματικό μεταπτυχιακό



λογιστική/ελεγκτική

# Διδρυματικό Πρόγραμμα Μεταπτυχιακών Σπουδών

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ - ΤΕΙ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ

## ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

**ΘΕΜΑ:** «Διερευνώντας την απόδοση και τον κίνδυνο των χρηματιστηρίων της Μέσης Ανατολής»

Επιμέλεια εργασίας: Πατσιαντόπουλος Νικόλαος

Επιβλέπων καθηγητής: κ. Παπαδάμου Στέφανος

Βόλος 2019

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	2
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1</b>	
<b>ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΜΕΛΕΤΩΝ ΓΙΑ ΤΗΝ ΑΠΟΛΟΣΗ ΚΑΙ ΤΟΝ ΚΙΝΔΥΝΟ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ ΣΤΗΝ ΜΑ.....</b>	<b>3</b>
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2</b>	
<b>ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΑ ΕΡΩΤΗΜΑΤΑ ΚΑΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΣ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ.....</b>	<b>7</b>
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3</b>	
<b>ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ</b>	
<b>3.1 Επίδραση Πολιτικό-Στρατιωτικών Γεγονότων στους Χρηματιστηριακούς Δείκτες των Χωρών της ΜΑ</b>	
3.1.1 <i>Γενικά χαρακτηριστικά των χωρών της ΜΑ.....</i>	9
3.1.2 <i>Event-Study Analysis</i>	
3.1.2.1 <i>Event-Study Ανάλυση με χρήση BDS test.....</i>	11
3.1.2.2 <i>Εφαρμογή και αποτελέσματα της event-study ανάλυσης στις χώρες της ΜΑ .....</i>	13
<b>3.2 Αλληλοσυσχέτιση των οικονομιών της ΜΑ μέσα από την επίδραση των πολιτικό-στρατιωτικών γεγονότων.....</b>	<b>15</b>
<b>3.3 Προσδιορισμός του μοντέλου αποτίμησης χρηματιστηριακών περιουσιακών στοιχείων των χωρών της ΜΑ.....</b>	<b>17</b>
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4</b>	
<b>ΣΤΡΑΤΗΓΙΚΕΣ ΕΠΕΚΤΑΣΗΣ ΕΝΟΣ ΔΙΕΘΝΟΥΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ ΜΕΤΟΧΙΚΩΝ ΤΙΤΛΩΝ, ΣΤΑ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑ ΑΞΙΩΝ ΤΩΝ ΧΩΡΩΝ ΤΗΣ ΜΑ.....</b>	<b>20</b>
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5</b>	
<b>ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ.....</b>	<b>22</b>
<b>ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΕΣ ΑΝΑΦΟΡΕΣ.....</b>	<b>23</b>
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ</b>	
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α.....</b>	<b>30</b>
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β.....</b>	<b>40</b>
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ.....</b>	<b>48</b>
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ.....</b>	<b>57</b>
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ε.....</b>	<b>67</b>
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΣΤ.....</b>	<b>76</b>
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ζ.....</b>	<b>83</b>
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Η.....</b>	<b>88</b>

## **ΕΙΣΑΓΩΓΗ**

Οι χώρες της περιοχής της νοτιοανατολικής Ασίας, η οποία είναι γνωστή ως Μέση Ανατολή (ΜΑ), από τις αρχές του 20<sup>ου</sup> αιώνα βρίσκονται στο κέντρο του παγκόσμιου γεωπολιτικού και οικονομικού ενδιαφέροντος, λόγω κυρίως των τεράστιων αποθεμάτων πετρελαίου και φυσικού αερίου που διαθέτουν. Επομένως καθίστανται ως μια ζωτική παγκόσμια πηγή ενέργειας και παράγοντας παγκόσμιας οικονομικής σταθερότητας. Όπως αναφέρεται στους Hassan, et al. (2003), το IFC (international financial corporation) και η Παγκόσμια Τράπεζα, εντάσσουν τις χρηματιστηριακές αγορές των χωρών αυτών, στις αναπτυσσόμενες παγκοσμίως. Από την άλλη όμως, ο Kuran (2004) ενοχοποιεί εκτός των άλλων, τον ισλαμισμό, που ως κυρίαρχη θρησκευτική συνείδηση της περιοχής, αποτέλεσε το βασικότερο τροχοπέδη στη θεσμική μεταμόρφωση των οικονομιών της ΜΑ, σε σχέση με εκείνη των ευρωπαϊκών χωρών. Αποτέλεσμα αυτού είναι η οικονομία της ΜΑ να υπολείπεται στον 21<sup>ο</sup> αιώνα, όχι μόνο των ευρωπαϊκών, αλλά και των οικονομιών της Άπω Ανατολής. Από την άλλη όμως, τα τελευταία χρόνια που οι κορυφαίες οικονομίες παγκοσμίως εξακολουθούν να υποφέρουν από βαθιά οικονομική κρίση, πολλοί οικονομολόγοι προβλέπουν ότι η περιοχή της ΜΑ έχει τη δυνατότητα να γίνει αναδυόμενος ηγέτης της αγοράς και κινητήριο μοχλός της παγκόσμιας ανάπτυξης (the World Economic Forum, 2011). Δεδομένου λοιπόν της διαρκούς αύξησης της σημαντικότητας των χωρών αυτών σε παγκόσμιο επίπεδο, καθίσταται χρήσιμη, αν όχι αναγκαία, η διερεύνηση των οικονομιών τους και κατ' επέκταση των επενδυτικών προοπτικών που παρουσιάζονται σε αυτές. Βασικό χαρακτηριστικό που πρέπει να λαμβάνεται υπόψη, είναι οι συχνές πολιτικές, οικονομικές και πολεμικές αναταράξεις που «μαστίζουν» την περιοχή αυτή (Cheng et al., 2010; Chau et al., 2014). Στις περιόδους εμφάνισης τους, οι χρηματιστηριακές αγορές συνήθως βιώνουν αυξημένα επίπεδα μεταβλητότητας-κινδύνου, επειδή σηματοδοτούν πιθανή μετατόπιση πολιτικής, που μπορεί με τη σειρά της, να προκαλέσει μεταβολές στην αποτίμηση ολόκληρης της αγοράς (Karolyi, 2006). Τελικός ενδιαφερόμενος των παραπάνω μεταβολών είναι ο διεθνής επενδυτής, ο οποίος επιχειρεί να «ιχνηλατήσει» επενδυτικές ευκαιρίες επέκτασης του χαρτοφυλακίου (X/Φ) του στις ρευστές αγορές της ΜΑ.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

### **ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΜΕΛΕΤΩΝ ΓΙΑ ΤΗΝ ΑΠΟΔΟΣΗ ΚΑΙ ΤΟΝ ΚΙΝΔΥΝΟ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ ΣΤΗΝ ΜΑ**

Ανατρέχοντας στην υφιστάμενη βιβλιογραφία, εντοπίζονται πολλές μελέτες επί της *επίδρασης εξωγενών, σε σχέση με την οικονομία, παραγόντων, στη μεταβλητότητα της απόδοσης και του κινδύνου των εγχώριων χρηματιστηριακών αγορών*. Ενδεικτικά αναφέρονται οι Bekaert & Harvey (1995), που απέδειξαν εμπειρικά ότι οι προσδοκώμενες αποδόσεις κεφαλαίων ιδίου κινδύνου, επηρεάζονται *από τοπικούς παράγοντες* και οι μελέτες των Erb et al. (1995, 1996a,b), Diamonte et al. (1996), Bekaret & Campbell (1997), που συγκεκριμενοποίησαν ως σπουδαιότερο παράγοντα επιρροής, *τον πιστωτικό κίνδυνο κάθε χώρας*. Επιπλέον έρευνες είναι των Mei & Guo (2004), που επικεντρώθηκαν στις *επιπτώσεις των εθνικών εκλογών* στα εγχώρια Χρηματιστήρια Αξιών (ΧΑ), του Lobo (1999), ο οποίος εξέτασε την επίδραση που είχε στους επενδυτές ένα πολιτικό σκάνδαλο, που αποκαλύφθηκε κατά τις εκλογές του 1998 στις ΗΠΑ, των Brooks et al. (1997), οι οποίοι διαπίστωσαν την αύξηση της μεταβλητότητας στα ΧΑ της Β. Αφρικής μετά από σημαντική πολιτική αλλαγή, των Leon et al. (2000), που κατέληξαν στην ίδια διαπίστωση για τις χώρες Trinidad και Tobago, καθώς και στο συμπέρασμα ότι με το πέρας της περιόδου πολιτικής αβεβαιότητας κατευνάζεται ο κίνδυνος στις αγορές. Επίσης οι Chan & Wei (1996) απέδειξαν ότι οι θετικές πολιτικές εξελίξεις παράγουν θετικές χρηματιστηριακές αποδόσεις, ενώ οι αρνητικές το αντίθετο.

Εκτός όμως από τις *πολιτικές, και οι στρατιωτικές εξελίξεις* έχουν μερίδιο επιρροής, όπως συμπέραναν οι Gupta et al. (2002) που μελέτησαν 22 περιπτώσεις ένοπλων συγκρούσεων και τρομοκρατικών επιθέσεων, σε ένα σύνολο χωρών χαμηλού και μεσαίου κατά κεφαλήν εισοδήματος. Τα αποτελέσματά τους έδειξαν μείωση της οικονομικής ανάπτυξης, υψηλότερο πληθωρισμό, χαμηλότερα φορολογικά έσοδα και επενδύσεις. Ομοίως οι Addison et al. (2002), ερευνώντας δείγμα 79 χωρών, κατέληξαν ότι οι ένοπλες συγκρούσεις επιφέρουν μείωση της ζήτησης για εγχώριο νόμισμα, εξασθένιση του χρηματοοικονομικού νομοθετικού-κανονιστικού πλαισίου και παρακωλύουν την αντίστοιχη ανάπτυξη.

Εστιάζοντας μόνο στις *αναπτυσσόμενες αγορές*, οι Bekaret & Campbell (1995), Harvey (1995a,b) και οι Divecha et al. (1992) απέδειξαν ότι γενικά, οι συγκεκριμένες αγορές είναι



*υψηλού κινδύνου, αλλά μεγαλύτερης απόδοσης*, και έχουν μικρή συσχέτιση μεταξύ τους. Ειδικά οι Harvey (1995a,b), Bekaret & Campbell (1997), Kearney (1998) και Aggarwal et al. (1999), διαπίστωσαν στις έρευνές τους ότι η μεταβλητότητα των συγκεκριμένων αγορών καθορίζεται περισσότερο από εγχώριους παράγοντες, παρά από αντίστοιχους παγκόσμιους. Παρόμοια συμπεράσματα εξάγουν και οι Perotti & Oijen (2001), οι οποίοι εξετάζοντας έναν αριθμό αναπτυσσόμενων αγορών, συμπέραναν ότι ο πολιτικός κίνδυνος είναι καθοριστικός παράγοντας των χρηματιστηριακών τιμών.

Ειδικά οι χώρες της ΜΑ, ως μέρος των αναπτυσσόμενων αγορών, έχουν αποτελέσει αντικείμενο παρελθόντων μελετών, ως προς τους παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις και τον κίνδυνο των χρηματιστηριακών επενδύσεών τους, *αναλύοντας οικονομετρικά* τη μεταβλητότητα τους. Μία από τις σημαντικότερες μελέτες στο θέμα αυτό, είναι των Hassan et al. (2003), οι οποίοι χρησιμοποιώντας το οικονομετρικό μοντέλο GARCH-M (1,1), στο οποίο ενσωματώνονται εγχώριες πολιτικές και χρηματοοικονομικές διαταραχές, διερεύνησαν τις αναπτυσσόμενες χρηματιστηριακές αγορές 10 χωρών της ΜΑ και της Αφρικής (Middle East and Africa/MEAF) και διαπίστωσαν ότι, όταν οι κλυδωνισμοί είναι αρνητικοί, αυξάνουν τον κίνδυνο των αγορών, ενώ το αντίστροφο συμβαίνει όταν αυτοί είναι θετικοί. Επίσης σημαντική είναι και η μελέτη των Chau et. al. (2014), η οποία εξετάζει τις επιπτώσεις της κοινωνικής αναταραχής που ταλάνισε τα χρηματιστήρια των χωρών της ΜΑ και της Β. Αφρικής (Middle East and North Africa/MENA), γνωστής ως «Αραβική Άνοιξη». Και αυτή η έρευνα χρησιμοποιώντας διαφοροποιήσεις του μοντέλου GARCH, κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι διαταραχές που προκαλούν η εγχώρια πολιτική αστάθεια, αυξάνουν τον κίνδυνο στις χρηματιστηριακές αγορές.

Υπάρχουν βέβαια και έρευνες που *περιορίζονται στην εξέταση μόνο των οικονομικών (ενδογενών) παραγόντων καθορισμού της απόδοσης-κινδύνου*, όπως των Kim & Singal (2000), που εξετάζουν τη μεταβλητότητα των αποδόσεων των επενδυμένων κεφαλαίων στην Ιορδανία και Τουρκία κατά το άνοιγμα των ΧΑ τους, και των Gulen & Mayhew (2000), που εξετάζουν την ίδια μεταβλητότητα σε δείγμα 25 χωρών, μέσα στις οποίες και το Ισραήλ, πριν και μετά την έναρξη συναλλαγών επί των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης (futures).

Ως προς την *αλληλεπίδραση των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών*, η υπάρχουσα βιβλιογραφία διαθέτει μια σειρά από μελέτες όπως, των Bekaert & Harvey (2002), Bessler & Yang (2003), Kim & Rogers (1995), Neaime (2002), Phylaktis & Ravazzolo (2002b), Stansell (1993), Tai (2000), Yang et. al. (2003). Πιο ειδικά, η επίδραση πολιτικό-

στρατιωτικών γεγονότων στις οικονομίες γειτονικών χωρών, και κατ' επέκταση στις αγορές τους, παρουσιάζεται σε *έκθεση του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου (Sab, 2014), η οποία διαπιστώνει θετικές ή αρνητικές επιπτώσεις των πολεμικών συμβάντων των χωρών της ΜΑ, στο εμπόριο, τον τουρισμό, τις ξένες επενδύσεις, τις εγχώριες επενδύσεις κεφαλαίου και σε άλλους τομείς των οικονομιών της ευρύτερης περιοχής*. Στα ίδια συμπεράσματα καταλήγει και ο De Groot (2010) μελετώντας τις χώρες της Αφρικής. Επιπλέον οι Ades et al. (1997) προσέθεσαν την πολιτική αβεβαιότητα που επικρατεί σε μια χώρα, λόγω κυρίως της συνεπαγόμενης αποδιοργάνωσης του εμπορίου ή των αυξημένων στρατιωτικών εξοπλισμών, ως σημαντικό παράγοντα αρνητικής επίδρασης στις γειτονικές οικονομίες.

Από την άλλη, οι Harvey (1991) και Hassan et al. (2003) διαπίστωσαν *χαμηλή συσχέτιση μεταξύ, τόσο των χρηματιστηριακών αγορών των αναπτυσσόμενων χωρών, όσο και μεταξύ αυτών και των αντίστοιχων αγορών των αναπτυγμένων χωρών*. Σύμφωνα με τη μελέτη τους, αυτό συμβαίνει κυρίως, γιατί οι αναπτυσσόμενες χώρες δεν διατηρούν στενούς εμπορικούς δεσμούς μεταξύ τους και επιπλέον, θέτουν αυστηρούς περιορισμούς στη συμμετοχή ξένων επενδυτών στα ΧΑ τους. Ίσως η πιο εμπειριστατωμένη μέχρι σήμερα εμπειρική ανάλυση της δυναμικής της απόδοσης και του κινδύνου των αγορών της MENA, είναι των Cheng et al. (2010), οι οποίοι χρησιμοποιώντας μοντέλα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Capital Assets Pricing Model) όπως, το στατικό/διεθνές (static/international) CAPM, το διαχρονικό (intertemporal) CAPM (ICAPM) και το Markov-switching Intertemporal CAPM (MS-ICAPM), διαπίστωσαν ότι *οι αγορές των χωρών της MENA δεν σχετίζονται στενά με τις αντίστοιχες διεθνείς*, αλλά η σχέση ανταλλαγής μεταξύ απόδοσης-κινδύνου τους, εξαρτάται από εγχώριους παράγοντες. Έτσι οι επενδύσεις σε αυτές τις αγορές, παρέχουν αποδόσεις ασυσχέτιστες με τις παγκόσμιες και επομένως, χρησιμεύουν ως χρηματοπιστωτικά μέσο το οποίο θα μπορούσε να βελτιώσει τη διαφοροποίηση ενός παγκόσμιου χαρτοφυλακίου (X/Φ).

Πρωτεργάτες του παραπάνω συμπεράσματος ήταν οι Yu & Hassan (2008), οι οποίοι χρησιμοποιώντας παραλλαγές του μοντέλου GARCH, διερεύνησαν την οικονομική ολοκλήρωση των χωρών της MENA, για τον εντοπισμό του μηχανισμού αλληλεξάρτησης της απόδοσης και του κινδύνου των μετοχών, μεταξύ των χρηματιστηριακών αγορών τους και των αντίστοιχων παγκοσμίων. Ένα από τα συμπεράσματά τους είναι ότι *τα ΧΑ των χωρών του Συμβουλίου Συνεργασίας του Κόλπου (Gulf Cooperation Council/GCC) έχουν αρνητικές συσχετίσεις με τις ανεπτυγμένες χρηματιστηριακές αγορές*, γεγονός που

υποδηλώνει ότι οι επενδύσεις σε μετοχές των χωρών του GCC έχουν καλή πιθανότητα να κερδίσουν από τη διεθνή διαφοροποίηση των χρηματοοικονομικών κινδύνων, όσο μάλιστα οι επενδύσεις στις συγκεκριμένες χώρες γίνονται περισσότερο προσεγγίσιμες λόγω της απελευθέρωσης των οικονομιών τους.

Τέλος, ως προς τις **στρατηγικές της διαφοροποίησης ενός παγκόσμιου X/Φ** μέσω της επένδυσης του στα ΧΑ της ΜΑ, ορισμένες ακαδημαϊκές μελέτες έχουν διερευνήσει τα πλεονεκτήματα από τις άμεσες επενδύσεις στις αναπτυσσόμενες αγορές μετοχών, καθώς και τη βέλτιστη μέθοδο επίτευξης αυτών. Η πρώτη ολοκληρωμένη ανάλυση έγινε από τον Harvey (1994, 1995a) ο οποίος διερεύνησε τον αντίκτυπο της προσθήκης των αναπτυσσόμενων χρηματιστηριακών αγορών στο παγκόσμιο X/Φ. Η γραφική ανάλυσή του δείχνει ότι **η συμπερίληψη των περιουσιακών στοιχείων αυτών των αγορών στο X/Φ, αυξάνει σημαντικά τις επενδυτικές δυνατότητες, με μια απότομη μετατόπιση του αποτελεσματικού συνόρου** (άριστοι συνδυασμοί απόδοσης-κινδύνου). Για την πραγματοποίηση της έρευνάς του χρησιμοποίησε στατιστικούς ελέγχους (test) που αναπτύχθηκαν από τους Shanken (1986), Huberman & Kandel (1987), Jobson & Korkie (1989), και διαπίστωσε ότι η παρατηρούμενη ανοδική μετατόπιση του αποτελεσματικού συνόρου είναι μεγάλη και στατιστικά σημαντική. Επαλήθευση του έργου του Harvey, δίνεται από τους Hassan et al. (2003) με τη **διαφοροποίηση του παγκόσμιου X/Φ**, το οποίο εκπροσωπείται από το δείκτη WORLD MSCI, **μέσω της επένδυσης στις αγορές της MEAF**. Τα αποτελέσματα τους δείχνουν ότι η συμπερίληψη των MEAF **θα μειώσει, τουλάχιστον, τον κίνδυνο του παγκόσμιου X/Φ, ακόμη και αν δεν αυξήσει την αναμενόμενη απόδοσή του**. Επίσης, οι De Santis & Imrohorglu (1997) διενήργησαν περιφερειακή ανάλυση και διαπίστωσαν ότι η διαφοροποίηση με περιουσιακά στοιχεία της Λατινικής Αμερικής, συνδέεται με μεγαλύτερες μεταβολές του αποτελεσματικού συνόρου και ως εκ τούτου, με μεγαλύτερα κέρδη απόδοσης ενός παγκόσμιου χαρτοφυλακίου.

Από την παραπάνω συνοπτική παρουσίαση της υπάρχουσας βιβλιογραφίας, διαπιστώνουμε ότι μικρός αριθμός μελετών έχει επικεντρωθεί στη μελέτη:

- α) των παραγόντων που επιδρούν στην απόδοση και τον κίνδυνο αποκλειστικά και μόνο των χρηματιστηριακών αγορών της ΜΑ,
- β) της αλληλεπίδρασης μεταξύ των αγορών αυτών και
- γ) της στρατηγικής διαφοροποίησης ενός παγκόσμιου X/Φ, που επενδύει σε αυτές τις αγορές.

Παράλληλα απαιτείται επικαιροποίηση των προηγούμενων εξαχθέντων συμπερασμάτων, δεδομένης της αυξανόμενης σημαντικότητας των οικονομιών της περιοχής αυτής, τόσο λόγω του πλούτου των ενεργειακών πόρων που διαθέτει, όσο και σύμφωνα με τους O'Sullivan et al. (2012), λόγω της αύξησης των ισλαμικών επενδυμένων κεφαλαίων στην παγκόσμια οικονομία. Τη σύγχρονη λοιπόν συμπλήρωση της σχετικής βιβλιογραφίας στη μελέτη της απόδοσης και του κινδύνου των ΧΑ της ΜΑ, θα προσπαθήσει να διεκπεραιώσει η παρούσα έρευνα, υπό την διαρκώς ενισχυόμενη παραδοχή, ότι οι παραδοσιακές οικονομικές μεταβλητές δεν μπορούν να αποτιμήσουν αποτελεσματικά τα περιουσιακά στοιχεία (μετοχές), καθώς νέες δυνάμεις επιδρούν στην αγορά τους, όπως η πολιτική αβεβαιότητα (Erb et al., 1996; Mei & Guo, 2004), και οι πολεμικές συγκρούσεις (Gurpta et al., 2002). Τα αποτελέσματα των αναλύσεων θα έχουν άμεσο ενδιαφέρον από τη μία για τις οικονομικές αρχές και τους υπεύθυνους χάραξης οικονομικής πολιτικής, που επιθυμούν να αξιολογήσουν το ρόλο των σημαντικών πολιτικό-στρατιωτικών γεγονότων στον καθορισμό των τιμών των μετοχών, και από την άλλη για τους παγκόσμιους επενδυτές, που επιθυμούν να επενδύσουν στις αναδυόμενες χρηματιστηριακές αγορές της ΜΑ. Τέλος, η παρούσα μελέτη μπορεί να αποτελέσει ένα οικονομικό και εύκολο εργαλείο ανάλυσης, σε αντίθεση με τις προγενέστερες μελέτες της βιβλιογραφίας οι οποίες χρησιμοποιούν κοστοβόρες και πολύπλοκες μεθόδους για την ανάλυση επεισοδίων, όπως του Hinich (1982), των Cheng et al. (2010), όπου εφαρμόζεται το “bispectrum test”, και των Chau et al. (2013), όπου εφαρμόζονται πολύπλοκα οικονομετρικά μοντέλα GARCH.

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2**

### **ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΑ ΕΡΩΤΗΜΑΤΑ ΚΑΙ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΣ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ**

Η μελέτη βασίζεται σε ερευνητικά ερωτήματα, πρώτον, για τον τρόπο με τον οποίο τα πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα, εγχώρια και γειτονικών κρατών, επηρεάζουν τις εγχώριες χρηματιστηριακές αγορές των χωρών της ΜΑ και δεύτερον, για τον τρόπο με τον οποίο μεταβάλλονται οι συνδυασμοί κινδύνου-απόδοσης στο Χ/Φ ενός διεθνούς επενδυτή, όταν επενδύει σε χρηματιστήρια των χωρών της ΜΑ.

Η έρευνα ακολουθεί ποσοτικό σχεδιασμό, χρησιμοποιώντας ποσοτικά και ποιοτικά δεδομένα για να τροφοδοτήσει τις μεταβλητές των οικονομετρικών μοντέλων της event-study ανάλυσης (Hinich, 1996; Hinich & Serletis, 2007). Μέσω αυτής εντοπίζονται εγχώρια πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα, τα οποία πιθανόν επηρεάζουν την πορεία των χρηματιστηριακών δεικτών. Επιπλέον εξετάζεται η συνδιακύμανση των ΧΑ των χωρών της έρευνας, ώστε να ανιχνευτούν τυχόν αλληλεπιδράσεις. Στη συνέχεια οι παράγοντες αυτοί εντάσσονται στο σταθερό/διεθνές CAPM των Sharpe (1964) και Lintner (1965) και ελέγχονται ως προς τη στατιστική σημαντικότητά τους. Τελικά οι ισχύουσες μεταβλητές δημιουργούν το πολυπαραγοντικό (factor) CAPM, με παρόμοιο τρόπο με τους Cheng et al. (2010). Τέλος, εφαρμόζεται η θεωρία Χ/Φ του Markowitz για τον έλεγχο του τρόπου μεταβολής της απόδοσης και του κινδύνου στο Χ/Φ ενός διεθνούς επενδυτή, αν επεκταθεί στα ΧΑ των χωρών της ΜΑ, σε συνδυασμό με τις εσωτερικές και εξωτερικές πολιτικό-στρατιωτικές εξελίξεις που επιδρούν στην απόδοση των ΧΑ τους. Το ρόλο του παγκόσμιου ή διεθνούς Χ/Φ αναλαμβάνει ο δείκτης μετοχικών τίτλων υψηλής τεχνολογίας NASDAQ Composite (National Association of Securities Dealers Automated Quotations), ο οποίος αποτελεί έναν από τους μεγαλύτερους χρηματιστηριακούς δείκτες των ΗΠΑ, καθώς συγκεντρώνει επενδυτές από όλο τον πλανήτη, ενώ δεν περιέχει περιουσιακούς τίτλους των χωρών της ΜΑ.

Η φύση του ερευνητικού σχεδιασμού αποδίδει αρχικά μια περιγραφική μελέτη, προβάλλοντας τα βασικά χαρακτηριστικά των χωρών της ΜΑ και τεκμηριώνοντας την επιλογή του ερευνητικού δείγματος. Στη συνέχεια η μελέτη εξελίσσεται σε επεξηγηματική, μέσα από την ανάλυση των οικονομετρικών μοντέλων, επεξηγώντας τις σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών τους, ώστε να απαντηθούν τα ερευνητικά ερωτήματα. Η στρατηγική της έρευνας

είναι συνδυασμός αρχειακής έρευνας και μελέτης περίπτωσης. Η πρώτη μορφή επιλέγεται γιατί χρησιμοποιούνται πληροφορίες από τα χρονολόγια των χωρών της ΜΑ, καθώς και δεδομένα κίνησης χρηματιστηριακών δεικτών, από διαδικτυακά αρχεία των ΧΑ τους. Η δεύτερη μορφή αναφέρεται στην επιλογή του δειγματικού αριθμού των πέντε χωρών της περιοχής της ΜΑ, για κάθε μία από τις οποίες συλλέγονται τα παραπάνω δεδομένα και αναλύονται οικονομετρικά. Οι συμμετέχοντες στην έρευνα είναι οι χώρες της Μ.Α. Ισραήλ, Ιράν, Κατάρ, ΗΑΕ και Αίγυπτος. Στην ίδια λογική με τον Sab (2014), η επιλογή των χωρών του δείγματος γίνεται με κριτήρια όπως, η διαθεσιμότητά τους σε πλουτοπαραγωγικές πηγές ενέργειας (για παράδειγμα πετρέλαιο, φυσικό αέριο), η διάρκεια και η ένταση των πολιτικό-στρατιωτικών διαταραχών τις οποίες βίωσαν, το παρόμοιο πολιτιστικό και ιστορικό υπόβαθρό τους και η σημαντικότητά τους σε περιφερειακό και παγκόσμιο επίπεδο.

Στην παρούσα έρευνα χρησιμοποιούνται στοιχεία από τριτογενείς πηγές, οι οποίες αποτελούν διαδικτυακές βάσεις δεδομένων. Για την εφαρμογή της event-study ανάλυσης, τα σημαντικότερα πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα κάθε χώρας του δείγματος αντλούνται από το χρονολόγιό της, το οποίο τηρεί το βρετανικό τηλεοπτικό δίκτυο BBC (2018). Οι ιστορικές ημερήσιες τιμές των χρηματιστηριακών δεικτών αντλούνται από τη διαδικτυακή χρηματοοικονομική πύλη investing.com (Fusion Media Limited, 2007-2018). Για τα ΗΑΕ χρησιμοποιείται ο δείκτης ADX GENERAL στο εγχώριο νόμισμα AED, για την Αίγυπτο ο δείκτης EGX 30 στο εγχώριο νόμισμα EGP, για το Κατάρ ο δείκτης QE GENERAL στο εγχώριο νόμισμα QAR και για το Ισραήλ χρησιμοποιείται ο δείκτης TA 35 στο εγχώριο νόμισμα ILS. Τέλος, για το Ιράν χρησιμοποιείται ο χρηματιστηριακός δείκτης “OVERALL INDEX” στο εγχώριο νόμισμα IRR και οι ημερήσιες τιμές του αντλούνται από τη διαδικτυακή ιστοσελίδα του ΧΑ του με την επωνυμία Tehran Stock Exchange (TSE) (Tehran Stock Exchange Corp, 2018). Επίσης χρησιμοποιούνται οι ιστορικές συναλλαγματικές ισοτιμίες της investing.com, για την απόδοση σε δολάρια των χρηματιστηριακών δεικτών των ΗΑΕ, Αιγύπτου, Κατάρ και Ισραήλ. Οι τιμές του ιρανικού δείκτη μετατρέπονται σε δολάρια, με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες USD-IRR, οι οποίες είναι διαθέσιμες στο διαδικτυακό ισότοπο της XE.com Inc (1995-2018). Τέλος, από τις ημερήσιες τιμές σε δολάρια των ΧΑ των χωρών της ΜΑ, παράγονται οι επί τοις εκατό ημερήσιες αποδόσεις τους.

Όσον αφορά στην κατασκευή του πολυπαραγοντικού CAPM, για το ρόλο του X/Φ της αγοράς (Παπαδάμου, 2009) χρησιμοποιούνται οι ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη S&P DJG



(Standard and Poor's Dow Jones Global), που παράγονται από τις αντίστοιχες τιμές του σε δολάρια και οι οποίες διατίθενται στη διαδικτυακή ιστοσελίδα S&P Dow Jones Indices LLC (2018). Ο δείκτης S&P DJG επειδή συνθέτει διεθνείς αγορές μετοχών (WebFinance, 2018), θα αναφέρεται ως Χ/Φ «παγκόσμιας αγοράς». Το επιτόκιο άνευ κινδύνου (Risk Free Rate/RFR) (Παπαδάμου, 2009) προσεγγίζεται από το επιτόκιο των τριμηνιαίων αμερικανικών τραπεζογραμματίων, διαπραγματευομένων στη δευτερογενή αγορά (3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate) της Federal Reserve Bank of St. Louis (Board of Governors of the Federal Reserve System (US), 2018).

Όσον αφορά στη διαφοροποίηση του διεθνούς Χ/Φ NASDAQ, οι ιστορικές ημερήσιες αποδόσεις του διατίθενται επίσης στη διαδικτυακή χρηματοοικονομική πύλη investing.com, προερχόμενες από τιμές εκφρασμένες σε δολάρια.

Για την επίτευξη ομοιομορφίας στα δεδομένα, οι αποδόσεις των δεικτών όλων των χωρών, καθώς εκείνες των δεικτών NASDAQ Composite, S&P DJG και του RFR, καλύπτουν τη χρονική περίοδο από 02 Ιουνίου 2010 έως 30 Μαΐου 2018.

Για την ανάλυση των δεδομένων χρησιμοποιούνται τα προγράμματα EVIEWS, MINITAB και EXCEL SOLVER. Μέσω αυτών, εφαρμόζονται οι οικονομετρικές μέθοδοι, όπως περιγράφονται στους Gujarati (2004), Brooks (2008) και Χάλκο (2011). Έτσι εκτιμώνται οι παράμετροι των οικονομετρικών μοντέλων προκειμένου να συμβάλλουν στην απάντηση των ερευνητικών ερωτημάτων. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται συγκεντρωτικά σε μορφή πίνακα, ώστε να διευκολύνεται η ανάγνωση και η σύγκρισή τους, και κατ' επέκταση η εξαγωγή και τεκμηρίωση των συμπερασμάτων.

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3**

### **ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ**

Η εμπειρική μελέτη αυτού του κεφαλαίου είναι οργανωμένη σε δύο μέρη, κάθε ένα από τα οποία υποδιαιρείται σε ενότητες και υποενότητες. Στο πρώτο μέρος μελετάται η επίδραση πολιτικό-στρατιωτικών γεγονότων, εγχώριων και γενικά της περιοχής της ΜΑ, στους εγχώριους χρηματιστηριακούς δείκτες των χωρών που ανήκουν σε αυτή. Πιο συγκεκριμένα, εκεί αναλύονται τα γενικά χαρακτηριστικά των χωρών της ΜΑ και εφαρμόζεται η μεθοδολογία ανάλυσης event-study. Στη συνέχεια διερευνάται η αλληλοσυσχέτιση των ΧΑ τους, μέσα από την επίδραση των πολιτικό-στρατιωτικών γεγονότων, και προσδιορίζονται τα μοντέλα αποτίμησης των χρηματιστηριακών τους τίτλων.

Στο δεύτερο μέρος αναλύονται οι στρατηγικές επέκτασης ενός διεθνούς χαρτοφυλακίου μετοχικών τίτλων, στα χρηματιστήρια αξιών των χωρών της ΜΑ, σε συνάφεια και με τα επιδρόντα πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα που εντοπίζονται στο πρώτο μέρος.

### **3.1 Επίδραση Πολιτικό-Στρατιωτικών Γεγονότων στους Χρηματιστηριακούς Δείκτες των Χωρών της ΜΑ**

#### *3.1.1 Γενικά χαρακτηριστικά των χωρών της ΜΑ*

Όπως αναφέρει ο Kuran (2004), η ΜΑ πριν από μια χιλιετία (γύρω στο δέκατο αιώνα), ήταν μια οικονομικά προηγμένη περιοχή του κόσμου, όσον αφορά το βιοτικό επίπεδο, την τεχνολογία, τη γεωργική παραγωγικότητα, την παιδεία και τη θεσμική δημιουργικότητα. Εντούτοις, μετέπειτα η Μέση Ανατολή δεν κατόρθωσε να εφαρμόσει τον θεσμικό μετασχηματισμό, μέσω του οποίου η δυτική Ευρώπη αύξησε σημαντικά την ικανότητά της να συγκεντρώνει πόρους, να συντονίζει παραγωγικές δραστηριότητες και να διεξάγει συναλλαγές. Επομένως ο εκσυγχρονισμός της οικονομίας της παρέμεινε σε χαμηλό επίπεδο. Μέχρι τον δέκατο ένατο αιώνα, ολόκληρη η Μέση Ανατολή ήταν σαφώς «υποανάπτυκτη» σε σχέση με τη Δυτική Ευρώπη, και στον εικοστό πρώτο αιώνα, έχει επίσης μείνει αισθητά πίσω από περιοχές της Άπω Ανατολής. Οι κυριότεροι παράγοντες για αυτή την οπισθοδρόμηση, σύμφωνα πάλι με τον Kuran (2004), είναι:

- 1) Ο ισλαμικός νόμος κληρονομιάς, ο οποίος εμπόδιζε τη συσσώρευση κεφαλαίων.
- 2) ο αυστηρός ατομικισμός που προωθούσε ο ισλαμικός νόμος και η έλλειψη της έννοιας της εταιρίας. Οι παράγοντες αυτοί παρεμπόδιζαν την οργανωτική ανάπτυξη και συνέβαλαν ώστε η κοινωνία των πολιτών να παραμένει αδύναμη.
- 3) Ο φιλανθρωπικός θεσμός με την επωνυμία «βακούφι-waqf» (Atan, Nur Atikah & Johari, Fuadah, 2017), ο οποίος απομόνωνσε τεράστιους πόρους σε οργανισμούς, που πιθανόν να δυσλειτουργούν με την πάροδο του χρόνου.

Παρά την οικονομική καθυστέρηση, η περιοχή της ΜΑ είναι σημαντική από μακροοικονομική άποψη, επειδή διαθέτει τα μεγαλύτερα αποθέματα ορυκτών καυσίμων και κάποιες από τις μεγαλύτερες πετρελαιοπαραγωγές χώρες, σε σύνολο 20 χωρών παγκοσμίως (Cheng et al., 2010). Είναι μία αναπτυσσόμενη αγορά που προσφέρει σημαντικές ευκαιρίες διαφοροποίησης των χαρτοφυλακίων, προσελκύοντας παγκόσμιους επενδυτές. Η χρηματοοικονομική απελευθέρωση έχει εφαρμοστεί στην πλειοψηφία των χωρών της περιοχής, μέσω προγραμμάτων διαρθρωτικής προσαρμογής και μεγάλης κλίμακας ιδιωτικοποιήσεων. Ένας μεγάλος αριθμός χωρών υιοθέτησε πολιτικές μακροοικονομικής σταθεροποίησης, που αποσκοπούν στην εξασφάλιση οικονομικής σταθερότητας, χαμηλού πληθωρισμού και μειωμένων δημοσιονομικών ελλειμμάτων. Οι παραπάνω μεταρρυθμίσεις, η αύξηση των εσόδων από την εκμετάλλευση του πετρελαίου, η πλεονάζουσα ρευστότητα και η διάχυση της τελευταίας στις γειτονικές χώρες, έχουν αυξήσει σημαντικά τις κεφαλαιοποιήσεις, τους κύκλους εργασιών και τις αποδόσεις των χωρών της ΜΑ (Hammoudeh & Alesia, 2004). Ειδικά για τις υψηλές αποδόσεις, όπως υποστηρίζουν οι Bekaret & Campbell (1995), οι υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις στις αναπτυσσόμενες αγορές, οφείλονται στην τιμολόγηση των τοπικών παραγόντων, παρά στη διεθνοποίηση των αγορών αυτών.

Από την άλλη όμως, παρά την πρόοδο και την απελευθέρωση των χρηματοοικονομικών αγορών της ΜΑ, συντηρούνται ακόμη, σε ορισμένες χώρες, εμπόδια στην ιδιωτική επένδυση. Σύμφωνα με την McCall (2014) τα εμπόδια αυτά εντοπίζονται σε τέσσερις τομείς:

- 1) Την έλλειψη ποικιλομορφίας ιδιοκτησίας.
- 2) Την ανεπαρκή διαφοροποίηση της οικονομίας.
- 3) Την ανεπαρκή διαφάνεια και νομοθεσία.
- 4) Τις υπανάπτυκτες κεφαλαιαγορές.

Η παρεμπόδιση της ιδιωτικής επένδυσης συνεπάγεται ότι οι οικονομίες της ΜΑ, στηρίζονται στη δημόσια επένδυση, το οποίο με τη σειρά του ευθύνεται για την οικονομική καθυστέρηση, αφού σύμφωνα με μελέτες των Doppelhoffer et al. (2004), ο συσχετισμός ανάμεσα στις δημόσιες επενδύσεις και την οικονομική ανάπτυξη είναι στην πραγματικότητα αρνητικός. Όσο μεγαλύτερο είναι το μερίδιο των επενδύσεων από τον δημόσιο τομέα, τόσο χαμηλότερος είναι ο ρυθμός ανάπτυξης μιας οικονομίας.

Συγκεκριμένα, η Σαουδική Αραβία είναι η τελευταία μεγάλη οικονομία της περιοχής που διατηρεί φραγμούς στην ιδιωτική επένδυση. Αυτό συμβαίνει διότι εφαρμόζει αυστηρά τον ισλαμικό νόμο της «Σαρία». Αν και η χρηματιστηριακή αξία της χρηματιστηριακής αγοράς της Σαουδικής Αραβίας ανερχόταν στα 82 δισ. Δολάρια τον Ιούνιο του 2002, καθιστώντας την 12η μεγαλύτερη αναδυόμενη αγορά στον κόσμο, η Σαουδική Αραβία στερείται επίσημου χρηματιστηρίου. Διαθέτει μόνο μια άτυπη ηλεκτρονική ανταλλαγή, την οποία εποπτεύει η κεντρική τράπεζα της (Yu & Hassan, 2008). Επίσης τα επιτόκια δεν υπολογίζονται μέσω μηχανισμών των χρηματοπιστωτικών αγορών και της χρηματαγοράς, αλλά μέσω μιας φόρμουλας βασιζόμενης στη Σαρία, με αποτέλεσμα να μην είναι συμβατά με τα επιτόκια της ελεύθερης αγοράς και να μην αντικατοπτρίζουν την πραγματική δαπάνη κεφαλαίου (Cheng et al., 2009). Το Aljazira Capital (2015) αναφέρει ότι μόλις το 2015 η Αρχή Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Authority/CMA) της Σαουδικής Αραβίας κατέστησε το ΧΑ της προσβάσιμο στους εγχώριους επενδυτές και στους πολίτες των χωρών του GCC. Επίσης, ένας «εξειδικευμένος» ξένος επενδυτής που επιθυμεί να συμμετάσχει στο ΧΑ της, πρέπει εκτός των άλλων, να έχει περιουσιακά στοιχεία τουλάχιστον 5 δισεκατομμυρίων δολαρίων υπό τη διοίκησή του και να έχει δουλέψει για τουλάχιστον πέντε έτη.

Αντίθετα στις υπόλοιπες χώρες της ΜΑ, που αποτελούν το δείγμα της παρούσας μελέτης, οι ξένες επενδύσεις χαίρουν σχεδόν πλήρους ελευθερίας. Στο Ιράν, σύμφωνα με τους ισχύοντες νόμους και κανονισμούς της χώρας, όλοι οι ξένοι επενδυτές επιτρέπεται να επενδύουν, για σκοπούς ανάπτυξης και παραγωγής δραστηριοτήτων, σε όλους τους τομείς της βιομηχανίας, της εξόρυξης, της γεωργίας και των υπηρεσιών. Ωστόσο, για την ιρανική κυβέρνηση μόνο αυτές οι επενδύσεις πρέπει να επιλέγονται και επομένως, απολαμβάνουν τα προνόμια και τις προφυλάξεις του Νόμου περί Προώθησης και Προστασίας των Ξένων Επενδύσεων (Foreign Investment Promotion and Protection Act - FIPPA) (OIETAI/Organization for Investment, Economic and Technical Assistance of Iran, 2018). Στα ΗΑΕ σύμφωνα με τον Wasseem Mina (2016), πολλές ξένες πολυεθνικές επιχειρήσεις

έχουν ιδρύσει θυγατρικές στη χώρα. Η ταχεία ανάπτυξη των άμεσων ξένων επενδύσεων αντανακλά την εμπιστοσύνη στην οικονομία των ΗΑΕ και τις προσπάθειες για την ενίσχυση της ανταγωνιστικότητάς της. Ωστόσο, η πρόσφατη παγκόσμια κρίση έχει μειώσει σημαντικά τις ροές των άμεσων ξένων επενδύσεων. Γι' αυτό καταβάλλονται προσπάθειες για την επιτάχυνση της επικύρωσης ενός νέου νόμου περί ξένων επενδύσεων, ο οποίος θα εξαλείψει αρκετούς από τους σημερινούς νομικούς φραγμούς και θα προσφέρει στους ξένους επενδυτές παρόμοια δικαιώματα με εκείνα των υπηκόων των ΗΑΕ. Επίσης, σύμφωνα με το Υπουργείο Οικονομίας του Κατάρ (Ministry of Economy and Commerce, 2018), η συμμετοχή ξένων επενδυτών στο ΧΑ του είναι απαλλαγμένη από περιορισμούς. Τέλος, το ίδιο συμπεραίνουμε για τις χρηματοοικονομικές αγορές της Αιγύπτου, με βάση το Νόμο 72 του 2017 (Investment Law 2017), και για τις ξένες επενδύσεις στο Ισραήλ, με βάση την έκθεση του Οργανισμού Οικονομικής Συνεργασίας και Ανάπτυξης (ΟΟΣΑ) (OECD, 2009).

### *3.1.2 Event-Study Analysis*

#### *3.1.2.1 Event-Study Ανάλυση με χρήση BDS test*

Είναι αποδεκτό το γεγονός ότι η χρηματοοικονομική οικονομία κυριαρχείται την τελευταία δεκαετία από γραμμικό πρότυπο, το οποίο υποθέτει ότι οι οικονομικές χρονοσειρές συμμορφώνονται με γραμμικά μοντέλα ή μπορούν να προσεγγιστούν από ένα γραμμικό μοντέλο (Lim et al., 2003). Ωστόσο, δεν υπάρχει θεωρητικός λόγος να πιστεύουμε ότι τα οικονομικά συστήματα πρέπει να είναι εγγενώς γραμμικά (Pesaran & Potter, 1993, Campbell et al., 1997, Barnett & Serletis, 2000). Η παραδοχή της γραμμικότητας, η οποία έχει γίνει για την προσέγγιση του πραγματικού κόσμου, θεωρείται πλέον ακατάλληλη (Liew et al., 2003).

Η ανίχνευση της μη γραμμικότητας σε δεδομένα χρονολογικών σειρών έχει γίνει ένας σημαντικός τομέας στατιστικής και οικονομετρικής έρευνας. Διάφορες νέες μεθοδολογίες έχουν αναπτυχθεί για να ελέγξουν την παρουσία της, ως αποτέλεσμα της όλο και ευρύτερης άποψης, ότι τα οικονομικά και πολιτικά συστήματα είναι μη γραμμικά (Hinich & Serletis, 2007). Για παράδειγμα, στοιχεία μη γραμμικότητας έχουν αποδειχθεί από τους Hsieh (1989), Brooks (1996), Brooks et al. (2000), Brooks and Hinich (2001), Serletis & Shahmoradi (2004), Pinno & Serletis (2005). Στην πραγματικότητα, οι Brooks et al. (2000) και οι Brooks & Hinich (2001) έχουν δείξει ότι η μη γραμμικότητα οφείλεται σε επεισόδια που ξαφνικά

πλήττουν την αγορά, δημιουργώντας μη γραμμικές μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών, σε σχέση με προηγούμενες κινήσεις τους. Αυτό συμβαίνει επειδή οι συμμετέχοντες στην αγορά δεν είναι σίγουροι για το πώς θα αντιδράσουν σε αυτές τις ξαφνικές διαταραχές και επομένως αντιδρούν αργά. Η συμπεριφορά αυτή αποκαλείται «επεισοδιακή». Αντίθετα οι κανονικές ειδήσεις παράγουν πολύ πιο γρήγορες αντιδράσεις (Hinich & Serletis, 2007).

Στην παρούσα μελέτη θα χρησιμοποιηθεί το πολυπαραγοντικό CAPM, που αποτελεί μια εκτεταμένη εκδοχή του στατικού/διεθνούς CAPM των Sharpe (1964) και Lintner (1965), με την προσθήκη επιπλέον ερμηνευτικών μεταβλητών. Αυτές αντιπροσωπεύουν σημαντικά εγχώρια και εξωχώρια (της περιοχής της MA) πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα, τα οποία επηρεάζουν τις αποδόσεις της χρηματοπιστωτικής αγοράς κάθε χώρας της MA του δείγματος. Οπότε το γραμμικό μοντέλο CAPM, το εμπλουτίζουμε με μη γραμμικότητες, οι οποίες εκφράζονται από τις νέες ερμηνευτικές μεταβλητές. Για τον προσδιορισμό αυτών των μεταβλητών, μας ενδιαφέρει να προσδιορίσουμε τις χρονικές περιόδους που περιέχουν σημαντικά γεγονότα για κάθε συγκεκριμένη χώρα ενδιαφέροντος. Για το λόγο αυτό εφαρμόζεται η event-study ανάλυση, με παρόμοιο τρόπο όπως εφαρμόστηκε από τους Hinich και Serletis (2007), αλλά με τη διαφορά ότι στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιείται ο BDS έλεγχος (test).

Το BDS είναι μία μη παραμετρική μέθοδος ελέγχου για την ύπαρξη μη γραμμικότητας σε χρονολογικές σειρές, που επινοήθηκε από τους Brock et al. (1987) και αναπτύχθηκε από τους Brock et al. (1996). Η μηδενική υπόθεση ( $H_0$ ) του ελέγχου είναι ότι τα δεδομένα μιας χρονοσειράς είναι ανεξάρτητα και ομοιόμορφα κατανομημένα (iid), το οποίο σημαίνει ότι δεν υπάρχει μη γραμμική σχέση μεταξύ τους. Η εναλλακτική υπόθεση ( $H_1$ ) είναι ότι η χρονοσειρά περιέχει μη γραμμικές συσχετίσεις. Ο έλεγχος είναι μοναδικός στην ικανότητά του να ανιχνεύει μη γραμμικότητες, ανεξάρτητες από τις γραμμικές εξαρτήσεις που υπάρχουν στα δεδομένα (Kočenda, 2007). Μειονέκτημά του είναι ότι έχει υψηλές απαιτήσεις δεδομένων σε σχέση με τον ανταγωνιστή του, τον Hinich portmanteau biconnrelation έλεγχο (Brock, Dechert, & Scheinkman 1987).

Βέβαια, σύμφωνα με τους Cheng et al. (2010), η εφαρμογή της event-study ανάλυσης εξαρτάται από τη διαφάνεια και την άμεση χρηματοοικονομική πληροφόρηση στην αγορά. Αυτά τα κριτήρια μπορεί να λείπουν από ορισμένες αγορές της MA. Έτσι μπορεί να υπάρχουν πολύ γνωστά γεγονότα τα οποία είναι εύκολα ανιχνεύσιμα, και άλλα γεγονότα που



μπορεί να μην είναι τόσο προφανή, εκτός και εάν μελετηθούν προσεκτικά. Εναλλακτικά, είναι πιθανό ότι ένα γεγονός που εμφανίζεται σημαντικό με την πρώτη ματιά, να διαπιστώνεται εμπειρικά ότι έχει μικρή επίδραση στην αγορά.

Όπως και στο Hinich portmanteau bivariate correlation έλεγχο, το πλήρες δείγμα αναλύεται σε μικρότερα δείγματα ή παράθυρα δεδομένων. Το μήκος του κάθε παραθύρου, από τη μία θα πρέπει να είναι αρκετά μεγάλο, ώστε η διαδικασία ελέγχου της event-study ανάλυσης να είναι στατιστικά έγκυρη, και από την άλλη θα πρέπει να είναι αρκετά μικρό, ώστε να μπορούν να εντοπιστούν συμβαίνοντα μη γραμμικά επεισόδια (Brooks & Hinich, 1998; Lim et al., 2003). Οι Brooks & Hinich (1998) συστήνουν ο αριθμός των παρατηρήσεων ανά παράθυρο να είναι 35 και τα παράθυρα να μην είναι επικαλυπτόμενα. Η τεχνική αυτή εφαρμόζεται και στην παρούσα μελέτη.

Σε κάθε παράθυρο δεδομένων πραγματοποιείται ο έλεγχος BDS στα κατάλοιπα ενός αυτοπαλίνδρομου μοντέλου κινητού μέσου όρου (ARIMA) ή ενός αυτοπαλίνδρομου μοντέλου με υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα (ARCH) ή ενός γενικευμένου αυτοπαλίνδρομου μοντέλου με υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα (GARCH). Τα κατάλοιπα αυτά είναι απαλλαγμένα από τις γραμμικές συσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών της χρονοσειράς, καθώς αυτές απορροφώνται από τους αυτοπαλίνδρομους όρους των παραπάνω υποδειγμάτων (Hinich & Serletis, 2007). Όπως αναφέρεται στην Δημέλη (2013), εάν τα κατάλοιπα είναι ασυσχέτιστα και κανονικά κατανομημένα, τότε θα είναι iid. Επειδή η προϋπόθεση της μη γραμμικής συσχέτισης εκπληρούται, θα πρέπει να εξετασθεί αν ακολουθούν κανονική κατανομή. Αν όμως δεν κατανοούνται κανονικά, αυτό αποτελεί ένδειξη ότι σχετίζονται μη γραμμικά. Οπότε θα πρέπει να εφαρμοστεί ο BDS έλεγχος για να απορριφθεί ή όχι η υπόθεση  $H_0$  στο καθορισμένο επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας<sup>1</sup>, για το σύνολο των παρατηρήσεων του δείγματος εξέτασης ή σε κάθε παράθυρο δεδομένων ξεχωριστά.

<sup>1</sup> Στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιείται ως επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας ( $\alpha$ ) το 0,05. Σε αυτήν την περίπτωση, η πιθανότητα λανθασμένης απόρριψης της  $H_0$  είναι περίπου πέντε στα 100 παράθυρα δεδομένων. Ένα τέτοιο χαμηλό όριο, ελαχιστοποιεί την πιθανότητα λανθασμένης απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης, ή αλλιώς της λανθασμένης αποδοχής της ύπαρξης μη γραμμικών συσχετίσεων στα δεδομένα, που δεν υπάρχουν στην πραγματικότητα. Ασφαλής απόρριψη της  $H_0$  γίνεται όταν P-value της εκάστοτε εξεταζόμενης παραμέτρου είναι μικρότερη από το  $\alpha=0,05$  (Χάλκος, 2011).

Σύμφωνα με τον οδηγό χρήσης του EViews (EViews 10 User's Guide, 2017), για να εκτελεστεί ο BDS έλεγχος, πρέπει να ορισθεί η απόσταση (epsilon), η οποία χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της εγγύτητας των σημείων δεδομένων, καθώς και η ενσωματωμένη διάσταση/πολυώνυμο (embedding dimension/m), δηλαδή τον αριθμό των διαδοχικών σημείων δεδομένων. Η ιδέα πίσω από τη χρήση του ελέγχου είναι αρκετά απλή. Αρχικά επιλέγεται η απόσταση (epsilon). Στη συνέχεια, θεωρείται ένα ζευγάρι σημείων μέσα στο χώρο της m διάστασης/πολυώνυμου. Εάν οι παρατηρήσεις της σειράς είναι πραγματικά iid, τότε για οποιοδήποτε ζεύγος σημείων στην εκάστοτε διάσταση, η πιθανότητα η απόσταση μεταξύ των σημείων αυτών να είναι μικρότερη ή ίση με το epsilon, θα είναι σταθερή. Για να δοκιμαστούν μεγαλύτερες διαστάσεις/πολυώνυμα, θα πρέπει γενικά να αυξηθεί η τιμή της epsilon, ώστε να βελτιωθεί η δύναμη του ελέγχου. Εντοπίζονται «ισχυρές» μη γραμμικότητες μεταξύ των εξεταζόμενων δεδομένων όταν σε κάθε μέθοδο του BDS ελέγχου (fraction of pairs, fixed value, standard deviations, fraction of range) η υπόθεση  $H_0$  (μη ύπαρξη μη γραμμικότητας) απορρίπτεται σε όλες οι διαστάσεις/πολυώνυμα, με βάση την P-value τους.

### 3.1.2.2 Εφαρμογή και αποτελέσματα της event-study ανάλυσης στις χώρες της MA

Η εφαρμογή του BDS ελέγχου στην event-study ανάλυση με τη μέθοδο που περιγράφεται παραπάνω, πραγματοποιείται στα Παραρτήματα «Α» έως «Ε». Κάθε Παράρτημα αναφέρεται σε κάθε μία από τις πέντε χώρες της MA του δείγματος. Με χρήση των οικονομετρικών μοντέλων ARIMA, ARCH και GARCH (όπου παρουσιάζεται υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα), ανιχνεύονται εγχώρια πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα. Τα συμβάντα αυτά υποθέτουμε ότι επηρεάζουν την κίνηση του ΧΑ. Η υπόθεση όμως αυτή στηρίζεται μόνο στη σύμπτωση ενός μη γραμμικού παραθύρου δεδομένων με το εκάστοτε συμβάν, χωρίς να υπάρχει απόλυτη απόδειξη ότι η μη γραμμικότητα οφείλεται σε αυτή την εξέλιξη, πολιτική ή στρατιωτική. Στην επόμενη ενότητα, κάθε τέτοιο συμβάν, που θεωρείται ότι προκαλεί μη γραμμικότητα στον καθορισμό των αποδόσεων του ΧΑ της χώρας ενδιαφέροντος, θα ενταχθεί ως ψευδομεταβλητή στο στατικό/διεθνές CAPM και θα ελεγχθεί η θεώρησή του ως σημαντικό.

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης των Παραρτημάτων «Α» έως «Ε», συγκεντρώνονται στον πίνακα 1. Παρατηρούμε ότι τα περισσότερα πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα που επηρεάζουν τις χρηματιστηριακές αποδόσεις, παρουσιάζονται στις χώρες της Αιγύπτου και του Ισραήλ.

Αυτό μπορεί να οφείλεται στην εξαιρετικά δύσκολη περίοδο την οποία διήλθε η Αίγυπτος μετά το 2011, κάτω από τις τρομοκρατικές επιθέσεις φανατικών ισλαμιστών και τις εσωτερικές πολιτικές αναταραχές (τη λεγόμενη Επανάσταση της Αιγύπτου), υπό το πρίσμα της γενικότερης αναταραχής στον αραβικό κόσμο, γνωστής και ως «Αραβική Άνοιξη». Ομοίως το Ισραήλ, βρίσκεται σε μια αέναη διαμάχη με τους Παλαιστίνιους και ταυτόχρονα αντιμετωπίζει σποραδικές συγκρούσεις με τα μη φιλικά γειτονικά του κράτη. Η ταραγμένη αυτή κατάσταση των δύο χωρών, πιθανόν να κάνει πιο επιρρεπείς τις αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών τους στις εσωτερικές πολιτικές και στρατιωτικές εξελίξεις.

Από την άλλη, στις πετρελαιοπαραγωγές χώρες Ιράν, Κατάρ και ΗΑΕ, η χρηματιστηριακή κατάστασή τους εμφανίζεται πιο ήρεμη, ως απόρροια της πολιτικό-στρατιωτικής σταθερότητάς τους. Ως ισχυροί ενεργειακοί εξαγωγείς, επιζητούν μεγαλύτερη ομαλότητα εσωτερική και εξωτερική, ώστε να αποφεύγουν τις διακυμάνσεις των τιμών του πετρελαίου. Οπότε και τα ανιχνευόμενα εγχώρια πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα που πιθανόν να επηρεάζουν τα ΧΑ τους, είναι λιγότερα σε σχέση με εκείνα της Αιγύπτου και του Ισραήλ. Ειδικά το Ιράν, τα τελευταία χρόνια αντιμετωπίζει μια επιδείνωση στις διπλωματικές του σχέσεις με τις ΗΠΑ, λόγω του πυρηνικού του προγράμματος.

**Πίνακας 1** Πιθανές Ψευδομεταβλητές για Πολιτικό-Στρατιωτικά Γεγονότα

ΑΙΓΥΠΤΟΥ		ΙΣΡΑΗΛ		ΚΑΤΑΡ		ΗΑΕ		ΙΡΑΝ	
Νοε 10	D1	Σεπ 10	J1	Μαρ 11	G1	Μαρ 11	H1	Ιουν 10	K1
Ιαν - Φεβ 11	D2	Οκτ 11	J2	Νοε 11	G2	Απρ 12	H2	Ιουλ 12	K2
Απρ έως Αυγ 11	D3	Νοε 12	J3	Ιαν 12	G3	Ιουλ 12	H3	Ιουν 13	K3
Νοε 11	D4	Μαρ 13	J4	Οκτ 12	G4	Νοε 12	H4	Ιουν 14	K4
Δεκ 11 Ιαν 12	D5	Ιουλ 13	J5	Ιουν 13	G5	Ιουλ 13	H5	Ιουλ 15	K5
Μαϊ 12	D6	Ιαν 14	J6	Σεπ 14	G6	Μαρ 14	H6	Ιαν 16	K6
Ιουν 12	D7	Ιουλ 14	J7	Μαρ 15	G7	Αυγ 14	H7	Ιαν 16	K7
Αυγ 12	D8	Μαϊ 15	J8	Δεκ 16	G8	Σεπ 14	H8	Μαϊ 17	K8
Δεκ 12	D9	Οκτ 15	J9			Μαρ 15	H9	Δεκ 17	K9
Ιαν 13	D10	Νοε 15	J10			Ιαν 17	H10		
Ιουλ 13	D11	Σεπ 16	J11						
Δεκ 13	D12	Δεκ 16	J12						
Μαϊ 14	D13	Φεβ 17	J13						
Νοε 14	D14	Ιουν 17	J14						
Φεβ 15	D15	Δεκ 17	J15						
Ιουν 15	D16								
Ιουλ 15	D17								

Οκτ 15	D18								
Ιαν 16	D19								
Απρ 16	D20								
Δεκ 16	D21								
Απρ 17	D22								
Μαϊ 17	D23								
Ιουν 17	D24								
Νοε 17	D25								
Μαρ 18	D26								

Πάντως θα πρέπει να σημειωθεί ότι, ενώ εμφανίζονται ισχυρές μη γραμμικές συσχετίσεις σε όλο το δείγμα των αποδόσεων των ΧΑ των χωρών της ΜΑ, εν' τούτοις η πλειονότητα των παραθύρων περιέχει ασθενείς μη γραμμικότητες, όπως μαρτυρούν τα αποτελέσματα των BDS ελέγχων των Παραρτημάτων «Α» έως «Ε». Αυτό σημαίνει ότι ίσως να μην υπάρχουν μη γραμμικότητες στα παράθυρα αυτά. Το ζήτημα αυτό θα εξετασθεί σε επόμενη ενότητα με την εξειδίκευση των υποθετικών πολυπαραγοντικών CAPM.

### **3.2 Αλληλοσυσχέτιση των οικονομιών της ΜΑ μέσα από την επίδραση των πολιτικό-στρατιωτικών γεγονότων**

Σύμφωνα με το Διεθνές νομισματικό Ταμείο (IMF) (Sab, R., 2014) οι οικονομικές επιπτώσεις που έχει η εμπόλεμη κατάσταση μιας χώρας στις γειτονικές της, διαφέρουν ανάλογα με τις οικονομικές συνθήκες των γειτόνων, τον αριθμό και τα οικονομικά χαρακτηριστικά των προσφύγων, το βαθμό οικονομικής ολοκλήρωσης μεταξύ των χωρών αυτών και με τον υπόλοιπο κόσμο και την έκταση της εξωτερικής βοήθειας που λαμβάνει η γειτονική χώρα. Επεκτείνοντας την άποψη του IMF, εξετάζουμε στο Παράρτημα «ΣΤ», την πιθανή επίδραση πολιτικό-στρατιωτικών γεγονότων που συνέβησαν σε μία από τις χώρες της ΜΑ του υπό εξέταση δείγματος, στις λοιπές της περιοχής αυτής.

Η προσέγγιση αυτής της έρευνας γίνεται μέσω της συνδιακύμανσης (covariance) των αποδόσεων των τιμών των ΧΑ των χωρών της ΜΑ, για κοινή χρονική περίοδο από 2 Ιουνίου 2010 μέχρι 30 Μαΐου 2018. Όπως αναφέρει στο βιβλίο του ο Rice (2007), η συνδιακύμανση εκφράζει την ύπαρξη γραμμικής συσχέτισης μεταξύ των τιμών των χρονοσειρών των χρηματιστηριακών αποδόσεων {RETURN}, δηλαδή το αν αυτές συμπεριφέρονται με παρόμοιο τρόπο. Από τις συνδιακυμάνσεις του Παραρτήματος «ΣΤ» που υπολογίζονται στο minitab, εύκολα διαπιστώνεται ότι υπάρχει ασθενής έως μηδενική γραμμική συσχέτιση

μεταξύ των αποδόσεων των ΧΑ για κάθε ζεύγος χωρών της ΜΑ. Αυτό όμως δεν σημαίνει ότι αποκλείει την πιθανή παρουσία μη γραμμικών συσχετίσεων μεταξύ τους. Οπότε για την απεικόνιση των γραμμικών ή μη συσχετίσεων, χρησιμοποιείται το “matrix” των γραφημάτων κατανομής των ημερήσιων χρηματιστηριακών αποδόσεων, ανά δύο χώρες της ΜΑ.

Σύμφωνα με τον οδηγό χρήσης του Minitab 18 Support (Minitab Ltb, 2017), η γραμμή εξομάλυνσης (smooth line) είναι μια καμπύλη που προσαρμόζεται στα δεδομένα και βοηθά στην ανίχνευση πιθανών σχέσεων μεταξύ δύο μεταβλητών, χωρίς να απαιτείται η εφαρμογή ενός συγκεκριμένου οικονομετρικού μοντέλου, όπως μια γραμμή παλινδρόμησης. Επομένως μπορεί να αποκαλύψει κατά προσέγγιση, την ύπαρξη ή όχι μη γραμμικής συνάρτησης συσχέτισης των αποδόσεων για κάθε ζεύγος χωρών. Οι γραμμές εξομάλυνσης είναι περισσότερο χρήσιμες όταν η καμπυλότητα της σχέσης των μεταβλητών δεν μεταβάλλεται απότομα.

Για την εξαγωγή συμπερασμάτων από τις μορφές των γραμμών εξομάλυνσης, εξαιρούνται οι απομακρυσμένες τιμές στα γραφήματα κατανομής. Διαπιστώνουμε διαγραμματικά ότι, γραμμική σχέση συνδέει ως ένα βαθμό, μόνο τα ΧΑ του Κατάρ και των ΗΑΕ, ενώ δεν εντοπίζονται μη γραμμικές συσχετίσεις σε κανένα ζευγάρι χωρών. Οπότε οι ψευδομεταβλητές που αντιπροσωπεύουν εγχώρια πολιτικό-στρατιωτικά συμβάντα του Κατάρ (όπως ορίστηκαν στην ενότητα 3.1), υποθέτουμε ότι επιδρούν στη διαδικασία παραγωγής της χρονοσειράς {RETURN} των ΗΑΕ και εντάσσονται στο υποθετικό πολυπαραγοντικό CAPM τους, ως εξωχώριες ψευδομεταβλητές. Όμοια διαδικασία ακολουθείται για τον ορισμό των εξωτερικών ψευδομεταβλητών που επιδρούν στο ΧΑ Κατάρ, λόγω των συμβάντων των ΗΑΕ.

Συγκεντρωτικά, με βάση τα Παραρτήματα «Γ», «Δ» και «ΣΤ», υποθέτουμε για το Κατάρ και τα ΗΑΕ, τις εξωχώριες ψευδομεταβλητές του Πίνακα 2, λόγω της αλληλεπίδρασης των αποδόσεων των ΧΑ τους.

**Πίνακας 2** Εξωχώριες Ψευδομεταβλητές

ΗΑΕ			
ΠΑΡΑ-ΘΥΡΑ ΚΑΤΑΡ	ΗΜ/ΝΙΑ	ΨΕΥΔΟΜΕ ΤΑΒΛΗΤΗ	ΠΟΛΙΤΙΚΟ-ΣΤΡΑΤΙΩΤΙΚΟ ΣΥΜΒΑΝ
W7	Μαρ 11	HG1	Το Κατάρ συμμετέχει στις διεθνείς στρατιωτικές επιχειρήσεις στη Λιβύη.
W11,12	Νοε 11	HG2	Ο εμίρης Hamad bin Khalifa al-Thani δηλώνει ότι οι εκλογές για το συμβουλευτικό συμβούλιο

			θα πραγματοποιηθούν το 2013, όταν θα είναι και οι πρώτες νομοθετικές εκλογές του Κατάρ.
W12,13	Ιαν 12	HG3	Οι Αφγανοί Ταλιμπάν δηλώνουν ότι ιδρύουν πολιτικό γραφείο στο Κατάρ για να διευκολύνουν τις συνομιλίες με την κυβέρνησή του.
W18	Οκτ 12	HG4	Ο σείχης Hamad bin Khalifa al Thani επισκέπτεται τη Γάζα. Είναι ο πρώτος αρχηγός κράτους, που το πράττει, από τότε που η Χαμάς ανέλαβε την εξουσία στη λωρίδα της Γάζας, πέντε χρόνια πριν.
W23,24	Ιουν 13	HG5	Ο σείχης Tamim bin Hamad al-Thani αναλαμβάνει τη θέση του εμίρη, μετά την παραίτηση του πατέρα του.
W31	Σεπ 14	HG6	Το Κατάρ και τέσσερα άλλα αραβικά κράτη, συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές υπό την ηγεσία των Η.Π.Α., εναντίον μαχητών του Ισλαμικού κράτους στη Συρία.
W35	Μαρ 15	HG7	Το Κατάρ και τέσσερα άλλα κράτη του Συμβουλίου του Περσικού Κόλπου (Gulf Cooperation Council (GCC), 1981), συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές με επικεφαλής τη Σαουδική Αραβία, εναντίον των ανταρτών του Houthi στην Υεμένη.
W47,48	Δεκ 16	HG8	Η κυβέρνηση καταργεί το σύστημα εργασίας «kafala», το οποίο αναγκάζει τους ξένους εργαζόμενους να ζητήσουν τη συγκατάθεση των εργοδοτών τους ώστε να μπορέσουν αλλάξουν θέση εργασίας ή να εγκαταλείψουν τη χώρα.
<b>ΚΑΤΑΡ</b>			
<b>ΠΑΡΑ-ΘΥΡΑ ΗΑΕ</b>	<b>ΗΜ/ΝΙΑ</b>	<b>ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΗ</b>	<b>ΠΟΛΙΤΙΚΟ-ΣΤΡΑΤΙΩΤΙΚΟ ΣΥΜΒΑΝ</b>
W7	Μαρ 11	GH1	Τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα συμμετέχουν στη διεθνή στρατιωτική επιχείρηση στη Λιβύη.
W7	Απρ 11	GH2	Τα ΗΑΕ ανακαλούν τον πρεσβευτή τους στο Ιράν, όταν ο Ιρανός πρόεδρος επισκέπτεται το νησί του Κόλπου, Abu Musa, που διεκδικούν και οι δύο χώρες
W9	Ιουλ 11	GH3	Τα ΗΑΕ ξεκινούν τη λειτουργία ενός κλειστού αγωγού πετρελαίου που παρακάμπτει το στενό του Hormuz, καθώς το Ιράν έχει απειλήσει επανειλημμένα να κλείσει την είσοδο του Περσικού Κόλπου, ένα σημαντικό εμπορικό δρόμο πετρελαίου.
W12	Νοε 11	GH4	Παρακινούμενοι από τις διαμαρτυρίες στο κοντινό Μπαχρέιν, ο λαός στα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα προσπαθεί να ανατρέψει την «ηλεκτρονική» χειραγώγηση της κυβέρνησης τους ή επιχειρεί να οργανώσει δημόσιες δια-



			μαρτυρίες μέσω των κοινωνικών μέσων ενημέρωσης. Από τον Μάρτιο η κυβέρνηση έχει συλλάβει περισσότερους από 60 ακτιβιστές χωρίς κατηγορία (μερικοί από αυτούς είναι υποστηρικτές της ισλαμικής οργάνωσης Islah, η οποία ταυτίζεται με τη Μουσουλμανική Αδελφότητα στις αραβικές χώρες.
W23,24	Ιουλ 13	GH5	Εξήντα οκτώ υποτιθέμενα μέλη του Al-Islah φυλακίζονται με την κατηγορία ότι σχεδίαζαν να ανατρέψουν την κυβέρνηση.
W28	Μαρ 14	GH6	Η Σαουδική Αραβία, τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα και το Μπαχρέιν αποσύρουν τους πρεσβευτές τους από το Κατάρ, ως ένδειξη διαμαρτυρίας για παρέμβασή του στις εσωτερικές τους υποθέσεις.
W31	Αυγ 14	GH7	Τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα παρεμβαίνουν στη Λιβύη, στοχεύοντας ισλαμιστές μαχητές με αεροπορικές επιθέσεις, αναφέρουν Αμερικανοί αξιωματούχοι.
W31	Σεπ 14	GH8	Τα ΗΑΕ και τέσσερα άλλα αραβικά κράτη συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές που διεξάγονται από την Αμερική εναντίον των μαχητών του ισλαμικού κράτους στη Συρία.
W35	Μαρ 15	GH9	Τα ΗΑΕ και τέσσερα άλλα κράτη του Συμβουλίου του Περσικού Κόλπου (Gulf Cooperation Council (GCC), 1981) συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές που διεξάγει η Σαουδική Αραβία εναντίον των ανταρτών του Houthi στην Υεμένη.
W48	Ιαν 17	GH10	Πέντε διπλωμάτες των ΗΑΕ σκοτώνονται σε βομβιστική επίθεση στο Αφγανιστάν.

### 3.3 Προσδιορισμός του μοντέλου αποτίμησης χρηματιστηριακών περιουσιακών στοιχείων των χωρών της ΜΑ

Το στατικό ή διεθνές CAPM των Sharpe (1964) και Lintner (1965) αποτελεί ένα οικονομετρικό μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, βασιζόμενο στη σχέση ανταπόδοσης μεταξύ απόδοσης και κινδύνου των τίτλων. Έχει τη μορφή:  $R_i = \alpha_i + \beta_i R_w + \varepsilon_{it}$  όπου το  $i$  είναι οι διάφοροι περιουσιακοί τίτλοι, το  $R_i$  αντιπροσωπεύει τη διαφορά μεταξύ των αποδόσεων και του επιτοκίου άνευ κινδύνου (Risk Free Rate/RFR), το  $R_w$  αντιπροσωπεύει τη διαφορά των αποδόσεων του Χ/Φ της αγοράς από το RFR (Cheng et al., 2010), το  $\alpha_i$  εκφράζει τη δυνατότητα πρόβλεψης τιμών περιουσιακών τίτλων, πέραν των εκτιμήσεων του CAPM (άρα δεν ισχύει το CAPM), και ο συντελεστής  $\beta_i$  αποτελεί το μέτρο

της συνεισφοράς κάθε περιουσιακού στοιχείου στο συστηματικό κίνδυνο ή κίνδυνο της αγοράς (Παπαδάμου, 2009). Το  $\beta_i$  εκφράζει την ευαισθησία των  $R_i$  στις μεταβολές των  $R_w$ . Το γινόμενο  $\beta_i R_w$  αποκαλείται συστηματικός κίνδυνος και περιλαμβάνει τις συνθήκες της αγοράς (οικονομικές, κοινωνικές, πολιτικές κτλ), μέσα στις οποίες δραστηριοποιούνται οι οικονομικές μονάδες και οι οποίες επηρεάζουν όλους τους περιουσιακούς τίτλους (Παπαδάμου, 2009). Τέλος, ο διαταρακτικός όρος  $\varepsilon_i$  θεωρείται λευκός θόρυβος (Cheng et al., 2010).

Στην παρούσα μελέτη το  $i$  αποτελείται τις χώρες της ΜΑ, το  $R_i$  είναι η διαφορά των αποδόσεων των δεικτών των ΧΑ τους από το τριμηνιαίο επιτόκιο των τραπεζογραμματίων των ΗΠΑ, το οποίο έχει το ρόλο του RFR. Το  $R_w$  αντιπροσωπεύει τη διαφορά των αποδόσεων του δείκτη S&P Dow Jones Global (DJG), που αποτελεί το  $X/\Phi$  της αγοράς, από το RFR. Όσον αφορά στο συστηματικό κίνδυνο του δείκτη ΧΑ κάθε χώρας, επιδιώκεται ο διαχωρισμός των πολιτικό-στρατιωτικών κινδύνων που εμπεριέχονται σε αυτόν. Έτσι με την ξεχωριστή προσθήκη στο στατικό/διεθνές CAPM, με τη μορφή ψευδομεταβλητών, των εγχώριων και των γειτονικών χωρών πολιτικό-στρατιωτικών γεγονότων, που πιθανόν επηρεάζουν τους εγχώριους χρηματιστηριακούς δείκτες ( $\Sigma_{k_{ij}\phi_i$ ), παράγεται το υποθετικό πολυπαραγοντικό CAPM:  $R_i = \alpha_i + \beta_i R_w + \Sigma_{k_{ij}\phi_i} + \varepsilon_i$ . Το  $k_{ij}$  αποτελεί τους συντελεστές των εσωτερικών και εξωτερικών πολιτικό-στρατιωτικών αναταραχών, ο αριθμός των οποίων είναι  $j=[0,\infty]$  και είναι διαφορετικός για κάθε χώρα  $i$ . Σύμφωνα με τους Adler & Dumas (1983), αυτή η μορφή του CAPM υποθέτει ότι δεν υπάρχει συναλλαγματικός κίνδυνος. Υπό ορισμένες προϋποθέσεις, ο συναλλαγματικός κίνδυνος δεν τιμολογείται ανεξάρτητα από τον κίνδυνο αγοράς και περιλαμβάνεται σε αυτόν.

Με βάση την ανάλυση των ενοτήτων 3.1 και 3.2, προσδιορίστηκαν οι πιθανές εγχώριες και εξωχώριες ψευδομεταβλητές. Οπότε με την προσθήκη τους στατικό/διεθνές CAPM, προκύπτουν τα υποθετικά υποδείγματα του πίνακα 3.

**Πίνακας 3** Υποθετικά πολυπαραγοντικά CAPM

ΑΙΓΥΠΤΟΣ	$R_1 = \alpha_1 + \beta_1 R_w + \gamma_1 D1 + \gamma_2 D2 + \gamma_3 D3 + \gamma_4 D4 + \gamma_5 D5 + \gamma_6 D6 + \gamma_7 D7 + \gamma_8 D8 + \gamma_9 D9 + \gamma_{10} D10 + \gamma_{11} D11 + \gamma_{12} D12 + \gamma_{13} D13 + \gamma_{14} D14 + \gamma_{15} D15 + \gamma_{16} D16 + \gamma_{17} D17 + \gamma_{18} D18 + \gamma_{19} D19 + \gamma_{20} D20 + \gamma_{21} D21 + \gamma_{22} D22 + \gamma_{23} D23 + \gamma_{24} D24 + \gamma_{25} D25 + \gamma_{26} D26 + \varepsilon_{i1}$
ΙΣΡΑΗΛ	$R_2 = \alpha_2 + \beta_2 R_w + \gamma_1 J1 + \gamma_2 J2 + \gamma_3 J3 + \gamma_4 J4 + \gamma_5 J5 + \gamma_6 J6 + \gamma_7 J7 + \gamma_8 J8 + \gamma_9 J9 + \gamma_{10} J10 + \gamma_{11} J11 + \gamma_{12} J12 + \gamma_{13} J13 + \gamma_{14} J14 + \gamma_{14} J14 + \varepsilon_{i2}$
ΚΑΤΑΡ	$R_3 = \alpha_3 + \beta_3 R_w + \delta_1 G1GH1 + \delta_2 G2 + \delta_3 G3 + \delta_4 G4 + \delta_5 G5 + \delta_6 G6GH8 + \delta_7 G7GH9 + \delta_8 G8 + \delta_9 GH2 + \delta_{10} GH3 + \delta_{11} GH4 + \delta_{12} GH5 + \delta_{13} GH6$

	$+ \delta_{14}GH7 + \delta_{15}GH10 + \varepsilon_{13}$
HAΕ	$R_4 = \alpha_4 + \beta_4R_w + z_1H1HG1 + z_2H2 + z_3H3 + z_4H4 + z_5H5 + z_6H6 + z_7H7 + z_8H8HG6 + z_9H9HG7 + z_{10}H10 + z_{11}HG2 + z_{12}HG3 + z_{13}HG4 + z_{14}HG5 + z_{15}HG8 + \varepsilon_{14}$
IPAN	$R_5 = \alpha_5 + \beta_5R_w + \mu_1K1 + \mu_2K2 + \mu_3K3 + \mu_4K4 + \mu_5K5 + \mu_6K6 + \mu_7K7 + \mu_8K8 + \mu_9K9 + \varepsilon_{15}$

Για να εξειδικευτούν οι συναρτήσεις των υποθετικών πολυπαραγοντικών CAPM, ώστε να παραμείνουν μόνο οι στατιστικά σημαντικές μεταβλητές, παλινδρομούνται και απορρίπτονται οι μη ισχύουσες μεταβλητές. Από διαδοχικούς ελέγχους που πραγματοποιούνται στο Παράρτημα «Ζ», προκύπτουν οι εξειδικεύσεις του Πίνακα 4.

**Πίνακας 4** Μοντέλα αποτίμησης αποδόσεων δεικτών ΧΑ

ΑΙΓΥΠΤΟΣ	$R_1 = \beta_1R_w + \gamma_6D6 + \varepsilon_{11}$
ΙΣΡΑΗΛ	$R_2 = \beta_2R_w + \gamma_1J1 + \gamma_2J2 + \varepsilon_{12}$
ΚΑΤΑΡ	$R_3 = \alpha_3 + \beta_3R_w + \varepsilon_{13}$
HAΕ	$R_4 = \alpha_4 + \beta_4R_w + \varepsilon_{14}$
IPAN	$R_5 = \beta_5R_w + \varepsilon_{15}$

Οι αποδόσεις του ΧΑ του Ιράν μπορούν να εκτιμηθούν με το στατικό/διεθνές CAPM. Στο Κατάρ και στα ΗΑΕ παραμένει ο σταθερός όρος  $\alpha_i$  γιατί προκύπτει στατιστικά σημαντικός στην παλινδρόμηση των αντίστοιχων αρχικών υποθετικών πολυπαραγοντικών CAPM. Στην Αίγυπτο και στο Ισραήλ εντοπίζονται στατιστικά σημαντικές ψευδομεταβλητές μόνο των εγχώριων πολιτικό-στρατιωτικών αναταραχών. Οπότε η προσθήκη τους στο στατικό/διεθνές CAPM δημιουργεί τελικά τα αντίστοιχα πολυπαραγοντικά υποδείγματα αποτίμησης. Αυτό συμβαδίζει με την υπόθεση που κάναμε στην ενότητα 3.1 σχετικά με τα λιγότερα πιθανές τέτοιου είδους αναταραχές στις πετρελαιοπαραγωγικές χώρες.

Τα περισσότερα όμως συμβάντα, που υποθέσαμε ότι επηρεάζουν τον καθορισμό των αποδόσεων των ΧΑ των χωρών της ΜΑ, δεν προκύπτουν στατιστικά σημαντικά κατά την εξειδίκευση των υποθετικών μοντέλων, και απορρίπτονται. Αυτό ήταν αναμενόμενο, αφού όπως αποδεικνύουν τα αποτελέσματα των BDS ελέγχων των Παραρτημάτων «Α» έως «Ε», η πλειονότητα των παραθύρων δεδομένων κάθε χώρας, παρουσιάζει ασθενή ύπαρξης μη γραμμικότητας. Αυτό σημαίνει ότι είτε δεν υπάρχει μη γραμμικότητα σε αυτά, είτε αν υπάρχει, τότε οφείλεται σε διαφορετικά αίτια. Ομοίως και στα παράθυρα που η μη γραμμικότητα είναι ισχυρή, αυτή μάλλον οφείλεται σε παράγοντες διαφορετικούς από τους πολιτικό-στρατιωτικούς, όπως σε χρηματοοικονομικούς ή γενικά, σε οικονομικούς (Hassan et al., 2003).

Ειδικά για την Αίγυπτο, η ψευδομεταβλητή D6 (οι στρατιωτικοί ηγέτες ανακοινώνουν το Μάιο 2012, τη λήξη της κατάστασης έκτακτης ανάγκης στη χώρα), φαίνεται ότι έπαιξε ρόλο στο καθορισμό των αποδόσεων του ΧΑ της. Παρόλο που τα πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα του χρονολογίου της Αιγύπτου (BBC, 2018) είναι πολλά, εν' τούτοις υπάρχει μια μικρή επιρροή αυτών των στο ΧΑ. Για το Ισραήλ ισχύει επίσης ότι μικρή επιρροή προέρχεται από τους παράγοντες αυτών των κατηγοριών. Και εδώ φαίνεται να επέδρασαν στο χρηματιστηριακό δείκτη του, η J1 (επαναλαμβάνονται το Σεπτέμβριο 2010, οι συνομιλίες μεταξύ του Ισραήλ και της Παλαιστινιακής Αρχής, μόνο επί του ζητήματος των οικισμών) και η J2 (η Χαμάς απελευθερώνει τον Οκτώβριο 2010, τον Ισραηλινό στρατιώτη Gilad Shalit σε αντάλλαγμα 1.027 κρατουμένων).

Όσον αφορά την ένδειξη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων του Κατάρ και των ΗΑΕ, δεν προκύπτουν στατιστικά σημαντικές εξωτερικές ψευδομεταβλητές σε καμία χώρα. Αυτό σημαίνει ότι οι εγχώριες εξελίξεις, πολιτικές ή στρατιωτικές, δεν επηρεάζουν την κίνηση τους γειτονικούς χρηματιστηριακούς δείκτες, στην περιοχή της ΜΑ.

Τελικά, τα υποδείγματα αποτίμησης όπως εξειδικεύτηκαν στην ενότητα αυτή, με τη συμπερίληψη των πολιτικό-στρατιωτικών αναταραχών, ως ξεχωριστές μεταβλητές από το λοιπό συστηματικό κίνδυνο, μπορούν να προσφέρουν βελτιωμένες προβλέψεις των αναμενόμενων χρηματιστηριακών αποδόσεων.

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4**

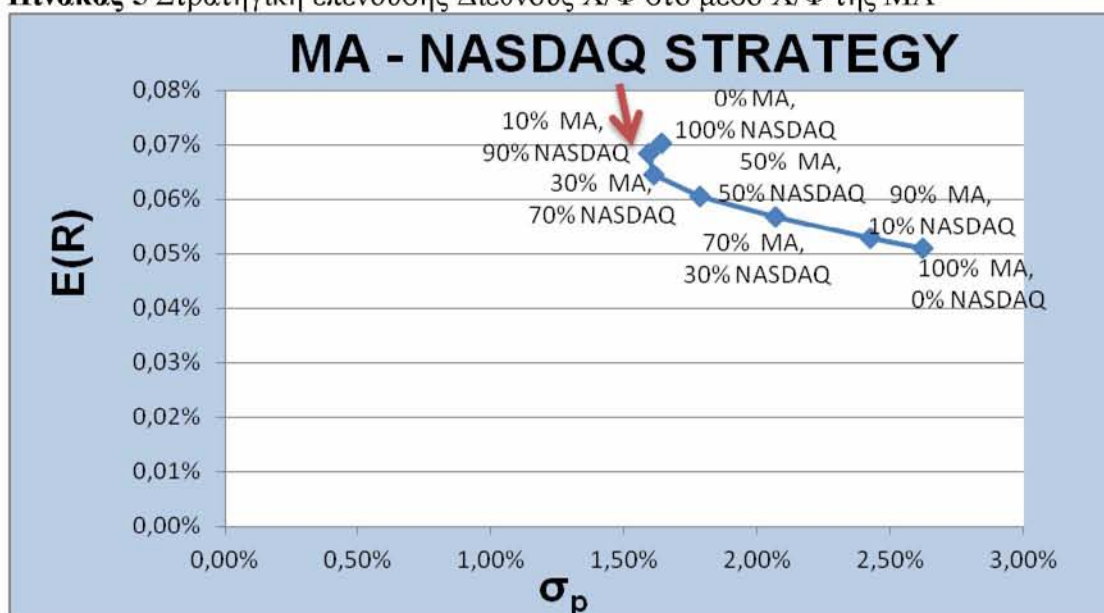
### **ΣΤΡΑΤΗΓΙΚΕΣ ΕΠΕΚΤΑΣΗΣ ΕΝΟΣ ΔΙΕΘΝΟΥΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ ΜΕΤΟΧΙΚΩΝ ΤΙΤΛΩΝ, ΣΤΑ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑ ΑΞΙΩΝ ΤΩΝ ΧΩΡΩΝ ΤΗΣ ΜΑ**

Στην ενότητα αυτή εφαρμόζεται ο αλγόριθμος της κρίσιμης γραμμής του Markovitz, με οριοθετημένο, υπό τύπο ανισότητας, του ποσοστού της επένδυσης σε κάθε περιουσιακό τίτλο του Χ/Φ. Η μέθοδο αυτή, όπως περιγράφεται στον Παπαδάμου (2009), κατασκευάζει το αποτελεσματικό σύνο, δηλαδή την καμπύλη επί της οποίας τα ζεύγη απόδοσης – κινδύνου, αποτελούν άριστες επιλογές των ποσοστών επένδυσης σε κάθε τίτλο ενός Χ/Φ. Πιο συγκεκριμένα, σε κάθε σημείο του αποτελεσματικού συνόρου, με δεδομένη την απόδοση, ο

κίνδυνος του  $X/\Phi$  είναι ο ελάχιστος δυνατός και το αντίστροφο. Μοναδική παραδοχή που γίνεται στην παρούσα ανάλυση, είναι ότι η εφαρμογή της μεθόδου του Markowitz, αφορά την αποδοχή της μηδενικής και μόνο τιμής του συντελεστή  $\lambda$ . Ο τελευταίος δηλώνει το βαθμό επενδυτικής αποστροφής ή αρέσκειας στον κίνδυνο και οι τιμές του κυμαίνονται στο διάστημα  $[0, +\infty)$ . Όταν το  $\lambda=0$ , ο επενδυτής επιδεικνύει τη μέγιστη αποστροφή του στον κίνδυνο (risk averse), άρα επιδιώκει τον μικρότερο δυνατό και επομένως, τις μικρότερες αποδόσεις. Αντίθετα όσο το  $\lambda$  αυξάνεται, τόσο ο επενδυτής επιζητά μεγαλύτερο κίνδυνο (risk lover) και επομένως προσδοκά σε μεγαλύτερες αποδόσεις. Επομένως, στην ανάλυση των στρατηγικών επένδυσης στους χρηματιστηριακούς δείκτες των χωρών της MA, ο διεθνής επενδυτής θα θεωρείται risk averse. Το  $X/\Phi$  του (διεθνές  $X/\Phi$ ), εκπροσωπεί ο δείκτης NASDAQ των ΗΠΑ, καθόσον προσελκύει επενδυτές από πολλές χώρες, ενώ δεν επενδύει σε τίτλους των ΧΑ της MA. Εναλλάσσοντας το ποσοστό ενσωμάτωσης στο διεθνές  $X/\Phi$ , του μέσου  $X/\Phi$  των χρηματιστηριακών αποδόσεων των πέντε χωρών εξέτασης, σχηματίζεται το διάγραμμα του Πίνακα 5, για μοναδική τιμή  $\lambda=0$ .

Από τον Πίνακα 5, διαπιστώνεται ότι κάθε διεθνής επενδυτής ο οποίος αποστρέφεται τον κίνδυνο, όταν επεκτείνει το  $X/\Phi$  του μέχρι 10%, σε τίτλους των ΧΑ της MA, τότε η τυπική απόκλιση  $\sigma_p$  (κίνδυνος) του ενιαίου  $X/\Phi$ , μειώνεται, όπως και η απόδοσή του. Η μείωση του κινδύνου οφείλεται στην πολύ μικρή συσχέτιση μεταξύ των μέσων αποδόσεων των ΧΑ της MA και των αποδόσεων του NASDAQ (Hassan et al., 2003), όπως φαίνεται στον Πίνακα 6.

**Πίνακας 5** Στρατηγική επένδυσης Διεθνούς  $X/\Phi$  στο μέσο  $X/\Phi$  της MA



**Πίνακας 6** Συσχέτιση μέσων αποδόσεων των ΧΑ της ΜΑ – αποδόσεων NASDAQ

	$R_{MA}$	$R_{NASDAQ}$
$R_{MA}$	1	0.1682707107654269
$R_{NASDAQ}$	0.1682707107654269	1

Επιπλέον, η απόδοση του ενιαίου αυτού Χ/Φ μειώνεται, επειδή μειώνεται ο κίνδυνος, όπως προστάζει το υπόδειγμα CAPM  $R_i = \beta_i R_w + \varepsilon_{i,t}$ , όταν ο συστηματικός κίνδυνος  $\beta_i > 0$ . Αντίθετα, επεκτείνοντας το διεθνές Χ/Φ στα ΧΑ της ΜΑ, σε ποσοστό μεγαλύτερο του 10%, η απόδοσή του συνεχίζει να μειώνεται, αλλά ο κίνδυνός του αυξάνεται. Αυτό σημαίνει ότι το  $\beta_i$  του CAPM, γίνεται αρνητικό και οι αποδόσεις του Χ/Φ συνδέονται αρνητικά με το συστηματικό κίνδυνό του.

Τελικά, ο διεθνής επενδυτής που δεν επιδιώκει τις υψηλές αποδόσεις, αλλά τον ελάχιστο κίνδυνο, θα περιοριστεί να επεκτείνει το Χ/Φ του μόνο μέχρι 10%, στους χρηματιστηριακούς τίτλους των χωρών της ΜΑ.

Αναλυτική παρουσίαση των στρατηγικών επένδυσης του διεθνούς Χ/Φ στα ΧΑ κάθε χώρας της ΜΑ του δείγματος εξέτασης, περιέχεται στο Παράρτημα «Η». Παρατηρώντας τα αποτελέσματά της διαπιστώνεται ότι, στην στρατηγική Αιγύπτου - NASDAQ ο risk averse διεθνής επενδυτής θα περιοριστεί να επεκτείνει το Χ/Φ του στους χρηματιστηριακούς τίτλους της Αιγύπτου, μόνο μέχρι 10%. Το ίδιο ποσοστό ισχύει και στη μέση στρατηγική για την περιοχή της ΜΑ (ΜΑ – NASDAQ). **Όμως στην Αίγυπτο, τα πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα που επηρεάζουν το ΧΑ της (όπως διαπιστώθηκε στην ενότητα 3.3), πιθανόν επιφέρουν μεγαλύτερη μείωση των αποδόσεων του ενιαίου Χ/Φ σε σύγκριση με την ΜΑ – NASDAQ, για ίδιο βαθμό αύξησης του κινδύνου.**

Επίσης, στην στρατηγική Ισραήλ - NASDAQ, ο διεθνής επενδυτής θα περιοριστεί να επεκτείνει το Χ/Φ του στους χρηματιστηριακούς τίτλους του Ισραήλ, μέχρι 50%. Το ποσοστό αυτό είναι μεγαλύτερο από αυτό της Αιγύπτου – NASDAQ και του μέσου αποτελεσματικού συνόρου ΜΑ – NASDAQ. Μπορεί όμως η επέκταση στο Ισραήλ να είναι μεγαλύτερη, αλλά συνεπάγεται υψηλότερο σε κάθε περίπτωση, κίνδυνο για το ενιαίο Χ/Φ. Ο ελάχιστος κίνδυνος που θα έχει η επένδυση κατά 50% σε ισραηλινούς χρηματιστηριακούς τίτλους, θα είναι 2,20%, ενώ η επένδυση κατά 10% στην Αίγυπτο ή στο μέσο χρηματιστηριακό δείκτη της ΜΑ, μειώνει τον κίνδυνο του ενιαίου Χ/Φ σε 1,5%. **Αρα, πιθανόν τα εγχώρια πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα του Ισραήλ (όπως καθορίστηκαν στην ενότητα 3.3), εγκυμονούν μεγαλύτερο ελάχιστο κίνδυνο για ένα διαφοροποιημένο διεθνή επενδυτή. Αυτό ίσως συμβαίνει επειδή τα συμβάντα ασκούν μεγαλύτερη επιρροή στις**

**αποδόσεις του ΧΑ του Ισραήλ, από ότι ασκούν οι αναταράξεις ιδίου τύπου στο ΧΑ της Αίγυπτου.**

Συνεχίζοντας στις στρατηγικές Κατάρ – NASDAQ και ΗΑΕ – NASDAQ, παρατηρείται ότι ο risk averse διεθνής επενδυτής, θα διαφοροποιήσει μόνο κατά 10% το NADAQ Χ/Φ του, με τίτλους των ΧΑ του Κατάρ ή των ΗΑΕ. Βέβαια αν ο επενδυτής αρέσκονταν στον κίνδυνο, τότε στην περίπτωση μόνο των ΗΑΕ, θα σχημάτιζε Χ/Φ με πάνω από 90% χρηματιστηριακούς τίτλους των. Από την άλλη, **παρατηρείται ότι η επένδυση στις χώρες αυτές, που οι δείκτες δεν επηρεάζονται από πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα, ενέχει μικρότερο ελάχιστο κίνδυνο** (περίπου  $\sigma_p=1,2\%$ ) για το διαφοροποιημένο διεθνές Χ/Φ, σε σχέση με τη μέση στρατηγική MA – NASDAQ ( $\sigma_p=1,5\%$ ), καθώς και με εκείνες της Αιγύπτου – NASDAQ ( $\sigma_p=1,5\%$ ) και του Ισραήλ – NASDAQ (περίπου  $\sigma_p=2,17\%$ ).

Τέλος, στην στρατηγική Ιράν - NASDAQ η εικόνα είναι τελείως διαφορετική από τις υπόλοιπες. Ενώ οι αποδόσεις του ΧΑ του Ιράν παρουσιάζουν μεγαλύτερη μεταβλητότητα ή κίνδυνο ή τυπική απόκλιση ( $\sigma_p$ ) από ότι ο δείκτης NASDAQ (μέση ημερήσια  $\sigma_p$  του Ιράν είναι 0,032, ενώ η αντίστοιχη του NASDAQ είναι 0,01), εν' τούτοις **η συμπερίληψη ιρανικών χρηματιστηριακών τίτλων στο διεθνές Χ/Φ, μειώνει τον κίνδυνό του, αλλά αυξάνει την απόδοσή του, όπως συμβαίνει και στους Hassan et al. (2003)**. Η υψηλή συσχέτιση των αποδόσεων του ΧΑ του Ιράν (το οποίο κατατάσσεται στις αναπτυσσόμενες χώρες), με τις αποδόσεις του δείκτη NASDAQ (ο οποίος ανήκει στην πιο αναπτυγμένη οικονομία του κόσμου, στις ΗΠΑ) έρχεται σε αντίθεση με όσα υποστηρίζουν οι Harvey (1991), Hassan et al. (2003), Cheng et al. (2010) και Yu & Hassan (2008), για ύπαρξη μικρής συσχέτισης μεταξύ αναπτυσσόμενων και αναπτυγμένων οικονομιών. Ακόμη όμως και υπό αυτή την υψηλή συσχέτιση, η οποία πιθανόν να οφείλεται στους εμπορικούς δεσμούς που έχει αναπτύξει το Ιράν ως παραγωγός πετρελαίου, με τις αναπτυγμένες οικονομίες (Hassan et al., 2003), η διαφοροποίηση του διεθνούς Χ/Φ είναι και πάλι ωφέλιμη, μέχρι την ενσωμάτωση ποσοστού 50% ιρανικών χρηματιστηριακών τίτλων. Πάνω όμως από το ποσοστό αυτό, η επιπλέον επένδυση στο ΧΑ του, θα συνεχίσει να αυξάνει την απόδοση, αλλά θα αυξάνει και τον κίνδυνο. Οπότε ο risk averse διεθνής επενδυτής θα επεκταθεί σε χρηματιστηριακά περιουσιακά στοιχεία του Ιράν, μέχρι αυτά να αποτελέσουν το 50% του Χ/Φ του.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

### ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στο πρώτο μέρος της μελέτης αυτής εξετάστηκαν οι ημερήσιες χρηματιστηριακές αποδόσεις σε ένα δείγμα πέντε χωρών της ΜΑ. Στόχος ήταν να εντοπιστούν πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα, εγχώρια ή των γειτόνων τους στην ίδια περιοχή, τα οποία επηρεάζουν τις αποδόσεις των ΧΑ τους. Η μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε για την επίτευξή του, ήταν ο διαχωρισμός των ημερήσιων χρηματιστηριακών αποδόσεων κάθε χώρας, σε υποσύνολα των 35 παρατηρήσεων και η εφαρμογή του BDS ελέγχου στα κατάλοιπα των οικονομετρικών μοντέλων ARIMA, ARCH και GARCH (και παραλλαγές του GARCH), για την ανίχνευση μη γραμμικοτήτων (διαταραχών) στον καθορισμό των αποδόσεων. Στη συνέχεια, τα συμβάντα που εντοπίστηκαν ενσωματώθηκαν στο στατικό/διεθνές CAPM και αξιολογήθηκαν για τη σημαντικότητά τους. Τα αποτελέσματα αυτής της αξιολόγησης ήταν θετικά μόνο για *δύο μη πετρελαιοπαραγωγές χώρες της ΜΑ* και μόνο για εγχώριες διαταραχές. Αυτό από τη μία σημαίνει ότι, *οι πολιτικές και στρατιωτικές εξελίξεις στη ΜΑ, παρόλο που είναι συχνές, εν' τούτοις δεν διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στην εγχώρια επενδυτική δραστηριότητά, και από την άλλη ότι οι χώρες εξαγωγής του ενεργειακού πλούτου τους, διέρχονται ομαλότερο πολιτικό και στρατιωτικό «βίο»*. Ίσως, οι πιο σημαντικοί τοπικοί παράγοντες να είναι χρηματοοικονομικοί ή γενικά, οι οικονομικοί, όπως συμπέραναν οι Hassan et al. (2003). Τελικά, για τις χρηματιστηριακές αποδόσεις των δύο αυτών χωρών, κατασκευάστηκαν πολυπαραγοντικά CAPM, ώστε οι πολιτικό-στρατιωτικές αναταράξεις να διαχωριστούν από το λοιπό συστηματικό κίνδυνο και τα μοντέλα αυτά να παρέχουν βελτιωμένη πρόβλεψη των αναμενόμενων χρηματιστηριακών αποδόσεων.

Στο δεύτερο μέρος της μελέτης, διερευνήθηκαν οι επιλογές διαφοροποίησης του διεθνούς Χ/Φ, μέσα της επέκτασής του στα ΧΑ της ΜΑ. Η παρούσα μέθοδος χρησιμοποίησε ως διεθνές Χ/Φ το δείκτη NASDAQ, ο οποίος συγκεντρώνει επενδυτές από όλο τον πλανήτη, χωρίς όμως να επενδύει σε χρηματοοικονομικά προϊόντα των χωρών της ΜΑ. Στα διαγράμματα στρατηγικών επένδυσης (απόδοσης – κινδύνου) που κατασκευάστηκαν, υποθέτοντας έναν risk averse διεθνή επενδυτή, *διαπιστώθηκε ότι η επέκτασή του, μέχρι ένα συγκεκριμένο ποσοστό, σε χρηματιστηριακούς τίτλους των χωρών της ΜΑ, μειώνει τουλάχιστον τον κίνδυνο*, το οποίο συμφωνεί με το συμπέρασμα των Hassan et al. (2003). Σε



**εξαιρέσεις**, η διαφοροποίηση του διεθνούς Χ/Φ προκαλεί ταυτόχρονη αύξηση της απόδοσης και του κινδύνου του ενιαίου Χ/Φ, προσφέροντας επενδυτικές ευκαιρίες και προς έναν risk lover επενδυτή. Τέλος, υπάρχουν περιπτώσεις που επαληθεύεται η μελέτη του Harvey (1994), σύμφωνα με την οποία, η συμπερίληψη των περιουσιακών στοιχείων αυτών των αγορών στο Χ/Φ, αυξάνει σημαντικά τις επενδυτικές δυνατότητες, με μια απότομη μετατόπιση του αποτελεσματικού συνόρου. Έτσι και εδώ, **η διαφοροποίηση προκαλεί μείωση του κινδύνου και ταυτόχρονη αύξηση της απόδοσης του ενιαίου Χ/Φ, προσφέροντας επενδυτικές ευκαιρίες σε οποιοδήποτε επενδυτή.**

## **ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΕΣ ΑΝΑΦΟΡΕΣ**

### **ΞΕΝΟΓΛΩΣΣΕΣ**

Addison, T., Chowdhury, A.R. & Murshed, M.S., 2002. By How Much Does Conflict Reduce Financial Development? WIDER Discussion Paper No. 2002/48, Helsinki: World Institute for Development Economic Research, United Nations University.

Ades, A. & Chua, H.B., 1997. Thy Neighbor's Curse: Regional Instability and Economic Growth. *Journal of Economic Growth*, 2, p. 279–304.

Adler, M. & Dumas, B., 1983. International portfolio choice and corporation finance: a synthesis. *Journal of Finance*, 38, p. 925–984.

Aggarwal, R., Inclan, C. & Leal, R., 1999. Volatility in emerging stock markets. *J. Financial Quant. Anal.*, 34, p. 33–55.

Aljazira Capital, 2015. *Opening Saudi Stock Market to Foreign Direct Investment*. Available at: [www.aljaziracapital.com.sa](http://www.aljaziracapital.com.sa) [Accessed 02 Jul 2018].

Atan, Nur Atikah & Johari, Fuadah., 2017. A REVIEW ON LITERATURE OF WAQF FOR POVERTY ALLEVIATION BETWEEN 2006-2016. *Library Philosophy and Practice (e-journal)*, 1486.

Bekaret, G. & Campbell, R.H., 1995. The cost of capital in emerging markets. *Duke University mimeo*.

Bekaert, G. & Harvey, C.R., 1995. Time-varying world market integration. *Journal of Finance*, 50 (2), p. 403–444.

Bekaret, G. & Campbell, R.H., 1997. Emerging equity market volatility. *Journal of Financial Econ.*, 43, p. 29–77.

- Bekaert, G. & Harvey, C., 2002. Research in emerging markets finance: Looking to the future. *Emerging Markets Review*, 3, p. 429–448.
- Barnett, W.A. & Serletis, A., 2000. Martingales, nonlinearity, and chaos. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24, p. 703–724.
- BBC, 2018. *Countries Profiles*. Available at: [http://news.bbc.co.uk/2/hi/country\\_profiles/default.stm](http://news.bbc.co.uk/2/hi/country_profiles/default.stm) [Accessed 6 Δεκ 2018].
- Bessler, D. & Yang, J., 2003. The structure of interdependence in international stock markets. *Journal of International Money and finance*, 22, p. 262–287.
- Board of Governors of the Federal Reserve System (US), 2018. *3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate [DTB3]*, retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis. Available at: <https://fred.stlouisfed.org/series/DTB3> [Accessed 10 Dec 2018].
- Brock, W.A., Dechert, W. & Scheinkman, J., 1987. A test for independence based on the correlation dimension. Working paper. *University of Wisconsin at Madison, University of Houston and University of Chicago*.
- Brock, W.A., Dechert, W.D., Scheinkman, J.A. & LeBaron, B., 1996. A Test for Independence Based on the Correlation Dimension. *Econometric Reviews*, 15, p. 197–235.
- Brooks, C., 1996. Testing for Nonlinearities in Daily Sterling Exchange Rates. *Applied Financial Economics*, 6, p. 307–317.
- Brooks, R.D., Davidson, S. & Faff, R.W., 1997. An examination of the effects of major political change on stock market volatility: the South African experience. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 7, p. 255–275.
- Brooks, C. & Hinich, M.J., 1998. Episodic nonstationarity in exchange rates. *Applied Economics Letters*, 5, p. 719–722.
- Brooks, C., Hinich, M. J., & Molyneux, R., 2000. Episodic Nonlinear Event Detection: Political Epochs in Exchange Rates. In: D. Richards & Ann Arbor, eds. 2000. *Political Complexity*. MI: University of Michigan Press. p. 83–98.
- Brooks, C. & Hinich, M. J., 2001. Cross-Correlations and CrossBicorrelations in Sterling Exchange Rates. *Journal of Forecasting*, 20, p. 181–196.
- Brooks, C., 2008. *Introductory Econometrics for Finance (Second Edition)*. New York: Cambridge University Press.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W. & MacKinlay, A.C., 1997. *The econometrics of financial markets*. Princeton: Princeton University Press.

Chan, Y. & Wei, K.C.J., 1996. Political risk and stock price volatility: the case of Hong Kong. *Pacific-Basin Finance Journal*, 4, p. 259–275.

Chau, F., Deesomsak, R. & Wang, J., 2014. Political uncertainty and stock market volatility in the Middle East and North African (MENA) countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 28, p. 1-19.

Cheng, A., Jahan-Parvar, M.R. & Rothman, P., 2010. An empirical investigation of stock market behavior in the Middle East and North Africa. *Journal of Empirical Finance*, 17, p. 413–427.

De Santis, G. & Imrohroglu, S., 1997. Stock returns and volatility in emerging financial markets. *J. Int. Money Finance*, 16, p. 561–579.

Diamonte, L.R., Liew, M.J. & Stevens, L.R., 1996. Political risk in emerging and developed markets. *J. Portfolio Manage*, 22, p. 71–76.

Divecha, B.A., Drach, J. & Stefek, D., 1992. Emerging markets: a quantitative perspective. *J. Portfolio Manage*, 19, p. 41–50.

Doppelhoffer, G., Miller, R. & Sala-i-Martin, X., 2004. Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach. *The American Economic Review*, 94 (4), p. 813-835

Engle, R., Lilien, D., Robins, R., 1987. Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH models. *Econometrica*, 55, p. 391–407.

Erb, B.C., Harvey, R.C. & Viskanta, E.T., 1995. Country risk and global equity selection. *J. Portfolio Manage*, 21, p. 74–83.

Erb, B.C., Harvey, R.C. & Viskanta, E.T., 1996a. Expected returns and volatility in 135 countries. *J. Portfolio Manage*, 22, p. 46–58.

Erb, B.C., Harvey, R.C. & Viskanta, E.T., 1996b. Country risk and global equity selection. *Financial Anal. J.*, 52, p. 29–46.

IHS Markit, 2017. *EViews 10 User's Guide*. Available at: [www.eviews.com](http://www.eviews.com) [Accessed 12 Σεπ 2018].

Fusion Media Limited, 2007-2018. *Investing.com Financial Portal*. Nicosia.

Gujarati, D.N., 2004. *Basic Econometrics (4th Edition)*. New York: McGraw-Hill Companies.

Gulen, H. & Mayhew, S., 2000. Stock index futures, trading and volatility in international equity markets. *The Journal of Futures Markets*, 20 (7), p. 661–685.

Gulf Cooperation Council (GCC), 1981. *Charter of the Gulf Cooperation Council (GCC)*. Zurich: International Relations and Security Network.

Gupta, S., et al., 2002. *Fiscal Consequences of Armed Conflict and Terrorism in Low - and Middle - Income Countries*. IMF Working Paper 02/142, Washington: International Monetary Fund.

Hammoudeh, S. & Alesia, E., 2004. Dynamic relationships among GCC stock markets and NYMEX oil futures. *Contemporary Economic Policy*, 22, p. 250-269.

Harvey, C.R., 1991. The world price of covariance risk. *J. Finance* , 46, p. 111–157.

Harvey, C.R., 1994. *Conditional assets allocation in emerging markets*. NBER Working Paper No 4623, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.

Harvey, C.R., 1995a. Predictable risk and return in emerging markets. *Rev. Financial Stud.*, 8, p. 773–816.

Harvey, C.R., 1995b. The risk exposure of emerging equity markets. *World Econ. Rev.*, 9, p. 19–50.

Hassan, M.K., Maroney, N., El-Sady, H. & Telfahc, A., 2003. Country risk and stock market volatility, predictability and diversification in the Middle East and Africa. *Economic Systems*, 27, p. 63–82.

Hinich, M.J., 1996. Testing for dependence in the input to a linear time series model. *Non parametric Statistics* 6 (2 & 3), p. 205–221.

Hinich, M.J. & Serletis, A., 2007. Episodic nonlinear event detection in the Canadian exchange rate. *Journal of the American Statistical Association*, 102 (477), p. 68–74.

Hsieh, D. A., 1989. Testing for Nonlinear Dependence in Daily Foreign Exchange Rates. *Journal of Business*, 62, p. 339–368.

Huberman, G. & Kandel, S.A., 1987. Mean–variance spanning. *J. Finance*, 42, p. 873–888.

*Investment Law 2017*. SI 72/2017, Kairo: House of Representatives.

Jobson, J.D. & Korkie, B., 1989. A performance interpretation of multivariate tests of asset set intersection spanning and mean–variance efficiency. *J. Financial Quant. Anal.*, 24, p. 185–204.

John, A. P., 2007. *Mathematical Statistics and Data Analysis*. Belmont, CA: Brooks/Cole Cengage Learning. p. 138

Karolyi, G.A., 2006. *The consequences of terrorism for financial markets: what do we know?* Working paper, Ohio State University.

- Kearney, C. & Poti, V., 2008. Have European stocks become more volatile? An empirical investigation of idiosyncratic and market risk in the Euro area. *European Financial Management*, 14, p. 419–444.
- Kim, E.H. & Singal, V., 2000. Stock market openings: experience of emerging markets. *Journal of Business*, 73, p. 25–66.
- Kim, S., & Rogers, J., 1995. International stock price spillovers and market liberalization: Evidence from Korea, Japan, and the United States. *Journal of Empirical Finance*, 2, p. 117–133.
- Kočenda, E., 1996. Volatility of a Seemingly Fixed Exchange Rate. *Eastern European Economics*, 34 (6), p. 37–67
- Kuran, T., 2004. Why the Middle East is Economically Underdeveloped: Historical Mechanisms of Institutional Stagnation. *Journal of Economic Perspectives*, 18 (3), p. 71-90.
- Leon, H., Nicholls, S. & Sergeant, K., 2000. Testing volatility on the Trinidad and Tobago stock exchange. *Applied Financial Economics*, 10, p. 207–220.
- Liew, V.K.S., Chong, T.T.L & Lim, K.P., 2003. The inadequacy of linear autoregressive model for real exchange rates: empirical evidence from Asian economies. *Applied Economics*, 35, p. 1387-1392.
- Lim, K.P, Azali, M., Habibullah, M.S. and Aziz, M.A., 2002. Non-linear dependence in ASEAN-5 foreign exchange. *Proceedings of the Asia Pacific Economics and Business Conference 2002, 2-4 October 2002, Sarawak, Malaysia*, 2, p. 893-901.
- Lintner, J., 1965. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47, p. 13–37.
- Lobo, B.J., 1999. Jump risk in the U.S. stock market: evidence using political information. *Review of Financial Economics*, 8, p. 149–163.
- MacCall, Patricia, J., 2014. *Overcoming Barriers to Private Investment in the Middle East and North Africa Region*. Bahrain: Arab Financial Forum.
- Mei, J. & Guo, L., 2004. Political uncertainty, financial crisis and market volatility. *European Financial Management*, 10, p. 639–657.
- Mina, W., 2016. *Inward FDI in the United Arab Emirates and its policy context*. Columbia University: Vale Columbia Center on Sustainable International Investment.

Ministry of Economy and Commerce, 2018. *Foreign Investment Sectors*. Available at: [www.mec.gov.qa/en/services/economic-corner/Pages/Available-Sectors-for-Foreign-Investment.aspx](http://www.mec.gov.qa/en/services/economic-corner/Pages/Available-Sectors-for-Foreign-Investment.aspx) [Accessed 07 Aug 2018].

Minitab Ltb., 2017. *Minitab 18 Support*. Available at: <https://support.minitab.com/en-us/minitab/18/help-and-how-to/graphs/how-to/general-graph-options/labels-lines-and-annotations/smoothing-lines/> [Accessed 10 Sep 2018].

Neaime, S., 2002. Liberalization and financial integration of MENA stock markets. In: *Paper presented at the ERF's 9th conference on "Finance & Accounting" to be held in Al-Sharja*.

Nelson, B. Daniel, 1991. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59 (2), p. 347-370.

OECD, 2009. *Accession of Israel to the OECD: Review of international investment policies*. Paris: OECD Investment Committee.

OIETAI, 2018. *Guidance And FAQs On Foreign Investment in the Islamic Republic of Iran*. Tehran: Ministry of Economic Affairs and Finance.

Olaf J. De Groot, 2010. The Spillover Effects of Conflict on Economic Growth in Neighboring Countries in Africa. *Defence and Peace Economics*, 21 (2), p. 149 - 164.

O'Sullivan, A., Rey, M. & Mendez, J., 2012. *Opportunities and challenges in the MENA region*. OECD Middle East and North Africa region Regional Economic Update.

Pesaran, M.H. & Potter, S.M., 1993. Nonlinear dynamics, chaos and econometrics: an introduction. In: M.H. Pesaran & S.M. Potter, eds. 1993. *Nonlinear dynamics, chaos and econometrics*. New York: John Wiley & Sons. p.7-13.

Perotti, E.C. & Oijen, P.V., 2001. Privatization, political risk and stock market development in emerging economies. *Journal of International Money and Finance*, 20 (1), p. 43–69

Phylaktis, K. & Ravazzolo, F., 2002b. *Stock market linkages in emerging markets: Implications for international portfolio diversification*. Working Paper, City University Business School.

Pinno, K. & Serletis, A., 2005. Long Swings in the Canadian Dollar. *Applied Financial Economics*, 15, p. 73–76.

S&P Dow Jones Indices LLC, 2018. *The Global Dow*. Available at: <https://us.spindices.com/indices/equity/the-global-dow-usd> [Accessed 5 Dec 2018].

Sab, R., 2014. *Economic Impact of Selected Conflicts in the Middle East: What Can We Learn from the Past?* IMF Occasional Paper No. 100, Washington: International Monetary Fund.

Serletis, A. & Shahmoradi, A., 2004. Absence of Chaos and 1/f Spectra, but Evidence of TAR Nonlinearities. In: the Canadian Exchange Rate. *Macroeconomic Dynamics*. 8, p. 543–551.

Shanken, J., 1986. Testing portfolio efficiency when the zero beta rate is unknown: a note. *J. Finance*, 41, p. 269–276.

Sharpe, W.F., 1964. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19, p. 425–442.

Stansell, S., 1993. *International financial market integration*. Oxford: Basil Blackwell Ltd.

Tai, C., 2000. *Market integration, liberalization, and foreign exchange risk in Asia-Pacific emerging Markets: A multivariate GARCH in mean approach*. Working Paper, Pittsburg State University.

Tehran Stock Exchange Corp., 2018. *Tehran Stock Exchange*. [<http://tse.ir/en/archive.html>]

Yang, J., Kolari, J., & Min, I. (2003). Stock market integration and financial crises: The case of Asia. *Applied Financial Economics*, 13, p. 477–486.

Yu, J.S. & Hassan, M.K., 2008. Global and regional integration of the Middle East and North African (MENA) stock markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43, p. 482–504.

WebFinance, 2018. *BusinessDictionary*. Available at: <http://www.businessdictionary.com/definition/Dow-Jones-Global-Indexes-indices.html> [Accessed 05 Jul 2018].

World Economic Forum, 2011. *The Middle East and North Africa: Purpose, Resilience, Prosperity*. [Leaflet] Geneva: World Economic Forum.

XE.com Inc., 1995-2018. *Current and Historical Rate Tables*. Available at: <https://www.xe.com/currencytables/?from=USD&date> [Accessed 03 Sep 2018].

## **ΕΛΛΗΝΙΚΕΣ**

Δημέλη, Σ., 2013. *Σύγχρονες Μέθοδοι Ανάλυσης Χρονολογικών Σειρών*. Αθήνα: Εκδόσεις Εταιρείας Αξιοποίησης και Διαχείρισης της Περιουσίας του ΟΠΑ.

Παπαδάμου, Σ., 2009. *Διαχείριση Χαρτοφυλακίου: Μια Σύγχρονη Προσέγγιση*. Αθήνα: Εκδόσεις Gutenberg.

Χάλκος, Γ. Ε., 2011. *ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΑ Θεωρία, εφαρμογές και χρήση προγραμμάτων σε Η/Υ*.  
Αθήνα: Gutenberg.



## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ

### ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

Έλεγχος χρονοσειράς {RETURN} του ΧΑ της Αιγύπτου:

#### Α. Έλεγχος στασιμότητας - περιοδικότητας - αυτοσυσχέτισης

Null Hypothesis: RETURN has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.55812	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433531	
5% level	-2.862832	
10% level	-2.567504	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RETURN)

Method: Least Squares

Date: 11/18/18 Time: 11:08

Sample (adjusted): 6/03/2010 5/30/2018

Included observations: 1934 after adjustments

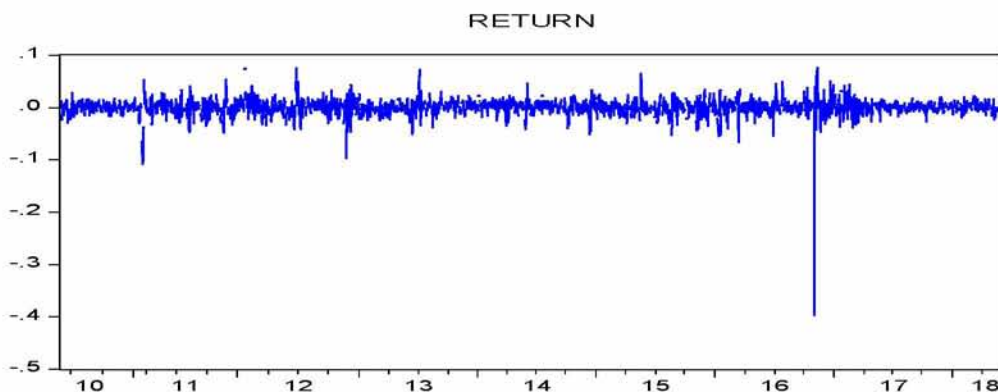
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.895175	0.022629	-39.55812	0.0000
C	6.58E-05	0.000402	0.163573	0.8701

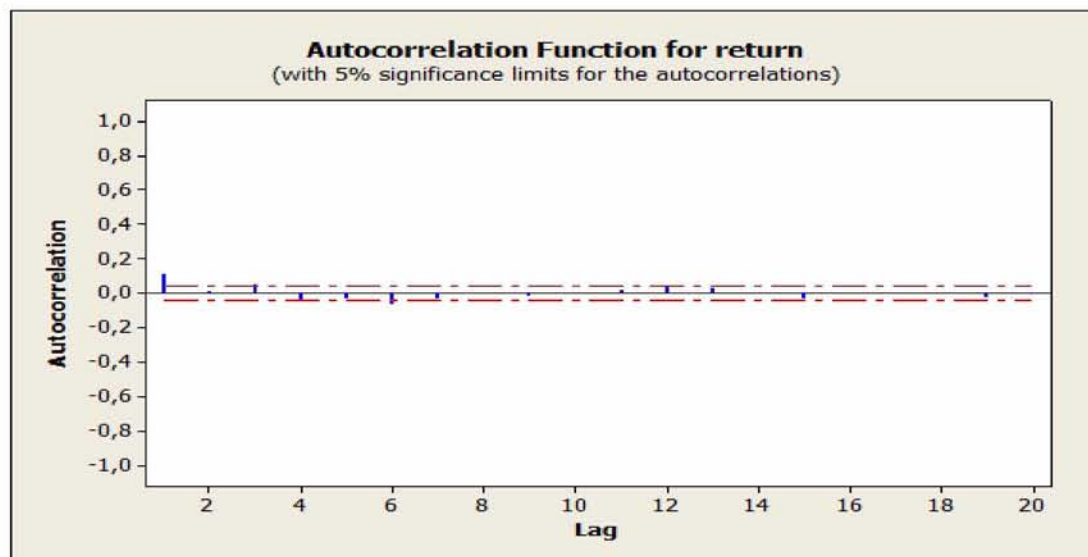
R-squared	0.447502	Mean dependent var	-6.79E-06
Adjusted R-squared	0.447216	S.D. dependent var	0.023805
S.E. of regression	0.017699	Akaike info criterion	-5.229558
Sum squared resid	0.605223	Schwarz criterion	-5.223801
Log likelihood	5058.982	Hannan-Quinn criter.	-5.227440
F-statistic	1564.845	Durbin-Watson stat	1.998851
Prob(F-statistic)	0.000000		

Υπόθεση  $H_0$ : μη στάσιμη χρονοσειρά (δηλαδή έχει μοναδιαία ρίζα). Με την παραδοχή ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι το  $\alpha=0,05$ , ώστε όταν  $P\text{-value}<\alpha$  απορρίπτεται η αρχική υπόθεση  $H_0$ , τελικά προκύπτει ότι η χρονοσειρά είναι στάσιμη.

Από το EViews εξάγεται το γράφημα των παρατηρήσεων της χρονοσειράς {RETURN}, όπου δεν παρατηρείται περιοδικότητα.



Από το minitab εξάγεται το διάγραμμα Autocorrelation Function (ACF), όπου διαπιστώνεται ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των χρονικών υστερήσεων της {RETURN}, για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ . Η αυτοσυσχέτιση «απορροφάται» από τους αυτοπαλινδρομους όρους  $p$ , του υποδείγματος ARIMA( $p,d,q$ ) που προσδιορίζεται παρακάτω για την παραγωγή της χρονοσειράς {RETURN} (οι όροι  $p$  υπάρχουν στο ARIMA, ως αποτέλεσμα της αυτοσυσχέτισης στα δεδομένα).



## B. Προσδιορισμός οικονομετρικού μοντέλου.

Πραγματοποιώντας διαδοχικούς ελέγχους παλινδρόμησης μοντέλων, επιλέγεται το μοντέλο ARIMA(3,0,1) ή ARMA(3,1) ( $RETURN=c+AR1+AR2+AR3+MA1+u_t$ ), ως η διαδικασία παραγωγής της χρονοσειράς {RETURN}, διότι με τους όρους ασφαλώς στατιστικά σημαντικούς (εκτός από το σταθερό) και τα κατάλοιπα του να μην αυτοσυσχετίζονται, έχει το μικρότερο AIC κριτήριο. Ο διαταρακτικός όρος  $u_t$  πρέπει να είναι iid, το οποίο θα ελεγχθεί παρακάτω μέσω των καταλοίπων.

## Γ. Παλινδρόμηση ARMA(3,1)

Dependent Variable: RETURN  
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)  
 Date: 01/30/19 Time: 16:11  
 Sample: 6/02/2010 5/30/2018  
 Included observations: 1935  
 Convergence achieved after 75 iterations  
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.23E-05	0.000561	0.128786	0.8975
AR(1)	-0.475824	0.138210	-3.442765	0.0006
AR(2)	0.053512	0.020103	2.661826	0.0078
AR(3)	0.052790	0.019826	2.662673	0.0078
MA(1)	0.583441	0.137541	4.241948	0.0000
SIGMASQ	0.000311	1.45E-06	214.4406	0.0000

R-squared	0.015326	Mean dependent var	7.36E-05
Adjusted R-squared	0.012773	S.D. dependent var	0.017788
S.E. of regression	0.017674	Akaike info criterion	-5.230324
Sum squared resid	0.602569	Schwarz criterion	-5.213059
Log likelihood	5066.338	Hannan-Quinn criter.	-5.223974
F-statistic	6.004702	Durbin-Watson stat	1.998321
Prob(F-statistic)	0.000016		

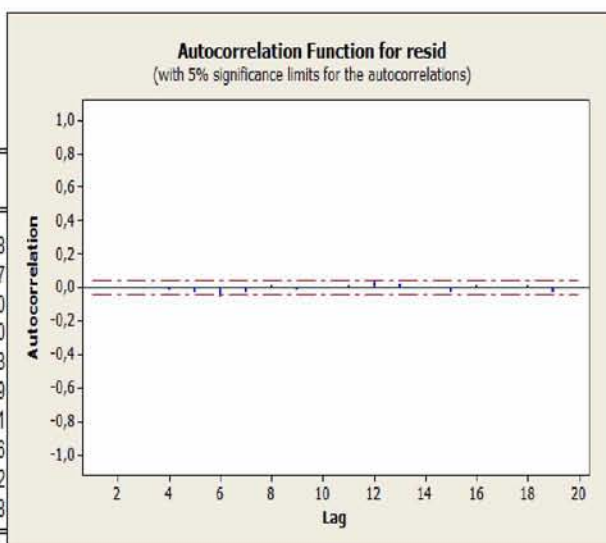
---

Inverted AR Roots	.30	-.39+.17i	-.39-.17i
Inverted MA Roots	-.58		

#### Δ. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καταλοίπων

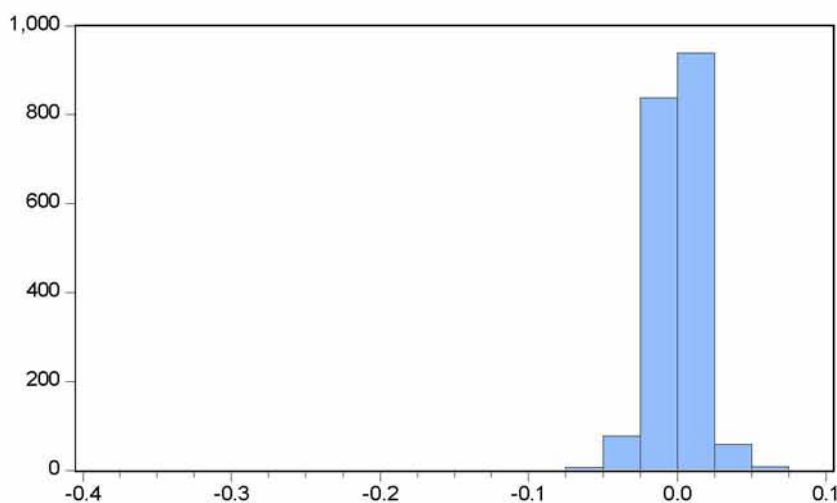
Date: 01/30/19 Time: 16:13  
Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
Included observations: 1935

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.001	0.001	0.0007	0.978
		2	0.002	0.002	0.0063	0.997
		3	-0.00...	-0.00...	0.0152	1.000
		4	-0.01...	-0.01...	0.5344	0.970
		5	-0.03...	-0.03...	3.1091	0.683
		6	-0.05...	-0.05...	9.0904	0.169
		7	-0.03...	-0.03...	10.945	0.141
		8	0.009	0.009	11.108	0.196
		9	-0.01...	-0.01...	11.515	0.242
		1...	-0.00...	-0.00...	11.520	0.318



Με υπόθεση  $H_0$ : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση, οι P-values την αποδέχονται.

#### Ε. Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων.



Series: RESID	
Sample 6/01/2010 5/30/2018	
Observations 1935	
Mean	3.39e-07
Median	0.000527
Maximum	0.083412
Minimum	-0.399531
Std. Dev.	0.017651
Skewness	-6.137467
Kurtosis	140.1713
Jarque-Bera	1529184.
Probability	0.000000

Με υπόθεση  $H_0$ : υπάρχει κανονική κατανομή, και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , η P-value την απορρίπτει. Άρα ο διαταρακτικός όρος  $u_i$  μπορεί να μην αυτοσυσχετίζεται, αλλά δεν κατανέμεται κανονικά. Οπότε δεν είναι iid, που σημαίνει την πιθανή ύπαρξη ARCH effect ή μη γραμμικότητας (Δημέλη, 2013).

### ΣΤ. Έλεγχος για ARCH effect.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	4.392968	Prob. F(1,1932)	0.0362
Obs*R-squared	4.387539	Prob. Chi-Square(1)	0.0362

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 01/30/19 Time: 16:15

Sample (adjusted): 6/03/2010 5/30/2018

Included observations: 1934 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000297	8.38E-05	3.540750	0.0004
RESID^2(-1)	0.047630	0.022725	2.095941	0.0362

R-squared	0.002269	Mean dependent var	0.000312
Adjusted R-squared	0.001752	S.D. dependent var	0.003676
S.E. of regression	0.003672	Akaike info criterion	-8.374943
Sum squared resid	0.026055	Schwarz criterion	-8.369186
Log likelihood	8100.570	Hannan-Quinn criter.	-8.372825
F-statistic	4.392968	Durbin-Watson stat	2.000650
Prob(F-statistic)	0.036217		

Με υπόθεση  $H_0$ : σταθερή η υπό συνθήκη διακύμανση και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , η P-value<5% απορρίπτει την  $H_0$  και το μοντέλο ARMA(3,1) αποφαινόμαστε ότι **περιέχει ARCH effect**. Επομένως περιέχει μη γραμμικότητες ως προς τη διακύμανση που πρέπει να διορθωθούν.

### Z. Διόρθωση ARCH effect

Με την απαίτηση όλοι οι όροι να είναι στατιστικά σημαντικοί, να προκύπτει το μικρότερο AIC κριτήριο, να διορθώνεται το ARCH effect και τα τυποποιημένα κατάλοιπα να μην αυτοσυσχετίζονται, καταλήγουμε στο μοντέλο Integrated CARCH ή IGARCH(1,1). Σε αυτό, ο σταθερός όρος MA(2) είναι της εξίσωσης του μέσου (ARMA(3,1)), είναι μη στατιστικά σημαντικός. Επιλέγεται όμως το υπόδειγμα αυτό, επειδή πληρεί τις περισσότερες από τις παραπάνω προϋποθέσεις, σε σχέση με τα υπόλοιπα που ελέγχθηκαν.

Dependent Variable: RETURN

Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 01/30/19 Time: 16:32

Sample (adjusted): 6/02/2010 5/30/2018

Included observations: 1935 after adjustments

Convergence achieved after 304 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{GARCH} = C(6) \cdot \text{RESID}(-1)^2 + (1 - C(6)) \cdot \text{GARCH}(-1)$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000337	0.000426	0.791597	0.4286
AR(1)	-0.448118	0.135395	-3.309713	0.0009
AR(2)	0.082439	0.024145	3.414272	0.0006
AR(3)	0.060054	0.016091	3.732109	0.0002
MA(1)	0.593784	0.134604	4.411327	0.0000

Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.001419	8.55E-05	16.59422	0.0000
GARCH(-1)	0.998581	8.55E-05	11681.37	0.0000

R-squared	0.013644	Mean dependent var	7.36E-05
Adjusted R-squared	0.011600	S.D. dependent var	0.017788
S.E. of regression	0.017685	Akaike info criterion	-5.118152
Sum squared resid	0.603598	Schwarz criterion	-5.100888
Log likelihood	4957.812	Hannan-Quinn criter.	-5.111802
Durbin-Watson stat	2.073016		

Inverted AR Roots	.33	-.39-.16i	-.39+.16i
Inverted MA Roots	-.59		

To ARCH effect διορθώνεται, όπως δείχνει η P-value > 5%:

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	2.610744	Prob. F(1,1932)	0.1063
Obs*R-squared	2.609920	Prob. Chi-Square(1)	0.1062

Test Equation:

Dependent Variable: WGT\_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 01/30/19 Time: 16:34

Sample (adjusted): 6/03/2010 5/30/2018

Included observations: 1934 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.330152	0.383435	3.469043	0.0005
WGT_RESID^2(-1)	0.036735	0.022735	1.615780	0.1063

R-squared	0.001349	Mean dependent var	1.380863
Adjusted R-squared	0.000833	S.D. dependent var	16.81284
S.E. of regression	16.80584	Akaike info criterion	8.482363
Sum squared resid	545666.5	Schwarz criterion	8.488120
Log likelihood	-8200.445	Hannan-Quinn criter.	8.484481
F-statistic	2.610744	Durbin-Watson stat	2.000396
Prob(F-statistic)	0.106305		

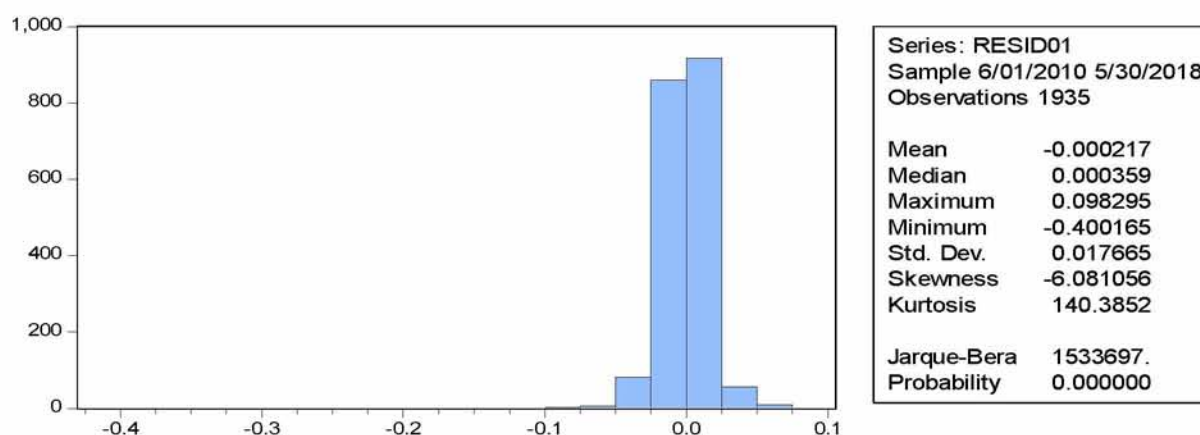
Τα τυποποιημένα κατάλοιπα της παλινδρόμησης της εξίσωσης του μέσου (δηλαδή του ARMA(3,1), δεν αυτοσυσχετίζονται, όπως δείχνουν οι P-values στο διάγραμμα αυτοσυσχετίσης:



Date: 01/30/19 Time: 16:35  
 Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
 Included observations: 1935

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.03...	-0.03...	2.6384	0.104
		2 -0.00...	-0.00...	2.7339	0.255
		3 -0.00...	-0.00...	2.8026	0.423
		4 -0.01...	-0.01...	3.1680	0.530
		5 -0.03...	-0.03...	5.5287	0.355
		6 -0.05...	-0.05...	10.810	0.094
		7 -0.02...	-0.03...	12.462	0.086
		8 0.012	0.008	12.733	0.121
		9 -0.01...	-0.01...	13.155	0.156
		1... -0.00...	-0.00...	13.160	0.215

Τα τυποποιημένα κατάλοιπα όμως δεν ακολουθούν κανονική κατανομή, άρα δεν είναι iid. Αυτό σημαίνει ότι πιθανόν να υπάρχουν μη γραμμικότητες στην εξίσωση του μέσου, τις οποίες θα ελέγξουμε με BDS test:



Ελέγχουμε με το BDS test την ύπαρξη μη γραμμικότητας στην εξίσωση του μέσου, δηλαδή στο ARMA(3,1).

H. BDS έλεγχος μη γραμμικότητας στα τυποποιημένα κατάλοιπα του μοντέλου παραγωγής των αποδόσεων του ΧΑ της Αιγύπτου IGARCH(1,1).

(μέθοδοι: standard deviations, value=0.7, m=6, επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ )

BDS Test for RESID01

Date: 01/30/19 Time: 16:39  
 Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
 Included observations: 1936

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.012608	0.001798	7.012934	0.0000
3	0.021145	0.002075	10.19128	0.0000
4	0.021557	0.001796	12.00230	0.0000
5	0.018139	0.001362	13.32109	0.0000
6	0.014371	0.000956	15.03930	0.0000
Raw epsilon		0.012362		

Pairs within epsilon	1902979.	V-Statistic	0.508244
Triples within epsilon	2.16E+09	V-Statistic	0.297845

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	506342.0	0.270885	949951.0	0.508210	0.258277
3	284582.0	0.152405	948971.0	0.508211	0.131260
4	164484.0	0.088179	947683.0	0.508047	0.066622
5	96770.00	0.051932	946399.0	0.507884	0.033793
6	58637.00	0.031500	945113.0	0.507720	0.017130

Με υπόθεση  $H_0$ : δεν υπάρχουν μη γραμμικότητες και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , οι διαστάσεις/πολύωνυμα έχουν  $P\text{-value}<5\%$  μόνο με τη μέθοδο του BDS test “*standard deviations*”, που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την  $H_0$  για το σύνολο του δείγματος. Άρα περιέχονται μη γραμμικότητες στον καθορισμό της {RETURN} στην εξίσωση του μέσου, για τις παραμέτρους του BDS test που ορίστηκαν.

Θ. BDS έλεγχος μη γραμμικότητας σε καθένα από τα 55 παράθυρα της {RETURN} εύρους 35 τιμών/τυποποιημένων καταλοίπων του IGARCH(1,1).  
(μέθοδοι: fraction of pairs/ fixed value/ standard deviations/ fraction of range, value=0.7, m=2, επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ )

ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	$H_0$	ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	$H_0$
W1	2/6/10-21/7/10	ΑΠΟΔ.	W29	7/7/14-28/8/14	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)
W2	22/7/10-8/9/10	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)	W30	31/8/14-21/10/14	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ)
W3	9/9/10-27/10/10	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)	W31	22/10/14-9/12/14	ΑΠΟΡ. (α) (γ)
W4	28/10/10-16/12/10	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (δ)	W32	10/12/14-1/2/15	ΑΠΟΡ. (α) (γ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)
W5	19/12/10-30/3/11	ΑΠΟΡ. (α) (γ) (δ)	W33	2/2/15-22/3/15	ΑΠΟΡ. (γ) (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α)
W6	31/3/11-23/5/11	ΑΠΟΡ. (α) (γ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W34	23/3/15-12/5/15	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α)
W7	24/5/11-11/7/11	ΑΠΟΡ. (γ) (δ)	W35	13/5/15-2/7/15	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ) (δ)
W8	12/7/11-29/8/11	ΑΠΟΡ. (α) (γ) (δ)	W36	5/7/15-26/8/15	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)
W9	1/9/11-20/10/11	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)	W37	27/8/15-21/10/15	ΑΠΟΡ. (α) (δ) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)
W10	23/10/11-12/12/11	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W38	22/10/15-9/12/15	ΑΠΟΔ.
W11	13/12/11-31/1/12	ΑΠΟΡ. (δ)	W39	10/12/15-1/2/16	ΑΠΟΡ. (β) (γ)
W12	1/2/12-20/3/12	ΑΠΟΡ. (γ)	W40	2/2/16-21/3/16	ΑΠΟΔ.
W13	21/3/12-	ΑΠΟΡ. (δ)	W41	22/3/16-	ΑΠΟΡ. (γ)



	14/5/12			12/5/16	
W14	15/5/12-3/7/12	ΑΠΟΔ.	W42	15/5/16-3/7/16	ΑΠΟΡ. (γ) και 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (δ)
W15	4/7/12-26/8/12	ΑΠΟΔ.	W43	4/7/16-24/8/16	ΑΠΟΡ. (γ)
W16	27/8/12-14/10/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W44	25/8/16-19/10/16	ΑΠΟΡ για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)
W17	15/10/12-4/12/12	ΑΠΟΔ.	W45	20/10/16-22/12/16	ΑΠΟΡ. (γ)
W18	5/12/12-27/1/13	ΑΠΟΡ. (α) (γ) (δ)	W46	25/12/16-13/2/17	ΑΠΟΡ. (γ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)
W19	28/1/13-17/3/13	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ)	W47	14/2/17-3/4/17	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ) (δ)
W20	18/3/13-9/5/13	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)	W48	4/4/17-28/5/17	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)
W21	12/5/13-27/6/13	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α)	W49	29/5/17-20/7/17	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ) (δ)
W22	30/6/13-22/8/13	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ)	W50	24/7/17-14/9/17	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)
W23	25/8/13-13/10/13	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W51	17/9/17-6/11/17	ΑΠΟΡ. (α) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)
W24	20/10/13-8/12/13	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (δ)	W52	7/11/17-26/12/17	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ) (δ)
W25	9/12/13-29/1/14	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ) (δ)	W53	27/12/17-18/2/18	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)
W26	30/1/14-19/3/14	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W54	19/2/18-10/4/18	ΑΠΟΡ. (δ)
W27	20/3/14-13/5/14	ΑΠΟΡ. (δ) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ)	W55	11/4/18-30/5/18	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ)
W28	14/5/14-6/7/14	ΑΠΟΡ. (α) (γ)		(34 παρατηρήσεις)	

Σημειώσεις:

- α) fraction of pairs
- β) fixed value
- γ) standard deviations
- δ) fraction of range

Παρατηρήσεις:

- 1) Υιοθετείται επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=5\%$  για την αποδοχή/απόρριψη της  $H_0$ : μη γραμμικότητα, ως μέση επιλογή, μεταξύ του αυστηρού επιπέδου 1% και του πιο ευρέως επιπέδου 10%.
- 2) Στα παράθυρα που η απόρριψη της  $H_0$  γίνεται για ορισμένες ή για λίγες μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα, σε κάθε μέθοδο του BDS ελέγχου, αυτό αποτελεί ασθενή ένδειξη ύπαρξης μη γραμμικής σχέσης μεταξύ των παρατηρήσεων, το οποίο πιθανό να οδηγήσει σε:
  - μη αντιστοίχιση σε πραγματικά πολιτικό-στρατιωτικά συμβάντα της χώρας ή
  - αντιστοίχιση σε πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα της χώρας, αλλά μη στατιστική σημαντικότητα και απόρριψη των ψευδομεταβλητών που τα εκπροσωπούν στο πολυπαραγοντικό μοντέλο CAPM.
- 3) Όταν συνολικά από όλες τις μεθόδους, προκύπτει μία μόνο διάσταση/πολύωνυμα η οποία απορρίπτει την  $H_0$ , τότε δεν λαμβάνεται υπόψη.

I. Εντοπισμός πολιτικό-στρατιωτικών γεγονότων που επηρεάζουν την κίνηση του δείκτη του ΧΑ της Αιγύπτου.



ΠΑΡΑΘΥΡΑ ΜΕ ΥΠΑΡΞΗ ΜΗ ΓΡΑΜΜΙΚΟΤΗΤΑΣ				
A/A	ΠΑΡΑΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	ΠΟΛΙΤΙΚΟ-ΣΤΡΑΤΙΩΤΙΚΟ ΣΥΜΒΑΝ	ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΗ
1	W4	Νοε 10	Κοινοβουλευτικές εκλογές, ακολουθούμενες από διαμαρτυρίες κατά υποτιθέμενης νοθείας. Η Μουσουλμανική Αδελφότητα δεν κατάφερε να κερδίσει μια θέση, αν και διατηρούσε το ένα πέμπτο των θέσεων στο προηγούμενο κοινοβούλιο.	D1
2	W5	Ιαν - Φεβ 11	Αντικυβερνητικές διαδηλώσεις οδηγούν σε παραίτηση του Προέδρου Mubarak και στην ανάθεση εξουσίας στο στρατό. Ο ίδιος οδηγείται σε δίκη για το θάνατο διαδηλωτών με δική του εντολή.	D2
3	W6 W7 W8	Απρ έως Αυγ 11	Οι διαμαρτυρίες συνεχίζονται στην πλατεία Tahrir του Καΐρου, κάτω από αργούς ρυθμούς πολιτικής αλλαγής. Ισλαμικές ομάδες έρχονται στο προσκήνιο. Ο στρατός διαλύει τελικά τους διαδηλωτές τον Αύγουστο.	D3
4	W10	Νοε 11	Οι διαδηλώσεις και οι συμπλοκές μεταξύ αστυνομικών και διαδηλωτών επαναλαμβάνονται στην πλατεία Tahrir του Καΐρου.	D4
5	W10 W11	Δεκ 11 Ιαν 12	Η κυβέρνηση εθνικής ενότητας με επικεφαλής τον νέο Πρωθυπουργό Kamal al-Ganzouri αναλαμβάνει καθήκοντα. Τα ισλαμικά κόμματα εμφανίζονται ως νικητές των κοινοβουλευτικών εκλογών.	D5
6	W13 W14	Μαΐ 12	Οι στρατιωτικοί ηγέτες ανακοινώνουν τη λήξη της κατάστασης έκτακτης ανάγκης.	D6
7	W14	Ιουν 12	Ο υποψήφιος της Μουσουλμανικής Αδελφότητας Mohammed Morsi κερδίζει τις προεδρικές εκλογές.	D7
8	W15 W16	Αυγ 12	Ισλαμιστές μαχητές επιτίθενται σε στρατόπεδα στο Σινά, σκοτώνοντας 16 στρατιώτες και πραγματοποιούν μια σύντομη εισβολή στο Ισραήλ, ξεκινώντας νέα εξέγερση.	D8
9	W18	Δεκ 12	Η επικεφαλής της ισλαμικής συνέλευσης εγκρίνει σχέδιο νόμου που ενισχύει το ρόλο του Ισλάμ και περιορίζει την ελευθερία του λόγου.	D9
10	W18 W19	Ιαν 13	Περισσότεροι από 50 άνθρωποι σκοτώνονται σε διαδηλώσεις.	D10
11	W22	Ιουλ 13	Ο στρατός ανατρέπει τον Πρόεδρο Morsi, εν μέσω μαζικών διαδηλώσεων, που τον καλούν να παραιτηθεί. Εκατοντάδες σκοτώνονται.	D11
12	W24 W25	Δεκ 13	Η Κυβέρνηση δηλώνει ότι η Μουσουλμανική Αδελφότητα είναι τρομοκρατική ομάδα, μετά από την έκρηξη μιας βόμβας στη Μανσούρα που σκότωσε 12 ανθρώπους.	D12
13	W27 W28	Μαΐ 14	Ο πρώην αρχηγός του στρατού Abdul Fattah al-Sisi κερδίζει προεδρικές εκλογές.	D13

14	W31	Νοε 14	Η ένοπλη ομάδα Ansar Beit al-Maqdis που εδρεύει στο Σινά, δεσμεύεται να συμμαχήσει με το «Ισλαμικό Κράτος», το οποίο ελέγχει τμήματα της Συρίας και του Ιράκ. Αυτοπροσδιορίζεται ως η επαρχία Σινά.	D14
15	W33	Φεβ 15	Αιγυπτιακά αεροσκάφη βομβαρδίζουν ισλαμικές κρατικές θέσεις στην ανατολική Λιβύη, το βίντεο που παρουσίαζε εξτρεμιστική ομάδα, το οποίο δείχνει τη δολοφονία 21 Αιγυπτίων κοπτών χριστιανών. Η Αίγυπτος ζητά από τον ΟΗΕ να επιβάλει κυρώσεις για τη διεθνή επέμβαση στη Λιβύη.	D15
16	W35	Ιουν 15	Ο Γενικός Εισαγγελέας Hizam Barakat και τρία μέλη του κοινού σκοτώθηκαν σε ισλαμιστικό βομβαρδισμό αυτοκινήτων στο Κάιρο.	D16
17	W36	Ιουλ 15	Το ισλαμικό κράτος αξεπαύλει κύμα επιθέσεων στο Β. Σινά εναντίον εκκλησιών Κοπτών.	D17
18	W37	Οκτ 15	Το Ισλαμικό Κράτος αναλαμβάνει την ευθύνη για την καταστροφή του ρωσικού αεροσκάφους στο Σινά, όπου σκοτώθηκαν όλα τα πληρώματα και 224 τουρίστες επιβάτες.	D18
19	W39	Ιαν 16	Το Ισλαμικό Κράτος ασκεί επίθεση στον τουριστικό χώρο της Γκίζας και είναι ύποπτο για επίθεση εναντίον τουριστών στη Χουργκάντα.	D19
20	W41	Απρ 16	Η Αίγυπτος ανακοινώνει ότι θα παραδώσει στη Σαουδική Αραβία δύο στρατηγικά νησιά της Ερυθράς Θάλασσας, προκαλώντας δημόσια αγανάκτηση και αναταραχή.	D20
21	W45 W46	Δεκ 16	Μια βομβιστική επίθεση σε μια εκκλησία του Καΐρου σκοτώνει 25 άτομα. Η έκρηξη διεκδικείται από ισλαμιστές κρατικούς μαχητές που απειλούν περισσότερες επιθέσεις εναντίον Χριστιανών.	D21
22	W47 W48	Απρ 17	Κηρύσσεται κατάσταση έκτακτης ανάγκης, μετά από βομβιστικές επιθέσεις αυτοκτονίας που σκότωσαν δεκάδες προσκυνητές σε δύο εκκλησίες, όπου γιόρταζαν την Κυριακή των Φοινίκων	D22
23	W48 W49	Μαΐ 17	Ο αιγυπτιακός στρατός πραγματοποιεί μια σειρά αεροπορικών επιθέσεων εναντίον εικαζόμενων στρατοπέδων εκπαίδευσης τζιχαντιστών στη Λιβύη, αφού η ισλαμική κρατική ομάδα ανέλαβε την ευθύνη για την ενέδρα και τη δολοφονία χριστιανών σε λεωφορείο στην επαρχία Μίνια.	D23
24	W49	Ιουν 17	Η Αίγυπτος συμμετέχει στην εκστρατεία της Σαουδικής Αραβίας για απομόνωση του Κατάρ, λόγω των σχέσεων του με την τρομοκρατία.	D24

25	W51 W52	Νοε 17	Οι τζιχαντιστές επιτέθηκαν σε τζαμί στο χωριό Bir al-Abed στο Βόρειο Σινά, σκοτώνοντας 305 άτομα.	D25
26	W54	Μαρ 18	Ο Πρόεδρος Sisi κερδίζει μια δεύτερη θητεία σε εκλογές εναντίον ενός μόνο υποψηφίου της αντιπολίτευσης. Οι πιο σοβαροί διαφωνούντες είτε αποσύρθηκαν είτε συνελήφθησαν	D26

Παρατήρηση:

Κάθε πολιτικό-στρατιωτικό συμβάν θεωρείται ότι επηρεάζει ολόκληρο το μήνα στον οποίο εμφανίζεται, προκαλώντας μη γραμμική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη ΧΑ του μήνα αυτού. Εάν ο μήνας του συμβάντος μοιράζεται μεταξύ δύο παραθύρων δεδομένων, τότε δεν θεωρείται ότι το συμβάν προκαλεί μη γραμμικότητες στο παράθυρο το οποίο περιέχει λιγότερες από δύο παρατηρήσεις του μήνα αυτού.

Κ. Συμπέρασμα.

Από τα 55 παράθυρα στα οποία διαιρούνται οι ημερήσιες τιμές της χρονοσειράς {RETURN}, μόνο σε 6 δεν εντοπίζονται μη γραμμικότητες, με βάση τον BDS έλεγχο που εκτελέστηκε μέσω του προγράμματος EVIEWS. Από τα υπόλοιπα 49, στα 17 παράθυρα δεν αντιστοιχούν πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα, που πιθανόν να προκαλούν μη γραμμικότητα, όπως προκύπτει από το χρονολόγιο της χώρας (BBC NEWS, 2018). Τελικά απομένουν 32 παράθυρα δεδομένων, όπου οι 26 καθοριζόμενες ψευδομεταβλητές, πιθανόν να ευθύνονται για την παρουσία μη γραμμικής σχέσης μεταξύ των παρατηρήσεων της χρονοσειράς {RETURN}, εντός αυτών.

**ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β**

Έλεγχος χρονοσειράς {RETURN} του ΧΑ του Ισραήλ:

A. Έλεγχος στασιμότητας - περιοδικότητας - αυτοσυσχέτισης

Null Hypothesis: RETURN has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-42.68187	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433487	
5% level	-2.862812	
10% level	-2.567494	

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

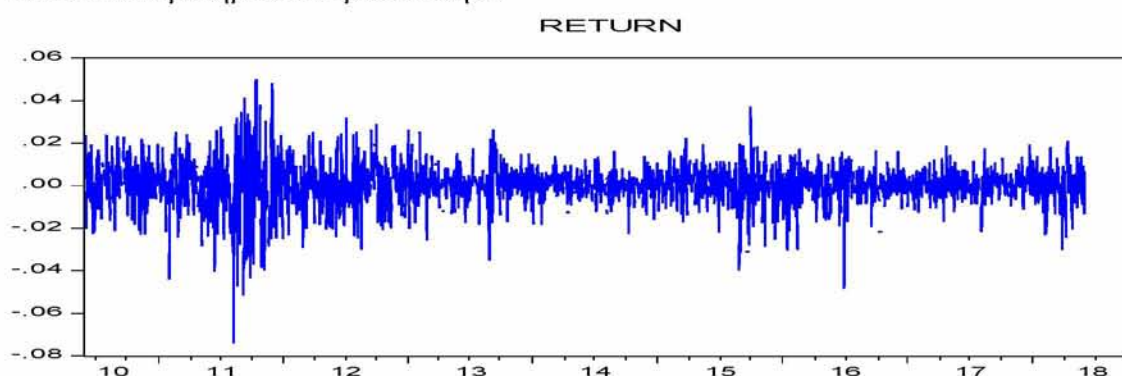
Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(RETURN)  
Method: Least Squares  
Date: 11/21/18 Time: 22:41  
Sample (adjusted): 6/03/2010 5/30/2018  
Included observations: 1960 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.964028	0.022586	-42.68187	0.0000

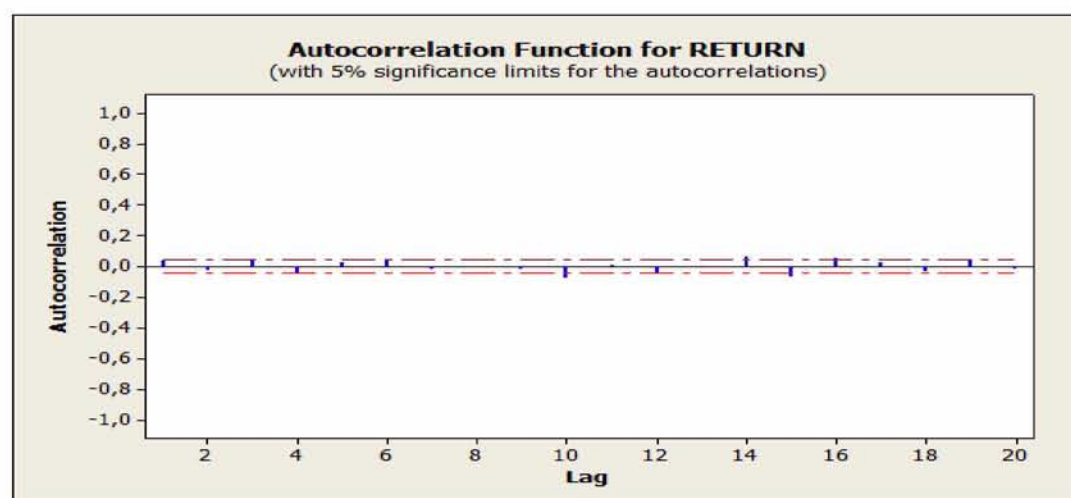
C	0.000259	0.000236	1.099775	0.2716
R-squared	0.481975	Mean dependent var	1.77E-06	
Adjusted R-squared	0.481711	S.D. dependent var	0.014492	
S.E. of regression	0.010433	Akaike info criterion	-6.286611	
Sum squared resid	0.213135	Schwarz criterion	-6.280917	
Log likelihood	6162.879	Hannan-Quinn criter.	-6.284518	
F-statistic	1821.742	Durbin-Watson stat	1.995918	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Υπόθεση  $H_0$ : μη στάσιμη χρονοσειρά (δηλαδή έχει μοναδιαία ρίζα) και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , μέσω της P-value απορρίπτεται η  $H_0$  και η χρονοσειρά είναι στάσιμη.

Από το EViews εξάγεται το γράφημα των παρατηρήσεων της χρονοσειράς {RETURN}, όπου δεν παρατηρείται περιοδικότητα.



Από το minitab εξάγεται το διάγραμμα Autocorrelation Function (ACF), όπου διαπιστώνεται ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των χρονικών υστερήσεων της {RETURN}, για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ . Η αυτοσυσχέτιση «απορροφάται» από τους αυτοπαλίνδρομους όρους  $p$ , του υποδείγματος ARIMA( $p,d,q$ ) που προσδιορίζεται παρακάτω για την παραγωγή της χρονοσειράς {RETURN} (οι όροι  $p$  υπάρχουν στο ARIMA, ως αποτέλεσμα της αυτοσυσχέτισης στα δεδομένα).



## B. Προσδιορισμός οικονομετρικού μοντέλου.

Πραγματοποιώντας διαδοχικούς ελέγχους παλινδρόμησης μοντέλων, επιλέγεται το μοντέλο ARIMA(2,0,2) ή ARMA(2,2) ( $RETURN=c+AR1+AR2+MA1+MA2+u_t$ ), ως η διαδικασία παραγωγής της χρονοσειράς {RETURN}, διότι με τους όρους ασφαλώς στατιστικά σημαντικούς (εκτός από το σταθερό) και τα κατάλοιπα του να μην αυτοσυσχετίζονται, έχει το μικρότερο AIC κριτήριο. Ο διαταρακτικός όρος  $u_t$  πρέπει να είναι iid, το οποίο θα ελεγχθεί παρακάτω μέσω των καταλοίπων.

## Γ. Παλινδρόμηση ARMA(2,2)

Dependent Variable: RETURN  
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)  
 Date: 11/21/18 Time: 23:13  
 Sample: 6/02/2010 5/30/2018  
 Included observations: 1961  
 Convergence achieved after 56 iterations  
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000270	0.000241	1.118299	0.2636
AR(1)	-1.326981	0.037410	-35.47104	0.0000
AR(2)	-0.884480	0.036301	-24.36532	0.0000
MA(1)	1.347417	0.040189	33.52731	0.0000
MA(2)	0.867405	0.040278	21.53557	0.0000
SIGMASQ	0.000108	2.09E-06	51.58101	0.0000

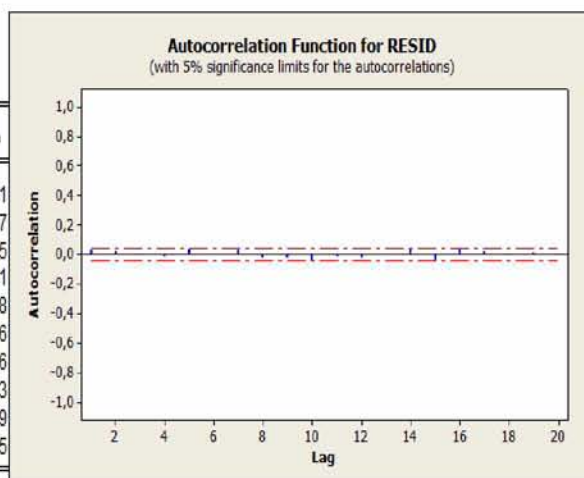
  

R-squared	0.010898	Mean dependent var	0.000270
Adjusted R-squared	0.008369	S.D. dependent var	0.010435
S.E. of regression	0.010391	Akaike info criterion	-6.292621
Sum squared resid	0.211094	Schwarz criterion	-6.275545
Log likelihood	6175.915	Hannan-Quinn criter.	-6.286345
F-statistic	4.308150	Durbin-Watson stat	1.951132
Prob(F-statistic)	0.000669		
Inverted AR Roots	-.66+.67i	-.66-.67i	
Inverted MA Roots	-.67-.64i	-.67+.64i	

## Δ. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καταλοίπων

Date: 11/21/18 Time: 23:14  
 Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
 Included observations: 1961

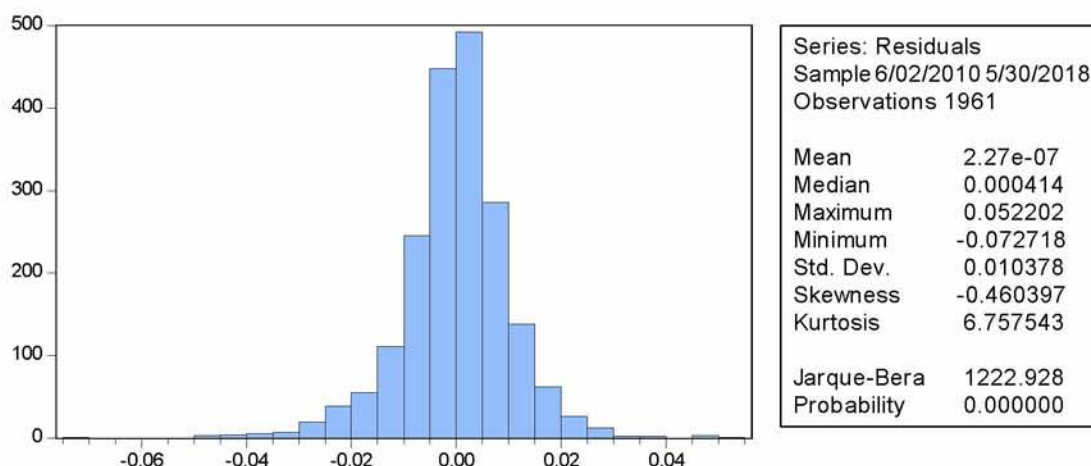
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.024	0.024	1.1619	0.281	
2	0.016	0.015	1.6559	0.437	
3	-0.01...	-0.01...	1.8470	0.605	
4	-0.01...	-0.01...	2.2982	0.681	
5	0.034	0.035	4.5116	0.478	
6	0.002	0.001	4.5236	0.606	
7	0.025	0.024	5.7746	0.566	
8	-0.02...	-0.02...	6.8452	0.553	
9	-0.02...	-0.02...	7.9531	0.539	
10	-0.04...	-0.04...	12.636	0.245	



Με υπόθεση  $H_0$ : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση, οι P-values την αποδέχονται.



### Ε. Έλεγχος κανονικής κατανομής.



Με υπόθεση  $H_0$ : υπάρχει κανονική κατανομή και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , η P-value την απορρίπτει. Άρα ο διαταρακτικός όρος  $u_t$  μπορεί να μην αυτοσυσχετίζεται, αλλά δεν κατανέμεται κανονικά. Οπότε δεν είναι iid, που σημαίνει την πιθανή ύπαρξη ARCH effect ή μη γραμμικότητας (Δημέλη, 2013).

### ΣΤ. Έλεγχος για ARCH effect.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	63.94219	Prob. F(1,1958)	0.0000
Obs*R-squared	61.98332	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/21/18 Time: 23:19

Sample (adjusted): 6/03/2010 5/30/2018

Included observations: 1960 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.85E-05	6.22E-06	14.22555	0.0000
RESID^2(-1)	0.177828	0.022239	7.996386	0.0000

R-squared	0.031624	Mean dependent var	0.000108
Adjusted R-squared	0.031130	S.D. dependent var	0.000258
S.E. of regression	0.000254	Akaike info criterion	-13.71460
Sum squared resid	0.000127	Schwarz criterion	-13.70890
Log likelihood	13442.31	Hannan-Quinn criter.	-13.71251
F-statistic	63.94219	Durbin-Watson stat	2.066271
Prob(F-statistic)	0.000000		

Με υπόθεση  $H_0$ : σταθερή η υπό συνθήκη διακύμανση και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , η P-value<5% απορρίπτει την  $H_0$  και το μοντέλο ARMA(2,2) αποφαινόμεστε ότι **περιέχει ARCH effect**. Επομένως περιέχει μη γραμμικότητες ως προς τη διακύμανση που πρέπει να διορθωθούν.

## Z. Διόρθωση ARCH effect

Με την απαίτηση όλοι οι όροι να είναι στατιστικά σημαντικοί, να προκύπτει το μικρότερο AIC κριτήριο, να διορθώνεται το ARCH effect και τα τυποποιημένα κατάλοιπα να μην αυτοσυσχετίζονται, καταλήγουμε στο μοντέλο CARCH(1,1), το οποίο πληρεί τις συνθήκες που εξασφαλίζουν την στασιμότητά του (συντελεστές ARCH/GARCH θετικοί και το άθροισμά τους μικρότερο της μονάδας (Χάλκος, 2011)).

Dependent Variable: RETURN

Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 01/31/19 Time: 09:54

Sample (adjusted): 6/02/2010 5/30/2018

Included observations: 1961 after adjustments

Convergence achieved after 51 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6) + C(7)\*RESID(-1)^2 + C(8)\*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000365	0.000202	1.804347	0.0712
AR(1)	-1.395265	0.103474	-13.48418	0.0000
AR(2)	-0.815936	0.085207	-9.575983	0.0000
MA(1)	1.438179	0.101400	14.18329	0.0000
MA(2)	0.837871	0.084040	9.969917	0.0000

### Variance Equation

C	1.13E-06	2.89E-07	3.895674	0.0001
RESID(-1)^2	0.061785	0.007122	8.675486	0.0000
GARCH(-1)	0.927132	0.008421	110.1037	0.0000

R-squared	0.008061	Mean dependent var	0.000270
Adjusted R-squared	0.006033	S.D. dependent var	0.010435
S.E. of regression	0.010403	Akaike info criterion	-6.536465
Sum squared resid	0.211700	Schwarz criterion	-6.513696
Log likelihood	6417.004	Hannan-Quinn criter.	-6.528097
Durbin-Watson stat	2.000916		

Inverted AR Roots	-.70-.57i	-.70+.57i
Inverted MA Roots	-.72+.57i	-.72-.57i

Το ARCH effect διορθώνεται, όπως δείχνει η P-value > 5%:

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	2.606197	Prob. F(1,1958)	0.1066
Obs*R-squared	2.605391	Prob. Chi-Square(1)	0.1065

Test Equation:

Dependent Variable: WGT\_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 01/31/19 Time: 09:56

Sample (adjusted): 6/03/2010 5/30/2018

Included observations: 1960 after adjustments

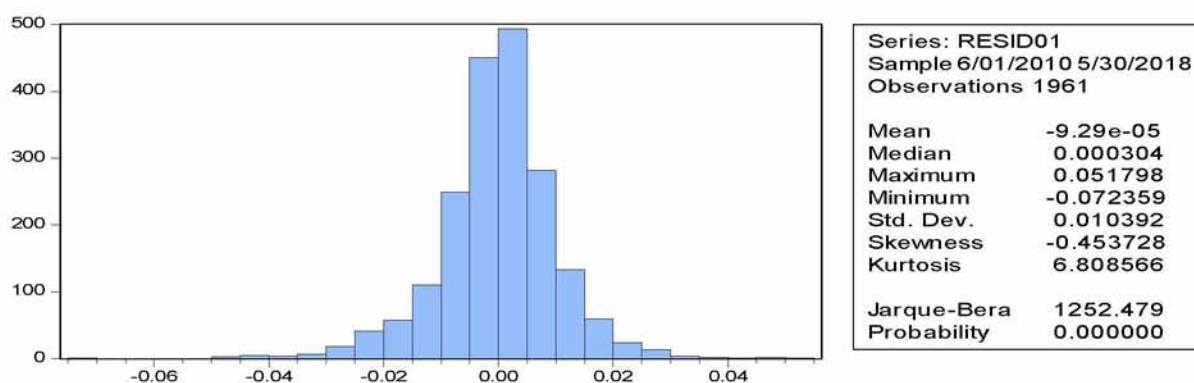
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.963417	0.049226	19.57144	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.036458	0.022583	1.614372	0.1066
R-squared	0.001329	Mean dependent var		0.999860
Adjusted R-squared	0.000819	S.D. dependent var		1.937438
S.E. of regression	1.936644	Akaike info criterion		4.160810
Sum squared resid	7343.658	Schwarz criterion		4.166505
Log likelihood	-4075.594	Hannan-Quinn criter.		4.162904
F-statistic	2.606197	Durbin-Watson stat		1.998205
Prob(F-statistic)	0.106608			

Τα τυποποιημένα κατάλοιπα της παλινδρόμησης της εξίσωσης του μέσου (δηλαδή του ARMA(2,2), δεν αυτοσυσχετίζονται, όπως δείχνουν οι P-values στο διάγραμμα αυτοσυσχέτισης:

Date: 01/31/19 Time: 09:55  
Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
Included observations: 1961

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.00...	-0.00...	0.0009	0.976
		2 0.010	0.010	0.1921	0.908
		3 0.014	0.014	0.5833	0.900
		4 -0.03...	-0.03...	3.4508	0.485
		5 0.042	0.042	6.9119	0.227
		6 0.009	0.009	7.0678	0.315
		7 0.010	0.010	7.2679	0.402
		8 -0.01...	-0.01...	7.5800	0.476
		9 -0.02...	-0.01...	8.4357	0.491
		1... -0.05...	-0.06...	15.241	0.124

Τα τυποποιημένα κατάλοιπα όμως δεν ακολουθούν κανονική κατανομή, άρα δεν είναι iid. Αυτό σημαίνει ότι πιθανόν να υπάρχουν μη γραμμικότητες στην εξίσωση του μέσου, τις οποίες θα ελέγξουμε με BDS test:



Ελέγχουμε με το BDS test την ύπαρξη μη γραμμικότητας στην εξίσωση του μέσου, δηλαδή στο ARMA(2,2).



Z. BDS έλεγχος μη γραμμικότητας στα κατάλοιπα του μοντέλου παραγωγής των αποδόσεων του ΧΑ του Ισραήλ GARCH(1,1).

(μέθοδοι: fraction of pairs/standard deviations/fraction of range, value=0.7, m=6, επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ )

BDS Test for RESID01

Date: 01/31/19 Time: 10:01

Sample: 6/01/2010 5/30/2018

Included observations: 1962

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.017567	0.002092	8.397670	0.0000
3	0.036105	0.003327	10.85284	0.0000
4	0.050025	0.003965	12.61704	0.0000
5	0.059328	0.004136	14.34353	0.0000
6	0.063357	0.003993	15.86890	0.0000

Raw epsilon	0.013599		
Pairs within epsilon	2709195.	V-Statistic	0.704507
Triples within epsilon	4.09E+09	V-Statistic	0.542635

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	985946.0	0.513562	1352070.	0.704269	0.495995
3	739872.0	0.385780	1351155.	0.704511	0.349675
4	567658.0	0.296287	1349656.	0.704449	0.246263
5	445480.0	0.232755	1348196.	0.704406	0.173427
6	354475.0	0.185396	1346589.	0.704287	0.122038

Με υπόθεση  $H_0$ : δεν υπάρχουν μη γραμμικότητες και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , οι διαστάσεις/πολύωνυμα έχουν  $P\text{-value}<5\%$  με τις μεθόδους του BDS test, “fixed value”, “standard deviations” και “fraction of range”, που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την  $H_0$  για το σύνολο του δείγματος. Άρα περιέχονται μη γραμμικότητες στον καθορισμό της {RETURN} στην εξίσωση του μέσου, για τις παραμέτρους του BDS test που ορίστηκαν.

H. BDS έλεγχος μη γραμμικότητας σε καθένα από τα 56 παράθυρα της {RETURN} εύρους 35 τιμών/καταλοίπων του GARCH(1,1).

(μέθοδοι: fraction of pairs/standard deviations/fraction of range, value=0.7, m=2)

ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	$H_0$	ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	$H_0$
W1	2/6/10-21/7/10	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα ( $\gamma$ ) ( $\delta$ )	W29	11/6/14-29/7/14	ΑΠΟΡ. ( $\alpha$ ) ( $\delta$ )
W2	22/7/10-12/9/10	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα ( $\alpha$ ) ( $\delta$ )	W30	30/7/14-17/9/14	ΑΠΟΔ.
W3	13/9/10-4/11/10	ΑΠΟΔ.	W31	18/9/14-13/11/14	ΑΠΟΡ. ( $\alpha$ ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα ( $\delta$ )
W4	7/11/10-26/12/10	ΑΠΟΡ. ( $\gamma$ ) και για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα ( $\alpha$ ) ( $\delta$ )	W32	16/11/14-1/1/15	ΑΠΟΡ. ( $\delta$ ) και για μια διάσταση/πολύωνυμα ( $\alpha$ )
W5	27/12/10-13/2/11	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα ( $\alpha$ ) ( $\gamma$ )	W33	4/1/15-19/2/15	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα ( $\gamma$ ) ( $\delta$ )
W6	14/2/11-5/4/11	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα ( $\gamma$ ) ( $\delta$ )	W34	22/2/15-14/4/15	ΑΠΟΡ. ( $\gamma$ ) ( $\delta$ )
W7	6/4/11-2/6/11	ΑΠΟΡ. ( $\gamma$ ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα ( $\delta$ )	W35	15/4/15-7/6/15	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα ( $\alpha$ ) ( $\gamma$ )

W8	5/6/11-25/7/11	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W36	8/6/15-27/7/15	ΑΠΟΡ. μόνο για 2 πολύωνυμα/διαστάσεις (γ)
W9	26/7/11-13/9/11	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ) (δ)	W37	28/7/15-17/9/15	ΑΠΟΡ. (α) (γ)
W10	14/9/11-9/11/11	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W38	20/9/15-15/11/15	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ)
W11	10/11/11-29/12/11	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)	W39	16/11/15-3/1/16	ΑΠΟΡ. (δ) και για 2 διαστάσεις/πολύωνυμα (α)
W12	1/1/12-20/2/12	ΑΠΟΔ.	W40	4/1/16-21/2/16	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ)
W13	21/2/12-10/4/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W41	22/2/16-11/4/16	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ)
W14	11/4/12-4/6/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W42	12/4/16-2/6/16	ΑΠΟΡ. (δ)
W15	5/6/12-23/7/12	ΑΠΟΡ. (δ)	W43	5/6/16-24/7/16	ΑΠΟΔ.
W16	24/7/12-11/9/12	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)	W44	25/7/16-12/9/16	ΑΠΟΡ. (δ) και για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (α)
W17	12/9/12-12/11/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)	W45	13/9/16-13/11/16	ΑΠΟΡ. (δ)
W18	13/11/12-31/12/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W46	14/11/16-1/1/17	ΑΠΟΡ. (γ)
W19	1/1/13-19/2/13	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)	W47	2/1/17-19/2/17	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (δ)
W20	20/2/13-18/4/13	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α)	W48	20/2/17-12/4/17	ΑΠΟΡ. (γ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)
W21	21/4/13-10/6/13	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W49	13/4/17-8/6/17	ΑΠΟΡ. (δ)
W22	11/6/13-30/7/13	ΑΠΟΡ. (δ)	W50	11/6/17-27/7/17	ΑΠΟΡ. (γ)
W23	31/7/13-23/9/13	ΑΠΟΡ. (β) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (δ)	W51	30/7/17-17/9/17	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (δ)
W24	24/9/13-13/11/13	ΑΠΟΡ. (α) (γ)	W52	18/9/17-13/11/17	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ)
W25	14/11/13-1/1/14	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W53	14/11/17-1/1/18	ΑΠΟΡ. (α) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)
W26	2/1/14-19/2/14	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)	W54	2/1/18-19/2/18	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)
W27	20/2/14-10/4/14	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W55	20/2/18-11/4/18	ΑΠΟΡ. (δ)
W28	13/4/14-10/6/14	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α)	W56	12/4/18-30/5/18	ΑΠΟΡ. (γ)
			(32 παρατηρήσεις)		

Σημειώσεις:

- α) fraction of pairs
- β) fixed value
- γ) standard deviations
- δ) fraction of range

Παρατηρήσεις:

- 1) Υιοθετείται επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=5\%$  για την αποδοχή/απόρριψη της  $H_0$ : μη γραμμικότητα, ως μέση επιλογή, μεταξύ του αυστηρού επιπέδου 1% και του πιο ευρέως επιπέδου 10%.
- 2) Στα παράθυρα που η απόρριψη της  $H_0$  γίνεται για ορισμένες ή για λίγες μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα, σε κάθε μέθοδο του BDS ελέγχου, αυτό αποτελεί ασθενή ένδειξη ύπαρξης μη γραμμικής σχέσεις μεταξύ των παρατηρήσεων, το οποίο πιθανό να οδηγήσει σε:
  - μη αντιστοίχιση σε πραγματικά πολιτικό-στρατιωτικά συμβάντα της χώρας ή

- αντιστοίχιση σε πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα της χώρας, αλλά μη στατιστική σημαντικότητα και απόρριψη των ψευδομεταβλητών που τα εκπροσωπούν στο πολυπαραγοντικό μοντέλο CAPM.

3) Όταν συνολικά από όλες τις μεθόδους, προκύπτει μία μόνο διάσταση/πολύωνυμο η οποία απορρίπτει την Ηο, τότε δεν λαμβάνεται υπόψη.

**Θ. Εντοπισμός πολιτικό-στρατιωτικών γεγονότων που επηρεάζουν την κίνηση του δείκτη του ΧΑ του Ισραήλ.**

ΠΑΡΑΘΥΡΑ ΜΕ ΥΠΑΡΞΗ ΜΗ ΓΡΑΜΜΙΚΟΤΗΤΑΣ				
A/A	ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	ΠΟΛΙΤΙΚΟ-ΣΤΡΑΤΙΩΤΙΚΟ ΣΥΜΒΑΝ	ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΗ
1	W2	Σεπ 10	Συνομιλίες επαναλαμβάνονται μεταξύ του Ισραήλ και της Παλαιστινιακής Αρχής, μόνο επί του ζητήματος των οικισμών.	J1
2	W10	Οκτ 11	Η Χαμάς απελευθερώνει τον Ισραηλινό στρατιώτη Gilad Shalit σε αντάλλαγμα 1.027 κρατουμένων, σε συμφωνία που συνάφθηκε κατόπιν πρωτοβουλίας της Γερμανίας και της Αιγύπτου.	J2
3	W17 W18	Νοε 12	Το Ισραήλ πραγματοποιεί εβδομαδιαία στρατιωτική εκστρατεία εναντίον των ένοπλων ομάδων της Γάζας, μετά από μήνες κλιμάκωσης των επιθέσεων τους με ρουκέτες, εναντίον των ισραηλινών πόλεων.	J3
4	W20	Μαρ 13	Ο κ. Netanyahu αντικαθιστά τις περισσότερες θρησκευτικές εβραϊκές ομάδες με κεντρώα και κοσμικά κόμματα στην κυβέρνηση, μετά την έντονη παρουσία των τελευταίων στις εκλογές του Ιανουαρίου.	J4
5	W22	Ιουλ 13	Οι συνομιλίες επαναλαμβάνονται με την Παλαιστινιακή Αρχή υπό την αιγίδα των ΗΠΑ, αλλά δεν καταλήγουν σε συμπεράσματα.	J5
6	W26	Ιαν 14	Ο υπουργός Ενέργειας και Υδάτων Silvan Shalom συμμετέχει στο συνέδριο ανανεώσιμων πηγών ενέργειας στο Αμπού Ντάμπι, με επικεφαλής αντιπροσωπεία επιχειρήσεων κατά την πρώτη επίσκεψη στα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα από το 2010.	J6
7	W29	Ιουλ 14	Το Ισραήλ ανταποκρίνεται σε επιθέσεις ενόπλων ομάδων στη Γάζα, με στρατιωτική εκστρατεία από αέρα και έδαφος, για να χτυπήσει εκτοξευόμενους πυραύλους και θύλακες επίθεσης. Οι συγκρούσεις τελειώνουν με παρέμβαση της Αιγύπτου για κατάπαυση του πυρός, τον Αύγουστο.	J7
8	W35	Μαϊ 15	Ο Πρωθυπουργός Netanyahu σχηματίζει μια νέα κυβέρνηση συνασπισμού μετά τις εκλογές του Μαρτίου, με δεξιό κόμμα το Bayit Yehudi (εβραϊκό σπίτι). Ένα άλλο δεξιό κόμμα, το Yisrael Beitenu, εντάσσεται στο επόμενο έτος.	J8
9	W38	Οκτ 15	Ισραηλινό ζευγάρι σκοτώθηκε στο αυτοκίνητό του στην κατεχόμενη Δυτική Όχθη. Είναι ένα από τα πρώτα περιστατικά σε ένα κύμα πυροβολισμών και βανδαλισμών.	J9



			που ξέσπασε από Παλαιστίνιους ή Ισραηλινούς Άραβες.	
10	W38 W39	Νοε 15	Το Ισραήλ αναστέλλει την επαφή με αξιωματούχους της Ευρωπαϊκής Ένωσης στις συνομιλίες για το Παλαιστινιακό ζήτημα, μετά την απόφαση της ΕΕ να επιδώσει ετικέτα προέλευσης προϊόντων από οικισμούς της Δυτικής Όχθης και όχι από το Ισραήλ.	J10
11	W44 W45	Σεπ 16	Οι ΗΠΑ συμφωνούν ότι το ποσό των 38 δισεκατομμυρίων δολαρίων (28 δισεκατομμύρια λίρες Αγγλίας) θα διατεθεί για τα επόμενα 10 χρόνια στο Ισραήλ, το μεγαλύτερο τέτοιο ποσό στην ιστορία των ΗΠΑ. Το προηγούμενο σύμφωνο, το οποίο έληξε το 2018, προέβλεπε για το Ισραήλ 3,1 δισ. Δολάρια ετησίως.	J11
12	W46	Δεκ 16	Το Ισραήλ αναστέλλει εργασιακούς δεσμούς με 12 χώρες που ψήφισαν στο Συμβούλιο Ασφαλείας επί της επίλυσης του θέματος των οικισμών, καταδικάζοντας έτσι τη δημιουργία τους. Οι ΗΠΑ για πρώτη φορά απείχαν από την ψηφοφορία, αντί να ασκήσουν βέτο.	J12
13	W47 W48	Φεβ 17	Το Κοινοβούλιο εγκρίνει νόμο ο οποίος αναδρομικά νομιμοποιεί δεκάδες εβραϊκών οικισμών που οικοδομήθηκαν στην ιδιωτική παλαιστινιακή γη στη Δυτική Όχθη.	J13
14	W49 W50	Ιουν 17	Οι εργασίες ξεκινούν για την ανέγερση του πρώτου νέου εβραϊκού οικισμού στη Δυτική Όχθη, εδώ και 25 χρόνια.	J14
15	W53	Δεκ 17	Ο Αμερικανός πρόεδρος Donald Trump αναγνωρίζει την Ιερουσαλήμ ως την πρωτεύουσα του Ισραήλ, αναστατώνοντας τον αραβικό κόσμο και ορισμένους δυτικούς συμμάχους.	J15

#### Παρατήρηση:

Κάθε πολιτικό-στρατιωτικό συμβάν θεωρείται ότι επηρεάζει ολόκληρο το μήνα στον οποίο εμφανίζεται, προκαλώντας μη γραμμική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη ΧΑ του μήνα αυτού. Εάν ο μήνας του συμβάντος μοιράζεται μεταξύ δύο παραθύρων δεδομένων, τότε δεν θεωρείται ότι το συμβάν προκαλεί μη γραμμικότητες στο παράθυρο το οποίο περιέχει λιγότερες από δύο παρατηρήσεις του μήνα αυτού.

#### I. Συμπέρασμα.

Από τα 56 παράθυρα στα οποία διαιρούνται οι ημερήσιες τιμές της χρονοσειράς {RETURN}, μόνο σε 4 δεν εντοπίζονται μη γραμμικότητες, με βάση τον BDS έλεγχο που εκτελέστηκε μέσω του προγράμματος EVIEWS. Από τα υπόλοιπα 52, στα 34 παράθυρα δεν αντιστοιχούν πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα, που πιθανόν να προκαλούν μη γραμμικότητα, όπως προκύπτει από το χρονολόγιο της χώρας, το οποίο διατίθεται στον ισότοπο του τηλεοπτικού δικτύου BBC NEWS (2018). Τελικά απομένουν 18 παράθυρα δεδομένων, στα οποία οι 28 καθοριζόμενες ψευδομεταβλητές πιθανόν να ευθύνονται για την παρουσία μη γραμμικής σχέσης μεταξύ των αποδόσεων του ΧΑ του Ισραήλ, εντός αυτών.

## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ

Έλεγχος χρονοσειράς {RETURN} του ΧΑ του Κατάρ:

### A. Έλεγχος στασιμότητας - περιοδικότητας - αυτοσυσχέτισης

Null Hypothesis: RETURN has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-42.70949	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433411	
5% level	-2.862778	
10% level	-2.567476	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RETURN)

Method: Least Squares

Date: 12/05/18 Time: 22:11

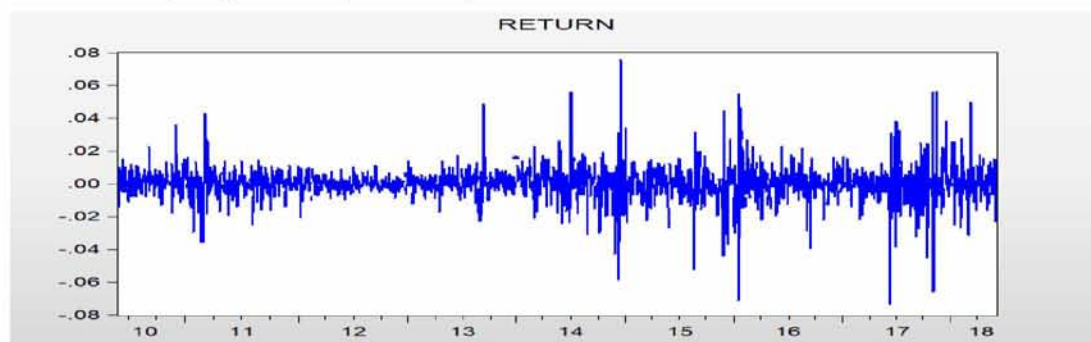
Sample (adjusted): 6/03/2010 5/30/2018

Included observations: 2006 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.953785	0.022332	-42.70949	0.0000
C	0.000184	0.000230	0.798821	0.4245
R-squared	0.476503	Mean dependent var		-4.40E-06
Adjusted R-squared	0.476242	S.D. dependent var		0.014252
S.E. of regression	0.010314	Akaike info criterion		-6.309571
Sum squared resid	0.213196	Schwarz criterion		-6.303984
Log likelihood	6330.500	Hannan-Quinn criter.		-6.307520
F-statistic	1824.100	Durbin-Watson stat		1.998921
Prob(F-statistic)	0.000000			

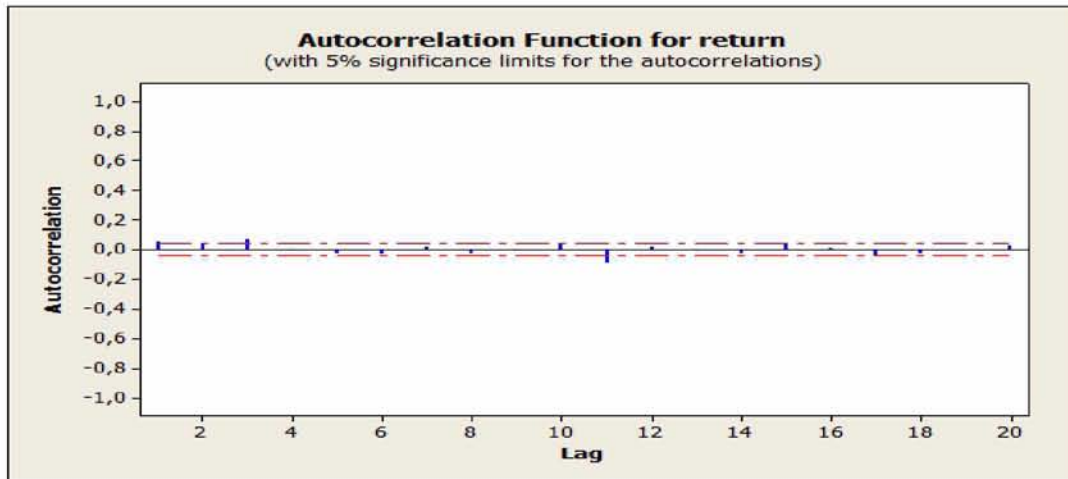
Υπόθεση  $H_0$ : μη στάσιμη χρονοσειρά (δηλαδή έχει μοναδιαία ρίζα) και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , μέσω της P-value απορρίπτεται η  $H_0$  και η χρονοσειρά είναι στάσιμη.

Από το EViews εξάγεται το γράφημα των παρατηρήσεων της χρονοσειράς {RETURN}, όπου δεν παρατηρείται περιοδικότητα.



Από το minitab εξάγεται το διάγραμμα Autocorrelation Function (ACF), όπου διαπιστώνεται ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των χρονικών υστερήσεων της {RETURN}, για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ . Η αυτοσυσχέτιση «απορροφάται» από τους

αυτοπαλινδρομους όρους  $\rho$ , του υποδείγματος  $ARIMA(p,d,q)$  που προσδιορίζεται παρακάτω για την παραγωγή της χρονοσειράς  $\{RETURN\}$  (οι όροι  $\rho$  υπάρχουν στο  $ARIMA$ , ως αποτέλεσμα της αυτοσυσχέτισης στα δεδομένα).



## B. Προσδιορισμός οικονομετρικού μοντέλου.

Πραγματοποιώντας διαδοχικούς ελέγχους παλινδρόμησης μοντέλων, επιλέγεται το μοντέλο  $ARIMA(2,0,6)$  ή  $ARMA(2,6)$  ( $RETURN=c+AR1+AR2+MA1+MA2+MA3+MA4+MA5+MA6+u_t$ ), ως η διαδικασία παραγωγής της χρονοσειράς  $\{RETURN\}$ , διότι με τους όρους στατιστικά σημαντικούς (εκτός από το σταθερό και τον όρο  $MA5$ ) και τα κατάλοιπα του να μην αυτοσυσχετίζονται, έχει το μικρότερο AIC κριτήριο. Ο διαταρακτικός όρος  $u_t$  πρέπει να είναι iid, το οποίο θα ελεγχθεί παρακάτω μέσω των καταλοίπων.

## Γ. Παλινδρόμηση $ARMA(2,6)$

Dependent Variable: RETURN  
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)  
 Date: 01/30/19 Time: 19:03  
 Sample: 6/02/2010 5/30/2018  
 Included observations: 2007  
 Convergence achieved after 50 iterations  
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000184	0.000280	0.657115	0.5112
AR(1)	-1.030084	0.020283	-50.78645	0.0000
AR(2)	-0.929414	0.021996	-42.25301	0.0000
MA(1)	1.079875	0.021929	49.24381	0.0000
MA(2)	1.021680	0.030571	33.42024	0.0000
MA(3)	0.145192	0.024710	5.875971	0.0000
MA(4)	0.097895	0.026175	3.739997	0.0002
MA(5)	0.024997	0.023995	1.041781	0.2976
MA(6)	-0.039773	0.017101	-2.325698	0.0201
SIGMASQ	0.000104	1.57E-06	66.58926	0.0000
R-squared	0.020250	Mean dependent var		0.000186
Adjusted R-squared	0.015835	S.D. dependent var		0.010325

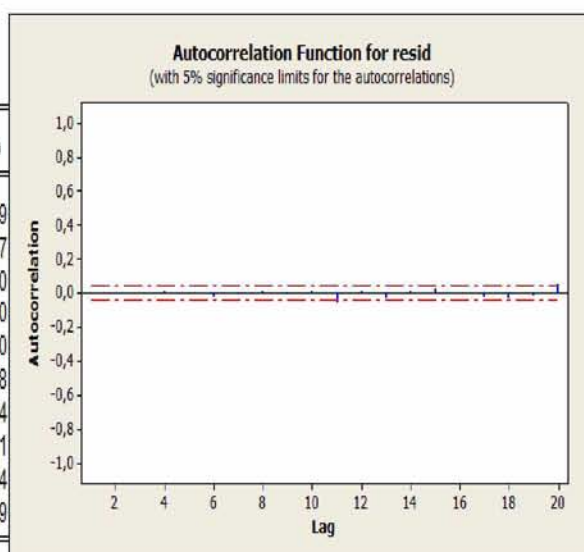
S.E. of regression	0.010243	Akaike info criterion	-6.319292
Sum squared resid	0.209529	Schwarz criterion	-6.291367
Log likelihood	6351.409	Hannan-Quinn criter.	-6.309040
F-statistic	4.586195	Durbin-Watson stat	1.996908
Prob(F-statistic)	0.000005		

Inverted AR Roots	-.52-.81i	-.52+.81i		
Inverted MA Roots	.32	.09-.50i	.09+.50i	-.50
	-.54-.82i	-.54+.82i		

#### Δ. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καταλοίπων

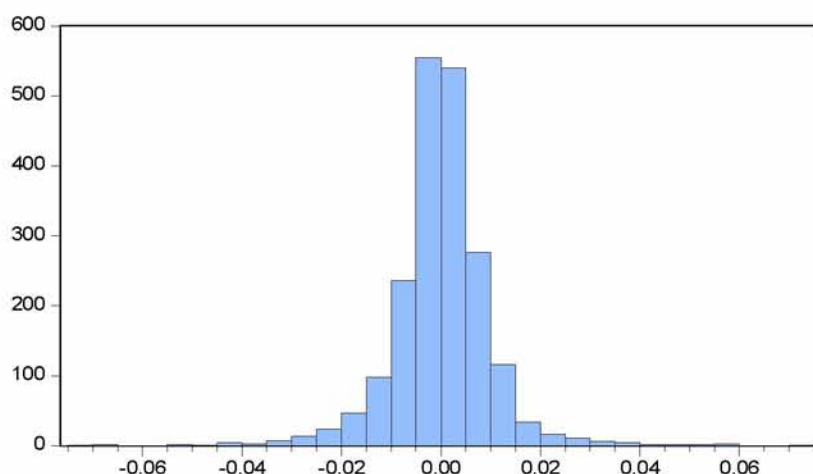
Date: 01/30/19 Time: 19:05  
Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
Included observations: 2007

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.00...	-0.00...	0.0002	0.989
		2 0.002	0.002	0.0064	0.997
		3 -0.00...	-0.00...	0.0090	1.000
		4 -0.00...	-0.00...	0.0332	1.000
		5 0.007	0.007	0.1202	1.000
		6 -0.03...	-0.03...	1.9028	0.928
		7 -0.01...	-0.01...	2.0975	0.954
		8 0.010	0.010	2.2868	0.971
		9 -0.00...	-0.00...	2.3652	0.984
		1... 0.011	0.011	2.6044	0.989



Με υπόθεση  $H_0$ : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , οι P-values την αποδέχονται.

#### Ε. Έλεγχος κανονικής κατανομής καταλοίπων.



Series: RESID	
Sample 6/01/2010 5/30/2018	
Observations 2007	
Mean	7.54e-07
Median	4.66e-05
Maximum	0.070006
Minimum	-0.071901
Std. Dev.	0.010220
Skewness	-0.147282
Kurtosis	11.53869
Jarque-Bera	6104.290
Probability	0.000000

Με υπόθεση  $H_0$ : υπάρχει κανονική κατανομή, η P-value την απορρίπτει. Άρα ο διαταρακτικός όρος  $u_t$  μπορεί να μην αυτοσυσχετίζεται, αλλά δεν κατανέμεται κανονικά.

Οπότε δεν είναι iid, που σημαίνει την πιθανή ύπαρξη ARCH effect ή μη γραμμικότητας (Δημέλη, 2013).

### ΣΤ. Έλεγχος για ARCH effect.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	101.0440	Prob. F(1,2004)	0.0000
Obs*R-squared	96.28979	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 01/30/19 Time: 19:04

Sample (adjusted): 6/03/2010 5/30/2018

Included observations: 2006 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.15E-05	7.73E-06	10.54588	0.0000
RESID^2(-1)	0.219191	0.021806	10.05206	0.0000
R-squared	0.048001	Mean dependent var		0.000104
Adjusted R-squared	0.047526	S.D. dependent var		0.000339
S.E. of regression	0.000331	Akaike info criterion		-13.18839
Sum squared resid	0.000219	Schwarz criterion		-13.18281
Log likelihood	13229.96	Hannan-Quinn criter.		-13.18634
F-statistic	101.0440	Durbin-Watson stat		2.044789
Prob(F-statistic)	0.000000			

Με υπόθεση  $H_0$ : σταθερή η υπό συνθήκη διακύμανση και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , η  $P\text{-value}<5\%$  ασφαλώς απορρίπτει την  $H_0$  και το μοντέλο ARMA(2,6) αποφαινόμεστε ότι *περιέχει ARCH effect*. Επομένως περιέχει μη γραμμικότητες ως προς τη διακύμανση που πρέπει να διορθωθούν.

### Z. Διόρθωση ARCH effect

Με την απαίτηση όλοι οι όροι να είναι στατιστικά σημαντικοί, να προκύπτει το μικρότερο AIC κριτήριο, να διορθώνεται το ARCH effect και τα τυποποιημένα κατάλοιπα να μην αυτοσυσχετίζονται, καταλήγουμε στο μοντέλο CARCH(1,0) ή ARCH(1), το οποίο πληρεί τις συνθήκες που εξασφαλίζουν την στασιμότητά του (συντελεστές ARCH/GARCH θετικοί και το άθροισμά τους μικρότερο της μονάδας (Χάλκος, 2011)).

Dependent Variable: RETURN

Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 01/30/19 Time: 19:55

Sample (adjusted): 6/02/2010 5/30/2018

Included observations: 2007 after adjustments

Convergence not achieved after 500 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(10) + C(11)\*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------



C	0.000553	1.13E-06	487.9692	0.0000
AR(1)	0.102266	0.003633	28.14613	0.0000
AR(2)	-0.034692	0.002494	-13.90837	0.0000
MA(1)	-19199.17	359.8336	-53.35570	0.0000
MA(2)	868.2903	76.22501	11.39115	0.0000
MA(3)	-1608.368	63.70385	-25.24758	0.0000
MA(4)	-87.47594	2.624054	-33.33619	0.0000
MA(5)	1727.364	32.06844	53.86493	0.0000
MA(6)	1196.836	20.86200	57.36920	0.0000

Variance Equation

C	1.56E-15	1.97E-16	7.908067	0.0000
RESID(-1)^2	41.97780	0.442688	94.82473	0.0000

R-squared	1.000000	Mean dependent var	0.000186
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	0.010325
S.E. of regression	5.40E-07	Akaike info criterion	-21.17698
Sum squared resid	5.83E-10	Schwarz criterion	-21.14626
Log likelihood	21262.10	Hannan-Quinn criter.	-21.16570
Durbin-Watson stat	2.012023		

Inverted AR Roots	.05+.18i	.05-.18i		
Inverted MA Roots	19199.13	.64	.12-.64i	.12+.64i
	-.41+.25i	-.41-.25i		

Estimated MA process is noninvertible

To ARCH effect διορθώνεται, όπως δείχνει η P-value>5%:

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.018960	Prob. F(1,2004)	0.8905
Obs*R-squared	0.018979	Prob. Chi-Square(1)	0.8904

Test Equation:

Dependent Variable: WGT\_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 01/30/19 Time: 19:58

Sample (adjusted): 6/03/2010 5/30/2018

Included observations: 2006 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.116339	1.650461	2.494054	0.0127
WGT_RESID^2(-1)	-0.003076	0.022339	-0.137695	0.8905

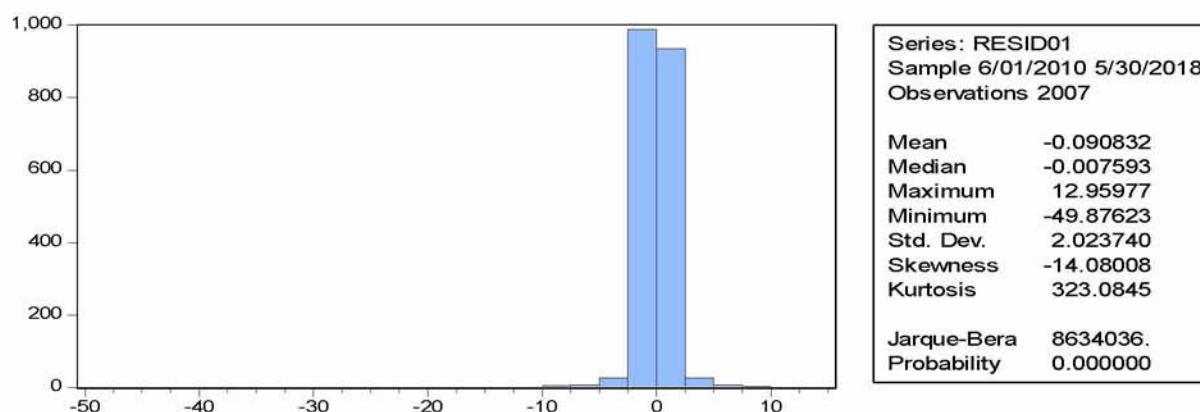
R-squared	0.000009	Mean dependent var	4.103754
Adjusted R-squared	-0.000490	S.D. dependent var	73.78999
S.E. of regression	73.80805	Akaike info criterion	11.44181
Sum squared resid	10917047	Schwarz criterion	11.44740
Log likelihood	-11474.13	Hannan-Quinn criter.	11.44386
F-statistic	0.018960	Durbin-Watson stat	1.999917
Prob(F-statistic)	0.890495		

Τα τυποποιημένα κατάλοιπα της παλινδρόμησης της εξίσωσης του μέσου, δεν αυτοσυσχετίζονται, όπως δείχνουν οι P-values στο διάγραμμα αυτοσυσχέτισης:

Date: 01/30/19 Time: 19:59  
 Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
 Included observations: 2007

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.002	0.002	0.0086	0.926
		2 0.048	0.048	4.6750	0.097
		3 -0.01...	-0.01...	5.1278	0.163
		4 -0.00...	-0.00...	5.1504	0.272
		5 0.001	0.003	5.1533	0.397
		6 -0.00...	-0.00...	5.2186	0.516
		7 -0.00...	-0.00...	5.3851	0.613
		8 -0.00...	-0.00...	5.3862	0.716
		9 0.035	0.035	7.7950	0.555
		1... 0.008	0.008	7.9288	0.636

Τα τυποποιημένα κατάλοιπα όμως δεν ακολουθούν κανονική κατανομή, άρα δεν είναι iid. Αυτό σημαίνει ότι πιθανόν να υπάρχουν μη γραμμικότητες στην εξίσωση του μέσου, τις οποίες θα ελέγξουμε με BDS test:



Ελέγχουμε με το BDS test την ύπαρξη μη γραμμικότητας στην εξίσωση του μέσου, ARMA(2,6).

ΣΤ. BDS έλεγχος μη γραμμικότητας στα τυποποιημένα κατάλοιπα του μοντέλου παραγωγής των αποδόσεων του ΧΑ του Κατάρ GARCH(1,0).

(μέθοδοι: fixed value/standard deviations, value=0.7, m=6, επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ )

BDS Test for RESID01

Date: 01/30/19 Time: 20:00  
 Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
 Included observations: 2008

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	-0.025387	0.003088	-8.221117	0.0000
3	-0.038542	0.005150	-7.483117	0.0000
4	-0.044621	0.006441	-6.927596	0.0000
5	-0.044832	0.007053	-6.356584	0.0000
6	-0.039721	0.007147	-5.557595	0.0000

Raw epsilon	0.700000		
Pairs within epsilon	2966167.	V-Statistic	0.736378
Triples within epsilon	4.94E+09	V-Statistic	0.611407

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	1041199.	0.517748	1482072.	0.736977	0.543135
3	726318.0	0.361530	1480340.	0.736850	0.400072
4	501862.0	0.250055	1478717.	0.736778	0.294677
5	345109.0	0.172124	1477030.	0.736672	0.216956
6	240563.0	0.120101	1475550.	0.736670	0.159822

Με υπόθεση  $H_0$ : δεν υπάρχουν μη γραμμικότητες και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , οι διαστάσεις/πολύωνυμα έχουν  $P\text{-value}<5\%$  μόνο στις μεθόδους “fixed value” και “standard deviations” του BDS test, που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την  $H_0$  για το σύνολο του δείγματος. Άρα περιέχονται μη γραμμικότητες στον καθορισμό της {RETURN} στην εξίσωση του μέσου, για τις παραμέτρους του BDS test που ορίστηκαν.

Z. BDS έλεγχος μη γραμμικότητας σε καθένα από τα 55 της {RETURN} εύρους 35 τιμών/τυποποιημένων καταλοίπων του GARCH(1,0).

(μέθοδοι: fraction of pairs/fixed value/standard deviations/fraction of range, value=0.7, m=2, επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ )

ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	$H_0$	ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	$H_0$
W1	2/6/10-20/7/10	ΑΠΟΡ. (γ) (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β)	W30	4/6/14-22/7/14	ΑΠΟΔ.
W2	21/7/10-7/9/10	ΑΠΟΡ. (α) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ) (δ)	W31	27/7/14-15/9/14	ΑΠΟΡ. για 3 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)
W3	8/9/10-31/10/10	ΑΠΟΔ.	W32	16/9/14-10/11/14	ΑΠΟΔ.
W4	1/11/10-19/12/10	ΑΠΟΔ.	W33	11/11/14-30/12/14	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)
W5	20/12/10-6/2/11	ΑΠΟΡ. (δ)	W34	31/12/14-19/2/15	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)
W6	7/2/11-27/3/11	ΑΠΟΔ.	W35	22/2/15-12/4/15	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ) (δ)
W7	28/3/11-15/5/11	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ) (δ)	W36	13/4/15-31/5/15	ΑΠΟΡ. (δ)
W8	16/5/11-3/7/11	ΑΠΟΡ. (α) (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)	W37	1/6/15-22/7/15	ΑΠΟΔ.
W9	4/7/11-21/8/11	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W38	23/7/15-9/9/15	ΑΠΟΡ. (δ)
W10	28/8/11-9/10/11	ΑΠΟΡ. (γ) (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β)	W39	10/9/15-3/11/15	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ)



W11	10/10/11-27/11/11	ΑΠΟΔ.	W40	4/11/15-23/12/15	ΑΠΟΔ.
W12	28/11/11-16/1/12	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W41	24/12/15-11/2/16	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)
W13	17/1/12-7/3/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)	W42	14/2/16-3/4/16	ΑΠΟΡ. (δ) και για 2 διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β)
W14	8/3/12-25/4/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (δ)	W43	4/4/16-22/5/16	ΑΠΟΡ. (δ) και για 2 διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β)
W15	26/4/12-13/6/12	ΑΠΟΡ. (γ) για 2 διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W44	23/5/16-13/7/16	ΑΠΟΡ. (α) (δ)
W16	14/6/12-1/8/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ) (δ)	W45	14/7/16-31/8/16	ΑΠΟΡ. (δ)
W17	2/8/12-24/9/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (δ)	W46	1/9/16-26/10/16	ΑΠΟΔ.
W18	25/9/12-15/11/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ) (δ)	W47	27/10/16-14/12/16	ΑΠΟΡ. (γ) (δ)
W19	18/11/12-6/1/13	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)	W48	15/12/16-5/2/17	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (δ)
W20	7/1/13-25/2/13	ΑΠΟΡ. (δ)	W49	6/2/17-28/3/17	ΑΠΟΔ.
W21	26/2/13-17/4/13	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)	W50	29/3/17-16/5/17	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)
W22	18/4/13-5/6/13	ΑΠΟΡ. (γ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (δ)	W51	17/5/17-11/7/17	ΑΠΟΔ.
W23	6/6/13-25/7/13	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ) (δ)	W52	12/7/17-29/8/17	ΑΠΟΡ. (α) (β) (γ) (δ)
W24	28/7/13-17/9/13	ΑΠΟΡ. για 3 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)	W53	30/8/17-23/10/17	ΑΠΟΡ. (δ) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β)
W25	18/9/13-12/11/13	ΑΠΟΡ. για 3 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ) (δ)	W54	24/10/17-11/12/17	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)
W26	13/11/13-5/1/14	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)	W55	12/12/17-1/2/18	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)
W27	6/1/14-24/2/14	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ) (δ)	W56	4/2/18-26/3/18	ΑΠΟΡ. (δ) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)
W28	25/2/14-15/4/14	ΑΠΟΡ. (δ)	W57	27/3/18-30/5/18	ΑΠΟΡ. (δ) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)
W29	16/4/14-3/6/14	ΑΠΟΡ. για 3 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ) (δ)		(47 παρατηρήσεις)	

Σημειώσεις:

- α) fraction of pairs
- β) fixed value
- γ) standard deviations
- δ) fraction of range

#### Παρατηρήσεις:

1) Υιοθετείται επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=5\%$  για την αποδοχή/απόρριψη της  $H_0$ : μη γραμμικότητα, ως μέση επιλογή, μεταξύ του αυστηρού επιπέδου 1% και του πιο ευρέως επιπέδου 10%.

2) Στα παράθυρα που η απόρριψη της  $H_0$  γίνεται για ορισμένες ή για λίγες μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα, σε κάθε μέθοδο του BDS ελέγχου, αυτό αποτελεί ασθενή ένδειξη ύπαρξης μη γραμμικής σχέσεις μεταξύ των παρατηρήσεων, το οποίο πιθανό να οδηγήσει σε:

- μη αντιστοίχιση σε πραγματικά πολιτικό-στρατιωτικά συμβάντα της χώρας ή  
- αντιστοίχιση σε πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα της χώρας, αλλά μη στατιστική σημαντικότητα και απόρριψη των ψευδομεταβλητών που τα εκπροσωπούν στο πολυπαραγοντικό μοντέλο CAPM.

3) Όταν συνολικά από όλες τις μεθόδους, προκύπτει μία μόνο διάσταση/πολύωνυμο η οποία απορρίπτει την  $H_0$ , τότε δεν λαμβάνεται υπόψη.

#### Z. Εντοπισμός πολιτικό-στρατιωτικών γεγονότων που επηρεάζουν την κίνηση του δείκτη του ΧΑ του Κατάρ.

ΠΑΡΑΘΥΡΑ ΜΕ ΥΠΑΡΞΗ ΜΗ ΓΡΑΜΜΙΚΟΤΗΤΑΣ				
A/A	ΠΑΡΑΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	ΠΟΛΙΤΙΚΟ-ΣΤΡΑΤΙΩΤΙΚΟ ΣΥΜΒΑΝ	ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΗ
1	W7	Μαρ 11	Το Κατάρ συμμετέχει στις διεθνείς στρατιωτικές επιχειρήσεις στη Λιβύη.	G1
2	W12	Νοε 11	Ο εμίρης Hamad bin Khalifa al-Thani δηλώνει ότι οι εκλογές για το συμβουλευτικό συμβούλιο θα πραγματοποιηθούν το 2013, όταν θα είναι και οι πρώτες νομοθετικές εκλογές του Κατάρ.	G2
3	W12 W13	Ιαν 12	Οι Αφγανοί Ταλιμπάν δηλώνουν ότι ιδρύουν πολιτικό γραφείο στο Κατάρ για να διευκολύνουν τις συνομιλίες με την κυβέρνησή του.	G3
4	W18	Οκτ 12	Ο σείχη Hamad bin Khalifa al Thani επισκέπτεται τη Γάζα. Είναι ο πρώτος αρχηγός κράτους, που το πράττει, από τότε που η Χαμάς ανέλαβε την εξουσία στη λωρίδα της Γάζας, πέντε χρόνια πριν.	G4
5	W22 W23	Ιουν 13	Ο σείχη Tamim bin Hamad al-Thani αναλαμβάνει τη θέση του εμίρη, μετά την παραίτηση του πατέρα του.	G5
6	W31	Σεπ 14	Το Κατάρ και τέσσερα άλλα αραβικά κράτη, συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές υπό την ηγεσία των Η.Π.Α., εναντίον μαχητών του Ισλαμικού κράτους στη Συρία.	G6
7	W35	Μαρ 15	Το Κατάρ και τέσσερα άλλα κράτη του Συμβουλίου του Περσικού Κόλπου (Gulf Cooperation Council (GCC), 1981), συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές με επικεφαλής τη Σαουδική Αραβία, εναντίον των ανταρτών του Houthi στην Υεμένη.	G7
8	W47 W48	Δεκ 16	Η κυβέρνηση καταργεί το σύστημα εργασίας «kafala», το οποίο αναγκάζει τους ξένους εργαζόμενους να ζητήσουν τη συγκατάθεση των εργοδοτών τους ώστε να μπορέσουν αλλάξουν θέση εργασίας ή να εγκαταλείψουν τη χώρα.	G8

#### Παρατήρηση:

Κάθε πολιτικό-στρατιωτικό συμβάν θεωρείται ότι επηρεάζει ολόκληρο το μήνα στον οποίο εμφανίζεται, προκαλώντας μη γραμμική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη ΧΑ του μήνα αυτού. Εάν ο μήνας του συμβάντος μοιράζεται μεταξύ δύο παραθύρων δεδομένων, τότε δεν θεωρείται ότι το συμβάν προκαλεί μη γραμμικότητες στο παράθυρο το οποίο περιέχει λιγότερες από δύο παρατηρήσεις του μήνα αυτού.

## Η. Συμπεράσματα.

Από τα 57 παράθυρα στα οποία διαιρούνται οι ημερήσιες τιμές της χρονοσειράς {RETURN}, μόνο σε 11 δεν εντοπίζονται μη γραμμικότητες, με βάση τον BDS έλεγχο που εκτελέστηκε μέσω του προγράμματος EVIEWS. Από τα υπόλοιπα 46, στα 36 παράθυρα δεν αντιστοιχούν πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα, που πιθανόν να προκαλούν μη γραμμικότητα, όπως προκύπτει από το χρονολόγιο της χώρας, το οποίο διατίθεται στον ισότοπο του τηλεοπτικού δικτύου BBC NEWS (2018). Τελικά απομένουν 10 παράθυρα δεδομένων, στα οποία οι 8 καθοριζόμενες ψευδομεταβλητές πιθανόν να ευθύνονται για την παρουσία μη γραμμικής σχέσης μεταξύ των αποδόσεων του ΧΑ του Κατάρ, εντός αυτών.

## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ

Έλεγχοι χρονοσειράς {RETURN} του ΧΑ των ΗΑΕ:

### Α. Έλεγχος στασιμότητας - περιοδικότητας - αυτοσυσχέτισης

Null Hypothesis: RETURN has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-40.03996	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433409	
5% level	-2.862778	
10% level	-2.567475	

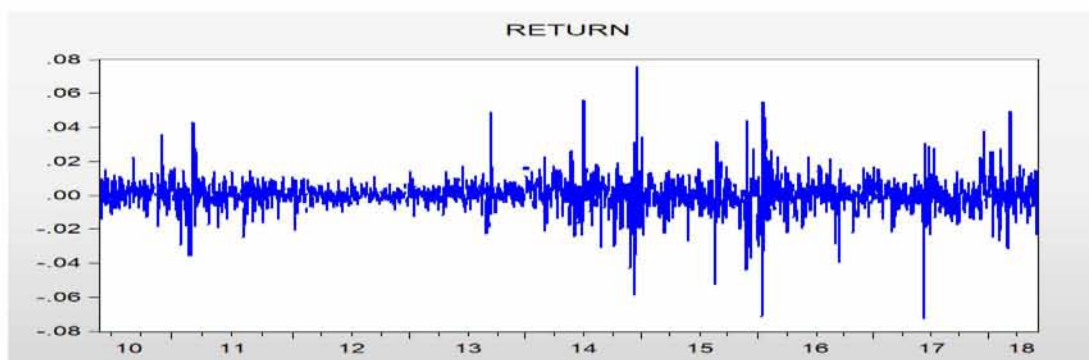
\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(RETURN)  
Method: Least Squares  
Date: 11/25/18 Time: 18:17  
Sample (adjusted): 6/03/2010 5/30/2018  
Included observations: 2007 after adjustments

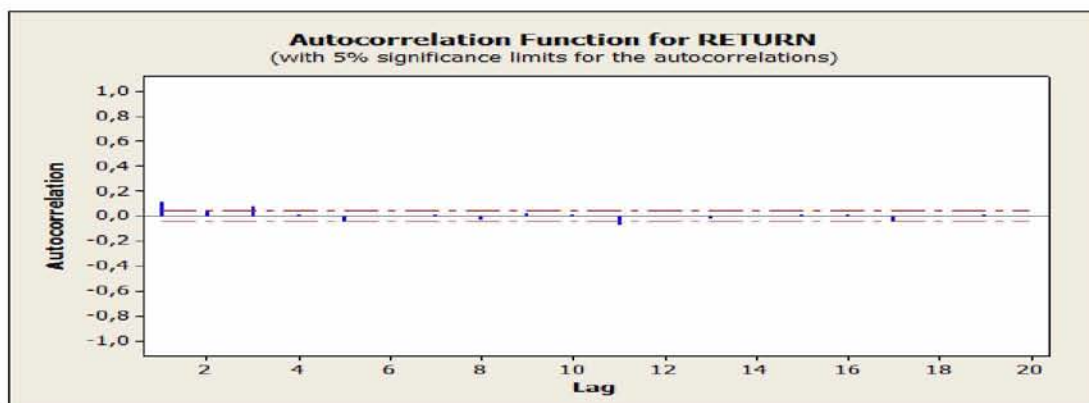
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.889550	0.022217	-40.03996	0.0000
C	0.000166	0.000216	0.767297	0.4430
R-squared	0.444321	Mean dependent var		-4.60E-06
Adjusted R-squared	0.444044	S.D. dependent var		0.012985
S.E. of regression	0.009682	Akaike info criterion		-6.436130
Sum squared resid	0.187945	Schwarz criterion		-6.430545
Log likelihood	6460.657	Hannan-Quinn criter.		-6.434080
F-statistic	1603.198	Durbin-Watson stat		1.998869
Prob(F-statistic)	0.000000			

Υπόθεση  $H_0$ : μη στάσιμη χρονοσειρά (δηλαδή έχει μοναδιαία ρίζα) και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , μέσω της P-value απορρίπτεται η  $H_0$  και η χρονοσειρά είναι στάσιμη.

Από το EViews εξάγεται το γράφημα των παρατηρήσεων της χρονοσειράς {RETURN}, όπου δεν παρατηρείται περιοδικότητα.



Από το minitab εξάγεται το διάγραμμα Autocorrelation Function (ACF), όπου διαπιστώνεται ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των χρονικών υστερήσεων της {RETURN}, για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ . Η αυτοσυσχέτιση «απορροφάται» από τους αυτοπαλίνδρομους όρους  $p$ , του υποδείγματος  $ARIMA(p,d,q)$  που προσδιορίζεται παρακάτω για την παραγωγή της χρονοσειράς {RETURN} (οι όροι  $p$  υπάρχουν στο  $ARIMA$ , ως αποτέλεσμα της αυτοσυσχέτισης στα δεδομένα).



## B. Προσδιορισμός οικονομετρικού μοντέλου.

Πραγματοποιώντας διαδοχικούς ελέγχους παλινδρόμησης μοντέλων, επιλέγεται το μοντέλο  $ARIMA(2,0,3)$  ή  $ARMA(2,3)$  ( $RETURN=c+AR1+AR2+MA1+MA2+MA3+u_t$ ), ως η διαδικασία παραγωγής της χρονοσειράς {RETURN}, διότι με τους όρους ασφαλώς στατιστικά σημαντικούς (εκτός από το σταθερό) και τα κατάλοιπα του να μην αυτοσυσχετίζονται, έχει το μικρότερο AIC κριτήριο. Ο διαταρακτικός όρος  $u_t$  πρέπει να είναι iid, το οποίο θα ελεγχθεί παρακάτω μέσω των καταλοίπων.

## Γ. Παλινδρόμηση $ARMA(2,3)$

Dependent Variable: RETURN  
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)  
Date: 11/25/18 Time: 18:29  
Sample: 6/02/2010 5/30/2018  
Included observations: 2008  
Convergence achieved after 200 iterations



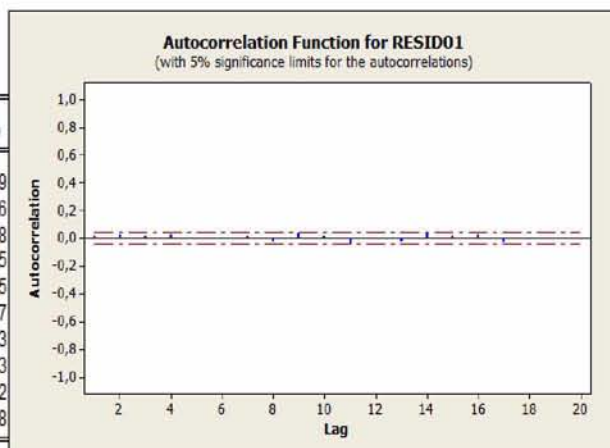
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000178	0.000257	0.694442	0.4875
AR(1)	0.982343	0.050988	19.26622	0.0000
AR(2)	-0.867144	0.044047	-19.68678	0.0000
MA(1)	-0.875803	0.054499	-16.07001	0.0000
MA(2)	0.799497	0.041414	19.30516	0.0000
MA(3)	0.100721	0.016561	6.082000	0.0000
SIGMASQ	9.29E-05	1.35E-06	68.75220	0.0000
R-squared	0.020398	Mean dependent var		0.000180
Adjusted R-squared	0.017461	S.D. dependent var		0.009742
S.E. of regression	0.009656	Akaike info criterion		-6.438911
Sum squared resid	0.186575	Schwarz criterion		-6.419372
Log likelihood	6471.667	Hannan-Quinn criter.		-6.431738
F-statistic	6.944378	Durbin-Watson stat		1.999955
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.49+.79i	.49-.79i		
Inverted MA Roots	.49+.82i	.49-.82i	-.11	

#### Δ. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καταλοίπων

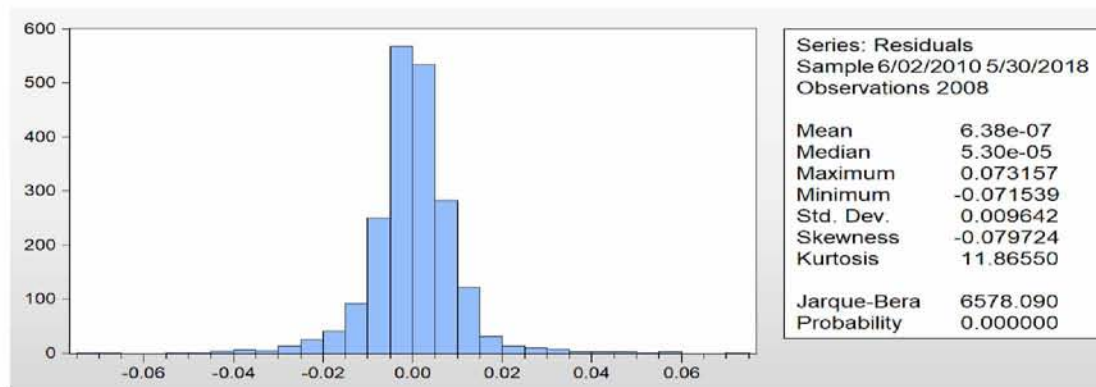
Date: 11/25/18 Time: 18:32  
 Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
 Included observations: 2008

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.00...	-0.00...	0.0059	0.939	
2	-0.01...	-0.01...	0.2419	0.886	
3	0.037	0.037	2.9583	0.398	
4	-0.00...	-0.00...	2.9598	0.565	
5	-0.02...	-0.02...	4.1728	0.525	
6	0.021	0.020	5.0533	0.537	
7	0.017	0.017	5.6372	0.583	
8	-0.05...	-0.05...	12.190	0.143	
9	-0.00...	-0.00...	12.202	0.202	
10	0.005	0.002	12.254	0.268	



Με υπόθεση  $H_0$ : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , οι P-values την αποδέχονται.

#### Ε. Έλεγχος κανονικής κατανομής.





Με υπόθεση  $H_0$ : υπάρχει κανονική κατανομή και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , η P-value την απορρίπτει. Άρα ο διαταρακτικός όρος  $u_i$  μπορεί να μην αυτοσυσχετίζεται, αλλά δεν κατανέμεται κανονικά. Οπότε δεν είναι iid, που σημαίνει την πιθανή ύπαρξη ARCH effect ή μη γραμμικότητας (Δημέλη, 2013).

#### ΣΤ. Έλεγχος για ARCH effect.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	62.46905	Prob. F(1,2005)	0.0000
Obs*R-squared	60.64196	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/25/18 Time: 18:37

Sample (adjusted): 6/03/2010 5/30/2018

Included observations: 2007 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.67E-05	7.04E-06	10.90139	0.0000
RESID^2(-1)	0.173880	0.022000	7.903736	0.0000

R-squared	0.030215	Mean dependent var	9.29E-05
Adjusted R-squared	0.029732	S.D. dependent var	0.000306
S.E. of regression	0.000302	Akaike info criterion	-13.37240
Sum squared resid	0.000183	Schwarz criterion	-13.36682
Log likelihood	13421.21	Hannan-Quinn criter.	-13.37035
F-statistic	62.46905	Durbin-Watson stat	2.064724
Prob(F-statistic)	0.000000		

Με υπόθεση  $H_0$ : σταθερή η υπό συνθήκη διακύμανση και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , η P-value < 5% ασφαλώς απορρίπτει την  $H_0$  και το μοντέλο ARMA(2,3) αποφαινόμεστε ότι **περιέχει ARCH effect**. Επομένως περιέχει μη γραμμικότητες ως προς τη διακύμανση που πρέπει να διορθωθούν.

#### Z. Διόρθωση ARCH effect.

Με την απαίτηση όλοι οι όροι να είναι στατιστικά σημαντικοί, να προκύπτει το μικρότερο AIC κριτήριο, να διορθώνεται το ARCH effect και τα τυποποιημένα κατάλοιπα να μην αυτοσυσχετίζονται, καταλήγουμε στο μοντέλο CARCH(1,0), το οποίο πληρεί τις συνθήκες που εξασφαλίζουν την στασιμότητά του (συντελεστές ARCH/GARCH θετικοί και το άθροισμά τους μικρότερο της μονάδας (Χάλκος, 2011)). Στο μοντέλο αυτό, μόνο ο σταθερός όρος της εξίσωσης του μέσου (δηλαδή του ARMA(2,3)) είναι μη στατιστικά σημαντικός.

Dependent Variable: RETURN

Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)

Date: 11/25/18 Time: 18:41

Sample (adjusted): 6/02/2010 5/30/2018

Included observations: 2008 after adjustments

Convergence achieved after 232 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{GARCH} = C(7) + C(8) * \text{RESID}(-1)^2$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000315	0.000211	1.491604	0.1358
AR(1)	0.959811	0.045776	20.96762	0.0000
AR(2)	-0.845433	0.038462	-21.98097	0.0000
MA(1)	-0.771998	0.043917	-17.57862	0.0000
MA(2)	0.707600	0.033515	21.11316	0.0000
MA(3)	0.166234	0.012516	13.28221	0.0000

Variance Equation				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	5.91E-05	1.12E-06	52.53077	0.0000
RESID(-1)^2	0.444964	0.029096	15.29296	0.0000

R-squared	0.013748	Mean dependent var	0.000180
Adjusted R-squared	0.011285	S.D. dependent var	0.009742
S.E. of regression	0.009686	Akaike info criterion	-6.564440
Sum squared resid	0.187842	Schwarz criterion	-6.542110
Log likelihood	6598.698	Hannan-Quinn criter.	-6.556243
Durbin-Watson stat	2.159511		

Inverted AR Roots	.48-.78i	.48+.78i	
Inverted MA Roots	.48+.81i	.48-.81i	-.19

To ARCH effect διορθώνεται, όπως δείχνει η P-value > 5%:

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.657729	Prob. F(1,2005)	0.4175
Obs*R-squared	0.658169	Prob. Chi-Square(1)	0.4172

Test Equation:

Dependent Variable: WGT\_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/25/18 Time: 18:49

Sample (adjusted): 6/03/2010 5/30/2018

Included observations: 2007 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.017674	0.073670	13.81395	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.018130	0.022355	-0.811005	0.4175

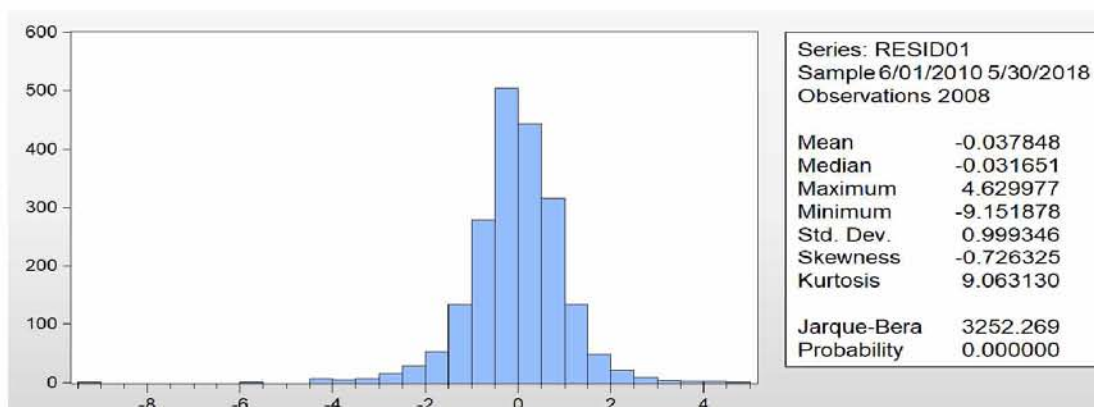
R-squared	0.000328	Mean dependent var	0.999605
Adjusted R-squared	-0.000171	S.D. dependent var	3.145576
S.E. of regression	3.145844	Akaike info criterion	5.131038
Sum squared resid	19842.15	Schwarz criterion	5.136623
Log likelihood	-5146.996	Hannan-Quinn criter.	5.133088
F-statistic	0.657729	Durbin-Watson stat	1.995352
Prob(F-statistic)	0.417459		

Τα τυποποιημένα κατάλοιπα της παλινδρόμησης της εξίσωσης του μέσου δεν αυτοσυσχετίζονται, όπως δείχνουν οι P-values στο διάγραμμα αυτοσυσχέτισης:

Date: 11/25/18 Time: 18:50  
 Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
 Included observations: 2008

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.020	0.020	0.7982	0.372
		2	0.024	0.023	1.9185	0.383
		3	0.017	0.016	2.5244	0.471
		4	0.022	0.021	3.5061	0.477
		5	-0.00...	-0.00...	3.5189	0.621
		6	-0.00...	-0.00...	3.5375	0.739
		7	0.017	0.017	4.1272	0.765
		8	-0.02...	-0.02...	5.3332	0.721
		9	0.031	0.031	7.2138	0.615
		1...	0.016	0.015	7.7156	0.657

Τα τυποποιημένα κατάλοιπα όμως δεν ακολουθούν κανονική κατανομή, άρα δεν είναι iid. Αυτό σημαίνει ότι πιθανόν να υπάρχουν μη γραμμικότητες στην εξίσωση του μέσου, τις οποίες θα ελέγξουμε με BDS test:



Ελέγχουμε με το BDS test την ύπαρξη μη γραμμικότητας στην εξίσωση του μέσου, δηλαδή στο ARMA(2,3).

#### H. BDS έλεγχος μη γραμμικότητας στα τυποποιημένα κατάλοιπα του μοντέλου παραγωγής των αποδόσεων του ΧΑ των ΗΑΕ CARCH(1,0).

(μέθοδοι: fraction of pairs/fixed value/standard deviations/fraction of range, value=0.7, m=6, επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ )

BDS Test for RESID01

Date: 11/25/18 Time: 18:58  
 Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
 Included observations: 2009

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.003021	0.001437	2.102928	0.0355
3	0.002641	0.001439	1.836014	0.0664
4	0.001490	0.001081	1.378083	0.1682
5	0.000351	0.000711	0.492799	0.6222
6	-1.37E-05	0.000433	-0.031563	0.9748

Raw epsilon	0.700000		
Pairs within epsilon	1775916.	V-Statistic	0.440448
Triples within epsilon	1.83E+09	V-Statistic	0.226178

Dimension	$C(m,n)$	$c(m,n)$	$C(1,n-(m-1))$	$c(1,n-(m-1))$	$c(1,n-(m-1))^k$
2	396842.0	0.197138	886909.0	0.440586	0.194116
3	177129.0	0.088079	885725.0	0.440437	0.085438
4	78852.00	0.039249	885603.0	0.440816	0.037760
5	34162.00	0.017021	884994.0	0.440952	0.016671
6	14703.00	0.007333	884026.0	0.440910	0.007347

Με υπόθεση  $H_0$ : δεν υπάρχουν μη γραμμικότητες και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , οι διαστάσεις/πολύωνυμα έχουν  $P\text{-value}>5\%$  σε όλες τις μεθόδους του BDS test. Αυτό σημαίνει ότι απορρίπτουμε την  $H_0$  και δεν περιέχονται μη γραμμικότητες στον καθορισμό του συνόλου των αποδόσεων του ΧΑ των ΗΑΕ, για το χρονικό διάστημα που εξετάζονται και για τις παραμέτρους του BDS test που ορίστηκαν. Αν όμως το δείγμα διαιρεθεί σε παράθυρα 35 παρατηρήσεων και εξετασθεί η μη γραμμικότητα στο καθένα, πιθανό να προκύψουν μη γραμμικότητες, γιατί τα τυποποιημένα κατάλοιπα σε κάθε υποσύνολο, σχετίζονται διαφορετικά μεταξύ τους, από ότι στο σύνολο των δεδομένων.

Θ. BDS έλεγχος μη γραμμικότητας σε καθένα από τα 57 παράθυρα της {RETURN} εύρους 35 τιμών/τυποποιημένων καταλοίπων του CARCH(1,0).

(μέθοδοι: fraction of pairs/fixed value/standard deviations/fraction of range, value=0.7, m=2, επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ )

ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	$H_0$	ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	$H_0$
W1	2/6/10-20/7/10	ΑΠΟΡ. (γ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (δ)	W29	15/4/14-2/6/14	ΑΠΟΡ. (δ) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)
W2	21/7/10-7/9/10	ΑΠΟΡ. (γ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ) (δ)	W30	3/6/14-21/7/14	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ)
W3	8/9/10-31/10/10	ΑΠΟΔ.	W31	22/7/14-14/9/14	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)
W4	1/11/10-19/12/10	ΑΠΟΔ.	W32	15/9/14-9/11/14	ΑΠΟΔ.
W5	20/12/10-6/2/11	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W33	10/11/14-29/12/14	ΑΠΟΡ. (β) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)
W6	7/2/11-27/3/11	ΑΠΟΔ.	W34	30/12/14-18/2/15	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ) (δ)
W7	28/3/11-15/5/11	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ) (δ)	W35	19/2/15-9/4/15	ΑΠΟΡ. (δ)
W8	16/5/11-3/7/11	ΑΠΟΡ. (α) (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)	W36	12/4/15-28/5/15	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α)
W9	4/7/11-21/8/11	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W37	31/5/15-16/7/15	ΑΠΟΡ. (γ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β)
W10	22/8/11-9/10/11	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)	W38	22/7/15-8/9/15	ΑΠΟΔ.



W11	10/10/11-27/11/11	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (δ)	W39	9/9/15-2/11/15	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)
W12	28/11/11-16/1/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)	W40	3/11/15-22/12/15	ΑΠΟΔ.
W13	17/1/12-7/3/12	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)	W41	23/12/16-10/2/16	ΑΠΟΔ.
W14	8/3/12-25/4/12	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β)	W42	11/2/16-31/3/16	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (δ)
W15	26/4/12-13/6/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)	W43	3/4/16-19/5/16	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)
W16	14/6/12-1/8/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ) (δ)	W44	22/5/16-12/7/16	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)
W17	2/8/12-24/9/12	ΑΠΟΔ.	W45	13/7/16-30/8/16	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)
W18	25/9/12-15/11/12	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)	W46	31/8/16-25/10/16	ΑΠΟΡ. (α) (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)
W19	18/11/12-6/1/13	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)	W47	26/10/16-13/12/16	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)
W20	7/1/13-25/2/13	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (δ)	W48	14/12/16-2/2/17	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ) (δ)
W21	26/2/13-16/4/13	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (γ) (δ)	W49	5/2/17-27/3/17	ΑΠΟΔ.
W22	17/4/13-4/6/13	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)	W50	28/3/17-15/5/17	ΑΠΟΡ. (β) (γ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (δ)
W23	5/6/13-24/7/13	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)	W51	16/5/17-10/7/17	ΑΠΟΔ.
W24	25/7/13-16/9/13	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (δ)	W52	11/7/17-28/8/17	ΑΠΟΡ. (δ)
W25	17/9/13-11/11/13	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ) (δ)	W53	29/8/17-22/10/17	ΑΠΟΡ. (γ) και για μία μόνο διάσταση/πολύωνυμα (δ)
W26	12/11/13-2/1/14	ΑΠΟΡ. (δ) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)	W54	23/10/17-10/12/17	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)
W27	5/1/14-23/2/14	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ) (δ)	W55	11/12/17-31/1/18	ΑΠΟΡ. (δ)
W28	24/2/14-14/4/14	ΑΠΟΡ. (δ)	W56	1/2/18-25/3/18	ΑΠΟΡ. (γ) (δ) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β)
			W57	26/3/18-30/5/18	ΑΠΟΡ. (β) (γ) (δ) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α)
			(48 παρατηρήσεις)		

Σημειώσεις:

- α) fraction of pairs  
β) fixed value

γ) standard deviations

δ) fraction of range

Παρατηρήσεις:

1) Υιοθετείται επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=5\%$  για την αποδοχή/απόρριψη της  $H_0$ : μη γραμμικότητα, ως μέση επιλογή, μεταξύ του αυστηρού επιπέδου 1% και του πιο ευρέως επιπέδου 10%.

2) Στα παράθυρα που η απόρριψη της  $H_0$  γίνεται για ορισμένες ή για λίγες μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα, σε κάθε μέθοδο του BDS ελέγχου, αυτό αποτελεί ασθενή ένδειξη ύπαρξης μη γραμμικής σχέσεις μεταξύ των παρατηρήσεων, το οποίο πιθανό να οδηγήσει σε:

- μη αντιστοίχιση σε πραγματικά πολιτικό-στρατιωτικά συμβάντα της χώρας ή

- αντιστοίχιση σε πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα της χώρας, αλλά μη στατιστική σημαντικότητα και απόρριψη των ψευδομεταβλητών που τα εκπροσωπούν στο πολυπαραγοντικό μοντέλο CAPM.

3) Όταν συνολικά από όλες τις μεθόδους, προκύπτει μία μόνο διάσταση/πολύωνυμο η οποία απορρίπτει την  $H_0$ , τότε δεν λαμβάνεται υπόψη.

### I. Εντοπισμός πολιτικό-στρατιωτικών γεγονότων που επηρεάζουν την κίνηση του δείκτη του ΧΑ των ΗΑΕ.

ΠΑΡΑΘΥΡΑ ΜΕ ΥΠΑΡΞΗ ΜΗ ΓΡΑΜΜΙΚΟΤΗΤΑΣ				
A/A	ΠΑΡΑΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	ΠΟΛΙΤΙΚΟ-ΣΤΡΑΤΙΩΤΙΚΟ ΣΥΜΒΑΝ	ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΗ
1	W7	Μαρ 11	Τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα συμμετέχουν στη διεθνή στρατιωτική επιχείρηση στη Λιβύη.	H1
2	W14 W15	Απρ 12	Τα ΗΑΕ ανακαλούν τον πρεσβευτή τους στο Ιράν, όταν ο Ιρανός πρόεδρος επισκέπτεται το νησί του Κόλπου, Abu Musa, που διεκδικούν και οι δύο χώρες.	H2
3	W16	Ιουλ 12	Τα ΗΑΕ ξεκινούν τη λειτουργία ενός κλειστού αγωγού πετρελαίου που παρακάμπτει το στενό του Hormuz, καθώς το Ιράν έχει απειλήσει επανειλημμένα να κλείσει την είσοδο του Περσικού Κόλπου, ένα σημαντικό εμπορικό δρόμο πετρελαίου.	H3
4	W18 W19	Νοε 12	Παρακινούμενοι από τις διαμαρτυρίες στο κοντινό Μπαχρέιν, ο λαός στα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα προσπαθεί να ανατρέψει την «ηλεκτρονική» χειραγώγηση της κυβέρνησης τους ή επιχειρεί να οργανώσει δημόσιες διαμαρτυρίες μέσω των κοινωνικών μέσων ενημέρωσης. Από τον Μάρτιο η κυβέρνηση έχει συλλάβει περισσότερους από 60 ακτιβιστές χωρίς κατηγορία (μερικοί από αυτούς είναι υποστηρικτές της ισλαμικής οργάνωσης Islah, η οποία ταυτίζεται με τη Μουσουλμανική Αδελφότητα στις αραβικές χώρες.	H4
5	W23 W24	Ιουλ 13	Εξήντα οκτώ υποτιθέμενα μέλη του Al-Islah φυλακίζονται με την κατηγορία ότι σχεδίαζαν να ανατρέψουν την κυβέρνηση.	H5
6	W28	Μαρ 14	Η Σαουδική Αραβία, τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα και το Μπαχρέιν αποσύρουν τους πρεσβευτές τους από το Κατάρ, ως ένδειξη διαμαρτυρίας για παρέμβασή του στις εσωτερικές τους υποθέσεις.	H6
7	W31	Αυγ 14	Τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα παρεμβαίνουν στη Λιβύη, στοχεύοντας ισλαμιστές μαχητές με αεροπορικές επιθέσεις, αναφέρουν Αμερικανοί αξιωματούχοι.	H7

8	W31	Σεπ 14	Τα ΗΑΕ και τέσσερα άλλα αραβικά κράτη συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές που διεξάγονται από την Αμερική εναντίον των μαχητών του ισλαμικού κράτους στη Συρία.	H8
9	W35	Μαρ 15	Τα ΗΑΕ και τέσσερα άλλα κράτη του Συμβουλίου του Περσικού Κόλπου (Gulf Cooperation Council (GCC), 1981) συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές που διεξάγει η Σαουδική Αραβία εναντίον των ανταρτών του Houthi στην Υεμένη.	H9
10	W48	Ιαν 17	Πέντε διπλωμάτες των ΗΑΕ σκοτώνονται σε βομβιστική επίθεση στο Αφγανιστάν.	H10

Παρατήρηση:

Κάθε πολιτικό-στρατιωτικό συμβάν θεωρείται ότι επηρεάζει ολόκληρο το μήνα στον οποίο εμφανίζεται, προκαλώντας μη γραμμική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη ΧΑ του μήνα αυτού. Εάν ο μήνας του συμβάντος μοιράζεται μεταξύ δύο παραθύρων δεδομένων, τότε δεν θεωρείται ότι το συμβάν προκαλεί μη γραμμικότητες στο παράθυρο το οποίο περιέχει λιγότερες από δύο παρατηρήσεις του μήνα αυτού.

Κ. Συμπέρασμα.

Από τα 57 παράθυρα στα οποία διαιρούνται οι ημερήσιες τιμές της χρονοσειράς {RETURN}, μόνο σε 10 δεν εντοπίζονται μη γραμμικότητες, με βάση τον BDS έλεγχο που εκτελέστηκε μέσω του προγράμματος EVIEWS. Από τα υπόλοιπα 47, στα 37 παράθυρα δεν αντιστοιχούν πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα, που πιθανόν να προκαλούν μη γραμμικότητα, όπως προκύπτει από το χρονολόγιο της χώρας, το οποίο διατίθεται στον ισότοπο του τηλεοπτικού δικτύου BBC NEWS (2018). Τελικά απομένουν 10 παράθυρα δεδομένων, στα οποία οι 10 καθοριζόμενες ψευδομεταβλητές πιθανόν να ευθύνονται για την παρουσία μη γραμμικής σχέσης μεταξύ των αποδόσεων του ΧΑ του Κατάρ, εντός αυτών.

**ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ε**

Έλεγχοι χρονοσειράς {RETURN} του ΧΑ του Ιράν:

Α. Έλεγχος στασιμότητας - περιοδικότητας - αυτοσυσχέτισης

Null Hypothesis: RETURN has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=25)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.71046	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433550	
5% level	-2.862840	
10% level	-2.567509	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RETURN)

Method: Least Squares

Date: 12/02/18 Time: 15:38

Sample (adjusted): 6/07/2010 5/30/2018

Included observations: 1923 after adjustments



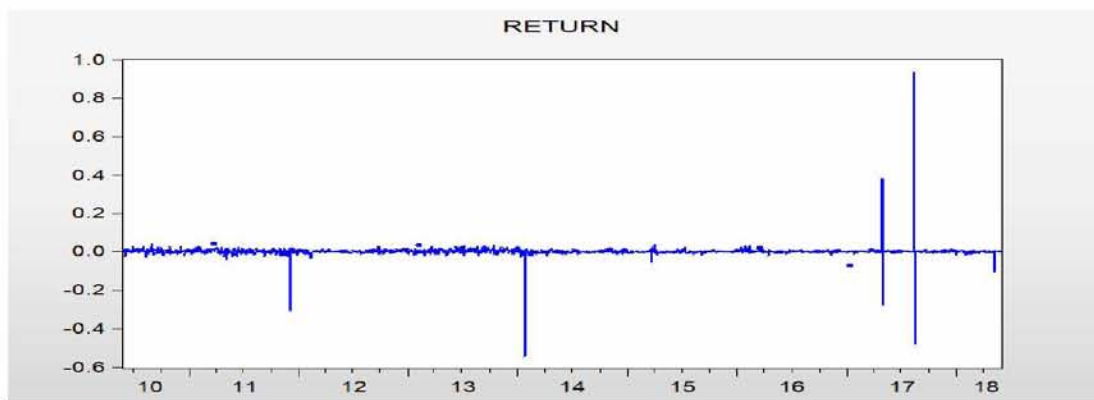
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-1.370183	0.036334	-37.71046	0.0000
D(RETURN(-1))	0.074714	0.022754	3.283581	0.0010
C	0.000866	0.000683	1.268384	0.2048

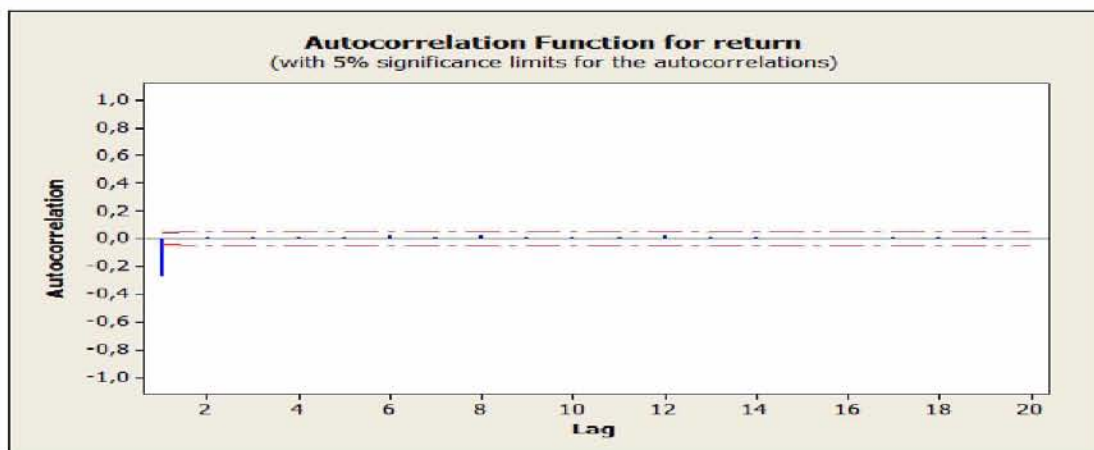
R-squared	0.639576	Mean dependent var	1.38E-05
Adjusted R-squared	0.639201	S.D. dependent var	0.049817
S.E. of regression	0.029924	Akaike info criterion	-4.178780
Sum squared resid	1.719209	Schwarz criterion	-4.170104
Log likelihood	4020.897	Hannan-Quinn criter.	-4.175588
F-statistic	1703.530	Durbin-Watson stat	2.001543
Prob(F-statistic)	0.000000		

Υπόθεση  $H_0$ : μη στάσιμη χρονοσειρά (δηλαδή έχει μοναδιαία ρίζα) και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , μέσω της P-value απορρίπτεται η  $H_0$  και η χρονοσειρά είναι στάσιμη.

Από το EViews εξάγεται το γράφημα των παρατηρήσεων της χρονοσειράς {RETURN}, όπου δεν παρατηρείται περιοδικότητα.



Από το minitab εξάγεται το διάγραμμα Autocorrelation Function (ACF), όπου διαπιστώνεται ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των τιμών της {RETURN} με μία χρονική υστέρηση, για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ .



## B. Προσδιορισμός οικονομετρικού μοντέλου.

Πραγματοποιώντας διαδοχικούς ελέγχους παλινδρόμησης μοντέλων, επιλέγεται το μοντέλο ARIMA(0,0,1) ή ARMA(0,1) ή κινητού μέσου όρου (Moving Average/MA) MA(1) ( $RETURN=c+MA(1)+u_t$ ), ως η διαδικασία παραγωγής της χρονοσειράς {RETURN}, διότι έχει τους όρους στατιστικά σημαντικούς (εκτός από το σταθερό), τα κατάλοιπα του δεν αυτοσυσχετίζονται, έχει το μικρότερο AIC κριτήριο και μπορεί να διορωθεί το ARCH effect που παρουσιάζει, όπως θα δούμε παρακάτω. Ο διαταρακτικός όρος  $u_t$  πρέπει να είναι iid, το οποίο θα ελεγχθεί παρακάτω μέσω των καταλοίπων.

## Γ. Παλινδρόμηση MA(1)

Dependent Variable: RETURN  
 Method: ARMA Maximum Likelihood (Newton-Raphson)  
 Date: 01/30/19 Time: 20:42  
 Sample: 6/02/2010 5/30/2018  
 Included observations: 1925  
 Convergence achieved after 3 iterations  
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000624	0.000577	1.081345	0.2797
MA(1)	-0.289973	0.003913	-74.10593	0.0000
SIGMASQ	0.000894	2.02E-06	442.7692	0.0000

R-squared	0.080289	Mean dependent var	0.000623
Adjusted R-squared	0.079332	S.D. dependent var	0.031184
S.E. of regression	0.029921	Akaike info criterion	-4.178891
Sum squared resid	1.720733	Schwarz criterion	-4.170222
Log likelihood	4025.183	Hannan-Quinn criter.	-4.175702
F-statistic	83.89398	Durbin-Watson stat	2.011074
Prob(F-statistic)	0.000000		

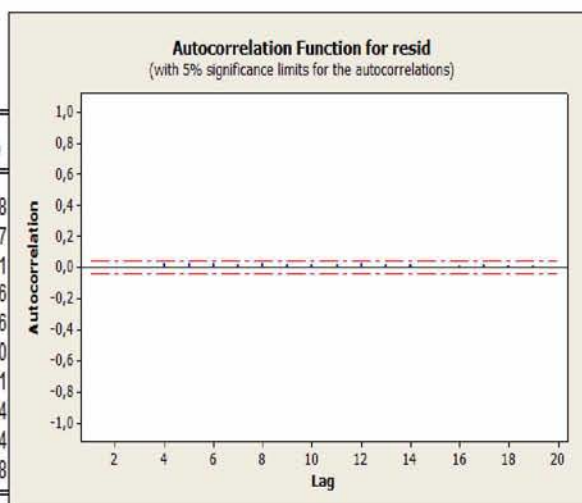
  

Inverted MA Roots	.29
-------------------	-----

## Δ. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καταλοίπων

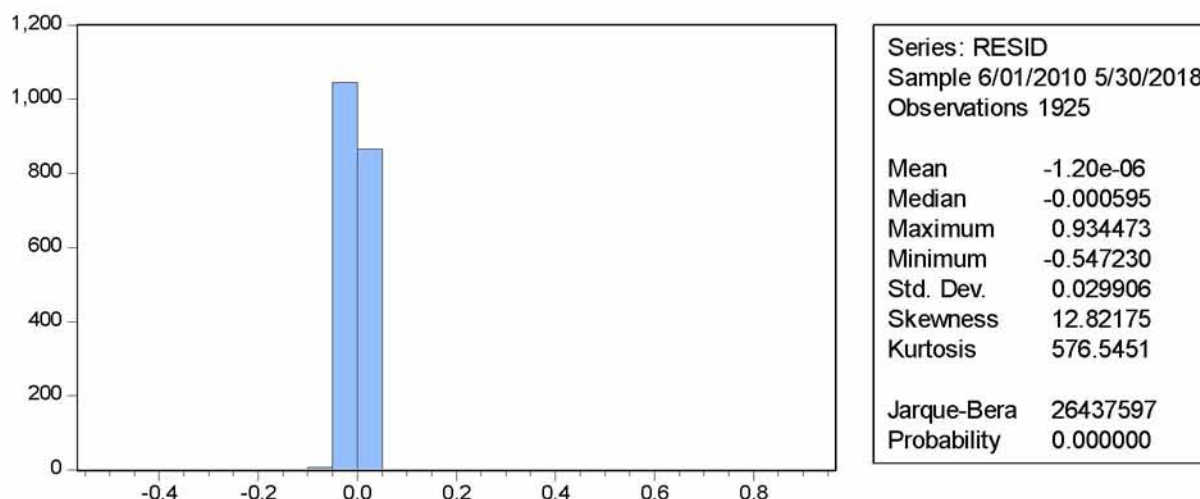
Date: 01/30/19 Time: 20:46  
 Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
 Included observations: 1925

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.00...	-0.00...	0.0591	0.808	
2	0.010	0.010	0.2634	0.877	
3	0.020	0.020	0.9995	0.801	
4	0.022	0.022	1.8924	0.756	
5	0.024	0.024	3.0243	0.696	
6	0.025	0.025	4.2734	0.640	
7	0.018	0.017	4.9081	0.671	
8	0.024	0.023	6.0322	0.644	
9	0.022	0.020	6.9318	0.644	
1...	0.020	0.018	7.7056	0.658	



Με υπόθεση  $H_0$ : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , οι P-values την αποδέχονται.

#### E. Έλεγχος κανονικής κατανομής.



Με υπόθεση  $H_0$ : υπάρχει κανονική κατανομή και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , η P-value την απορρίπτει. Άρα ο διαταρακτικός όρος  $u_i$  μπορεί να μην αυτοσυσχετίζεται, αλλά δεν κατανέμεται κανονικά. Οπότε δεν είναι iid, που σημαίνει την πιθανή ύπαρξη ARCH effect ή μη γραμμικότητας (Δημέλη, 2013).

#### ΣΤ. Έλεγχος για ARCH effect.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	6.482905	Prob. F(1,1922)	0.0110
Obs*R-squared	6.467835	Prob. Chi-Square(1)	0.0110

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 01/30/19 Time: 20:48

Sample (adjusted): 6/06/2010 5/30/2018

Included observations: 1924 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000842	0.000489	1.723311	0.0850
RESID^2(-1)	0.057980	0.022772	2.546155	0.0110
R-squared	0.003362	Mean dependent var		0.000894
Adjusted R-squared	0.002843	S.D. dependent var		0.021456
S.E. of regression	0.021425	Akaike info criterion		-4.847440
Sum squared resid	0.882290	Schwarz criterion		-4.841658
Log likelihood	4665.237	Hannan-Quinn criter.		-4.845313
F-statistic	6.482905	Durbin-Watson stat		2.000068
Prob(F-statistic)	0.010969			

Με υπόθεση  $H_0$ : σταθερή η υπό συνθήκη διακύμανση και παραδοχή για το επίπεδο

στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , η P-value<5% ασφαλώς απορρίπτει την  $H_0$  και το μοντέλο MA( $\alpha$ ) αποφαινόμεστε ότι *περιέχει ARCH effect*. Επομένως περιέχει μη γραμμικότητες ως προς τη διακύμανση, που πρέπει να διορθωθούν.

#### Z. Διόρθωση ARCH effect.

Με την απαίτηση όλοι οι όροι να είναι στατιστικά σημαντικοί, να προκύπτει το μικρότερο AIC κριτήριο, να διορθώνεται το ARCH effect και τα τυποποιημένα κατάλοιπα να μην αυτοσυσχετίζονται, καταλήγουμε στο μοντέλο εκθετικού (Exponential) CARCH του Nelson (1991), το EGARCH(1,0).

Dependent Variable: RETURN  
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)  
 Date: 01/30/19 Time: 20:56  
 Sample (adjusted): 6/02/2010 5/30/2018  
 Included observations: 1925 after adjustments  
 Convergence achieved after 41 iterations  
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients  
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
 LOG(GARCH) = C(3) + C(4)\*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(5)  
 \*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000666	0.001283	0.518614	0.6040
MA(1)	0.014644	0.014860	0.985467	0.3244
Variance Equation				
C(3)	-7.090930	0.006340	-1118.432	0.0000
C(4)	-0.029123	0.016328	-1.783571	0.0745
C(5)	0.185255	0.014692	12.60918	0.0000
R-squared	-0.008274	Mean dependent var		0.000623
Adjusted R-squared	-0.008798	S.D. dependent var		0.031184
S.E. of regression	0.031321	Akaike info criterion		-4.253371
Sum squared resid	1.886431	Schwarz criterion		-4.238922
Log likelihood	4098.869	Hannan-Quinn criter.		-4.248055
Durbin-Watson stat	2.574871			
Inverted MA Roots	-01			

Το ARCH effect διορθώνεται, όπως δείχνει η P-value>5%:

#### Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.007507	Prob. F(1,1922)	0.9310
Obs*R-squared	0.007515	Prob. Chi-Square(1)	0.9309

#### Test Equation:

Dependent Variable: WGT\_RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/30/19 Time: 20:58  
 Sample (adjusted): 6/06/2010 5/30/2018  
 Included observations: 1924 after adjustments



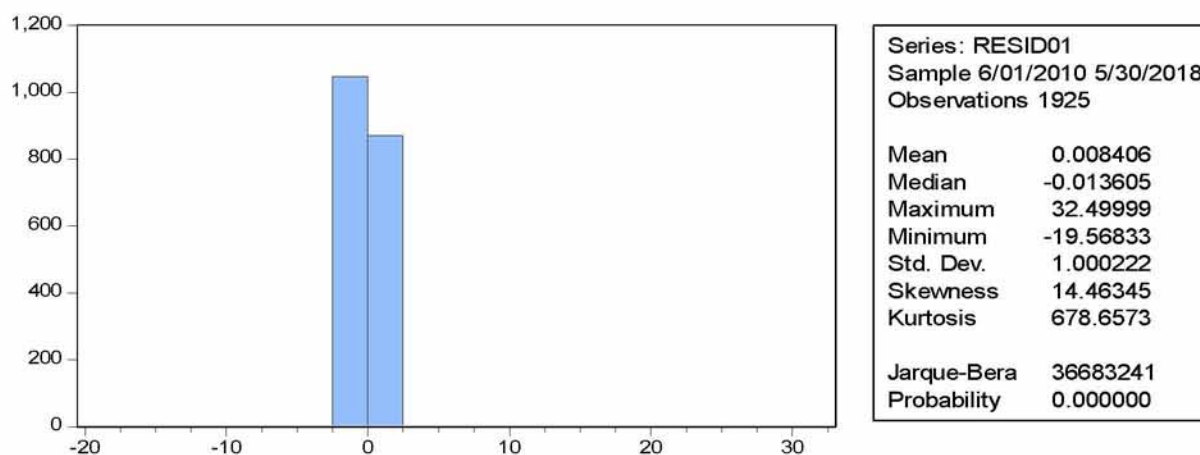
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.998533	0.594543	1.679497	0.0932
WGT_RESID^2(-1)	0.001976	0.022810	0.086644	0.9310
R-squared	0.000004	Mean dependent var		1.000510
Adjusted R-squared	-0.000516	S.D. dependent var		26.05273
S.E. of regression	26.05945	Akaike info criterion		9.359677
Sum squared resid	1305221.	Schwarz criterion		9.365459
Log likelihood	-9002.009	Hannan-Quinn criter.		9.361804
F-statistic	0.007507	Durbin-Watson stat		1.999994
Prob(F-statistic)	0.930964			

Τα τυποποιημένα κατάλοιπα της παλινδρόμησης της εξίσωσης του μέσου δεν αυτοσυσχετίζονται, όπως δείχνουν οι P-values στο διάγραμμα αυτοσυσχέτισης:

Date: 01/30/19 Time: 20:58  
Sample: 6/01/2010 5/30/2018  
Included observations: 1925

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.02...	-0.02...	1.6480	0.199
		2 0.014	0.013	2.0146	0.365
		3 0.013	0.013	2.3232	0.508
		4 0.011	0.012	2.5659	0.633
		5 0.015	0.015	2.9879	0.702
		6 0.016	0.016	3.4537	0.750
		7 0.004	0.004	3.4853	0.837
		8 0.016	0.016	3.9916	0.858
		9 0.010	0.010	4.1956	0.898
		1... 0.010	0.009	4.3722	0.929

Τα τυποποιημένα κατάλοιπα όμως δεν ακολουθούν κανονική κατανομή, άρα δεν είναι iid. Αυτό σημαίνει ότι πιθανόν να υπάρχουν μη γραμμικότητες στην εξίσωση του μέσου, τις οποίες θα ελέγξουμε με BDS test:



Ελέγχουμε με το BDS test την ύπαρξη μη γραμμικότητας στην εξίσωση του μέσου, δηλαδή στο MA(1).

H. BDS έλεγχος μη γραμμικότητας στα τυποποιημένα κατάλοιπα του μοντέλου παραγωγής των αποδόσεων του ΧΑ του Ιράν, ECARCH(1,0).

(μέθοδοι: fraction of pairs/ fixed value/ standard deviations, value=0.7, m=6, επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ )

BDS Test for RESID01

Date: 01/30/19 Time: 21:01

Sample: 6/01/2010 5/30/2018

Included observations: 1926

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.033270	0.002320	14.34006	0.0000
3	0.061731	0.003687	16.74386	0.0000
4	0.081360	0.004391	18.52872	0.0000
5	0.094043	0.004578	20.54175	0.0000
6	0.102497	0.004417	23.20618	0.0000

Raw epsilon	0.383350			
Pairs within epsilon	2606071.	V-Statistic	0.703274	
Triples within epsilon	3.89E+09	V-Statistic	0.545478	

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	975738.0	0.527447	1300456.	0.702977	0.494177
3	755691.0	0.408923	1298851.	0.702840	0.347192
4	600335.0	0.325194	1297252.	0.702706	0.243834
5	489103.0	0.265217	1295646.	0.702567	0.171174
6	410138.0	0.222630	1294066.	0.702442	0.120133

Με υπόθεση  $H_0$ : δεν υπάρχουν μη γραμμικότητες και παραδοχή για το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ , οι διαστάσεις/πολύνυμα έχουν P-value<5% με τις μεθόδους του BDS test, “fraction of pairs”, “fixed value” και “standard deviations”, που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την  $H_0$  για το σύνολο του δείγματος. Άρα περιέχονται μη γραμμικότητες στον καθορισμό της {RETURN} στην εξίσωση του μέσου του υποδείγματος EGARCH(1,0), για τις παραμέτρους του BDS test που ορίστηκαν.

Θ. BDS έλεγχος μη γραμμικότητας σε καθένα από τα 55 παράθυρα της {RETURN} εύρους 35 τιμών/τυποποιημένων καταλοίπων του ECARCH(1,0).

(μέθοδοι: fraction of pairs/ fixed value/ standard deviations/fraction of range, value=0.7, m=2, επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ )

ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	$H_0$	ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	$H_0$
W1	2/6/10-25/7/10	ΑΠΟΡ. (β) (γ)	W29	29/6/14-19/8/14	ΑΠΟΡ. (β) (γ) (δ)
W2	26/7/10-15/9/10	ΑΠΟΔ.	W30	20/8/14-8/10/14	ΑΠΟΔ.
W3	18/9/10-06/11/10	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύνυμα (γ) (δ)	W31	11/10/14-1/12/14	ΑΠΟΡ. (β) (γ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύνυμα (α) (δ)
W4	7/11/10-27/12/10	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύνυμα (β) (δ)	W32	2/12/14-24/1/15	ΑΠΟΡ. για 2 μόνο διαστάσεις/πολύνυμα (γ)
W5	28/12/10-	ΑΠΟΡ. για 3 μόνο	W33	25/1/15-	ΑΠΟΡ. (δ)



	16/2/11	διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (δ)		15/3/15	
W6	19/2/11- 16/4/11	ΑΠΟΔ.	W34	16/3/15- 11/5/15	ΑΠΟΡ. (α) (β) (γ) (δ)
W7	17/4/11- 8/6/11	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)	W35	12/5/15- 1/7/15	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β)
W8	11/6/11- 30/7/11	ΑΠΟΡ. (γ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (δ)	W36	4/7/15- 29/8/15	ΑΠΟΡ. (α) (β) (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)
W9	31/7/11- 19/9/11	ΑΠΟΔ.	W37	30/8/15- 18/10/15	ΑΠΟΡ. (β) (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)
W10	20/9/11- 9/11/11	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)	W38	19/10/15- 8/12/15	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (γ)
W11	12/11/11- 2/1/12	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β)	W39	9/12/15- 30/1/16	ΑΠΟΡ. (γ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β) (δ)
W12	3/11/12- 26/2/12	ΑΠΟΡ. (β)	W40	31/1/16- 27/3/16	ΑΠΟΡ. (α) (β) (γ) (δ)
W13	27/2/12- 22/4/12	ΑΠΟΡ. (δ)	W41	28/3/16- 15/5/16	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ)
W14	23/4/12- 13/6/12	ΑΠΟΡ. (α) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)	W42	16/5/16- 9/7/16	ΑΠΟΡ. (β) (γ)
W15	16/6/12- 4/8/12	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ)	W43	10/7/16- 28/8/16	ΑΠΟΡ. (δ)
W16	5/8/12- 30/9/12	ΑΠΟΡ. (β) (γ) (δ)	W44	29/8/16- 22/10/16	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)
W17	1/10/12- 19/11/12	ΑΠΟΡ. (α) (β) (δ)	W45	23/10/16- 13/12/16	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)
W18	20/11/12- 13/1/13	ΑΠΟΡ. (β) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (δ)	W46	14/12/16- 4/2/17	ΑΠΟΔ.
W19	14/1/13- 5/3/13	ΑΠΟΡ. (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α)	W47	5/2/17- 29/3/17	ΑΠΟΔ.
W20	6/3/13- 4/5/13	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (γ) (δ)	W48	3/4/17- 23/5/17	ΑΠΟΡ. (β) (γ) για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α)
W21	5/5/13- 25/6/13	ΑΠΟΔ.	W49	24/5/17- 17/7/17	ΑΠΟΔ.
W22	26/6/13- 17/8/13	ΑΠΟΡ. (α) (β) (γ) (δ)	W50	18/7/17- 5/9/17	ΑΠΟΡ. (α) (β)
W23	18/8/13- 6/10/13	ΑΠΟΔ.	W51	6/9/17- 29/10/17	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (δ)
W24	7/10/13- 26/11/13	ΑΠΟΔ.	W52	30/10/17- 20/12/17	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (γ) (δ)
W25	27/11/13- 18/1/14	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (δ)	W53	23/12/17- 7/2/18	ΑΠΟΡ. (α) (γ)
W26	20/1/14- 10/3/14	ΑΠΟΡ. (β)	W54	10/2/18- 24/4/18	ΑΠΟΡ. για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (β) (δ)
W27	11/3/14- 5/5/14	ΑΠΟΡ. (γ) (δ) και για ορισμένες διαστάσεις/πολύωνυμα (α) (β)	W55	25/4/18- 30/5/18	ΑΠΟΔ.
			(25 παρατηρήσεις)		
W28	6/5/14- 28/6/14	ΑΠΟΡ. (γ)			

Σημειώσεις:

- α) fraction of pairs
- β) fixed value
- γ) standard deviations
- δ) fraction of range

Παρατηρήσεις:

1) Υιοθετείται επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=5\%$  για την αποδοχή/απόρριψη της  $H_0$ : μη γραμμικότητα, ως μέση επιλογή, μεταξύ του αυστηρού επιπέδου 1% και του πιο ευρέως επιπέδου 10%.

2) Στα παράθυρα που η απόρριψη της  $H_0$  γίνεται για ορισμένες ή για λίγες μόνο διαστάσεις/πολύωνυμα, σε κάθε μέθοδο του BDS ελέγχου, αυτό αποτελεί ασθενή ένδειξη ύπαρξης μη γραμμικής σχέσεις μεταξύ των παρατηρήσεων, το οποίο πιθανό να οδηγήσει σε:

- μη αντιστοίχιση σε πραγματικά πολιτικό-στρατιωτικά συμβάντα της χώρας ή
- αντιστοίχιση σε πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα της χώρας, αλλά μη στατιστική σημαντικότητα και απόρριψη των ψευδομεταβλητών που τα εκπροσωπούν στο πολυπαραγοντικό μοντέλο CAPM.

3) Όταν συνολικά από όλες τις μεθόδους, προκύπτει μία μόνο διάσταση/πολύωνυμο η οποία απορρίπτει την  $H_0$ , τότε δεν λαμβάνεται υπόψη.

Z. Εντοπισμός πολιτικό-στρατιωτικών γεγονότων που επηρεάζουν την κίνηση του δείκτη του ΧΑ του Ιράν.

ΠΑΡΑΘΥΡΑ ΜΕ ΥΠΑΡΞΗ ΜΗ ΓΡΑΜΜΙΚΟΤΗΤΑΣ				
A/A	ΠΑΡΑΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	ΠΟΛΙΤΙΚΟ-ΣΤΡΑΤΙΩΤΙΚΟ ΣΥΜΒΑΝ	ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΗ
1	W1	Ιουν 10	Το Συμβούλιο Ασφαλείας του ΟΗΕ επιβάλλει τέταρτο γύρο κυρώσεων κατά του Ιράν για το πυρηνικό του πρόγραμμα, περιλαμβανομένων αυστηρότερων δημοσιονομικών περιορισμών και επεκτεινόμενου εμπάργκου όπλων.	K1
2	W15	Ιουλ 12	Τίθεται σε εφαρμογή το μπόϊκοτάζ της Ευρωπαϊκής Ένωσης απέναντι στις ιρανικές εξαγωγές πετρελαίου.	K2
3	W22	Ιουν 13	Ο υποστηρικτής της μεταρρύθμισης, κληρικός Hassan Rouhani, κερδίζει τις προεδρικές εκλογές.	K3
4	W28	Ιουν 14	Ο Πρόεδρος Rouhani δηλώνει ότι το Ιράν είναι έτοιμο να βοηθήσει την ιρακινή κυβέρνηση στη μάχη κατά των εξτρεμιστικών σουνιτών ανταρτών, εν μέσω αναφορών ότι οι Ιρανοί Επαναστατικοί Φρουροί βρίσκονται στο Ιράκ και παρέχουν στρατιωτική εκπαίδευση και συμβουλές.	K4
5	W36	Ιουλ 15	Μετά από χρόνια διαπραγματεύσεων, οι παγκόσμιες δυνάμεις καταλήγουν σε συμφωνία με το Ιράν για τον περιορισμό της πυρηνικής δραστηριότητάς του, με αντάλλαγμα την άρση των διεθνών οικονομικών κυρώσεων.	K5
6	W39	Ιαν 16	Σοβαρή ρήξη στις σχέσεις με τη Σαουδική Αραβία, μετά την εκτέλεση από την τελευταία, του ηγέτη της Σιγίας Nimr al-Nimr.	K6

7	W39	Ιαν 16	Οι διεθνείς οικονομικές κυρώσεις εναντίον του Ιράν αίρονται, αφού ο ΟΗΕ εκφράζει την ικανοποίησή του για την πρόοδο στην εκπλήρωση της πυρηνικής συμφωνίας. Ο Πρόεδρος Rouhani ξεκινά την πρώτη επίσκεψη μετά από 16 χρόνια επίσκεψη Ιρανού Προέδρου σε ευρωπαϊκά κράτη.	K7
8	W48	Μαϊ 17	Ο Hassan Rouhani κερδίζει την επανεκλογή του ως προέδρου	K8
9	W52 W53	Δεκ 17	Μαζικές διαμαρτυρίες σε αρκετές πόλεις εξαιτίας οικονομικών καταγγελιών, στις οποίες αναγνωρίζονται από τον Πρόεδρο Ruhani και τον Ανώτατο ηγέτη Khamenei.	K9

Παρατήρηση:

Κάθε πολιτικό-στρατιωτικό συμβάν θεωρείται ότι επηρεάζει ολόκληρο το μήνα στον οποίο εμφανίζεται, προκαλώντας μη γραμμική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη ΧΑ του μήνα αυτού. Εάν ο μήνας του συμβάντος μοιράζεται μεταξύ δύο παραθύρων δεδομένων, τότε δεν θεωρείται ότι το συμβάν προκαλεί μη γραμμικότητες στο παράθυρο το οποίο περιέχει λιγότερες από δύο παρατηρήσεις του μήνα αυτού.

Κ. Συμπέρασμα.

Από τα 55 παράθυρα στα οποία διαιρούνται οι ημερήσιες τιμές της χρονοσειράς {RETURN}, μόνο σε 11 δεν εντοπίζονται μη γραμμικότητες, με βάση τον BDS έλεγχο που εκτελέστηκε μέσω του προγράμματος EVIEWS. Από τα υπόλοιπα 44, στα 34 παράθυρα δεν αντιστοιχούν πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα, που πιθανόν να προκαλούν μη γραμμικότητα, όπως προκύπτει από το χρονολόγιο της χώρας, το οποίο διατίθεται στον ισότοπο του τηλεοπτικού δικτύου BBC NEWS (2018). Τελικά απομένουν 10 παράθυρα δεδομένων, στα οποία οι 9 καθοριζόμενες ψευδομεταβλητές πιθανόν να ευθύνονται για την παρουσία μη γραμμικής σχέσης μεταξύ των αποδόσεων του ΧΑ του Ιράν, εντός αυτών.

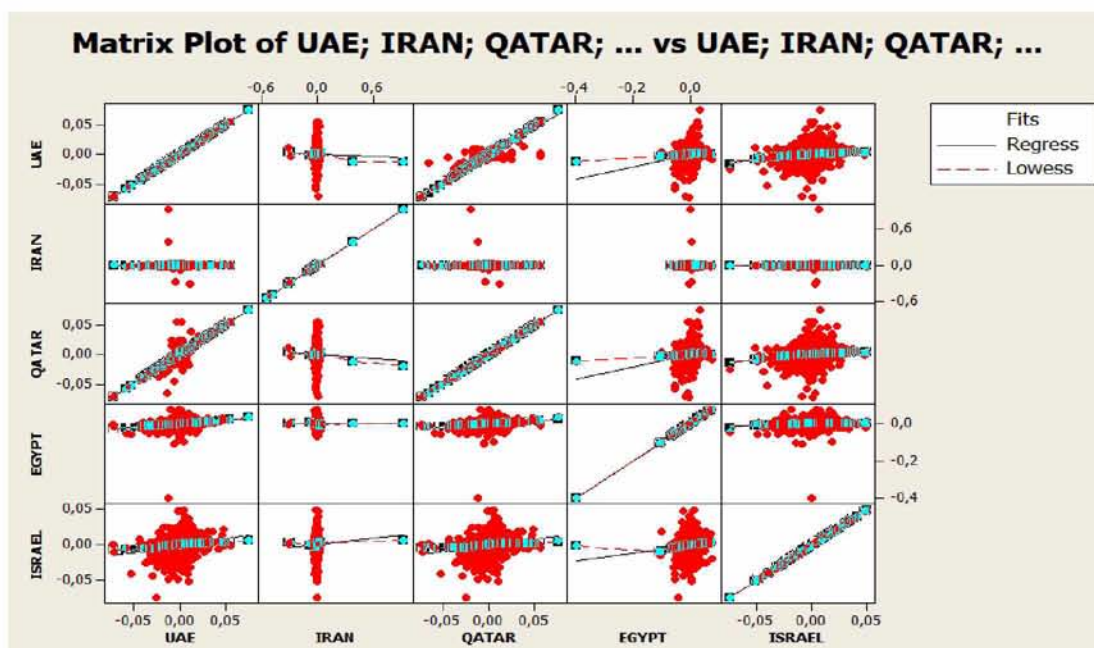
**ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΣΤ**

Έλεγχος συνδιακύμανσης των αποδόσεων των ΧΑ των χωρών της ΜΑ του δείγματος.

**Covariances: EGYPT; IRAN; ISRAEL; QATAR; UAE**

	EGYPT	IRAN	ISRAEL	QATAR	UAE
EGYPT	0,00031808				
IRAN	0,00000290	0,00098381			
ISRAEL	0,00001790	0,00001158	0,00010820		
QATAR	0,00003441	-0,00001003	0,00001874	0,00010726	
UAE	0,00003440	-0,00000487	0,00001895	0,00009582	0,00009538

Οι συνδιακυμάνσεις μεταξύ των αποδόσεων των ΧΑ των χωρών της ΜΑ είναι πολύ κοντά στο μηδέν. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχει ασθενής ή καθόλου γραμμική συσχέτιση μεταξύ τους. Μπορεί όμως οι αποδόσεις να σχετίζονται μη γραμμικά. Γι' αυτό θα ελεγχθούν τα διαγράμματα συνδυαστικής κατανομής των τιμών των χρονοσειρών {RETURN} των χωρών της ΜΑ. Σε αυτά, η “smoother line” καμπύλη εξομαλύνει την κατανομή των ημερώσεων ζευγών παρατηρήσεων, (x,y) ή (y,x), για δύο διαφορετικές χώρες κάθε φορά. Οι ακραίες τιμές δεν λαμβάνονται υπόψη στον καθορισμό της καμπυλότητας της “smoother line”. Η μορφή της θα αποκαλύψει τη μη ύπαρξη ή την ύπαρξη γραμμικής ή μη γραμμικής σχέσης, μεταξύ των αποδόσεων των ΧΑ των χωρών της ΜΑ.



Από το “matrix” των γραφημάτων κατανομής, διαπιστώνουμε διαγραμματικά την ύπαρξη ενός βαθμού γραμμικής συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των ΧΑ των χωρών ΗΑΕ και Κατάρ. Από την άλλη η “smoother Line” έχει οριζόντια ή κάθετη μορφή, απεικονίζοντας τη μη ύπαρξη σχέσης, είτε γραμμικής είτε μη γραμμικής, μεταξύ των τιμών της {RETURN} των υπολοίπων χωρών του δείγματος της ΜΑ.

Η ανάλυση του Παραρτήματος «Γ» υπέθεσε ότι τα εσωτερικά πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα του Κατάρ, που προκαλούν μη γραμμικότητες, αντιπροσωπεύονται από τις μεταβλητές G1 έως G8. Με βάση το χρονολόγιο των ΗΑΕ (BBC, 2018 θα εξετασθούν αν τα εγχώρια αυτού του τύπου γεγονότα του, πιθανόν ευθύνονται για μη γραμμικότητες στα παράθυρα δεδομένων του Κατάρ του Παραρτήματος «Γ», λόγω της αλληλοσυσχέτισης των αποδόσεων των ΧΑ τους. Αυτά θα αντιπροσωπευτούν από εξωχώριες ψευδομεταβλητές, που θα προστεθούν στο υποθετικό CAPM του Κατάρ.

ΠΑΡΑΘΥΡΑ ΤΟΥ ΚΑΤΑΡ ΜΕ ΥΠΑΡΞΗ ΜΗ ΓΡΑΜΜΙΚΟΤΗΤΑΣ									
A/A	ΠΑΡΑΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	ΕΓΧΩΡΙΟ ΠΟΛΙΤΙΚΟ-ΣΤΡΑΤΙΩΤΙΚΟ ΣΥΜΒΑΝ	ΕΓΧΩΡΙΑ ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	ΠΑΡΑΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	ΕΞΩΤΕΡΙΚΟ ΠΟΛΙΤΙΚΟ-ΣΤΡΑΤΙΩΤΙΚΟ ΣΥΜΒΑΝ	ΕΞΩΤΕΡΙΚΗ ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	ΚΟΙΝΗ ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΗ
1	W7	Μαρ 11	Το Κατάρ συμμετέχει στις διεθνείς στρατιωτικές επιχειρήσεις στη Λιβύη.	G1	W7	Μαρ 11	Τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα συμμετέχουν στη διεθνή στρατιωτική επιχείρηση στη Λιβύη.	GH1	G1GH1
2	W12	Νοε 11	Ο εμίρης Hamad bin Khalifa al-Thani δηλώνει ότι οι εκλογές για το συμβουλευτικό συμβούλιο θα πραγματοποιηθούν το 2013, όταν θα είναι και οι πρώτες νομοθετικές εκλογές του Κατάρ.	G2					
3	W12 W13	Ιαν 12	Οι Αφγανοί Ταλιμπάν δηλώνουν ότι ιδρύουν πολιτικό γραφείο στο Κατάρ για να διευκολύνουν τις συνομιλίες με την κυβέρνησή του.	G3					
4					W14 W15	Απρ 12	Τα ΗΑΕ ανακαλούν τον πρεσβευτή τους στο Ιράν, όταν ο Ιρανός πρόεδρος επισκέπτεται το νησί του Κόλπου, Abu Musa, που διεκδικούν και οι δύο χώρες.	GH2	
5					W16	Ιουλ 12	Τα ΗΑΕ ξεκινούν τη λειτουργία ενός κλειστού αγωγού πετρελαίου που παρακάμπτει το στενό του Hormuz, καθώς το Ιράν έχει απειλήσει επανειλημμένα να κλείσει την είσοδο του Περσικού Κόλπου, ένα σημαντικό εμπορικό δρόμο πετρελαίου.	GH3	

6	W18	Οκτ 12	Ο σείχης Hamad bin Khalifa al Thani επισκέπτεται τη Γάζα. Είναι ο πρώτος αρχηγός κράτους, που το πράττει, από τότε που η Χαμάς ανέλαβε την εξουσία στη λωρίδα της Γάζας, πέντε χρόνια πριν.	G4				
7					W18 W19	Νοε 12	Παρακινούμενοι από τις διαμαρτυρίες στο κοντινό Μπαχρέιν, ο λαός στα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα προσπαθεί να ανατρέψει την «ηλεκτρονική» χειραγώγηση της κυβέρνησης τους ή επιχειρεί να οργανώσει δημόσιες διαμαρτυρίες μέσω των κοινωνικών μέσων ενημέρωσης. Από τον Μάρτιο η κυβέρνηση έχει συλλάβει περισσότερους από 60 ακτιβιστές χωρίς κατηγορία (μερικοί από αυτούς είναι υποστηρικτές της ισλαμικής οργάνωσης Islah, η οποία ταυτίζεται με τη Μουσουλμανική Αδελφότητα στις αραβικές χώρες.	GH4
8	W22 W23	Ιουν 13	Ο σείχης Tamim bin Hamad al-Thani αναλαμβάνει τη θέση του εμίρη, μετά την παραίτηση του πατέρα του.	G5				
9					W23 W24	Ιουλ 13	Εξήντα οκτώ υποτιθέμενα μέλη του Al-Islah φυλακίζονται με την κατηγορία ότι σχεδίαζαν να ανατρέψουν την κυβέρνηση.	GH5
10					W28	Μαρ 14	Η Σαουδική Αραβία, τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα και το Μπαχρέιν αποσύρουν τους πρεσβευτές τους από το Κατάρ, ως ένδειξη διαμαρτυρίας για παρέμβασή του στις εσωτερικές	GH6



							τους υποθέσεις.		
11					W31	Αυγ 14	Τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα παρεμβαίνουν στη Λιβύη, στοχεύοντας ισλαμιστές μαχητές με αεροπορικές επιθέσεις, αναφέρουν Αμερικανοί αξιωματούχοι.	GH7	
12	W31	Σεπ 14	Το Κατάρ και τέσσερα άλλα αραβικά κράτη, συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές υπό την ηγεσία των Η.Π.Α., εναντίον μαχητών του Ισλαμικού κράτους στη Συρία.	G6	W31	Σεπ 14	Τα ΗΑΕ και τέσσερα άλλα αραβικά κράτη συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές που διεξάγονται από την Αμερική εναντίον των μαχητών του ισλαμικού κράτους στη Συρία.	GH8	G6GH8
13	W35	Μαρ 15	Το Κατάρ και τέσσερα άλλα κράτη του Συμβουλίου του Περσικού Κόλπου (Gulf Cooperation Council (GCC), 1981), συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές με επικεφαλής τη Σαουδική Αραβία, εναντίον των ανταρτών του Houthi στην Υεμένη.	G7	W35	Μαρ 15	Τα ΗΑΕ και τέσσερα άλλα κράτη του Συμβουλίου του Περσικού Κόλπου (Gulf Cooperation Council (GCC), 1981) συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές που διεξάγει η Σαουδική Αραβία εναντίον των ανταρτών του Houthi στην Υεμένη.	GH9	G7GH9
14	W47 W48	Δεκ 16	Η κυβέρνηση καταργεί το σύστημα εργασίας «kafala», το οποίο αναγκάζει τους ξένους εργαζόμενους να ζητήσουν τη συγκατάθεση των εργοδοτών τους ώστε να μπορέσουν αλλάξουν θέση εργασίας ή να εγκαταλείψουν τη χώρα.	G8					
15					W48	Ιαν 17	Πέντε διπλωμάτες των ΗΑΕ σκοτώνονται σε βομβιστική επίθεση στο Αφγανιστάν.	GH10	

Παρατήρηση:

Κάθε πολιτικό-στρατιωτικό συμβάν θεωρείται ότι επηρεάζει ολόκληρο το μήνα στον οποίο εμφανίζεται, προκαλώντας μη γραμμική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη ΧΑ του μήνα αυτού. Εάν ο μήνας του συμβάντος μοιράζεται μεταξύ δύο παραθύρων δεδομένων, τότε δεν θεωρείται ότι το συμβάν προκαλεί μη γραμμικότητες στο παράθυρο το οποίο περιέχει λιγότερες από δύο παρατηρήσεις του μήνα αυτού.

Κατά παρόμοιο τρόπο, η ανάλυση του Παραρτήματος «Δ» υπέθεσε ότι τα εσωτερικά πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα των ΗΑΕ, που προκαλούν μη γραμμικότητες, αντιπροσωπεύονται από τις μεταβλητές Η1 έως Η8. Με βάση το χρονολόγιο του Κατάρ (BBC, 2018), θα εξετασθούν αν τα εγχώρια αυτού του είδους γεγονότα του, πιθανόν ευθύνονται για μη γραμμικότητες στα παράθυρα δεδομένων των ΗΑΕ του Παραρτήματος «Δ», λόγω της αλληλοσυσχέτισης των αποδόσεων των ΧΑ τους. Αυτά θα αντιπροσωπευτούν από εξωχώριες ψευδομεταβλητές, που θα προστεθούν στο υποθετικό CAPM των ΗΑΕ.

ΠΑΡΑΘΥΡΑ ΤΩΝ ΗΑΕ ΜΕ ΥΠΑΡΞΗ ΜΗ ΓΡΑΜΜΙΚΟΤΗΤΑΣ									
A/A	ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	ΕΓΧΩΡΙΟ ΠΟΛΙΤΙΚΟ-ΣΤΡΑΤΙΩΤΙΚΟ ΣΥΜΒΑΝ	ΕΓΓΧΩΡΙΑ ΨΕΥΔΟΜΕ ΤΑΒΛΗΤΗ	ΠΑΡΑ ΘΥΡΑ	ΗΜ/ΝΙΑ	ΕΞΩΤΕΡΙΚΟ ΠΟΛΙΤΙΚΟ-ΣΤΡΑΤΙΩΤΙΚΟ ΣΥΜΒΑΝ	ΕΞΩΤΕΡΙΚΗ ΨΕΥΔΟΜΕ ΤΑΒΛΗΤΗ	ΚΟΙΝΗ ΨΕΥΔΟΜΕ ΤΑΒΛΗΤΗ
1	W7	Μαρ 11	Τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα συμμετέχουν στη διεθνή στρατιωτική επιχείρηση στη Λιβύη.	H1	W7	Μαρ 11	Το Κατάρ συμμετέχει στις διεθνείς στρατιωτικές επιχειρήσεις στη Λιβύη.	HG1	H1HG1
2					W11	Νοε 11	Ο εμίρης Hamad bin Khalifa al-Thani δηλώνει ότι οι εκλογές για το συμβουλευτικό συμβούλιο θα πραγματοποιηθούν το 2013, όταν θα είναι και οι πρώτες νομοθετικές εκλογές του Κατάρ.	HG2	
3					W12 W13	Ιαν 12	Οι Αφγανοί Ταλιμπάν δηλώνουν ότι ιδρύουν πολιτικό γραφείο στο Κατάρ για να διευκολύνουν τις συνομιλίες με την κυβέρνησή του.	HG3	
4	W14 W15	Απρ 12	Τα ΗΑΕ ανακαλούν τον πρεσβευτή τους στο Ιράν, όταν ο Ιρανός πρόεδρος επισκέπτεται το νησί του Κόλπου, Abu Musa, που διεκδικούν και οι δύο χώρες.	H2					
5					W18	Οκτ 12	Ο σείχης Hamad bin Khalifa al Thani επισκέπτεται τη Γάζα. Είναι ο πρώτος αρχηγός κράτους, που το πράττει, από τότε που η Χαμάς ανέλαβε την εξουσία στη λωρίδα της Γάζας, πέντε χρόνια πριν.	HG4	

6	W16	Ιουλ 12	Τα ΗΑΕ ξεκινούν τη λειτουργία ενός κλειστού αγωγού πετρελαίου που παρακάμπτει το στενό του Hormuz, καθώς το Ιράν έχει απειλήσει επανειλημμένα να κλείσει την είσοδο του Περσικού Κόλπου, ένα σημαντικό εμπορικό δρόμο πετρελαίου.	H3					
7	W18 W19	Νοε 12	Παρακινούμενοι από τις διαμαρτυρίες στο κοντινό Μπαχρέιν, ο λαός στα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα προσπαθεί να ανατρέψει την «ηλεκτρονική» χειραγώγηση της κυβέρνησης τους ή επιχειρεί να οργανώσει δημόσιες διαμαρτυρίες μέσω των κοινωνικών μέσων ενημέρωσης. Από τον Μάρτιο η κυβέρνηση έχει συλλάβει περισσότερους από 60 ακτιβιστές χωρίς κατηγορία (μερικοί από αυτούς είναι υποστηρικτές της ισλαμικής οργάνωσης Islah, η οποία ταυτίζεται με τη Μουσουλμανική Αδελφότητα στις αραβικές χώρες.	H4					
8					W22 W23	Ιουν 13	Ο σείχης Tamim bin Hamad al-Thani αναλαμβάνει τη θέση του εμίρη, μετά την παραίτηση του πατέρα του.	HG5	
9	W23 W24	Ιουλ 13	Εξήντα οκτώ υποτιθέμενα μέλη του Al-Islah φυλακίζονται με την κατηγορία ότι σχεδίαζαν να ανατρέψουν την κυβέρνηση.	H5					
10	W28	Μαρ 14	Η Σαουδική Αραβία, τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα και το Μπαχρέιν αποσύρουν τους πρεσβευτές τους από το Κατάρ, ως ένδειξη διαμαρτυρίας για παρέμβασή του στις εσωτερικές τους υποθέσεις.	H6					

11	W31	Αυγ 14	Τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα παρεμβαίνουν στη Λιβύη, στοχεύοντας ισλαμιστές μαχητές με αεροπορικές επιθέσεις, αναφέρουν Αμερικανοί αξιωματούχοι.	H7					
12	W31	Σεπ 14	Τα ΗΑΕ και τέσσερα άλλα αραβικά κράτη συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές που διεξάγονται από την Αμερική εναντίον των μαχητών του ισλαμικού κράτους στη Συρία.	H8	W31	Σεπ 14	Το Κατάρ και τέσσερα άλλα αραβικά κράτη, συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές υπό την ηγεσία των Η.Π.Α., εναντίον μαχητών του Ισλαμικού κράτους στη Συρία.	HG6	H8HG6
13	W35	Μαρ 15	Τα ΗΑΕ και τέσσερα άλλα κράτη του Συμβουλίου του Περσικού Κόλπου (Gulf Cooperation Council (GCC), 1981) συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές που διεξάγει η Σαουδική Αραβία εναντίον των ανταρτών του Houthi στην Υεμένη.	H9	W35	Μαρ 15	Το Κατάρ και τέσσερα άλλα κράτη του Συμβουλίου του Περσικού Κόλπου (Gulf Cooperation Council (GCC), 1981), συμμετέχουν σε αεροπορικές επιδρομές με επικεφαλής τη Σαουδική Αραβία, εναντίον των ανταρτών του Houthi στην Υεμένη.	HG7	H9HG7
14	W48	Ιαν 17	Πέντε διπλωμάτες των ΗΑΕ σκοτώνονται σε βομβιστική επίθεση στο Αφγανιστάν.	H10					

Παρατήρηση:

Κάθε πολιτικό-στρατιωτικό συμβάν θεωρείται ότι επηρεάζει ολόκληρο το μήνα στον οποίο εμφανίζεται, προκαλώντας μη γραμμική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη ΧΑ του μήνα αυτού. Εάν ο μήνας του συμβάντος μοιράζεται μεταξύ δύο παραθύρων δεδομένων, τότε δεν θεωρείται ότι το συμβάν προκαλεί μη γραμμικότητες στο παράθυρο το οποίο περιέχει λιγότερες από δύο παρατηρήσεις του μήνα αυτού.

## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ζ

Εξειδίκευση των υποθετικών factor CAPM κάθε χώρας της MA του δείγματος εξέτασης.

1) Παλινδρόμηση του πολυπαραγοντικού CAPM, που υποτίθεται ότι ισχύει για τις αποδόσεις του ΧΑ της Αιγύπτου με βάση τις καθορισμένες ψευδομεταβλητές στο Παράρτημα «Α»:  $R_1 = \alpha_1 + \beta_1 R_w + \gamma_1 D1 + \gamma_2 D2 + \gamma_3 D3 + \gamma_4 D4 + \gamma_5 D5 + \gamma_6 D6 + \gamma_7 D7 + \gamma_8 D8 + \gamma_9 D9 + \gamma_{10} D10 + \gamma_{11} D11 + \gamma_{12} D12 + \gamma_{13} D13 + \gamma_{14} D14 + \gamma_{15} D15 + \gamma_{16} D16 + \gamma_{17} D17 + \gamma_{18} D18 + \gamma_{19} D19 + \gamma_{20} D20 + \gamma_{21} D21 + \gamma_{22} D22 + \gamma_{23} D23 + \gamma_{24} D24 + \gamma_{25} D25 + \gamma_{26} D26 + \varepsilon_{t1}$ .

Dependent Variable: RI

Method: Least Squares

Date: 01/31/19 Time: 21:11

Sample (adjusted): 6/02/2010 5/30/2018

Included observations: 1293 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000290	0.000285	1.017901	0.3089
RW	-0.852140	0.011394	-74.78844	0.0000
D1	-0.001150	0.001968	-0.584215	0.5592
D2	-0.000363	0.002160	-0.168267	0.8664
D3	-0.001746	0.000945	-1.846902	0.0650
D4	-0.003438	0.002024	-1.698362	0.0897
D5	0.000989	0.001446	0.683880	0.4942
D6	-0.003926	0.001969	-1.993844	0.0464
D7	0.003062	0.002086	1.467979	0.1424
D8	-5.11E-05	0.002025	-0.025222	0.9799
D9	0.001986	0.002085	0.952214	0.3412
D10	0.001390	0.002085	0.666532	0.5052
D11	0.003897	0.002313	1.685224	0.0922
D12	-0.001062	0.002404	-0.441817	0.6587
D13	-0.000350	0.002508	-0.139639	0.8890
D14	0.000615	0.002403	0.256173	0.7979
D15	0.002467	0.002403	1.026463	0.3049
D16	0.000962	0.002402	0.400628	0.6888
D17	0.000825	0.002403	0.343412	0.7313
D18	0.001928	0.002508	0.768732	0.4422
D19	-0.004505	0.002511	-1.793846	0.0731
D20	0.001908	0.002508	0.760911	0.4469
D21	0.001720	0.002310	0.744595	0.4567
D22	-0.002325	0.002508	-0.927117	0.3540
D23	-0.001364	0.002227	-0.612736	0.5402
D24	-0.001887	0.002509	-0.752251	0.4520
D25	4.82E-05	0.002311	0.020839	0.9834
D26	-0.003748	0.002310	-1.622188	0.1050
R-squared	0.820307	Mean dependent var		-0.002086
Adjusted R-squared	0.816472	S.D. dependent var		0.019290
S.E. of regression	0.008264	Akaike info criterion		-6.732440
Sum squared resid	0.086388	Schwarz criterion		-6.620597
Log likelihood	4380.522	Hannan-Quinn criter.		-6.690465
F-statistic	213.8812	Durbin-Watson stat		1.620665
Prob(F-statistic)	0.000000			

Με την παραδοχή ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι το  $\alpha=0,05$ , ώστε

όταν  $P\text{-value} < \alpha$  απορρίπτεται η αρχική υπόθεση  $H_0$ : η παράμετρος είναι μη στατιστικά σημαντική, διαπιστώνουμε τα παρακάτω:

α. Ο σταθερός όρος  $\alpha_i$  (C) είναι μη στατιστικά σημαντικός, αλλά ο συντελεστής  $\beta_i$  του όρου είναι σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι για τον προσδιορισμό των αποδόσεων του ΧΑ της Αιγύπτου, μπορεί να εφαρμοστεί το CAPM, δηλαδή ισχύει η σχέση ανταλλαγής κινδύνου-απόδοσης (CAPM efficient).

β. Ο όρος D6 είναι στατιστικά σημαντικός, που σημαίνει ότι το εγχώριο πολιτικό-στρατιωτικό γεγονός που αντιπροσωπεύει επηρεάζει τον καθορισμό της {RETURN} της Αιγύπτου:

W13 W14	Μαΐ 12	Οι στρατιωτικοί ηγέτες της Αιγύπτου ανακοινώνουν τη λήξη της κατάστασης έκτακτης ανάγκης στη χώρα.	D6
------------	--------	--	----

2) Παλινδρόμηση του πολυπαραγοντικού CAPM, που υποτίθεται ότι ισχύει για τις αποδόσεις του ΧΑ του Ισραήλ με βάση τις καθορισμένες ψευδομεταβλητές στο Παράρτημα «B»:  $R_2 = \alpha_2 + \beta_2 R_w + \gamma_1 J1 + \gamma_2 J2 + \gamma_3 J3 + \gamma_4 J4 + \gamma_5 J5 + \gamma_6 J6 + \gamma_7 J7 + \gamma_8 J8 + \gamma_9 J9 + \gamma_{10} J10 + \gamma_{11} J11 + \gamma_{12} J12 + \gamma_{13} J13 + \gamma_{14} J14 + \gamma_{15} J15 + \varepsilon_{i2}$ .

Dependent Variable: RI

Method: Least Squares

Date: 12/13/18 Time: 20:30

Sample (adjusted): 6/02/2010 5/30/2018

Included observations: 1310 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000414	0.000267	-1.553991	0.1204
RW	-0.745459	0.024394	-30.55901	0.0000
J1	0.005153	0.002469	2.086969	0.0371
J2	0.005058	0.002375	2.130139	0.0333
J3	0.000707	0.002080	0.339853	0.7340
J4	0.000676	0.002373	0.285022	0.7757
J5	0.002802	0.002373	1.180748	0.2379
J6	-4.61E-05	0.002288	-0.020136	0.9839
J7	2.24E-05	0.002213	0.010140	0.9919
J8	-0.000242	0.002472	-0.097955	0.9220
J9	0.003009	0.002376	1.266555	0.2055
J10	0.001191	0.002470	0.482100	0.6298
J11	0.001543	0.002373	0.650248	0.5156
J12	0.000452	0.002375	0.190453	0.8490
J13	0.000565	0.002469	0.228823	0.8190
J14	-0.002506	0.002376	-1.054449	0.2919
J15	-0.002788	0.002481	-1.123530	0.2614
R-squared	0.435080	Mean dependent var	-0.002592	
Adjusted R-squared	0.428089	S.D. dependent var	0.011248	
S.E. of regression	0.008506	Akaike info criterion	-6.683137	
Sum squared resid	0.093557	Schwarz criterion	-6.615945	
Log likelihood	4394.455	Hannan-Quinn criter.	-6.657936	
F-statistic	62.23872	Durbin-Watson stat	1.706658	
Prob(F-statistic)	0.000000			



Με την παραδοχή ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι το  $\alpha=0,05$ , ώστε όταν  $P\text{-value}<\alpha$  απορρίπτεται η αρχική υπόθεση  $H_0$ : η παράμετρος είναι μη στατιστικά σημαντική, διαπιστώνουμε τα παρακάτω:

α. Ο σταθερός όρος  $\alpha_i$  (C) είναι μη στατιστικά σημαντικός, αλλά ο συντελεστής  $\beta_i$  του όρου είναι σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι για τον προσδιορισμό των αποδόσεων του ΧΑ του Ισραήλ, μπορεί να εφαρμοστεί το CAPM, δηλαδή ισχύει η σχέση ανταλλαγής κινδύνου-απόδοσης (CAPM efficient).

β. Οι όροι J1 και J2 είναι στατιστικά σημαντικοί, που σημαίνει ότι τα εγχώρια πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα που αντιπροσωπεύουν, επηρεάζουν τον καθορισμό της {RETURN} του Ισραήλ:

W2	Σεπ 10	Συνομιλίες επαναλαμβάνονται μεταξύ του Ισραήλ και της Παλαιστινιακής Αρχής, μόνο επί του ζητήματος των οικισμών.	J1
W10	Οκτ 11	Η Χαμάς απελευθερώνει τον Ισραηλινό στρατιώτη Gilad Shalit σε αντάλλαγμα 1.027 κρατουμένων, σε συμφωνία που συνάφθηκε κατόπιν πρωτοβουλίας της Γερμανίας και της Αιγύπτου.	J2

3) Παλινδρόμηση του πολυπαραγοντικού CAPM, που υποτίθεται ότι ισχύει για τις αποδόσεις του ΧΑ του Κατάρ, με βάση τις καθορισμένες ψευδομεταβλητές στα Παραρτήματα «Γ» και «ΣΤ»:  $R_3 = \alpha_3 + \beta_3 R_w + \delta_1 G1GH1 + \delta_2 G2 + \delta_3 G3 + \delta_4 G4 + \delta_5 G5 + \delta_6 G6GH8 + \delta_7 G7GH9 + \delta_8 G8 + \delta_9 GH2 + \delta_{10} GH3 + \delta_{11} GH4 + \delta_{12} GH5 + \delta_{13} GH6 + \delta_{14} GH7 + \delta_{15} GH10 + \epsilon_{i3}$ .

Dependent Variable: RI

Method: Least Squares

Date: 12/16/18 Time: 20:16

Sample (adjusted): 6/02/2010 5/30/2018

Included observations: 1348 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000765	0.000223	-3.434912	0.0006
RW	-0.595722	0.016405	-36.31440	0.0000
G1GH1	0.000229	0.001683	0.135789	0.8920
G2	-0.000929	0.001730	-0.536703	0.5916
G3	0.002768	0.001728	1.602115	0.1094
G4	0.000796	0.001831	0.434927	0.6637
G5	-0.001402	0.002206	-0.635616	0.5251
G6GH8	0.001540	0.002112	0.729256	0.4660
G7GH9	-0.002875	0.002029	-1.417316	0.1566
G8	0.001038	0.002029	0.511681	0.6090
GH2	0.001927	0.001831	1.051918	0.2930
GH3	-0.000457	0.001832	-0.249463	0.8030
GH4	0.000609	0.001777	0.342855	0.7318
GH5	0.003741	0.001956	1.912305	0.0561
GH6	0.000927	0.002110	0.439056	0.6607
GH7	0.000956	0.002112	0.452936	0.6507
GH10	0.001403	0.002029	0.691676	0.4893

R-squared	0.502626	Mean dependent var	-0.002343
Adjusted R-squared	0.496647	S.D. dependent var	0.010250

S.E. of regression	0.007272	Akaike info criterion	-6.996992
Sum squared resid	0.070389	Schwarz criterion	-6.931333
Log likelihood	4732.973	Hannan-Quinn criter.	-6.972401
F-statistic	84.06586	Durbin-Watson stat	1.470053
Prob(F-statistic)	0.000000		

Με την παραδοχή ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι το  $\alpha=0,05$ , ώστε όταν  $P\text{-value}<\alpha$  απορρίπτεται η αρχική υπόθεση  $H_0$ : η παράμετρος είναι μη στατιστικά σημαντική, διαπιστώνουμε ότι ο σταθερός όρος  $\alpha_i$  (C) είναι στατιστικά σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι οι **αποδόσεις του ΧΑ του Κατάρ δεν είναι CAPM efficient**, δηλαδή το μοντέλο δεν είναι επαρκές για τον προσδιορισμό τους, διότι ο αναλυτής διαθέτει μεγαλύτερη προβλεπτική ικανότητα από αυτό (Παπαδάμου, 2009). Ο συντελεστής  $\beta_i$  του όρου  $R_w$  είναι στατιστικά σημαντικός. Τέλος, οι ψευδομεταβλητές, που αρχικά υποθέσαμε ότι επηρεάζουν τις αποδόσεις του ΧΑ, αποδεικνύεται με οικονομετρικές μεθόδους ότι δεν μπορούν να συμπεριληφθούν στο static/international CAPM, λόγω μη στατιστικής σημαντικότητας. Οπότε στο Κατάρ δεν κατασκευάζεται το πολυπαραγοντικό CAPM.

4) Παλινδρόμηση του πολυπαραγοντικού CAPM, που υποτίθεται ότι ισχύει για τις αποδόσεις του ΧΑ των ΗΑΕ, με βάση τις καθορισμένες ψευδομεταβλητές στα Παραρτήματα «Α» και «ΣΤ»:  $R_4 = \alpha_4 + \beta_4 R_w + z_1 H1HG1 + z_2 H2 + z_3 H3 + z_4 H4 + z_5 H5 + z_6 H6 + z_7 H7 + z_8 H8HG6 + z_9 H9HG7 + z_{10} H10 + z_{11} HG2 + z_{12} HG3 + z_{13} HG4 + z_{14} HG5 + z_{15} HG8 + \varepsilon_{t4}$ .

Dependent Variable: RI  
Method: Least Squares  
Date: 12/16/18 Time: 20:26  
Sample (adjusted): 6/02/2010 5/30/2018  
Included observations: 1348 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000817	0.000224	-3.647481	0.0003
RW	-0.583377	0.016578	-35.18990	0.0000
H1HG1	0.000274	0.001674	0.163929	0.8698
H2	0.001982	0.001822	1.087684	0.2769
H3	-0.000408	0.001822	-0.223727	0.8230
H4	0.000636	0.001768	0.359594	0.7192
H5	0.003783	0.001946	1.943494	0.0522
H6	0.000928	0.002100	0.442016	0.6585
H7	0.001015	0.002101	0.483245	0.6290
H8HG6	0.001613	0.002101	0.767777	0.4428
H9HG7	-0.002839	0.002018	-1.406822	0.1597
H10	0.001386	0.002018	0.686848	0.4923
HG2	-0.000847	0.001722	-0.492079	0.6227
HG3	0.001308	0.001242	1.052489	0.2928
HG4	0.000822	0.001822	0.450991	0.6521
HG5	-0.001302	0.002195	-0.593285	0.5531
HG8	0.001051	0.002018	0.520610	0.6027

R-squared	0.487907	Mean dependent var	-0.002374
Adjusted R-squared	0.481751	S.D. dependent var	0.010049
S.E. of regression	0.007234	Akaike info criterion	-7.007512
Sum squared resid	0.069653	Schwarz criterion	-6.941853
Log likelihood	4740.063	Hannan-Quinn criter.	-6.982921
F-statistic	79.25847	Durbin-Watson stat	1.451127
Prob(F-statistic)	0.000000		

Για τις αποδόσεις του ΧΑ των ΗΑΕ, ισχύουν τα ίδια με την περίπτωση του Κατάρ, δηλαδή *δεν είναι CAPM efficient*.

5) Παλινδρόμηση του πολυπαραγοντικού CAPM, που υποτίθεται ότι ισχύει για τις αποδόσεις του ΧΑ του Ιράν, με βάση τις καθορισμένες ψευδομεταβλητές στο Παράρτημα «Ε»:  $R_5 = \alpha_5 + \beta_5 R_w + \mu_1 K1 + \mu_2 K2 + \mu_3 K3 + \mu_4 K4 + \mu_5 K5 + \mu_6 K6 + \mu_7 K7 + \mu_8 K8 + \mu_9 K9 + \varepsilon_{t5}$

Επειδή η εγχώρια ψευδομεταβλητή Κ6 καλύπτει το ίδιο χρονικό διάστημα με την εξωχώρια ψευδομεταβλητή Κ7, θα τις αντικαταστήσουμε με μία κοινή ψευδομεταβλητή Κ6Κ7 η οποία θα αντιπροσωπεύει από κοινού τα πολιτικό-στρατιωτικά γεγονότα τους. Οπότε τροποποιείται το πολυπαραγοντικό CAPM:  $R_5 = \alpha_5 + \beta_5 R_w + \mu_1 K1 + \mu_2 K2 + \mu_3 K3 + \mu_4 K4 + \mu_5 K5 + \mu_6 K6K7 + \mu_7 K8 + \mu_8 K9 + \varepsilon_{t5}$ .

Dependent Variable: R1  
Method: Least Squares  
Date: 12/13/18 Time: 23:21  
Sample (adjusted): 6/02/2010 5/30/2018  
Included observations: 909 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000503	0.000297	1.695196	0.0904
RW	-0.956672	0.007838	-122.0492	0.0000
K1	-0.002438	0.002399	-1.016379	0.3097
K2	-0.001742	0.002313	-0.753017	0.4516
K3	0.001162	0.003517	0.330536	0.7411
K4	-0.000640	0.003257	-0.196561	0.8442
K5	0.000720	0.003049	0.236241	0.8133
K6K7	-0.003552	0.003050	-1.164380	0.2446
K8	-0.001170	0.002730	-0.428427	0.6684
K9	-0.000859	0.003259	-0.263655	0.7921
R-squared	0.943173	Mean dependent var		-0.000299
Adjusted R-squared	0.942605	S.D. dependent var		0.035824
S.E. of regression	0.008583	Akaike info criterion		-6.667240
Sum squared resid	0.066220	Schwarz criterion		-6.614299
Log likelihood	3040.261	Hannan-Quinn criter.		-6.647026
F-statistic	1657.896	Durbin-Watson stat		1.934722
Prob(F-statistic)	0.000000			

Με την παραδοχή ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι το  $\alpha=0,05$ , ώστε όταν  $P\text{-value} < \alpha$  απορρίπτεται η αρχική υπόθεση  $H_0$ : η παράμετρος είναι μη στατιστικά σημαντική, διαπιστώνουμε τα παρακάτω:

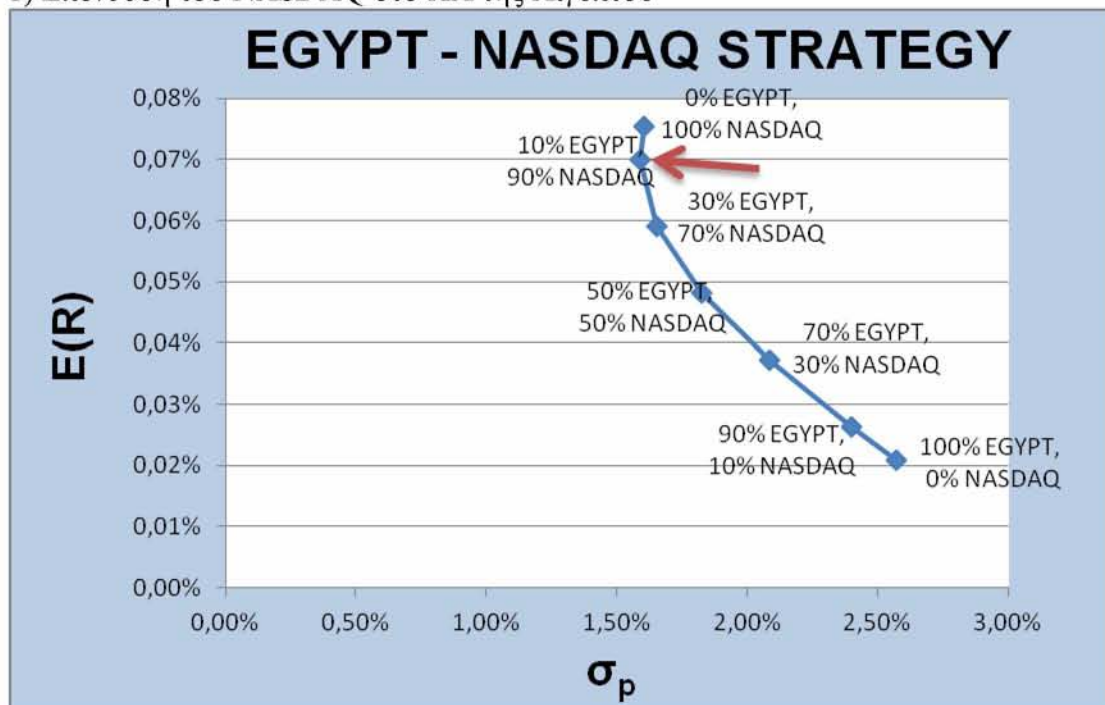
α. Ο σταθερός όρος  $\alpha_i$  (C) είναι μη στατιστικά σημαντικός, αλλά ο συντελεστής  $\beta_i$  του όρου είναι σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι για τον προσδιορισμό των αποδόσεων του ΧΑ του Ισραήλ, μπορεί να εφαρμοστεί το CAPM, δηλαδή ισχύει η σχέση ανταλλαγής κινδύνου-απόδοσης (CAPM efficient).

β. Οι ψευδομεταβλητές, που αρχικά υποθέσαμε ότι επηρεάζουν τις αποδόσεις του ΧΑ, αποδεικνύεται με οικονομετρικές μεθόδους ότι δεν μπορούν να συμπεριληφθούν στο static/international CAPM, λόγω μη στατιστικής σημαντικότητας. Οπότε στο Κατάρ δεν κατασκευάζεται το πολυπαραγοντικό CAPM.

## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Η

Ανάλυση των στρατηγικών επέκτασης του διεθνούς επενδυτή ή διεθνούς ΧΦ (δείκτης NASDAQ) στο ΧΑ κάθε χώρας της ΜΑ, του δείγματος εξέτασης της παρούσας μελέτης.

### 1) Επένδυση του NASDAQ στο ΧΑ της Αιγύπτου

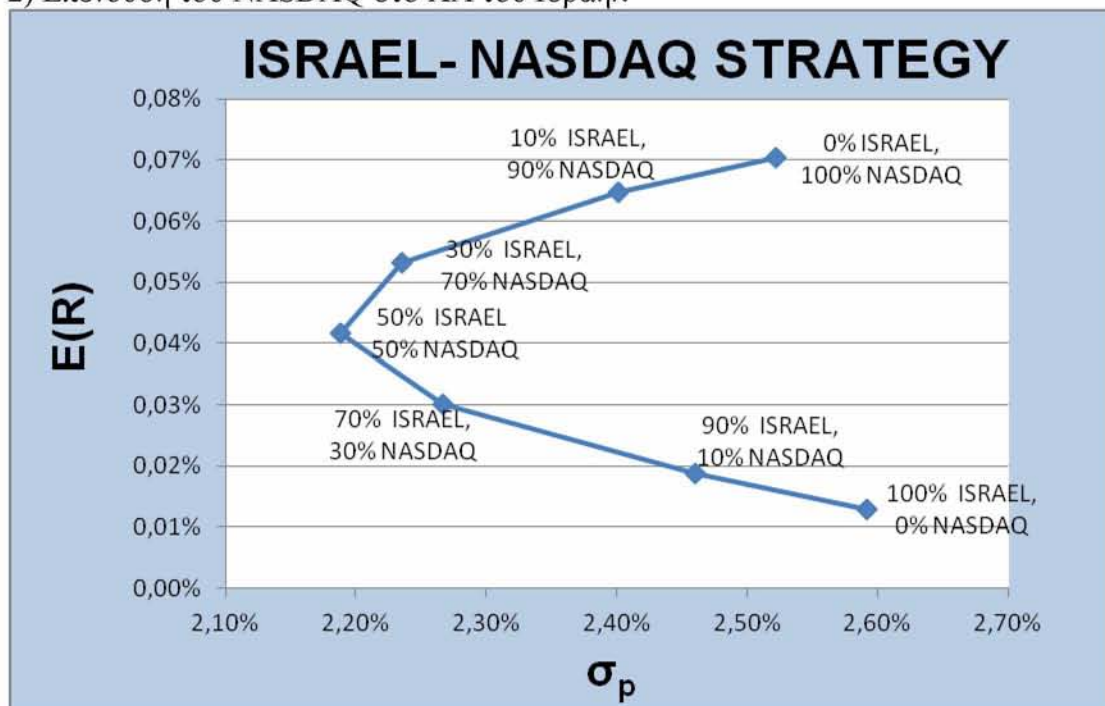


Από τη μορφή του διαγράμματος, διαπιστώνεται ότι για κάθε διεθνή επενδυτή ο οποίος αποστρέφεται τον κίνδυνο, όταν επεκτείνει το Χ/Φ του μέχρι 10%, σε τίτλους του ΧΑ της Αιγύπτου, τότε η διακύμανση  $\sigma_p$  (κίνδυνος) του διαφοροποιημένου Χ/Φ, μειώνεται ελάχιστα, όπως και η απόδοσή του. Η μείωση του κινδύνου οφείλεται στη μικρή συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων του χρηματιστηριακού δείκτη της Αιγύπτου και των αποδόσεων του δείκτη NASDAQ (Hassan et al., 2003).

Correlation		
	$R_{EGYPT}$	$R_{NASDAQ}$
$R_{EGYPT}$	1	0,38
$R_{NASDAQ}$	0,38	1

Η απόδοση του ενιαίου αυτού Χ/Φ μειώνεται, επειδή μειώνεται ο κίνδυνος, όπως προβλέπει το CAPM, όταν ο συστηματικός κίνδυνος  $\beta_i > 0$  (Παπαδάμου, 2009). Αντίθετα, επεκτείνοντας το διεθνές Χ/Φ στο ΧΑ της Αιγύπτου, σε ποσοστό μεγαλύτερο του 10%, η απόδοση συνεχίζει να μειώνεται, αλλά ο κίνδυνός του αυξάνεται. Αυτό σημαίνει ότι το  $\beta_i$  του CAPM, γίνεται αρνητικό, το οποίο επαληθεύεται στο Παράρτημα «Ζ». Για το δείκτη του ΧΑ της Αιγύπτου, ισχύει το πολυπαραγοντικό CAPM ( $R_i = \beta_1 R_w + \gamma_4 D4 + \gamma_5 D5 + \epsilon_{i1}$ ), στο οποίο ο συντελεστής του συστηματικού κινδύνου,  $\beta_i$ , είναι αρνητικός.

## 2) Επένδυση του NASDAQ στο ΧΑ του Ισραήλ



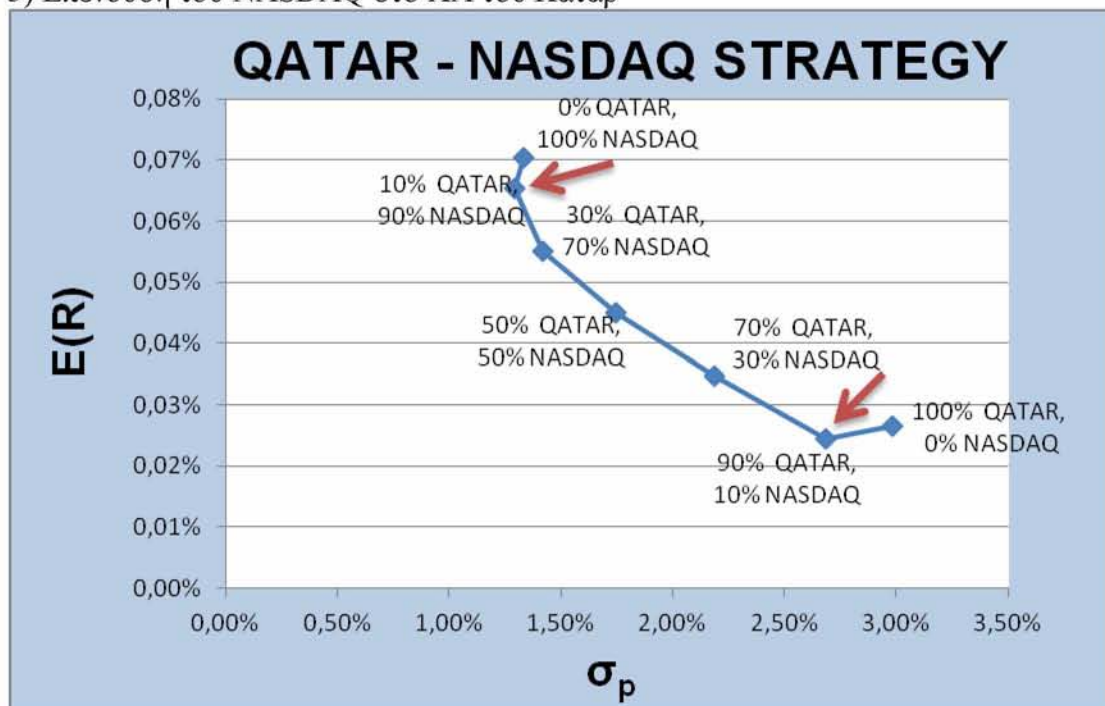
Από τη μορφή του διαγράμματος, διαπιστώνεται ότι, κάθε διεθνής επενδυτής ο οποίος αποστρέφεται τον κίνδυνο, όταν επεκτείνει το Χ/Φ σε τίτλους του ΧΑ του Ισραήλ, σε ποσοστό μέχρι 50%, τότε η διακύμανση  $\sigma_p$  (κίνδυνος) του ενιαίου Χ/Φ, μειώνεται, όπως και η απόδοσή του. Η μείωση του κινδύνου οφείλεται στη μικρή συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων του ΧΑ του Ισραήλ και των αποδόσεων του δείκτη NASDAQ (Hassan et al., 2003).

Correlation		
	$R_{ISRAEL}$	$R_{NASDAQ}$
$R_{ISRAEL}$	1	0,5
$R_{NASDAQ}$	0,5	1

Η απόδοση του διαφοροποιημένου Χ/Φ μειώνεται, όπως προβλέπει το CAPM  $R_i = \beta_i R_w + \varepsilon_{ti}$ , όταν ο συστηματικός κίνδυνος  $\beta_i > 0$ . Αντίθετα, επεκτείνοντας το διεθνές Χ/Φ σε ισραηλινούς τίτλους, σε ποσοστό μεγαλύτερο του 50%, η απόδοση συνεχίζει να μειώνεται, αλλά ο κίνδυνος αυξάνεται. Αυτό σημαίνει ότι το  $\beta_i$  του CAPM, γίνεται αρνητικό, το οποίο επαληθεύεται, στο Παράρτημα «Ζ». Για το δείκτη του ΧΑ του Ισραήλ, ισχύει το πολυπαραγοντικό CAPM ( $R_2 = \beta_2 R_w + \gamma_1 J_1 + \gamma_2 J_2 + \varepsilon_{i2}$ ), στο οποίο ο συντελεστής του συστηματικού κινδύνου,  $\beta_i$ , είναι αρνητικός.



### 3) Επένδυση του NASDAQ στο ΧΑ του Κατάρ



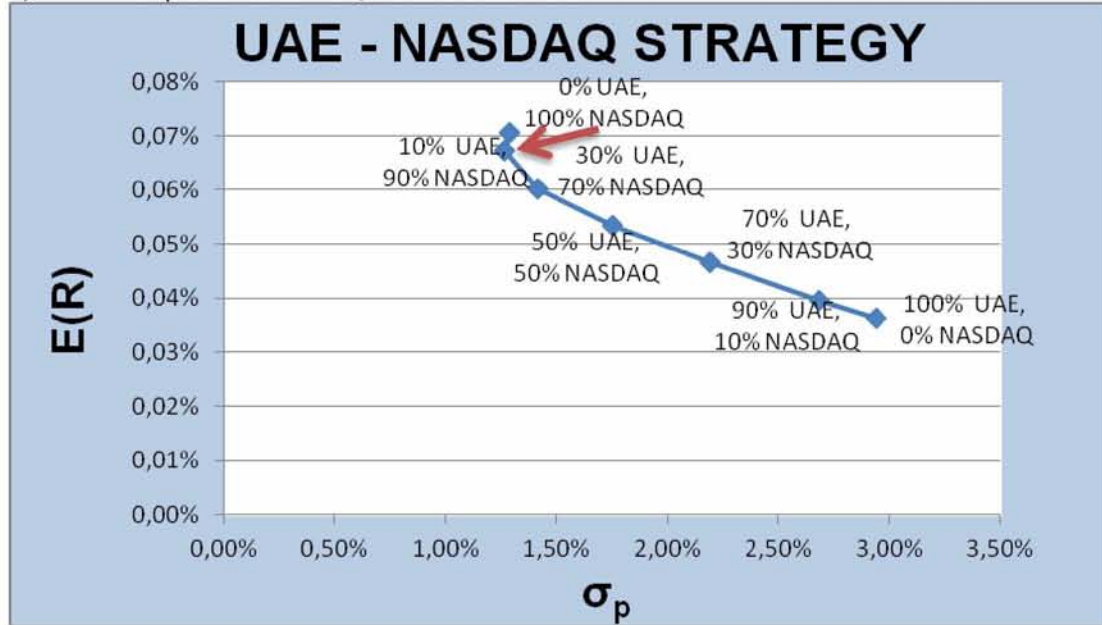
Οι αποδόσεις του ΧΑ του Κατάρ δεν είναι CAPM efficient ( $R_3 = \alpha_3 + \beta_3 R_w + \varepsilon_{t3}$ ), όπως αναλύεται στο Παράρτημα «Ζ». Από τη μορφή του διαγράμματος, διαπιστώνεται ότι, κάθε διεθνής επενδυτής ο οποίος αποστρέφεται τον κίνδυνο, όταν επεκτείνει το Χ/Φ του μέχρι 10%, σε τίτλους του ΧΑ του Κατάρ, τότε η διακύμανση  $\sigma_p$  (κίνδυνος) του ενιαίου Χ/Φ, μειώνεται ελάχιστα, όπως και η απόδοσή του. Η μείωση του κινδύνου οφείλεται στη μικρή συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων του ΧΑ του Κατάρ και των αποδόσεων του δείκτη NASDAQ (Hassan et al., 2003).

Correlation		
	$R_{QATAR}$	$R_{NASDAQ}$
$R_{QATAR}$	1	0,59
$R_{NASDAQ}$	0,59	1

Ταυτόχρονα, η απόδοση του ενιαίου αυτού Χ/Φ μειώνεται, όπως προβλέπει το μοντέλο  $R_3 = \alpha_3 + \beta_3 R_w + \varepsilon_{t3}$ , όταν ο συστηματικός κίνδυνος  $\beta_i > 0$ . Αντίθετα, επεκτείνοντας το διεθνές Χ/Φ στο ΧΑ του Κατάρ, σε ποσοστό μεγαλύτερο του 10% και έως 90%, η απόδοση συνεχίζει να μειώνεται, αλλά ο κίνδυνος αυξάνεται. Αυτό σημαίνει ότι το  $\beta_i$  παραπάνω μοντέλου γίνεται αρνητικό, κάτι το οποίο επαληθεύεται στο Παράρτημα «Ζ». Απροσδόκητα όμως, όταν ο διεθνής επενδυτής ενσωματώσει στο Χ/Φ του, τίτλους του Κατάρ σε ποσοστό άνω του 90%, τότε θα αυξηθούν οι αποδόσεις και ο κίνδυνος.



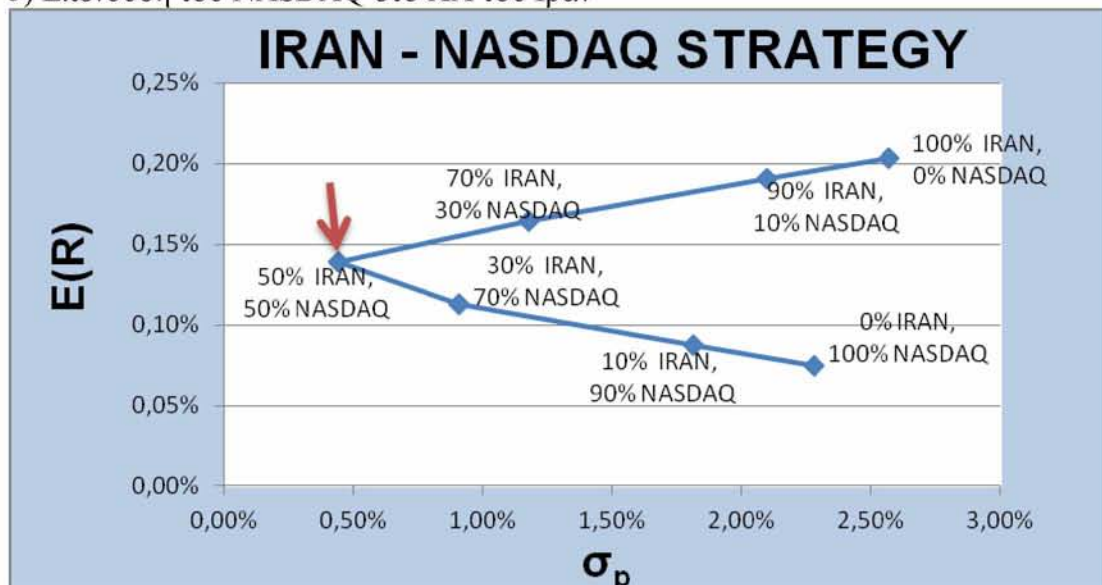
4) Επένδυση του NASDAQ στο ΧΑ των ΗΑΕ



Correlation		
	$R_{UAE}$	$R_{NASDAQ}$
$R_{UAE}$	1	0.79
$R_{NASDAQ}$	0.79	1

Οι αποδόσεις του ΧΑ των ΗΑΕ δεν είναι CAPM efficient ( $R_4 = \alpha_4 + \beta_4 R_w + \varepsilon_{4t}$ ), όπως αναλύεται στο Παράρτημα «Ζ». Στη στρατηγική αυτή ισχύουν ότι και στην στρατηγική Κατάρ – NASDAQ, ως προς την επέκταση του διεθνούς Χ/Φ κατά 10% σε τίτλους του ΧΑ των ΗΑΕ, με τη διαφορά ότι από το ποσοστό αυτό και μετά, ο κίνδυνος μόνο θα αυξάνεται και η απόδοση του διαφοροποιημένου Χ/Φ μόνο θα μειώνεται.

5) Επένδυση του NASDAQ στο ΧΑ του Ιράν



Οι αποδόσεις του ΧΑ του Ιράν είναι CAPM efficient ( $R_5 = \beta_5 R_w + \varepsilon_{t5}$ ), όπου το  $\beta_5 < 0$ , όπως προκύπτει στο Παράρτημα «Ζ». Η σχέση αυτή επαληθεύεται κατά την προσθήκη στο διεθνές Χ/Φ τίτλων του ΧΑ του Ιράν, μέχρι οι τελευταίοι να αποτελέσουν το 50% του. Μέχρι αυτό το ποσοστό, ο κίνδυνος ( $\sigma_p$ ) μειώνεται και η απόδοση του Χ/Φ αυξάνεται (συνδέονται με αρνητική σχέση). Η μείωση του κινδύνου οφείλεται στη μη ακριβή συσχέτιση ( $\rho < 1$ ) μεταξύ των αποδόσεων του ΧΑ του Ιράν και των αποδόσεων του δείκτη NASDAQ (Hassan et al., 2003). Το αξιοσημείωτο είναι ότι, ενώ η συσχέτιση αυτή είναι υψηλή ( $\rho = 0,92$ ), εν τούτοις η διαφοροποίηση του Χ/Φ NASDAQ με ενσωμάτωση ιρανικών χρηματιστηριακών τίτλων μέχρι το ποσοστό του 50%, οδηγεί σε σημαντική μείωση της  $\sigma_p$  (κινδύνου) από 2,7% στο 0,3% περίπου.

Correlation		
	$R_{IRAN}$	$R_{NASDAQ}$
$R_{IRAN}$	1	0,92
$R_{NASDAQ}$	0,92	1

Σε επέκταση όμως του NASDAQ στο ΧΑ του Ιράν, σε ποσοστό πάνω από 50%, η απόδοση και ο κίνδυνος αυξάνονται.