



ΕΘΝΙΚΟ ΜΕΤΣΟΒΙΟ ΠΟΛΥΤΕΧΝΕΙΟ

ΣΧΟΛΗ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΩΝ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΩΝ ΚΑΙ ΦΥΣΙΚΩΝ
ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ

ΔΠΜΣ: « Μαθηματική προτυποποίηση στις σύγχρονες τεχνολογίες και την
οικονομία »

Μεταπτυχιακή εργασία: Οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ μακροοικονομικών μεταβλητών και βασικών χρηματιστηριακών δεικτών: Στοιχεία από τη Γερμανία, τη Δανία και την Ισπανία περιλαμβανομένης της περιόδου της κρίσης

Επιβλέποντες καθηγητές: Ντόκας Ιωάννης
Χριστόπουλος Απόστολος

Μετ/κος φοιτητής: Ντεμίρογλου Νικόλας (Α.Μ.: 09312026)

Ζωγράφου, 18 Σεπτεμβρίου 2014

Abstract

The relationship between the performance of capital markets and changes in several macroeconomic variables has worried many researchers over time. This paper focuses on two main areas: i) The analysis of the behavior of per capita consumption and private investment expenditure using the model ARMA (m, n), and the impact of economic crisis on them, ii) the examination of causal relationships between key macro-variables and selected key stock exchange indices. The analysis is carried out for the period 1995 - 2013 for Germany, Denmark and Spain, which were selected on the basis of their economic position (GDP) in the European Union (E.U.), the adoption of the common or domestic currency and any request for inclusion in support mechanisms of the EU and the International Monetary Fund (IMF). From our research we find that the crisis of 2008 - 2009 had effects on households and businesses which reduced their planning horizon with respect to consumption and investment respectively. Regarding the second part of this study we apply Granger causality test to find that the stock index DAX of Germany precedes and determines, to some extent, changes in macroeconomic variables. The causality relationship between the stock indices OMX and IBEX of Denmark and Spain respectively and the key macroeconomic variables are more interactive.

Οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ μακροοικονομικών μεταβλητών και βασικών χρηματιστηριακών δεικτών: Στοιχεία από τη Γερμανία, τη Δανία και την Ισπανία περιλαμβανομένης της περιόδου της κρίσης

Σύνοψη

Η σχέση μεταξύ των αποδόσεων των κεφαλαιαγορών και των μεταβολών σε διάφορες μακροοικονομικές μεταβλητές έχει απασχολήσει μεγάλο αριθμό ερευνητών διαχρονικά. Η συγκεκριμένη εργασία κινείται σε δύο βασικούς άξονες: 1) Στην ανάλυση, με τη χρήση του υποδείγματος ARMA(m,n), της συμπεριφοράς της κατά κεφαλήν κατανάλωσης και επένδυσης, καθώς και την επίδραση της οικονομικής κρίσης σε αυτές, 2) Στην εξέταση σχέσεων αιτιότητας μεταξύ σημαντικών μακρο-μεταβλητών με βασικούς χρηματιστηριακούς δείκτες. Η πλήρης ανάλυση πραγματοποιείται για την περίοδο 1995 – 2013 στις χώρες Γερμανία, Δανία και Ισπανία, οι οποίες επιλέχθηκαν βάσει της οικονομικής τους θέσης στην Ευρωπαϊκή Ένωση, του νομίσιματος που έχουν υιοθετήσει και της προσφυγής τους σε μηχανισμούς στήριξης της ΕΕ και του ΔΝΤ. Από τα ευρήματα της έρευνας παρατηρείται ότι η κρίση των ετών 2008 – 2009 είχε ως αποτέλεσμα τη μείωση του χρονικού ορίζοντα σχεδιασμού των νοικοκυριών και των επιχειρήσεων αναφορικά με την κατανάλωση και την επένδυση αντίστοιχα, καθώς και την πραγματοποίηση διορθωτικών κινήσεων εντός του έτους. Αναφορικά με το δεύτερο σκέλος της εργασίας στο οποίο χρησιμοποιήθηκε κατά βάση ο έλεγχος αιτιότητας του Granger, διαπιστώθηκε ότι ο χρηματιστηριακός δείκτης DAX της Γερμανίας προηγείται και καθορίζει, σε ένα βαθμό, τις μεταβολές των μακροοικονομικών μεταβλητών. Οι σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών OMX και IBEX της Δανίας και της Ισπανίας αντίστοιχα και σημαντικών μακροοικονομικών μεταβλητών είναι περισσότερο αμφίδρομες.

A. Εισαγωγή και βιβλιογραφική επισκόπηση

Η μεγάλη πτώση που παρατηρήθηκε στις κεφαλαιαγορές το καλοκαίρι του 2008, αποτέλεσε ένα είδος προαναγγελίας του οικονομικού κύκλου που θα επακολουθούσε για την παγκόσμια οικονομία. Οι αγορές φαίνεται να έχουν την τάση να προεξοφλούν τις αρνητικές ή θετικές εξελίξεις στην πραγματική οικονομία, αλλά ακόμα δεν έχουν αναλυθεί και προσδιοριστεί πλήρως οι παράγοντες που οδηγούν τους συμμετέχοντες στην μαζική ρευστοποίηση επενδυτικών τίτλων.

Από την υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών και των ορθολογικών προσδοκιών, οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων εξαρτώνται σημαντικά από μεταβλητές που περιγράφουν την κατάσταση της οικονομίας. Το συγκεκριμένο συμπέρασμα συμβαδίζει με κλασικά υποδείγματα αποτίμησης (Merton; 1973, Ross; 1976, Cox et al; 1985 κ.ά.).

Επιδιώκοντας μία σύντομη ιστορική αναδρομή, παρατηρείται ότι πολλές μελέτες έχουν διενεργηθεί τις τελευταίες δεκαετίες με σκοπό την εξέταση των μεταβλητών που επηρεάζουν τις μεταβολές στις αγορές κεφαλαίου ή σε χαρτοφυλάκια μετοχών. Ο Fama (1981), χρησιμοποιώντας στοιχεία από την αμερικανική αγορά μετοχών την περίοδο 1953 – 1977, διαπίστωσε εμπειρικά ότι οι αποδόσεις των μετοχών εξαρτώνται αρνητικά από τον πληθωρισμό, ενώ συνδέονται θετικά με τις αποδόσεις των εντόκων γραμματίων και των μετρήσεων για τη μελλοντική δραστηριότητα, την κεφαλαιακή δαπάνη και την αποδοτικότητα του αποθέματος κεφαλαίου. Οι Geske et al. (1983) μελέτησαν την αρνητική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του S&P500 και των μεταβολών στα βραχυπρόθεσμα επιτόκια για την περίοδο 1947 – 1980, τα οποία εν τέλει ενσωματώνουν τον μη προσδοκώμενο πληθωρισμό, μέσω μίας διαδικασίας αλληλεπίδρασης της δημοσιονομικής πολιτικής και των εμπλεκόμενων στην αγορά. Οι Chen et. al (1986), εξέτασαν την επίδραση του αναμενόμενου και μη προσδοκώμενου πληθωρισμού, των αποδόσεων εντόκων γραμματίων και ομολόγων, της βιομηχανικής παραγωγής, της κατανάλωσης και των τιμών πετρελαίου στις τιμές των μετοχών, καταλήγοντας στο συμπέρασμα ότι η κατανάλωση ήταν η μόνη μεταβλητή που δεν προέκυψε σε καμία περίπτωση στατιστικά σημαντική. Εξαρτημένες μεταβλητές αποτέλεσαν ο χρηματιστηριακός δείκτης της Νέας Υόρκης (NYSE) με ίση στάθμιση ανά μετοχή και στάθμιση βάσει της αξίας κεφαλαιοποίησης με τη υπό εξέταση χρονική περίοδο να εκτείνεται από το 1958 μέχρι το 1984. Αντίστροφες επιδράσεις εξέτασε ο Bong – Soo Lee (1992), ο οποίος μελετώντας το σταθμισμένο βάσει αξιών χρηματιστηριακό δείκτη της Νέας Υόρκης (NYSE) μετά το Β' Παγκόσμιο Πόλεμο (1947 – 1987), παρατήρησε οικονομικά ότι οι αποδόσεις των μετοχών προηγούνται της οικονομικής δραστηριότητας αλλά δεν μπορούν να ερμηνεύσουν τη μεταβλητότητα του πληθωρισμού. Οι Fama and French (1989), με στοιχεία του δείκτη της Νέας Υόρκης για την περίοδο 1927 – 1987, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις, οι οποίες καθορίζουν σε σημαντικό βαθμό τις παρατηρούμενες, καθορίζονται, εκτός των άλλων, από την πορεία της κατανάλωσης, σύμφωνα με τις θεωρίες του μονίμου εισοδήματος και του κύκλου ζωής (Modigliani – Brumberg; 1955 και Friedman; 1957). Αναλυτικότερα, κατά τις περιόδους μεγέθυνσης, όταν τα εισοδήματα είναι υψηλά σε σχέση με τον πλούτο, τα νοικοκυριά αυξάνουν την αποταμίευση επιθυμώντας την εξομάλυνση της κατανάλωσης στο παρόν και το μέλλον, γεγονός που οδηγεί σε πτώση των επιτοκίων και της απαιτούμενης απόδοσης. Το αντίστροφο συμβαίνει σε περιόδους ύφεσης όπου η μείωση των εισοδημάτων περιορίζει την αποταμίευση. Συνεπώς, από θεωρητική πλευρά, οι οικονομικές συνθήκες κινούνται προς αντίθετη κατεύθυνση σε σχέση με τις αποδόσεις.

Περνώντας στη δεκαετία του '90, ο Fama (1990) διαπίστωσε εμπειρικά ότι μεγάλο κομμάτι της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών, εξαρτάται κυρίως από τις προβλέψεις για τη μελλοντική δραστηριότητα και τις αναμενόμενες αποδόσεις των ίδιων των επενδυτών, εισάγοντας την ιδέα της προεξόφλησης της μελλοντικής κατάστασης της πραγματικής οικονομίας από τις κεφαλαιαγορές. Την ίδια χρονιά ο

Schwert (1990), επέκτεινε χρονικά την έρευνα του Fama, μελετώντας την 100ετία 1889-1988, επιβεβαιώνοντας και ενισχύοντας τα προαναφερθέντα συμπεράσματα. Σημειώνεται ότι εξαρτημένη μεταβλητή αποτέλεσε χαρτοφυλάκιο μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης με στάθμιση βάσει της αξίας κεφαλαιοποίησης. Οι Roon και Taylor (1992) πραγματοποίησαν μία αντίστοιχη έρευνα για την επιρροή μακροοικονομικών μεταβλητών στο δείκτη FT (Financial Times All Share Index) της Αγγλίας για το διάστημα 1965 – 1989, από την οποία προέκυψε ότι οι τάσεις σημαντικών μακροοικονομικών μεταβλητών δεν είχαν επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών αγγλικών επιχειρήσεων. Σε επίπεδο μικρής ανοιχτής οικονομίας, σχετική έρευνα διενεργήθηκε από τους Gjerde και Sættem (1999). Συγκεκριμένα, τέθηκαν υπό ανάλυση οι ονομαστικές αποδόσεις του σταθμισμένου δείκτη του Χρηματιστηρίου του Όσλο (Νορβηγία) για την περίοδο 1974 – 1994, ενώ με τη χρήση του υποδείγματος VAR διαπιστώθηκε ότι υπάρχει σημαντική προσαρμογή των τιμών των μετοχών σε μεταβολές του πληθωρισμού και της τιμής του πετρελαίου.

Τη δεκαετία του 2000, σημαντικό κομμάτι της έρευνας εστίασε στην ανάλυση της αντίδρασης των κεφαλαιαγορών κατά την ανακοίνωση της τιμής σημαντικών μακροοικονομικών μεγεθών. Προς αυτή την κατεύθυνση, οι Flannery και Πρωτοπαπαδάκης (2002). Λαμβάνοντας υπόψη 17 ανακοινώσεις κατά την περίοδο 1980-1996 και εξετάζοντας τον βάσει αξίας σταθμισμένο δείκτη NYSE – AMEX – NASDAQ, έδειξαν ότι ο πληθωρισμός, όπως εκφράζεται από το Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (CPI) και το Δείκτη Τιμών Παραγωγού (PPI), επηρεάζει το επίπεδο των αποδόσεων, ενώ δημοσιεύσεις που άπτονται του εμπορικού ισοζυγίου, της απασχόλησης και της αγοράς κατοικίας επιδρούν μόνο στη μεταβλητότητα. Επιπλέον, ανακοινώσεις για το επίπεδο προσφοράς χρήματος επηρεάζουν τόσο τη μεταβλητότητα όσο και τις αποδόσεις, ενώ το ύψος του ΑΕθνΠ και της βιομηχανικής παραγωγής φαίνεται να αφήνουν σχετικά αδιάφορο το επενδυτικό κοινό. Στο ίδιο μήκος κύματος, οι Boyd et al. (2005), παρατήρησαν ότι ο δείκτης S&P500 αντέδρασε θετικά σε αρνητικές ειδήσεις για την απασχόληση σε καλές περιόδους για την οικονομία και αρνητικά σε περιόδους ύφεσης κατά την περίοδο 1957 – 2000. Από την άλλη πλευρά, έρευνα που πραγματοποιήθηκε για το δείκτη των 40 μεγαλύτερων εταιρειών της Νέας Ζηλανδίας (NZSE40) από τους Gan et al. (2006), έδειξε σημαντική επιρροή του προαναφερθέντος δείκτη από το επιτόκιο, την προσφορά χρήματος και το πραγματικό ΑΕΠ, με το ΔTK και την ισοτιμία να μη διαδραματίζουν κάποιο στατιστικά σημαντικό ρόλο.

Τα τελευταία χρόνια, η σχετική έρευνα είχε στραφεί σε αναπτυσσόμενες χώρες και χώρες που βιώνουν υψηλούς ρυθμούς μεγέθυνσης λόγω σημαντικών εισροών κεφαλαίων από αναπτυγμένες χώρες. Συνοπτικά αναφέρονται οι ακόλουθες μελέτες: Brailsford T. και Hooper V. (2001) – εξέταση αναδυόμενων κεφαλαιαγορών, Robert Gay (2008) – εξέταση των BRICs (Βραζιλία, Ρωσία, Ινδία και Κίνα), Brahmasrene et al. (2007) καθώς και N. Tangjitprom (2011) – μελέτη Χρηματιστηρίου Ταϊλάνδης, Buyuksalvarci (2010) – εξέταση τουρκικής κεφαλαιαγοράς, Yahyazadehfar et al. (2012) καθώς και Fathi et al. (2012) – μελέτη του Ιρανικού Χρηματιστηρίου, Kimani

et al. (2013) – μελέτη Χρηματιστηρίου Ναϊρόμπι (Κένυα), Attari et al. (2013) – εξέταση της πακιστανικής κεφαλαιαγοράς, Hussin et al. (2013) – εξέταση της ισλαμικής κεφαλαιαγοράς μέσω του δείκτη FTSE Bursa Malaysia Emas Shariah, κ.ά.

Ο πίνακας Α παρουσιάζει τις μακροοικονομικές μεταβλητές που εξετάστηκαν στην προαναφερθείσα βιβλιογραφία, σε φθίνουσα συχνότητα εμφάνισης.

Πίνακας Α: Μακροοικονομικές μεταβλητές της βιβλιογραφίας

Μακροοικονομικές μεταβλητές	Άρθρα
Επιτόκιο (μακροπρόθεσμο ή βραχυπρόθεσμο)	Tangjitprom (2011), Buyuksalvarci (2010), Yahyazadehfar et al. (2012), Fathi et al. (2012), Kimani et al. (2013), Attari et al. (2013), Hussin et al. (2013)
Συναλλαγματική ισοτιμία	Brailsford et al. (2001), Gay (2008), Brahmasrene et al. (2007), Tangjitprom (2011), Buyuksalvarci (2010), Kimani et al. (2013)
Πληθωρισμός ή ΔTK	Brailsford et al. (2001), Tangjitprom (2012), Buyuksalvarci (2010), Kimani et al. (2013), Attari et al. (2013), Hussin et al. (2013)
Προσφορά χρήματος	Brailsford et al. (2001), Brahmasrene et al. (2007), Buyuksalvarci (2010), Hussin et al. (2013)
Τιμή πετρελαίου	Gay (2008), Brahmasrene et al. (2007), Buyuksalvarci (2010), Hussin et al. (2013)
Βιομηχανική παραγωγή	Brahmasrene et al. (2007), Buyuksalvarci (2010), Hussin et al. (2013)
Τιμή χρυσού	Buyuksalvarci (2010), Yahyazadehfar et al. (2012)
ΑΕΠ	Kimani et al. (2013), Attari et al. (2013)
Πραγματική οικονομική δραστηριότητα	Brailsford et al. (2001)
Ανεργία	Tangjitprom (2011)
Αγορά ακινήτων	Yahyazadehfar et al. (2012)
Εθνικό εισόδημα	Fathi et al. (2012)
Μακροοικονομική αστάθεια	Fathi et al. (2012)
Ανάπτυξη της χρηματοοικονομικής διαμεσολάβησης	Fathi et al. (2012)

Στο πλαίσιο της προγενέστερης βιβλιογραφικής επισκόπησης προκύπτουν κρίσιμα συμπεράσματα αναφορικά με την αλληλεξάρτηση των μετοχικών αποδόσεων και των

μεταβολών σημαντικών μακροοικονομικών μεγεθών. Η μεθοδολογική προσέγγιση της παρούσας εργασίας αποτελείται από τα ακόλουθα στάδια: Στο πρώτο στάδιο πραγματοποιείται η αιτιολογημένη επιλογή των ευρωπαϊκών χωρών που θα εισαχθούν σε περαιτέρω ανάλυση. Επίσης, καθορίζεται το χρονικό διάστημα στο οποίο εκτείνεται η έρευνα. Στο δεύτερο στάδιο γίνεται η επιλογή μίας αρχικής ομάδας μεταβλητών που περιγράφουν τις εθνικές οικονομίες και επηρεάζουν την παγκόσμια οικονομία στο σύνολό της. Στο τρίτο στάδιο, επιδιώκεται η μοντελοποίηση με τη χρήση του υποδείγματος ARMA(m,n), των χρονσειρών της κατά κεφαλήν κατανάλωσης και επένδυσης. Σημειώνεται ότι η κατανάλωση και η επένδυση αποτελούν τις βασικότερες συνιστώσες του ΑΕΠ, ενώ διαπιστώνεται εμπειρικά ότι δεν εμφανίζουν υψηλή συσχέτιση μεταξύ τους. Στο τέταρτο στάδιο, εξετάζονται οι σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των ποσοστιαίων μεταβολών θεμελιωδών μεταβλητών με τους βασικούς χρηματιστηριακούς δείκτες των επιλεγθέντων χωρών. Παράλληλα, επιδιώκεται η κατασκευάζεται ενός οικονομετρικού υποδείγματος που δύναται να εξηγήσει ως ένα βαθμό τις αποδόσεις των κεφαλαιαγορών. Στο πέμπτο και τελευταίο στάδιο συνοψίζονται τα κυριότερα συμπεράσματα της όλης ανάλυσης και γίνονται προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.

1. Επιλογή των χωρών και καθορισμός του χρονικού διαστήματος

1.1. Κριτήρια επιλογής των χωρών

Για την επιλογή των προς ανάλυση χωρών από την ΕΕ λήφθηκαν υπόψη τα ακόλουθα κριτήρια:

- Έτος προσχώρησης στην ΕΕ.
- Ποσοστό συμμετοχής στο ΑΕΠ της ΕΕ των 28 κρατών – μελών.
- Προσχώρηση στην ΟΝΕ.
- Προσφυγή σε ευρωπαϊκούς και διεθνείς μηχανισμούς στήριξης.

Τα δεδομένα των προαναφερθέντων κριτηρίων περιλαμβάνονται συνοπτικά στον πίνακα 1.1.1.

Πίνακας 1.1.1. Κριτήρια επιλογής χωρών

Χώρα της ΕΕ	Έτος προσχώρησης	Νόμισμα	Ποσοστό συμμετοχής στο ΑΕΠ της ΕΕ των 28 (2013)	Προσφυγή στο μηχανισμό στήριξης
Αυστρία	1995	Ευρώ	2,4	OXI
Βέλγιο	1952	Ευρώ	2,9	OXI
Βουλγαρία	2007	Λεβ	0,3	OXI

Γαλλία	1952	Ευρώ	15,8	OXI
Γερμανία	1952	Ευρώ	20,9	OXI
Δανία	1973	Κορόνα	1,9	OXI
Ελλάδα	1981	Ευρώ	1,4	NAI
Εσθονία	2004	Ευρώ	0,1	OXI
Ην. Βασίλειο	1973	Λίρα	14,5	OXI
Ιρλανδία	1973	Ευρώ	1,3	NAI
Ισπανία	1986	Ευρώ	7,8	NAI
Ιταλία	1952	Ευρώ	11,19	OXI
Κάτω Χώρες	1952	Ευρώ	4,6	OXI
Κροατία	2013	Κούνα	0,3	OXI
Κύπρος	2004	Ευρώ	0,1	NAI
Λεττονία	2004	Ευρώ	0,2	OXI
Λιθουνία	2004	Λίτας	0,3	OXI
Λουξεμβούργο	1952	Ευρώ	0,3	OXI
Μάλτα	2004	Ευρώ	0,1	OXI
Ουγγαρία	2004	Φιορίνι	0,7	OXI
Πολωνία	2004	Ζλότυ	3	OXI
Πορτογαλία	1986	Ευρώ	1,3	NAI
Ρουμανία	2007	Λέι	1,1	OXI
Σλοβακία	2004	Ευρώ	0,6	OXI
Σλοβενία	2004	Ευρώ	0,3	OXI
Σουηδία	1995	Κορόνα	3,2	OXI
Τσέχικη Δημοκρατία	2004	Κορόνα	1,1	OXI
Φινλανδία	1995	Ευρώ	1,5	OXI

Καταρχάς, δεδομένου ότι η παρούσα μελέτη δε στοχεύει στην εξέταση των επιδράσεων από την είσοδο στην Ευρωπαϊκή Ένωση, δε θα ληφθούν υπόψη χώρες οι οποίες προσχώρησαν στην Ένωση μετά το 1990. Το συγκεκριμένο έτος συνάδει επίσης με τον προσδιορισμό του χρονικού ορίζοντα που αναπτύσσεται στην ενότητα 1.1.3. Σύμφωνα με αυτό το κριτήριο, απορρίπτονται από την περαιτέρω ανάλυση οι εξής χώρες: Αυστρία, Βουλγαρία, Εσθονία, Κύπρος, Κροατία, Λιθουανία, Λεττονία, Μάλτα, Ουγγαρία, Πολωνία, Ρουμανία, Σλοβακία, Σλοβενία, Σουηδία, Τσέχικη Δημοκρατία και Φινλανδία.

Από τη στήλη με τα ποσοστά συμβολής στο ΑΕΠ της ΕΕ των 28 κρατών – μελών, παρατηρείται ότι η Γερμανία, η Γαλλία, το Ηνωμένο Βασίλειο και η Ιταλία παρουσιάζουν την υψηλότερη συνεισφορά στο ευρωπαϊκό Εγχώριο Προϊόν εμφανίζοντας διψήφια ποσοστά. Κατ' επέκταση, από τη συγκεκριμένη ομάδα χωρών επιλέγεται η Γερμανία, δεδομένου ότι εμφανίζει το υψηλότερο ποσοστό της τάξης του 20,9%.

Εν συνεχεία, λαμβάνοντας υπόψη το κριτήριο του νομίσματος και δεδομένων των χωρών που έχουν απομείνει από την εφαρμογή των προηγούμενων κριτηρίων, η Δανία παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον για περαιτέρω ανάλυση, καθώς παρέμεινε οικειοθεώς εκτός της νομισματικής ένωσης.

Βάσει του κριτηρίου της προσφυγής στον ευρωπαϊκό μηχανισμό στήριξης συνεπικουρούμενου από το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο, οι χώρες που βρέθηκαν αντιμέτωπες με την κρίση χρέους και την πιθανή κατάρρευση του τραπεζικού τους τομέα ήταν η Ελλάδα, η Ιρλανδία, η Ισπανία και η Πορτογαλία. Από αυτές τις χώρες επιλέγεται η Ισπανία δεδομένου ότι συνεισφέρει σημαντικά στο ΑΕΠ της Ευρωζώνης κατά 7,8%.

Κλείνοντας, από τη διαδοχική εξέταση των κριτηρίων που υιοθετήθηκαν κατά τη διαλογή των χωρών της ΕΕ των 28 κρατών – μελών, οι χώρες που προκρίνονται για περαιτέρω ανάλυση είναι η Γερμανία, η Δανία και η Ισπανία.

1.2. Σύντομη περιγραφή των χωρών που επιλέχθηκαν

Γερμανία

Η Γερμανία, επίσημα Ομοσπονδιακή Δημοκρατία της Γερμανίας, είναι μία από τις μεγαλύτερες σε πληθυσμό χώρες της Ευρώπης και η πολυπληθέστερη χώρα στην Ευρωπαϊκή Ένωση. Αποτελώντας μία από τις σημαντικότερες βιομηχανικές και ανεπτυγμένες χώρες του κόσμου δικαίως θεωρείται η κινητήρια δύναμη της Ένωσης τόσο σε πολιτικό όσο και σε οικονομικό επίπεδο. Η οικονομία της Γερμανίας βασίζεται κυρίως στον βιομηχανικό τομέα και στον τομέα παροχής υπηρεσιών. Ενώ μεγάλες εκτάσεις της χώρας καταλαμβάνονται από αγροτικές καλλιέργειες, μόνο το 2-3% του πληθυσμού ασχολείται με τον τομέα αυτό, λόγω της μηχανοποίησης των καλλιεργειών. Βάσει του ΑΕΠ, η Γερμανία αποτελεί την μεγαλύτερη εθνική οικονομία στην Ευρωπαϊκή Ένωση και την τρίτη μεγαλύτερη παγκοσμίως, πραγματοποιώντας πολύ μεγάλης αξίας εξαγωγές ετησίως.

Δανία

Το Βασίλειο της Δανίας ή απλά Δανία είναι μια χώρα που ανήκει στη Σκανδιναβία, στη βόρεια Ευρώπη. Η Δανία είναι κυρίως αγροτική χώρα λόγω της μορφολογίας του εδάφους της που ευνοεί τις καλλιέργειες. Ο συνδυασμός του θεσμού των συνεταιρισμών με το σύγχρονο εκμηχανισμό της καλλιέργειας αποτέλεσαν τους βασικούς παράγοντες της μεγάλης ανάπτυξης της γεωργίας και της κτηνοτροφίας. Ταυτόχρονα με τη γεωργία και την κτηνοτροφία άρχισε να αναπτύσσεται με συστηματικό τρόπο η βιομηχανία τροφίμων, η χημική βιομηχανία, η υφαντουργία, η βιομηχανία ηλεκτρικών ειδών, η μεταλλουργία και η ναυπηγική. Πετρέλαιο εξορύσσεται σε μικρές ποσότητες στη Βόρεια Θάλασσα, ωστόσο δεν είναι

αρκετό για να καλύπτει τις ανάγκες της χώρας. Το εμπορικό ισοζύγιο είναι συνήθως παθητικό και αντισταθμίζεται με το ναυτιλιακό συνάλλαγμα. Εξάγονται γεωργικά και κτηνοτροφικά προϊόντα, μηχανήματα και είδη ναυπηγικής και τεχνολογίας αιολικών συστημάτων. Οι εμπορικές συναλλαγές πραγματοποιούνται κυρίως με τη Σουηδία, τη Γερμανία και το Ηνωμένο Βασίλειο. Σημειώνεται επίσης ότι η ανεργία είναι αρκετά χαμηλή σε σχέση με την υπόλοιπη Ευρώπη.

Ισπανία

Το Βασίλειο της Ισπανίας ή Ισπανία είναι ένα κράτος της νοτιοδυτικής Ευρώπης το οποίο καταλαμβάνει το μεγαλύτερο μέρος της Ιβηρικής χερσονήσου. Η Ισπανία θεωρείται μία από τις περισσότερο γεωργικές χώρες της Ευρώπης. Επίσης, η κτηνοτροφία βρίσκεται σε αρκετά καλό επίπεδο, ειδικά μετά την εισαγωγή των καλύτερων εκτρεφόμενων ειδών για τα εδάφη της χώρας, τα οποία σημειωτέον παρέχουν άφθονους βοσκοτόπους. Η Ισπανία παρουσιάζει επίσης ανεπτυγμένη αλιεία με σημαντικό μέρος των ισπανικών αλιευμάτων να εξάγονται στο εξωτερικό. Η ισπανική βιομηχανία γνώρισε ιδιαίτερη ανάπτυξη μετά την είσοδο στην ΕΕ το 1986. Ξεκίνησε από προϊόντα εντάσεως εργασίας αλλά σήμερα εξελίσσεται όλο και περισσότερα στην δημιουργία προϊόντων υψηλής αναγνωσιμότητας βασισμένα στο σύγχρονο βιομηχανικό σχέδιο.

1.3. Επιλογή του χρονικού ορίζοντα

Ο χρονικός ορίζοντας που επιλέχθηκε, περιλαμβάνει τα έτη 1995 μέχρι και το τρίτο τρίμηνο του 2013. Η συγκεκριμένη χρονική περίοδος επιλέχθηκε βάσει των ακόλουθων παραδοχών:

1. Η Γερμανία ενώθηκε σε ομόσπονδο κράτος το 1990, μετά την πτώση του τείχους του Βερολίνου. Το διαφορετικό κοινωνικοπολιτικό σύστημα και η διαφορετική τεχνολογία παραγωγής μεταξύ Ανατολικής και Δυτικής Γερμανίας, είχαν ως συνέπεια την ύπαρξη ενός μεταβατικού χρονικού διαστήματος μέχρις ότου η Ενωμένη πλέον Γερμανία να αποκτήσει μία στοιχειώδη ομοιογένεια. Θεωρείται στην παρούσα μελέτη ότι στις αρχές του 1995, το συγκεκριμένο μεταβατικό διάστημα είχε παρέλθει.
2. Στοιχεία σημαντικών μακροοικονομικών μεγεθών της Ισπανίας, υπήρχαν στη βάση δεδομένων της Eurostat μετά το 1995, συνεπώς έπρεπε να περιοριστεί ο χρονικός ορίζοντας σε όφελος της καλύτερης δυνατής συγκρισιμότητας.
3. Ο αριθμός των παρατηρήσεων κάθε μεταβλητής από το 1995 μέχρι και το 3^ο τρίμηνο του 2013 ανέρχεται σε 75. Μείωση κατά μία παρατήρηση έχουμε στην περίπτωση των ποσοστιαίων μεταβολών, όπου το πρώτο τρίμηνο του 1995 χρησιμοποιείται ως βάση. Επίσης, πραγματοποιώντας την ανάλυσή μας μέχρι το τέλος του 2007, δηλαδή πριν το ξέσπασμα της κρίσης, ο αριθμός των παρατηρήσεων ανέρχεται σε 51 (δεδομένων ποσοστιαίων μεταβολών). Εν ολίγοις,

ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι επαρκής για τη διενέργεια αξιόπιστων στατιστικών ελέγχων και για την ανάπτυξη οικονομετρικών υποδειγμάτων.

2. Επιλογή μεταβλητών

Η επιλογή των μεταβλητών βασίστηκε κυρίως στη συχνότητα εμφάνισης τους στη σχετική βιβλιογραφία (βλ. Πίνακα Α). Επίσης, προτιμήθηκε η εξέταση των μεταβλητών που συνιστούν το ΑΕΠ και όχι η χρήση αυτούσιου του Ακαθάριστου Προϊόντος, δεδομένου ότι περιλαμβάνεται στις επιλεγθείσες μεταβλητές ο δείκτης βιομηχανικής παραγωγής. Επιπλέον, λήφθηκαν υπόψη μακροοικονομικά μεγέθη από την αγορά εργασίας και την αγορά χρήματος, όπως εκφράζεται από το ύψος των επιτοκίων. Τέλος, χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης τιμών του αργού πετρελαίου, ο οποίος αν και δεν αποτελεί μακροοικονομική μεταβλητή με τη στενή έννοια του όρου, επηρεάζει σε ουσιαστικά την παραγωγή και κατ' επέκταση αναμένεται να επηρεάζει τις κεφαλαιακές αποδόσεις.

Ο πίνακας 2.1 δείχνει τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν, την πηγή από την οποία αντλήθηκαν και το συμβολισμό που θα χρησιμοποιηθεί στη συνέχεια της μελέτης.

Πίνακας 2.1: Επιλεγθείσες μεταβλητές

Μεταβλητές	Συμβολισμός	Πηγή
Τελική καταναλωτική δαπάνη των νοικοκυριών και των NPISH	FCE	Eurostat
Καθαρή αποταμίευση	NS	Eurostat
Ακαθάριστες επενδύσεις	GCF	Eurostat
Δείκτης Βιομηχανικής Παραγωγής	IP	ΟΟΣΑ
Φόροι μείον επιδοτήσεις επί της παραγωγής και των εισαγωγών	TOP	Eurostat
Εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών	EXP	Eurostat
Μοναδιαίο ονομαστικό κόστος εργασίας	NLC	Eurostat*
Ανεργία	UNEM	Eurostat
Πραγματική παραγωγικότητα της εργασίας	RLP	Eurostat*
Συναλλαγματική ισοτιμία	EXCH	Eurostat**
Βραχυχρόνιο επιτόκιο	STR	ΟΟΣΑ
Μακροχρόνιο επιτόκιο	LTR	ΟΟΣΑ

Δείκτης Τιμών Καταναλωτή	CPI	ΟΟΣΑ
Δείκτης Τιμών Αργού Πετρελαίου	OIL	ΔΝΤ
Τιμή Χρυσού (σε USD)	GOLD	Bundesbank
<i>Χρηματιστηριακοί δείκτες</i>		
DAX (Γερμανία)	DAX	Yahoo Finance
OMX Copenhagen 20 (Δανία)	OMX	Yahoo Finance
IBEX 35 (Ισπανία)	IBEX	Yahoo Finance

* Λόγω έλλειψης στοιχείων, οι συγκεκριμένες μεταβλητές δε λήφθηκαν υπόψη στην περίπτωση της Ισπανίας.

** Η συναλλαγματική ισοτιμία αφορά μόνο την περίπτωση της Δανίας, η οποία το 1999 επέλεξε την παραμονή της εκτός της Ευρωζώνης. Πριν από το 1999, χρησιμοποιείται η ισοτιμία της δανέζικης κορώνας με το ECU.

Στην ενότητα της ανάλυσης της κατά κεφαλήν κατανάλωσης και επένδυσης (τρίτο στάδιο), τα δεδομένα δεν έχουν υποστεί εποχικές προσαρμογές ή προσαρμογές βάσει των εργάσιμων ημερών. Αναφορικά με την ενότητα που εξετάζονται οι αλληλεπιδράσεις των μακροοικονομικών μεταβλητών με τις χρηματιστηριακές αποδόσεις, υπολογίστηκαν ποσοστιαίες μεταβολές σε σχέση με την αμέσως προηγούμενη περίοδο, ενώ τα στοιχεία έχουν προσαρμοστεί βάσει της εποχικότητας και των εργάσιμων ημερών. Τα δεδομένα είναι 3μηνιαία και τα ποσά είναι εκφρασμένα σε ευρώ (ή ECU πριν το 1999).

3. Ανάλυση με ARMA(m,n) της κατά κεφαλήν κατανάλωσης και επένδυσης

3.1. Γερμανία

Για να μοντελοποιηθεί μία χρονοσειρά με τη χρήση του υποδείγματος ARMA πρέπει αρχικά να ελεγχθεί ως προς τη στασιμότητά της. Για το συγκεκριμένο έλεγχο εφαρμόζουμε το προσαυξημένο (Augmented) Dickey – Fuller test, το οποίο εξετάζει βάσει της μηδενικής υπόθεσης (H_0) την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου για τις υπό ανάλυση χρονοσειρές παρουσιάζονται στον πίνακα 3.1.1.

Πίνακας 3.1.1: ADF test

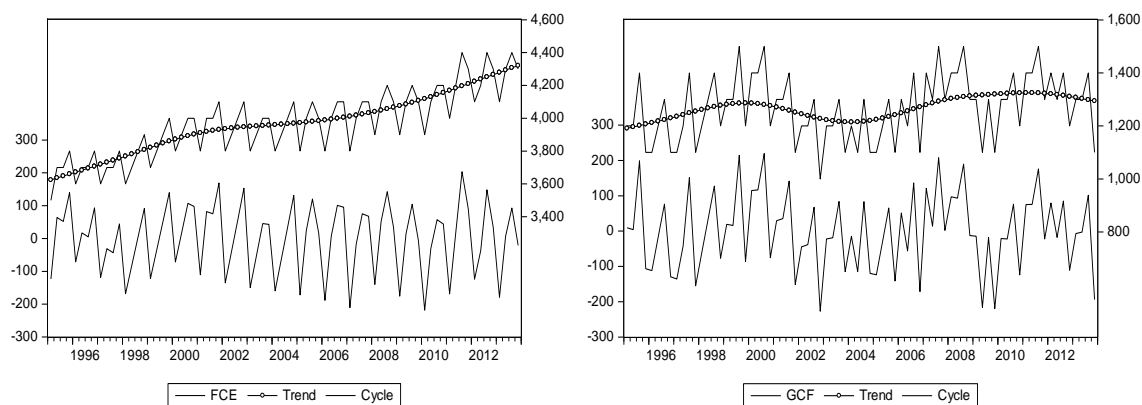
Χρονοσειρά	t-statistic	Probability*
Ακαθάριστες επενδύσεις (GCF)	-2.79	0.0648
Τελική καταναλωτική δαπάνη νοικοκυριών και NPISH (FCE)	-0.18	0.9351
* Mac Kinnon (1996) one-sided p-values		

Βάσει των αποτελεσμάτων που προέκυψαν, δεν μπορούμε να απορρίψουμε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, ούτε στην περίπτωση της κατανάλωσης των νοικοκυριών ούτε στην περίπτωση των επενδύσεων.

Για την αντιμετώπιση του εν λόγω προβλήματος θα εφαρμόσουμε επί των δύο χρονοσειρών το φίλτρο Hodrick – Prescott ώστε να επιτευχθεί ο διαχωρισμός της τάσης από το κυκλικό κομμάτι. Η συγκεκριμένη πρακτική έχει ακολουθηθεί πρόσφατα στη βιβλιογραφία από τους Leventides and Kollias (2014), στα πλαίσια του βέλτιστου ελέγχου της κυκλικότητας του ΑΕΠ μέσω των κυβερνητικών δαπανών, αλλά και παλαιότερα από τους Stock and Watson (1986), Campbell and Mankiw (1987), Blanchard et al (1989), Malliaris and Urrutia (2005) κ.ά. οι οποίοι κατέληξαν ότι το ΑΕΠ ακολουθεί ένα τυχαίο περίπατο με αυξητική όμως τάση (random walk with trend).

Κατόπιν των ανωτέρω, διασπώντας τις δοθείσες χρονοσειρές στο κυκλικό κομμάτι και στην τάση λαμβάνουμε τα γραφήματα 3.1.2a και 3.1.2b.

Γραφήματα 3.1.2a και 3.1.2b: HP filter επί της κατά κεφαλήν κατανάλωσης και επένδυσης



Παρατηρούμε ότι στη Γερμανία η κατά κεφαλήν κατανάλωση των νοικοκυριών παρουσιάζει διαχρονικά μία αυξητική τάση με σχετικά χαμηλή μεταβλητότητα. Στον αντίποδα, οι ακαθάριστες επενδύσεις δεν παρουσιάζουν ξεκάθαρα κάποια τάση αλλά πολύ έντονη κυκλικότητα τόσο πριν το 2002 όσο και μετά το 2007.

Ο πίνακας 3.1.3 δείχνει τη μοντελοποίηση με το υπόδειγμα ARMA της κυκλικότητας των υπό ανάλυση μακροοικονομικών μεταβλητών. Σημειώνεται ότι για την επιλογή του καταλληλότερου υποδείγματος, λήφθηκε υπόψη το AIC και το προσαρμοσμένο (adjusted) R^2 .

Πίνακας 3.1.3: Μοντελοποίηση του κυκλικού σκέλους των χρονοσειρών

Κυκλικό σκέλος καταναλωτικής δαπάνης νοικοκυριών και NPISH (FCEC)		Κυκλικό σκέλος ακαθάριστων επενδύσεων (GCFC)	
«Ανεξάρτητες» μεταβλητές	Συντελεστές (p-value)	«Ανεξάρτητες» μεταβλητές	Συντελεστές (p-value)
C	-4.19 (0.67)	C	-4,10 (0,79)
FCEC(-2)	-0.37 (0.00)	GCFC (-2)	-0,23 (0,01)
FCEC(-4)	0.65 (0.00)	GCFC (-4)	0,71 (0.00)
MA(2)	0.73 (0.00)	MA (2)	0,94 (0.00)
R ² _{adj} = 0.79, AIC = 10.63, Breusch-Godfrey LM test (4 lags – prob) = 0.53		R ² _{adj} = 0.63, AIC = 11.31, Breusch-Godfrey LM test (4 lags - prob) = 0.45	

Αναφορικά με το κυκλικό κομμάτι της κατά κεφαλήν καταναλωτικής δαπάνης, μπορούν να εξαχθούν τα ακόλουθα συμπεράσματα:

- Η τρέχουσα κατανάλωση συνδέεται κυρίως με την καταναλωτική δαπάνη πριν από ένα έτος (4 τρίμηνα). Αυτή η συμπεριφορά δείχνει την ύπαρξη εποχικότητας η οποία επιβεβαιώνεται και από την εξέταση του κορροελογράμματος (correlogram).
- Η προσθήκη του όρου MA μας επιτρέπει να ισχυριστούμε ότι οι μεταβολές της καταναλωτικής δαπάνης οφείλονται εν μέρει σε στοχαστικούς – συμπεριφορικούς παράγοντες. Εναλλακτικά, τα σοκ στο σκέλος της κατανάλωσης ενσωματώνονται στην καταναλωτική συμπεριφορά μέσα σε ένα εξάμηνο.
- Δεν παρατηρείται να επηρεάζεται η καταναλωτική δαπάνη από την Ύφεση των ετών 2008-2009 και από την κρίση χρέους της Ευρωζώνης που παρατηρήθηκε κυρίως τα έτη 2011-2012. Η συγκεκριμένη διαπίστωση προέρχεται τόσο από τα γραφήματα όσο και από τον έλεγχο Chow που διενεργήθηκε για τις σχετικές ημερομηνίες.

Αναφορικά με την ακαθάριστη κατά κεφαλήν επένδυση, εφαρμόζοντας τον έλεγχο Chow για τις ημερομηνίες από το πρώτο τρίμηνο του 2008 και έπειτα, παρατηρήθηκε ότι το 2^ο τρίμηνο του 2009 δημιουργείται «σπάσιμο» (breakpoint) του υποδείγματος καθώς απορρίπτεται πλέον η μηδενική υπόθεση ευστάθειας του μοντέλου.

Κατ' επέκταση, οφείλουμε να αναπτύξουμε ένα υπόδειγμα για το διάστημα 1995Q1 – 2009Q2, το οποίο παρουσιάζεται στον πίνακα 3.1.4, και ένα για τα επόμενα χρόνια. Φυσικά, το δεύτερο υπόδειγμα δεν μπορεί να κατασκευαστεί καθώς οι παρατηρήσεις είναι πολύ λίγες (18).

**Πίνακας 3.1.4: Μοντελοποίηση της ακαθάριστης επένδυσης στο διάστημα
1995Q1 – 2009Q2**

«Ανεξάρτητες» μεταβλητές	Συντελεστές (p-value)
C	-8.70 (0.63)
GCFC (-4)	0.92 (0.00)
MA (2)	0,90 (0.00)
$R^2_{adj} = 0.63$, AIC = 11.38, Breusch-Godfrey LM test (4 lags - prob) = 0.21	

Κατόπιν των ανωτέρω, αναφορικά με τη δαπάνη για ακαθάριστες επενδύσεις, αξίζει να αναφερθούν τα εξής:

- Η ύφεση των ετών 2008-2009, οδήγησε στη μεταβολή του ορίζοντα σχεδιασμού των επενδύσεων, ο οποίος έγινε πιο βραχυπρόθεσμος. Αναλυτικότερα, πριν το ξέσπασμα της κρίσης, οι τρέχουσες επενδύσεις εξαρτιόνταν από το ύψος των επενδύσεων ένα χρόνο νωρίτερα, ενώ λαμβάνοντας στο δείγμα μας και την περίοδο της κρίσης διαπιστώνονται συσχετίσεις και με ένα εξάμηνο νωρίτερα (πίνακας 3.1.4).
- Το 3^ο τρίμηνο του 2009, μπορεί επίσης να θεωρηθεί το χρονικό σημείο που η χρηματοπιστηριακή κρίση του 2008, με την κατάρρευση της Lehman Brothers, πέρασε στην πραγματική οικονομία της Γερμανίας, επιδρώντας στη μέχρι τότε δομή της κατά κεφαλήν επένδυσης.
- Ένα μακροοικονομικό σοκ που παρατηρείται στην οικονομία επιδρά στις επενδύσεις μετά από 6 μήνες, συμπέρασμα που εξάγεται από τη χρήση όρου κινητού μέσου με δύο υστερήσεις.

3.2 Δανία - Ισπανία

Στην περίπτωση της Δανίας και της Ισπανίας, εργαζόμαστε με την ίδια μεθοδολογία που υιοθετήθηκε για την εξέταση της κατανάλωσης και της επένδυσης της Γερμανίας. Συνεπώς, θα παρουσιαστούν εν συντομία τα αποτελέσματα της οικονομετρικής ανάλυσης και θα δοθεί έμφαση στη συμπερασματολογία αναφορικά με την κάθε χώρα αλλά και σε επίπεδο σύγκρισης. Καταρχάς, στον πίνακα 3.2.1 δίνονται τα αποτελέσματα του ελέγχου Dickey – Fuller.

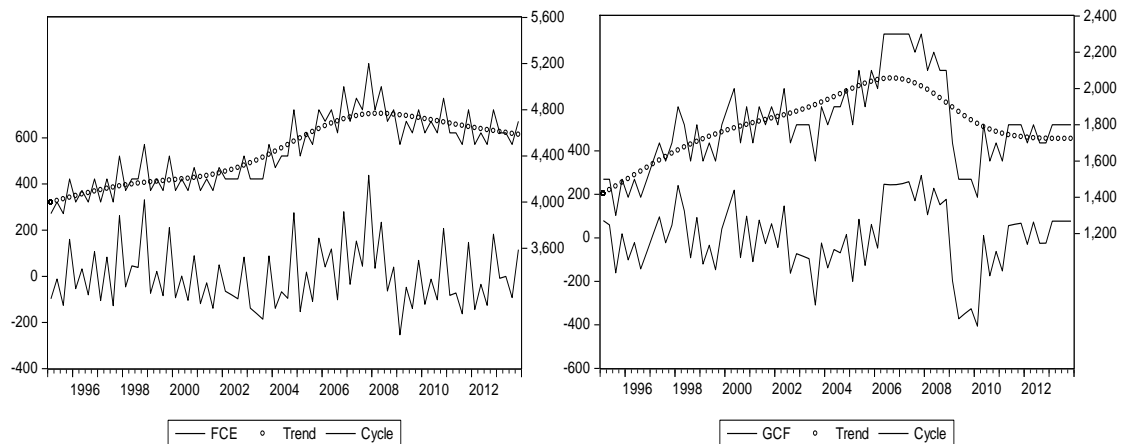
Πίνακας 3.2.1: ADF test

Χρονοσειρά	Δανία		Ισπανία	
	t-statistic	Probability*	t-statistic	Probability*
Ακαθάριστες επενδύσεις (GCF)	-1.91	0.32	-1.39	0.58
Τελική καταναλωτική δαπάνη νοικοκυριών και NPISH (FCE)	-1.48	0.54	-2.11	0.24

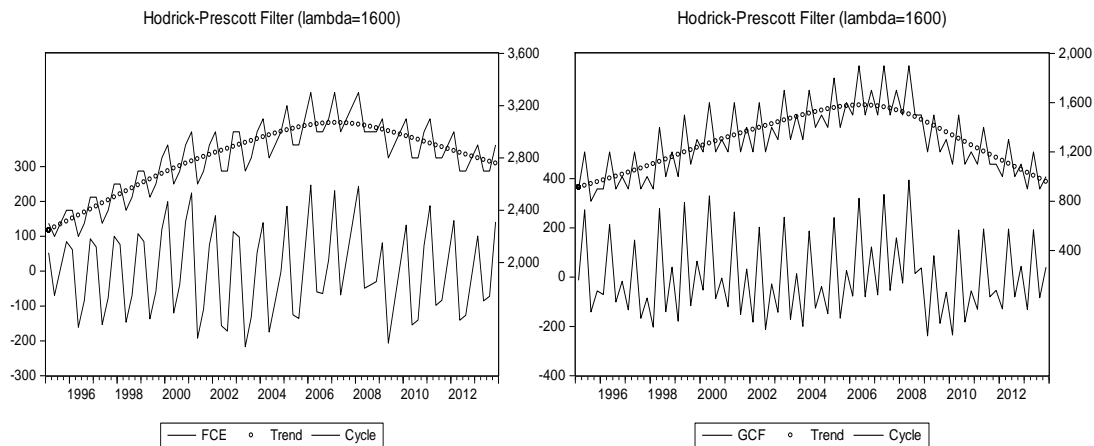
* Mac Kinnon (1996) one-sided p-values

Τα γραφήματα 3.2.2 και 3.2.3 παρουσιάζουν τα αποτελέσματα από την εφαρμογή του φίλτρου Hodrick – Prescott στις χρονοσειρές της κατά κεφαλήν κατανάλωσης και επένδυσης για τις περιπτώσεις της Δανίας και της Ισπανίας αντίστοιχα.

Γραφήματα 3.2.2a και 3.2.2b: Εφαρμογή του φίλτρου HP στις μακρο-μεταβλητές της Δανίας



Γραφήματα 3.2.3a και 3.2.3b: Εφαρμογή του φίλτρου HP στις μακρο-μεταβλητές της Ισπανίας



Από τα ανωτέρω γραφήματα παρατηρούμε ότι η κατά κεφαλήν καταναλωτική δαπάνη στη Δανία παρουσίασε ελαφρά αυξητική τάση από το 1995 μέχρι το 2002, ενώ εντονότερη ήταν η ανοδική της πορεία από το 2002 μέχρι το 2^ο τρίμηνο του 2008 οπότε και άρχισε να υποχωρεί.

Επίσης, η κατά κεφαλήν επένδυση αυξήθηκε σημαντικά από την αρχή της εξεταζόμενης περιόδου μέχρι το 3^ο τρίμηνο του 2006 οπότε και άρχισε να μειώνεται σταδιακά, με την ξεκάθαρη καθοδική τάση να παρατηρείται μετά το 2^ο τρίμηνο του 2007. Ουσιαστική σταθεροποίηση της επενδυτικής δαπάνης παρατηρείται από τα τέλη του 2012.

Αναφορικά με την Ισπανία, τόσο η ακαθάριστη επένδυση όσο και η κατανάλωση εμφανίζουν αρχικά μία αυξητική τάση και μία πτώση στη συνέχεια που είναι πιο έντονη στη χρονολογική σειρά των επενδύσεων. Βέβαια, αξίζει να σημειωθεί ότι η αρχή της πτώσης της κατά κεφαλήν επένδυσης τοποθετείται στο 4^ο τρίμηνο του 2006, ενώ η μείωση της κατά κεφαλήν κατανάλωσης ξεκινά τρία 3μηνα αργότερα. Συνεπώς, η μείωση των δύο πιο σημαντικών συνιστωσών του ΑΕΠ της Ισπανίας, όπως και κάθε χώρας, εμφανίζουν μείωση αρκετά πριν τη χρονολόγηση της Μεγάλης Ύφεσης της διετίας 2008-2009.

Αξίζει να σημειωθεί ότι ενώ από τη θεωρία αναμένεται η πτώση της κατανάλωσης να οδηγεί σε αύξηση της επένδυσης μέσω του μηχανισμού της αποταμίευσης, κάτι τέτοιο δε φαίνεται να ισχύσει στην Ισπανία όπου και τα δύο μεγέθη μειώνονται μαζί. Το γεγονός αυτό μπορεί να οφείλεται σε εκροή κεφαλαίων προς χώρες του εξωτερικού.

Στη συνέχεια (Πίνακας 3.2.4), παρουσιάζεται η μοντελοποίηση του κυκλικού σκέλους της κατά κεφαλήν καταναλωτικής δαπάνης των νοικοκυριών και των NPISH για τη Δανία και την Ισπανία.

Πίνακας 3.2.4: Μοντελοποίηση της κυκλικότητας της κατανάλωσης

Δανία		Ισπανία	
Μεταβλητές	Συντελεστές (p-value)	Μεταβλητές	Συντελεστές (p-value)
C	1,27 (0.94)	C	1.15 (0.92)
FCEC(-1)	-0.31 (0.00)	FCEC(-2)	-0.26 (0.01)
FCEC(-4)	0.66 (0.00)	FCEC(-4)	0.73 (0.00)
MA(1)	0.62 (0.00)	MA(1)	0.25 (0.02)
		MA(2)	0.52 (0.00)
<i>Στατιστικοί έλεγχοι</i>			
R^2_{adj}	0.61		0.83
AIC	11.81		10.85
Breusch-Godfrey test (αυτοσυσχέτιση)	0.19		0.21

Η τρέχουσα κατανάλωση των νοικοκυριών στη Δανία (το κυκλικό κομμάτι) επηρεάζεται κυρίως από την κατανάλωση του προηγούμενου έτους και από σοκ (λευκό θόρυβο) του ακριβώς προηγούμενου τριμήνου. Βέβαια, ο συντελεστής προσδιορισμού είναι αρκετά χαμηλός, γεγονός που μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η κατανάλωση επηρεάζεται και από άλλους παράγοντες που δεν εμπεριέχονται στο υπόδειγμά μας.

Αντίθετα, στην περίπτωση της Ισπανίας, το ARMA υπόδειγμα που κατασκευάστηκε συμβάλλει στην ερμηνεία περίπου του 83% της μεταβλητότητας του κυκλικού σκέλους της κατανάλωσης. Συγκεκριμένα, η εκάστοτε τρέχουσα καταναλωτική δαπάνη φαίνεται να εξαρτάται σε σημαντικό βαθμό από την καταναλωτική συμπεριφορά του προηγούμενου έτους αλλά και από το στοχαστικό παράγοντα με δύο υστερήσεις.

Παρατηρώντας τη συμπεριφορά των καταλοίπων και διενεργώντας τον έλεγχο Chow, παρατηρήθηκε «σπάσιμο» στη δομή του μοντέλου κατά το 3^ο και 4^ο τρίμηνο του 2008, όπου η κατανάλωση γνώρισε μία μεγάλη πτώση που δεν μπόρεσε να ενσωματωθεί στο υπόδειγμα. Αξίζει να υπενθυμίσουμε ότι η κατάρρευση της Lehman Brothers έλαβε χώρα στις 15 Σεπτεμβρίου 2008, δηλαδή στο τέλος του 3^{ου} τριμήνου του έτους, γεγονός που δείχνει την ευαισθησία της καταναλωτικής συμπεριφοράς σε σημαντικά σοκ του παγκόσμιου οικονομικού οικοδομήματος. Ο Πίνακας 3.2.5 παρουσιάζει την καλύτερη δυνατή μοντελοποίηση της κυκλικότητας της κατανάλωσης πριν το μεγάλο σοκ του 2008.

Πίνακας 3.2.5: Μοντελοποίηση της κυκλικότητας της κατανάλωσης στο διάστημα 1995Q1 – 2008Q3

Δανία		Ισπανία	
Μεταβλητές	Συντελεστές (p-value)	Μεταβλητές	Συντελεστές (p-value)
C	14.03 (0.24)	C	4.29 (0.55)
FCEC(-4)	0.90 (0.00)	FCEC(-4)	0.96 (0.00)
<i>Στατιστικοί έλεγχοι</i>			
R^2_{adj}	0.65		0.85
AIC	11.74		10.74
Breusch-Godfrey test (αυτοσυσχέτιση)	0.18		0.53

Παρατηρούμε ότι μέχρι το 2008, η καταναλωτική δαπάνη δεν εμφάνιζε μεγάλη ευαισθησία σε μακροοικονομικά σοκ, καθώς όροι κινητού μέσου (MA) δεν φάνηκε να συνεισφέρουν στην ερμηνευτική ικανότητα του μοντέλου. Η σημαντικότερη εξάρτηση υφίσταται με την κατανάλωση του προηγούμενου έτους.

Περνώντας τώρα στην κατά κεφαλήν ακαθάριστη επένδυση, η εφαρμογή του φίλτρου Hodrick – Prescott δε συνέβαλε στην απομάκρυνση της μοναδιαίας ρίζα στην περίπτωση της Δανίας. Συνεπώς, υπολογίστηκαν οι ποσοστιαίες μεταβολές με αποτέλεσμα να προκύψει η νέα χρονολογική σειρά gfcf. Σημειώνεται ότι και σε αυτή την περίπτωση η μοντελοποίηση με το υπόδειγμα ARMA δεν εξασφάλισε ιδιαίτερος ικανοποιητικά αποτελέσματα, όπως φαίνεται στον Πίνακα 3.2.6.

Πίνακας 3.2.6: Μοντελοποίηση της κατά κεφαλήν ακαθάριστης επένδυσης

Δανία		Ισπανία	
Μεταβλητές	Συντελεστές (p-value)	Μεταβλητές	Συντελεστές (p-value)
C	0,001 (0,38)	C	4,50 (0.81)
GCFP (-1)	-0,16 (0,02)	GCFP(-4)	0.98 (0.00)
GCFP (-4)	0,76 (0,00)	MA (1)	0.62 (0.00)
MA (1)	-0,21 (0,01)	MA (2)	0,94 (0,00)
MA (4)	-0,77 (0,00)	MA (3)	0.64 (0.00)
$R^2_{adj} = 0.47$, AIC = -2,56, Breusch-Godfrey LM test (4 lags - prob) = 0,91		$R^2_{adj} = 0.89$, AIC = 10.88, Breusch-Godfrey LM test (4 lags - prob) = 0,46	

Τόσο στην περίπτωση της Δανίας όσο και στην περίπτωση της Ισπανίας, σημαντικό ρόλο για την τρέχουσα επένδυση διαδραματίζει η τιμή ή η μεταβολή της (για την

περίπτωση της Δανίας), το προηγούμενο έτος. Παρόλα αυτά, οι μεταβολές των επενδύσεων στη Δανία φαίνεται να οφείλονται και σε παράγοντες που δεν περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα ARMA, συμπεράσμα το οποίο προκύπτει λόγω του χαμηλού R^2 . Από την άλλη πλευρά, το 89% της μεταβλητότητας των ακαθάριστων επενδύσεων ερμηνεύεται από την τιμή του προηγούμενου έτους και από σοκ που έχουν παρατηρηθεί στην οικονομία τα τελευταία τρία τρίμηνα.

Εφαρμόζοντας τον έλεγχο Chow για ημερομηνίες κοντά στην περίοδο που ξέσπασε η παγκόσμια κρίση, διαπιστώνεται ότι υπάρχει «σπάσιμο» στο υπόδειγμα της Δανίας κατά το 2^ο τρίμηνο του 2009, ενώ στην περίπτωση της Ισπανίας το 4^ο τρίμηνο του 2008. Επανεξετάζοντας λοιπόν τα δύο υποδείγματα μέχρι τις προαναφερθείσες περιόδους, λαμβάνουμε τα αποτελέσματα του πίνακα 3.2.7.

Πίνακας 3.2.7: Μοντελοποίηση της ακαθάριστης επένδυσης προ κρίσης

Δανία (1995Q1 – 2009Q1)		Ισπανία (1995Q1 – 2008Q3)	
Μεταβλητές	Συντελεστές (p-value)	Μεταβλητές	Συντελεστές (p-value)
C	0,001 (0,87)	C	16.79 (0.32)
GCFP (-1)	-0,22 (0,04)	GCFC(-4)	0.98 (0.00)
GCFP (-4)	0,80 (0,00)	MA (1)	0.33 (0.00)
MA (3)	0.36 (0,01)	MA (2)	0,85 (0,00)
MA (4)	-0,64 (0,00)	MA (3)	0.53 (0.00)
$R^2_{adj} = 0.55$, AIC = -2,68, Breusch-Godfrey LM test (4 lags - prob) = 0,38		$R^2_{adj} = 0.93$, AIC = 10.51, Breusch-Godfrey LM test (4 lags - prob) = 0,32	

Σχετικά με τη Δανία, παρατηρούμε ότι ο παράγοντας «λευκού θορύβου» μίας υστέρησης έπαψε να είναι στατιστικά σημαντικός και αντικαταστάθηκε από διαταραχή μίας παλαιότερης περιόδου (τριών τριμήνων). Επίσης, στην Ισπανία μειώθηκε η επίδραση των σοκ της προηγούμενης περιόδου στις τρέχουσες επενδύσεις και γενικότερα η επίδραση των μακροοικονομικών σοκ. Τέλος, αξίζει να αναφερθεί ότι και στις δύο χώρες αυξήθηκε το R^2 .

Ένα κοινό συμπέρασμα για όλες τις υπό εξέταση χώρες μετά την κρίση, αποτελεί η μείωση του χρονικού ορίζοντα σχεδιασμού και η γρηγορότερη ενσωμάτωση των σοκ τόσο στις καταναλωτικές όσο και στις επενδυτικές δαπάνες. Επιπλέον, οι επενδύσεις είθισται να εμφανίζουν μεγάλη ευαισθησία σε διαταραχές του οικονομικού συστήματος, ενώ οι καταναλωτικές δαπάνες των νοικοκυριών είθισται να εμφανίζουν ομαλότερη συμπεριφορά. Παρόλα αυτά, η κρίση που ξέσπασε το 2008, φαίνεται να επηρέασε σημαντικά την ιδιωτική κατανάλωση των πολιτών της Δανίας και της Ισπανίας, γεγονός που δείχνει τη μεγάλη ένταση και το μεγάλο βάθος της. Τέλος, η

χρήση μοντέλων ARMA φαίνεται να έχει καλύτερη προσαρμογή στη συμπεριφορά των μακροοικονομικών μεταβλητών της Ισπανίας.

Κλείνοντας, στον Πίνακα 3.2.8 του Παραρτήματος παρατίθενται τα περιγραφικά στατιστικά (descriptive statistics) των μεταβλητών για κάθε χώρα.

4. Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ μακροοικονομικών μεταβλητών και χρηματιστηριακών αποδόσεων

4.1 Ακολουθούμενη μεθοδολογία

Όπως έχει αναφερθεί και στην ενότητα της επιλογής των μεταβλητών, σε αυτό το στάδιο θα ληφθούν υπόψη οι ποσοστιαίες μεταβολές των υπό εξέταση μεταβλητών. Επειδή οι περισσότερες μακροοικονομικές μεταβλητές συχνά εμφανίζουν υψηλή συσχέτιση μεταξύ τους, θα κατασκευαστεί ένας πίνακας συσχετίσεων ο οποίος θα μας οδηγήσει στην απόρριψη κάποιων μεταβλητών με υψηλή συσχέτιση. Αξίζει να αναφερθεί ότι υψηλά συσχετισμένες μεταβλητές είτε συμβάλλουν με παρόμοιο τρόπο στην ερμηνεία των μεταβολών της εξαρτημένης μεταβλητής είτε δεν συμβάλλουν καθόλου.

Στη συνέχεια πραγματοποιείται ο έλεγχος αιτιότητας του Granger (1969). Η συγκεκριμένη προσέγγιση εξετάζει το βαθμό στον οποίο η εξαρτημένη μεταβλητή (y) ερμηνεύεται από προηγούμενες τιμές της και αν η προσθήκη μιας ανεξάρτητης μεταβλητής με υστερήσεις, εξηγεί πιο ικανοποιητικά τις παρατηρηθείσες μεταβολές. Το Y θεωρείται ότι προκαλείται κατά Granger από το X , όταν το X συμβάλει στην πρόβλεψη του Y ή ισοδύναμα όταν οι συντελεστές παλινδρόμησης των υστερήσεων του X είναι στατιστικά σημαντικοί.

Αναλυτικότερα, το εκάστοτε στατιστικό πρόγραμμα πραγματοποιεί δύο παλινδρομήσεις της ακόλουθης μορφής:

$$y_t = a_0 + a_1*y_{t-1} + \dots + a_l*y_{t-l} + b_1*x_{t-1} + \dots + b_l*x_{t-l} + e_t$$

$$x_t = a_0 + a_1*x_{t-1} + \dots + a_l*x_{t-l} + b_1*y_{t-1} + \dots + b_l*y_{t-l} + e_t$$

όπου l οι εκάστοτε υστερήσεις.

Η μηδενική υπόθεση (H_0) υποθέτει ότι $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_l = 0$ βάσει ασυμπτωτικής προσέγγισης της κανονικής κατανομής (Wald statistics).

Τέλος, επιδιώκεται η κατασκευή ενός στατιστικού υποδείγματος, το οποίο λαμβάνει ως εξαρτημένη μεταβλητή τις μεταβολές του χρηματιστηριακού δείκτη και τις οποίες αποπειράται να ερμηνεύσει με τη χρήση στατιστικά σημαντικών μακρο-μεταβλητών.

4.2 Γερμανία

Ακολουθώντας τη μεθοδολογία της προηγούμενης παραγράφου, παρατίθεται ο πίνακας συσχετίσεων (Πίνακας 4.2.1) μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Πίνακας 4.2.1: Συσχετίσεις

	GOLD	CPI	FCE	GCF	IP	LTR	NLC	NS	OIL	RLP	STR	TOP	UNEM
GOLD	1.00												
CPI	0.08	1.00											
FCE	-0.04	0.04	1.00										
GCF	0.09	-0.08	-0.25	1.00									
IP	0.14	-0.22	0.05	0.44	1.00								
LTR	0.17	0.00	-0.11	0.16	0.25	1.00							
NLC	-0.17	0.19	-0.24	-0.29	-0.70	-0.26	1.00						
NS	-0.03	-0.00	-0.14	0.25	0.45	0.13	-0.39	1.00					
OIL	0.28	0.07	0.08	-0.08	0.21	0.44	-0.24	0.01	1.00				
RLP	0.00	-0.25	0.16	0.13	0.47	0.11	-0.50	-0.10	0.03	1.00			
STR	0.02	-0.07	0.16	0.27	0.52	0.22	-0.34	0.14	-0.01	0.19	1.00		
TOP	0.24	0.06	0.02	0.27	0.22	0.06	-0.18	0.12	0.11	-0.06	0.17	1.00	
UNEM	-0.15	0.16	-0.16	-0.34	-0.38	-0.15	0.07	-0.19	0.00	-0.09	-0.41	-0.27	1.00

Υψηλή συσχέτιση φαίνεται να υπάρχει μόνο μεταξύ του δείκτη βιομηχανικής παραγωγής και του ονομαστικού κόστους εργασίας. Η σχέση, όπως αναμενόταν, είναι αρνητική γεγονός που δείχνει ότι η αύξηση των ονομαστικών ωρομισθίων οδηγεί σε πτώση της παραγωγής λόγω του αυξανόμενου κόστους. Κατ' επέκταση, ο δείκτης ονομαστικού κόστους εργασίας (NLC) απορρίπτεται από την περαιτέρω ανάλυση, ενώ θα εξεταστεί η σχέση του δείκτη βιομηχανικής παραγωγής με τις αποδόσεις της κεφαλαιαγοράς, μιας και ο εν λόγω δείκτης εμφανίζεται συχνότερα στη βιβλιογραφία.

Ο ακόλουθος πίνακας παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου Granger. Συγκεκριμένα, στη στήλη των υστερήσεων δίνεται η τιμή του F-statistic και στην παρένθεση το p-value. Όταν το p-value λαμβάνει τιμές χαμηλότερες του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$, μπορεί να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση και να ισχυριστούμε ότι υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ των υπό εξέταση μεταβλητών.

Πίνακας 4.2.2: Έλεγχος αιτιότητας του Granger

Ανεξάρτητη Μεταβλητή	H ₀	Υστερήσεις			
		l = 1	l = 2	l = 3	l = 4
GOLD	GOLD does not Granger cause DAX	0.13 (0.72)	0.16 (0.85)	0,77 (0,52)	0,97 (0,43)
	DAX does not Granger cause GOLD	0.47 (0.50)	0.29 (0.75)	0,21 (0,89)	0,83 (0,51)
CPI	CPI does not Granger cause DAX	1,82 (0,18)	2,58 (0,08)	2,00 (0,12)	1,52 (0,21)
	DAX does not Granger cause CPI	0,80 (0,37)	0,51 (0,60)	0,32 (0,81)	0,73 (0,57)
FCE	FCE does not Granger cause DAX	1,26 (0,27)	0,72 (0,49)	0,58 (0,63)	1,50 (0,21)
	DAX does not Granger cause FCE	1,08 (0,30)	0,84 (0,44)	2,76* (0,05)	2,59* (0,04)
GCF	GCF does not Granger cause DAX	0.71 (0.40)	0.90 (0.41)	1.52 (0.22)	1.14 (0.35)
	DAX does not Granger cause GCF	7.55* (0.01)	4.62* (0.01)	3.66* (0.02)	3.42* (0.01)
IP	IP does not Granger cause DAX	0.04 (0.83)	1.25 (0.29)	0.62 (0.60)	0.56 (0.69)
	DAX does not Granger cause IP	7.36* (0.01)	4.43* (0.02)	3.23* (0.03)	3.24* (0.02)
LTR	LTR does not Granger cause DAX	0.58 (0.45)	1.68 (0.19)	1.20 (0.32)	0.89 (0.48)
	DAX does not Granger cause LTR	1.71 (0.19)	0.48 (0.62)	0.35 (0.79)	0.22 (0.93)
NS	NS does not Granger cause DAX	0.66 (0.42)	0.25 (0.78)	0.39 (0.76)	0.42 (0.80)
	DAX does not Granger cause NS	5.66* (0.02)	5.76* (0.00)	4.14* (0.01)	3.12* (0.02)
OIL	OIL does not Granger cause DAX	1.12 (0.29)	0.76 (0.47)	0.45 (0.72)	0.82 (0.52)
	DAX does not Granger cause OIL	0.72 (0.40)	0.77 (0.47)	0.90 (0.45)	1.28 (0.29)
RLP	RLP does not Granger cause DAX	0.00 (0.98)	0.30 (0.74)	0.22 (0.88)	0.11 (0.98)
	DAX does not Granger cause RLP	4.15* (0.04)	2.54 (0.09)	1.86 (0.14)	1.42 (0.24)
STR	STR does not Granger cause DAX	2.06 (0.16)	1.14 (0.32)	0.64 (0.59)	0.55 (0.70)

	DAX does not Granger cause STR	1.40 (0.24)	4.89* (0.01)	2.77* (0.05)	3.38* (0.01)
TOP	TOP does not Granger cause DAX	0.05 (0.82)	0.15 (0.86)	0.13 (0.94)	0.12 (0.98)
	DAX does not Granger cause TOP	0.01 (0.92)	0.02 (0.98)	0.30 (0.83)	0.31 (0.87)
UNEM	UNEM does not Granger cause DAX	2.06 (0.16)	1.67 (0.20)	1.21 (0.31)	0.99 (0.42)
	DAX does not Granger cause UNEM	4.75* (0.03)	3.26* (0.04)	2.31 (0.08)	1.70 (0.16)

* Σχέσεις αιτιότητας

Παρατηρώντας τον παραπάνω πίνακα, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι καμία από τις μακροοικονομικές μεταβλητές που επιλέχθηκαν δε δύναται να ερμηνεύσει τις μεταβολές του βασικού γερμανικού χρηματιστηριακού δείκτη, σε επίπεδο πρόβλεψης. Αντίθετα, βλέπουμε ότι σε αρκετές περιπτώσεις η πορεία των μακροοικονομικών μεγεθών καθορίζεται από την ανοδική ή πτωτική τάση του χρηματιστηρίου. Αυτό συμβαίνει στην περίπτωση της ιδιωτικής καταναλωτικής δαπάνης, των ακαθάριστων επενδύσεων, της καθαρής αποταμίευσης, του δείκτη βιομηχανικής παραγωγής, του βραχυχρόνιου επιτοκίου και της ανεργίας. Συνεπώς, μπορεί να εξαχθεί το συμπέρασμα ότι τόσο τα νοικοκυριά, αναφορικά με την κατανάλωση και την αποταμίευση, όσο και οι επιχειρήσεις, σχετικά με τις επενδύσεις και την παραγωγή, βασίζουν τις αποφάσεις τους στην πορεία του χρηματιστηρίου. Εν ολίγοις, το χρηματιστήριο φαίνεται ότι δύναται να προεξοφλεί τη μελλοντική κατάσταση της οικονομίας τουλάχιστον σε βάθος ενός έτους.

Παρόλα αυτά, οι μακροοικονομικές μεταβλητές είθισται να εμφανίζουν χαμηλότερη μεταβλητότητα από την αντίστοιχη των μετοχών. Επίσης, η συνδυαστική χρήση κάποιων μεταβλητών ενδέχεται να οδηγεί στην ερμηνεία μέρους της μεταβλητότητας του χρηματιστηριακού δείκτη. Κατ' επέκταση, η χρήση δυνάμεων επί κάποιων μακρο-μεταβλητών μπορεί να οδηγήσει στην κατασκευή ενός υποδείγματος σύνδεσης των αποδόσεων με τα πραγματικά οικονομικά μεγέθη.

$$\text{DAX} = 3.31 + 0.33*\text{LTR} - 0.47*\text{CPI}(-2)^3 + 0.09*\text{UNEM}(-2)^3$$

(0.02) (0.04) (0.01) (0.00)

με $R^2 = 0.24$, $R_{\text{adj}}^2 = 0.21$, $\text{Prob}(F\text{-stat}) = 0.00$, $\text{AIC} = 7.79$, $\text{DW stat} = 2.01$

Το κομμάτι της μεταβλητότητας του DAX που ερμηνεύεται από τις μακροοικονομικές μεταβλητές ανέρχεται μόλις στο 24%. Η αρνητική σχέση του πληθωρισμού με τις αποδόσεις των μετοχών έχει διαπιστωθεί σε αρκετές μελέτες στο παρελθόν και φαίνεται να ισχύει και στην περίπτωση της γερμανικής κεφαλαιαγοράς. Το μακροπρόθεσμο επιτόκιο μπορεί να παρατηρηθεί άμεσα καθώς δε δημοσιεύεται

σε επόμενα χρονικά διαστήματα, όπως άλλα μετρήσιμα μακροοικονομικά μεγέθη, οπότε μπορεί να χρησιμοποιηθεί άμεσα για την πρόβλεψη μελλοντικών αποδόσεων. Επίσης, η ανεργία ενδέχεται να οδηγεί στην ύπαρξη ενδογένειας λόγω μεροληψίας αμφίδρομης αιτιότητας, όπως προέκυψε από την εφαρμογή του ελέγχου Granger. Άρα αν η μεταβλητή της ανεργίας δεν συμπεριληφθεί στο υπόδειγμα, δεδομένου ότι δεν έχουμε άλλη μεταβλητή με υψηλή συσχέτιση για να αντικατασταθεί, η ερμηνευτική ικανότητα του υποδείγματος θα πέσει στο 14%.

Στη συνέχεια, επιδιώκεται η κατασκευή ενός υποδείγματος το οποίο βασίζεται σε παρατηρήσεις μέχρι το τέλος του 2007, δηλαδή πριν το ξέσπασμα της παγκόσμιας κρίσης. Το υπόδειγμα που προέκυψε βάσει στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών είναι το ακόλουθο:

$$\text{DAX} = 2.70 - 4.71 \cdot \text{CPI} + 1.21 \cdot \text{GCF}(-1) - 0.32 \cdot \text{OIL} + 1.32 \cdot \text{TOP} - 0.38 \cdot \text{STR}(-2)$$

(0.11) (0.00) (0.00) (0.01) (0.02) (0.04)

με $R^2 = 0.44$, $R_{\text{adj}}^2 = 0.37$, $\text{Prob}(\text{F-stat}) = 0.00$, $\text{AIC} = 7.70$, $\text{DW stat} = 2.01$

Παρατηρείται βελτίωση του συντελεστή προσδιορισμού, ενώ θετική σχέση υφίσταται μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη και των μεταβολών των ακαθάριστων επενδύσεων στο προηγούμενο τρίμηνο (GCF(-1)) και της φορολογίας (TOP). Η θετική σύνδεση με τη φορολογία θα έπρεπε να προκαλεί εντύπωση, αλλά δεν πρέπει να παρακαμφθεί το γεγονός ότι στην εν λόγω ποσότητα περιλαμβάνονται και οι φόροι επί των εισαγωγών, πέραν των φόρων επί της παραγωγής. Συνεπώς μία αύξηση της φορολογίας επί των εισαγωγών, δείγμα προστατευτισμού της εγχώριας παραγωγής, δύναται να επηρεάσει θετικά την απόδοση του βασικού χρηματιστηριακού δείκτη. Αρνητική σύνδεση παρατηρείται με μεταβολές του ΔTK, των τιμών του πετρελαίου και του βραχυπρόθεσμου επιτοκίου. Ιδιαίτερη σημασία έχει το γεγονός ότι η ανεργία δε φαίνεται να επηρεάζει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις σε περιόδους χωρίς έντονα μακροοικονομικά σοκ.

4.3 Δανία

Για την περίπτωση της Δανίας, ακολουθείται η ίδια μεθοδολογία που υιοθετήθηκε στην περίπτωση της Γερμανίας. Αρχικά παρατίθεται ο πίνακας 4.3.1 με τις συσχετίσεις μεταξύ των μακροοικονομικών μεταβλητών.

Πίνακας 4.3.1: Συσχετίσεις

	Gold	CPI	EXCH	FCE	GCF	IP	LTR	NLC	NS	OIL	RLP	STR	TOP	UNEM
Gold	1.00													
CPI	-0.04	1.00												
EXCH	-0.05	-0,29	1.00											
FCE	0.16	0,13	0,06	1.00										
GCF	0.16	-0,26	0.20	0.06	1.00									
IP	-0.03	-0,17	-0.02	0.18	0.11	1.00								
LTR	0.10	0,05	0.01	0.10	0.18	0.05	1.00							
NLC	-0.08	0,17	-0.13	-0.19	-0.37	-0.18	-0.06	1.00						
NS	-0.10	-0,28	0.11	-0.14	0.35	0.42	-0.02	-0.37	1.00					
OIL	0.28	-0,04	-0.03	0.23	-0.16	0.07	0.31	-0.17	0.00	1.00				
RLP	0.11	-0,11	0.22	0.19	0.25	0.39	0.00	-0.53	0.37	0.16	1.00			
STR	-0.01	0,10	-0.13	0.12	0.23	0.16	0.36	0.06	0.01	-0.10	-0.06	1.00		
TOP	0.05	0,01	0.18	0.42	0.11	0.18	-0.11	-0.20	0.11	0.14	0.35	-0.04	1.00	
UNEM	-0.15	0,2	0.17	0.09	-0.13	-0.11	-0.14	0.05	-0.20	0.00	0.00	-0.35	-0.05	1.00

Υψηλή συσχέτιση, πάνω από 50%, παρατηρείται μεταξύ του ονομαστικού κόστους εργασίας και της πραγματικής παραγωγικότητας της εργασίας, συνεπώς το δεύτερο μέγεθος θα προκριθεί για περαιτέρω ανάλυση ώστε να εξασφαλιστεί η καλύτερη συγκρισιμότητα με τη Γερμανία.

Στη συνέχεια παρατίθεται ο πίνακας 4.3.2 με τα αποτελέσματα αιτιότητας του Granger.

Πίνακας 4.3.2: Αποτελέσματα Granger causality test

Ανεξάρτητη Μεταβλητή	H ₀	Υστερήσεις			
		l = 1	l = 2	l = 3	l = 4
GOLD	GOLD does not Granger cause OMX	0.90 (0.35)	0.42 (0.65)	1.76 (0.16)	1.36 (0.26)
	OMX does not Granger cause GOLD	0.05 (0.82)	0.21 (0.81)	0.14 (0.93)	0.58 (0.68)
CPI	CPI does not Granger cause OMX	1.35 (0.25)	2.95 (0.06)	2.39 (0.08)	2.43 (0.06)
	OMX does not Granger cause CPI	11.07* (0.00)	5.17* (0.01)	4.22* (0.01)	2.99* (0.03)
FCE	FCE does not Granger cause OMX	0.48 (0.49)	0.76 (0.47)	0.77 (0.52)	0.64 (0.64)

	OMX does not Granger cause FCE	6.48* (0.01)	3.47* (0.04)	3.90* (0.01)	2.81* (0.03)
GCF	GCF does not Granger cause OMX	0.99 (0.32)	2.04 (0.14)	1.29 (0.29)	1.97 (0.11)
	OMX does not Granger cause GCF	8.76* (0.00)	6.35* (0.00)	4.82* (0.00)	4.53* (0.00)
IP	IP does not Granger cause OMX	0.49 (0.49)	0.52 (0.60)	0.45 (0.72)	0.73 (0.57)
	OMX does not Granger cause IP	10.15* (0.00)	8.62* (0.00)	6.99* (0.00)	5.17* (0.00)
LTR	LTR does not Granger cause OMX	6.73* (0.01)	3.17 (0.05)	2.01 (0.12)	1.61 (0.18)
	OMX does not Granger cause LTR	0.46 (0.50)	0.18 (0.84)	0.16 (0.92)	0.16 (0.96)
NS	NS does not Granger cause OMX	0.29 (0.59)	0.28 (0.75)	0.23 (0.87)	0.12 (0.97)
	OMX does not Granger cause NS	5.75* (0.02)	6.01* (0.00)	4.16* (0.01)	4.50* (0.00)
OIL	OIL does not Granger cause OMX	1.26 (0.27)	2.14 (0.12)	1.45 (0.24)	1.34 (0.26)
	OMX does not Granger cause OIL	0.02 (0.89)	0.88 (0.42)	0.63 (0.60)	0.92 (0.45)
RLP	RLP does not Granger cause OMX	7.61* (0.01)	4.68* (0.01)	3.99* (0.01)	3.62* (0.01)
	OMX does not Granger cause RLP	8.43 (0.00)	6.32 (0.00)	4.15 (0.01)	3.56 (0.01)
STR	STR does not Granger cause OMX	4.18* (0.04)	2.01 (0.14)	1.85 (0.15)	1.70 (0.16)
	OMX does not Granger cause STR	3.35 (0.07)	4.46* (0.01)	3.70* (0.02)	3.29* (0.02)
TOP	TOP does not Granger cause OMX	0.71 (0.40)	3.93* (0.02)	2.64 (0.06)	2.07 (0.10)
	OMX does not Granger cause TOP	2.54 (0.12)	2.53 (0.09)	4.02* (0.01)	3.12* (0.02)
UNEM	UNEM does not Granger cause OMX	5.37* (0.02)	2.57 (0.08)	2.17 (0.10)	1.49 (0.22)
	OMX does not Granger cause UNEM	18.54* (0.00)	9.24* (0.00)	6.02* (0.00)	4.27* (0.00)
EXCH	EXCH does not Granger cause OMX	0.29 (0.59)	0.27 (0.76)	0.30 (0.82)	0.36 (0.84)
	OMX does not Granger cause EXCH	3.31 (0.07)	0.79 (0.46)	0.50 (0.68)	0.48 (0.75)

* Σχέσεις αιτιότητας

Στην περίπτωση της Δανίας παρατηρούνται ισχυρότερες αλληλεπιδράσεις μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και των μεταβολών σε μεγέθη του μακροοικονομικού περιβάλλοντος. Τα κυριότερα συμπεράσματα συνοψίζονται ως εξής:

- Οι μεταβολές στις τιμές του αργού πετρελαίου (OIL), του χρυσού(GOLD) και στη συναλλαγματική ισοτιμία (EXCH) φαίνεται να μην επηρεάζουν τις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.
- Ο ΔTK (CPI) που δείχνει το επίπεδο πληθωρισμού, η τελική καταναλωτική δαπάνη των νοικοκυριών (FCE), οι ακαθάριστες επενδύσεις (GCF), η βιομηχανική παραγωγή (IP) και η καθαρή αποταμίευση (NS), εξαρτώνται από τις μεταβολές της κεφαλαιαγοράς και τις ακολουθούν με κάποια υστέρηση.
- Στην περίπτωση της πραγματικής παραγωγικότητας της εργασίας (RLP), παρατηρούνται στατιστικά σημαντικές αλληλεπιδράσεις από την πλευρά του χρηματιστηριακού δείκτη και αντίστροφα.
- Αναφορικά με το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο (STR) και τους φόρους επί της παραγωγής (TOP), διαπιστώνεται ότι οι αποδόσεις της κεφαλαιαγοράς «καλλιεργούν» τις συνθήκες μεταβολής της φορολογίας και των επιτοκίων τουλάχιστον για μία περίοδο πριν, οι οποίες στη συνέχεια επηρεάζουν ξανά τις κεφαλαιακές αποδόσεις.
- Η ανεργία (UNEM) φαίνεται να επηρεάζεται από παρελθούσες χρηματιστηριακές αποδόσεις, αλλά εν τέλει καταλήγει να επηρεάζει κι εκείνη με τη σειρά της. Το συγκεκριμένο συμπέρασμα αποκτά ιδιαίτερη σημασία σε περιόδους κρίσης, όπως η μεγάλη ύφεση του 2008-09, καθώς οι απώλειες των κεφαλαιαγορών προηγήθηκαν της ύφεσης στην πραγματική οικονομία. Παρόλα αυτά, η μετέπειτα δημοσιοποίηση αρνητικών ειδήσεων αναφορικά με μακροοικονομικά μεγέθη όπως η ανεργία, οδηγούσε εκ νέου σε απώλειες τα χρηματιστήρια.

Κατασκευάζοντας τώρα ένα υπόδειγμα που να ερμηνεύει μέρος της μεταβλητότητας του δείκτη OMX, λαμβάνουμε την ακόλουθη εξίσωση παλινδρόμησης:

$$\text{OMX} = 2,27 + 0,88*\text{TOP} - 2,56*\text{CPI} - 0,23*\text{LTR}(-1) + 0,83*\text{UNEM}(-1)$$

(0.06) (0.03) (0.00) (0.04) (0.04)

με $R^2 = 0.28$, $R_{\text{adj}}^2 = 0.23$, $\text{Prob}(F\text{-stat}) = 0.00$, $\text{AIC} = 7.31$, $\text{DW stat} = 1.83$

Από την ανωτέρω σχέση παρατηρείται έντονα αρνητική σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και του ΔTK (CPI), ενώ αρνητική είναι και η σχέση με το μακροχρόνιο επιτόκιο. Ο υψηλός πληθωρισμός περιορίζει τις πραγματικές αποδόσεις, ενώ το μακροχρόνιο επιτόκιο μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως προεξοφλητικός παράγοντας κατά την αποτίμηση, συνεπώς η εν λόγω αρνητική σχέση αιτιολογείται από θεωρητικής πλευράς. Η θετική εξάρτηση με την αύξηση της ανεργίας, μπορεί να ερμηνευτεί από την αύξηση της διαπραγματευτικής δύναμης των επιχειρήσεων όταν αυξάνεται η ανεργία, τη μείωση του εργατικού κόστους και την

επαγόμενη αύξηση της κερδοφορίας τους. Τέλος, η θετική σύνδεση με τη φορολογία (TOP), επιδέχεται ανάλογη ερμηνεία με την περίπτωση της Γερμανίας περί φορολόγησης των εισαγόμενων αγαθών και υπηρεσιών.

Αξίζει να σημειωθεί ότι για την αποφυγή προβλημάτων ενδογένειας, η μόνη μεταβλητή που μπορεί να θεωρηθεί ικανή να προβλέψει μέρος της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών είναι το μακροχρόνιο επιτόκιο.

Για να εξεταστεί η επίδραση της χρηματιστηριακής κρίσης του 2008, αν παλινδρομήσουμε το ίδιο υπόδειγμα με δεδομένα μέχρι το 2^ο τρίμηνο του προαναφερθέντος έτους, παρατηρείται ότι μόνο ο πληθωριστικός παράγοντας είναι στατιστικά σημαντικός. Έτσι κατασκευάζεται εκ νέου ένα υπόδειγμα με δεδομένα κανονικών συνθηκών αγοράς.

$$\text{OMX} = 4,54 - 3,39*\text{CPI} + 0,70*\text{IP}(-1) - 1,05*\text{TOP}(-2) + 0,85*\text{UNEM}(-3)$$

(0.00) (0.00) (0.03) (0.03) (0.04)

με $R^2 = 0.41$, $R_{\text{adj}}^2 = 0.36$, $\text{Prob}(\text{F-stat}) = 0.00$, $\text{AIC} = 6.94$, $\text{DW stat} = 1.88$

Παρατηρείται αλλαγή στο πρόσημο των μεταβολών της φορολογίας επί της παραγωγής και των εισαγωγών, γεγονός που δείχνει ότι πριν την κρίση οποιαδήποτε αύξηση στη φορολογία είχε αρνητικό αντίκτυπο στις αποδόσεις των μετοχών. Το μακροχρόνιο επιτόκιο, το οποίο προκύπτει από τις αποδόσεις των 10ετών ομολόγων, παύει να είναι στατιστικά σημαντικό, γεγονός που δείχνει ότι οι επενδυτές στρέφονται στην πορεία της αγοράς ομολόγων κυρίως σε περιόδους κρίσης.

4.4 Ισπανία

Στον Πίνακα 4.4.1 δίνονται οι συσχετίσεις μεταξύ των ποσοστιαίων μεταβολών βασικών μακροοικονομικών μεταβλητών με δεδομένα της Ισπανίας. Λόγω έλλειψης στοιχείων, δεν περιλαμβάνονται στις υπό εξέταση μεταβλητές το ονομαστικό κόστος εργασίας (NLC), η καθαρή αποταμίευση (NS) και η πραγματική παραγωγικότητα της εργασίας (RLP).

Πίνακας 4.4.1: Συσχετίσεις

	GOLD	CPI	FCE	GCF	IP	LTR	OIL	STR	TOP	UNEM
GOLD	1.00									
CPI	0.02	1.00								
FCE	-0.02	0.21	1.00							
GCF	0.06	0.05	0.29	1.00						
IP	0.10	-0.06	0.49	0.58	1.00					
LTR	0.31	-0.03	0.03	-0.06	0.06	1.00				
OIL	0.28	0.03	0.07	0.05	0.20	0.30	1.00			
STR	0.10	0.09	0.24	0.30	0.30	0.25	0.05	1.00		
TOP	-0.04	-0.17	0.39	0.06	0.18	-0.06	-0.01	0.04	1.00	
UNEM	0.13	-0.04	-0.51	-0.65	-0.74	0.12	-0.13	-0.30	-0.14	1.00

Παρατηρείται έντονη αρνητική συσχέτιση μεταξύ της ανεργίας και της βιομηχανικής παραγωγής και των επενδύσεων. Η συγκεκριμένη σχέση δείχνει ότι η απασχόληση στην Ισπανία είναι πολύ ευαίσθητη στους οικονομικούς κύκλους, οι οποίοι συνοδεύονται από πτώση της παραγωγής και των επενδύσεων. Το γεγονός αυτό ενδέχεται να οφείλεται στο «χαλαρό» θεσμικό πλαίσιο που διέπει την απασχόληση και στην έλλειψη προστατευτικών μέτρων σε περιόδους ύφεσης (Garbelini et al, 2014). Επίσης, συσχέτιση πάνω από 50% παρατηρείται μεταξύ της μεταβολής στη βιομηχανική παραγωγή και την ακαθάριστη επένδυση. Συνεπώς, στη συνέχεια της ανάλυσής μας αρκεί να εξεταστούν οι μεταβολές στη βιομηχανική παραγωγή.

Ανεξάρτητη Μεταβλητή	H ₀	Υστερήσεις			
		l = 1	l = 2	l = 3	l = 4
CPI	CPI does not Granger cause IBEX	0,73 (0,40)	0,91 (0,41)	0,97 (0,41)	0,80 (0,53)
	IBEX does not Granger cause CPI	2,21 (0,14)	2,01 (0,14)	2,42 (0,07)	2,02 (0,10)
GOLD	GOLD does not Granger cause IBEX	0.60 (0.49)	1.58 (0.21)	1.27 (0.29)	1.53 (0.20)
	IBEX does not Granger cause GOLD	0.03 (0.86)	0.57 (0.57)	0.41 (0.75)	0.29 (0.88)
FCE	FCE does not Granger cause IBEX	0,66 (0,42)	2,23 (0,12)	5,62* (0,00)	4,03* (0,01)
	IBEX does not Granger cause FCE	0,70 (0,40)	3,48* (0,04)	3,04* (0,04)	2,90* (0,03)
IP	IP does not Granger cause IBEX	3,72 (0,06)	3,17* (0,05)	3,41* (0,02)	2,89* (0,03)

	IBEX does not Granger cause IP	6,84* (0,01)	3,54* (0,03)	2,71* (0,05)	1,92 (0,12)
LTR	LTR does not Granger cause IBEX	0,58 (0,45)	1,01 (0,37)	2,17 (0,10)	1,58 (0,19)
	IBEX does not Granger cause LTR	0,11 (0,74)	0,14 (0,87)	0,21 (0,89)	0,33 (0,86)
OIL	OIL does not Granger cause IBEX	0,93 (0,34)	0,72 (0,49)	0,80 (0,50)	2,12 (0,09)
	IBEX does not Granger cause OIL	0,92 (0,34)	0,75 (0,48)	0,45 (0,72)	0,77 (0,55)
STR	STR does not Granger cause IBEX	1,93 (0,17)	1,03 (0,36)	1,11 (0,35)	1,26 (0,30)
	IBEX does not Granger cause STR	1,69 (0,20)	3,16 (0,05)	2,00 (0,12)	1,71 (0,16)
TOP	TOP does not Granger cause IBEX	1,25 (0,27)	3,84* (0,03)	2,22 (0,09)	1,66 (0,17)
	IBEX does not Granger cause TOP	2,30 (0,13)	4,37* (0,02)	3,50* (0,02)	2,52* (0,05)

Στην περίπτωση της Ισπανίας τρεις μεταβλητές - η καταναλωτική δαπάνη των νοικοκυριών (FCE), ο δείκτης βιομηχανικής παραγωγής (IP) και η φορολογία επί της παραγωγής και των εισαγωγών (TOP) - φαίνεται να αναπτύσσουν αλληλεπιδράσεις με τις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη IBEX, ενώ είναι η μόνη χώρα από τις εξεταζόμενες που δε διαπιστώνονται αλληλεπιδράσεις με τον πληθωρισμό όπως εκφράζεται από το ΔTK (CPI). Αναλυτικότερα, μεταβολές της καταναλωτικής δαπάνης και του δείκτη βιομηχανικής παραγωγής φαίνεται να προηγούνται, εμφανίζοντας μεγαλύτερη υστέρηση, του δείκτη της κεφαλαιαγοράς, με το αντίθετο να συμβαίνει στην περίπτωση της φορολογίας. Το τελευταίο εύρημα προκαλεί αρκετά ερωτηματικά αναφορικά με την ανεξαρτησία της δημοσιονομικής πολιτικής σε σχέση με τους εμπλεκόμενους και τις συνθήκες της κεφαλαιαγοράς, πάντα υπό τους περιορισμούς και της πιθανότητας σφάλματος του υποδείγματος που υιοθετήθηκε.

Ακολούθως, επιδιώκεται η κατασκευή ενός υποδείγματος που ερμηνεύει, ως ένα βαθμό, τη μεταβλητότητα του χρηματιστηριακού δείκτη της Ισπανίας.

$$\begin{aligned}
 \text{IBEX} = & 5,14 - 1,18*\text{UNEM} - 0,36*\text{TOP} - 0,41*\text{LTR}(-3) - 4,52*\text{FCE}(-3) \\
 & (0,00) \quad (0,00) \quad (0,01) \quad (0,02) \quad (0,00)
 \end{aligned}$$

με $R^2 = 0.39$, $R_{\text{adj}}^2 = 0.36$, $\text{Prob}(F\text{-stat}) = 0.00$, $\text{AIC} = 7.53$, $\text{DW stat} = 2.20$

Αναφορικά με την Ισπανία, εφαρμόζοντας τον έλεγχο Chow για τις ημερομηνίες κοντά στο ξέσπασμα της κρίσης, δεν προέκυψε κάποιο στατιστικά σημαντικό

σπάσιμο του υποδείγματος παρά μόνο μία σημαντική αύξηση στα κατάλοιπα του 2^{ου} τριμήνου του 2009. Επανεξετάζοντας το υπόδειγμα μέχρι την προαναφερθείσα χρονική στιγμή, έπαψε να είναι στατιστικά σημαντικό το μακροχρόνιο επιτόκιο, με τις υπόλοιπες μεταβλητές να διατηρούν τα πρόσημά τους και να παραμένουν στατιστικά σημαντικές, όπως φαίνεται στην ακόλουθη εξίσωση.

$$\text{IBEX} = 7,86 - 1,33*\text{UNEM} - 0,39*\text{TOP} - 6,01*\text{FCE}(-3)$$

(0.00) (0.00) (0.02) (0.00)

με $R^2 = 0.41$, $R_{\text{adj}}^2 = 0.37$, $\text{Prob}(\text{F-stat}) = 0.00$, $\text{AIC} = 7.56$, $\text{DW stat} = 2.05$

Εξετάζοντας τις δύο εξισώσεις παλινδρόμηση που αφορούν την ερμηνεία της μεταβλητότητας της κεφαλαιαγοράς της Ισπανίας, μπορούν να εξαχθούν τα ακόλουθα συμπεράσματα:

- Η Ισπανία αποτελεί μία χώρα που μαστιάζεται διαχρονικά από υψηλά ποσοστά ανεργίας που δείχνουν να λειτουργούν αρνητικά για την απόδοση των μετοχών της αλλά και της οικονομίας στο σύνολό της, αν θεωρήσουμε ότι η κεφαλαιαγορά αντικατοπτρίζει σε ένα σημαντικό βαθμό.
- Η παρελθούσα καταναλωτική δαπάνη των νοικοκυριών φαίνεται να επιδρά αρνητικά στην απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη. Το γεγονός αυτό μπορεί να εξηγηθεί κυρίως μέσω της αποταμίευσης, η οποία αποτελεί το μη καταναλωθέν διαθέσιμο εισόδημα, και μπορεί να τοποθετηθεί σε μετοχές. Εν ολίγοις, μπορεί να θεωρηθεί ότι η Ισπανία αποτελεί μία σχετικά κλειστή οικονομία, η μεγέθυνση της οποίας βασίζεται σε μεγάλο βαθμό σε «ίδια κεφάλαια» που δημιουργούνται μέσω μίας ισχυρής αποταμιευτικής – καταθετικής βάσης.
- Το μακροχρόνιο επιτόκιο διαδραματίζει στατιστικά σημαντικό ρόλο στο διάστημα που περιλαμβάνει τόσο την παγκόσμια ύφεση όσο και τη δημοσιονομική κρίση που ξέσπασε στην Ισπανία, αλλά όχι σε προγενέστερα έτη.

5. Συμπεράσματα και προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Από την ενότητα που πραγματοποιήθηκε η ανάλυση των χρονοσειρών της κατά κεφαλήν κατανάλωσης και επένδυσης, διαπιστώθηκε ότι μειώθηκε ο χρονικός ορίζοντας σχεδιασμού των νοικοκυριών και των επιχειρήσεων μετά το ξέσπασμα της κρίσης το 2008. Αναλυτικότερα, η τρέχουσα κατανάλωση και επένδυση πριν το 2008 βασιζόταν κυρίως στα αντίστοιχα μεγέθη ένα χρόνο πριν, ενώ συμπεριλαμβάνοντας την περίοδο της κρίσης στατιστικά σημαντική ήταν και η τιμή του προηγούμενου εξαμήνου. Επίσης, η μείωση της καταναλωτικής δαπάνης των νοικοκυριών και των NPISH στη Δανία και την Ισπανία και η εμφάνιση ευαισθησίας σε οικονομικά σοκ μέσω τον όρων MA, είναι προσδιοριστική του βάθους της κρίσης που βίωσαν οι

προαναφερθείσες χώρες, σε αντίθεση με την κατανάλωση στη Γερμανία, που διατήρησε τη σχετικά ανοδική της τάση.

Από τους ελέγχους αιτιότητας που διενεργήθηκαν μπορεί να εξαχθεί το συμπέρασμα ότι η Γερμανία αποτελεί πολύ ανοικτή οικονομία, με αποτέλεσμα η πορεία των γερμανικών επιχειρήσεων, οι οποίες έχουν έντονο εξαγωγικό χαρακτήρα, να μην εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από τις μεταβολές των εθνικών μακροοικονομικών μεγεθών. Αντίθετα, οι μεταβολές του χρηματιστηριακού δείκτη φαίνεται να προηγούνται αρνητικών ή θετικών εξελίξεων στην πραγματική οικονομία. Συνεπώς, ένα κομμάτι της μεταβλητότητας της κεφαλαιαγοράς ερμηνεύεται μεν από μακρο-μεταβλητές αλλά ελλοχεύει ο κίνδυνος εμφάνισης ενδογένειας στο υπόδειγμα.

Σχετικά με τη Δανία, παρατηρήθηκε η εμφάνιση σημαντικών αλληλεπιδράσεων μεταξύ του χρηματιστηριακού δείκτη και των μακροοικονομικών μεταβλητών. Παρόλα αυτά, η επιρροή των αποδόσεων του βασικού χρηματιστηριακού δείκτη στη φορολογία και το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο δημιουργεί αρκετό σκεπτικισμό αναφορικά με τη λήψη δημοσιονομικών και νομισματικών αποφάσεων. Συγκεκριμένα, ενδέχεται η εκάστοτε κυβέρνηση να καθορίζει την πολιτική της με γνώμονα την πορεία της κεφαλαιαγοράς κι όχι λαμβάνοντας υπόψη το δημόσιο συμφέρον. Αντίστοιχο συμπέρασμα μπορεί να εξαχθεί και για τη φορολογική πολιτική της Ισπανίας.

Αναλυτικότερα, η μοντελοποίηση της κατά κεφαλήν κατανάλωσης και επένδυσης της Ισπανίας με τη χρήση του υποδείγματος ARMA, εξασφάλισε ιδιαίτερος ικανοποιητικά αποτελέσματα. Συνεπώς, η εν λόγω μοντελοποίηση θα μπορούσε να επαναληφθεί για μακροοικονομικές μεταβλητές χωρών με παρόμοια χαρακτηριστικά με την Ισπανία (π.χ. PIIGS). Επίσης, διαπιστώθηκε ότι ο ισπανικός δείκτης IBEX υπέστη μεγαλύτερο σοκ εξαιτίας της δημοσιονομικής παρά της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης. Το συγκεκριμένο γεγονός οφείλεται στο γεγονός ότι η Ισπανία αποτελεί μία σχετικά κλειστή οικονομία, πράγμα που φαίνεται και από την εξάρτηση των αποδόσεων της κεφαλαιαγοράς της από τις εγχώριες επενδύσεις. Κατ' επέκταση, η ισπανική οικονομία θα μπορούσε να εξεταστεί με τη χρήση του μετα-Κεϋνσιανού υποδείγματος των Harrod – Domar (1939) και του νεοκλασικού υποδείγματος των Solow – Swan (1956), τα οποία βασίζουν τη μεγέθυνση μίας οικονομίας στο ποσοστό αποταμίευσης.

Εξάγοντας κάποια συμπεράσματα για όλες τις χώρες, μπορεί να ειπωθεί ότι ο πληθωρισμός συνδέεται αρνητικά με τις χρηματιστηριακές αποδόσεις, πλην τις περιπτώσεις της Ισπανίας όπου δεν προκύπτει στατιστικά σημαντική σχέση. Επίσης, οι μεταβολές του μακροχρόνιου επιτοκίου φάνηκε να παίζει σημαντικό ρόλο κατά την περίοδο της κρίσης καθώς υπολογίζεται από τις αποδόσεις των 10ετών ομολόγων, οι οποίες αντικατοπτρίζουν την οικονομική κατάσταση μιας χώρας. Οι μεταβολές της ανεργίας και της φορολογίας επί της παραγωγής και των εισαγωγών

διαπιστώνεται ότι έχουν ιδιαίτερη σημασία για τις αποδόσεις των κεφαλαιαγορών, με την επιφύλαξη πάντα του ζητήματος της ενδογένειας.

Κλείνοντας, σε αρκετά υποδείγματα προέκυψε η εξάρτηση της τρέχουσας απόδοσης του χρηματιστηρίου από μεταβλητές οι τιμές των οποίων είναι άγνωστες την παρούσα χρονική στιγμή διότι δημοσιεύονται σε μεταγενέστερο χρόνο (π.χ. ανεργία, ΔTK, παραγωγικότητα της εργασίας κ.ά.). Παρόλα αυτά, αρκετές μακροοικονομικές μεταβλητές εκτιμώνται από τις στατιστικές αρχές των χωρών, με αποτέλεσμα να δύνανται να αντικατασταθούν από την προσδοκώμενη τιμή τους, η οποία είναι διαθέσιμη και συνήθως διαφέρει ελάχιστα από την παρατηρούμενη.

Αναφορές

Attari M. and Safdar L. (2013), “The Relationship between Macroeconomic Volatility and the Stock Market Volatility: Empirical Evidence from Pakistan”, *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences* 7 (2), 309 – 320.

Blanchard J. O. and S. Fischer (1989), “Lectures in Macroeconomics,” MIT Press, Cambridge.

Boyd J., Hu J. and Jagannathan R. (2005), “The stock Market’s Reaction to Unemployment News: Why Bad News is usually Good for Stocks”, *The Journal of Finance* 60 (2), 649 – 672.

Brailsford T. and Hooper V. (2001), “Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns”, *Pacific-Basin Finance Journal* 9 (4), 401 – 426.

Brahmasrene, T. & Jiranyakul, K. (2007). “Cointegration and Causality between Stock Index and Macroeconomic Variables in an Emerging Market”, *Academy of Accounting and Financial Studies Journal* 11 (3), 17 – 29.

Buyuksalvarci, A. (2010). “The Effects of Macroeconomics Variables on Stock Returns: Evidence from Turkey”, *European Journal of Social Sciences* 14 (3), 70-83.

Campbell J. Y. and N. G. Mankiw (1987), “Are output fluctuations transitory?”, *The Quarterly Journal of Economics* 102, 857 – 880.

Chen Nai-Fu, Richard Roll and Stephen A. Ross (1986), “Economic Forces and the Stock Market”, *The Journal of Business* 59 (3), 383-403

Cox John, Ingersoll Jonathan and Ross Stephen A. (1985), "An intertemporal general equilibrium model of asset prices", *Econometrica* 53, 363 – 84.

Domar Evsey (1946), "Capital Expansion, Rate of Growth and Employment", *Econometrica* 14 (2), 137 – 147.

Fama Eugene (1981), "Stock returns, Real Activity, Inflation and Money", *The American Economic Review* 71 (4), 545 – 65.

Fama E. and French K. (1989), "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics* 25, 23 – 49.

Fama E. (1990), "Stock returns, Expected Returns and Real Activity", *The Journal of Finance* 45 (4), 1089 – 1108.

Fathi S., Sameti M., Nouri B., Esfahani S. (2012), "Examining the Effect of Selective Macroeconomic Variables on The Stock Exchange's Depth and Breadth (Case Study: Tehran Stock Exchange)", *International Journal of Economics and Finance* 4 (3), 97 – 104.

Flannery M. and Protopapadakis A. (2002), "Macroeconomic factors do influence Aggregate Stock Returns", *The Review of Financial Studies*, 15 (3), 751 – 782.

Friedman M. (1957), "A Theory of the Consumption Function", Princeton University Press.

Gan C., Minsoo Lee, Hua Hwa Au Yong and Jung Zhang (2006), "Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence", *Investment Management and Financial Innovations*, 3 (4), 89 – 101.

Garbellini N., Enrico Marelli and Ariel Luis Wirkierman (2014), "Domestic demand and global production in the Eurozone: A multi-regional input-output assessment of the global crisis", *International Review of Applied Economics*, 28 (3), 336-364.

Gay Robert (2008), "Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns For Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, And China", *International Business & Economics Research Journal* 7 (3), 42-56.

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

Gjerde Øystein and Sættem Frode (1999), "Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 9, 61-74.

Granger C. W. J. (1969), "Investigating causal relations by econometric models and cross – spectral methods", *Econometrica* 37 (3), 424-438.

Harrod Roy (1939), "An essay in Dynamic Theory", *The Economic Journal* 49 (193), 14 – 33.

Hussin M., Muhammad F., Awang S., Marwan N. and Razak A. (2013), "The Impact of Oil Price Shocks on Islamic Financial Market in Malaysia", *Journal of Islamic Economics, Banking and Finance*, Vol. 9 No. 3, 53-68

Kimani D. and Mutuku C. (2013), "Inflation Dynamics on the Overall Stock Market Performance: The Case of Nairobi Securities Exchange in Kenya", *Economics and Finance Review* Vol. 2(11), 01 – 11.

Lee Bong – Soo (1992), "Causal Relations among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity and Inflation", *The Journal of Finance* 47 (4), 1591 – 1603.

Leventides J. and Kollias I. (2014), "Optimal Control Indicators for the Assessment of the Influence of Government Policy to Business Cycle Shocks", *Journal of Dynamics and Games*, 79 – 104.

MacKinnon James (1996), "Numerical Distribution Function for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics* 11, 601 – 618.

Malliaris A. G. and J. L. Urrutia (2005), "How big is the random walk in macroeconomic time series: Variance ratio tests", *Economic Uncertainty, Instabilities And Asset Bubbles*, 9 – 12.

Merton, Robert C. (1973), "An intertemporal capital asset pricing model", *Econometrica* 41, 867 – 87.

Modigliani F. and Brumberg R. (1954), *Utility Analysis and the Consumption Function: an interpretation of cross-section data*, in K.K. Kurihara, ed., *Post-Keynesian Economics*, (New Brunswick: Rutgers University Press).

Poon, S. H. & Taylor, S. J. (1992). "Stock returns and volatility: An empirical study of the UK stock market", *Journal of Banking and Finance* 16 (1), 37 – 59.

Ross, Stephen A. (1976), "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of Economic Theory* 13, 341 – 60.

Schwert W. (1990), "Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence", *The Journal of Finance* 45 (4), 1237 – 1257.

Solow Robert (1956), “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, Quarterly Journal of Economics 70 (1), 65 – 94.

Stock J. H. and M. W. Watson (1986), “Does GNP have a unit root?”, Economics Letters 22, 147 – 151.

Swan Trevor (1956), “Economic Growth and Capital Accumulation”, Economic Record 32 (2), 334 – 361.

Tangjitprom Nopphon (2011), “Macroeconomic Factors of Emerging Stock Market: The Evidence from Thailand”, International Journal of Financial Research 3 (2), 105 – 14.

Yahyazadehfar M. and Babaie A. (2012), “Macroeconomic Variables and Stock Price: New Evidence from Iran”, Middle-East Journal of Scientific Research 11 (4): 408 – 15.

Παράρτημα

Πίνακας 3.2.8: Περιγραφικά Στατιστικά

	Γερμανία		Δανία		Ισπανία	
	FCE	GCF	FCE	GCF	FCE	GCF
Mean	3.967,11	1.268,42	4.435,53	1.802,63	2.803,95	1.289,47
Median	4.000,00	1.300,00	4.450,00	1.800,00	2.800,00	1.250,00
Maximum	4.400,00	1.500,00	5.200,00	2.300,00	3.300,00	1.900,00
Minimum	3.500,00	1.000,00	3.900,00	1.300,00	2.200,00	800,00
Std. Dev.	206,81	123,52	301,86	242,20	269,04	273,53
Skewness	0,05	0,02	0,19	0,39	-0,41	0,30
Kurtosis	2,44	2,14	2,15	2,70	2,53	2,37
Jarque-Bera	1,04	2,36	2,72	2,20	2,78	2,38
Probability	0,59	0,31	0,26	0,33	0,25	0,30
Observations	76	76	76	76	76	76