



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΣΧΟΛΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ**

**ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ
«ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ» ΜΕ ΕΙΔΙΚΕΥΣΗ ΣΤΗΝ
«ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ»**

Μεταπτυχιακή Διπλωματική Εργασία

**« Ο ΑΝΤΙΚΤΥΠΟΣ ΤΩΝ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ ΣΤΙΣ ΤΙΜΕΣ ΤΩΝ
ΜΕΤΟΧΩΝ. ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΑΠΟ ΜΕΓΑΛΕΣ ΠΑΓΚΟΣΜΙΕΣ ΑΓΟΡΕΣ ΜΕΤΟΧΩΝ »**

**ΣΤΑΜΑΤΑΚΗΣ ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΣ
ΑΡΙΘΜΟΣ ΜΗΤΡΩΟΥ: ΜΧΡΗ2121**

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΑΠΕΡΓΗΣ ΝΙΚΟΛΑΟΣ

ΕΞΕΤΑΣΤΙΚΗ ΕΠΙΤΡΟΠΗ:

**ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΑΠΕΡΓΗΣ ΝΙΚΟΛΑΟΣ
ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΤΣΙΡΙΤΑΚΗΣ ΕΜΜΑΝΟΥΗΛ
ΕΠΙΚ. ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΝΙΚΟΛΑΟΣ ΕΓΓΛΕΖΟΣ**

**ΠΕΙΡΑΙΑΣ
ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ 2023**

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά,τον επιβλέποντα Καθηγητή μου κ.Απέργη Νικόλαο για όλη την σημαντική του στήριξη καθόλη τη διάρκεια εκπόνησης της διπλωματικής μου εργασίας παρέχοντας χρήσιμες συμβουλές και ουσιαστική βοήθεια.

Θα ήθελα ακόμη να ευχαριστήσω ιδιαίτερα και τους γονείς μου, που δίχως την στήριξή τους,ψυχολογική και υλική,η εκπόνηση της κάτωθι διπλωματικής εργασίας δεν θα ήταν εφικτή.

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στόχος της παρούσης εργασίας είναι η εξέταση της επιρροής των συναλλαγματικών ισοτιμιών πάνω στις τιμές των μετοχών. Για την επίτευξη του παραπάνω στόχου, υιοθετήθηκε ένα μακροοικονομικό πλαίσιο ανάλυσης σε επίπεδο χωρών, συλλέγοντας δεδομένα αντιπροσωπευτικών χρηματιστηριακών δεικτών και συναλλαγματικών ισοτιμιών με βάση το δολάριο, για ένα σύνολο 26 αναπτυγμένων χωρών. Πρόσθετα, για να είναι πληρέστερη η εκτίμηση της επίδρασης των συναλλαγματικών ισοτιμιών πάνω στις τιμές των μετοχών, συμπεριλήφθηκαν στην ανάλυση οι μεταβλητές του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή, του Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος, των δεκαετών αποδόσεων ομολόγων και των τιμών χρυσού και πετρελαίου. Εργαζόμενοι σε πάνελ πλαίσιο, οι μεθοδολογίες που χρησιμοποιήθηκαν ήταν εκείνη των Σταθερών Επιδράσεων και της Γενικευμένης Μεθόδου των Ροπών (GMM), με την τελευταία να αποτελεί την κύρια μέθοδο της έρευνας από την οποία θα βασιστούν τα τελικά αποτελέσματα. Έτσι, με την μέθοδο GMM παρατηρήθηκε θετική και στατιστικά σημαντική επιρροή των συναλλαγματικών ισοτιμιών στις τιμές μετοχών, ένα αποτέλεσμα το οποίο επιβεβαιώθηκε από την διεξαγωγή του ελέγχου αιτιότητας Dimitrescu-Hurlin που κατέδειξε αμφίδρομη κατεύθυνσης αιτιακή σχέση μεταξύ τους.

Λέξεις Κλειδιά: συναλλαγματικές ισοτιμίες, τιμές μετοχών, δεδομένα πάνελ, GMM, Dimitrescu-Hurlin έλεγχος αιτιότητας, panel unit root tests

ABSTRACT

The aim of this paper is to examine the influence of exchange rates on stock prices. In order to achieve this goal, a macroeconomic analysis framework was implemented on country level, collecting data of major stock market indices and exchange rates vis-à-vis the US dollar. Furthermore, in order to have a more comprehensive estimation of the exchange rate's effect on stock prices, in our analysis were also included the variables of Consumer Price Index, Gross Domestic Product, ten year bond yields and gold and oil prices. Working on a panel framework, the methodologies being used were the Fixed Effects Method and the Generalized Method of Moments, with the latter being our main research method upon which the final results will be based. Thus with the GMM method, a positive and statistically significant effect of exchange rates on stock prices was observed, a result which was confirmed by the implementation of Dimitrescu-Hurlin causality test which showed bidirectional causality relationship between them.

Key Words: exchange rates, stock prices, panel data, GMM, Dimitrescu-Hurlin causality check, panel unit root tests

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ	7
2. ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΣΥΝΔΕΣΗ ΤΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ ΜΕ ΤΙΣ ΤΙΜΕΣ ΜΕΤΟΧΩΝ	8
2.1 ΘΕΩΡΗΤΙΚΟΣ ΜΗΧΑΝΙΣΜΟΣ ΠΑΡΑΔΟΣΙΑΚΗΣ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗΣ	9
2.2 ΘΕΩΡΗΤΙΚΟΣ ΜΗΧΑΝΙΣΜΟΣ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗΣ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ	10
2.3 ΘΕΩΡΙΑ ΑΣΥΜΜΕΤΡΗΣ ΕΠΙΔΡΑΣΗΣ ΤΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ ΣΤΙΣ ΤΙΜΕΣ/ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ	12
3. ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ ΤΩΝ ΔΥΟ ΜΕΓΕΘΩΝ	16
3.1 ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗΣ	16
3.1.1 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΣΤΙΣ ΙΣΧΥΡΟΤΕΡΕΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΕΣ (G7) ...	17
3.1.2 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΓΙΑ ΕΥΡΩΠΗ ΚΑΙ ΑΜΕΡΙΚΗ.....	19
3.1.3 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΩΝ ΣΤΙΣ ΑΝΑΠΤΥΣΣΟΜΕΝΕΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΕΣ	20
3.2 ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ ΤΩΝ ΕΚΘΕΣΕΩΝ	22
3.2.1 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ ΤΩΝ ΕΚΘΕΣΕΩΝ	23
3.3 ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΤΩΝ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΚΑΙ ΤΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ	26
3.3.1 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΣΤΙΣ ΑΝΑΠΤΥΓΜΕΝΕΣ ΑΓΟΡΕΣ	27
3.3.2 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΣΤΗΝ ΝΟΤΙΑ ΑΣΙΑ	29
3.3.3 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΣΤΗΝ ΑΝΑΤΟΛΙΚΗ ΑΣΙΑ	30
4. ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ	33
4.1 ΧΡΗΣΙΜΟΠΟΙΟΥΜΕΝΕΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ	33
4.1.1 ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ.....	33
4.1.2 ΤΙΜΗ ΠΕΤΡΕΛΑΙΟΥ	34
4.1.3 ΤΙΜΗ ΧΡΥΣΟΥ	34

	6
4.1.4 10-ΕΤΗ ΕΠΙΤΟΚΙΑ	35
4.1.5 Α.Ε.Π – ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΠΤΥΞΗ	36
4.2 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ	38
4.2.1 ΜΙΑ ΠΡΩΤΗ ΜΑΤΙΑ ΣΤΗΝ ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΠΑΝΕΛ	38
4.2.2 ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΣΤΑΘΕΡΩΝ ΚΑΙ ΤΥΧΑΙΩΝ ΕΠΙΔΡΑΣΕΩΝ	39
4.2.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ BREUSCH-GODFREY	44
4.2.4 ΣΥΓΚΡΙΣΗ FIXED ΚΑΙ RANDOM EFFECTS ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΩΝ	45
4.2.5 ΓΕΝΙΚΕΥΜΕΝΗ ΜΕΘΟΔΟΣ ΤΩΝ ΡΟΠΩΝ (GMM).....	46
4.2.6 ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΚΑΙ ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ	49
4.2.6.1 ΕΛΕΓΧΟΣ LEVIN, LIN AND CHUN	50
4.2.6.2 ΕΛΕΓΧΟΣ IM, PESARAN AND SHIN	52
4.2.7 DIMITRESCU - HURLIN PANEL CAUSALITY.....	53
5. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ	55
5.1 ΔΕΔΟΜΕΝΑ.....	55
5.2 ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ	56
5.3 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΩΝ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ.....	57
5.4 ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ	59
5.5 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΜΕ ΣΤΑΘΕΡΕΣ ΚΑΙ ΤΥΧΑΙΕΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ	60
5.6 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΔΥΝΑΜΙΚΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΜΕ GMM	62
5.7 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ DIMITRESCU – HURLIN	67
6. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ	68
7. ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ	70
8. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΕΣ ΑΝΑΦΟΡΕΣ	71

1.ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η παγκοσμιοποίηση, μέσω της αύξησης και απελευθέρωσης της διακίνησης αγαθών μεταξύ των χωρών μαζί με την τεχνολογική εξάπλωση που προσέφερε νέες δυνατότητες διαμεσολάβησης στα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα και που συντέλεσε στην δημιουργία πολλών επενδυτικών πλατφόρμων (trading platforms), προσφέρουν περισσότερες ευκαιρίες σε σχέση με το παρελθόν για επενδύσεις (όπου σε αυτές ανήκουν και οι μετοχές) και κερδοσκοπία.

Αυτές οι ευκαιρίες μαζί με το γεγονός πως οι μεγαλύτερες αγορές είναι αρκετά ρευστές και οι ισχυρότερες χώρες χωρίς μεγάλους συναλλαγματικούς περιορισμούς, με την σειρά τους συνεπάγονται υψηλότερη διασυννοριακή κίνηση κεφαλαίων (international capital flows) καθημερινά και ακολούθως περισσότερες συναλλαγές σε ξένο νόμισμα με αποτέλεσμα να αυξάνεται το ρίσκο (volatility) των διαχειριστών περιουσιακών στοιχείων αλλά και όλων των άλλων συμμετεχόντων στις αγορές αυτές. Ο ενισχυμένος πια κίνδυνος γεννά την ανάγκη να ερευνήσουμε την ύπαρξη σχέσεως μεταξύ των επενδύσεων και των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Στην παρούσα έρευνα βέβαια, θα ασχοληθούμε με μια συγκεκριμένη μορφή των επενδύσεων, τις μετοχές.

Η αναζήτηση και παρατήρηση αυτής της σχέσης σύμφωνα με τις έρευνες των Granger et al. (2000), Lean et al. (2005) και Yau and Nieh (2006), απέκτησε ιδιαίτερη σημασία όταν χτύπησε η Ασιατική Κρίση του 1997, προκαλώντας μεγάλες ζημιές στις αποδόσεις των μετοχικών αγορών και των συναλλαγματικών της Ταϊλάνδης (χώρα έναρξης της κρίσης σύμφωνα με τους Baig and Goldfajn, 1999) και όχι μόνο, αφού μέσω της διασύνδεσης των χωρών μεταξύ τους (interconnectedness), δημιούργησε διάφορες διαρροές απόδοσης και μεταβλητότητας (return και volatility spillovers) από την μια αγορά στην άλλη, σε γειτονικές χώρες όπως η Μαλαισία, οι Φιλιππίνες, η Νότια Κορέα και η Ινδονησία, όπως αναφέρουν και οι Baig and Goldfajn (1999) και Van Horen et al. (2006). Οι ζημιογόνες αυτές συνέπειες τόνισαν στους επαγγελματίες, ακαδημαϊκούς και γενικά ενδιαφερόμενους, την ιδιαίτερη προσοχή που πρέπει να δωθεί στην σχέση αυτή.

Πάραυτα, πρέπει να τονιστεί πως η ύπαρξη σχέσης δεν πρέπει να θεωρηθεί δεδομένη. Κατανοώντας αυτήν την κατάσταση, η βιβλιογραφία έχει ανταπεξέρθει και έχει παραδώσει ως σήμερα ένα πλούσιο όγκο μελετών αφοσιωμένες στην αναζήτηση και διερεύνηση αυτής της σχέσης. Έτσι λοιπόν και εμείς μέσω της παρούσης έρευνας, θα προσπαθήσουμε να εξετάσουμε αν όντως τελικά εντοπίζεται σχέση μεταξύ των συγκεκριμένων μεταβλητών. Ας προχωρήσουμε ωστόσο αρχικά, βλέποντας πως θα μπορούσε θεωρητικά να θεμελιωθεί μια σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών.

2. ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΣΥΝΔΕΣΗ ΤΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ ΜΕ ΤΙΣ ΤΙΜΕΣ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ

Η θεωρητική σύνδεση των μεταβλητών μας θα γίνει αναγκαστικά μέσω της διαμεσολάβησης των θεωριών προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας καθώς δεν υπάρχει ένα καθαρό και άμεσο θεωρητικό πλαίσιο σύνδεσής των τιμών των μετοχών με τις ισοτιμίες. Έτσι, θα χρησιμοποιηθούν σαν δίαυλοι διασύνδεσης των μεγεθών μας, οι προδιοριστικοί παράγοντες στην διαμόρφωση της ισοτιμίας κάθε θεωρητικής προσέγγισης και μέσω των παρατηρούμενων από την βιβλιογραφία σχέσεων-θεωρητικών αλλά και εμπειρικών-τους με τις τιμές των μετοχών, θα οδηγηθούμε εν τέλει και στην τελική σχέση των μεταβλητών μας. Επομένως, ας δούμε περιληπτικά αυτές τις θεωρίες προκειμένου να κάνουμε αργότερα την αναλυτική σύνδεση των μεταβλητών μας.

Η βιβλιογραφία αναγνωρίζει σαν κυρίως θεωρίες προσδιορισμού της ισοτιμίας, την παραδοσιακή προσέγγιση (flow approach) των Dornbusch and Fisher (1980) και την προσέγγιση των περιουσιακών στοιχείων (asset market approach) των Branson et al. (1977), του Frankel (1983) και του Gavin (1989), όπου η ισοτιμία λειτουργεί σαν εξισορροπητικός παράγοντας στην αγορά περιουσιακών στοιχείων. Μάλιστα, ο Frankel (1983) επισημαίνει πως η τελευταία προσέγγιση διαχωρίζεται σε δύο επιμέρους κατηγορίες (monetary and portfolio balance models), με κύρια διαφορά ανάμεσά τους την ύπαρξη πριμ κινδύνου (risk premium) στα τελευταία υποδείγματα, λόγω της υπόθεσης της μη τέλει υποκατάστασης μεταξύ των περιουσιακών στοιχείων.

Προδιοριστικός παράγοντας στην παραδοσιακή προσέγγιση των Dornbusch and Fisher (1980) είναι το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (και συνεπώς αυτή η θεωρία εξετάζει την επίπτωση της ισοτιμίας στην πραγματική οικονομία), που είναι κατά κύριον λόγο η διαφορά των εξαγωγών με τις εισαγωγές. Εδώ, μία υποτίμηση του εγχωρίου νομίσματος θα οδηγήσει σε αύξηση των εξαγωγών, καθώς οι ξένοι αγοραστές με το ισχυρότερο νόμισμα θα μπορούν να αγοράσουν περισσότερες μονάδες εγχωρίου προϊόντος από ότι πριν και σε μείωση των εισαγωγών καθώς θα απαιτούνται περισσότερες μονάδες εγχωρίου νομίσματος για την αγορά των εισαγόμενων υλών. Έτσι, υποθέτωντας πως η ισοτιμία εκφράζεται ως τιμή μιας μονάδας ξένου νομίσματος σε όρους εγχωρίου, θα έχουμε θετική σχέση ισοτιμίας και ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών.

Στην προσέγγιση των περιουσιακών στοιχείων, προδιοριστικοί παράγοντες είναι η προσφορά χρήματος (στην ισορροπία ίση με την ζήτηση χρήματος) και οι προσφορές των εγχωρίων και ξένων ομολόγων ανάλογα ποια υποκατηγορία υποδειγμάτων εξετάζεται (monetary or portfolio balance models). Εμείς ωστόσο εδώ υπό την καθοδήγηση των ερευνών Granger et al. (2000) και Phylaktis and Ravazzolo (2005), θα χρησιμοποιήσουμε σαν ενδιάμεση μεταβλητή στην σχέση ισοτιμιών και τιμών των μετοχών την προσφορά/ζήτηση χρήματος. Έτσι, μια αύξηση στην ζήτηση χρήματος θα επιφέρει μια αύξηση στην προσφορά των ομολόγων μειώνοντας την τιμή τους και επιφέροντας μια αύξηση στα

επιτόκια/αποδόσεις τους, οδηγώντας σε κεφαλαικές εισροές από τους ξένους επενδυτές και σε ανατίμηση του νομίσματος της χώρας.

Προχωρούμε λοιπόν τώρα στην εξήγηση της σύνδεσης των συνδετικών κρίκων των θεωρητικών προσεγγίσεων (εξαγωγές και εισαγωγές για την παραδοσιακή προσέγγιση και η ζήτηση χρήματος για την προσέγγιση των περιουσιακών στοιχείων) με τις τιμές των μετοχών για να δούμε την τελική σχέση τους με τις ισοτιμίες.

2.1 ΘΕΩΡΗΤΙΚΟΣ ΜΗΧΑΝΙΣΜΟΣ ΠΑΡΑΔΟΣΙΑΚΗΣ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗΣ

Για να μπορέσουμε να εξηγήσουμε και να χτίσουμε τον θεωρητικό μηχανισμό που συνδέει τις ισοτιμίες και τις τιμές των μετοχών, θα πρέπει όπως αναφέρουν και οι Phylaktis and Ravazzolo (2005), να αναγνωρίσουμε σαν γέφυρα σύνδεσης τους την οικονομική δραστηριότητα και ειδικότερα την σχέση καθεμίας από τις μεταβλητές με αυτήν, όπου και για τις δύο η σχέση είναι εμπειρικά ελεγμένη και αποδεδειγμένη (Wolff, 1988; Schwert, 1990; Roll, 1992). Υποθέτοντας ακόμη σαν μηχανισμό προσδιορισμού των τιμών των μετοχών ένα υπόδειγμα προεξόφλησης των ταμειακών ροών, σύμφωνα με τις συγγραφείς μια αλλαγή στην πραγματική ισοτιμία θα δώσει πληροφόρηση στους επενδυτές για τις προοπτικές ανάπτυξης (ή επιβράδυνσης) στην οικονομία—μέσω της αύξησης ή όχι της ανταγωνιστικότητας από την μεταβολή της ισοτιμίας—και θα επηρεάσει τις τιμές των μετοχών μέσω των μελλοντικών ταμειακών ροών που είναι και αυτές αποτέλεσμα των προσδοκιών των επενδυτών για την αναπτυξιακή (ή φθίνουσα) πορεία της οικονομίας. Για να γίνουμε πιο συγκεκριμένοι, θα δούμε τι θα συμβεί στην τιμή μιας μετοχής εάν η υπό εξέταση εταιρία είναι εξαγωγική ή εισαγωγική. Βέβαια το αποτέλεσμα της ανάλυσης δεν αλλάζει αν η εταιρία δεν έχει κάποια έκθεση σε αυτούς τους τομείς, αφού αρκεί αυτές να συνδιαλάσσονται με εταιρίες που έχουν τέτοιου τύπου δραστηριότητες. Το αποτέλεσμα στις αναμενόμενες ταμειακές ροές σε αυτήν την περίπτωση θα είναι έμεσο.

Για μια εξαγωγική εταιρία η υποτίμηση του νομίσματος της θα είναι συμφέρουσα, αφού τώρα οι ξένες αγορές θα μπορούν να αγοράσουν με λιγότερο ξένο νόμισμα την ίδια ποσότητα εγχώριων αγαθών/υπηρεσιών. Αυτό θα οδηγήσει σε αύξηση της ζήτησης του προϊόντος/υπηρεσίας και επομένως αύξηση της κερδοφορίας. Η αυξημένη κερδοφορία οδηγεί σε αυξημένες ταμειακές ροές, που με την σειρά τους αυξάνουν την παρούσα αξία των ταμειακών ροών της εταιρίας και οδηγούν σε αύξηση της τιμής των μετοχών της. Μια ανατίμηση όμως του νομίσματος θα κάνει τα παραγόμενα προϊόντα/υπηρεσίες λιγότερο ελκυστικά, μειώνοντας την κερδοφορία και την παρούσα αξία των χρηματοροών της εταιρίας και συνεπώς μειώνοντας την τιμή της μετοχής της. Βέβαια, σιωπηρή υπόθεση στον παραπάνω συλλογισμό είναι πως στην περίπτωση της υποτίμησης τα έσοδα θα είναι υψηλότερα από τις υψηλότερες σε αξία λόγω υποτίμησης εισαγόμενες ύλες, ενώ στην ανατίμηση ότι τα αυξημένα έσοδα λόγω μείωσης στην αξία των εισαγόμενων υλών δεν ξεπερνούν τις απώλειες στα έσοδα. Η αντίθετη εικόνα ισχύει για τις εισαγωγικές εταιρίες, με την ανατίμηση του

εγγωρίου νομίσματος να οδηγεί σε αυξημένη κερδοφορία και αύξηση της παρούσας αξίας και συνεπώς στην αυξημένη τιμή της μετοχής και την υποτίμηση να οδηγεί σε μείωση της τιμής της μετοχής. Τέλος, στην παραδοσιακή προσέγγιση, όπως παρατηρήθηκε και με τα παραπάνω παραδείγματα, οι ιστοιμίες είναι εκείνες που καθορίζουν τις τιμές των μετοχών. Ο ισχυρισμός αυτός επαληθεύεται και στις έρευνες των Yau and Nieh (2009), των Tian and Ma (2010), των Parshva and Lean (2011), των Alagidede et al. (2011), της Lin (2012), των Andreou et al. (2013), των Lee and Zhao (2014), των Moore and Wang (2014) και των Effiong and Bassey (2018).

2.2 ΘΕΩΡΗΤΙΚΟΣ ΜΗΧΑΝΙΣΜΟΣ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗΣ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

Για να βρούμε όπως κάναμε και στην προηγούμενη περίπτωση, τους θεωρητικούς μηχανισμούς σύνδεσης των τιμών των μετοχών με τις ιστοιμίες, θα πρέπει με κάποιο τρόπο να συνδέσουμε τις μεταβλητές επιρροής στα υπόδειγμα περιουσιακών στοιχείων (monetary and portfolio balance model) με τις τιμές των μετοχών. Και στα δύο υποδείγματα, ένας από τους παράγοντες επιρροής της ιστοιμίας είναι η προσφορά χρήματος. Επομένως, λαμβάνοντας υπόψιν το γεγονός πως στην ισορροπία η προσφορά χρήματος είναι ίδια με την ζήτηση χρήματος και προσδιοριστικοί παράγοντες της τελευταίας είναι τα επιτόκια και η παραγωγή (ΑΕΠ), μια σύνδεση ενός εκ των δύο μεγεθών με τις τιμές των μετοχών θα μας επιτεύξει τον στόχο. Προς το παρόν θα εξετάσουμε το ΑΕΠ. Άρα αυτό που υπολείπεται είναι να βρούμε με ποια από τα δομικά μέρη του ΑΕΠ θα συσχετίσουμε τις τιμές των μετοχών. Θυμίζουμε πως το ΑΕΠ στην μακροοικονομική-και όταν υπάρχει ισορροπία στην αγορά αγαθών- ορίζεται ως:

$$Y=C+I+G+X-IM \quad (1)$$

όπου Y είναι το ΑΕΠ, C η ιδιωτική κατανάλωση, I η φυσική επένδυση, G η κρατική κατανάλωση, X οι εξαγωγές και IM οι εισαγωγές.

Έτσι, χρησιμοποιώντας την κατανάλωση και τις επενδύσεις έχουμε τους δύο πιθανούς και τελικούς συνδετικούς κρίκους με τις τιμές των μετοχών, που θα μας δώσουν εν τέλει την μεταβολή στην ζήτηση χρήματος και την επιθυμητή μεταβολή στην ιστοιμία. Αυτοί, παρουσιάζονται και στην έρευνα του Mishkin (2001).

Αναφορικά με την πρώτη σχέση μεταξύ τιμών μετοχών και κατανάλωσης, ο Mishkin (2001) παρουσιάζει δύο πιθανές οδούς επιρροής των μετοχών στην κατανάλωση. Αρχικά, έχουμε την κλασική επίδραση του πλούτου -που περιλαμβάνει την επένδυση σε μετοχές - στην κατανάλωση (wealth effect), η οποία συνδυαζόμενη με την θεωρία του κύκλου ζωής του Modigliani δίνει τον ακόλουθο μηχανισμό. Αναφορικά με τον πρώτο μηχανισμό, όταν οι τιμές των μετοχών ανεβαίνουν, τα νοικοκυριά που έχουν επενδύσεις σε μετοχές, βλέπουν την αξία τους να ανεβαίνουν (και άρα του πλούτου τους) και αυξάνουν την κατανάλωσή τους. Αυτή η αύξηση θα οδηγήσει σε αύξηση της παραγωγής (output) και

συνεπακόλουθα στην αύξηση της ζήτησης χρήματος μέσω του κινήτρου συναλλαγών (transactions motive) και στην ανατίμηση του εγχωρίου νομίσματος. Ο δεύτερος τρόπος που οι μετοχές μπορεί να επηρεάσουν την κατανάλωση βασίζεται σύμφωνα με τον συγγραφέα στην περιορισμένη ρευστότητα που δύνανται να αντιμετωπίσουν τα νοικοκυριά με γενεσιουργό αιτία την ασυμμετρία πληροφόρησης. Εδώ το νοικοκυριό, έχει στην κατοχή του σαν πλούτο είτε χρηματοοικονομικά στοιχεία (όπως μετοχές) είτε ακίνητα και διαρκή αγαθά. Για να καλυφθούν οι καταναλωτικές ανάγκες πέραν από το διαθέσιμο εισόδημα, υπάρχουν και αυτές οι μορφές πλούτου που μπορούν να ρευστοποιηθούν. Ωστόσο σε περίπτωση που συμβεί κάποιο αρνητικό γεγονός στο εισόδημα και πρέπει τα νοικοκυριά να αποκτήσουν χρήματα, υπό αυτήν την προσέγγιση δεν δύνανται να χρησιμοποιηθούν τα ακίνητα ή τα διαρκή αγαθά (σε αυτές τις κατηγορίες έχει υποτεθεί η ασυμμετρία πληροφόρησής τους) αφού δεν ρευστοποιούνται εύκολα. Επομένως, σε μια τέτοια κατάσταση προσδίδεται μια αυξημένη σημασία των μετοχών σαν πηγή πλούτου λόγω της άμεσης ρευστοποίησής τους. Συνεπακόλουθα, όταν τα νοικοκυριά παρατηρήσουν αύξηση στις τιμές των μετοχών, θα νιώσουν μια μεγαλύτερη ασφάλεια στην κάλυψη των αναγκών τους που θα τους προθυμοποιήσει να αρχίσουν να καταναλώνουν διαρκή αγαθά ή να επενδύουν σε ακίνητα. Από εκεί και πέρα ο μηχανισμός στην ζήτηση χρήματος και στην ισοτιμία είναι ο ίδιος όπως αναφέρθηκε και στο φαινόμενο του πλούτου.

Αναφορικά τώρα με την σχέση ανάμεσα στις τιμές των μετοχών και τις επενδύσεις, μια αύξηση των τιμών των μετοχών θα κάνει ελκυστικότερη την άντληση κεφαλαίων μέσω χρηματιστηρίου, αφού θα μπορούν οι εταιρίες να εκδώσουν το επιθυμητό κεφάλαιο τους σε λιγότερες μετοχές (Mishkin, 2001) προστατεύοντας τους μετόχους τους από απίσχνηση (dilution) και θα γίνει αύξηση στις επενδύσεις μέσω των αντλούμενων κεφαλαίων, που θα οδηγήσει σε αύξηση της παραγωγής και, ακολουθώντας την ίδια ανάλυση με το wealth effect των νοικοκυριών, στην ανατίμηση του εγχωρίου νομίσματος. Εδώ βλέπουμε, πως η αιτιότητα βαίνει από τις τιμές των μετοχών στις ισοτιμίες.

Ένας τελευταίος θεωρητικός μηχανισμός που έχει προταθεί στην εξήγηση της σχέσης των τιμών των μετοχών και των ισοτιμιών, είναι η υπόθεση αναπροσαρμογής του χαρτοφυλακίου (portfolio rebalancing hypothesis) των Hau and Rey (2004) και αναφέρεται μεμονωμένα σε σχέση με τους ανωτέρω μηχανισμούς καθώς είναι λιγότερο αναφερόμενος στις έρευνες σε σχέση με τους άλλους. Εδώ, ενδιάμεσο μέγεθος στην εξήγηση της σχέσης των μεταβλητών μας είναι η στρατηγική που ακολουθούν οι επενδυτές στον σχηματισμό χαρτοφυλακίου. Ειδικότερα, κάτω από αυτήν την προσέγγιση, υποθέτουμε όπως αναφέρουν και οι Groenewold and Paterson (2013), πως έχουμε επενδυτές που διακρατούν ένα αρκετά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο. Μπορούμε επομένως να συμπεράνουμε από την επιλογή αυτής της στρατηγικής, μέσω της μοντέρνας θεωρίας χαρτοφυλακίου του Harry Markowitz (1952), πως οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο. Έτσι, όταν παρατηρήσουν πως οι τιμές των εγχώριων μετοχών τους αυξηθούν και βρισκόμενοι επακόλουθα εκτιθέμενοι σε

μεγαλύτερο ποσό από ότι πριν στην εγχώρια επένδυσή τους, θέλοντας να κρατήσουν το κίνδυνο τους χαμηλό, πωλούν κάποιες από τις μετοχές τους για να αγοράσουν κάποιες άλλες ξένες μετοχές, αυξάνοντας ακόλουθα την προσφορά του εγχώριου νομίσματος στην αγορά συναλλάγματος και οδηγώντας στην υποτίμηση του, ώστε να έχουν πάλι ένα αρκετά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο.

2.3 ΘΕΩΡΙΑ ΑΣΥΜΜΕΤΡΗΣ ΕΠΙΔΡΑΣΗΣ ΤΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ ΣΤΙΣ ΤΙΜΕΣ/ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ

Όμως, οι θεωρητικές βάσεις και οι επακόλουθοι μηχανισμοί που περιγράφηκαν νωρίτερα, είτε εξετάσει κανείς τις ποσοστιαίες μεταβολές των μεταβλητών είτε την απλή τους μορφή, υποθέτουν γραμμικότητα στην σχέση μεταξύ των μεταβλητών, δηλαδή πως η υποτίμηση και ανατίμηση της ισοτιμίας έχουν την ίδια σε απόλυτο μέγεθος επίδραση στην απόδοση/τιμή της μετοχής. Έρευνες όπως αυτές των Koutmos and Martin (2003) και των Hsu et al. (2009), εξετάζουν και ταυτοποιούν την ασύμμετρη-όπως αλλιώς παρουσιάζεται η μη γραμμική σχέση στην βιβλιογραφία-σχέση των αποδόσεων των μετοχών και των ισοτιμιών και αναγνωρίζουν ως θεωρίες αιτιολόγησης της ασυμμετρίας, την ασύμμετρη αντιστάθμιση κινδύνου, την αναβαλλόμενη συμπεριφορά (hysteretic behavior) και την τιμολόγηση των προϊόντων/υπηρεσιών που λαμβάνει υπόψιν τις ισχύουσες συνθήκες στην διεθνή οικονομία (pricing to market). Θεωρίες που εξηγούν την ασυμμετρία, θέτοντας ως θεμέλια τις ασύμμετρες ταμειακές ροές που προκύπτουν κάτω από κάθε είδους συμπεριφορά της εταιρίας. Ας προβούμε λοιπόν στην σύντομη εξήγηση των αναφερθέντων θεωριών.

Σύμφωνα με τους Miller and Reuer (1998), Koutmos and Martin (2003), Bartram (2004) και Hsu et al. (2009), η ασύμμετρη αντιστάθμιση έγκειται στον διαφορετικό τρόπο προστασίας που εφαρμόζουν οι εταιρίες μπροστά σε μια υποτίμηση ή ανατίμηση ανάλογα με το ποια από τις δύο είναι η ζημιογόνα. Πιο συγκεκριμένα, έστω ότι υπάρχει μια εταιρία που εξάγει προϊόντα και υπηρεσίες στο εξωτερικό δημιουργώντας αξιώσεις σε ξένο νόμισμα. Μία από τις ενδεικτικές προστασίες που μπορεί να λάβει είναι να μπει αρνητικά σε ένα συμβόλαιο μελλοντικής εκπλήρωσης ώστε να προστατευθεί από μια υποτίμηση του ξένου νομίσματος πουλώντας την απαίτησή της σε μια κλειδωμένη τιμή. Σε μια πιθανή ανατίμηση του ξένου νομίσματος όμως, η επιχείρηση/εταιρία δε θα πάρει κανένα μέτρο προστασίας καθώς μόνο συμφέρουσα προς αυτήν θα είναι η ανατίμηση, αφού για κάθε μονάδα ξένου νομίσματος από τις απαιτήσεις της θα λαμβάνει περισσότερες μονάδες εγχωρίου κατά την μετατροπή. Επομένως, δημιουργούνται ασύμμετρες ταμειακές ροές και οι οποίες θα οδηγήσουν σύμφωνα με τους Miller and Reuer (1998) σε διαφορετικούς συντελεστές έκθεσης. Όσον αφορά τον ορισμό του συντελεστή έκθεσης, αυτός θα δωθεί αργότερα καθώς έχει αφιερωθεί ένα μέρος της βιβλιογραφικής ανασκόπησης ειδικά σε αυτόν.

Η αναβαλλόμενη συμπεριφορά (hysteresis effect) έχει μελετηθεί σύμφωνα με τους Koutmos and Martin (2003), από τους Baldwin (1988), Baldwin and

Krugman (1989) και τον Dixit (1989) μεταξύ άλλων. Υποστηρίζεται από τους Koutmos and Martin (2003), πως ενώ είναι εύλογο εγχώριες εταιρίες να θέλουν να αποκτήσουν πρόσβαση και μερίδιο στην ξένη αγορά όταν το νόμισμα της τελευταίας δυναμώνει-καθώς θα έχουν υψηλότερα κέρδη από την μετατροπή των ξένων ταμειακών ροών πίσω στο εγχώριο νόμισμα- θα έπρεπε σε μια ισχυρή υποτίμηση του ξένου νομίσματος να ανακαλέσουν τις δραστηριότητές τους και ίσως τελικά να εγκαταλείψουν την συγκεκριμένη αγορά. Ωστόσο, και εδώ έγκειται το συγκεκριμένο φαινόμενο, παρατηρείται από τον Dixit (1989) μια αδρανής συμπεριφορά των εταιριών την περίοδο της μεγάλης υποτίμησης του δολαρίου μετά το 1985, που σύμφωνα με τους Baldwin (1986), Baldwin and Krugman (1986) και Dixit (1989), μπορεί να δικαιολογηθεί εάν ληφθεί υπόψιν πως οι εταιρίες που έχουν εισαχθεί στην εν λόγω αγορά, έχουν πραγματοποιήσει κόστη τα οποία δε δύνανται με την έξοδο τους να ανακτήσουν ξανά. Οπότε, ο αντίκτυπος της συγκεκριμένης συμπεριφοράς είναι να παρατηρηθεί ασυμμετρία στην έκθεση των αποδόσεων των μετοχών στις μεταβολές της ισοτιμίας, καθώς σύμφωνα με τους Koutmos and Martin (2003) και Hsu et al. (2009), οι αυξανόμενες ταμειακές ροές των εταιριών στην περίπτωση της ανατίμησης του ξένου νομίσματος ίσως να μην μπορούν να υπερκεράσουν την απώλεια λόγω της παρατεταμένης παραμονής τους στην περίπτωση της υποτίμησης του ξένου νομίσματος. Έτσι, χρησιμοποιώντας πάλι το προεξοφλητικό υπόδειγμα για την τιμή της μετοχής όπως και στην ασύμμετρη αντιστάθμιση, παρατηρούμε με την ίδια λογική, πάλι διαφορετικές τιμές σε περίπτωση υποτίμησης ή ανατίμησης της ισοτιμίας (για μια ίδια σε απόλυτο μέγεθος μεταβολή στην ισοτιμία πάντα).

Τέλος, η τρίτη θεωρία εξήγησης της ασύμμετρης σχέσης μεταξύ των τιμών των μετοχών και των αποδόσεων με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, βασίζεται στην διαφορετική τιμολόγηση των προϊόντων και υπηρεσιών που προσφέρονται από τις εξαγωγικές εταιρίες στις αγορές που μετέχουν, αφού έχουν δώσει ιδιαίτερη προσοχή στις εκάστοτε συνθήκες που αντιμετωπίζει η κάθε αγορά, όπως σημειώνουν οι Krugman et al (Chapter 16, p.462). Η θεωρία αυτή έχει μελετηθεί εκτενώς από τους Krugman (1986) και τον Knetter (1994) και σύμφωνα με τις έρευνες των Knetter (1994), Miller and Reuer (1998), Koutmos and Martin (2003) και Hsu et al. (2009), μπορεί να οδηγήσει στην ασυμμετρία είτε μέσω περιορισμών που μπορεί να τίθενται στις εξαγωγικές εταιρίες ως προς την πωλούμενη ποσότητα στις ξένες αγορές είτε λόγω επιθυμίας των εταιριών αυτών για εδραίωση στις συγκεκριμένες αγορές, κατοχυρώνοντας έτσι ένα σταθερό μερίδιο αγοράς.

Αξίζει να σημειωθεί προτού προβούμε στην ανάλυση των δύο περιπτώσεων, πως η θεωρία αυτή καταστρατηγεί την τιμολόγηση που θα έπρεπε να ακολουθείται σύμφωνα με τον νόμο της ισοδυναμίας της αγοραστικής δύναμης, που εξασφαλίζει την συμμετρία ανάμεσα στις τιμές των μετοχών και στις ισοτιμίες και αναπαριστάται μέσω της σχέσης (2). Ειδικότερα, μια ποσοστιαία μεταβολή της ισοτιμίας κατά 8% θα πρέπει σύμφωνα με τον νόμο να επιφέρει αντίστοιχη ποσοστιαία μεταβολή στην τιμή (εξαγωγική και εισαγωγική) αν κρατήσουμε την τιμή σε ξένο νόμισμα σταθερή. Το πόσο θα μεταβληθεί η τιμή

αναφέρεται στην βιβλιογραφία ως pass through και κάτω από την ισχύ του νόμου ισούται με ένα.Επομένως, μέσω της (2) προκύπτει:

$$P = P^F * e \quad (2)$$

$$P' = P^F * e' = P^F * e * (1 + \delta) \Leftrightarrow P' - P = \delta * P^F * e \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \% \frac{\Delta P}{P} = \delta \% \quad (3)$$

όπου P' η νέα εγχώρια τιμή, e' η νέα ισοτιμία, δ ο ρυθμός υποτίμησης του εγχώριου νομίσματος, P η παλιά εγχώρια τιμή και e η παλιά ισοτιμία.

Επομένως, θα δούμε παρακάτω κίνητρα καταστρατήγησης αυτής της σχέσης είτε στην ανατίμηση είτε στην υποτίμηση (πως δηλαδή η μεταβολή της ισοτιμίας δεν περνά 100% στην μεταβολή της τιμής - ή αλλιώς πως το pass through είναι διάφορο του ενός).

Υπό το πλαίσιο των περιορισμών στην πωλούμενη ποσότητα, η εταιρία σε μια υποτίμηση του νομίσματος της ενώ πριν θα μπορούσε να κρατήσει σταθερή την τιμή της σε όρους εγχωρίου νομίσματος και η τιμή αυτή θα αντιστοιχούσε σε χαμηλότερη τιμή ξένου και να επωφεληθεί αυξάνοντας τις πωλήσεις της, τώρα με τον περιορισμό αυτόν αυτή η επιλογή δεν αποτελεί την βέλτιστη, καθώς αφού είναι φραγμένο το επίπεδο των πωληθέντων μονάδων, πιο πλεονεκτική είναι η αύξηση των τιμών της σε εγχώριο νόμισμα έως ότου να ισχύει η σχέση (3), κρατώντας έτσι τους ξένους καταναλωτές αδιάφορους. Τώρα σε μια ανατίμηση του εγχωρίου νομίσματος, εάν θέλουν να πουλήσουν την μέγιστη δυνατή ποσότητα, θα πρέπει να κρατήσουν την ξένη τιμή σταθερή αποδεχόμενοι την χαμηλότερη εγχώρια τιμή που προκύπτει από την σχέση (3). Επομένως, η προσαρμογή της τιμής υπό την ανατίμηση είναι μικρότερη από αυτήν που πρέπει να γίνει στην περίπτωση της υποτίμησης, οδηγώντας σίγουρα σε ασύμμετρες ταμειακές ροές (ίδια πωλούμενη ποσότητα, διαφορετικές τιμές) και εν τέλει στην ασυμμετρία των τιμών των μετοχών και των ισοτιμιών.

Αναφορικά με το μερίδιο αγοράς, οι Knetter (1994), Koutmos and Martin (2003) και Hsu et al. (2009) σημειώνουν πως στην περίπτωση ανατίμησης του εγχωρίου νομίσματος, οι εταιρίες μειώνουν την τιμή τους στο εγχώριο νόμισμα όσο τους επιβάλλει η σχέση (3), κρατώντας την τιμή στο ξένο νόμισμα σταθερή, θέλοντας να αποφύγουν την συνεπαγόμενη μείωση των πωλήσεών τους από μια αύξηση της τιμής στο ξένο νόμισμα, που θα οδηγούσε όμως σε σταθερή τιμή στο εγχώριο νόμισμα και ακόλουθα σε σταθερά κέρδη. Έτσι, απορροφούν οι ίδιες τις ζημίες στις ταμειακές τους ροές με στόχο να μπορέσουν να διατηρήσουν το μερίδιο αγοράς τους σταθερό. Άρα το κίνητρο για μερίδιο αγοράς επιβάλλει την ισχύ της σχέσης (3) υπό την ανατίμηση. Ωστόσο, αναφέρουν πως σε μια υποτίμηση του εγχωρίου νομίσματος, ενώ θα ήταν εύλογο να υποθέσουμε λόγω της (3) μια αύξηση της τιμής σε εγχώριους όρους, η οποία θα συντελούσε στην αύξηση των κερδών που θα ήταν ίδια κατά απόλυτο μέγεθος με την μείωση στην

περίπτωση της ανατίμησης εξασφαλίζοντας έτσι την συμμετρία των ταμειακών ροών, οι εταιρίες προβαίνουν στην μείωση της τιμής στο ξένο νόμισμα για να μπορέσουν να προσελκύσουν μεγαλύτερες ροές πωλήσεων και εν τέλει να αποκτήσουν μεγαλύτερο μερίδιο αγοράς (κρατώντας τώρα την τιμή στο εγχώριο νόμισμα σταθερή στην σχέση 3). Η επίδραση όμως τώρα στα κέρδη παρατηρεί κανείς πως είναι αβέβαιη λόγω της επίδρασης των αυξανόμενων πωληθέντων μονάδων, γεγονός που ωστόσο δεν αναιρεί την ασυμμετρία των ταμειακών ροών, αφού δεν είναι απαραίτητο η αύξηση αυτή να επιφέρει ακριβώς αντίθετου μεγέθους μεταβολή όπως γίνεται εξ' ανάγκης εάν επιβληθεί ως κανόνας τιμολόγησης η σχέση (3). Επομένως, βλέπουμε σε αυτήν την περίπτωση σε αντίθεση με πριν, πως η θέληση για επέκταση στην αγορά είναι εκείνη που οδηγεί στην απόρριψη της σχέσεως (3). Το αποτέλεσμα είναι να δημιουργηθούν, όπως και στις δύο προηγούμενες περιπτώσεις, ασυμμετρες ταμειακές ροές και ακόλουθα να υπάρξει ασυμμετρία στην σχέση των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

3. ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ ΤΩΝ ΔΥΟ ΜΕΓΕΘΩΝ

Τώρα, αφού έγινε η ανάλυση του θεωρητικού πλαισίου που συνδέει τις δύο μεταβλητές,ας δούμε και την σχετική βιβλιογραφία,η οποία θα διασπαστεί και θα αναλυθεί σε τρία κομμάτια λόγω της διαφορετικής προσέγγισης που ακολουθείται σε κάθε ένα από αυτά.

3.1 ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗΣ

Σε αυτό το κομμάτι της βιβλιογραφίας,όπως τονίζει και ο τίτλος,η αναζήτηση σχέσης ανάμεσα στις τιμές των μετοχών και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες γίνεται σε μακροοικονομικό πλαίσιο,υπό την έννοια χρήσης αντιπροσωπευτικών δεικτών που προσπαθούν να προσεγγίσουν όσον το δυνατόν καλύτερα την μετοχική αγορά κάθε χώρας και χρήσης κάποιου/κάποιων ζευγαριών ισοτιμίας.

Προτού προβούμε λοιπόν στα αποτελέσματα της συγκεκριμένης πτυχής της βιβλιογραφίας,ας δούμε την τυπική προσέγγιση που ακολουθούσαν στην πλειοψηφία τους οι έρευνες.Σε όλες τις έρευνες που μελετήθηκαν σε αυτό το κομμάτι της βιβλιογραφίας,ακολουθόταν συγκεκριμένο μοτίβο για την εξέταση των εκάστοτε ερωτημάτων των ερευνητών με την χρήση κάποιων προκαταρκτικών ελέγχων και έπειτα την δημιουργία των υποδειγμάτων απο τα οποία θα προέκυπταν οι απαντήσεις στα ερωτήματα τους.Τα προκαταρκτικά βήματα ήταν τα ίδια,με τις μόνες διαφορές να είναι στα υποδείγματα που θα υιοθετούνταν,λογικό λόγω της διαφορετικής φύσεως των ερωτημάτων.

Αρχικά,για να έχουν αξιόπιστα αποτελέσματα από τις αναλύσεις τους οι ερευνητές,σε όλες τις έρευνες χρησιμοποιούσαν διάφορους ελέγχους στασιμότητας στις μεταβλητές που θα χρησιμοποιούνταν στα υποδείγματά τους αφού πρώτα είχαν λογαριθμοποιηθεί.Φυσικά, αυτός ο προκαταρκτικός έλεγχος ήταν χαρακτηριστικός και στα άλλα τμήματα της βιβλιογραφίας που θα αναλυθούν αργότερα.Οι κατέξοχην χρησιμοποιούμενοι έλεγχοι ήταν ο έλεγχος ADF,Phillips-Perron και KPSS.Βέβαια,έρευνες που εξέταζαν την σχέση των δύο μεταβλητών (χωρίς να περιορίζεται σε δυο μεταβλητές) σε ακραίες συνθήκες (δηλαδή μετά την εμφάνιση ενός ακραίου γεγονότος όπως η κρίση του 2007-2008) και είχαν την υπόνοια αλλαγής της διαρθρωτικής σχέσης τους,μπορεί να έκαναν ελέγχους που την λάμβαναν υπόψιν.Χαρακτηριστικός έλεγχος σε αυτές τις έρευνες αποτελούσε εκείνος των Zivot-Andrews (1992).Από αυτήν την διαδικασία σχεδόν πάντοτε παρατηρούνταν η μη στασιμότητα των μεγεθών,που επέβαλλε στις περισσότερες των περιπτώσεων,την χρήση των αποδόσεων των μεγεθών ώστε να υπάρξει στασιμότητα.Επομένως,ουσιαστικά η διερεύνηση της σχέσης γινόταν στους όρους των αποδόσεων των μεγεθών-όπου απόδοση στις ισοτιμίες θεωρείται απλώς η υποτίμηση ή ανατίμηση ενός νομίσματος.

Επειτα,υπήρχαν έρευνες που απλώς έλεγχαν αν υπήρχε κάποια σχέση/συσχέτιση των μεταβλητών στον χρόνο (και όχι αιτιακή σχέση).Αυτό το επιτύγχαναν χρησιμοποιώντας είτε το εργαλείο της συνολοκλήρωσης και της

εκτίμησης ενός Error correction Model ή Vector Error Correction Model (εάν είχαν πάνω από δύο ανεξάρτητες μεταβλητές), είτε μέσω της εκτίμησης ενός Vector Autoregression (VAR) υποδείγματος, εάν οι χρονοσειρές ήταν εξαρχής στάσιμες (και άρα δουλεύαμε εξαρχής με τις αποδόσεις).Επικρατέστεροι έλεγχοι στην ύπαρξη της συνολοκλήρωσης ήταν των Johansen (1992) και των Engle-Granger (1987).Φυσικά και εδώ,όπως στην περίπτωση της στασιμότητας,η ύπαρξη στρέβλωσης στην σχέση των δύο μεταβλητών απαιτούσε άλλους ελέγχους με τον πιο χρησιμοποιούμενο να είναι των Gregory and Hansen (1996).

Άλλες έρευνες,πέραν από την ύπαρξη κάποιας σχέσης,εστίαζαν και στο αν υπήρχε κάποια αιτιώδης σχέση μεταξύ των μεταβλητών.Αυτό επιτυγχανόταν μέσω της χρήσης της αιτιότητας Granger (Granger Causality) που μπορούσε να εφαρμοστεί είτε στον βραχυχρόνιο είτε στον μακροχρόνιο ορίζοντα.

Τέλος,μια άλλη διαφορά μεταξύ των ερευνών ήταν στην περίληψη παραπάνω από μια ανεξάρτητες μεταβλητές,η οποία οφειλόταν στην αποφυγή της μεροληψίας που προκύπτει αν παραλείψουμε κάποια σχετική μεταβλητή (omitted variable bias).Προκύπτει εύλογα πως το μην ληφθούν υπόψιν σχετικές μεταβλητές, θα οδηγήσει σε ψευδή ερμηνεία των προκυπτόντων συντελεστών, λόγω πιθανής συσχέτισης των σφαλμάτων με τις ανεξάρτητες μεταβλητές.Οι επιπλέον μεταβλητές που συνήθως έκαναν την παρουσία τους ήταν, ο ρυθμός ανάπτυξης,τα επιτόκια,οι τιμές του πετρελαίου αλλά και οι τιμές εμπορευμάτων όπως ο χρυσός.Η απουσία κάποιων από αυτές τις μεταβλητές,όπως δείχνουν και οι Phylaktis and Ravazzolo (2005), Chortareas et al. (2011),Groenewold and Paterson (2013),ήταν ικανή να δείξει ανυπαρξία ή μη στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ των τιμών/αποδόσεων των μετοχών και των ισοτιμιών.Πρέπει να τονιστεί βέβαια,πως η επιλογή των συγκεκριμένων παραγόντων δεν έγινε τυχαία,καθώς όλοι αυτοί οι παράγοντες έχουν εξεταστεί ατομικά σε ένα μεγάλο πλήθος εμπειρικών αλλά και θεωρητικών ερευνών για την συμβολή τους στην διαμόρφωση των τιμών/αποδόσεων των μετοχών και αποτελούν την βιβλιογραφία των λεγόμενων προσδιοριστικών παραγόντων (stock prices/return determinants) και πιο συγκεκριμένα των μακροοικονομικών.

3.1.1 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΣΤΙΣ ΙΣΧΥΡΟΤΕΡΕΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΕΣ (G-7)

Ενδεικτικές μελέτες πάνω στην σχέση των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών στις G-7 χώρες αποτελούν εκείνες των Nieh and Lee (2001),των Yang and Doong (2004) και των Lee and Habibi (2019).

Πιο συγκεκριμένα, οι Nieh and Lee (2001) εξέτασαν την σχέση των μεταβλητών μας χρησιμοποιώντας την μέθοδο συνολοκλήρωσης και εργαζόμενοι σε ένα διμεταβλητό VECM υπόδειγμα (Vector Error Correction Model),κοιτάζοντας έτσι την βραχυχρόνια και μακροχρόνια σχέση των μεταβλητών μας.Πραγματοποιώντας δύο ελέγχους συνολοκλήρωσης,εκείνους των Engle and Granger και του Johansen,κατέληξαν στο αποτέλεσμα ανυπαρξίας κάποιας μακροπρόθεσμης σχέσης, συμφωνώντας έτσι και με τη γενικότερη διαπίστωση

της βιβλιογραφίας (ενδεικτικά Bahmani-Oskooee and Sohrabian,1992 και Granger et al.,2000).Μέσω της εκτίμησης του VECM υπόδειγματος τώρα,παρόλο την έλλειψη συνολοκλήρωσης καταλήγουν στην ύπαρξη βραχυπρόθεσμων σχέσεων για κάποιες χώρες.Ειδικότερα,βρίσκουν για την Γερμανία πως μία υποτίμηση του ευρώ θα οδηγήσει σε μείωση των αποδόσεων των μετοχών την επόμενη μέρα ενώ η υποτίμηση στην περίπτωση του Καναδά και του Ηνωμένου Βασιλείου,θα έχει την αντίθετη επίπτωση στις αποδόσεις στον ίδιο χρονικό ορίζοντα.Τέλος,για την Αμερική δεν βρέθηκε ούτε κάποια βραχυπρόθεσμη σχέση και για την Ιταλία και Ιαπωνία βρέθηκε να ισχύει η προσέγγιση του χαρτοφυλακίου για μία ημέρα.

Κρατώντας την ίδια δομή μελέτης τώρα με εξαίρεση και την συμπερίληψη ενός GARCH υποδείγματος για τις διακυμάνσεις,οι Yang and Doong (2004) έρχονται να συμφωνήσουν με τους Nieh and Lee (2001) όσον αφορά την ύπαρξη μακροπρόθεσμης σχέσης.Αναφορικά με τα βραχυπρόθεσμα αποτελέσματα,υπάρχουν κάποιες διαφοροποιήσεις ανάμεσα στις δύο έρευνες.Πιο συγκεκριμένα, βρίσκουν ότι στην Γερμανία μια αύξηση των τιμών των μετοχών θα έχει σαν αποτέλεσμα την υποτίμηση της ισοτιμίας,ένα αποτέλεσμα σύμφωνο με την υπόθεση αναπροσαρμογής του χαρτοφυλακίου των Hau and Rey (2004). Άλλες διαφορές τους εντοπίζονται στην Ιαπωνία,όπου παρατηρείται αντίθετης κατεύθυνσης σχέση,από τις ισοτιμίες στις αποδόσεις των μετοχών,ευνοώντας την παραδοσιακή προσέγγιση από την πλευρά του εισαγωγέα και στον Καναδά όπου παρατηρούν αμφίδρομης κατεύθυνσης σχέσεις.Τέλος,οι περιπτώσεις της Αμερικής και της Ιταλίας φαίνεται να είναι τα σημεία τομής των δύο ερευνών,αφού στην μεν πρώτη περίπτωση αμφότερες δεν βρίσκουν κάποια βραχυπρόθεσμη ή μακροπρόθεσμη σχέση και στην δε δεύτερη συμφωνούν ως προς την προσέγγιση των περιουσιακών στοιχείων σαν τη θεωρία εξήγησης της σχέσης.

Μία διαφορετική ως προς την μεθοδολογία προσπάθεια για να δουν τις σχέσεις των μεταβλητών μας,είναι εκείνη των Lee and Habibi (2019) που ήθελαν να εξετάσουν την ύπαρξη ασυμμετρίας στην σχέση τους.Για να το επιτύχουν αυτό χρησιμοποίησαν ένα ARDL υπόδειγμα συνοδευόμενο από την διαδικασία της μερικής διάσπασης αθροίσματος (partial sum decomposition) εφαρμοσμένη πάνω στις συναλλαγματικές ισοτιμίες.Ωστόσο,ενώ θα περιμέναμε ενθαρρυντικά αποτελέσματα στην ύπαρξη μακροπρόθεσμης σχέσης,όπως ακριβώς έγινε και στους Tsagkanos and Sirioroulos (2013),τελικά δεν παρατηρήθηκε κάποια μακροπρόθεσμη σχέση,συμφωνώντας με τους Nieh and Lee (2001) και Yang and Doong (2004).Πάραυτα,με την υπόθεση ασύμμετρης σχέσης κατάφεραν να βρουν κάποια βραχυπρόθεσμη σχέση στην Αμερική,όπου οι προηγούμενως αναφερθέντες έρευνες αδυνατούσαν,επιβεβαιώνοντας την άποψη των Bartram and Bodnar (2007) που αναφέρει την ασυμμετρία σαν πιθανή αιτία αδυναμίας ευρέσεως σχέσης στην Αμερική αν και αναφερόμενοι στην βιβλιογραφία των εκθέσεων.

3.1.2 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΓΙΑ ΕΥΡΩΠΗ ΚΑΙ ΑΜΕΡΙΚΗ

Υπάρχουν αρκετές έρευνες που έχουν πραγματοποιηθεί μελετώντας την Ευρωπαϊκή Ένωση και Αμερική, με μεταξύ άλλων εκείνες των Kollias et al. (2012), Tsagkanos and Siriopoulos (2013) και Caporale et al. (2014). Όλες οι έρευνες μεταξύ τους έχουν σαν κοινό χρονικό πλαίσιο διερεύνησης της σχέσεως των τιμών των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών, την παγκόσμια κρίση του 2007-2008 και κοιτάζουν την επιρροή του συγκεκριμένου γεγονότος στην σχέση τους.

Αναλυτικότερα, οι Kollias et al. (2012) μελετούν την σχέση των μεταβλητών στην Ευρώπη, χρησιμοποιώντας την τεχνική της κυλιόμενης παλινδρόμησης (rolling regression) στην συνολοκλήρωση και στην αιτιότητα του Granger, όπου μέσω αυτών μπορεί να ληφθεί υπόψιν και οποιαδήποτε διαρθρωτική αλλαγή έχει γίνει στην σχέση των μεταβλητών λόγω της κρίσης και μπορεί επίσης να γίνει σύγκριση των σχέσεων τους πριν και μετά από αυτήν. Παρατηρούν λοιπόν πως δεν υπάρχει κάποια μακροπρόθεσμη σχέση μεταξύ των μεταβλητών στην περίοδο πριν και μετά την κρίση, όπως παρατήρησαν και οι Granger et al. (2000) και Nieh and Lee (2001). Μελετώντας τώρα την βραχυπρόθεσμη σχέση των μεταβλητών μέσω αιτιότητας Granger, αφού έχουν θέσει πρώτα σαν εξωγενείς μεταβλητές μια μεταβλητή των επιτοκίων και την απόδοση των Αμερικανικών αγορών για να αποφευχθεί η μεροληψία από μη συμπερίληψη σχετικών μεταβλητών, όπως αναφέρουν και οι Phylaktis and Ravazolo (2005), παρατηρούν πως σε κανονικές περιόδους οι ισοτιμίες προκαλούν τις αποδόσεις των μετοχών ενώ στην περίοδο της κρίσης η σχέση αιτιότητας είναι αντίστροφη, επιβεβαιώνοντας και ευρήματα άλλων ερευνών που βρίσκουν ένταση των σχέσεων σε περιόδους οικονομικής αβεβαιότητας (Lean et al., 2005; Yang et al., 2014)

Οι Tsagkanos and Siriopoulos (2013) από την άλλη πιστεύουν πως η έλλειψη μακροπρόθεσμης σχέσης ίσως οφείλεται στην υπόθεση γραμμικότητας της. Για αυτόν τον λόγο χρησιμοποιούν πέραν από τον έλεγχο συνολοκλήρωσης του Johansen (που κοιτά τη γραμμική σχέση) και μια μη γραμμική προσέγγιση (Structural Non Parametric Regression). Τα αποτελέσματα συνολοκλήρωσης τους ίσως είναι πιο αξιόπιστα σε σχέση με τους Kollias et al. (2012), καθώς εκείνοι είχαν περιλάβει και άλλες μεταβλητές στην σχέση συνολοκλήρωσης ενώ οι τελευταίοι όχι. Γυρνώντας πίσω στα αποτελέσματα, εντοπίζουν τελικά μακροπρόθεσμη σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις των ευρωπαϊκών μετοχών και την ισοτιμία ευρώ/δολαρίου με την προσέγγιση του χαρτοφυλακίου να την χαρακτηρίζει, αναμενόμενο αφού μέσα στην κρίση λόγω αβεβαιότητας, οι μετοχές χάνουν την αξία τους οδηγώντας σε εκροές κεφαλαίων και εν τέλει σε υποτίμηση του νομίσματος. Για την Αμερική ωστόσο δεν εντοπίζουν μακροπρόθεσμη σχέση, όπως ακριβώς και οι Nieh and Lee (2001) και Yang and Doong (2004). Βραχυπρόθεσμα, μέσω αιτιότητας του Granger βρίσκουν για την Αμερική την ισχύ της προσέγγισης χαρτοφυλακίου, επιβεβαιώνοντας το εύρημα των Kollias et al. (2012) ότι δηλαδή σε περιόδους κρίσης αυτή είναι κατεύθυνση επιρροής των μεγεθών, ενώ για την Ευρώπη εντοπίζουν την παραδοσιακή

προσέγγιση στην σχέση των μεταβλητών. Τέλος, βρίσκουν πως στην περίοδο προ κρίσης βραχυπρόθεσμα ίσχυε η παραδοσιακή προσέγγιση και για τις δύο χώρες, που ωστόσο δεν μπόρεσε να μεταβεί και στον μακροχρόνιο ορίζοντα μέσω της μη στατιστικής σημαντικότητας της συνολοκλήρωσης.

Τέλος οι Carorale et al. (2014), κάνουν την ανάλυση στην σχέση των μεταβλητών στην Ευρωζώνη, στην Αμερική, στον Καναδά, στην Ιαπωνία, στην Ελβετία και στο Ηνωμένο Βασίλειο. Λαμβάνοντας υπόψιν την πιθανή στρέβλωση στην σχέση των μεταβλητών μας λόγω της κρίσης, υιοθετούν τον έλεγχο συνολοκλήρωσης των Gregory and Hansen και βρίσκουν σε αντίθεση με τους Kollias et al. (2012) και Tsagkanos and Sirioroulos (2013), μακροπρόθεσμη σχέση των μεταβλητών προ κρίσης για την Ευρωζώνη και την Ιαπωνία και μετά την κρίση για το Ηνωμένο Βασίλειο. Όσον αφορά την βραχυπρόθεσμη ανάλυση των μεταβλητών μας, εκείνοι χρησιμοποιούν σε αντίθεση με τις παραπάνω έρευνες, τις εκτιμήσεις ενός VECM υποδείγματος (για τις χώρες που βρέθηκε συνολοκλήρωση) σε δύο καθεστώτα, πριν και μετά την κρίση, για να βρουν τα αποτελέσματά τους. Παρατηρούν πως οι βραχυπρόθεσμες σχέσεις των δύο μεταβλητών είναι αδύναμες στην περίοδο πριν την κρίση (στατιστικά ασήμαντοι συντελεστές) και γίνονται δυνατότερες στην περίοδο της κρίσης, όπως αναφέρουν και οι Lean et al. (2005), Lin (2012), Kollias et al. (2012) και Yang et al. (2014). Τέλος, βρίσκουν σε αντίθεση με τους Kollias et al. (2012) και Tsagkanos and Sirianopoulos (2013), αμφίδρομης κατεύθυνσης σχέση για την Ευρωζώνη και την Ελβετία, σχέση με κατεύθυνση από την ισοτιμία στις αποδόσεις για τον Καναδά και αντίστροφης κατεύθυνσης για το Ηνωμένο Βασίλειο και την Αμερική, έρχοντας σε αντίθεση για την τελευταία με τις έρευνες των Nieh and Lee (2001) και Yang and Doong (2004).

3.1.3 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΩΝ ΣΤΙΣ ΑΝΑΠΤΥΣΣΟΜΕΝΕΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΕΣ

Οι περισσότερες έρευνες πάνω στις αναπτυσσόμενες χώρες έχουν εστιάσει κυρίως στην Ασία ορμώμενες από την Ασιατική Κρίση του 1997 όπου οι μετοχικές αγορές και οι συναλλαγματικές των Νοτιοανατολικών κυρίως χωρών (Granger et al., 2000) σημείωσαν ραγδαία ταυτόχρονη πτώση οδηγώντας τους μελετητές στην εκ νέου εξέταση των σχέσεων των μεταβλητών μας.

Μία από τις έρευνες που εξετάζουν την επίδραση αυτού του γεγονότος είναι εκείνη των Granger et al. (2000) που μελετά την σχέση ανάμεσα στις τιμές των μετοχών και στις ισοτιμίες για το Χονγκ Κονγκ, την Μαλαισία, την Σιγκαπούρη, την Ταϊλάνδη, την Ταϊβάν, την Ιαπωνία, την Ινδονησία, την Νότια Κορέα και τις Φιλιππίνες. Χρησιμοποιώντας τον έλεγχο συνολοκλήρωσης των Gregory and Hansen, όπως έχουν εφαρμόσει και άλλες έρευνες που μελετούν την σχέση σε ακραίες οικονομικές συνθήκες (Carorale et al., 2014), παρατήρησαν πως δεν υπήρχε καμία μακροπρόθεσμη σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Προχώρησαν έτσι στον έλεγχο βραχυπρόθεσμων σχέσεων και πιο συγκεκριμένα στην ύπαρξη αιτιώδους σχέσης μέσω της αιτιότητας του Granger. Αναφορικά με τα αποτελέσματα τώρα, βρήκαν ότι στην περίοδο πριν και μετά την κρίση δεν υπήρχε

κάποια σχέση μεταξύ των μεταβλητών.Ωστόσο,τα πράγματα άλλαξαν όταν είδαν την περίοδο της κρίσης και βρίσκοντας σχέσεις σε επτά από τις εννιά χώρες,επιβεβαιώνοντας έτσι και τα ευρήματα των Kollias et al. (2012) και Tsagkanos and Siriopoulos (2013) στην Αμερικανική κρίση.Ειδικότερα,εντόπισαν για την Κορέα την ισχύ της παραδοσιακής προσέγγισης,για το Χονγκ Κονγκ και τις Φιλιππίνες την ισχύ της προσέγγισης των περιουσιακών στοιχείων και για όλες τις άλλες χώρες πλην Ιαπωνίας και Ινδονησίας,αμφίδρομες αιτιακές σχέσεις.Μάλιστα,στις τελευταίες αυτές χώρες δεν παρατηρήθηκε σε καμία περίοδο κάποια σχέση.

Από διαφορετική τώρα οπτική γωνία, οι Phylaktis and Ravazzolo (2005) μελετούν την σχέση των μεταβλητών μας στο Χονγκ Κονγκ,στην Μαλαισία,στις Φιλιππίνες,στην Σιγκαπούρη και στην Ταϊλάνδη.Διαφοροποιούνται σε σχέση με τους Granger et al. (2000),καθώς θέλουν να εξετάσουν αρχικά αν ο βαθμός απελευθέρωσης των αγορών (στην συναλλαγματική αγορά μέσω μη επιβολής συναλλαγματικών περιορισμών και υιοθέτηση ελεύθερης ισοτιμίας) επηρεάζει την σχέση των μεταβλητών και έπειτα αν οι παγκόσμιες αγορές (μετοχική αγορά Αμερικής) λειτουργούν σαν γέφυρα θεμελίωσης της σχέσης τους.Αναφορικά με το πρώτο τους ερώτημα,χρησιμοποιώντας τον έλεγχο συνολοκλήρωσης του Johansen και περιλαμβάνοντας σαν επιπλέον μεταβλητή την απόδοση των Αμερικανικών μετοχών,παρατήρησαν συγκρίνοντας τις ανοικτές αγορές με τις λιγότερο ανοικτές,πως η απελευθέρωση καθεαυτή των αγορών δε μπορεί να οδηγήσει σε σχέση των μεταβλητών μας,αφού δεν εγγυάται σύμφωνα με τις συγγραφείς την επένδυση κεφαλαίων στην χώρα και ως εκ τούτου την ύπαρξη σχέσης.Την απάντηση στο δεύτερο ερωτημά τους δίνει η διεξαγωγή ενός ελέγχου αποκλεισμού (exclusion test) της μεταβλητής των Αμερικανικών μετοχών από την σχέση συνολοκλήρωσης όπου για κάθε χώρα πλην του Χονγκ Κονγκ θεωρείται αρκετά σημαντική.Μάλιστα,οι συγγραφείς ανέμεναν αυτό το αποτέλεσμα για το Χονγκ Κονγκ αφού κρατά σταθερή ισοτιμία έναντι του δολαρίου μην αφήνοντας τις τιμές των μετοχών να επιδράσουν πλήρως στις ισοτιμίες.Τέλος,μέσω της χρήσης πολυμεταβλητού ελέγχου αιτιότητας Granger για την διαπίστωση του καναλιού εξήγησης της βραχυπρόθεσμης σχέσης των μεταβλητών,παρατηρούν για την Μαλαισία,την Ταϊλάνδη και τις Φιλιππίνες την ισχύ της προσέγγισης του χαρτοφυλακίου και της παραδοσιακής για την Σιγκαπούρη.

Τον προβληματισμό των Phylaktis and Ravazzolo (2005) και Tian and Ma (2010) σχετικά με την επιρροή του συναλλαγματικού καθεστώτος στην σχέση των μεταβλητών μας,έθεσαν και οι Pan et al. (2007) στην έρευνά τους,που εξέταζαν την σχέση των ισοτιμιών και των τιμών των μετοχών στο Χονγκ Κονγκ,στην Ιαπωνία,στη Νότια Κορέα,στη Μαλαισία,στη Σιγκαπούρη,στη Ταϊβάν και στην Ταϊλάνδη.Όμως οι Pan et al. (2007) επέκτειναν την προηγούμενη έρευνα αναρωτούμενοι πρόσθετα αν χώρες που βάσιζαν την οικονομική τους δραστηριότητα στο εμπόριο και διακίνηση αγαθών σε σύγκριση με το ΑΕΠ,παρουσίαζαν στατιστικά σημαντικότερη σχέση των μεταβλητών μας σε σχέση με άλλες χώρες που είχαν και άλλες πηγές οικονομικής ανάπτυξης.Αναφορικά με το πρώτο τους ερώτημα,εφαρμόζοντας τον έλεγχο συνολοκλήρωσης

του Johansen παρατήρησαν ότι τελικά δεν παίζει ρόλο η επιλογή της συναλλαγματικής πολιτικής, αφού για όποιες χώρες παρατηρήθηκε συνολοκλήρωση ίσχυε και ένα διαφορετικό συναλλαγματικό καθεστώς (Ταϊλάνδη και Χονγκ Κονγκ). Γενικά ωστόσο, δεν βρέθηκαν αρκετές μακροπρόθεσμες σχέσεις των μεταβλητών επιβεβαιώνοντας τα ευρήματα των Nieh and Lee (2001). Τέλος, μέσω της αιτιότητας Granger, παρατηρήθηκε πως δεν έχει σημασία η διεθνής παρουσία στην αγορά αγαθών αφού για το Χονγκ Κονγκ και την Ιαπωνία η παραδοσιακή προσέγγιση εξηγούσε την σχέση των μεταβλητών μας, ασχέτως αν το Χονγκ Κονγκ είχε μεγαλύτερη διεθνή δραστηριότητα ως προς το ΑΕΠ σε σχέση με την Ιαπωνία. Πρόσθετα, βρήκαν την ισχύ της παραδοσιακής προσέγγισης κατά την διάρκεια της κρίσης σε όλες τις χώρες πλην της Μαλαισίας, δείχνοντας έτσι την σημασία της οικονομικής αβεβαιότητας στην δημιουργία σχέσεων (Lean et al., 2005; Kollias et al., 2012)

Τέλος, η Lin (2012) επηρεαζόμενη από τους Pan et al. (2007), εξετάζει και εκείνη κατά πόσο είναι πιθανό για χώρες με εξαγωγική δραστηριότητα και διεθνή παρουσία στην αγορά αγαθών και υπηρεσιών να παρατηρούνται περισσότερο στατιστικά σημαντικές σχέσεις, κάνοντας την ανάλυση στην Ινδία, στην Ινδονησία, στην Ταϊλάνδη, στην Ταϊβάν, στις Φιλιππίνες και στην Κορέα. Ωστόσο, διαφέρει με την έρευνα των Pan et al. (2007), καθώς εξετάζει το παραπάνω ερώτημα πιο μικροοικονομικά αφού εξετάζονται συγκεκριμένες βιομηχανίες, παρουσιάζοντας έτσι ομοιότητες με τις έρευνες της βιβλιογραφίας των εκθέσεων, όπως των Muller and Verschoor (2006, 2007). Συγκεκριμένα διαπιστώνεται, όπως και στους Pan et al (2007), πως οι μακροπρόθεσμες σχέσεις που παρατηρούνται μέσω του ARDL υποδείγματος που εφαρμόζεται δε μπορούν να αποδοθούν σε ένα συγκεκριμένο είδος βιομηχανίας, αφού εξίσου εισαγωγικές και εξαγωγικές εταιρίες (για παράδειγμα εταιρίες του τεχνολογικού κλάδου) υποστηρίζουν την μακροπρόθεσμη σύνδεση των μεταβλητών μας για όλες τις χώρες πλην της Κορέας. Από αυτό το γεγονός συνδυαζόμενο με το εύρημα της αιτιότητας Granger, όπου στις περισσότερες χώρες για τους εξαγωγικούς κλάδους παρατηρείται η ισχύ της προσέγγισης των περιουσιακών στοιχείων αντί της αναμενόμενης παραδοσιακής, συμπαιρένουμε πως ίσως στις χώρες αυτές σημαντικό ρόλο κατέχει η κίνηση κεφαλαίων και όχι η εμπορική δραστηριότητα. Όσον αφορά την ανάλυση στο επίπεδο χωρών, ερευνώντας τις επιρροές της Ασιατικής και της Αμερικανικής κρίσης προκύπτει ότι κατά την περίοδο των κρίσεων, τόσο οι μακροπρόθεσμες όσο και οι βραχυπρόθεσμες αιτιώδεις σχέσεις αυξάνουν συμφωνώντας με τα ευρήματα των Granger et al. (2000), των Lean et al. (2005), των Kollias et al. (2012) και των Yang et al. (2014).

3.2 ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ ΤΩΝ ΕΚΘΕΣΕΩΝ

Οι έρευνες που προηγήθηκαν νωρίτερα εξέταζαν την σχέση των μεταβλητών μας χρησιμοποιώντας σαν αποδόσεις των μετοχών έναν αντιπροσωπευτικό δείκτη για κάθε χώρα συνολικά. Ωστόσο, αυτό το μέρος της βιβλιογραφίας θεωρείται πιο πολύ μικροοικονομικό καθώς εξετάζεται η σχέση των μεταβλητών μας είτε χρησιμοποιώντας αποδόσεις συγκεκριμένων κλάδων και βιομηχανιών

είτε χρησιμοποιώντας τις αποδόσεις για κάθε εταιρία του αντιπροσωπευτικού δείκτη ατομικά (firm level). Παρόλα αυτά δεν αποκλείεται και εδώ η ανάλυση της σχέσης συνολικά δηλαδή στο επίπεδο χωρών.

Αναφορικά με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες τώρα, συνηθίζεται σε αυτό το κομμάτι της βιβλιογραφίας να μην παίρνουμε τις πολύ χρησιμοποιούμενες διμερείς συναλλαγματικές ισοτιμίες αλλά να γίνεται χρήση μιας σταθμισμένης ισοτιμίας με πολλά νομίσματα αφού για τους διάφορους σέκτορες αλλά και για κάθε μια εταιρία ξεχωριστά η επιλογή ενός και μόνου ζευγαριού νομισμάτων επιρροής είναι λίγο δύσκολη λόγω της δραστηριοποίησης των εταιριών σε πολλές διεθνείς αγορές (Fraser and Pantzalis, 2004). Όπως αναφέρουν και οι Bartram and Bodnar (2007), συνηθίζεται να εφαρμόζεται σαν προσέγγιση η παλινδρόμηση των αποδόσεων των μετοχών με τις ποσοστιαίες αλλαγές στις ισοτιμίες μετρούμενες συνήθως στον ίδιο χρόνο. Ο συντελεστής ευαισθησίας σε αυτές τις αλλαγές είναι γνωστός ως συντελεστής έκθεσης. Ωστόσο, οι Muller and Verschoor (2006) και Bartram and Bodnar (2007), αναφέρουν πως η δυσκολία ευρέσεως σχέσης σε αρκετές έρευνες, ίσως οφείλεται και στην αδυναμία που εμφανίζουν οι επενδυτές να κάνουν σωστές βραχυπρόθεσμα εκτιμήσεις της σχέσης και ίσως λύνεται αν χρησιμοποιηθούν και πιο παρελθούσες τιμές της ποσοστιαίας μεταβολής των ισοτιμιών, υποθέτοντας πως σε μακροχρόνιο ορίζοντα οι εκτιμήσεις των επενδυτών είναι πιο αντιπροσωπευτικές. Η αδυναμία ευρέσεως σχέσης σε μεγάλο πλήθος εταιριών είναι γνωστή στην βιβλιογραφία, σύμφωνα με τους Bartram and Bodnar (2007), ως το παζλ των εκθέσεων (exposure puzzle). Επιστρέφοντας πάλι στην μεθοδολογία, συνηθίζεται όπως αναφέρουν και οι Jorion (1990) και Kıymaz (2003), να χρησιμοποιούμε την επίδραση μη αναμενόμενων αλλαγών στην ισοτιμία, καθώς θεωρείται πως οι αναμενόμενες αλλαγές έχουν ήδη ληφθεί υπόψιν. Τέλος, σύμφωνα με τους Jorion (1990) και Bartram and Bodnar (2007), είναι σύνηθης πρακτική να υποδειγματοποιούνται οι αποδόσεις των μετοχών σε ένα πλαίσιο Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM), δηλαδή πρόσθετη περίληψη του χαρτοφυλακίου της αγοράς (market portfolio) στην παλινδρόμηση πέραν από τις μη αναμενόμενες αλλαγές στην ισοτιμία, καθώς αυτό μπορεί να λειτουργήσει σαν προσέγγιση των επικρατούσων μακροοικονομικών συνθηκών και να μας οδηγήσει σε ακριβότερη σχέση των μεταβλητών μας. Αντίθετα παράλειψή του, μπορεί να δώσει ψευδή εικόνα στην εκτιμώμενη σχέση, ιδιαίτερα όταν και οι δύο μεταβλητές είναι πιθανόν να επηρεαστούν ταυτόχρονα από αλλαγές στο μακροοικονομικό περιβάλλον. Έτσι, όλες οι έρευνες που θα αναφερθούν πιο κάτω, ακολουθούν και αυτές την ίδια μεθοδολογία στην επιλογή του υποδείγματος (εκτός αν αναφέρεται διαφορετικά), με μικρές διαφοροποιήσεις ωστόσο στο τρόπο ορισμού των επιμέρους μεταβλητών.

3.2.1 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ ΤΩΝ ΕΚΘΕΣΕΩΝ

Ο Kıymaz (2003) εξετάζει την σχέση των μεταβλητών μας εργαζόμενος πάνω σε εταιρίες του Τουρκικού χρηματιστηρίου στην περίοδο 1991-1998, που βρίσκει την Τουρκική οικονομία να αντιμετωπίζει έναν αρκετά μεγάλο πληθωρισμό

σύμφωνα με τον ίδιο. Εφαρμόζοντας την μεθοδολογία που αναφέρθηκε πιο πάνω από τους Jorion (1990) και Bartram and Bodnar (2007) σε δύο στάδια (στο ένα περιλαμβάνοντας μόνο τις ισοτιμίες και στο δεύτερο και την μεταβλητή της αγοράς) και χωρίζοντας το δείγμα σε δύο υποπεριόδους με σημείο διαχωρισμού την συναλλαγματική κρίση που υπέστη η Τουρκική λίρα, παρατηρεί πως οι εκθέσεις πριν την κρίση είναι μεγαλύτερες από αυτές μετά, φαινόμενο που ίσως να μπορεί να αιτιολογηθεί σύμφωνα με τον ίδιο στην προληπτική και προσεκτική πια στάση των επενδυτών αποφεύγοντας την έκθεση στον συναλλαγματικό κίνδυνο. Πρόσθετα, προβαίνοντας στον διαχωρισμό των εταιριών σε κλάσεις ανάλογα με την εξαγωγική ή εισαγωγική τους δραστηριότητα (μέσω του υπολογισμού των δεικτών συνολικών εξαγωγών ως προς συνολικές πωλήσεις και κόστεων εισαγωγικών υλών ως προς συνολικά κόστη και ύστερα κατάταξή τους), βρίσκει ότι οι μεγαλύτεροι συντελεστές έκθεσης παρατηρούνται στις ανώτερες κατατάξεις των εισαγωγικών και εξαγωγικών εταιριών. Πραγματοποιώντας την ανάλυση υπό το πλαίσιο του CAPM βρίσκει μεγάλη διαφορά από ότι από την παράλειψή της μεταβλητής της αγοράς, αφού τώρα 61,5% των εταιριών παρουσιάζει έκθεση σε σχέση με το 46,8% πριν. Τέλος, το πρόσημο της έκθεσης προκύπτει αρνητικό για το μεγαλύτερο ποσοστό των εταιριών.

Από την άλλη πλευρά, οι Fraser and Pantzalis (2004) μελετούν την έκθεση Αμερικανικών εταιριών χρησιμοποιώντας μια διαφορετική προσέγγιση στην επιλογή της συναλλαγματικής μεταβλητής. Τονίζουν πως ανάμεσα στις αδυναμίες που έχουν παρατηρηθεί στην εύρεση σχέσης στην Αμερική, είναι η χρήση σταθμισμένων ισοτιμιών που ίσως δεν αντικατοπτρίζουν τα νομίσματα στα οποία κάθε εταιρία είναι ευάλωτη λόγω των δραστηριοτήτων της. Έτσι χρησιμοποιούν δύο μεθόδους που λαμβάνουν υπόψιν ολόκληρη την διεθνή δραστηριότητα των εταιριών (μέσω της χρήσης δεδομένων για τον αριθμό των θυγατρικών και των χωρών που δραστηριοποιούνται και συνεπακόλουθα την δημιουργία νέων σταθμισμένων ισοτιμιών) και συγκρίνουν τα αποτελέσματα αυτών με την παραδοσιακή μέθοδο. Παρατηρούν, ότι χρησιμοποιώντας την σταθμισμένη ισοτιμία που είναι εξατομικευμένη στην οργανωσιακή δομή των δραστηριοτήτων της εταιρίας, έχουν μεγαλύτερους συντελεστές έκθεσης δίχως ωστόσο να αλλάζουν δραματικά τα ασθενώς σημαντικά αποτελέσματα (μόνο ένα τα εκατό των εταιριών έδειξαν κάποια σχέση).

Την περίπτωση της Ευρώπης εξετάζουν οι Muller and Verschoor (2006), χρησιμοποιώντας σαν εξεταζόμενα νομίσματα το γιεν, το αμερικανικό δολάριο και την αγγλική λίρα. Σε πρώτο στάδιο, συγκεντρώνοντας όλες τις εταιρίες όλων των χωρών μαζί για να βρεθεί η επιρροή τους από ένα κοινό νόμισμα (cross sectional analysis), προκύπτει ότι για τις ευρωπαϊκές χώρες υπάρχει σχέση ανάμεσα στις δύο μεταβλητές για όλα τα νομίσματα που κυμαίνεται από δέκα έως και είκοσι τα εκατό, σε αντίθεση με τα στατιστικά ασήμαντα ευρήματα για τις Αμερικανικές μετοχές (Muller and Verschoor, 2006). Όσον αφορά το πρόσημο της σχέσης, σε πρώτη ανάλυση φαίνεται να είναι αρνητικό υποδηλώνοντας την ισχύ της παραδοσιακής προσέγγισης από την πλευρά του εισαγωγέα. Κάνοντας την ανάλυση και σε επίπεδο χωρών, το μεγαλύτερο ποσοστό έκθεσης βρέθηκε στην

Γαλλία,στην Ολλανδία,στην Γερμανία και στην Ισπανία,με την αρνητική έκθεση να παραμένει και εδώ σταθερή.Επεκτείνοντας τώρα το συνήθες υπόδειγμα της παλινδρόμησης με την μεταβλητή της αγοράς και εξετάζοντας την σχέση των μεταβλητών σε ύστερες χρονικές περιόδους,παρατηρούν ότι όσο το χρονικό διάστημα μεγαλώνει (από μία έως και πενήντα τέσσερις εβδομάδες),τόσο και οι συντελεστές έκθεσης γίνονται ολοένα και πιο συχνοί στους διάφορους κλάδους, δικαιολογώντας οι Muller and Verschoor (2006) αυτό το γεγονός στην αντιμετώπιση του βραχυπρόθεσμου συναλλαγματικού κινδύνου μέσω της χρήσης αντισταθμιστικών μέσων,επιβεβαιώνοντας έτσι και τους Bartram and Bodnar (2007).Τέλος,σε επίπεδο κλάδων βρίσκουν σχεδόν σε όλους στατιστικά σημαντικούς συντελεστές έκθεσης (μόνο για τέσσερις βιομηχανίες δεν βρέθηκαν) αποδίδοντας αυτό το εύρημα στην μη χρήση αθροιστικών δεικτών για καθε κλάδο που ίσως εξομάλυνε τις θετικές και αρνητικές εκθέσεις (averaging out effect).

Οι Dominguez and Tesar (2006) εξετάζουν την ύπαρξη εκθέσεων σε οκτώ αναπτυσσόμενες και αναπτυσσόμενες χώρες (Χιλή,Γαλλία,Γερμανία,Ηνωμένο Βασίλειο,Ιαπωνία,Ολλανδία ,Ιταλία και Ταϋλάνδη).Αναγνωρίζοντας,όπως και οι Fraser and Pantzalis (2004),την σημασία που έχει ο τρόπος ορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας,προβαίνουν στην διερεύνηση εκθέσεων σε επίπεδο κλάδων (industries) και εταιριών (firm),χρησιμοποιώντας τρεις ορισμούς της συναλλαγματικής ισοτιμίας (μια διμερής με βάση το δολάριο,μια σταθμισμένη και μία διμερής βασισμένη στον κύριο εμπορικό εταίρο ανάλογα με τις ροές εισαγωγών και εξαγωγών) και βρίσκουν σημαντικές εκθέσεις άνω του είκοσι τα εκατώ για πέντε χώρες χρησιμοποιώντας οποιαδήποτε μορφή ισοτιμίας (Γερμανία,Ιταλία,Ιαπωνία,Ολλανδία και Ταϋλάνδη).Κάνοντας τώρα την ανάλυση τους σε επίπεδο χωρών,σε αντίθεση με τους Muller and Verschoor (2006),βρίσκουν για τις περισσότερες χώρες θετικό συντελεστή έκθεσης ακόμη και για κάποιες ευρωπαϊκές χώρες (ειδικότερα για την Γαλλία,Ιαπωνία,Ολλανδία,Ηνωμένο Βασίλειο),χωρίς ωστόσο να αποκλείονται και οι αρνητικές εκθέσεις (Ταϋλάνδη με περίπου ογδόντα τα εκατό εταιριών να παρουσιάζουν αρνητικές εκθέσεις). Τέλος,θέλοντας και οι ίδιοι να βρουν τους προσδιοριστικούς παράγοντες των εκθέσεων όπως και οι Muller and Verschoor (2006,2007),παλινδρομώντας τις εκτιμήσεις των συντελεστών έκθεσης με κάποια μεγέθη που θέλουν να προσεγγίσουν το μέγεθος και την διεθνή δραστηριότητα,βρίσκουν μεγαλύτερους συντελεστές έκθεσης για τις μικρές εταιρίες και εκείνες που έχουν δραστηριότητες πέραν της εγχώριας αγοράς.Παρόλα αυτά, το αποτέλεσμα της μεγαλύτερης έκθεσης στην περίπτωση των μικρών εταιριών δεν πρέπει να θεωρείται πάντα δεδομένο,αφού σύμφωνα με τους Muller and Verschoor (2007) μπορεί να έχει αντίθετο πρόσημο αν οι εταιρίες λόγω αυτής τους της ιδιαιτερότητας θέλουν να διατηρήσουν χαμηλότερο προφίλ κινδύνου (συναλλαγματικού).

Τέλος,οι Cuestas and Tang (2017) σε αντίθεση με τις ανωτέρω έρευνες, μελετούν την ύπαρξη ασύμμετρης έκθεσης στις Κινεζικές βιομηχανίες, χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα NARDL,όπως και άλλες έρευνες εξεταζόμενες την ασυμμετρία (Tian and Ma,2010;Bahmani-Oskooee and Saha,2016),όπου και

καταλήγουν στην ύπαρξη ασύμμετρων εκθέσεων στο εξήντα πέντε τα εκατό των κινεζικών βιομηχανιών, επιβεβαιώνοντας τα ευρήματα των Hsu et al. (2009) που εξέτασαν τις Ιαπωνικές βιομηχανίες. Ενδιαφέροντα ευρήματα ωστόσο σύμφωνα με τους συγγραφείς είναι η εύρεση έκθεσης σε μη εξαγωγωγικές βιομηχανίες, γεγονός που ίσως αντανάκλα την εξάρτηση σε εισαγόμενες πρώτες ύλες και η εύρεση έκθεσης στον τραπεζικό κλάδο, που δικαιολογείται και από την θεωρία της ασύμμετρης αντιστάθμισης που είδαμε νωρίτερα μέσω της χρήσης των αναπτυγμένων εργαλείων διαχείρισης του κινδύνου τους και όπως αναφέρουν οι συγγραφείς, από την εξάπλωση των εμπορικών δραστηριοτήτων των κινεζικών τραπεζών διεθνώς.

3.3 ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΤΩΝ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΚΑΙ ΤΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ

Πέραν από το κλασικό κομμάτι της βιβλιογραφίας που ελέγχει τις σχέσεις ανάμεσα στις μέσες τιμές των τιμών/αποδόσεων των μετοχών και των ιστοτιμιών, είτε κοιτώντας την σχέση των μεγεθών πιο μακροοικονομικά (σε επίπεδο χωρών) είτε πιο μικροοικονομικά (σε επίπεδο κλάδων/βιομηχανιών και εταιριών), ένα μεγάλο και αυξανόμενο κομμάτι της βιβλιογραφίας (Zhao, 2010; Caporale et al., 2014; Salisu and Oloko, 2015) ελέγχει και την σχέση ανάμεσα στις δεύτερες ροπές των μεταβλητών μας, δίνοντας μας περισσότερο πληροφόρηση ειδικά σε έρευνες που μελετούν τις επιδράσεις οικονομικών φαινομένων μεγάλης σημασίας (όπως οι Leung et al., 2017), αφού η διακύμανση θεωρείται ευρέως πως αποτυπώνει τον κίνδυνο και την αβεβαιότητα στις αγορές. Επομένως είναι λογικό σε αυτήν την βιβλιογραφία να γίνεται μεγάλη και συχνή χρήση υποδειγμάτων-περίπου παρόμοιων με υποδείγματα παλινδρόμησης- που χρησιμοποιούν ωστόσο ως εξαρτημένες μεταβλητές τις διακυμάνσεις των μεταβλητών μας. Αυτά τα υποδείγματα ποικίλουν και ανήκουν στην οικογένεια των λεγόμενων GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) υποδειγμάτων. Ωστόσο, παρόλο που είναι χρήσιμη η διερεύνηση των σχέσεων ανάμεσα στις διακυμάνσεις, η χρήση τους αποσκοπεί και στην επίλυση του προβλήματος της ετεροσκεδαστικότητας, ένα συχνό φαινόμενο σε χρηματοοικονομικές χρονοσειρές. Προτού προβούμε στα αποτελέσματα της βιβλιογραφίας, ας δούμε εν συντομία ποια είναι τα κατά κύριο λόγο χρησιμοποιούμενα υποδείγματα ώστε η ανάλυση που θα γίνει αργότερα να γίνει περισσότερο κατανοητή.

Αρχικά, έχουμε τα απλά GARCH υποδείγματα όπου η διακύμανση κάθε ενδιαφερόμενης μεταβλητής υποδειγματοποιείται και είναι συνάρτηση των παρελθοντικών σφαλμάτων (τα λεγόμενα errors ή νέα) και των παρελθοντικών διακυμάνσεων της ίδιας μεταβλητής. Έπειτα, έχουμε το E-GARCH υπόδειγμα, μια επέκταση του απλού GARCH υποδείγματος και ευρέως διαδεδομένη, που ενσωματώνει την ασύμμετρη/μη γραμμική επίδραση που μπορεί να παρατηρηθεί μεταξύ ενός καλού ή κακού νέου, μέσω των σφαλμάτων που αναφέρθηκαν νωρίτερα, στις διακυμάνσεις που εξετάζουμε και μελετάμε. Ενδεικτικές έρευνες σχετιζόμενες με την βιβλιογραφία μας είναι εκείνες του Kanas (2000), των Koseoglu and Cevic (2013) και του Ngo Tai Hung (2019). Υπάρχουν και στα E-

GARCH διάφορες υποκατηγορίες υποδειγμάτων, με χρησιμοποιούμενα ευρέως τα M-GARCH (MULTIVARIATE) (Caporale, 2002; Aloui, 2007) και τα GARCH-M (GARCH IN MEAN) (Kanas and Kouretas, 2002) υποδείγματα. Η πρώτη κατηγορία υποδειγμάτων επιτρέπει στα σφάλματα της μίας μεταβλητής να επηρεάζουν την διακύμανση της ίδιας αλλά και της άλλης και χρησιμοποιείται στην βιβλιογραφία για να δούμε πόσο διασυνδεδεμένες είναι οι αγορές μεταξύ τους ως προς την μεταβλητότητα (cross market volatility/shock spillovers). Από την άλλη πλευρά, η δεύτερη κατηγορία υποδειγμάτων επιτρέπει στις μέσες τιμές των μεταβλητών να είναι συνάρτηση της διακύμανσής τους (της ίδιας μεταβλητής). Πρόσθετα, πέραν από την ερεύνηση σχέσης ανάμεσα στις διακυμάνσεις, αρκετές έρευνες (Caporale et al, 2014; Moore and Wang, 2014) χρησιμοποιούν αυτά τα υποδείγματα ώστε να υποδειγματοποιήσουν και να εξετάσουν και τις συσχετίσεις των τιμών των μετοχών και των ισοτιμιών, παρέχοντας πληροφόρηση για την αλλαγή ή όχι της σχέσης τους κατά την διάρκεια των χρόνων. Τέτοια υποδείγματα είναι τα DCC και τα CCC υποδείγματα (Dynamic Conditional Correlation και Conditional Constant Correlation). Τέλος, μια άλλη σύνηθης πρακτική σε αυτό το μέρος της βιβλιογραφίας είναι να ελέγχεται και η λεγόμενη αιτιότητα ως προς τη μεταβλητότητα (causality in variance), που ουσιαστικά είναι η εφαρμογή της αιτιότητας Granger, που είδαμε και νωρίτερα, στις δεύτερες ροπές των μεταβλητών μας και αποτελεί πιο ισχυρή εικόνα της σχέσης των διακυμάνσεων των μεταβλητών μας, αφού οι εκτιμήσεις των παραμέτρων των GARCH υποδειγμάτων δείχνουν, όπως και στις απλές παλινδρομήσεις, συσχετίσεις των διακυμάνσεων των μεταβλητών μας και όχι την αιτιότητα όπως αυτή η προσέγγιση. Προϋποθέτει φυσικά πρώτα την υποδειγματοποίηση των διακυμάνσεων των μεταβλητών μας μέσω ενός GARCH υποδείγματος. Έρευνες που έχουν χρησιμοποιήσει αυτήν την προσέγγιση είναι μεταξύ άλλων, εκείνες των Caporale et al. (2002), του Aloui (2007) και των Capore et al. (2014).

3.3.1 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΣΤΙΣ ΑΝΑΠΤΥΓΜΕΝΕΣ ΑΓΟΡΕΣ

Θα δούμε τώρα την σχέση των διακυμάνσεων των τιμών των μετοχών και των ισοτιμιών στο παρακάτω σύνολο αναπτυγμένων χωρών: Αμερική, Ευρώπη, Ιαπωνία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ιταλία και Καναδά.

Θα ξεκινήσουμε πρώτα την ανάλυση μας με τις έρευνες του Kanas (2000), Yang and Doong (2004), Aloui (2007) καθώς και Warshaw (2020), αφού αυτές οι έρευνες μελετούν το ίδιο δείγμα χωρών (με τον Warshaw να μελετά ένα υποσύνολο τους) και έχουν πολλά στοιχεία σύγκρισης.

Αρχικά ο Kanas (2000), μελετά την σχέση των διακυμάνσεων των τιμών των μετοχών και των ισοτιμιών σε έξι από τις μεγαλύτερες οικονομίες (Αμερική, Καναδάς, Ηνωμένο Βασίλειο, Ιαπωνία, Γαλλία και Γερμανία) χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα M-GARCH, όπως ακριβώς έκαναν και οι Yang and Doong (2004) και ο Aloui (2007), με περίοδο δεδομένων πριν την εισαγωγή του νομίσματος του ευρώ. Μέσα από την ανάλυσή του βρίσκει πως για όλες τις χώρες εξέτασης με εξαίρεση την Γερμανία, παρατηρούνται συμμετρικές σχέσεις στις δύο μεταβλητές

με κατεύθυνση επίδρασης από τις τιμές των μετοχών στις ισοτιμίες. Ωστόσο ο Kanas (2000), δεν παρατηρεί κάποια επίδραση από την αντίθετη κατεύθυνση, προσδίδοντας αυτό το αποτέλεσμα είτε στο γεγονός της αποτελεσματικού χρήσης μεθόδων αντιστάθμισης συναλλαγματικού κινδύνου ή στο ότι γίνεται συνήθως στις έρευνες σαν προσέγγιση των τιμών/αποδόσεων των μετοχών, χρήση μετοχικών δεικτών που μπορεί να απορροφούν αν υπάρχουν αντίρροπης κατεύθυνσης επιρροές και να δείχνουν εν τέλει, μέσω της άθροισης, ανυπαρξία σχέσεων. Την έλλειψη οποιασδήποτε μορφής σχέσεων στην Γερμανία, την αποδίδει στην παρέμβαση της Κεντρικής της Τραπεζής στην συναλλαγματική της αγορά. Κοιτάζοντας τέλος αν υπάρχει αλλαγή στην σχέση αυτή διαχρονικά με σημαδειακό γεγονός την κρίση στην μετοχική αγορά του 1987, κάνοντας ξανά την ανάλυση, καταλήγει στο συμπέρασμα ότι η φύση της σχέσης δεν αλλάζει, απλώς γίνεται μεγαλύτερης επίδρασης.

Μελετώντας και εκείνοι την σχέση των μεταβλητών στην περίοδο πριν την εισαγωγή του ευρώ και για τις G-7 χώρες, οι Yang and Doong (2004) έρχονται να συμφωνήσουν με τον Kanas (2000), παρατηρώντας και οι ίδιοι πως δεν υπάρχει σχέση μεταξύ των μεταβλητών με κατεύθυνση επίδρασης από τις διακυμάνσεις των ισοτιμιών σε εκείνες των τιμών των μετοχών. Παρολαυτά, το σημείο στο οποίο αντιτίθενται με την έρευνα του Kanas (2000), είναι η γραμμικότητα στην σχέση των μεταβλητών, καθώς εκείνοι παρατηρούν την ύπαρξη ασυμμετρίας στην σχέση τους (για την Γαλλία, Ιταλία, Ιαπωνία και Αμερική). Ωστόσο για τις ίδιες χώρες συμφωνούν με τον Kanas (2000) ως προς την κατεύθυνση της επίδρασης, που μοιάζει με την ισχύ της προσέγγισης των περιουσιακών στοιχείων αν μπορούσε να επεκταθεί στους όρους των διακυμάνσεων τους. Τέλος, ένα άλλο κοινό σημείο με την προαναφερόμενη έρευνα, είναι πως παρατηρούν και αυτοί ανυπαρξία οποιασδήποτε σχέσης στην Γερμανία.

Μια άλλη έρευνα που συμφωνεί με τα ευρήματα των Yang and Doong (2004) και όχι με εκείνη του Kanas (2000), είναι εκείνη του Aloui (2007) που εξετάζει την σχέση των μεταβλητών στην Γαλλία, στην Γερμανία, στο Βέλγιο, στην Ισπανία, στην Ιταλία και στην Αμερική. Η μόνη διαφορά του με τις προαναφερθείσες, είναι ότι εκείνος τώρα εξετάζει την σχέση μεταξύ των δεύτερων ροπών των μεταβλητών μας και στην περίοδο μετά την εισαγωγή του ευρώ. Όσον αφορά τα αποτελέσματα, συμφωνεί, όπως προαναφέραμε και πριν, ακριβώς με τα ευρήματα των Yang and Doong (2004) και τα επεκτείνει για την περίπτωση του Βελγίου αναφερόμενος πάντα στην περίοδο πριν την εισαγωγή του ευρώ. Τα αποτελέσματα αλλάζουν ωστόσο στην περίοδο μετά από αυτό το γεγονός, αφού παρατηρείται τελικά ασύμμετρη σχέση μεταξύ των δεύτερων ροπών με κατεύθυνση επιρροής από τις ισοτιμίες στις μετοχές. Τέλος, καταφέρνει να βρει εν αντιθέσει με τους Kanas (2000) και Yang and Doong (2004), αμφίδρομη σχέση των μεταβλητών στην Γερμανία μετά την εισαγωγή του ευρώ.

Μια πιο πρόσφατη έρευνα που είναι κι αυτή όπως του Aloui (2007) βασισμένη στην περίοδο μετά την υιοθέτηση του ευρώ και που κοιτά την επίπτωση της Παγκόσμιας Οικονομικής Κρίσης, είναι του Warshaw (2020) με υπό εξέταση

χώρες την Γαλλία, τον Καναδά και την Γερμανία. Ωστόσο, σε αντίθεση με τους Kanas (2000), Yang and Doong (2004) και Aloui (2007) που χρησιμοποιούν υποδείγματα GARCH για υποδειγματοποίηση των διακυμάνσεων των μεταβλητών μας, αναγνωρίζοντας κάποιες πιθανές ατέλειες στην παραδοσιακή αυτή προσέγγιση εξέτασης, υπολογίζει με δεδομένα εντός της ημέρας (intra daily data), πραγματοποιηθείσες διακυμάνσεις σε ημερήσιο και εβδομαδιαίο ορίζοντα (realized volatilities). Τέλος, χρησιμοποιώντας σαν εναλλακτική μέθοδο εκτίμησης των διαχύσεων μεταβλητότητας στις δύο αγορές, την αιτιακή ανάλυση σε επίπεδο συχνότητας (frequency domain causality analysis), στις διάφορες υποπεριόδους πριν και μετά την Παγκόσμια Κρίση, παρατηρεί για το Ηνωμένο Βασίλειο αμφίπλευρης κατεύθυνσης αιτιακή σχέση στις διακυμάνσεις, σε αντίθεση με την έρευνα του Kanas (2000) που ανακαλύπτει μονόπλευρη, για την Γερμανία αμφίπλευρη σχέση πριν αλλά και κατά την διάρκεια της κρίσης και για την Γαλλία αμφίπλευρης κατεύθυνσης σχέση σε κάθε τώρα περίοδο, έρχοντας σε αντίθεση με τους Kanas (2000) και Yang and Doong (2004) και συμφωνώντας με τον Aloui (2007).

3.3.2 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΣΤΗ ΝΟΤΙΑ ΑΣΙΑ

Αναγνωρίζοντας πως η βιβλιογραφία των αναπτυσσόμενων χωρών είναι πυκνότερη στην Ασιατική ήπειρο, όπως και στην βιβλιογραφία των διαχύσεων των τιμών των μεταβλητών μας (return spillovers), θα επικεντρωθούμε εμείς κυρίως στην σχέση των δύο ροπών στην Νότια Ασία αρχικά (πιο συγκεκριμένα στο Μπαγκλαντές, Ινδία, Πακιστάν) και έπειτα στην Ανατολική (Κίνα, Ταϊλάνδη, Φιλιππίνες, Κορέα μεταξύ άλλων).

Ξεκινώντας με την Νότια Ασία, και ειδικότερα με το Μπαγκλαντές, έρευνες που αχολούνται με την διερεύνηση της σχέσης μεταξύ των δύο ροπών των μεταβλητών μας, είναι εκείνες των Hasan and Zaman (2017) και των Rubayat and Tereq (2017), με την πρώτη έρευνα μάλιστα να μελετά και την επίδραση άλλων μακροοικονομικών παραγόντων στην διακύμανση των τιμών των μετοχών, δημιουργώντας μια πιο ολοκληρωμένη και ακριβή εικόνα για την σχέση των μεταβλητών μας. Ακολουθώντας και οι δύο έρευνες υποδείγματα GARCH (GARCH-S και GARCH-M), κατέληξαν στο γεγονός πως η συναλλαγματική ισοτιμία είναι πράγματι σημαντική στην εξήγηση της διακύμανσης των τιμών των μετοχών με θετική επιρροή. Όμως το στοιχείο που διαφοροποιεί την έρευνα των Hasan and Zaman (2017), είναι ότι οι ισοτιμίες καθεαυτές είναι εκείνες που επηρεάζουν τις διακυμάνσεις των τιμών των μετοχών, ένδειξη ότι ίσως ισχύει η παραδοσιακή προσέγγιση, και όχι οι δεύτερες ροπές όπως προέκυψε στους Rubayat and Tereq (2017).

Κοιτάζοντας τώρα την Ινδία, ενδεικτικές είναι οι έρευνες του Arpe (2002), Mishra et al. (2007), Kumar (2013) και Lakshmanasamy (2021), με την έρευνα μάλιστα του Kumar (2013) να παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον καθώς χρησιμοποιεί διαφορετική προσέγγιση από τις προαναφερθείσες έρευνες, που είναι και η συνηθιζόμενη στην βιβλιογραφία (μέσω GARCH υποδειγμάτων). Ειδικότερα, ο

Kumar (2013) υιοθετεί τον δείκτη διάχυσης (spillover index) των Diebold and Yilmaz (2009) που ουσιαστικά είναι ένας δείκτης ο οποίος στηρίζεται σε ένα VAR πλαίσιο των μεταβλητών και σε ένα από τα πιο πλούσια εργαλεία του, την αποσύνθεση της διακύμανσης των σφαλμάτων πρόβλεψης των μεταβλητών (variance decomposition). Έτσι, είναι ικανός να δει μέσω αυτού σε μορφή ποσοστού, την συνεισφορά κάθε μεταβλητής (συμπεριλαμβανομένου και της ίδιας) στην συνολική διακύμανση του σφαλμάτος πρόβλεψης της, εύκολα και με πιο διαισθητική ερμηνεία. Ωστόσο, οι Arte (2002) και Mishra et al. (2007) μέσω της εφαρμογής του E-GARCH υποδείγματος ήταν ικανοί να εξετάσουν μια πτυχή που η έρευνα του Kumar (2013) υστερούσε, εκείνη της ασυμμετρίας στην σύνδεση των διακυμάνσεων των δύο μεταβλητών. Βέβαια και ανάμεσα στις δύο αυτές έρευνες υπήρχαν διαφορές, αφού η έρευνα του Arte (2002) κοιτούσε και την ασύμμετρη επίδραση μεταξύ των αγορών (cross market) ενώ των Mishra et al. (2007) περιοριζόταν στην εξέταση της ασυμμετρίας στην ίδια αγορά. Αναφορικά με τα αποτελέσματα, και εδώ υπάρχουν διαφορές, με τις έρευνες του Arte (2002) και Mishra et al. (2007) να υποστηρίζουν συμμετρική σχέση από τις διακυμάνσεις της ισοτιμίας Δολαρίου/Ρουπίας στην διακύμανση της μετοχικής αγοράς της Ινδίας, ενώ ο Lakshamanashamy (2021) δεν καταφέρνει να εντοπίσει καμία στατιστική σχέση μεταξύ τους. Παρόλα αυτά, όπως αναφέρουν οι Mishra et al. (2007) θα πρέπει να επιδείξουμε ιδιαίτερη προσοχή στα αποτελέσματα του Arte (2002) λόγω προβλημάτων στην συλλογή δεδομένων.

Τέλος, και κλείνοντας με τις Νότιες Ασιατικές Χώρες, έρευνες που έχουν εστιάσει στην εξέταση της σχέσης των μεταβλητών στο Πακιστάν, είναι εκείνες των Qayyum and Kemal (2006), Khan and Ali (2015), των Bhat and Shah (2015), των Jebban and Iqbal (2016) και των Ghouse et al. (2021). Εδώ τα αποτελέσματα είναι πιο ομόφωνα καθώς όλες οι έρευνες αναφέρουν διμερείς σχέσεις ανάμεσα στις διακυμάνσεις των μεταβλητών μας (είτε ασύμμετρες είτε συμμετρικές) με εξαίρεση μόνο την έρευνα του Qayyum and Kemal (2006) που δεν βρίσκει σημαντική την διακύμανση της ισοτιμίας στην μετοχική αγορά του Πακιστάν. Εάν αξίζει να σημειωθεί κάτι εδώ, είναι η διαφορετική και όμοια προσέγγιση των Khan and Ali (2015) και Bhat and Shah (2015), που πέρα από την υποδειγματοποίηση των διακυμάνσεων μέσω GARCH υποδείγματος και την ένδειξη κάποιας συσχέτισης μεταξύ των διακυμάνσεων, μέσω της συνολοκλήρωσης και της αιτιότητας του Granger (causality in variance) θέλησαν να εξετάσουν και την ύπαρξη κάποιας μακροχρόνιας και αιτιώδους σχέσης, καταφέροντας έτσι και οι δύο έρευνες να βρουν ισχυρότερα και καταφατικά αποτελέσματα από ότι οι προηγούμενες.

3.3.3 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΣΤΗΝ ΑΝΑΤΟΛΙΚΗ ΑΣΙΑ

Εδώ οι έρευνες είναι πιο πολλές σε σχέση με την Νότια Ασία και μελετούν κυρίως το σύμπλεγμα των χωρών που είχε υποστεί την μεγάλη ζημιά της Ασιατικής Κρίσης του 1997, είτε μελετώντας τις συνολικά (Moore and Wang, 2014) είτε ατομικά (Zhao, 2010), με αυτό να είναι των κάτωθι χωρών: Ινδονησία, Ταϊλάνδη, Φιλιππίνες, Μαλαισία, Κορέα και Σιγκαπούρη. Βέβαια, από

την παραπάνω συλλογή δεν θα μπορούσε να μην περιληφθεί η περίπτωση της Κίνας.

Ξεκινώντας πρώτα με την Κίνα, σχετικές έρευνες είναι εκείνες των Zhao (2010) Jebran and Iqbal (2016), Jebran (2018) και Qin et al. (2018). Ένα στοιχείο το οποίο χρίζει προσοχής και είναι κοινό μεταξύ των ερευνών, είναι η επιλογή του διαστήματος μελέτης τους (1991-2018) όπου μέσα σε αυτό έχουν συμβεί δύο πολύ σημαντικά γεγονότα για την Κίνα. Αρχικά, έχουμε την απελευθέρωση της συναλλαγματικής πολιτικής της Κίνας από αυστηρώς σταθερή σε μερικώς επηρεαζόμενη και την μεγάλη Παγκόσμια Κρίση του 2008. Γίνεται λόγος για αυτήν την λεπτομέρεια καθώς τα αποτελέσματα των Jebran and Iqbal (2016) ίσως να μην είναι αξιόπιστα, καθώς δεν φαίνεται να έχουν μεριμνήσει για πιθανή διαρθρωτική αλλαγή στην σχέση των μεταβλητών μας, όπως έκαναν ο Zhao (2010) και οι Qin et al (2018) μέσω της χρήσης βοηθητικών μεταβλητών (dummy variables) για κάθε ένα από τα δύο γεγονότα ή όπως ο Jebran (2018) με διαχωρισμό του δείγματος σε υποδείγματα, με την τελευταία όμως να μην λαμβάνει υπόψιν την αλλαγή στη συναλλαγματική πολιτική. Όσον αφορά τα αποτελέσματα τώρα, και οι τρεις έρευνες βρίσκουν σχέση στις διακυμάνσεις των αγορών μας, με την μόνη διαφορά να έγκειται στο αν αυτή είναι γραμμική ή όχι. Ειδικότερα, οι Zhao (2010) και Qin et al. (2018) βρίσκουν αμφίδρομες συμμετρικές σχέσεις στις διακυμάνσεις των δύο αγορών, ενώ ο Jebran (2018) παρατηρεί αμφίδρομη ασύμμετρη σχέση των μεταβλητών στην περίπτωση του δείγματος μετά την Παγκόσμια Κρίση (ενώ στο πριν την κρίση δείγμα εύρισκε ασύμμετρη και μονόπλευρη από την συναλλαγματική στην μετοχική αγορά). Η τελευταία αυτή παρατήρηση ίσως είναι σύμφωνη με την άποψη των Lean et al. (2005) και Phylaktis and Ravazolo (2005) αν επεκταθεί και στο επίπεδο των διακυμάνσεων των μεταβλητών, ότι δηλαδή σε περιόδους κρίσης οι σχέσεις τους τείνουν να γίνονται ισχυρότερες από ότι σε περιόδους ηρεμίας.

Έρευνες που εξετάζουν το σύμπλεγμα των χωρών που ανεφέρθηκε νωρίτερα (ή υποσύνολό τους) είναι των Walid et al (2011), του Chkili (2012) και των Moore and Wang (2014). Πιο αναλυτικά, οι Moore and Wang (2014) χρησιμοποιώντας το DCC-GARCH υπόδειγμα κοιτούν την δυναμική πορεία στον χρόνο των συσχετίσεων των τιμών των μετοχών και των ισοτιμιών σε κάποιες αναπτυγμένες και σε όλο το παραπάνω σύμπλεγμα χωρών και σύμφωνα με τον Ely (2015) αποτελεί, αν και άμεσα δεν είναι αντιληπτό, έναν από τους τρόπους εξέτασης των σχέσεων των διακυμάνσεων. Αυτό που ξεχωρίζει την έρευνα τους ωστόσο, είναι η προσπάθειά τους να δουν αν κινητήριοι παράγοντες πίσω από αυτήν την αλλαγή είναι η απελευθέρωση στην αγορά αγαθών ή μήπως η διασύνδεση στις χρηματοοικονομικές αγορές. Έτσι, πραγματοποιώντας μια παλινδρόμηση-αφού είχαν κάνει τους κατάλληλους έλεγχους στασιμότητας-κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι για τις Ασιατικές αυτές χώρες προσδιοριστικός παράγοντας ήταν η πραγματική οικονομία μέσω της διακίνησης αγαθών και υπηρεσιών.

Από την άλλη πλευρά, οι Walid et al. (2011) βρίσκοντας περιοριστικό το γεγονός να μην εμφανίζεται διαρθρωτική αλλαγή σε δύσκολες ή καλές περιόδους

στην διακύμανση των τιμών των μετοχών, μέσω της εφαρμογής ενός MS-EGARCH (Markov Switching) υποδείγματος για την Μαλαισία, την Σιγκαπούρη και το Χονγκ Κονγκ, εξέτασαν την ύπαρξη ασύμμετρης σχέσης στις διακυμάνσεις των τιμών των μετοχών και των ιστοτιμιών σε δύο καθεστώτα (ένα χαμηλής-καλό- και ένα υψηλής μεταβλητότητας-κακό), με το υπόδειγμα τους να έχει στηθεί έτσι ώστε οι πιθανότητες μετάβασης από το ένα καθεστώς στο άλλο να επηρεάζονται από την διακύμανση των ιστοτιμιών. Αφήνοντας ακόμη την διακύμανση των ιστοτιμιών να επηρεάζει και τις μέσες αποδόσεις των τιμών των μετοχών, παρατήρησαν ασύμμετρη επίδραση στις διακυμάνσεις των τιμών των μετοχών των Ασιατικών χωρών στα δύο καθεστώτα, με μεγαλύτερη σε απόλυτο μέγεθος να είναι η θετική επίδραση στην κακή περίοδο από ότι η αρνητική στην καλή/ήρεμη περίοδο. Έτσι, και σε συμφωνία με τις έρευνες των Phylaktis and Ravazolo (2005) και Lean et al. (2005), είδαν την ενδυνάμωση των σχέσεων των μεταβλητών σε περιόδους υψηλής οικονομικής αβεβαιότητας. Τέλος, η πιο επίκαιρη έρευνα του Chkili (2012) έρχεται μέσω της εφαρμογής ενός BEKK-GARCH υποδείγματος να επαληθεύσει τα ευρήματα της προηγούμενης έρευνας, βρίσκοντας τώρα αμφίδρομες επιδράσεις μεταξύ των διακυμάνσεων των δύο μεταβλητών.

4. ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

4.1 ΧΡΗΣΙΜΟΠΟΙΟΥΜΕΝΕΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ

Πέραν από τις ισοτιμίες, υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που μπορούν να συσχετίζονται και να διαμορφώνουν τις τιμές των μετοχών και που παράβλεψη τους ίσως δημιουργούσε μεροληψία στα αποτελέσματα της έρευνας. Επομένως, σε αυτό το κομμάτι της ανάλυσης θα αναφερθεί ο θεωρητικός μηχανισμός σύνδεσης των υπολοίπων ανεξάρτητων μεταβλητών με τις τιμές των μετοχών, δικαιολογώντας την χρήση τους στο εξεταζόμενο υπόδειγμα.

4.1.1 ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Όπως αναφέρουν οι Chidothi and Sheefeni (2013), ενώ η θεωρητική και εμπειρική σχέση του πληθωρισμού και των αποδόσεων των μετοχών-που μέσω των αποδόσεων βλέπουμε και την σχέση με τις τιμές των μετοχών- έχει μελετηθεί εκτενώς, δεν μπορούμε να καταλήξουμε σε μια σαφή ταύτιση της θεωρητικής σχέσης που υποστηρίζει η οικονομική θεωρία και με εκείνη που ανακύπτει από τις εμπειρικές μελέτες. Όπως δηλώνεται και στις έρευνες των Fama (1981), Geske and Roll (1983) και Eldomiaty et al.(2019), η κλασική οικονομική θεωρία προσβλέπει θετική σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και στον πληθωρισμό ορμώμενη από το έργο του Fisher (1930) και το γνωστό αποτέλεσμα του Fisher (Fisher effect). Σύμφωνα με αυτήν την θεωρία, το ονομαστικό επιτόκιο δεν είναι παρά το άθροισμα του πραγματικού επιτοκίου με τον πληθωρισμό. Επομένως, μια αύξηση του πληθωρισμού αν θέλουμε να παραμείνει σταθερή η πραγματική απόδοση, θα πρέπει να συνεπάγεται την αύξηση του ονομαστικού επιτοκίου. Έτσι, μεταφέροντας αυτή τη λογική στις αποδόσεις των μετοχών, οι μέτοχοι βλέποντας την αύξηση του πληθωρισμού θα ζητήσουν μεγαλύτερη ονομαστική απόδοση έτσι ώστε να μην διαβρωθεί η αγοραστική αξία της επένδυσής τους και να προστατευθούν. Αυτή η αύξηση σύμφωνα με τους Gordon (1959) και Eldomiaty et al. (2019), θα έρθει από αύξηση στην ονομαστική αξία των πληρωμών των μερισμάτων και από το υπόδειγμα του Gordon (υπόδειγμα προεξόφλησης μερισμάτων) θα έχουμε αύξηση στην τιμή της μετοχής. Ωστόσο, η εμπειρική βιβλιογραφία δεν φαίνεται να συμφωνεί ως προς αυτήν την σχέση, με έρευνες όπως των Nelson (1976), Jaffe and Mandelker (1976) και Fama and Schwert (1977) να βρίσκουν αρνητική σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και των αποδόσεων των μετοχών. Μάλιστα όπως αναφέρουν οι Chidothi and Sheefeni (2013), μια προσπάθεια αιτιολόγησης αυτής της σχέσης δόθηκε από τον Fama (1981), που έβαλε μέσα στην σχέση και την πραγματική οικονομία η οποία συσχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των μετοχών, αλλά αρνητικά με τον πληθωρισμό. Βέβαια, η τελευταία αυτή παρατήρηση σύμφωνα με τους Fama (1981) και Chidothi and Sheefeni (2013), παρατηρείται όταν η οικονομία βρίσκεται σε περιβάλλον στασιμοπληθωρισμού (δηλαδή υψηλός πληθωρισμός με χαμηλή ανάπτυξη).

4.1.2 ΤΙΜΗ ΠΕΤΡΕΛΑΙΟΥ

Μεγάλο πλήθος ερευνών έχει εξετάσει την σχέση ανάμεσα στις τιμές πετρελαίου και στις τιμές μετοχών (ενδεικτικά Papapetrou, 2001; El-Sharif et al, 2005; Basher and Sadorsky, 2006; Cong et al., 2008), παρέχοντας μεικτά αποτελέσματα σχετικά με το πρόσημο της σχέσης, που κατά τον Oberndorfer (2009) ίσως σχετίζεται με την ιδιότητα της κάθε επιχείρησης, αν είναι δηλαδή εισαγωγέας ή εξαγωγέας πετρελαίου. Αναλυτικότερα, μια αύξηση των τιμών του πετρελαίου ενδέχεται κατά τους Basher and Sadorsky (2006) να αυξήσει το κόστος παραγωγής υποθέτοντας μη τέλεια υποκαταστασιμότητα μεταξύ των συντελεστών παραγωγής και που θα οδηγήσει κατά τους Filis (2011) και Degiannakis et al. (2018), υποθέτοντας μια εξαγωγική πετρελαϊκή επιχείρηση, σε υψηλότερα κέρδη και σε υψηλότερες μελλοντικές προσδοκώμενες ταμειακές ροές, αυξάνοντας τις τιμές των μετοχών, μια επιχειρηματολογία βασισμένη κατά τους Degiannakis et al. (2018) στην υπόθεση ενός προεξοφλητικού υποδείγματος ταμειακών ροών για τον προσδιορισμό της αξίας των μετοχών. Το αντίθετο βέβαια αποτέλεσμα θα ίσχυε στην περίπτωση που η επιχείρηση ήταν εισαγωγέας πετρελαίου, επιβαρυνόμενη με χαμηλότερα κέρδη και χαμηλότερη τιμή μετοχής βάση του προεξοφλητικού υποδείγματος, λόγω της ανόδου των πετρελαϊκών τιμών. Ένα άλλο κανάλι σύνδεσης των μεταβλητών προκύπτει, σύμφωνα με τους Degiannakis et al. (2018), αν εισέλθει σαν δίαυλος διασύνδεσης των δύο μεταβλητών το επιτόκιο, που θα υπεισέρθει με την σειρά του στον προεξοφλητικό παράγοντα του υποδείγματος των ταμειακών ροών. Πιο συγκεκριμένα, σύμφωνα με τους Abel and Bernanke (2001), μια αύξηση των πετρελαϊκών τιμών θα επιβαρύνει τους καταναλωτές, καθώς θα επωμιστούν αυτήν την αύξηση πληρώνοντας ακριβότερα τελικά προϊόντα και ίσως οδηγήσει σε αύξηση πληθωριστικών πιέσεων. Υπό την προσδοκία πληθωρισμού, οι Basher and Sadorsky (2006) αναμένουν άμεση αντίδραση από την Κεντρική Τράπεζα της εκάστοτε χώρας για την καταπολέμησή του υπό την μορφή υψηλότερων επιτοκίων που θα οδηγήσει κατά τους Degiannakis et al. (2018), μέσω του προεξοφλητικού υποδείγματος, στην μείωση των τιμών των μετοχών. Συμπερασματικά, από την παράθεση των παραπάνω καναλιών σύνδεσης των δύο μεταβλητών γίνεται αντιληπτό πως οποιοδήποτε παρατηρούμενο πρόσημο είναι θεωρητικά αποδεκτό στην εξήγηση της σχέσεως των τιμών των πετρελαίων και των τιμών των μετοχών.

4.1.3 ΤΙΜΗ ΧΡΥΣΟΥ

Η σχέση της τιμής του χρυσού και των τιμών των μετοχών θεωρητικά στηρίζεται στην ιδιότητα του χρυσού να λειτουργήσει σαν μια ασφαλή στήριξη για τους επενδυτές σε περιόδους οικονομικής αβεβαιότητας (Baur and McDermott, 2010) και μελετάται στην βιβλιογραφία που ασχολείται με τον σχηματισμό και την διαχείριση χαρτοφυλακίου. Έχει παρατηρηθεί πως συνήθως σε τέτοιες περιόδους, και σε αντίθεση με άλλα πολύτιμα μέταλλα, όταν οι επενδυτές νιώσουν κίνδυνο και απομακρυνθούν από τις μετοχές μειώνοντας την τιμή τους, ο χρυσός λόγω της απλότητας στους μηχανισμούς της αγοράς του προσελκύει

τους επενδυτές, γιατί είναι αγαθό που χρησιμοποιείται σε διάφορες βιομηχανίες και οι παράγοντες που διαμορφώνουν την αξία του δεν είναι άμεσα συνυφασμένοι με οικονομικούς δείκτες και μεγέθη όπως άλλα χρηματοοικονομικά περιουσιακά στοιχεία (όπως η πορεία των κερδών ή ο πιστωτικός κίνδυνος), με αποτέλεσμα να έχει άνοδο στην τιμή του (Baur and McDermott, 2010). Συνεπακόλουθα, περιμένουμε μια αρνητική συσχέτιση μεταξύ του χρυσού και των μετοχών. Όμως, μια θετική συσχέτιση μεταξύ των μεγεθών είναι εφικτή, αφού δεν είναι αναγκαίο να ισχύει αυτή η αρνητική σχέση πάντοτε, καθώς αυτή η ιδιότητα σύμφωνα με τους Baur and Lucey (2010) είναι γνώρισμα των αντισταθμιστικών περιουσιακών στοιχείων (hedging assets).

4.1.4 10-ΕΤΗ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Η σχέση μεταξύ επιτοκίων και τιμών μετοχών έχει ερευνηθεί σε πληθώρα ερευνών είτε εξετάζοντας την σχέση των δύο μεταβλητών μεμονωμένα (Shiller and Beltratti, 1992; Kim and In, 2007; Amarasinghe, 2015), είτε περιλαμβάνοντας την μεταβλητή του επιτοκίου σε ένα ευρύτερο σύνολο μακροοικονομικών παραγόντων και εξετάζοντας την σχέση τους με τις μετοχές (Maysami et al., 2004; Inegbedion, 2012; Eita, 2012; Patel, 2012; Rjoub et al., 2017). Οι Kim and In (2007) επισημαίνουν πως η διερεύνηση της σχέσεως των μεταβλητών μας, μπορεί να γίνει χρησιμοποιώντας είτε βραχυπρόθεσμα είτε μακροπρόθεσμα επιτόκια αναλόγως με την υπόθεση για τον επενδυτικό ορίζοντα των επενδυτών. Αναλογιζόμενοι πως η παρούσα έρευνα επιθυμεί να παράξει πληροφορίες απευθυνόμενες στο επενδυτικό κοινό και στους θεσμικούς παράγοντες, κρίθηκε ως βέλτιστη επιλογή η αντιμετώπιση των μετοχών ως μακροπρόθεσμου περιουσιακού στοιχείου και ως εκ τούτου χρησιμοποιούνται τα αγοραία επιτόκια των δεκαετών ομολόγων για την σχέση των δύο μεταβλητών. Το υπόδειγμα πάνω στο οποίο συνήθως στηρίζεται η βιβλιογραφία (με ενδεικτικές έρευνες αυτές των Shiller and Beltratti (1992) και Ioannidis and Kontonikas (2008)) για να μπορέσει να εξάγει το θεωρητικό πρόσημο της σχέσης των δύο μεγεθών, είναι ένα υπόδειγμα προεξόφλησης μερισμάτων από το οποίο αναμένεται, λόγω του προεξοφλητικού παράγοντα, μια αρνητική σύνδεση μεταξύ των μεταβλητών. Ένα επιχείρημα που αναφέρεται από τους Shiller and Beltratti (1992) και είναι δυνατόν να εξηγήσει το παραπάνω αποτέλεσμα είναι η αντιμετώπιση των ομολόγων, και πιο συγκεκριμένα των επιτοκίων τους, ως κόστος ευκαιρίας από την επένδυση σε μετοχές. Έτσι, όταν πραγματοποιείται μια αύξηση στις αποδόσεις/επιτόκια των ομολόγων, εάν οι προσδοκίες για τα μελλοντικά μερίσματα των μετοχών παραμένουν σταθερές, θα πρέπει να συμβεί μια μείωση στις τιμές των μετοχών ώστε να αυξηθεί η απόδοσή τους και να μην χάσουν την ελκυστικότητα τους ως επένδυση απέναντι στα ομόλογα. Λειτουργώντας πάλι κάτω από το πλαίσιο του προεξοφλητικού υποδείγματος και κοιτάζοντας την επιρροή και στις ταμειακές ροές, η αναγνώριση των ομολόγων σαν μια από τις μεγαλύτερες πηγές χρηματοδότησης για τις δραστηριότητες των εταιριών έχει την ικανότητα να εξηγήσει την αρνητική σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών σύμφωνα με τους Mishkin (2001) και τους Mayasami et al. (2004). Αναλυτικότερα, όταν πραγματοποιείται μια αύξηση στα επιτόκια των ομολόγων, το κόστος δανεισμού

είναι υψηλότερο για τις εταιρίες αυξάνοντας το ποσοστό ως προς τις ταμειακές ροές που πρέπει να διατεθεί για την εξυπηρέτηση του δανεισμού, επηρεάζοντας αρνητικά το τρέχον μέρισμα και τις προσδοκίες για την μελλοντική του εξέλιξη, μειώνοντας τελικά την τιμή των μετοχών. Παρόλα αυτά, οι Shiller and Beltratti (1992) ενώ αναγνωρίζουν την θεωρητική ορθότητα πίσω από την αρνητική συσχέτιση, επισημαίνουν πως μια θετική συσχέτιση ανάμεσα στις τιμές των μετοχών και στα επιτόκια μπορεί να πραγματοποιηθεί, παρέχοντας ως παράδειγμα μια μείωση επιτοκίων –ταυτόσημη με την αύξηση ζήτησης ομολόγων– που μπορεί να έχει προέλθει λόγω ανησυχίας για την μελλοντική πορεία της κερδοφορίας των επιχειρήσεων επηρεάζοντας αρνητικά την τιμή της μετοχής μέσω του προεξοφλητικού μηχανισμού.

4.1.5 Α.Ε.Π – ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΠΤΥΞΗ

Μεγάλος αριθμός εργασιών έχει αφιερωθεί στον έλεγχο της σχέσης των τιμών των μετοχών και της οικονομικής ανάπτυξης, με ενδεικτικές έρευνες αυτές των Kim and In (2003), Ritter (2005), Cole (2008), Liu and Sinclair (2008), Oskoe (2010) και Adam (2015). Επειδή η μεταβλητή της οικονομικής ανάπτυξης έχει την ιδιότητα εξ'ορισμού να είναι ευρείου χαρακτήρα και συνεπώς μπορεί να επηρεάζει αλλά και να επηρεάζεται από πολλούς παράγοντες, συνήθως είναι η πρακτική από την βιβλιογραφία να μελετά τις δύο μεταβλητές αμφίδρομα. Απόρροια αυτής της κατάστασης είναι και το θεωρητικό πλαίσιο σύνδεσης των δύο μεταβλητών να εξαρτάται κάθε φορά από ποια κατεύθυνση επίδρασης εξετάζεται, με το πρόσημο ωστόσο που προσβλέπει να παραμένει το ίδιο σε κάθε περίπτωση (και που είναι θετικό). Επομένως, υποθέτωντας όπως στις προηγούμενες περιπτώσεις ένα υπόδειγμα προεξόφλησης ταμειακών ροών για τις μετοχές, η οικονομική ανάπτυξη/ύφεση μπορεί να επηρεάσει την αξία των μετοχών καθορίζοντας τις προσδοκίες για την εξέλιξη των μελλοντικών ταμειακών ροών. Μάλιστα, ακόμη και οι προσδοκίες για την μελλοντική ανάπτυξη δύνανται να επηρεάσουν τις τιμές των μετοχών λόγω του προεξοφλητικού μηχανισμού της αγοράς (Oskoe, 2010). Έτσι, αν λόγου χάριν αναμένεται να υπάρξει οικονομική ανάπτυξη, λόγω της προσδοκίας για αυξημένα κέρδη και ταμειακές ροές των επιχειρήσεων, οι τιμές των μετοχών μέσω του υποδείγματος προεξόφλησης θα αυξηθούν. Το αντίθετο αποτέλεσμα είναι λογικό πως θα προέκυπτε αν υπήρχαν προσδοκίες υφέσεως για την οικονομία. Από την άλλη πλευρά, οι μετοχές μπορεί να επηρεάσουν θετικά την οικονομική ανάπτυξη μέσω των επενδύσεων και πιο συγκεκριμένα μέσω του Tobin q και μέσω της θεωρίας του οικονομικού επιταχυντή (financial accelerator) των Bernanke and Gertler (1988) (Yilanci et al., 2021). Στην περίπτωση του Tobin q , για να μπορέσει να οριστεί απαιτείται ο υπολογισμός του λόγου της χρηματιστηριακής αξίας ως προς το κόστος αντικατάστασης, με αυτό να αποτελεί το κόστος που θα υφίσταντο η επιχείρηση εάν ήθελε από την αρχή να αντικαταστήσει όλα τα περιουσιακά της στοιχεία. Επομένως, όταν οι εταιρίες παρατηρήσουν πως το κόστος αντικατάστασης (replacement cost) είναι μικρότερο από τις τρέχουσες τιμές των μετοχών, ίσως είναι περισσότερο διατεθειμένες να προβούν σε επενδύσεις μέσω έκδοσης νέων μετοχών καθότι το κόστος θα υπερκαλύπτεται από το νέο μετοχικό

κεφάλαιο, οδηγώντας σε μεγαλύτερη οικονομική δραστηριότητα. Η άλλη θεωρία που αντιμετωπίζει τις επενδύσεις σαν φορέα της οικονομικής ανάπτυξης είναι η θεωρία του οικονομικού επιταχυντή, όπου τονίζεται η λειτουργία των μετοχών σαν εμπράγματα εξασφαλίσεις. Αναλυτικότερα, όταν παρατηρείται αύξηση στην τιμή των μετοχών, οι εταιρίες είναι πολύ πιθανόν να τις χρησιμοποιήσουν σαν ενέχυρο για την απόκτηση τραπεζικού δανεισμού, χρησιμοποιώντας το δανειζόμενο ποσό για επενδύσεις, αυξάνοντας την οικονομική δραστηριότητα.

4.2 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Για να εξετάσουμε και να διερευνήσουμε την σχέση ανάμεσα στις μεταβλητές μας για τις είκοσι έξι επιλεγθείσες χώρες, θα στηριχτούμε στην πάνελ δόμηση των δεδομένων μας και όχι στην αντιμετώπιση τους ως απλές χρονοσειρές. Προτού ωστόσο παραθέσουμε το υπόδειγμα που θα χρησιμοποιηθεί στην ανάλυση και τις απαραίτητες μεθοδολογίες, ας δούμε κάποια βασικά στοιχεία για την ανάλυση πάνελ και την διαδρομή από την οποία θα εκμαιευτεί το χρησιμοποιούμενο υπόδειγμα.

4.2.1 ΜΙΑ ΠΡΩΤΗ ΜΑΤΙΑ ΣΤΗΝ ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΠΑΝΕΛ

Ως πάνελ δεδομένα ορίζουμε εκείνα τα οποία συνδυάζουν δύο πολύ βασικούς τομείς της οικονομετρικής ανάλυσης, με αυτούς να είναι εκείνων της διαστρωματικής ανάλυσης και της ανάλυσης χρονοσειρών. Η διαστρωματική ανάλυση βασίζεται στην συλλογή δεδομένων σε μία συγκεκριμένη χρονική περίοδο/στιγμή για πολλές διαφορετικές οντότητες (Wooldridge, 2009). Από την άλλη πλευρά η ανάλυση χρονοσειρών, έγκειται στην παρατήρηση της εξέλιξης μέσα στον επιλεγμένο χρονικό ορίζοντα της πορείας των εξεταζόμενων μεταβλητών και στην αναζήτηση πιθανής σχέσεως τους. Επομένως, τα πάνελ δεδομένα δεν είναι παρά δεδομένα πολλών χρονοσειρών μεταξύ διαφορετικών οντοτήτων για τις ίδιες μεταβλητές. Αξίζει να σημειωθεί πως για να χαρακτηριστούν τα δεδομένα μας ως πάνελ θα πρέπει η σύνθεση του δείγματος των οντοτήτων κατά την περίοδο μελέτης να μην αλλάζει, αλλιώς πάλι θεωρείται ένα είδος διαστρωματικής ανάλυσης (Wooldridge, 2009).

Για να γίνουν περισσότερο κατανοητά τα διαφορετικά είδη ανάλυσης, παρακάτω παρατίθενται και η μαθηματική τους απεικόνιση. Για την διαστρωματική ανάλυση:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \varepsilon_i \quad (4)$$

όπου $i=1,2,\dots,N$ ο αριθμός των οντοτήτων για τις οποίες έχουν συλλεχθεί τα στοιχεία για τις μεταβλητές y και x_1 και ε_i το σφάλμα της i οντότητας. Για την ανάλυση των χρονοσειρών:

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 x_{1,t} + v_t \quad (5)$$

όπου $t=1,2,\dots,T$ είναι οι χρονικοί δείκτες των μεταβλητών μας και μπορεί να δηλώνουν έτη, μήνες, μέρες ή τρίμηνα, αναλόγως με την διαθεσιμότητα των δεδομένων για τις μεταβλητές y και x_1 και v_t είναι το σφάλμα την στιγμή t . Τέλος για την ανάλυση δεδομένων πάνελ ισχύει η ακόλουθη μαθηματική απεικόνιση:

$$y_{i,t} = \delta_1 x_{1,i,t} + u_{i,t} \quad (6)$$

όπου τώρα η σύνδεση των μεταβλητών μας y και x_1 γίνεται και στην διάσταση του χρόνου (μέσω του t δείκτη) αλλά και ανά διαστρωμάτωση (λόγω του i δείκτη) Ως $u_{i,t}$ ορίζεται το σφάλμα της i οντότητας την χρονική στιγμή t . Η απουσία του σταθερού όρου στο υπόδειγμα (6) θα γίνει εμφανής στην παρακάτω ενότητα.

Παρατηρώντας πιο προσεκτικά τις διατυπώσεις των παραπάνω υποδειγμάτων, προκύπτει το εύλογο ερώτημα του ποια είναι η διαφορά μεταξύ της ανάλυσης χρονοσειρών εφαρμοζόμενη σε πολλές διαφορετικές οντότητες και συλλογή των δεδομένων σε ένα ενιαίο σύνολο αγνοώντας τις διαστρωματώσεις με την ανάλυση πάνελ. Πράγματι, εκ πρώτης όψεως δεν φαίνεται να υπάρχει διαφορά ανάμεσα στις δύο προσεγγίσεις. Αυτή η διαπίστωση όμως οφείλεται στο γεγονός, πως το σφάλμα της σχέσεως έξι αποκρύπτει έναν σημαντικό παράγοντα που διαφοροποιεί την ανάλυση πάνελ σε σχέση με τις υπόλοιπες, την ετερογένεια που υπάρχει ανά διαστρωμάτωση/οντότητα και η οποία εκφράζεται μέσω μιας μεταβλητής που είναι σταθερή στον χρόνο αλλά διαφορετική ανά οντότητα. Μάλιστα, ο τρόπος διαχείρισης της μεταβλητής αυτής είναι και ο πυρήνας των δύο βασικών υποδειγμάτων που ισχύουν στην ανάλυση πάνελ δεδομένων, των σταθερών και των τυχαίων επιδράσεων (fixed and random effects).

4.2.2 ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΣΤΑΘΕΡΩΝ ΚΑΙ ΤΥΧΑΙΩΝ ΕΠΙΔΡΑΣΕΩΝ

Επομένως, και σε συνέχεια της προηγούμενης συζήτησης, έχουμε το σφάλμα της σχέσεως έξι $u_{i,t}$ και το οποίο είναι γνωστό στην βιβλιογραφία ως σύνθετο σφάλμα - composite error (Wooldridge, 2009) – να απεικονίζεται πιο σωστά από την παρακάτω έκφραση/διατύπωση:

$$u_{i,t} = \alpha_i + \mu_{i,t} \quad (7)$$

με $\mu_{i,t}$ να είναι το ιδιοσυγκρατικό σφάλμα κάθε οντότητας, σχεδόν ταυτόσημο με ένα σφάλμα σε μια τυπική γραμμική παλινδρόμηση και όπου α_i να είναι εκείνοι οι παράγοντες που είναι ξεχωριστοί για κάθε διαστρωμάτωση, επιτρέποντας έτσι την ετερογένεια τους. Μπορεί να γίνει εύκολα αντιληπτό από την παραπάνω σχέση, πως αυτοί οι παράγοντες α_i είναι σταθεροί στον χρόνο καθώς τους υπολείπεται ο χρονικός δείκτης t και μπορεί να είναι ξεχωριστοί για κάθε διαστρωμάτωση/οντότητα (λόγω του i δείκτη).

Άρα μια πιο πληρέστερη περιγραφή του υποδείγματος της σχέσης (6), με την βοήθεια της σχέσεως (7), αποτελεί το υπόδειγμα (8) το οποίο και θα κάνει την επακόλουθη συζήτηση για τα είδη των διαφορετικών προσεγγίσεων ευκολότερη.

$$y_{i,t} = \delta_1 x_{1i,t} + \alpha_i + \mu_{i,t} \quad (8)$$

Προς το παρόν αξίζει να σημειωθεί, όπως φαίνεται και από τα παραπάνω, ότι η συζήτηση γίνεται με την υπόθεση μιας ανεξάρτητης μεταβλητής στο υπόδειγμα

μας, καθώς σε αυτό το σημείο αρκεί αυτό για να γίνουν οι οποιεσδήποτε παρατηρήσεις. Η επεκτασή του με περισσότερες ανεξάρτητες μεταβλητές γίνεται εύκολα και η πληρέστερη μορφή του θα παρατεθεί παρακάτω όταν θα γίνει η εισαγωγή του χρησιμοποιούμενου στην έρευνα υποδείγματος.

Γυρνώντας πίσω στην συζήτησή μας, το υπόδειγμα της έκφρασης (8) είναι γνωστό και ως υπόδειγμα των σταθερών επιδράσεων (fixed effects model). Μάλιστα και το υπόδειγμα των τυχαίων επιδράσεων (random effects) έχει την ίδια ακριβώς μορφή ακολουθώντας συνήθως την διατύπωση της έκφρασης (6). Η διαφορά ωστόσο των δύο υποδειγμάτων δεν έγκειται τόσο στην μορφή αλλά στην διαφορετική υποθέση που υιοθετείται σε κάθε περίπτωση για τον όρο α_i και συνεπακόλουθα στην διαφορετική προσέγγιση εκτίμησης των δύο υποδειγμάτων.

Πιο συγκεκριμένα, το υπόδειγμα των σταθερών επιδράσεων υποθέτει πως οι μη παρατηρούμενοι παράγοντες που είναι ιδιαίτεροι και μοναδικοί για κάθε οντότητα και αποτυπώνονται στον όρο α_i , είναι πιθανό να συσχετίζονται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές του υποδείγματός μας, εδώ η x_1 , μια αρκετά λογική υπόθεση που ουσιαστικά αντιμετωπίζει αυτούς τους μη παρατηρούμενους παράγοντες σαν μια επιπλέον ανεξάρτητη μεταβλητή, που δεν είναι απίθανο να συσχετίζεται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Μαθηματικά, η παραπάνω υπόθεση εκφράζεται ως εξής:

$$\text{Cov}(x_{1it}, \alpha_i) \neq 0 \text{ για κάθε οντότητα } i \text{ και κάθε χρονική στιγμή } t \quad (9)$$

και δεν είναι παρά η συνδιακύμανση των δύο μεγεθών.

Απεναντίας, στο υπόδειγμα τυχαίων επιδράσεων, ο όρος α_i αντιμετωπίζεται ως τυχαία μεταβλητή και γίνεται η υπόθεση πως αυτοί οι μη παρατηρούμενοι παράγοντες α_i δεν συσχετίζονται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές, εδώ την x_1 . Χρησιμοποιώντας πάλι την συνδρομή της στατιστικής έννοιας της συνδιακύμανσης η παραπάνω υπόθεση εκφράζεται ως εξής:

$$\text{Cov}(x_{1it}, \alpha_i) = 0 \text{ για κάθε οντότητα } i \text{ κάθε χρονική στιγμή } t \quad (10)$$

Αναφορικά με τους εκτιμητές των συντελεστών δ_1 στα υποδείγματα των σταθερών επιδράσεων, ο Wooldridge (2009) διακρίνει δύο και είναι οι εξής:

- 1) Ο εκτιμητής των πρώτων διαφορών (First Difference Estimator)
- 2) Ο εκτιμητής των σταθερών επιδράσεων (Fixed Effects Estimator)

Από την άλλη πλευρά, ο Wooldridge (2009) αναφέρει πως για τα υποδείγματα τυχαίας επίδρασης ο κατάλληλος εκτιμητής είναι ο εκτιμητής τυχαίας επίδρασης που μπορεί να προκύψει με την μέθοδο των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων.

Οι εκτιμητές τόσο των σταθερών επιδράσεων όσο και των τυχαίων επιδράσεων υποδειγμάτων, μπορούν εύκολα να γίνουν κατανοητοί, αν γίνει απόπειρα εφαρμογής της πιο απλής μεθόδου, των Ομαδοποιημένων Ελαχίστων Τετραγώνων (POLS) και παρατηρηθούν οι συνεπακόλουθες παραβιάσεις των υποθέσεων της (παρόμοιες με OLS) λόγω της χρήσης των υποδειγμάτων στην αυτούσια τους μορφή.

Ξεκινώντας με το υπόδειγμα των σταθερών επιδράσεων, γίνεται αντιληπτό το γεγονός πως η χρήση Ομαδοποιημένων Ελαχίστων Τετραγώνων στο υπόδειγμα της (6) θα παραβιάσει την υπόθεση της μηδενικής συσχέτισης μεταξύ του σφάλματος ($u_{i,t}$) και της ανεξάρτητης μεταβλητής $x_{1i,t}$. Αυτό θα συμβεί, καθώς μέσα στο σφάλμα αυτό εμπεριέχονται πέραν από το ιδιοσυγκρατικό σφάλμα $\mu_{i,t}$ και οι μη παρατηρούμενοι παράγοντες που είναι ξεχωριστοί για κάθε εταιρία και σταθεροί στον χρόνο και αποτυπώνονται στον όρο α_i . Προκύπτει και μαθηματικά με τον ακόλουθο συλλογισμό:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(x_{1it}, u_{i,t}) &= \text{Cov}(x_{1it}, \alpha_i + \mu_{i,t}) \\ \Leftrightarrow \text{Cov}(x_{1it}, u_{i,t}) &= \text{Cov}(x_{1it}, \alpha_i) + \text{Cov}(x_{1it}, \mu_{i,t}) = \text{Cov}(x_{1it}, \alpha_i) \neq 0 \text{ λόγω της (9)} \end{aligned}$$

Αξίζει να σημειωθεί όσον αφορά τον όρο $\text{Cov}(x_{1it}, \mu_{i,t})$, πως έγινε η υπόθεση της μηδενικότητας για να παρατηρηθεί το πως οι διαφορετικές προσεγγίσεις εκτίμησης της παραμέτρου δ_1 απορρέουν από την παρουσία του όρου α_i στο υπόδειγμα. Έχοντας καταλήξει στα διορθωμένα υποδείγματα, θα πρέπει να γίνει εκ νέου η διερεύνηση της ισχύος της παραπάνω υπόθεσης.

Έτσι, οι δύο προταθείσες μέθοδοι εκτίμησης του συντελεστή δ_1 στην περίπτωση του υποδείγματος τυχαίων επιδράσεων βασίζονται στην απομάκρυνση του όρου α_i από την σχέση εκτίμησης, υπαινισσοντας έτσι μια αναπροσαρμογή του υποδείγματος (6). Αρχικά, για να προκύψει ο εκτιμητής πρώτων διαφορών, πρέπει να εφαρμοσθεί το υπόδειγμα (6) στην προηγούμενη χρονική περίοδο και έπειτα να ληφθεί η διαφορά του αρχικού υποδείγματος (υπόδειγμα 6) με το προγενέστερο. Αυτός ο νέος ανασχηματισμός θα είναι αποτελεσματικός, καθώς ο όρος α_i δεν μεταβάλλεται με τον χρόνο και έτσι θα απομακρυνθεί με την αφαίρεση. Πιο συγκεκριμένα, θα έχουμε:

$$y_{i,t-1} = \delta_1 x_{1i,t-1} + u_{i,t-1} = \delta_1 x_{1i,t-1} + \alpha_i + \mu_{i,t-1} \quad \text{και άρα}$$

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \delta_1 (x_{1i,t} - x_{1i,t-1}) + (\alpha_i - \alpha_i) + (\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1})$$

$$\text{με τελική μορφή την } \Delta y_{i,t} = \delta_1 \Delta x_{1i,t} + \Delta \mu_{i,t} \text{ για κάθε } i \text{ οντότητα} \quad (11)$$

Η σχέση (11) είναι γνωστή, κατά τον Wooldridge (2009) και ως σχέση πρώτων διαφορών και μπορεί να εκτιμηθεί τώρα με την μέθοδο των Ομαδοποιημένων Ελαχίστων Τετραγώνων αν πληρούνται οι υπόλοιπες υποθέσεις της. Αξίζει να τονιστεί πως μια πολύ σημαντική υπόθεση ανάμεσά τους για υλοποιηθεί χωρίς πρόβλημα η παραπάνω εκτίμηση, είναι πως η ανεξάρτητη μεταβλητή δεν θα πρέπει να συσχετίζεται με το ιδιοσυγκρατικό σφάλμα.

Ο άλλος εκτιμητής που είναι διαδομένος στην περίπτωση του υποδείγματος σταθερών επιδράσεων είναι ο εκτιμητής σταθερών επιδράσεων και αφορά την εκτίμηση του δ_1 σε ένα νέο υπόδειγμα που έχει προέλθει αφαιρώντας από κάθε y_i , σε κάθε χρονική στιγμή, το μέσο y ως προς τον χρόνο για κάθε οντότητα i . Πιο συγκεκριμένα, το υπόδειγμα του μέσου y θα δίνεται από:

$$y_{MEAN,i} = \delta_1 x_{1MEAN,i} + u_{MEAN,i} = \delta_1 x_{1MEAN,i} + \mu_{MEAN,i} + \alpha_i \quad (12)$$

όπου παρατηρούμε πως η μεταβλητή α_i παραμένει η ίδια, ένα λογικό αποτέλεσμα αφού δεν μεταβάλλεται στον χρόνο. Επομένως, αν αφαιρέσουμε την σχέση (12) από την (6) θα προκύψει ότι:

$$y_{i,t} - y_{MEAN,i} = \delta_1 (x_{1i,t} - x_{1MEAN,i}) + (\alpha_i - \alpha_i) + (\mu_{i,t} - \mu_{MEAN,i}) \quad (13)$$

Η εκτίμηση του συντελεστή δ_1 σε αυτόν τον μετασχηματισμό γίνεται όπως και στην προηγούμενη περίπτωση, αρκεί να συντρέχουν όλες οι υποθέσεις των Ομαδοποιημένων Ελαχίστων Τετραγώνων. Η εκτίμηση του δ_1 στη σχέση (13) είναι και αλλιώς γνωστή στην οικονομετρία ως η εντός εκτιμήτρια (within estimator). Μέχρι στιγμής έχουμε αναφέρει πως στο υπόδειγμα σταθερών επιδράσεων η εκτίμηση της παραμέτρου δ_1 γίνεται με δύο τρόπους. Ωστόσο υπάρχει και μια τρίτη προσέγγιση που φέρει τα ίδια αποτελέσματα με την εκτίμηση των σταθερών επιδράσεων, κατά τον Wooldridge (2009), και που δεν αναφέρθηκε νωρίτερα αφού δεν απαιτεί κάποιον ισχυρό μετασχηματισμό του υποδείγματος (6), απλώς μια διαφορετική αντιμετώπιση του όρου α_i . Αυτή η προσέγγιση εκτίμησης είναι και αλλιώς γνωστή ως παλινδρόμηση με πλασματικές μεταβλητές (Least Squares Dummy Variable Regression).

Σε αυτήν την προσέγγιση, κάθε μη παρατηρούμενος παράγοντας α_i για κάθε οντότητα i , υπολογίζεται με τη βοήθεια ψευδομεταβλητών (dummy variables) που παίρνουν τις τιμές 0 ή 1 αναλόγως σε ποια διαστρωμάτωση βρισκόμαστε. Επομένως, το υπόδειγμα της σχέσεως (6) μετασχηματίζεται ως εξής:

$$y_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \dots + \alpha_N D_N + \delta_1 x_{1i,t} + \mu_{i,t} \quad \text{για } i = 1, \dots, N \quad (14)$$

όπου το άθροισμα ($\alpha_1 + \alpha_K$) για $K=2, \dots, N$, είναι η επίδραση των μη παρατηρούμενων παραγόντων της K διαστρωματικής οντότητας.

Μπορούμε εύκολα να παρατηρήσουμε από την παραπάνω διατύπωση, πως δημιουργούνται $N-1$ ψευδομεταβλητές (D_2, D_3 εως και D_N) αντί για N , για να αποφευχθεί το πρόβλημα της πολυσυγγραμικότητας, θεωρώντας έτσι σαν μονάδα αναφοράς την οντότητα ένα και που αντικατοπτρίζεται από τον εισαχθέν σταθερό όρο α_1 . Σε αυτόν, ο όρος α_1 είναι η επίδραση των μη παρατηρούμενων παραγόντων όταν εξετάζεται η πρώτη διαστρωμάτωση και ως εκ τούτου όταν οι D_2, D_3 εως και D_N ισούνται με το μηδέν. Αναφορικά με την εκτίμηση του παραπάνω υποδείγματος ακολουθείται και εδώ η εφαρμογή της μεθοδολογίας των Ομαδοποιημένων Ελαχίστων Τετραγώνων, πάντα εξετάζοντας πως οι υποθέσεις της πληρούνται στο ακέραιο.

Η χρήση αυτής της προσέγγισης έναντι της προσέγγισης των σταθερών επιδράσεων είναι ιδιαίτερα χρήσιμη, καθώς παρέχει μια άμεση εκτίμηση της επιρροής των μη παρατηρούμενων παραγόντων α_i μέσω των ψευδομεταβλητών σε αντίθεση με την τελευταία, όπου η επιρροή εξαφανίζεται λόγω της διαφοράς και έτσι απαιτείται μια αναλυτικότερη διεργασία εξαγωγής της. Παρόλα αυτά, στην περίπτωση που υπάρχουν πάρα πολλές διαστρωματώσεις είναι εύκολα παρατηρήσιμο πως η δημιουργία πολλών ψευδομεταβλητών ίσως είναι μια δυσχερής διαδικασία ευνοώντας την εκτίμηση σταθερών επιδράσεων.

Η χρήση ψευδομεταβλητών, πέραν από την δημιουργία υπόστασης στους μη παρατηρούμενους παράγοντες α_i στο υπόδειγμα σταθερών επιδράσεων, χρησιμοποιείται και από τα δύο είδη υποδειγμάτων της ανάλυσης πάνελ για να περιλάβουν την επίδραση που είναι πιθανόν να έχει ο ίδιος ο χρόνος σε κάθε διαστρωμάτωση/οντότητα, η οποία είναι διαφορετική ανά χρονική περίοδο αλλά ίδια για κάθε διαστρωμάτωση. Τα υποδείγματα που περιλαμβάνουν την χρονική επιρροή ονομάζονται υποδείγματα σταθερών χρονικών επιδράσεων (Time Fixed Effects) και αναπαρίστανται με τον ακόλουθο τρόπο:

$$y_{i,t} = \gamma_1 + \gamma_2 T_2 + \gamma_3 T_3 + \dots + \gamma_T T_T + \delta_1 x_{1i,t} + u_{i,t} \quad (15)$$

με T_2, T_3 εως και T_T να συμβολίζουν τις ψευδομεταβλητές του χρόνου για τις χρονικές περιόδους από $t=2$ εως και $t=T$. Όπως και στην παραπάνω περίπτωση, η επίδραση της πρώτης περιόδου αποτυπώνεται στην σταθερά γ_1 , όταν όλες οι υπόλοιπες ψευδομεταβλητές λαμβάνουν την τιμή μηδέν.

Όσον αφορά το υπόδειγμα των τυχαίων επιδράσεων, η ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ των μη παρατηρούμενων παραγόντων και της ανεξάρτητης μεταβλητής δεν αποτελεί πρόβλημα στην συγκεκριμένη περίπτωση, λόγω της υπόθεσης ότι $\text{Cov}(x_{1it}, \alpha_i) = 0$. Ωστόσο, εξετάζοντας την καταλληλότητα της μεθόδου των Ομαδοποιημένων Ελαχίστων Τετραγώνων, προκύπτει μια νέα παραβίαση των υποθέσεων της. Αναλυτικότερα, η συμπερίληψη των μη παρατηρούμενων παραγόντων στον όρο σφάλματος $u_{i,t}$ θα δημιουργήσει το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης μεταξύ των σφαλμάτων σε οποιαδήποτε χρονική περίοδο.

Σύμφωνα με τον Wooldridge (2009), η αυτοσυσχέτιση των σφαλμάτων δίνεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$\text{Corr}(u_{i,t}, u_{i,s}) = \sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2) \neq 0 \quad (16)$$

όπου t και s δύο διαφορετικές μεταξύ τους χρονικές στιγμές, σ_α^2 η διακύμανση των μη παρατηρούμενων παραγόντων και σ_u^2 η διακύμανση των ιδιοσυγκρατικών σφαλμάτων κάθε οντότητας.

Επομένως, προβάλλεται η ανάγκη εφαρμογής μιας τεχνικής η οποία θα αφαιρέσει την αυτοσυσχέτιση από τα σφάλματά, με την προτεινόμενη και χρησιμοποιούμενη μέθοδο εκτίμησης στα υποδείγματα τυχαίων επιδράσεων να είναι η μέθοδος των Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων (Generalized Least Squares Method).

Έχοντας αναλύσει εις βάθος τα υποδείγματα των σταθερών και τυχαίων επιδράσεων τόσο ως προς την απεικόνισή τους, όσο και ως προς την διαισθητική εξαγωγή των μεθόδων εκτίμησής τους, γεννάται το ερώτημα αν υπάρχει κάποιο κριτήριο που να συγκρίνει τα δύο υποδείγματα και να προβάλλει ποιο είναι το καλύτερο. Πράγματι, υπάρχει κριτήριο επιλογής, το οποίο παρατίθεται παρακάτω έπειτα από την ενότητα που ακολουθεί.

4.2.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ BREUSCH-GODFREY

Όπως αναφέραμε προηγουμένως, για να μπορούν να εκτιμηθούν τόσο τα υποδείγματα σταθερών όσο και τυχαίων επιδράσεων, μια από τις απαραίτητες υποθέσεις είναι η έλλειψη αυτοσυσχέτισης στα ιδιοσυγκρατικά σφάλματα. Ένας έλεγχος ο οποίος βοηθά να την ελέγξουμε είναι ο έλεγχος Breusch-Godfrey ή αλλιώς γνωστός ως Breusch-Godfrey/Wooldridge και ο οποίος δεν είναι παρά η πάνελ εκδοχή του απλού Breusch-Godfrey ελέγχου. Έτσι, σε αυτήν την ενότητα θα επεξηγήσουμε την απλούστερη μορφή του, δίχως αυτή η απόφαση να επηρεάζει την λογική της πιο επεκταμένης πάνελ εκδοχής του.

Ειδικότερα κατά τον Wooldridge (2009), υποθέτουμε πως ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα τάξης q (δηλαδή $AR(q)$) ισχύει για την συμπεριφορά του σφάλματος

$$e_t = \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \dots + \rho_q e_{t-q} + v_t \quad (17)$$

όπου v_t είναι ένα σφάλμα και $t = 1, 2, \dots, N$ είναι ο χρονικός δείκτης.

Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου Breusch-Godfrey βασισμένη στο παραπάνω υπόδειγμα είναι η έλλειψη αυτοσυσχέτισης και πιο συγκεκριμένα

Μηδενική Υπόθεση (H_0): $\rho_1 = 0, \rho_2 = 0, \dots, \rho_q = 0$

Για να γίνει ο έλεγχος της παραπάνω υπόθεσης και να υπολογιστεί το στατιστικό ελέγχου των Breusch-Godfrey, ο Wooldridge (2009) περιγράφει την διεξαγωγή της ακόλουθης διαδικασίας:

1) Έστω πως έχουμε μια εξαρτημένη μεταβλητή y_t και ένα σύνολο k ανεξάρτητων μεταβλητών $x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}$. Πραγματοποιούμε αρχικά την παλινδρόμηση της y_t επί όλων των ανεξάρτητων μεταβλητών $x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}$ και συλλέγουμε τα κατάλοιπα ε_t για όλες τις περιόδους από 1 έως και N .

2) Έπειτα, παλινδρομούμε την ε_t επί των $x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}$ και $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q}$ για όλες τις περιόδους $t = (q+1, \dots, n)$ και κρατάμε το R^2 .

3) Τέλος, υπολογίζουμε με το R^2 το στατιστικό ελέγχου των Breusch-Godfrey $LM = (n - q) R^2$, το οποίο ακολουθεί την Χι Τετράγωνο (Chi – Square) κατανομή με q βαθμούς ελευθερίας.

4.2.4 ΣΥΓΚΡΙΣΗ FIXED ΚΑΙ RANDOM EFFECTS ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΩΝ

Το κριτήριο σύγκρισης των δύο υποδειγμάτων προέρχεται από τον Hausman (1978), ο οποίος κάνει τον εξής έλεγχο υποθέσεων:

Μηδενική Υπόθεση (H_0): Οι μη παρατηρούμενοι παράγοντες του όρου α_i δεν συσχετίζονται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές του υποδείγματος

Εναλλακτική Υπόθεση (H_1): Οι μη παρατηρούμενοι παράγοντες του όρου α_i συσχετίζονται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές του υποδείγματος,

Σύμφωνα με τον Baltagi (2008), η δόμηση των υποθέσεων καθώς και του συνεπαγόμενου στατιστικού ελέγχου του Hausman (1978), βασίζεται στους εκτιμητές των σταθερών επιδράσεων (within estimator) και των τυχαίων επιδράσεων (random effect estimator) που εξετάσαμε νωρίτερα. Πιο συγκεκριμένα, κάτω από την ισχύ της μηδενικής υπόθεσης όπου $\text{Cov}(x_{1it}, \alpha_i) = 0$ και οι δύο εκτιμητές είναι συνεπείς, με τον εκτιμητή των τυχαίων επιδράσεων - που εκτιμάται με την μέθοδο GLS - να υπερτερεί έναντι του εκτιμητή σταθερών επιδράσεων λόγω μικρότερου τυπικού σφάλματος στον εκτιμητή (Baltagi, 2008). Από την άλλη, εάν ισχύει η εναλλακτική υπόθεση, τότε μόνο η εκτιμήτρια σταθερών επιδράσεων παραμένει συνεπής, καθώς ο εκτιμητής τυχαίων επιδράσεων θα έχει συναχθεί υπό την ισχύ της εκφράσεως (16), επιτρέποντας εσφαλμένα την αυτοσυσχέτιση μεταξύ των σφαλμάτων. Υπό την ίδια οπτική γωνία είναι και το προτεινόμενο στατιστικό ελέγχου που προτείνει ο Hausman (1978) και παραβάλλεται παρακάτω:

$$\text{Hausman test} = (\beta_{\text{GLS}} - \beta_{\text{WITHIN}})' [\text{var}(\beta_{\text{GLS}} - \beta_{\text{WITHIN}})]^{-1} (\beta_{\text{GLS}} - \beta_{\text{WITHIN}}) \quad (18)$$

Όπου, ο πρώτος όρος του δεξιού μέλους της σχέσης είναι το διάνυσμα των διαφορών των εκτιμήσεων των υποδειγμάτων των τυχαίων και σταθερών επιδράσεων για το πλήθος των ανεξάρτητων μεταβλητών που έχουμε στο υπόδειγμά μας. Η κατανομή του συγκεκριμένου στατιστικού είναι η χ^2 κατανομή (Chi Square) με K βαθμούς ελευθερίας, όσο ακριβώς είναι και ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών στο υπόδειγμά μας. Συμβολικά, η παραπάνω παρατήρηση απεικονίζεται ως εξής:

$$\text{Hausman statistic} \sim \chi_K^2$$

4.2.5 ΓΕΝΙΚΕΥΜΕΝΗ ΜΕΘΟΔΟΣ ΤΩΝ ΡΟΠΩΝ (GMM)

Τα υποδείγματα που έχουν εξεταστεί μέχρι στιγμής ελέγχουν και διερευνούν την σύνδεση των μεταβλητών μας στον ίδιο χρόνο (όπως φαίνεται από τον από κοινού μοιραζόμενο χρονικό δείκτη t), αλλάζοντας μόνο κάθε φορά ως προς την αντιμετώπιση των μη παρατηρούμενων παραγόντων α_i . Ωστόσο, είναι σύνηθες όταν υποδειματοποιούνται διάφορα χρηματοοικονομικά μεγέθη, να περιλαμβάνονται και παρελθούσες τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής, προσδίδοντας έτσι στα υποδείγματα έναν πιο δυναμικό χαρακτήρα τα οποία είναι γνωστά στην βιβλιογραφία και ως δυναμικά. Με άλλα λόγια, είναι επιθυμητό το υπόδειγμα μας να έχει αυτοπαλίνδρομο χαρακτήρα και το οποίο αναπαρίσταται με τον εφεξής τρόπο:

$$y_{i,t} = \sum_{k=1}^p \delta_k y_{i,t-k} + x'_{i,t} \beta + u_{i,t} \quad \text{με } i=1,2,\dots,N \text{ και } t=1,\dots,T \quad (19)$$

όπου η δυναμικότητα στο υπόδειγμα υπεισέρχεται μέσω του όρου $\sum_{k=1}^p \delta_k y_{i,t-k}$, δηλαδή των χρονικών υστερήσεων της y . Ακόμη, $x'_{i,t}$ είναι ένα $(1 \times K)$ διάνυσμα ανεξάρτητων μεταβλητών και β είναι ένα διάνυσμα $(K \times 1)$ συντελεστών.

Προκύπτει επακόλουθα εύλογα το ερώτημα αν οι μέθοδοι εκτίμησης που αναφέρθηκαν νωρίτερα - ειδικότερα στα υποδείγματα σταθερών επιδράσεων που είναι περισσότερο ρεαλιστικά - μπορούν να εφαρμοστούν και στο υπόδειγμα της σχέσεως (19). Για να γίνει ο έλεγχος καταλληλότητάς τους, θα γίνει η ανάλυση σε ένα πιο απλό υπόδειγμα με μια χρονική υστέρηση και μια ανεξάρτητη μεταβλητή. Πιο συγκεκριμένα, το υπόδειγμα ελέγχου είναι το εξής:

$$y_{i,t} = \delta_0 y_{i,t-1} + \delta_1 x_{1i,t} + \alpha_i + \mu_{i,t} \quad (20)$$

Με την μέθοδο των σταθερών επιδράσεων θα έχουμε κατά τον Nickell (1981), ότι

$$y_{i,t} - y_{\text{MEAN},i} = \delta_0 \left(y_{i,t-1} - \sum_{t=0}^{T-1} y_{i,t} / T \right) + \delta_1 (x_{1i,t} - x_{\text{MEAN},1i}) + \mu_{i,t} - \sum_{t=1}^T \mu_{i,t} / T \quad (21)$$

όπου $y_{\text{MEAN},i} = \sum_{t=1}^T y_{i,t} / T$ και $x_{\text{MEAN},i} = \sum_{t=1}^T x_{i,t} / T$

Παρατηρείται πως η χρήση των Ομαδοποιημένων Ελαχίστων Τετραγώνων δεν είναι δόκιμη, καθώς ο Nickell (1981) αναφέρει πως παρόλο που έχει αφαιρεθεί η ενδογένεια του σφάλματος λόγω των παραγόντων α_i , δημιουργείται νέου είδους ενδογένεια που είναι γνωστή ως Δυναμική Μεροληψία Πάνελ (Dynamic Panel Bias). Αυτή παρατηρείται στην συσχέτιση του όρου $y_{i,t-1}$ με το ιδιοσυγκρατικό σφάλμα $\mu_{i,t-1}$ που περιλαμβάνεται μέσα στον μέσο όρο. Από την άλλη, αν εφαρμοσθεί η μέθοδος των πρώτων διαφορών:

$$y_{i,t-1} = \delta_0 y_{i,t-2} + \delta_1 x_{1i,t-1} + \alpha_i + \mu_{i,t-1} \quad (22)$$

και αν αφαιρεθεί από την (20)

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \delta_0 (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \delta_1 (x_{1i,t} - x_{1i,t-1}) + (\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1}) \quad (23)$$

Εδώ είναι πιο εμφανές το πρόβλημα της Δυναμικής Μεροληψίας Πάνελ, καθώς φαίνεται ξεκάθαρα η συσχέτιση του $y_{i,t-1}$ με το $\mu_{i,t-1}$. Στην οικονομετρία σε αυτές συνήθως τις περιπτώσεις, για να λυθεί το πρόβλημα της ενδογένειας εφαρμόζεται μια μεθοδολογία η οποία είναι και ο πυλώνας των προτεινόμενων μεθοδολογιών και της χρησιμοποιηθείσας σε αυτήν την έρευνα. Η μέθοδος αυτή είναι γνωστή και ως Instrumental Approach και έγκειται στην πιο απλή της μορφή στην αντικατάσταση της προβληματικής μεταβλητής με κάποια εναλλακτική εκτός υποδείγματος, που ωστόσο δεν συσχετίζεται με το σφάλμα. Επομένως, ένα εργαλείο (instrument) στην τελευταία περίπτωση που αναφέραμε, έστω z , θα έπρεπε να ικανοποιεί τις ακόλουθες υποθέσεις:

- 1) $\text{Cov}(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}, z) \neq 0$
- 2) $\text{Cov}(z, \mu_{i,t} - \mu_{i,t-1}) = 0$

Μια αρχική προσπάθεια εύρεσης εργαλείων που να υλοποιεί τις παραπάνω υποθέσεις έγινε, κατά τον Baltagi (2008) και Roodman (2009), από τους Anderson and Hsiao (1982), που ανέφεραν πως οι $y_{i,t-2}$ και $y_{i,t-2} - y_{i,t-3}$ θα μπορούσαν να λειτουργήσουν σαν βοηθητικές μεταβλητές για την $y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ μεταβλητή. Παρόλα αυτά, ο Baltagi (2009) επισημαίνει πως όσο πιο μπροστά στο χρόνο μεταβαίνει αυτή η διαφορά (λόγου χάριν $y_{i,t} - y_{i,t-1}$) τόσο πιο πολλές μεταβλητές μπορούν να λειτουργήσουν ως μεταβλητές εργαλείο (instrument variables), με συνέπεια να εκπληρώνεται η υπόθεση ανεξαρτησίας των μεταβλητών εργαλείων με τα σφάλματα παραπάνω από όσο χρειάζεται για να πραγματοποιήσουμε την εκτίμηση των παραμέτρων. Αναλυτικότερα, το πρόβλημα της παραπάνω κατάστασης είναι ότι δημιουργούνται περισσότερες εξισώσεις από τον αριθμό των άγνωστων παραμέτρων προς εκτίμηση που συντελεί στην μη ικανοποίηση όλων των εξισώσεων ταυτόχρονα. Λύση σε αυτή την δυσχέρεια αποτελεί η μεθοδολογία της Γενικευμένης Μεθόδου των Ροπών που προσπαθεί όσον το

δυνατόν περισσότερο να προσεγγίσει την εκπλήρωση των εξισώσεων, μέσω της δημιουργίας μιας συνάρτησης απόκλισης για κάθε μία από τις συνθήκες/ εξισώσεις αυτές από την θεωρητική τους τιμή (που ονομάζονται ροπές) και βρίσκοντας τον εκτιμητή που ελαχιστοποιεί έναν γραμμικό συνδυασμό αυτών των αποκλίσεων. Μάλιστα, τα βάρη αυτών των αποκλίσεων καθορίζονται από μια μήτρα σταθμίσεων επιτρέποντας να είναι μεταξύ τους διαφορετικά. Επομένως, ο εκτιμητής στην περίπτωση της Γενικευμένης Μεθόδου των Ροπών εκφράζεται και αλγεβρικά ως εξής:

$$\beta_{GMM} = \text{argmin} Q_T(\beta_{GMM}), \text{ όπου } Q_T(\beta_{GMM}) = (g(\beta_{GMM}) - 0)' W (g(\beta_{GMM}) - 0) \quad (24)$$

που είναι ο ίδιος τύπος που παρίσταται και στην Σταμάτη (2019). Αναφορικά με τον συμβολισμό, Q_T είναι η συνάρτηση απόκλισης της δειγματικής ροπής (δηλαδή του δειγματικού αντίστοιχου της δεύτερης συνθήκης) ($g(\beta_{GMM})$) από την θεωρητική της τιμή που είναι κοντά στο μηδέν, καθώς υπενθυμίζεται πως είναι η συνθήκη που απαιτείται να ισχύει στον πληθυσμό για να έχει οριστεί σωστά η μεταβλητή εργαλείο και που ορίζει την μεταβλητή εργαλείο να είναι ασυσχέτιστη με τα σφάλματα. W είναι ο πίνακας των βαρών που αναφέρθηκε νωρίτερα, που επιτρέπει την διαφορετική στάθμιση ανάμεσα στις ροπές, και που είναι θετικά ορισμένος μη επιτρέποντας αρνητικά βάρη σε κάποια από αυτές.

Αυτή η μεθοδολογία είναι η βάση των δύο ευρύτατα χρησιμοποιούμενων μεθόδων εκτίμησης στα πάνελ δεδομένα, της Γενικευμένης Μεθόδου Διαφοράς των Ροπών (Difference GMM) των Arellano and Bond (1991) και της Συστημικής Γενικευμένης Μεθόδου των Ροπών (System GMM) των Arellano and Bover (1995)/Blundell and Bond (1998). Μάλιστα, οι Arellano and Bond (1991) ακολουθούν τον μετασχηματισμό του υποδείγματος στις πρώτες διαφορές, όπου και χρησιμοποιούν σαν μεταβλητές εργαλεία τα επίπεδα των μεταβλητών. Αντίθετα στην Συστημική Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών κατά τον Roodman (2009), που θα είναι και η εφαρμοζόμενη στην παρούσα έρευνα, δημιουργείται ένα σύστημα εξισώσεων που περιλαμβάνει μια εξίσωση σε επίπεδα και μια σε διαφορές, όπου στα επίπεδα χρησιμοποιούνται σαν μεταβλητές εργαλεία διαφορές κάνοντας την επιπλέον υπόθεση πως αυτές οι μεταβλητές εργαλεία δεν συσχετίζονται με τους μη παρατηρούμενους σταθερούς παράγοντες α_i για οποιοδήποτε χρονικό διάστημα και για οποιαδήποτε διαστρωμάτωση. Όσον αφορά την εγκυρότητα των χρησιμοποιούμενων εργαλείων σε αυτά τα υποδείγματα, συνήθως χρησιμοποιείται ο έλεγχος του Sargan (Sargan Test for over identifying restrictions), με μηδενική υπόθεση πως τα εργαλεία του υποδείγματος είναι τα κατάλληλα και με εναλλακτική υπόθεση την μη καταλληλότητά τους. Όσον αφορά την εξαγωγή του στατιστικού ελέγχου, αρχικά εφαρμόζεται η μέθοδος μεταβλητών εργαλείων (Instrumental Variable approach) χρησιμοποιώντας όλες τις μεταβλητές εργαλεία, έστω m , για τις k ενδογενείς ανεξάρτητες μεταβλητές μας (όπου $m > k$) στο αρχικό υπόδειγμα και λαμβάνουμε τα κατάλοιπα τα οποία αργότερα παλινδρομούνται πάνω στις μεταβλητές εργαλεία αλλά και στις εξωγενείς ανεξάρτητες μεταβλητές (ασυσχέτιστες με το

σφάλμα). Από αυτήν την διαδικασία κρατάμε τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 από όπου και προκύπτει το στατιστικό του Sargan. Το στατιστικό ελέγχου κάτω από την μηδενική υπόθεση ακολουθεί την χ^2 τετράγωνο κατανομή (Chi square) με $(m-k)$ βαθμούς ελευθερίας. Συμβολικά οι μηδενικές υποθέσεις και το στατιστικό ελέγχου απεικονίζονται με τον ακόλουθο τρόπο:

Μηδενική υπόθεση: Τα εργαλεία είναι τα κατάλληλα για τις ενδογενείς μεταβλητές

Εναλλακτική υπόθεση: Τα εργαλεία δεν είναι τα κατάλληλα για τις ενδογενείς μεταβλητές

$$\text{Sargan Statistic} = (n-p) R^2 \sim \chi^2_{m-k}$$

όπου p ο αριθμός των μεταβλητών στο αρχικό υπόδειγμα και $(m-k)$ ο αριθμός των πλεονασματικών μεταβλητών εργαλείο.

4.2.6 ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΚΑΙ ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ

Για να μπορέσουν να υπάρξουν αξιόπιστα αποτελέσματα στην εμπειρική έρευνα, πάντοτε ακολουθείται σαν προκαταρκτικό στάδιο η διερεύνηση της στασιμότητας των χρησιμοποιούμενων μεταβλητών, ειδικά όταν πρόκειται για ανάλυση δεδομένων χρονοσειρών και ανάλυσης δεδομένων πάνελ. Η στασιμότητα διακρίνεται σε δύο κυρίως κατηγορίες, την αυστηρή στασιμότητα και την ασθενή στασιμότητα (ή και αλλιώς γνωστή ως covariance stationarity). Μάλιστα, η δεύτερη κατηγορία είναι που συνήθως οι ερευνητές θέλουν να ικανοποιείται, καθώς η αυστηρή στασιμότητα απαιτεί την ισχύ αρκετά απαιτητικών συνθηκών για τις μεταβλητές υπό χρήση. Η έννοια της στασιμότητας και ο διαχωρισμός της στις δύο κατηγορίες έγκειται στις συνθήκες που πρέπει να τηρούνται στην κατανομή των μεταβλητών μας, ώστε να είναι δυνατή η πρόβλεψη και η μελέτη τους, καθώς στην περίπτωση ανυπαρξίας της, λόγω της προκύπτουσας εκρηκτικής μορφής, οποιοδήποτε είδος πρόβλεψης δε θα μπορεί να καθίσταται δυνατό. Για να γίνουν περισσότερο κατανοητοί οι περιορισμοί που πρέπει να πληρούνται στην κατανομή των μεταβλητών, παρατίθενται για την ασθενή στασιμότητα μόνο στην περίπτωση που χρησιμοποιούνται δεδομένα χρονοσειρών, οι αναγκαίες υποθέσεις που είναι και οι ακόλουθες:

- 1) $E(X_t) = \mu < \infty$ για κάθε χρονικό διάστημα t
- 2) $\text{Var}(X_t) = \sigma^2 < \infty$ για κάθε χρονικό διάστημα t
- 3) $\text{Cov}(X_t, X_s) = \text{Cov}(X_{t+h}, X_{s+h})$ για κάθε χρονικό διάστημα t, s, h

όπου $\{X_t\}$ η μεταβλητή της οποίας παρατηρείται η εξέλιξη στο χρόνο.

Επεξηγώντας τα παραπάνω κριτήρια στασιμότητας, οι πρώτες δύο συνθήκες απαιτούν η πρώτη και η δεύτερη ροπή να είναι η ίδια ανεξαιρέτως του επιλεγμένου χρονικού διαστήματος, ενώ η τρίτη απαιτεί η συνδιακύμανση μεταξύ

των τιμών της μεταβλητής σε δύο διαφορετικές χρονικές περιόδους να είναι συνάρτηση μόνο της μεταξύ τους απόστασης και να μην εξαρτάται από το διάστημα στο οποίο βρισκόμαστε.

Όσον αφορά τον έλεγχο της στασιμότητας, η διαδικασία είναι αρκετά τυποποιημένη και λαμβάνει χώρα σε δύο βήματα. Σε πρώτο στάδιο, γίνεται η υπόθεση ενός αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος – σε κάθε είδος ανάλυσης (πάνελ ή χρονοσειρών) – και ύστερα πραγματοποιείται ένας έλεγχος υποθέσεων στον συντελεστή του αυτοπαλίνδρομου όρου, με αυτό το στάδιο να αποτελεί την ειδοποιό διαφορά των δύο ειδών ανάλυσης, που θα γίνει ιδιαίτερα ξεκάθαρη στην επακόλουθη και λεπτομερή ανάλυση των πάνελ ελέγχων. Πιο συγκεκριμένα, έστω το παρακάτω αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα πρώτης τάξεως AR(1):

$$Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \Leftrightarrow Y_t - Y_{t-1} = (1 - \delta) Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

Στην περίπτωση ενός υποδείγματος χρονοσειρών, ο έλεγχος στασιμότητας συνίσταται στον έλεγχο της υπόθεσης $(1 - \delta) = 0$ έναντι της εναλλακτικής $(1 - \delta) \neq 0$. Αν ισχύει η μηδενική υπόθεση, τότε η χρονοσειρά είναι μη στάσιμη, ενώ το αντίστροφο αποτέλεσμα ισχύει στην περίπτωση αποδοχής της εναλλακτικής υπόθεσης. Αναφορικά με τους ελέγχους στασιμότητας στην περίπτωση πάνελ δεδομένων, ακολουθείται μια ελαφρώς διαφορετική διαδικασία ελέγχου της στασιμότητας σε σύγκριση με αυτήν των χρονοσειρών – παρομοίου ωστόσο χαρακτήρα – καθώς πρέπει να εξεταστεί τώρα η συμπεριφορά του αυτοπαλίνδρομου συντελεστή δ , υπό την παρουσία πολλών διαστρωματώσεων. Μάλιστα, η διαφορετική αντιμετώπιση που ακολουθείται στην βιβλιογραφία σχετικά με τον αυτοπαλίνδρομο συντελεστή είναι αυτή που διαχωρίζει τους διάφορους ελέγχους μεταξύ τους. Ανάμεσα τους είναι οι έλεγχοι των Levin et al. (2002), γνωστός και ως έλεγχος LLC, και ο έλεγχος των Im et al. (2003) που είναι γνωστός και ως IPS έλεγχος και οι οποίοι θα εφαρμοστούν στην παρούσα έρευνα.

4.2.6.1 ΕΛΕΓΧΟΣ LEVIN, LIN AND CHUN

Ο έλεγχος στασιμότητας τόσο των Levin et al. (2002) όσο και των Im et al. (2003) ανήκουν σύμφωνα με τον Baltagi (2005), στην ευρύτερη οικογένεια ελέγχων στασιμότητας που κάνουν την υπόθεση της μη διαστρωματικής συσχέτισης (cross sectional independence), με αυτήν να ορίζει πως οι χρονοσειρές μεταξύ των οντοτήτων/διαστρωματώσεων είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους, απαγορεύοντας έτσι να υπάρχει κάποιος κοινός, αλλά μη παρατηρήσιμος παράγοντας επιρροής και δημιουργίας συσχέτισης. Ο έλεγχος LLC ακόμη είναι μια μέθοδος η οποία βασίζεται στην υπόθεση πως τόσο ο αριθμός των διαστρωματώσεων (N), όσο και ο αριθμός των χρονικών περιόδων (T) είναι αρκετά μεγάλος και τείνει στο άπειρο, με την κατανομή του υπολογιζόμενου στατιστικού ελέγχου να βασίζεται στην ασυμπτωτική του συμπεριφορά. Μάλιστα, γίνεται η υπόθεση πως ο αριθμός των χρονικών περιόδων μεταβάλλεται πιο γρήγορα από ότι ο αριθμός των διαστρωματώσεων, έτσι ώστε $N/T \rightarrow \infty$. Το

στατιστικό ελέγχου των LLC μπορεί να υπολογιστεί σε τρεις προσδιορισμούς υποδειγμάτων για την υπό εξέταση μεταβλητή, με αυτούς να είναι οι ακόλουθοι:

- 1) $\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$, υπόδειγμα δίχως σταθερές επιδράσεις και χρονική τάση
- 2) $\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$, υπόδειγμα με σταθερές επιδράσεις δίχως χρονική τάση
- 3) $\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$, υπόδειγμα με σταθερές επιδράσεις και χρονική τάση

Ωστόσο για να κάνουν την ανάλυση και την παρουσίαση της διαδικασίας ευκολότερη, οι Levin et al. (2002) συνοψίζουν τις τρεις διαφορετικές μορφές υποδειγμάτων σε ένα ενιαίο υπόδειγμα, το οποίο είναι το εξής:

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + a_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad m=1,2,3 \quad (26)$$

όπου ο όρος $a_{mi} d_{mt}$ επιτρέπει την μετάβαση σε καθένα από τα παραπάνω υποδείγματα. Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων P_i - που λόγω του δείκτη i μπορεί να είναι διαφορετικός για κάθε οντότητα - προκύπτει από την επιλογή εκείνης της υστέρησης μέσα σε ένα υποκειμενικά επιλεγμένο σύνολο υστερήσεων που επιτυγχάνει το μεγαλύτερο t στατιστικό.

Αναφορικά με την διαδικασία εξέτασης της στασιμότητας, τα βήματα που πρέπει να ακολουθηθούν είναι τα ακόλουθα:

- 1) Πραγματοποίηση του ADF ελέγχου για κάθε διαστρωμάτωση i
- 2) Παλινδρόμηση της Δy_{it} και y_{it-1} επί των Δy_{it-L} με $L = 1, 2, \dots, p_i$ πάνω στην κατάλληλη μορφή υποδείματος (d_{mt}) και συλλογή των καταλοίπων $\hat{\varepsilon}_{it}$ και \hat{u}_{it-1} .
- 3) Τυποποίηση των καταλοίπων χρησιμοποιώντας το σφάλμα της παλινδρόμησης του βήματος ένα (1), ώστε να μπορεί να ληφθεί υπόψιν η διαφορετικότητα ανά διαστρωμάτωση. Τα νέα τυποποιημένα κατάλοιπα υπολογίζονται ως :

$$\tilde{\varepsilon}_{it} = \hat{\varepsilon}_{it} / \hat{\sigma}_{\varepsilon i} \quad (27) \quad \text{και} \quad \tilde{u}_{it-1} = \hat{u}_{it-1} / \hat{\sigma}_{\varepsilon i} \quad (28)$$

- 4) Ομαδοποιημένη παλινδρόμηση του $\tilde{\varepsilon}_{it}$ επί του \tilde{u}_{it-1} , δηλαδή

$$\tilde{\varepsilon}_{it} = \delta \tilde{u}_{it-1} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (29)$$

- 5) Έλεγχος υποθέσεων με μηδενική υπόθεση $H_0: \delta = 0$ για κάθε διαστρωμάτωση και με εναλλακτική υπόθεση $H_1: \delta < 0$ για κάθε διαστρωμάτωση

Το στατιστικό ελέγχου της μηδενικής υπόθεσης, όπως αναφέρουν οι Levin et al. (2002), διαφέρει ανάλογα ποιος προσδιορισμός υποδείματος ακολουθείται, καθώς η κατανομή κάτω από την μηδενική υπόθεση διαφέρει ανάλογα με το υπόδειγμα. Πάντως αυτή η κατάσταση δεν αποτέλεσε ιδιαίτερο πρόβλημα για τους συγγραφείς, καθώς μέσω υπολογισμού ενός προσαρμοσμένου στατιστικού κατάφεραν μέσω προσομοιώσεων Monte Carlo να δείξουν πως το νέο προσαρμοσμένο στατιστικό ακολουθεί την τυποποιημένη κανονική κατανομή.

Ακόμη, ανέφεραν πως ο έλεγχος τους είναι κατάλληλος για δείγματα, όπου ο αριθμός των διαστρωματώσεων κυμαίνεται μεταξύ 10 και 250 οντοτήτων και ο αριθμός των χρονικών περιόδων μεταξύ 25 και 250 περιόδων. Παρόλα αυτά, μπορεί να παρατηρηθεί από τον παραπάνω σχηματισμό υποθέσεων, πως ο αυτοπαλίνδρομος συντελεστής δ είναι παρόμοιος για κάθε διαστρωμάτωση, απαγορεύοντας τον σχηματισμό ετερογένειας και αποτελώντας αδυναμία αυτού του ελέγχου. Επιπρόσθετα, άλλη μια αδυναμία αυτού του ελέγχου αποτελεί η υπόθεση πως είτε όλες οι διαστρωματώσεις μαζί είναι μη στάσιμες είτε όλες είναι στάσιμες, δίχως να επιτρέπει διαφοροποίηση ανάμεσα στις διαστρωματώσεις, όπως κάνει ο έλεγχος των Im et al. (2003) (Baltagi, 2005)

4.2.6.2 ΕΛΕΓΧΟΣ IM, PESARAN AND SHIN

Στηριζόμενοι στις τελευταίες δύο παρατηρήσεις της προηγούμενης ενότητας, λύσεις στις μη ρεαλιστικές απαιτήσεις των Levin et al. (2002) περί ομοιογενούς αυτοπαλίνδρομου συντελεστή δ και καθολικής ή όχι στασιμότητας, έρχεται να δώσει ο έλεγχος των Im et al. (2003). Πιο συγκεκριμένα, ο IPS έλεγχος κάνει τον εξής έλεγχο υποθέσεων:

Μηδενική Υπόθεση H_0 : $\delta_i = 0$ για κάθε διαστρωμάτωση i

Εναλλακτική υπόθεση $H_1 = \begin{cases} \delta_i < 0, & i=1,2,\dots,N_1 \\ \delta_i = 0, & i=N_1+1,\dots,N \end{cases}$

Μπορούν να διακριθούν οι βελτιώσεις του συγκεκριμένου ελέγχου στασιμότητας έναντι του LLC ελέγχου από την παραπάνω διατύπωση των υπό εξέταση υποθέσεων. Αναλυτικότερα, η ετερογένεια του αυτοπαλίνδρομου συντελεστή εντοπίζεται και στις δύο υποθέσεις με την χρήση του δείκτη i στον συντελεστή δ . Από την δόμηση της εναλλακτικής υπόθεσης, μπορούμε να αποφανθούμε πως είναι δυνατόν να συνυπάρχουν ταυτόχρονα η μη στασιμότητα (για τις οντότητες $N_1 + 1$ έως και N) και η στασιμότητα (για τις διαστρωματώσεις από 1 έως και N_1), θέτοντας οι Im et al. (2003) ωστόσο ως απαραίτητη προϋπόθεση, την σύγκλιση του λόγου των ατομικά στάσιμων χρονοσειρών ως προς το συνολικό σύνολο, σε έναν μη μηδενικό αριθμό.

Αναφορικά με την εξαγωγή του στατιστικού ελέγχου, οι Im et al. (2003) εφαρμόζουν πανομοιότυπα με τους Levin et al. (2002) το πρώτο στάδιο, που αναφέρθηκε προηγουμένως, κρατώντας αρχικά για κάθε διαστρωμάτωση τα ατομικά ADF στατιστικά και έπειτα προβαίνοντας στην δημιουργία ενός t στατιστικού που δεν είναι παρά ένας μέσος όρος των ατομικών ADF στατιστικών που συλλέχθηκαν. Δηλαδή:

$$\bar{t} = (1/N) \sum_{i=1}^N t_{\delta_i} \quad (30)$$

όπου t_{δ_i} είναι το ατομικό στατιστικό που αναφέρθηκε νωρίτερα.

Αναφορικά με την κατανομή του στατιστικού \bar{t} , ο Baltagi (2005) αναφέρει πως ασυμπτωτικά προσεγγίζει την τυποποιημένη κανονική κατανομή.

4.2.7 DIMITRESCU - HURLIN PANEL CAUSALITY

Ο έλεγχος αιτιότητας των Dimitrescu and Hurlin (2012) είναι παρόμοιος νοοτροπίας με τον έλεγχο αιτιότητας Granger, απλώς εφαρμοζόμενος για πάνελ ανάλυση. Το υπόδειγμα πάνω στο οποίο γίνεται η εξέταση της αιτιότητας είναι το κάτωθι:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{με } i = 1, 2, \dots, N \text{ και } t = 1, 2, \dots, T \quad (31)$$

Η αναζήτηση της αιτιότητας, με φορά κατεύθυνσης από την ανεξάρτητη μας μεταβλητή (x) στην εξαρτημένη (y), θα γίνει όπως και στον έλεγχο αιτιότητας Granger, με βάση την στατιστική σημαντικότητα όλων ή μερικών χρονικών υστερήσεων της ανεξάρτητης μεταβλητής. Πιο συγκεκριμένα, ο έλεγχος υποθέσεων που θα πραγματοποιηθεί είναι ο ακόλουθος:

Μηδενική υπόθεση H_0 : $\beta_{i1} = \dots = \beta_{ik} = 0$ για κάθε $i = 1, 2, \dots, N$

Εναλλακτική υπόθεση H_1 : $\begin{cases} \beta_{i1} = \dots = \beta_{ik} = 0, \text{ για κάθε } i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \beta_{i1} = 0 \text{ ή } \dots \text{ ή } \beta_{ik} = 0 \text{ για κάθε } i = N_1 + 1, \dots, N \end{cases}$

Μπορούμε να εντοπίσουμε από τον παραπάνω σχηματισμό των υποθέσεων, την ομοιότητα που παρουσιάζεται ως προς την δόμηση με τον έλεγχο των Im et al. (2003) που εντοπίσαμε στην προηγούμενη ενότητα. Πιο αναλυτικά, ενώ στην μηδενική υπόθεση έχουμε την έλλειψη αιτιακής σχέσης για κάθε διαστρωματική οντότητα, στην εναλλακτική υπόθεση υπάρχει μεγαλύτερη ευελιξία, καθώς δεν απαιτείται η περιοριστική υπόθεση ύπαρξης αιτιακής σχέσης σε όλες τις διαστρωματώσεις. Μάλιστα, όπως αναφέρουν οι Lopez and Weber (2017) ο αριθμός των οντοτήτων στον οποίο δεν εντοπίζεται αιτιακή σχέση (N_1) θα πρέπει να είναι αυστηρά μικρότερος του N , καθώς δεν θα υπήρχε νόημα στην έκφραση της εναλλακτικής υπόθεσης αφού όλες οι οντότητες θα χαρακτηρίζονταν από ανυπαρξία αιτιακής σχέσης. Από την άλλη εάν $N_1 = 0$, είναι προφανές πως θα παρατηρείται αιτιακή σχέση σε όλες τις οντότητες. Επομένως, το πιθανό εύρος στο οποίο κυμαίνεται να παρατηρείται η N_1 είναι το $[0, N-1]$.

Αναφορικά με την διαδικασία που πρέπει να εφαρμοστεί για να εξαχθεί το στατιστικό ελέγχου, οι Dimitrescu and Hurlin (2012) προτείνουν την ακόλουθη:

1) Πραγματοποίηση σε κάθε διαστρωμάτωση i του ελέγχου F πάνω στο παραπάνω υπόδειγμα για τον πολλαπλό έλεγχο της $\beta_{i1} = \dots = \beta_{ik} = 0$ κρατώντας το στατιστικό.

2) Υπολογισμός του μέσου στατιστικού F (ή αλλιώς γνωστό ως Wald στατιστικό)

$$\bar{W} = (1/N) \sum_{i=1}^N W_i \quad (32)$$

το οποίο χρησιμοποιείται για την κατασκευή των δύο τελικών στατιστικών ελέγχων, του \bar{Z} και του \tilde{Z} , με τους Lopez and Weber (2017) να επισημαίνουν πως η επιλογή ενός από τα δύο στατιστικά θα πρέπει να γίνεται πάντοτε με γνώμονα την δομή των δεδομένων μας. Αν για παράδειγμα οι διαστρωματώσεις είναι αρκετά μεγαλύτερες από ότι οι χρονικές μας περίοδοι, το \tilde{Z} στατιστικό θα πρέπει να λαμβάνεται κυρίως υπόψιν. Από την άλλη, εάν και οι δύο διαστάσεις του δείγματος είναι αρκετά μεγάλες, στο \bar{Z} στατιστικό θα πρέπει να επικεντρώνεται περισσότερο η προσοχή. Όσον αφορά τον υπολογισμό των δύο στατιστικών, αυτός παρατίθεται παρακάτω:

$$\bar{Z} = \sqrt{N/2K} (\bar{W} - K) \quad (33) \quad \text{και} \quad \tilde{Z} = \sqrt{N/2K} \sqrt{(\sum_{i=1}^N W_i - K) / (T - 3K - 5)} \left[\frac{T - 3K - 3}{T - 3K - 1} \bar{W} - K \right] \quad (34)$$

Σχετικά με την κατανομή των δύο στατιστικών ελέγχου, αμφότερα ακολουθούν ασυμπτωτικά την τυποποιημένη κανονική κατανομή $N(0,1)$. Εάν οι τιμές των στατιστικών προκύψουν υψηλότερες από τις κρίσιμες τιμές της κατανομής, δεν μπορούμε να αποδεχτούμε την μηδενική υπόθεση, σηματοδοτώντας την ύπαρξη αιτιακής σχέσης με το αντίστροφο αποτέλεσμα να συμβαίνει όταν οι τιμές των στατιστικών είναι μικρότερες από τις κρίσιμες τιμές της κατανομής.

5. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ

5.1 ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Για να μπορέσουμε να εξετάσουμε αν υπάρχει σχέση ανάμεσα στις τιμές των μετοχών και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, συλλέχθηκαν δεδομένα από 26 αναπτυγμένες χώρες/οικονομίες επιλέγοντας για κάθε μία τον πιο αντιπροσωπευτικό μετοχικό της δείκτη -καθώς στις κινήσεις του αντανakλώνται οι κινήσεις των τιμών των μετοχών- και την ισοτιμία της έναντι του δολαρίου (\$).Ακόμη,προς αποφυγή του προβλήματος της μεροληψίας από παράλειψη σχετικών μεταβλητών,συλλέχθηκαν δεδομένα για τον Δείκτη Τιμών Καταναλωτή,για το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν και για τις δεκαετείς αποδόσεις των Κυβερνητικών ομολόγων για κάθε μία από τις εξεταζόμενες χώρες.Πρόσθετα,αντλήθηκαν δεδομένα και για τις τιμές χρυσού και πετρελαίου. Οι μεταβλητές της παρούσης έρευνας αντλήθηκαν από τις βάσεις δεδομένων της Datastream και της FRED.Η ανάλυση γίνεται χρησιμοποιώντας τριμηνιαία δεδομένα από το 2003 εως και 2019 (εως το τρίτο τρίμηνο),με την συχνότητα των δεδομένων να επιλέγεται διότι διευκολύνει την διαθεσιμότητά τους για όλες τις μεταβλητές.Αναφορικά με την μορφή των μεταβλητών,όλες πλην των δεκαετών αποδόσεων έχουν λογαριθμοποιηθεί,ακολουθώντας έτσι την συνήθη πρακτική της βιβλιογραφίας.Σημειώνουμε,πως όλη η ανάλυση που έπεται,έγινε με την χρήση της γλώσσας προγραμματισμού R. Τέλος,παρατίθενται εδώ τόσο η ονομασία των μεταβλητών που θα ισχύει στο υπόλοιπο της έρευνας όσο και ένας πίνακας με τις εξεταζόμενες χώρες.Επομένως,

STOCK θα είναι ο λογαριθμικός μετοχικός δείκτης, EXC_R θα είναι η λογαριθμική συναλλαγματική ισοτιμία, CPI θα είναι ο λογαριθμικός Δείκτης Τιμών Καταναλωτή, GDP θα είναι το λογαριθμικό ΑΕΠ, BOND_Y θα είναι η απόδοση των δεκαετών ομολόγων, GOLD_P θα είναι η λογαριθμική τιμή χρυσού και OIL_P θα είναι η λογαριθμική τιμή πετρελαίου.

Πίνακας 1: Πίνακας Χρησιμοποιούμενων Χωρών

ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	ΚΟΡΕΑ
ΑΥΣΤΡΙΑ	ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ
ΒΕΛΓΙΟ	ΜΕΞΙΚΟ
ΚΑΝΑΔΑΣ	ΟΛΛΑΝΔΙΑ
ΔΑΝΙΑ	ΝΕΑ ΖΗΛΑΝΔΙΑ
ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ	ΝΟΡΒΗΓΙΑ
ΓΑΛΛΙΑ	ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ
ΕΛΛΑΔΑ	ΙΣΠΑΝΙΑ
ΟΥΓΓΑΡΙΑ	ΣΟΥΗΔΙΑ
ΙΡΛΑΝΔΙΑ	ΕΛΒΕΤΙΑ
ΙΣΡΑΗΛ	ΗΝΩΜΕΝΕΣ ΠΟΛΙΤΕΙΕΣ
ΙΑΠΩΝΙΑ	ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ

5.2 ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ

Ξεκινάμε την ανάλυσή μας με τα περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών, με αυτά να παρατίθενται στους Πίνακες 2 και 3 και από τους οποίους μπορεί να εξαχθεί σημαντική πληροφόρηση, με την κανονικότητα των κατανομών των μεταβλητών να είναι συνήθως εκείνη που ξεχωρίζει, αποτυπωμένη στα μεγέθη της ασυμμετρίας και κύρτωσης (skewness and kurtosis) και εξεταζόμενη επισήμως μέσω του ελέγχου Jarque-Bera. Σημειώνεται πως σε κανονικά κατανομημένα μεγέθη παρατηρείται μηδενική ασυμμετρία και κύρτωση που ισούται με τον αριθμό τρία. Έτσι, μπορούμε μέσω αυτών των μεγεθών να κάνουμε μια αρχική εκτίμηση για την κανονικότητα ή όχι των μεταβλητών μας. Πιο συγκεκριμένα, μπορούμε να παρατηρήσουμε πως για την συναλλαγματική ισοτιμία, τον δείκτη τιμών καταναλωτή, το ΑΕΠ και για τις δεκαετίες ομολογιακές αποδόσεις, η κύρτωση είναι μεγαλύτερη του αριθμού τρία, στοιχείο που υποδηλώνει πως οι κατανομές των μεταβλητών αυτών είναι λεπτόκυρτες, ότι δηλαδή υπάρχει μεγαλύτερη πιθανότητα να παρατηρηθούν ακραίες τιμές. Από την άλλη πλευρά, οι χρηματιστηριακοί δείκτες και οι τιμές χρυσού και πετρελαίου χαρακτηρίζονται από πλατύκυρτες κατανομές, γεγονός που υποδηλώνει πως είναι λιγότερο πιθανό σε αυτά τα μεγέθη να παρατηρηθούν ιδιαίτερα υψηλές τιμές. Κοιτάζοντας τώρα την ασυμμετρία, παρατηρούμε στους μετοχικούς δείκτες, στον δείκτη τιμών καταναλωτή και στις τιμές πετρελαίου και χρυσού, αρνητικό πρόσημο στην ασυμμετρία. Ένα αρνητικό πρόσημο συνήθως σημαίνει πως υπάρχουν μεγαλύτερες απώλειες στην αριστερή ουρά της κατανομής – αν και όχι συχνές – ενώ το μεγαλύτερο πλήθος των παρατηρήσεων εντοπίζεται στο δεξιό άκρο της κατανομής. Για τις υπόλοιπες μεταβλητές μας, παρατηρούμε θετικό πρόσημο στην ασυμμετρία και η οποία έχει τώρα ακριβώς αντίθετη ερμηνεία σε σχέση με πριν. Επομένως, υπάρχει μια αρχική ένδειξη μη κανονικότητας των μεταβλητών μας η οποία επιβεβαιώνεται και επισήμως από το p value του Jarque-Bera ελέγχου το οποίο είναι μηδέν, απορρίπτοντας μάλιστα σε οποιοδήποτε από τα κλασικά επίπεδα σημαντικότητας την μηδενική υπόθεση της κανονικότητας της κατανομής. Κοιτάζοντας τα γενικά στατιστικά χαρακτηριστικά των μεταβλητών, παρατηρούμε πως οι μεταβλητές με τις μεγαλύτερες τυπικές αποκλίσεις (οι μετοχικοί δείκτες, το ΑΕΠ και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες) είναι και εκείνες με το μεγαλύτερο εύρος τιμών - που δίνεται από την διαφορά του μεγίστου από το ελάχιστο - και το οποίο είναι ένα αρκετά λογικό αποτέλεσμα. Παρόλα αυτά, αυτό που είναι ενδιαφέρον είναι το γεγονός, πως ενώ οι δεκαετίες αποδόσεις έχουν ένα από τα μεγαλύτερα εύρη τιμών παρουσιάζουν ταυτόχρονα και την μικρότερη τυπική απόκλιση. Αυτό το αποτέλεσμα συμφωνεί με την γενική θεώρηση της χρηματοοικονομικής που θεωρεί τα ομόλογα σχετικά ασφαλείς επενδύσεις, με οποιαδήποτε ακραία απόδοση είναι πολύ σπάνια να συμβεί. Σημειώνεται, πως η ανωτέρω συζήτηση έγινε για τους λογάριθμους των μεταβλητών.

Πίνακας 2: Περιγραφικά Στατιστικά Εξαρτημένης Μεταβλητής STOCK

	STOCK
MEAN	8.120
MEDIAN	8.339
MAXIMUM	10.994
MINIMUM	4.599
STD.DEV	1.365
SKEWNESS	-0.235
KURTOSIS	2.357
JARQUE-BERA	46.114
P-VALUE JB	0.000
OBSERVATIONS	1742

Πίνακας 3: Περιγραφικά Στατιστικά Ανεξάρτητων Μεταβλητών

	EXC_R	CPI	GDP	BOND_ Y	GOLD_ P	OIL_P
MEAN	1.205	4.530	25.79	0.0365	6.836	4.158
MEDIAN	0.048	4.567	25.54	0.0351	7.065	4.182
MAXIMUM	7.225	4.809	29.31	0.2514	7.483	4.949
MINIMUM	-0.715	4.015	22.62	-0.0075	5.814	3.380
STD.DEV	2.054	0.114	1.266	0.0259	0.478	0.375
SKEWNESS	1.401	-1.387	0.481	1.7163	-0.786	-0.307
KURTOSIS	3.897	5.924	3.048	11.196	2.279	2.285
JARQUE-BERA	628.83	1180.2	67.434	5731.6	217.47	64.546
P-VALUE JB	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
OBSERVATIONS	1742	1742	1742	1742	1742	1742

5.3 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΩΝ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ

Στην παρούσα έρευνα χρησιμοποιήθηκαν οι έλεγχοι στασιμότητας των Levin, Lin και Chu (LLC) και των Im, Pesaran και Smith (IPS), που αναλύθηκαν σε προηγούμενη ενότητα, για να μπορέσουμε να δούμε ποιες από τις μεταβλητές είναι μη στάσιμες και ποιες όχι και να προχωρήσουμε αν είναι απαραίτητο σε μετασχηματισμό τους για να επιτευχθεί η στασιμότητα και τα αποτελέσματα της επακόλουθης ανάλυσης να είναι αξιόπιστα. Τα αποτελέσματα των δύο ελέγχων προβάλλονται στους Πίνακες 4, 5 και 6 για όλες τις μεταβλητές. Αξίζει σε αυτό το σημείο να τονιστεί πως τόσο αυτός ο έλεγχος όσο και όλη η άλλη ανάλυση που έπεται, θα γίνουν υποθέτοντας 5% επίπεδο σημαντικότητας. Επομένως, μέσω των αποτελεσμάτων του Πίνακα 4, έχουμε για κάθε μεταβλητή τα ακόλουθα αποτελέσματα στασιμότητας:

Πίνακας 4: Έλεγχοι Στασιμότητας των μεταβλητών

UNIT ROOT TESTS	LEVIN LIN AND CHU		IM PESARAN AND SHIN	
VARIABLES	STATISTIC	P-VALUE	STATISTIC	P-VALUE
STOCK	-4.8652	0.0000	-4.0848	0.0000
EXC_ R	-7.9881	0.0000	-3.9288	0.0000
CPI	-0.7028	0.2411	1.8295	0.9663
GDP	-7.8195	0.0000	-4.3387	0.0000
BOND_Y	-4.7440	0.0000	-3.4805	0.0002
GOLD_P	0.3799	0.6480	6.7023	1.0000
OIL_P	-7.1215	0.0000	-2.4685	0.0067

Για την μεταβλητή STOCK παρατηρούμε πως και στους δύο ελέγχους το p-value της (0.000 και στους δύο) είναι μικρότερο από το επίπεδο σημαντικότητας 5%.Επομένως, η μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας απορρίπτεται,αποδεχόμενες την εναλλακτική της στασιμότητας.Συνεπώς, η STOCK είναι I(0).

Ίδια είναι η εικόνα και για την μεταβλητή EXC_RATE,καθώς βλέπουμε και εδώ πως το p-value και στους δύο ελέγχους είναι πρακτικά μηδέν,οδηγούμενοι έτσι στην απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης γεγονός που συνεπάγεται ότι η μεταβλητή μας είναι και εκείνη στάσιμη,δηλαδή I(0).

Για την μεταβλητή CPI η εικόνα είναι διαφορετική σε σχέση με τις δύο προηγούμενες περιπτώσεις.Αναλυτικότερα,το p-value στον έλεγχο LLC είναι 0.2411 και στον έλεγχο IPS 0.9663.Σε κάθε περίπτωση,το p-value τώρα είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο σημαντικότητας 5%.Επομένως, δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση της μη στασιμότητας.Παίρνοντας ωστόσο πρώτες διαφορές για να επιλυθεί το πρόβλημα της μη στασιμότητας, παρατηρείται από τον Πίνακα 5, πως η DCPI (First-Difference CPI) είναι στάσιμη, με το p-value σε κάθε έλεγχο να είναι μικρότερο από το 5%.Άρα, η DCPI είναι I(0).

Πίνακας 5: Ελέγχοι Στασιμότητας για την μεταβλητή DCPI

VARIABLE: DCPI	STATISTIC	P-VALUE
LEVIN LIN CHU TEST	- 19.164	0.0000
IM PESARAN SHIN TEST	- 19.911	0.0000

Για την μεταβλητή GDP παρατηρούμε από τον Πίνακα 4,πως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας,καθώς το p-value τόσο στον έλεγχο LLC όσο και στον IPS είναι μικρότερο του επιπέδου σημαντικότητας 5%.Συνεπώς, η GDP είναι I(0).

Για την μεταβλητή BOND_Y βλέπουμε στον Πίνακα 4 πως και αυτή υπεισέρχεται στο σύνολο των στάσιμων μεταβλητών, αφού το p-value σε αμφότερο έλεγχο είναι μικρότερο από το επίπεδο σημαντικότητας 5%, απορρίπτοντας επακόλουθα την μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας. Προκύπτει έτσι, ότι η BOND_Y είναι και αυτή I(0).

Για την μεταβλητή GOLD_P, παρατηρούμε πως το p-value είναι 1 στον έλεγχο IPS και 0.648 στον LLC έλεγχο, με αποτέλεσμα να μην είμαστε σε θέση να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας. Χρησιμοποιώντας τις πρώτες διαφορές ωστόσο, παρατηρείται μέσω του Πίνακα 6, πως η νέα μεταβλητή είναι στάσιμη αφού το p-value σε αμφότερο έλεγχο είναι μικρότερο από το 5%. Άρα, η DGOLD_P είναι I(0).

Πίνακας 6: Ελέγχοι Στασιμότητας για την μεταβλητή DGOLD_P

VARIABLE: DGOLD_P	STATISTIC	P-VALUE
LEVIN LIN CHU TEST	- 40.092	0.0000
IM PESARAN SHIN TEST	- 37.067	0.0000

Τέλος, η μεταβλητή OIL_P κλείνει το σύνολο των στάσιμων μεταβλητών, καθώς βλέποντας το p-value της από τον Πίνακα 4, σε κάθε έλεγχο είναι μικρότερο από το επίπεδο σημαντικότητας 5% απορρίπτοντας την μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας. Επομένως, η OIL_P είναι I(0).

5.4 ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Αφού καταλήξαμε στην τελική μορφή των μεταβλητών, χρήσιμο είναι να δούμε αν οι μεταβλητές μας πάσχουν από το πρόβλημα της πολυσυγγραμικότητας. Θα το ελέγξουμε εύκολα μέσω ενός πίνακα Διακύμανσης-Συνδιακύμανσης. Οπότε μέσω του Πίνακα 7, μπορούμε να διαπιστώσουμε πως δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας αφού όλες οι τιμές του είναι ιδιαίτερα χαμηλές (< 0.35).

Πίνακας 7: Έλεγχος Πολυσυγγραμικότητας

	S	E	DC	GDP	B	G	OP
STOCK (S)	1	0.051	0.212	0.192	0.163	-0.003	0.058
EXC_R (E)	0.051	1	0.121	0.238	0.107	-0.007	-0.031
DCPI (DC)	0.212	0.121	1	-0.051	0.335	0.214	0.171
GDP (GDP)	0.192	0.238	-0.051	1	-0.243	-0.013	0.080
BOND_Y (B)	0.163	0.107	0.335	-0.243	1	0.099	0.077
DGOLD_P (G)	-0.003	-0.007	0.214	-0.013	0.099	1	-0.069
OIL_P (OP)	0.058	-0.031	0.171	0.080	0.077	-0.069	1

ΣΗΜΕΙΩΣΗ: ΜΕΣΑ ΣΤΗΝ ΠΑΡΕΝΘΕΣΗ ΒΡΙΣΚΕΤΑΙ Η ΣΥΝΤΟΜΗ ΟΝΟΜΑΣΙΑ ΚΑΘΕ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗΣ ΠΟΥ ΧΡΗΣΙΜΟΠΟΙΕΙΤΑΙ ΣΤΟΝ ΟΡΙΖΟΝΤΙΟ ΑΞΟΝΑ

5.5 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΜΕ ΣΤΑΘΕΡΕΣ ΚΑΙ ΤΥΧΑΙΕΣ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ

Προτού προβούμε στην εκτίμηση του κύριου υποδείγματος της εργασίας που θα εκτιμηθεί με την μέθοδο GMM, αξίζει να σημειωθεί πως εκτιμήθηκε αρχικά ένα πιο απλό υπόδειγμα τυχαίων και σταθερών επιδράσεων, ώστε να έχουμε μια αρχική εικόνα για το εάν οι χρησιμοποιούμενες μεταβλητές είναι σημαντικές στην εξήγηση της τιμής των μετοχών και αν τελικά η μορφή του υποδείγματος, απλό έναντι δυναμικό, θα αλλάξει τα παραπάνω αποτελέσματα. Η επιλογή των χρονικών υστερήσεων έγινε με μια χειροκίνητη διαδικασία όσο το δυνατόν πιο κοντά στο Akaike κριτήριο, καθώς στην R δεν υπάρχει η δυνατότητα επιλογής βέλτιστων χρονικών υστερήσεων μέσω αυτού. Περισσότερες λεπτομέρειες σχετικά με την διαδικασία επιλογής των βέλτιστων χρονικών υστερήσεων γίνεται στην επόμενη ενότητα, όπου εισάγουμε το κύριο υπόδειγμα της έρευνας εκτιμώμενο με την μέθοδο GMM. Έχοντας εκτιμήσει τα υποδείγματα σταθερών και τυχαίων επιδράσεων, αρχικά πραγματοποιήθηκε ο έλεγχος Breusch-Godfrey/Wooldridge για την ανίχνευση συσχέτισης των ιδιοσυγκρατικών καταλοίπων, αποτελώντας την πάνελ εκδοχή του απλού Breusch-Godfrey ελέγχου. Βλέποντας πως τα p-value των δύο υποδειγμάτων ήταν μικρότερα του επιπέδου σημαντικότητας του 5% (Πίνακας 8), προχωρήσαμε στην απόκτηση καταλοίπων ανθεκτικών ως προς την ετεροσκεδαστικότητα και ως προς την αυτοσυσχέτιση. Έπειτα, με τα νέα διορθωμένα σφάλματα προχωρήσαμε στον έλεγχο Hausman για να δούμε ποια από τις δύο εκφράσεις υποδειγμάτων είναι καταλληλότερη. Τα αποτελέσματα τόσο των υποδειγμάτων πριν και μετά την διόρθωση όσο και του Hausman ελέγχου παρατηρούνται στους Πίνακες 9, 10 και 11 που ακολουθούν.

Πίνακας 8: Αποτέλεσμα ελέγχου Breusch-Godfrey/Wooldridge για αυτοσυσχέτιση των ιδιοσυγκρατικών καταλοίπων

MODEL	CHI-SQ. STATISTIC	P-VALUE	DEGREES OF FREEDOM
FIXED EFFECTS	1440.9	0.0000	66
RANDOM EFFECTS	1448.7	0.0000	66

Πίνακας 9: Υπόδειγμα Σταθερών επιδράσεων με εξαρτημένη την STOCK πριν και μετά την διόρθωση αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων.

INDEPENDENT VARIABLE	COEFFICIENTS	ERROR	ROBUST ERROR	CORRECT P-VALUE
EXC_R	1.101549	0.057543	0.194888	0.000

DCPI	14.135233	1.279262	3.491008	0.000
GDP	0.932952	0.043454	0.131541	0.000
BOND_Y	- 3.198927	0.414992	1.222123	0.015
DGOLD_P	0.350178	0.090136	0.081839	0.000
OIL_P	0.138078	0.022507	0.053139	0.015

Πίνακας 10: Υπόδειγμα Τυχαίων επιδράσεων με εξαρτημένη την STOCK πριν και μετά την διόρθωση αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων

INDEPENDENT VARIABLE	COEFFICIENTS	ERROR	ROBUST ERROR	CORRECT P-VALUE
EXC_R	0.873658	0.053180	0.209403	0.000
DCPI	14.542651	1.312984	3.341427	0.000
GDP	0.853985	0.043340	0.134963	0.000
BOND_Y	-3.913562	0.418222	1.038075	0.000
DGOLD_P	0.293034	0.092348	0.087359	0.001
OIL_P	0.122135	0.022830	0.052691	0.020
(INTERCEPT)	-15.39569	1.123258	3.563620	0.000

Πίνακας 11: Έλεγχος Hausman για επιλογή fixed ή random effect υποδείγματος

STATISTIC (CHI SQUARE)	DEGREES OF FREEDOM	P-VALUE	PREFERRED MODEL
33.634	4	0.0000	FIXED EFFECTS

Έτσι, μπορούμε να παρατηρήσουμε από τον Πίνακα 11, πως το υπόδειγμα σταθερών επιδράσεων είναι το καταλληλότερο υπόδειγμα, αφού το p-value (0.000) είναι μικρότερο του επιπέδου σημαντικότητας 5%. Παρατηρώντας τώρα τα αποτελέσματα του υποδείγματος σταθερών επιδράσεων φαίνεται να επιβεβαιώνεται αρχικά η επιλογή των μεταβλητών μας, αφού όλες είναι στατιστικά σημαντικές ατομικά (p-value < 0.05). Το υπόδειγμα πάνω στο οποίο στηρίχθηκαν οι ανωτέρω εκτιμήσεις είναι αυτό που ακολουθεί:

$$STOCK_{it} = \beta_1 EXC_R_{it} + \beta_2 DCPI_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 BOND_Y_{it} + \beta_5 DGOLD_P_{it} + \beta_6 OIL_P_{it} + \alpha_i + \mu_{it} \quad \text{με } i=1,2,\dots,26 \text{ και } t = 1,2,\dots,67 \quad (35)$$

όπου α_i οι μη παρατηρούμενοι παράγοντες και μ_{it} τα ιδιοσυγκρατικά σφάλματα κάθε διαστρωματικής οντότητας.

Προχωρώντας σε μια σύντομη ερμηνεία των συντελεστών με βάση τον Πίνακα 9,θα έχουμε πως:

Μια υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας κατά 1% (δηλαδή αύξηση της),θα έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση του χρηματιστηριακού δείκτη κατά 1.10% υποθέτωντας όλους τους άλλους παράγοντες σταθερούς. Έτσι έχουμε μια ένδειξη ότι ίσως ισχύει η παραδοσιακή προσέγγιση από την πλευρά του εξαγωγέα για την εξήγηση της σχέσης μεταξύ των δύο μεταβλητών.

Μία αύξηση του πληθωρισμού κατά μια ποσοστιαία μονάδα θα οδηγήσει σε θετική ποσοστιαία μεταβολή του μετοχικού δείκτη κατά περίπου 14%, κρατώντας όλους τους άλλους παράγοντες σταθερούς.

Μία θετική ποσοστιαία μεταβολή του ΑΕΠ κατά 1% θα προκαλέσει 0.93% θετική ποσοστιαία μεταβολή στην τιμή του μετοχικού δείκτη,κρατώντας σταθερούς όλους τους άλλους παράγοντες.

Μια αύξηση των δεκαετών αποδόσεων κατά μια ποσοστιαία μονάδα θα οδηγήσει σε περίπου 3.15% αρνητική ποσοστιαία μεταβολή του μετοχικού δείκτη, κρατώντας όλους τους άλλους παράγοντες σταθερούς.

Μια αύξηση του ρυθμού αύξησης της τιμής χρυσού κατά μια ποσοστιαία μονάδα, θα έχει ως αποτέλεσμα την θετική ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη μετοχών κατά 0.35%, κρατώντας όλους τους άλλους παράγοντες σταθερούς.

Τέλος,για μια θετική ποσοστιαία μεταβολή των τιμών πετρελαίου κατά 1%,ο χρηματιστηριακός δείκτης θα μεταβληθεί θετικά περίπου κατά 0.14%, κρατώντας όλους τους άλλους παράγοντες σταθερούς.

Η ερμηνεία των συντελεστών και ιδιαίτερα για τις μεταβλητές $DCPI_{it}$ και $DGOLD_P_{it}$, γίνεται πιο αναλυτική στο κύριο υπόδειγμα της έρευνας,εκμεταλλεζόμενοι το γεγονός πως χρησιμοποιούμε λογαριθμικά μεγέθη.Ας δούμε λοιπόν τώρα,πως αλλάζουν τα αποτελέσματα αλλάζοντας κάπως την μορφή του υποδείματος και εκτιμώντας το με την Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών.

5.6 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΔΥΝΑΜΙΚΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΜΕ GMM

Υποδείγματα σαν και αυτό που προβλήθηκε στην προηγούμενη ενότητα δεν μπορούν να θεωρηθούν πλήρη καθώς είναι πιθανό να παρουσιάζουν πρόβλημα ενδογένειας αλλά και έλλειψη σε ένα πολύ βασικό γνώρισμα των χρηματοοικονομικών μεταβλητών,με αυτό να είναι η αυτοπαλίνδρομη συμπεριφορά της εξαρτημένης μεταβλητής.Ειδικότερα,είναι επιθυμητό να συμπεριλαμβάνονται στο υπόδειγμα χρονικές υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής.Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων τόσο της εξαρτημένης όσο και των ανεξάρτητων μεταβλητών γίνεται συνήθως επιλέγοντας εκείνο τον συνδυασμό

τους που ελαχιστοποιεί το Akaike ή οποιοδήποτε παρεμφερές κριτήριο. Ωστόσο, η γλώσσα προγραμματισμού R δεν έχει αυτόματα την επιλογή στα GMM υποδείγματα κάποιου κριτηρίου, οπότε η διαδικασία εύρεσης των χρονικών υστερήσεων έγινε χειροκίνητα, εκτιμώντας μια σειρά υποδειγμάτων ικανοποιώντας καθένα το κριτήριο Sargan και επιλέγοντας εκείνο το οποίο παρουσίαζε το χαμηλότερο άθροισμα τετραγωνικών καταλοίπων, προσομοιώνοντας όσο το δυνατόν περισσότερο το Akaike κριτήριο, που προσπαθεί μέσω της ελαχιστοποίησής του να επιλέξει εκείνο το υπόδειγμα που ταιριάζει περισσότερο στα δεδομένα. Από την παραπάνω διαδικασία και σε αντίθεση με το υπόδειγμα σταθερών επιδράσεων, στην πλειοψηφία των εκτιμηθέντων υποδειγμάτων η μεταβλητή $BOND_Y_{it}$ ήταν στατιστικά ασήμαντη και ως εκ τούτου απομακρύνθηκε από το υπόδειγμα. Έπειτα πραγματοποιώντας ξανά την ανωτέρω διαδικασία δίχως την προβληματική μεταβλητή, καταλήξαμε στην γενική και προς εκτίμηση μορφή του υποδείγματος που είναι η εξής:

$$STOCK_{it} = \beta_0 STOCK_{it-1} + \beta_1 EXC_R_{it} + \beta_2 DCPI_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 DGOLD_P_{it} + \beta_5 OIL_P_{it} + \alpha_i + \mu_{it} \quad \text{με } i=1,2,\dots,26 \text{ και } t = 1,2,\dots,67 \quad (36)$$

όπου ο συμβολισμός διατηρείται ο ίδιος με αυτόν της προηγούμενης ενότητας. Ο μόνος καινούργιος όρος του νέου υποδείγματος είναι ο $STOCK_{it-1}$ που εκφράζει την λογαριθμική τιμή του μετοχικού δείκτη μια χρονική περίοδο πίσω.

Η εκτίμηση του μέσω της Συστημικής Γενικευμένης Μεθόδου των Ροτών (System GMM) επιφέρει τα ακόλουθα αποτελέσματα:

Πίνακας 12: Αποτελέσματα Κύριου Υποδείγματος εκτιμώμενο με τη Συστημική Γενικευμένη Μέθοδο των Ροτών με εξαρτημένη μεταβλητή την STOCK

INDEPENDENT VARIABLE	COEFFICIENT	P-VALUE
STOCK (-1)	0.767832	0.000000
EXC_R	0.157347	0.001212
DCPI	2.715561	0.003628
GDP	0.039679	0.005508
DGOLD_P	1.165523	0.000000
OIL_P	0.182835	0.000000
DIAGNOSTIC TEST	STATISTIC	P-VALUE
SARGAN TEST	22.0799	0.10573
AR(2) TEST	0.99858	0.31800
INSTRUMENTS USED: STOCK (-2), EXC_R (-1 TO -3), DCPI (-1 TO -4), GDP (-1 TO -2), DGOLD_P (-2 TO -4), OIL_P (-1 TO -2)		

Όπως μπορεί να γίνει εμφανές μέσα από τον Πίνακα 12, αφαιρέθηκε ο χρονικός και διαστρωματικός δείκτης όλων των μεταβλητών ώστε να μπορεί να γίνει ευκολότερη η ανάγνωση των βοηθητικών μεταβλητών (instruments). Για παράδειγμα, STOCK (-1) είναι η λογαριθμική τιμή του μετοχικού δείκτη ένα τρίμηνο πίσω. Για όσες δεν αναφέρεται κάτι, σημαίνει πως αναφερόμαστε στην τρέχουσα χρονική περίοδο.

Έτσι λοιπόν, παρατηρούμε πως αρχικά οι βοηθητικές μας μεταβλητές είναι έγκυρες καθώς το p -value (0.106) του Sargan ελέγχου είναι μεγαλύτερο του επιπέδου σημαντικότητας 0.05. Πρόσθετα περιλάβαμε στον Πίνακα 12 και το AR(2) στατιστικό που πρότειναν οι Arellano and Bond και που είναι χρήσιμο στην ανίχνευση σειριακής συσχέτισης στα κατάλοιπα. Εδώ, το p -value (0.318) είναι μεγαλύτερο από 0.05 και επομένως δεν υπάρχει δεύτερης τάξεως συσχέτιση στις διαφορές των καταλοίπων και ως εκ τούτου δεν υπάρχει και πρώτης τάξεως αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.

Προτού προχωρήσουμε στην ανάλυση των αποτελεσμάτων υπενθυμίζουμε σε αυτό το σημείο, και που αναφέρθηκε στην προηγούμενη ενότητα, πως σε όλη την έκταση της έρευνας έχει χρησιμοποιηθεί ο λογαριθμικός μετασχηματισμός των μεταβλητών μας ο οποίος μας επιτρέπει να εξάγουμε την ερμηνεία των παραπάνω συντελεστών στην αρχική μορφή των μεταβλητών χρησιμοποιώντας τις ποσοστιαίες τους μεταβολές. Προς αποφυγή επανάληψης, υποθέτουμε ότι η ερμηνεία του συντελεστή μιας μεταβλητής, γίνεται κρατώντας όλους τους υπόλοιπους σταθερούς όπως και στην προηγούμενη ενότητα.

Λαμβάνοντας αυτό υπόψιν και με βάση τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα μπορούμε να εξάγουμε τα ακόλουθα συμπεράσματα και ερμηνεία:

Αρχικά, παρατηρούμε πως ο συντελεστής για την πρώτη χρονική υστέρηση της μεταβλητής STOCK είναι στατιστικά σημαντικός καθώς το p -value (0.00) είναι μικρότερο του επιπέδου σημαντικότητας 5%. Προκύπτει επομένως πως μια αύξηση του χρηματιστηριακού δείκτη κατά 1% σε ένα τρίμηνο θα επιφέρει 0.77% αυξητική ποσοστιαία μεταβολή του χρηματιστηριακού δείκτη το επόμενο τρίμηνο.

Στη συνέχεια, παρατηρούμε πως και ο συντελεστής της EXC_R είναι στατιστικά σημαντικός αφού το p -value (0.00121) του είναι μικρότερο του επιπέδου σημαντικότητας. Μπορούμε να τον ερμηνεύσουμε ως εξής. Μια υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας κατά 10%, θα επιφέρει προσεγγιστικά θετική μεταβολή στην τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη κατά 1.5%. Επομένως, η θεωρία που φαίνεται να εξηγεί την σχέση των δύο μεταβλητών μας είναι η παραδοσιακή προσέγγιση κατά την οποία μια υποτίμηση ευνοεί θετικά τις ταμειακές ροές και τα έσοδα μιας εξαγωγικής εταιρίας, οδηγώντας στην αύξηση της τιμής της μετοχής της. Αναφορικά με το μέγεθος του συντελεστή, αυτός δεν πρέπει να μας προβληματίζει, καθώς κατά τους Bahmani-Oskooe and Saha (2015), γενικά η βιβλιογραφία δεν παρέχει ξεκάθαρη εικόνα για το αν υπάρχει όντως σχέση μεταξύ των μεταβλητών και ως προς ποια κατεύθυνση. Οπότε είναι πιθανόν να παρατηρηθεί στατιστικά σημαντι-

κή σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών που να είναι μικρού ωστόσο μεγέθους. Πρόσθετα, η χρήση χρηματιστηριακών δεικτών μπορεί να συμβάλλει σε μικρό μέγεθος του συντελεστή, καθώς μέσα σε έναν δείκτη είναι λογικό να εμπεριέχονται και εταιρίες που για τις οποίες μια υποτίμηση της ισοτιμίας να μην είναι επιθυμητή, ένα φαινόμενο που μπορεί να επεκτείνεται και στο υπόλοιπο σύνολο των δεικτών που έχουμε συλλέξει, παράγοντας μικρού επιπέδου σύνδεσης των μεγεθών, ένδειξη υπέρ του averaging effect των Muller and Verschoor (2006).

Προχωρώντας, βλέπουμε πως το p-value του συντελεστή της μεταβλητής DCPI δεν είναι αρκετό για την στήριξη της μηδενικής υπόθεσης της μη στατιστικής σημαντικότητας στο επίπεδο σημαντικότητας 5% (αφού $0.0036 < 0.05$). Άρα καταλήγουμε στο γεγονός πως αυτή είναι τελικά σημαντική. Η ερμηνεία σε αυτήν την περίπτωση είναι ιδιαίτερα ξεχωριστή. Είναι γνωστό πως η διαφορά των λογαρίθμων οποιονδήποτε δύο μεγεθών ισούται με το λογάριθμο του πηλίκου τους. Ωστόσο εδώ το πηλίκο είναι ο 'ακαθάριστος' ρυθμός αύξησης των τιμών (δηλαδή 1+πληθωρισμός). Επομένως, η ερμηνεία θα μπορούσε να γίνει με τους δύο ακόλουθους τρόπους. Αρχικά, θα μπορούσαμε την λογαριθμική διαφορά να την προσεγγίσουμε ως ποσοστό (στην περίπτωση μας ως πληθωρισμό), υποθέτωντας πολύ μικρές μεταβολές στον Δείκτη Τιμών Καταναλωτή. Αλλιώς, θα μπορούσαμε να εκφραστούμε σε όρους του ακαθάριστου όρου (1+ρυθμός αύξησης τιμών ή όποιου άλλου μεγέθους), χρησιμοποιώντας 1% ποσοστιαία μεταβολή του. Σε αυτήν την ενότητα ακολουθούνται και οι δύο προσεγγίσεις, με την πρώτη να εφαρμόζεται στη παρούσα παράγραφο και την δεύτερη στην περίπτωση της τιμής του χρυσού. Έτσι, προσεγγίζοντας τον ακαθάριστο ρυθμό αύξησης των τιμών ως πληθωρισμό, θα έχουμε πως σε μια αύξηση του πληθωρισμού κατά μια ποσοστιαία μονάδα, θα έχουμε αύξηση του μετοχικού δείκτη κατά 2.7% περίπου. Υποθέτοντας πως ο πληθωρισμός στο τρίμηνο που διανύσαμε ήταν 10%, ο προσδοκώμενος πληθωρισμός για το επόμενο τρίμηνο ανέρχεται στο 11%. Μπορούμε να συμπεράνουμε έτσι πως θεωρητικά το αποτέλεσμα συμβαδίζει με τους Geske and Roll (1983) και Eldomiaty et al (2018), που αναφέρουν πως γενικά αναμένεται θετική σχέση των μεγεθών και που οφείλεται στο αποτέλεσμα Fisher, όπου οι επενδυτές σε μια αύξηση του πληθωρισμού αναμένουν υψηλότερα μερίσματα από την εταιρία ώστε να μην διαβρωθεί η αξία των χρημάτων τους, οδηγώντας σε αύξηση των τιμών των μετοχών.

Επίσης, παρατηρούμε πως ο συντελεστής της GDP είναι στατιστικά σημαντικός αφού το p-value είναι μικρότερο από το επίπεδο σημαντικότητας. Προκύπτει πως εάν το ΑΕΠ αυξηθεί κατά 1% (δηλαδή ο ρυθμός ανάπτυξης είναι 1%), ο χρηματιστηριακός δείκτης θα μεταβληθεί κατά 0.039%. Το πρόσημο είναι θεωρητικά αποδεκτό, καθώς αναμένουμε πως η ανάπτυξη οδηγεί τους επενδυτές σε προσδοκίες για μεγαλύτερες τωρινές και μελλοντικές ταμειακές ροές και μερίσματα, έχοντας ως αποτέλεσμα μια αύξηση των τιμών των μετοχών αν υποθέσουμε ένα υπόδειγμα προεξόφλησης ταμειακών ροών. Ωστόσο, όπως μπορεί να γίνει εμφανές από το μέγεθος του συντελεστή, η επίδραση φαίνεται να είναι μικρού και ασήμαντου μεγέθους. Μπορεί όμως αυτό να σχετίζεται με το

γεγονός πως στην έρευνα χρησιμοποιήθηκαν οι πιο αντιπροσωπευτικοί χρηματιστηριακοί δείκτες που περιλαμβάνουν μεγάλες εταιρίες πολυεθνικού χαρακτήρα και που κατά τους Siegel (1998) και Ritter (2005), τα κέρδη τους εξαρτώνται από την γενικότερη οικονομική ανάπτυξη διεθνώς από ότι την εγχώρια και επομένως ίσως να μην υπάρξει κάποια σημαντική αύξηση στις χρηματοροές τους και επομένως στις τιμές των μετοχών τους, υποθέτωντας πάλι ένα προεξοφλητικό υπόδειγμα χρηματοροών για τον προσδιορισμό της αξίας τους.

Προχωρώντας στην μεταβλητή DGOLD_P, παρατηρούμε πως ο συντελεστής της είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, καθώς έχει ένα μικρό σχετικά p-value (0.000). Εδώ γίνεται χρήση της δεύτερης ερμηνείας που αναφέρθηκε προηγουμένως. Άρα, υποθέτωντας πως ο ακαθάριστος ρυθμός αύξησης της τιμής του χρυσού αυξάνεται κατά 1%, η τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη θα μεταβληθεί θετικά περίπου κατά 1.16%. Παρατηρώντας το θετικό πρόσημο αντί του σχετικά αναμενόμενου αρνητικού, φαίνεται να συμφωνούμε με τους Baur and McDermott (2010) και Baur and Lucey (2010) που σημειώνουν πως ο χρυσός ίσως έχει περισσότερο τον χαρακτήρα ενός safe haven περιουσιακού στοιχείου από ότι ενός αντισταθμιστικού περιουσιακού στοιχείου.

Τέλος για την μεταβλητή OIL_P βλέπουμε πως και αυτή είναι στατιστικά σημαντική, καθώς το p-value της είναι πρακτικά μηδέν και μικρότερο του επιπέδου σημαντικότητας. Η ερμηνεία της είναι η ακόλουθη. Μια μεταβολή της τιμής του πετρελαίου κατά 10%, θα επιφέρει αύξηση στην τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη κατά 1.82%. Το πρόσημο του συντελεστή είναι συμβατό με την θεωρία αν υποθέσουμε πως στο καθαρό σύνολο των χωρών οι περισσότερες είναι εξαγωγείς πετρελαίου επωφελούμενες από αύξηση των τιμών του πετρελαίου. Βέβαια, καθώς υπάρχουν τόσο στο σύνολο των χωρών όσο και στους επιμέρους χρηματοοικονομικούς δείκτες, χώρες/εταιρίες που πλήττονται από την αύξηση των τιμών του πετρελαίου, είναι λογικό οι επιδράσεις εκείνων που ευνοούνται και εκείνων που πλήττονται να αντικρούονται, παράγοντας μικρού μεγέθους μεταβολή συνολικά στην τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη και αθροιστικά στο σύνολο των χωρών (Oberndorfer, 2009).

Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα του δυναμικού υποδείγματος GMM με το απλό υπόδειγμα σταθερών επιδράσεων της προηγούμενης ενότητας, παρατηρούμε πως τα πρόσημα των συντελεστών παραμένουν τα ίδια, με μόνες διαφορές το μεγαλύτερο μέγεθος τους καθώς και την στατιστική σημαντικότητα της $BOND_Y_{it}$ στο υπόδειγμα σταθερών επιδράσεων.

5.7 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ DIMITRESCU – HURLIN

Προχωρούμε τώρα στην παραγματοποίηση και στην παρουσίαση των αποτελεσμάτων του ελέγχου αιτιότητας Dimitrescu – Hurlin προκειμένου να ισχυροποιήσουμε τα αποτελέσματα του GMM, καθώς μέσω αυτής μπορούμε να αποκτήσουμε ενδείξεις αιτιακής σχέσης ανάμεσα στις μεταβλητές, σε αντιπαράθεση με το GMM που μας παρέχει απλώς πληροφόρηση πιθανής συσχέτισης των μεταβλητών. Εδώ η επιλογή των βέλτιστων χρονικών υστερήσεων γίνεται κανονικά μέσω του Akaike κριτηρίου. Αξίζει να αναφερθεί πως ο έλεγχος αιτιότητας Dimitrescu-Hurlin βασίζεται σε εφαρμογή του απλού ελέγχου αιτιότητας Granger ανά διαστρωματικό παράγοντα σε ένα υπόδειγμα δύο μεταβλητών. Αποφασίζουμε να εισάγουμε την μεταβλητή των επιτοκίων που αγνοήθηκε προηγουμένως στην παρούσα ανάλυση. Έτσι λοιπόν, έχουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα μέσω του Πίνακα 13:

Πίνακας 13: Αμφίδρομος έλεγχος αιτιότητας Dimitrescu – Hurlin

HYPOTHESIS	STATISTIC	P-VALUE
EXC_R DOES NOT GRANGER CAUSE STOCK	7.7893	0.0000
STOCK DOES NOT GRANGER CAUSE EXC_R	6.7294	0.0000
GDP DOES NOT GRANGER CAUSE STOCK	3.4803	0.0005
STOCK DOES NOT GRANGER CAUSE GDP	6.4099	0.0000
DCPI DOES NOT GRANGER CAUSE STOCK	2.6863	0.0072
STOCK DOES NOT GRANGER CAUSE DCPI	1.1166	0.2642
BOND_Y DOES NOT GRANGER CAUSE STOCK	8.6879	0.0000
STOCK DOES NOT GRANGER CAUSE BOND_Y	1.3972	0.1623
DGOLD_P DOES NOT GRANGER CAUSE STOCK	-2.1997	0.0278
STOCK DOES NOT GRANGER CAUSE DGOLD_P	1.6516	0.0986
OIL_P DOES NOT GRANGER CAUSE STOCK	10.556	0.0000
STOCK DOES NOT GRANGER CAUSE OIL_P	-2.2865	0.0222

Για τις μεταβλητές EXC_R και STOCK, παρατηρούμε πως το p-value σε κάθε κατεύθυνση αιτιότητας είναι μικρότερο από το επίπεδο σημαντικότητας 5%, οπότε απορρίπτονται οι μηδενικές υποθέσεις σηματοδοτώντας αμφίπλευρη αιτιακή σχέση ανάμεσα στους χρηματιστηριακούς δείκτες και στις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Μάλιστα, πέραν από την επιβεβαίωση της ισχύος της παραδοσιακής προσέγγισης στην σχέση των μεταβλητών μας, μέσω της δεύτερης υπόθεσης υπάρχουν ενδείξεις πως μπορεί να ισχύουν ταυτόχρονα είτε η προσέγγιση αναπροσαρμογής χαρτοφυλακίου των Hau and Rey (2004) είτε κάποιο υπόδειγμα περιουσιακών στοιχείων (monetary and portfolio balance approach), που για να επιβεβαιωθούν ωστόσο θα ήταν απαραίτητη η εκτίμηση ενός νέου

υποδείγματος, με τους χρηματιστηριακούς δείκτες ως ανεξάρτητη μεταβλητή και τις ισοτιμίες ως εξαρτημένη.

Για τις μεταβλητές GDP και STOCK μπορούμε να παρατηρήσουμε πως επίσης απορρίπτονται και οι δύο μηδενικές υποθέσεις καθότι αμφότερα p-values είναι μικρότερα από το 5% επίπεδο σημαντικότητας.

Για τις μεταβλητές DCPI και STOCK απεναντίας, παρατηρούμε πως υπάρχει μονής κατεύθυνσης αιτιακή σχέση με κατεύθυνση αιτιότητας από την DCPI στην STOCK, καθώς μόνο σε εκείνη την περίπτωση το p-value (0.007) είναι μικρότερο του επιπέδου σημαντικότητας 5%.

Για τις μεταβλητές BOND_Y και STOCK μπορούμε να παρατηρήσουμε πως οι δεκαετείς αποδόσεων παρουσιάζουν αιτιακή επίδραση στους χρηματιστηριακούς δείκτες αφού το p-value είναι μικρότερο του 5%. Αντιθέτως, οι χρηματιστηριακοί δείκτες δεν φαίνεται να έχουν κάποια επίδραση στις διαφορές των αποδόσεων καθώς το p-value (0.1623) είναι αρκετά μεγαλύτερο του επιπέδου σημαντικότητας.

Για τις μεταβλητές DGOLD_P και STOCK, φαίνεται να ισχύει η ίδια διαπίστωση των δύο προηγούμενων περιπτώσεων, της μονής δηλαδή αιτιακής κατεύθυνσης, με αποδέκτη επίδρασης τους χρηματιστηριακούς δείκτες, αφού μόνο σε αυτήν την κατεύθυνση το p-value (0.0278) είναι μικρότερο του επιπέδου σημαντικότητας 5%.

Τέλος, για τις μεταβλητές OIL_P και STOCK παρατηρείται αμφίδρομη κατεύθυνσης αιτιακή σχέση, καθώς τα p-value αμφότερης αιτιακής κατεύθυνσης είναι μικρότερα από το επίπεδο σημαντικότητας 5% απορρίπτοντας την υπόθεση της μη αιτιότητας.

6. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στην παρούσα έρευνα επιδιώξαμε να εξετάσουμε την σχέση μεταξύ των τιμών των μετοχών -προσεγγίζοντας τες μέσω των χρηματιστηριακών δεικτών- και των συναλλαγματικών ισοτιμιών, εργαζόμενοι πάνω σε ένα δείγμα εικοσιέξι αναπτυγμένων οικονομιών χρησιμοποιώντας δεδομένα τριμηνιαίας συχνότητας από το πρώτο τρίμηνο του 2003 έως και το τρίτο τρίμηνο του 2019. Πέραν των δύο μεταβλητών, περιλήφθηκαν στην εργασία και οι μεταβλητές του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή, του ΑΕΠ, της τιμής χρυσού, της τιμής πετρελαίου και των δεκαετών Κυβερνητικών αποδόσεων, μη περιλαμβάνοντας ωστόσο την τελευταία στο κύριο υπόδειγμα της έρευνας (GMM) λόγω μη στατιστικής σημαντικότητας. Η περίληψη παραπάνω από μιας ανεξάρτητης μεταβλητής έγινε για την αποφυγή μεροληψίας από παράλειψη σχετικών μεταβλητών (omitted variable bias). Χρησιμοποιήθηκε ο λογαριθμικός μετασχηματισμός δεδομένων, πλην της μεταβλητής των αποδό-

σεων, προκειμένου να ομαλοποιηθούν τα δεδομένα αλλά και για να ακολουθήσουμε την βιβλιογραφία.

Αναφορικά με τα βήματα της έρευνας, αρχικά πραγματοποιήθηκαν έλεγχοι στασιμότητας στις παραπάνω μεταβλητές ώστε να είμαστε σίγουροι πως η ανάλυση μας θα είναι αξιόπιστη και δεν θα χαρακτηρίζεται από το φαινόμενο ψευδούς παλινδρόμησης (*spurious regression*). Οι έλεγχοι που χρησιμοποιήθηκαν ήταν αυτοί των Levin, Lin and Chu και των Im, Pesaran and Smith. Από τους παραπάνω ελέγχους προέκυψαν πως οι μεταβλητές του λογάριθμου των χρηματιστηριακών δεικτών STOCK, του λογάριθμου των συναλλαγματικών ισοτιμιών EXC_R, του λογάριθμου του ΑΕΠ GDP, των αποδόσεων BOND_Y και του λογάριθμου της τιμής πετρελαίου OIL_P, είναι στάσιμες σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Αντιθέτως, ο λογάριθμος του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή CPI και ο λογάριθμος της τιμής χρυσού GOLD_P στο ίδιο επίπεδο σημαντικότητας ήταν μη στάσιμες. Λαμβάνοντας ωστόσο πρώτες διαφορές, λύθηκε το πρόβλημα μη στασιμότητας στις μεταβλητές αυτές. Έτσι, έχοντας εξασφαλισμένη την στασιμότητα των μεταβλητών μας, προχωρήσαμε αρχικά στην εκτίμηση ενός απλού υποδείγματος σταθερών και τυχαίων επιδράσεων. Παρατηρώντας ωστόσο μέσω του ελέγχου Breusch-Pagan/Wooldridge πως και τα δύο υποδείγματα έπασχαν από το πρόβλημα συσχέτισης στα ιδιοσυγκρατικά κατάλοιπα τους, προβήκαμε στην απόκτηση ανθεκτικών ως προς την αυτοσυσχέτιση αλλά και την ετεροσκεδαστικότητα καταλοίπων και με αυτά πραγματοποιήσαμε τον έλεγχο Hausman, από τον οποίο προέκυψε πως το υπόδειγμα σταθερών επιδράσεων ήταν καταλληλότερο. Μετά, προχωρήσαμε σε συνοπτική ερμηνεία των συντελεστών του. Αναγνωρίζοντας ωστόσο πως υποδείγματα σαν και αυτό είναι ανεπαρκή ως προς τον δυναμικό χαρακτήρα που παρουσιάζουν οι χρηματοοικονομικές μεταβλητές αλλά και ως προς την ενδογένεια, προχωρήσαμε στην εκτίμηση του κύριου υποδείγματος της έρευνας με την μέθοδο της Γενικευμένης Μεθόδου των Ροπών. Έχοντας εξασφαλίσει εγκυρότητα των βοηθητικών μεταβλητών και έλλειψη αυτοσυσχέτισης μέσω του Sargan ελέγχου και του AR(2) στατιστικού, παρατηρήσαμε αρχικά στατιστική σημαντικότητα όλων των μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν. Για την μεταβλητή ενδιαφέροντος, τις ισοτιμίες, βρέθηκε πως τελικά αυτές επηρεάζουν θετικά την μεταβλητή των μετοχικών/χρηματιστηριακών δεικτών, δίνοντας ισχύ στην παραδοσιακή προσέγγιση από την πλευρά των εξαγωγικών εταιριών όπου μια υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος αυξάνει τις ταμειακές τους ροές, καταλήγοντας σε αύξηση των τιμών μετοχών τους και που αντανακλάται στις υψηλότερες τιμές των χρηματιστηριακών/μετοχικών δεικτών που τις περιέχουν. Τόσο η κατεύθυνση όσο και το χαμηλό σχετικά μέγεθος του συντελεστή είναι σύμφωνα με την βιβλιογραφία, καθώς μέχρι και σήμερα δεν είναι ξεκάθαρη η φύση και η ύπαρξη της σχέσεως των δύο μεταβλητών παρά τον πλούσιο όγκο βιβλιογραφίας. Αναφορικά με τις υπόλοιπες μεταβλητές, η DCPI βρέθηκε να επηρεάζει θετικά τους χρηματιστηριακούς/μετοχικούς δείκτες μαζί με τις GDP, DGOLD_P και OIL_P. Για όλες τις μεταβλητές αυτές, τόσο τα πρόσημα όσο και τα μεγέθη των συντελεστών μπορούσαν να εξηγηθούν θεωρητικά με βάση την διεθνή βιβλιογραφία. Τέλος, πραγματοποιήθηκε ο έλεγχος αιτιότητας Dimitrescu-Hurlin για να βρούμε μια πιο ισχυρή σύνδεση των μεταβλητών. Για την

μεταβλητή ενδιαφέροντος τις ιστοτιμίες, βρέθηκε αμφίδρομη κατεύθυνσης αιτιακή σχέση με τους μετοχικούς δείκτες, ένα γεγονός που επαληθεύει την εύρεση της παραδοσιακής προσέγγισης ως θεωρία εξήγησης των δύο μεγεθών και συνηγορεί υπέρ της ταυτόχρονης ισχύος ενός εκ των θεωριών της αναπροσαρμογής χαρτοφυλακίου ή της προσέγγισης περιουσιακών στοιχείων. Μέσα στο σύνολο των μεταβλητών με αμφίδρομη αιτιακή κατεύθυνση ήταν και η μεταβλητή GDP μαζί με την OIL_P. Για τις μεταβλητές DGOLD_P, BOND_Y και DCPI παρατηρήθηκε μονής κατευθύνσεως αιτιακή σχέση με τους μετοχικούς δείκτες, αμφότερες με κατεύθυνση αιτιότητας προς τους μετοχικούς δείκτες.

7. ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ

Κατά την εκπόνηση της παρούσας έρευνας και ειδικά στο εμπειρικό κομμάτι της, παρατηρήθηκαν σημεία τα οποία θα μπορούσαν και θα ήταν ενδιαφέροντα προς μελλοντική εξερεύνηση με αυτά να είναι :

- 1) Περισσότερος μικροοικονομικός χαρακτήρας της έρευνας, περιλαμβάνοντας σχετικές μεταβλητές ή εξετάζοντας την ζητούμενη σχέση σε επίπεδο εταιριών αντί χωρών.
- 2) Προσπάθεια συλλογής των δεδομένων σε πιο υψηλή συχνότητα (ημερήσια, μηνιαία) και πραγματοποίηση εκ νέου της έρευνας, εξετάζοντας κατά πόσο αυτή επηρεάζει τα αποτελέσματα της παρούσης μελέτης.
- 3) Περίληψη κάποιου από τα GARCH υποδείγματα για την υποδειγματοποίηση της διακύμανσης τιμής της μετοχής σε κάποιο από τα υποδείγματα πάνελ, όπως γίνεται και σε πολλές έρευνες που κάνουν ανάλυση χρονοσειρών και έπειτα αναζήτηση σχέσης μεταξύ ιστοτιμιών και της μέσης τιμής - διακύμανσης της τιμής της μετοχής.
- 4) Η διενέργεια ελέγχου συνολοκλήρωσης, αν το επιτρέπουν τα δεδομένα και εκτίμηση ενός πάνελ ARDL, είτε σαν κύριο είτε σαν επιβεβαιωτικό υπόδειγμα για την ανάζητηση σχέσης ανάμεσα στις τιμές μετοχών και τις ιστοτιμίες.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΚΕΣ ΑΝΑΦΟΡΕΣ

Adam, P. (2015). A model of the dynamic of the relationship between stock prices and economic growth of Indonesia. *Applied Economics and Finance*, Vol. 2, pp. 12-19.

Alagidede, P., Panagiotidis, T., & Zhang, X. (2011). "Causal relationship between stock prices and exchange rates". *The Journal of International Trade & Economic Development*, Vol. 20, pp. 67 - 86.

Aloui, C. (2007). "Price and volatility spillovers between exchange rates and stock indexes for the pre- and post-euro period". *Quantitative Finance*, Vol. 7, pp. 669 - 685.

Amarasinghe, A. (2015). "Dynamic Relationship between Interest Rate and Stock Price : Empirical Evidence from Colombo Stock Exchange". *International Journal of Business and Social Science*, Vol. 6, No. 4, pp. 92–97.

Anderson, T.W., & Hsiao, C. (1982). "Formulation and estimation of dynamic models using panel data". *Journal of Econometrics*, Vol. 18, pp. 47-82.

Andreou, E., Matsi, M., & Savvides, A. (2013). "Stock and foreign exchange market linkages in emerging economies". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 27, pp. 248-268.

Apte, P. (2002) "The Inter-relationship between Stock Markets and the Foreign Exchange Market", *Prajnan- Journal of Social and Management Sciences*, Vol. 30, No. 1, pp. 17-29.

Arellano, M.A., & Bond, S.R. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp. 277-297.

Arellano, M.A., & Bover, O. (1995). "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models". *Journal of Econometrics*, Vol. 68, pp. 29-51.

Bahmani-Oskooee, M., Sohrabian, A., (1992). "Stock prices and the effective exchange rate of the dollar". *Applied Economics*, Vol. 24, No. 4, pp. 459–464.

Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2015). 'On the relation between stock prices and exchange rates: a review article'. *Journal of Economic Studies*, Vol. 42, pp. 707-732.

Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2016). "Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on stock prices". *Global Finance Journal*, Vol. 31, pp. 57-72.

Baig, T., and I. Goldfajn (1999). 'Financial Market Contagion in the Asian Crisis'. *IMF Staff Papers* 46 (2): pp. 167–195.

- Baldwin, R., (1988). "Hysteresis in import prices: the beachhead effect". *American Economic Review*, Vol. 78, pp. 773–785.
- Baldwin, R., Krugman, P., (1989). "Persistent trade effects of large exchange rate shocks. *Quarterly Journal of Economics*", Vol. 104, pp. 635–654.
- Bartram, G., & Bodnar, G.M. (2007), "The exchange rate exposure puzzle", *Managerial Finance*, Vol. 23, No. 9, pp. 642-666.
- Bartram, S.M. (2004), "Linear and nonlinear foreign exchange rate exposures of German nonfinancial corporations", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, No. 4, pp. 673-699.
- Basher, S. A., & Sadorsky, P. (2006). Oil price risk and emerging stock markets. *Global Finance Journal*, Vol. 17, No. 2, pp. 224-251.
- Baur, Dirk & McDermott, Thomas. (2010). 'Is Gold a Safe Haven?' International Evidence. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 34, pp. 1886-1898.
- Baur, G.D. and Lucey, B.M. (2010), "Is gold a hedge or a safe-haven? An
- Bernanke, B., & Gertler, M.J. (1988). 'Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations'. *The American Economic Review*, Vol. 79, pp. 14-31.
- Bhat, K. U., & Shah, S. Z. A. (2015). "Empirical investigation of the relationship between exchange rate movements and stock market volatility in the context of Pakistan". *Pakistan Business Review*, Vol. 81, No. 4, pp. 744–758.
- Blundell, R., & Bond, S.R. (1998). 'Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models', *Journal of Econometrics*, Vol. 87, No. 1, pp. 115-143
- Branson, W.H., Halttunen, H., & Masson, P.R. (1977). "Exchange rates in the short run: The dollar-dentschemark rate". *European Economic Review*, Vol. 10, pp. 303-324.
- Caporale, G. M., Hunter, J., Ali, F. M. (2014). "On the Linkages between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from the Banking Crisis of 2007–2010". *International Review of Financial Analysis*, Vol. 33, pp. 87–103
- Caporale, G.M., Pittis, N., & Spagnolo, N. (2002). "Testing for causality-invariance: an application to the East Asian markets". *International Journal of Finance & Economics*, Vol. 7, pp. 235-245.
- Chidothi, D & Sheefeni, Johannes P S. (2013). "The Relationship between Inflation and Stock Prices in Zambia". *Asian Journal of Business and Management*, Vol. 1, pp. 185-192.

Chkili, W. (2012). "The dynamic relationship between exchange rates and stock returns in emerging countries: Volatility spillover and portfolio management". *International Journal of Management Science and Engineering Management*, Vol. 7, pp. 253 - 262.

Chortareas, Georgios & Cipollini, Andrea & Eissa, Mohamed. (2011). 'Exchange Rates and Stock Prices in the MENA Countries: What Role for Oil?'. *Review of Development Economics*, Vol. 15, pp. 758-774.

Cole, R. A., Moshirian, F., & Wu, Q. (2008). Bank stock returns and economic growth. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 32, No. 6, pp. 995-1007.

Cong, R., Wei, Y., Jiao, J.L., & Fan, Y. (2008). 'Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China'. *Energy Policy*, Vol. 36, pp. 3544-3553.

Cuestas Juan Carlos & Tang Bo, 2017."Asymmetric exchange rate exposure of stock returns: empiricar evidence from Chinese industries," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, De Gruyter, Vol. 21, No. 4, pages 1-21, September

Degiannakis, S., Filis, G., & Arora, V. (2018). 'Oil prices and stock markets: A review of the theory and empirical evidence'. *The Energy Journal*, Vol. 39, pp. 85–130.

Diebold, F. and Yilmaz, K. (2009), "Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets", *Economic Journal*, Vol. 119, pp. 1-14.

Dixit, A., (1989). "Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. *Quarterly Journal of Economics*", Vol. 54, pp. 205–227.

Dominguez, K.M.E., & Tesar, L.L. (2006) "Exchange rate exposure", *Journal of International Economics*, Vol. 68, pp. 188– 218.

Dornbusch, R.W., & Fischer, S. (1980). "Exchange Rates and the Current Account". *The American Economic Review*, Vol. 70, pp. 960-971.

Dumitrescu, E.I., & Hurlin, C. (2012). "Testing for Granger Non-causality in Heterogeneous Panels". *Economic Modelling*, Vol. 29, pp. 1450-1460.

Effiong, E.L., & Bassey, G.E. (2018). "Stock prices and exchange rate dynamics in Nigeria: An asymmetric perspective". *The Journal of International Trade & Economic Development*, Vol. 28, pp. 299 - 316.

Eita, J.H. (2012). Modelling Macroeconomic Determinants Of Stock Market Prices: Evidence From Namibia. *Journal of Applied Business Research*, Vol. 28, pp. 871-884.

El-Sharif, I., Brown, D., Burton, B., Nixon, B., & Russell, A. (2005). 'Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK'. *Energy Economics*, Vol. 27, pp. 819-830.

Eldomiaty, T., Saeed, Y., Hammam, R. and AboulSoud, S. (2019), "The associations between stockprices, inflation rates, interest rates are still persistent: empirical evidence from stockduration model", *Journal of Economics*,

Ely, R.A. (2015). "Volatility Spillovers and the Risk-Return Relation Between Stock and Foreign Exchange Markets in Brazil". *Latin American Business Review*, Vol. 16, pp. 305 - 325.

Engle, R.F., & Granger, C.W. (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.

Fama, E.F. (1981). "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money". *The American Economic Review*, Vol. 71, pp. 545-565.

Fama, E.F., & Schwert, G. (1977). 'Asset returns and inflation'. *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, pp. 115-146.

Filis, G., Degiannakis, S., & Floros, C. (2011). "Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries". *International Review of Financial Analysis*, Vol. 20, pp. 152-164.

Fisher, I. (1930), "The Theory of Interest", MacMillan, New York, NY

Frankel, J., (1983). Monetary and portfolio-balance models of exchange rate determination. In: Bhandari, J., Putnam, B. (Eds.), *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*. MIT Press, Cambridge, MA.

Fraser, S.P., & Pantzalis, C. (2004). "Foreign exchange rate exposure of US multinational corporations: a firm-specific approach. *Journal of Multinational Financial Management*", Vol. 14, pp. 261-281.

Gavin, M. (1989). "The stock market and exchange rate dynamics". *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, pp. 181–200

Geske, R., & Roll, R. (1983). "The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation". *Journal of Finance*, Vol. 38, pp. 1-33.

Ghouse, G., Ashraf, A. A., & Habeeb, K. (2021). "Tracing Return and Volatility Spillover Effect between Exchange Rate and Pakistan Stock Exchange Index. *Journal of Quantitative Methods*", Vol. 5, No .1, pp. 193-216.

Gordon, M.J. (1959), "Dividends, earnings, and stock prices", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 41, No. 2, pp. 99-105.

Granger, C. W. J., Huang, B. N., & Yang, C. W. (2000). "A bivariate causality between stock prices and exchange rates: Evidence from recent Asian flu". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 40, pp. 337–354.

Gregory, A.W., & Hansen, B.E. (1996). "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts". *Journal of Econometrics*, Vol. 70, pp. 99-126.

Groenewold, N. & Paterson, J.E.H. (2013) "Stock prices and exchange rates in Australia: Are commodity prices the missing link?" *Australian Economic Papers*, 52, No. 3-4, pp. 150-170.

Habibi, A., & Lee, C. (2019). "Asymmetric Effects of Exchange Rates on Stock Prices in G7 Countries". *Capital Markets Review*, Vol. 27, No. 1, pp. 19-33

Hasan, M.A., & Zaman, A. (2017). 'Volatility Nexus Between Stock Market and Macroeconomic Variables in Bangladesh: an Extended GARCH Approach'. *Scientific Annals of Economics and Business*, Vol. 64, pp. 233 - 243.

Hau, H. and Rey, H. (2004), 'Can Portfolio Rebalancing Explain the Dynamics of Equity Returns, Equity Flows and Exchange Rates?', *American Economic Review*, Vol. 94, no. 2, pp. 126–133.

van Horen, N., Jager, H., & Klaassen, F.J. (2005). "Foreign Exchange Market Contagion in the Asian Crisis: A Regression-Based Approach". *Review of World Economics*, Vol. 142, pp. 374-401.

Hsu, C., Yau, R., & Wu, J. (2009). "ASYMMETRIC EXCHANGE RATE EXPOSURE AND INDUSTRY CHARACTERISTICS: EVIDENCE FROM JAPANESE DATA". *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 50, pp. 57-69.

Hung, N.T. (2019). "Spillover Effects Between Stock Prices and Exchange Rates for the Central and Eastern European Countries". *Global Business Review*, Vol. 23, pp. 259 - 286.

Im, K.S., Pesaran, M.H., & Shin, Y. (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels". *Journal of Econometrics*, Vol. 115, pp. 53-74.

Inegbedion, H.E. (2012). "Macroeconomic Determinants of Stock Price Changes: Empirical Evidence From Nigeria". *Indian Journal of Finance*, Vol. 6, pp. 19-23.

Ioannidis, C., & Kontonikas, A. (2008). 'The Impact of Monetary Policy on Stock Prices'. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 30, pp. 33-53.

Jaffe, J.F., & Mandelker, G.N. (1976). 'THE "FISHER EFFECT" FOR RISKY ASSETS: AN EMPIRICAL INVESTIGATION'. *Journal of Finance*, Vol. 31, pp. 447-458.

Jebran, K. (2018). "Volatility spillover between stock and foreign exchange market of China: evidence from subprime Asian financial crisis". *Journal of Asia Business Studies*, Vol. 12, pp. 220-232.

Jebran, K., & Iqbal, A. (2016). "Dynamics of volatility spillover between stock market and foreign exchange market: evidence from Asian Countries". *Financial Innovation*, Vol. 2, pp. 1-20.

Jorion, P. (1990). "The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals". *The Journal of Business*, Vol. 63, pp. 331-345.

- Kanas, A. (2000). "Volatility Spillovers Between Stock Returns and Exchange Rate Changes: International Evidence". *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 27, pp. 447-467.
- Kanas, A. & Kouretas, G.P.. (2002). "Mean and variance causality between official and parallel currency markets: Evidence from four latin American Countries. *Financial Review*", Vol. 37, pp. 137-163
- Khan, R.E., & Ali, R. (2015). "Causality Analysis of Volatility in Exchange Rate and Stock Market Prices: A Case Study of Pakistan". *Asian Economic and Financial Review*, Vol. 5, pp. 805-815.
- Kim Sangbae & In Francis Haeuck, (2003). "The Relationship Between Financial Variables and Real Economic Activity: Evidence From Spectral and Wavelet Analyses," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, De Gruyter, Vol. 7, No. 4, pages 1-18, December.
- Kim, S., & In, F. (2007). 'On the relationship between changes in stock prices and bond yields in the G7 countries: Wavelet analysis'. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 17, pp. 167-179.
- Kiyamaz, H. (2003). "Estimation of foreign exchange exposure: an emerging market application". *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 13, pp. 71-84.
- Knetter, M.M., 1994. "Is export price adjustment asymmetric? Evaluating the market share and marketing bottlenecks hypothesis. *Journal of International Money and Finance*", Vol. 13, No. 1, pp. 55–70.
- Kollias, C., Mylonidis, N., & Paleologou, S. (2012). "The nexus between exchange rates and stock markets: evidence from the euro-dollar rate and composite European stock indices using rolling analysis". *Journal of Economics and Finance*, Vol. 36, pp. 136-147.
- Koseoglu, S.D., & Çevik, E.I. (2013). "Testing for Causality in Mean and Variance between the Stock Market and the Foreign Exchange Market: An Application to the Major Central and Eastern European Countries". *Czech Journal of Economics and Finance*, Vol. 63, pp. 65-86.
- Koutmos, G., & Martín, A.D. (2003). "Asymmetric Exchange Rate Exposure: Theory and Evidence". *Journal of International Money and Finance*, Vol. 22, pp. 365-383.
- Krugman, Paul. 1986. "Pricing to Market when the Exchange Rate Changes". Working Paper 1926, Cambridge: National Bureau of Economic Research
- Kumar, M. (2013). "Returns and volatility spillover between stock prices and exchange rates: Empirical evidence from IBSA countries". *International Journal of Emerging Markets*, Vol. 8 , No. 2, pp. 108–128.

Lakshmanasamy , T. (2021). "Relationship Between Exchange Rate and Stock Market Volatilities in India: ARCH-GARCH Estimation of the Causal Effects". *International Journal of Finance Research*, Vol. 2, pp. 244-259.

Lean, H.H., Halim, M. & Wong, W.K. (2005) "Bivariate causality between exchange rates and stock prices on major Asian countries". *Monash Economics Working Papers, Discussion Paper 10/05*.

Lee, J.W., Zhao, T.F. (2014), "Dynamic relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from Chinese stock markets". *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, Vol. 1, No. 1, pp. 5-14.

Leung, H., Schiereck, D., & Schroeder, F. (2017). "Volatility spillovers and determinants of contagion: Exchange rate and equity markets during crises" . *Economic Modelling*, Vol. 61, pp. 169-180.

Levin A., Lin C. & Chu C. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite – Sample Properties, *Journal of Econometrics*, Vol.108, No. 1, pp. 1-24

Lin, C. (2012). "The comovement between exchange rates and stock prices in the Asian emerging markets". *International Review of Economics & Finance*, Vol. 22, pp. 161-172.

Liu, X., & Sinclair, P.J. (2008). "Does the linkage between stock market performance and economic growth vary across Greater China?". *Applied Economics Letters*, Vol. 15, pp. 505 - 508.

Lopez, L., & Weber, S. (2017). "Testing for Granger Causality in Panel Data". *The Stata Journal*, Vol. 17, pp. 972 - 984.

Markowitz, H. M. (1952). Portfolio Selection, *The Journal of Finance*, Vol. 7, pp. 77-91.

Maysami, C., Howe, L. & Hamzah, M., (2004). "Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-Sector Indices". *Jurnal Pengurusan*, Vol. 24, pp. 47-77.

Miller, K.D., & Reuer, J.J. (1998). "Asymmetric corporate exposures to foreign exchange rate changes". *Strategic Management Journal*, Vol. 19, pp. 1183-1191.

Mishkin, F.S. (2001). "The transmission mechanism and the role of asset prices in the monetary policy" (Working Paper No. 8617). National Bureau of Economics Research, Inc.

Mishra, A., N. Swain and D.K. Malhotra (2007) "Volatility Spillover between Stock and Foreign Exchange Markets: Indian Evidence", *International Journal of Business*, Vol. 12, No. 3, pp. 343-359.

- Moore, T., & Wang, P. (2014). "Dynamic linkage between real exchange rates and stock prices: Evidence from developed and emerging Asian markets". *International Review of Economics & Finance*, Vol. 29, pp. 1-11.
- Muller, A., & Verschoor, W.F.C. (2007). "Asian foreign exchange risk exposure". *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 21, No.1, pp. 16-37.
- Muller, Aline & Verschoor, Willem. (2006). "European Foreign Exchange Risk Exposure". *European Financial Management*, Vol. 12, pp. 195-220.
- Nelson, C.R. (1976), "Inflation and rates of return on common stocks", *The Journal of Finance*, Vol. 31, No. 2, pp. 471-483.
- Nickell, S.J. (1981). "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects". *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1417-1426.
- Nieh, C., & Lee, C. (2001). "Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 41, pp. 477-490.
- Oberndorfer, U. (2009). Energy prices, volatility, and the stock market: Evidence from the Eurozone. *Energy Policy*, Vol. 37, pp. 5787-5795.
- Oskooe, S.A. (2010). 'Emerging Stock Market Performance and Economic Growth'. *American Journal of Applied Sciences*, Vol. 7, pp. 265-269.
- Pan, M., Fok, R.C., & Liu, Y.A. (2007). DYNAMIC LINKAGES BETWEEN EXCHANGE RATES AND STOCK PRICES: EVIDENCE FROM EAST ASIAN MARKETS. *International Review of Economics & Finance*, Vol. 16, pp. 503-520.
- Papapetrou, E. (2001). "Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece". *Energy Economics*, Vol. 23, pp. 511-532.
- Parsva, P. & Lean, H.H. (2011) "The analysis of relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from six Middle Eastern financial markets". *International Research Journal of Finance and Economics*, ISSN 1450-2887, issue 66, pp. 157-171.
- Patel, S. (2012). 'The effect of macroeconomic determinants on the performance of the Indian stock market'. *NMIMS Management Review*, Vol. 12, pp. 117-127
- Phylaktis, K. & Ravazzolo, F. (2005) "Stock prices and exchange rate dynamics. *Journal of International Money and Finance*", Vol. 24, No. 7, pp. 1031-1053.
- Qayyum, Abdul & Kemal, A R. (2006). "Volatility Spillover between the Stock Market and the Foreign Market in Pakistan". *SSRN Electronic Journal*. 10.2139/ssrn.963308.

- Qin, F., Zhang, J. and Zhang, Z. (2018). "RMB exchange rates and volatility spillover across financial markets in China and Japan". *Risks*, Vol. 6, issue 4, pp. 1-26.
- Ritter, J. R. (2005). 'Economic growth and equity returns'. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 13, pp. 489-503.
- Rjoub, H., Civcir, I., & Resatoglu, N.G. (2017). "Micro and Macroeconomic Determinants of Stock Prices: The Case of Turkish Banking Sector". *Romanian Journal of Economic Forecasting*, Vol. 20, No. 1, pp. 150-166.
- Roll, R., (1992). "Industrial structure and the comparative behaviour of international stock market indices". *Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 3-41.
- Roodman David, 2009. "How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata," *Stata Journal*, StataCorp LP, Vol. 9, No. 1, pages 86-136
- Rubayat, S. and M. Tereq (2017). 'Volatility spillover between foreign exchange market and stock market in Bangladesh', 11th International Conference on Management Science and Engineering Management, June.
- Salisu, A.A., & Oloko, T.F. (2015). "Modelling spillovers between stock market and FX market: evidence for Nigeria". *Journal of African Business*, Vol. 16, pp. 84 -108.
- Schwert, G.W., (1990). "Stock returns and real activity: a century of evidence. *Journal of Finance*", Vol. 45, pp. 1237-1257
- Shiller, R.J., Beltratti, A.E., 1992. 'Stock prices and bond yields: Can their comovements be explained in terms of present value model?'. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 30, pp. 25–46.
- Tian, G.G., & Ma, S. (2010). "The relationship between stock returns and the foreign exchange rate: the ARDL approach". *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol. 15, pp. 490 - 508.
- Tsagkanos, A., & Siriopoulos, C. (2013). "A long-run relationship between stock price index and exchange rate: A structural nonparametric cointegrating regression approach". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 25, pp. 106-118.
- Walid, C., Chaker, A., Masood, O., & Fry, J.M. (2011). "Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach". *Emerging Markets Review*, Vol. 12, pp. 272-292.
- Warshaw,Evan,2020."Asymmetric volatility spillover between European equity and foreign exchange markets: Evidence from the frequency domain," ,*International Review of Economics & Finance*,Elsevier,Vol.68(C),pp 1-14

Wolff, C.C.P., (1988). "Exchange rates, innovations and forecasting. *Journal of International Money and Finance*", Vol. 7, pp. 49-61

Yang, S., & Doong, S. (2004). "Price and Volatility Spillovers between Stock Prices and Exchange Rates: Empirical Evidence from the G-7 Countries". *International journal of business and economics*, Vol. 3, pp. 139-153.

Yang, Z., Tu, A.H., & Zeng, Y. (2014). "Dynamic linkages between Asian stock prices and exchange rates: new evidence from causality in quantiles". *Applied Economics*, Vol. 46, pp. 1184 - 1201.

Yau, H., & Nieh, C. (2006). "Interrelationships among stock prices of Taiwan and Japan and NTD/Yen exchange rate". *Journal of Asian Economics*, Vol. 17, pp. 535-552.

Yau, H., & Nieh, C. (2009). "Testing for cointegration with threshold effect between stock prices and exchange rates in Japan and Taiwan". *Japan and the World Economy*, Vol. 21, pp. 292-300.

Yilanci, V., Ozgur, O., & Gorus, M.S. (2021). Stock prices and economic activity nexus in OECD countries: new evidence from an asymmetric panel Granger causality test in the frequency domain. *Financial Innovation*, Vol. 7, pp. 1-22.

Zhao, H. (2010). "Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China". *Research in International Business and Finance*, Vol. 24, pp. 103-112.

Zivot, E., & Andrews, D.W. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 20, pp. 25 - 44.

BIBLIA

Abel, A.B., & Bernanke, B.S. (2001). 'Macroeconomics'. Addison Wesley Longman Inc., New York.

Baltagi, B. (2005), 'Econometric Analysis of Panel Data', 3rd edition, John Wiley & Sons Ltd, Chichester

Baltagi, B. (2008), 'Econometrics', 4th edition, Springer-Verlag Berlin Heidelberg

Krugman, P.R., Obstfeld, M., & Melitz, M.J. (2018). *International Economics: Theory & Policy*, Pearson, Global 11th Edition.

Siegel, Jeremy J., 1998. 'Stocks for the Long Run', Second edition, McGraw-Hill

Wooldridge, J. (2009), 'Introductory Econometrics: A Modern Approach', 4th edition, South-Western (Cengage Learning)

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΕΣ ΕΡΓΑΣΙΕΣ

Σταμάτη Α. (2019), 'Η επίδραση της οικονομικής αβεβαιότητας στις τιμές των μετοχών'. Μεταπτυχιακή Εργασία, Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής, Πανεπιστήμιο Πειραιώς