

## Η Σχέση μεταξύ Χρηματιστηριακής Αγοράς και Οικονομικής Δραστηριότητας

### Εισαγωγή

Η οικονομική δραστηριότητα ενός τόπου εκφράζεται με το ΑΕΠ. Τα σημαντικότερα στοιχεία αυτού είναι η κατανάλωση και οι επενδύσεις. Η κατανάλωση ευθύνεται κατα μέσο όρο για τα 2/3 της συνολικής δραστηριότητας και οι επενδύσεις για το μεγαλύτερο μέρος της μεταβλητότητάς της. Αρκεί, επομένως, να εξετάσει κανείς τη σχέση χρηματιστηριακών αποδόσεων – επενδύσεων, καθώς και τη σχέση χρηματιστηριακών αποδόσεων – κατανάλωσης, προκειμένου να εξάγει συμπεράσματα για τη σχέση μεταξύ χρηματιστηριακής αγοράς και οικονομικής δραστηριότητας.

Σε μια υγιή ανοδική οικονομία, τα επιχειρηματικά κέρδη, λόγω υψηλότερων πωλήσεων ή μεγαλύτερης εργατικής παραγωγικότητας, είναι αυξημένα. Αυτό αντανακλάται στις τιμές των μετοχών αυτών των επιχειρήσεων. Τα αυξημένα κέρδη δημιουργούν πλεόνασμα κεφαλαίων, αλλά και προσδοκίες για τη συνέχεια αυτής της κερδοφορίας. Επομένως, μέρος των κεφαλαίων αυτών προορίζονται για τη χρηματοδότηση επενδύσεων. Η χρηματοδότηση των επενδύσεων μπορεί να γίνει και με δανειακά κεφάλαια. Στην περίπτωση αυτή, η επιλογή κατάλληλων επενδυτικών σχεδίων επιφέρει τις σχετικές μεταβολές στις τιμές των μετοχών.

Αναφορικά με την κατανάλωση, αυτή ευθύνεται για την αύξηση των πωλήσεων, με αποτέλεσμα τη κερδοφορία των επιχειρήσεων. Βέβαια, για να είναι δυνατή η κατανάλωση αγαθών και υπηρεσιών απαιτείται η ύπαρξη διαθέσιμου εισοδήματος. Μεταβολές στις χρηματιστηριακές αποδόσεις, στα επιτόκια δανεισμού ή σε άλλες μεταβλητές αυξάνουν ή μειώνουν το εισόδημα των μετόχων και διαμορφώνουν ανάλογα την καταναλωτική τους συμπεριφορά.

Συμπερασματικά, οι παραπάνω σχέσεις είναι αμφίδρομες. Θεωρητικά τουλάχιστον, δε μπορεί να πει κανείς με σιγουριά ποιες μεταβλητές προηγούνται και ποιες επηρεάζονται. Στόχος της συγκεκριμένης εργασίας είναι να δείξει, μέσω ελέγχου του τι προηγείται και τι ακολουθεί, ποιος ρόλος αντιστοιχεί στη χρηματιστηριακή αγορά και στην οικονομική δραστηριότητα, όπως αυτή εκφράζεται μέσω της κατανάλωσης και των επενδύσεων.

Υπάρχει πληθώρα μελετών που ασχολούνται με τη σχέση αυτή. Οι περισσότερες εξετάζουν την οικονομία των ΗΠΑ. Τόσο οι τεχνικές που ακολουθούν, όσο και τα συμπεράσματα, στα οποία καταλήγουν είναι ιδιαίτερα χρήσιμα. Η

συγκεκριμένη εργασία βρίσκεται πλησιέστερα στις έρευνες των Guo (2001) και Campbell και Ammer (1993).

Συγκεκριμένα, όπως και στην εργασία του Guo, έτσι και εδώ ακολουθείται διάκριση των επενδύσεων σε επιχειρηματικές και κατοικίας και της κατανάλωσης σε διαρκών και μη διαρκών αγαθών και υπηρεσιών και εξετάζεται η σχέση της χρηματιστηριακής αγοράς με καθένα από αυτά. Επίσης, αν και οι στόχοι είναι διαφορετικοί, και εδώ ακολουθείται παρόμοια τεχνική με εκείνη των Campbell και Ammer, αφού χρησιμοποιείται υπόδειγμα VAR, προκειμένου να εξεταστεί ποιες μεταβλητές προηγούνται ποιών.

Στη συγκεκριμένη εργασία αναγνωρίζεται εξ' αρχής, ότι οι σχέσεις χρηματιστηριακής αγοράς-επενδύσεων και αγοράς-κατανάλωσης είναι σχέσεις μεταξύ ενδογενών μεταβλητών. Το γεγονός αυτό είναι το έναυσμα για έλεγχο του τι προηγείται. Γι' αυτό χρειάζεται ένα υπόδειγμα, που θα εναλλάσει τις διάφορες μεταβλητές στις θέσεις εξαρτημένης και ανεξάρτητων μεταβλητών, που θα παρουσιάζει την ταυτόχρονη και διαχρονική τους εξάρτηση και που θα δίνει τη δυνατότητα εξέτασης αν κάποια προηγείται κάποιας άλλης.

Το μοντέλο αυτό είναι τύπου VAR. Οι χώρες εξέτασης θα είναι οι ΗΠΑ, Καναδάς, Ιαπωνία, Ηνωμένο Βασίλειο, Γερμανία, Γαλλία και Ιταλία. Ο χρονικός ορίζοντας θα περιλαμβάνει την περίοδο 1973 – 2002. Η σύγκριση των αποτελεσμάτων μεταξύ των χωρών, η περίπτωση της Ιαπωνίας και η ενσωμάτωση της περιόδου 1990-2002 είναι σε γενικές γραμμές τα σημεία στα οποία αξίζει να σταθεί η συγκεκριμένη εργασία.

Η αναγνώριση του θεωρητικού υπόβαθρου της σχέσης χρηματιστηριακής αγοράς-οικονομικής δραστηριότητας, η παρουσίαση της σχετικής αρθρογραφίας και η πρόταση που θέτει η συγκεκριμένη εργασία, με αναφορά στον τρόπο προσέγγισης του στόχου, στα σημεία που προσδίδουν αξία και στην τεχνική ανάλυση που θα ακολουθηθεί, διαμορφώνουν τη δομή του Α' μέρους του κειμένου που ακολουθεί. Στο Β' μέρος παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από την τεχνική ανάλυση με έμφαση στην συγκεντρωτική τους περιγραφή, στη σύγκριση μεταξύ των χωρών και των εξεταζόμενων περιόδων και στην οικονομική ερμηνεία τους. Τέλος, στο Γ' μέρος περιλαμβάνεται το παράρτημα όπου είναι συγκεντρωμένοι όλοι οι πίνακες των VAR και των ελέγχων για αιτιότητα κατά Granger.

## **A μέρος**

### **α. Θεωρητικό Πλαίσιο**

Το γεγονός ότι οι επενδύσεις και η κατανάλωση σχετίζονται άμεσα με την παραγωγική δραστηριότητα μιας χώρας, επιτρέπει σε κάποιον, ο οποίος επιθυμεί να

εξετάσει την επίδραση μιας παραμέτρου ή μιας αγοράς, όπως της χρηματιστηριακής, στις παραγωγικές δυνατότητες μιας εθνικής οικονομίας, να το κάνει έμμεσα, μελετώντας την πιθανή σχέση της αγοράς αυτής με τις επενδύσεις και την κατανάλωση. Υπάρχει μια σειρά επιχειρημάτων σε θεωρητικό επίπεδο, καθώς επίσης και ανάλογου όγκου εμπειρικές προσεγγίσεις που φανερώνουν μια αμφίδρομη σχέση μεταξύ των παραπάνω.

### ***Χρηματιστηριακή Αγορά και Επενδύσεις***

Εμβαθύνοντας στη σχέση χρηματιστηριακής αγοράς και επενδύσεων και εξετάζοντας τη από την οπτική γωνία τί προηγείται-τί έπεται, είναι χρήσιμο να δοθούν κάποιοι ορισμοί. Με την έννοια «επενδύσεις» δηλώνονται οι ροές χρημάτων που έχουν ως σκοπό την αύξηση του φυσικού κεφαλαίου της οικονομίας. Με απλούστερα λόγια πρόκειται για αγαθά τα οποία δεν προορίζονται για τους καταναλωτές ή τα νοικοκυριά, αλλά προορίζονται να συμβάλλουν στην παραγωγική διαδικασία. Οι επενδύσεις, λοιπόν, περιλαμβάνουν κατασκευές κατοικιών, γραφείων και εργοστασίων, αγορές μηχανολογικού εξοπλισμού και άλλων παγίων στοιχείων του ενεργητικού μιας επιχείρησης και αύξηση αποθεμάτων, είτε ως πρώτες ύλες, είτε ως προϊόντα ολοκληρωμένα ή στην παραγωγική διαδικασία, ενώ δεν έχουν καμία σχέση οι αγορές αξιολόγων παρότι και αυτές αναφέρονται συχνά με τον όρο «επενδύσεις».

Ο σχηματισμός παγίου κεφαλαίου στην οικονομία, δηλαδή η διενέργεια επενδύσεων, είναι τεράστιας σημασίας για την ανάπτυξη και την πρόοδο μιας χώρας, διότι, όπως άλλωστε προαναφέρθηκε, μέσω αυτών είναι δυνατό να παραχθούν περισσότερα αγαθά και υπηρεσίες για την καλύτερη κάλυψη και ικανοποίηση των αναγκών της κοινωνίας. Οι παραπάνω επενδύσεις είναι υπόθεση των επιχειρήσεων. Άλλωστε, κρατικές χρηματοδοτήσεις τέτοιων έργων προσμετρούνται σε άλλο κομμάτι της παραγωγικής δραστηριότητας. Το βασικό ερώτημα, λοιπόν, που τίθεται είναι πως γίνεται η χρηματοδότηση αυτών των επενδύσεων. Συνήθως δύο είναι οι τρόποι χρηματοδότησης. Ο πρώτος είναι μέσω δανεισμού και ο δεύτερος μέσω παρακρατηθέντων κερδών. Ανάλογα με το ποιος είναι ο επικρατέστερος, διαμορφώνεται και η σειρά χρονικά χρηματιστηριακής αγοράς και επενδύσεων σε έναν άτυπο αγώνα του τι από τα δύο προηγείται.

Είναι κοινή η άποψη που θέλει την τιμή μιας μετοχής να αντανακλά την προεξόφληση μελλοντικών χρηματικών ροών. Έτσι, μια αύξηση στην τιμή είναι ένδειξη είτε αυξημένων αναμενόμενων μελλοντικών μερισμάτων, είτε μειωμένου αναμενόμενου προεξοφλητικού επιτοκίου ή τελικά κάποιου συνδυασμού τους. Η λέξη-κλειδί των παραπάνω φράσεων είναι η «προεξόφληση». Αν αυτή απουσίαζε και η τιμή μιας μετοχής ήταν αποκλειστικά ο τρόπος αξιολόγησης, από την πλευρά της αγοράς, των μέχρι τώρα επενδύσεων και γενικότερα των δραστηριοτήτων, της διαχείρισης και της πορείας της αντίστοιχης επιχείρησης, τότε θα μπορούσε βάσιμα

να ισχυριστεί κάποιος, πως οι επενδύσεις, που ενσωματώνουν όλα αυτά, προηγούνται και επηρεάζουν τη χρηματιστηριακή αγορά. Η διαπίστωση αυτή, όμως, δεν καλύπτει ολόκληρη την αλήθεια. Πράγματι, στις τιμές των μετοχών αντικατοπτρίζεται και η ήδη διαμορφωμένη εικόνα μιας επιχείρησης. Εντούτοις, υπάρχει και ένα σοβαρό ποσοστό που έχει να κάνει με τις προοπτικές περαιτέρω ανάπτυξης μιας επιχείρησης, δηλαδή με τη μελλοντική της εικόνα.

Το παραπάνω γίνεται κατανοητό αν αναλογιστεί κανείς την περίπτωση πιθανής αυξημένης τρέχουσας κερδοφορίας μιας επιχείρησης, πράγμα που μεταφράζεται σε υψηλές χρηματιστηριακές αποδόσεις. Ο τρόπος διάθεσης αυτών των κερδών, από την πλευρά της διοίκησης της επιχείρησης, ως επί το πλείστον περιορίζεται είτε στην άμεση ικανοποίηση των μετόχων με αύξηση των μερισμάτων που διατίθενται, είτε στην παρακράτηση των κερδών αυτών με σκοπό τη χρησιμοποίησή τους για τη χρηματοδότηση επενδύσεων, έτσι ώστε να έχει συνέχεια η ευρωστία, η κερδοφορία και γενικότερα οι δυνατότητες της επιχείρησης. Παρατηρεί, λοιπόν, κανείς, ότι στην προκειμένη περίπτωση η χρηματιστηριακή αγορά είναι αυτή που προηγείται και οι επενδύσεις που έπονται.

Αν μάλιστα οι συνθήκες, οικονομικά, νομικά ή για οποιοδήποτε άλλο λόγο είναι τέτοιες που δυσχεραίνουν τις δυνατότητες μιας επιχείρησης να προσφύγει σε εξωτερικές πηγές χρηματοδότησης, τότε τα κέρδη, δηλαδή ουσιαστικά το ύψος των χρηματιστηριακών αποδόσεων βαρύνει ακόμη περισσότερο στην απόφαση ανάληψης ή όχι ενός επενδυτικού σχεδίου. Πρέπει να σημειωθεί, ότι οι αποφάσεις για την ανάληψη επενδυτικών σχεδίων και η πραγματοποίησή τους δαπανών για τα σχέδια αυτά εμφανίζουν κάποια χρονική διαφορά. Συνεπώς, υπάρχει καθυστέρηση ανταπόκρισης του επιπέδου των επενδύσεων εξ' αιτίας μεταβολών στις χρηματιστηριακές αποδόσεις.

Βέβαια, εν τη απουσία ακραίων καταστάσεων υπάρχει και εναλλακτικός τρόπος χρηματοδότησης ενός επενδυτικού σχεδίου. Αυτός είναι ο δανεισμός κεφαλαίων. Στην περίπτωση αυτή, τα επιτόκια δανεισμού είναι εκείνα που θα κατευθύνουν την ύπαρξη και το ύψος των επενδύσεων, είτε ως μηχανισμός εσκεμμένης επίδρασης στην οικονομία από τις Αρχές, είτε ως επακόλουθο της κατάστασης της οικονομίας. Αύξηση των επιτοκίων, που σημαίνει υψηλότερο κόστος δανεισμού, μειώνει τις δυνατότητες των επιχειρήσεων να αποπληρώσουν τις υποχρεώσεις τους, καθώς επίσης και τις ευκαιρίες εύρεσης επενδυτικών σχεδίων, των οποίων η ωφέλεια θα υπερβαίνει το κόστος. Τα παραπάνω έχουν ως αποτέλεσμα να μειώνεται και η διάθεση από την πλευρά των επιχειρήσεων για ανάληψη επενδυτικών αποφάσεων.

Η αλήθεια είναι πως τις περισσότερες φορές οι επενδύσεις χρηματοδοτούνται από κοινού με ίδια και δανειακά κεφάλαια. Έτσι, το κόστος κεφαλαίου διαμορφώνεται ως ένας σταθμικός μέσος των επιτοκίων δανεισμού από τη μία πλευρά και της απαιτούμενης απόδοσης για τα ίδια κεφάλαια από την άλλη. Το

κόστος κεφαλαίου είναι ίσως το σημαντικότερο κριτήριο σχετικά με την απόφαση ανάληψης ή όχι ενός επενδυτικού σχεδίου, καθώς ουσιαστικά το κόστος αυτό εξισώνεται με την ελάχιστη απαιτούμενη απόδοση από το συγκεκριμένο σχέδιο. Επομένως, οτιδήποτε επηρεάζει το κόστος κεφαλαίου θα επηρεάζει ακολούθως και το ύψος των επενδύσεων.

Ο μόνος τρόπος που κατα τον υπολογισμό του κόστους κεφαλαίου θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί αποκλειστικά το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου, θα ήταν να επικρατούσαν συνθήκες βεβαιότητας, δηλαδή όλα τα επενδυτικά σχέδια να φέρουν την ίδια πιθανότητα αποτυχίας, κάτι που δε μπορεί να ισχύσει. Η αγορά, βέβαια, αναγνωρίζει τη διαφορετικότητα στα επίπεδα κινδύνου που αντανακλούν διαφορετικά επενδυτικά σχέδια και έτσι, με δοκιμασμένες τεχνικές και μηχανισμούς προσθέτει στο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου ένα πριμ για την ανάληψη του συγκεκριμένου κινδύνου.

Όμως, το πρόβλημα που προκύπτει είναι, ότι το μελλοντικό επιτόκιο μηδενικού κινδύνου δεν είναι παρατηρήσιμο, αλλά ούτε και οι μεταβολές του απόλυτα προβλέψιμες ειδικά για σχετικά μακροπρόθεσμες περιόδους, οι οποίες σχετίζονται, λόγω του χρονικού τους χαρακτήρα, αμεσότερα με τις επενδύσεις. Συν τοις άλλοις, οι μεταβολές στα επιτόκια οφείλονται, είτε σε αλλαγές στην προσφορά κεφαλαίων σε συγκεκριμένο επιτόκιο, είτε, αν θεωρήσει κάποιος χάριν της συζήτησης μια οικονομία ως μια τεράστια επιχείρηση, σε αλλαγές στις προοπτικές κερδών, κάτι που έχει ως αποτέλεσμα μεταβολή και στη ζήτηση κεφαλαίων.

Συγκεκριμένα, μια βελτίωση στο επενδυτικό κλίμα, θα αυξήσει τη θέληση των επιχειρήσεων να δανειστούν προκειμένου να χρηματοδοτήσουν τις πρόσθετες επενδύσεις που παρουσιάζονται, με αποτέλεσμα να τείνει το επιτόκιο, λόγω αυξημένης ζήτησης, να αυξηθεί. Αυτό θα οδηγήσει στη σύνδεση αυξημένων επιτοκίων με αυξημένους ρυθμούς επενδύσεων, γεγονός που αντικρούει τη θεωρία, αλλά και τη λογική που θέλει αυξημένα επιτόκια, δηλαδή υψηλό κόστος δανεισμού, να αποτρέπουν το δανεισμό αυτό και να μειώνουν την ανάληψη επενδυτικών σχεδίων από την πλευρά των επιχειρήσεων. Συνεπώς, είναι εμφανές, ότι η χρησιμοποίηση μόνο του επιτοκίου δανεισμού προκειμένου να υπολογιστεί το κόστος κεφαλαίου μπορεί να είναι και παραπλανητική.

Από την άλλη πλευρά, βελτιωμένες επενδυτικές προοπτικές θα προβληθούν και στις τρέχουσες τιμές των μετοχών. Έτσι, αντιμετωπίζεται η πιθανότητα αύξησης των επιτοκίων και η χρηματοδότηση των επενδύσεων μπορεί να γίνει μέσω κεφαλαίων αντλούμενων από τη χρηματιστηριακή αγορά. Συμπερασματικά, ο κατάλληλος υπολογισμός του κόστους κεφαλαίου μιας επένδυσης προϋποθέτει συμμετοχή, τόσο του επιτοκίου δανεισμού, όσο και της χρηματιστηριακής απόδοσης, στο βαθμό των αντίστοιχων κεφαλαίων που διατίθενται. Επομένως, γίνεται αντιληπτός ο καίριος ρόλος της χρηματιστηριακής αγοράς στη λήψη επενδυτικών αποφάσεων.

Η σχέση χρηματιστηριακής αγοράς και επενδύσεων μπορεί να θεωρηθεί και από μια άλλη οπτική γωνία, όπου η αγορά θα λαμβάνει το ρόλο ενός μηχανισμού μεταφοράς των επιδράσεων που ίσως έχουν εξωγενείς παράγοντες, χαρακτηριστικό παράδειγμα των οποίων είναι οι μεταβολές στις προτιμήσεις σχετικά με τον κίνδυνο, πάνω στις τιμές των μετοχών αρχικά και μέσω αυτού έπειτα στις αποφάσεις περί επενδυτικών σχεδίων. Αυτό συμβαίνει γιατί όταν μεταβάλλονται οι προτιμήσεις ανάλογα με τον κίνδυνο από την πλευρά των μετόχων, τότε αυτό αποτυπώνεται σε διαφορετικές απαιτούμενες χρηματιστηριακές αποδόσεις. Συγκρινόμενες οι αποδόσεις αυτές με τις αποδόσεις που παρέχουν υποψήφια επενδυτικά σχέδια διαμορφώνουν την απόφαση ανάληψής τους ή όχι. Παρότι υπάρχει η πιθανότητα ύπαρξης άλλων δίοδων μεταφοράς τέτοιων μεταβολών εξωγενών παραγόντων στις επιχειρήσεις και τις επενδυτικές τους αποφάσεις, η χρηματιστηριακή αγορά φαίνεται να είναι ο αμεσότερος και ταχύτερος δρόμος ειδικά αν θεωρήσει κανείς την κατάσταση σε μια μεγάλη, διαφοροποιημένη και αποκεντρωμένη οικονομία.

Όταν αρχικά ορίστηκε το περιεχόμενο του όρου «επενδύσεις» έγινε αναφορά και στην κατασκευή ή αγορά κατοικιών. Οι οικίες που κατοικούν τα νοικοκυριά θα έπρεπε να κατατάσσονται στα διαρκή αγαθά κατανάλωσης, αφού παρέχουν υπηρεσίες για πολλές χρήσεις και μακρύ χρονικό διάστημα. Εντούτοις, οι δαπάνες για κατασκευή κατοικιών εντάσσονται από στατιστικής άποψης στις επενδυτικές δαπάνες. Πάντως, από κοινωνικής άποψης, επένδυση αποτελεί η αγορά νέων κατοικιών και όχι η αγορά παλαιών. Στην τελευταία περίπτωση έχουμε απλά αλλαγή ιδιοκτησίας χωρίς καμία προσθήκη στο πάγιο κεφάλαιο που υπάρχει στην οικονομία.

Θεωρητικά, η ζήτηση για ιδιοκατοίκηση διαμορφώνεται μέσω τριών παραγόντων, του εισοδήματος, των επιτοκίων και του φορολογικού συστήματος, το οποίο ακολουθείται σε μια χώρα. Εκείνον που σαφώς μπορεί να επηρεάσει η χρηματιστηριακή αγορά είναι τον πρώτο, δηλαδή το εισόδημα. Η σχέση των δύο είναι θετική, με την έννοια πως όταν αυξάνονται οι αποδόσεις των μετοχών αυξάνεται και το διαθέσιμο εισόδημα των μετόχων και αντίθετα. Εύλογα, ομοίως θετική είναι και η σχέση εισοδήματος και επενδύσεων κατοικίας, άρα, θεωρητικά τουλάχιστον, αναμένεται να είναι ίδιας κατεύθυνσης οι κινήσεις χρηματιστηριακής αγοράς και επενδύσεων κατοικίας.

Είναι αντιληπτό, ότι υπάρχει ισχυρή θεωρητική βάση, που στηρίζει τη σύνδεση χρηματιστηριακής αγοράς και επενδύσεων. Είναι εξίσου αντιληπτό, ότι είναι αβέβαιο τί από τα δύο προηγείται. Κάτι ανάλογο ισχύει και αναφορικά με τη σύνδεση του χρηματιστηρίου με την κατανάλωση αυτή τη φορά.

### ***Χρηματιστηριακή Αγορά και Κατανάλωση***

Προτού αποδοθεί η σχέση χρηματιστηριακής αγοράς και κατανάλωσης, κρίνεται σκόπιμο να οριστεί το πεδίο της κατανάλωσης που θα χρησιμοποιηθεί. Η κατανάλωση διακρίνεται σε διαρκών και μη διαρκών καταναλωτικών αγαθών και σε

υπηρεσιών. Τα μη διαρκή καταναλωτικά αγαθά καλύπτουν καθημερινές ανάγκες και η χρήση τους προσφέρει ικανοποίηση για μικρή χρονική περίοδο. Αντίθετα, τα διαρκή αγαθά, όπως αυτοκίνητα ή οικιακές συσκευές, παρέχουν μακροχρόνια ικανοποίηση αναγκών και το χαρακτηριστικό τους αυτό τα φέρνει πιο κοντά στις επενδύσεις σχετικά με την κατασκευή ή αγορά κατοικίας, ως προς τους παράγοντες που τα επηρεάζουν και ως προς εκείνους και τον τρόπο με τον οποίο αυτά επηρεάζουν. Τα διαρκή αγαθά μπορεί να ευθύνονται για μικρότερο ποσοστό της συνολικής κατανάλωσης σε σχέση με τα μη διαρκή και τις υπηρεσίες, αλλά σ' αυτά οφείλεται το μεγαλύτερο μέρος της μεταβλητότητας της κατανάλωσης.

Η κατανάλωση μπορεί να θεωρηθεί ως συνάρτηση τεσσάρων παραγόντων. Του τρέχοντος διαθέσιμου εισοδήματος, του αναμενόμενου μελλοντικού διαθέσιμου εισοδήματος, του πλούτου του καταναλωτή και της αβεβαιότητας. Από τους παράγοντες αυτούς μόνο η αβεβαιότητα κινείται αντίθετα με την κατανάλωση. Αυξημένα επίπεδα αβεβαιότητας σχετικά με τη μελλοντική κατάσταση της οικονομίας και κατ' ουσίαν των τριών πρώτων παραγόντων μειώνει τις τρέχουσες καταναλωτικές δαπάνες, προκειμένου ο καταναλωτής να μπορέσει να ανταποκριθεί στις διαφαινόμενες αυξημένες μελλοντικές του ανάγκες. Οι υπόλοιποι τρεις παράγοντες οδηγούν την κατανάλωση με το ίδιο πρόσημο που αυτοί φέρουν στις μεταβολές τους.

Πρέπει να σημειωθεί, ότι η αγορά των διαρκών αγαθών απαιτεί ορισμένες φορές μεγάλα χρηματικά ποσά και χρειάζεται ουσιαστικά να γίνει επί πιστώσει. Συνεπώς, εκτός των παραπάνω παραγόντων και το ύψος των επιτοκίων, θεωρητικά, επηρεάζει το ύψος αυτού του τύπου κατανάλωσης. Κλείνοντας τις μεμονωμένες περιπτώσεις, κάποια αγαθά και υπηρεσίες αποτελούν είδη πρώτης ανάγκης και έτσι σπάνια η κατανάλωση τους θα ακολουθεί αυστηρά κάποια συνάρτηση.

Στην παραπάνω συνάρτηση της κατανάλωσης απουσιάζει άμεσα η χρηματιστηριακή αγορά. Αυτό, όμως, δε σημαίνει ότι ουσιαστικά αποτελεί εξωγενή μεταβλητή. Η άμεση επίδραση που έχει η αγορά αυτή σε όλες τις συνιστώσες της κατανάλωσης είναι επαρκής για να ισχυριστεί κάποιος, ότι υπάρχει σχέση της χρηματιστηριακής αγοράς και της κατανάλωσης. Είναι, άλλωστε, ο ίδιος τρόπος με αυτόν της παρούσας εξεταζόμενης περίπτωσης κατά την οποία αποδεικνύοντας κάποιος σχέση χρηματιστηριακών αποδόσεων με επενδύσεις και κατανάλωση, αποδεικνύει ταυτόχρονα και ουσιαστικά σχέση των αποδόσεων αυτών με την οικονομική δραστηριότητα της χώρας.

Αυξημένες χρηματιστηριακές αποδόσεις ακολουθούνται από αυξημένο διαθέσιμο εισόδημα του μετόχου, αισιοδοξία για το αντίστοιχο μελλοντικό και αύξηση του πλούτου του καταναλωτή. Αναφορικά με τη αβεβαιότητα, αυτή στην προκειμένη περίπτωση μειώνεται, αλλά η ακριβής πορεία της δεν είναι τόσο εμφανής όσο των υπόλοιπων παραγόντων μιας και επηρεάζεται και από τη μεταβλητότητα των τιμών, αλλά και από υποκειμενική θεώρηση των στοιχείων και καταστάσεων. Έτσι,

είναι δύσκολη η ποσοτικοποίησή της. Πάντως, σε γενικές γραμμές όλα αυτά οδηγούν σε αύξηση της κατανάλωσης. Ο ρυθμός ή καλύτερα το ποσοστό της αύξησης αυτής σε σχέση με τα ποσοστά αύξησης των συστατικών της μερών εξαρτάται από το είδος της κατανάλωσης και κυρίως από την «κατηγορία», στην οποία ανήκει ο καταναλωτής.

Διαφορετικά αντιλαμβάνεται ο κάθε καταναλωτής την έννοια της αποταμίευσης – εντελώς αντίθετη με αυτήν της κατανάλωσης, αλλά συμπληρωματική της στη σύνθεση του εισοδήματος – κι αυτό γιατί οι άνθρωποι αποταμιεύουν για διαφορετικούς λόγους. Έτσι, αύξηση του εισοδήματος για κάποιον μπορεί να μεταφραστεί σε άμεση αύξηση της κατανάλωσης, ενώ για κάποιον άλλο σε αύξηση της αποταμίευσης, διατηρώντας την καταναλωτική του συμπεριφορά ίδια με πριν, επειδή ίσως οι μελλοντικές του ανάγκες αναμένονται μεγαλύτερες και θέλει να ενισχύσει το μελλοντικό του εισόδημα. Αυτό είναι μόνο ένα πιθανό σενάριο. Συνδυασμός εξωγενών και ενδογενών παραμέτρων όπως η διαφήμιση και η μόδα, και οι τρέχουσες και μελλοντικές ανάγκες, ο προγραμματισμός, η ωριμότητα και η φιλοσοφία του καταναλωτή αντίστοιχα διαμορφώνουν όχι την πορεία, αλλά το ρυθμό μεταβολής της κατανάλωσης λόγω μιας μεταβολής στο διαθέσιμο εισόδημα, της οποίας μεταβολής αυτής μια πιθανή εξήγηση μπορεί να έγκειται στις δυνάμεις της χρηματιστηριακής αγοράς. Ο ποιοτικός χαρακτήρας των παραγόντων αυτών τους κάνει μη μετρήσιμους, κάτι που αποδυναμώνει την προσπάθεια πρόβλεψης του ρυθμού της κατανάλωσης.

Η διαφορετικότητα αυτή των καταναλωτών είναι ακόμη πιο εμφανής εξετάζοντας τη συμπεριφορά της κατανάλωσης εκ μέρους τους σε σχέση με τις μεταβολές στα επιτόκια. Για εκείνους που δανείζονται, τα πράγματα είναι σχετικά απλά, καθώς μια αύξηση στα επιτόκια θα κάνει το δανεισμό ακριβότερο, επομένως και μη ελκυστικό, με αποτέλεσμα τη μείωση του πιθανού διαθέσιμου εισοδήματος ή καλύτερα, του αναμενόμενου πιθανού εισοδήματος με την προοπτική δανεισμού λόγω χαμηλότερων επιτοκίων, και ακολούθως της άμεσης κατανάλωσης.

Για εκείνους, όμως, που αποταμιεύουν υπάρχουν δύο αντίθετες δυνάμεις που θα καθορίσουν τη συμπεριφορά τους. Αυξημένα επιτόκια, από τη μία πλευρά, προσφέρουν μεγαλύτερες αποδόσεις και επομένως κάποιοι καταναλώνουν λιγότερο και αποταμιεύουν περισσότερο για να καρπωθούν τα αποτελέσματα στο μελλοντικό τους εισόδημα, ενώ άλλοι μειώνουν την αποταμίευση, μιας και με λιγότερες καταθέσεις μπορούν να κερδίζουν ό,τι και προ της αύξησης των επιτοκίων, και αυξάνουν την κατανάλωση. Όλα αυτά δείχνουν πόσο απρόβλεπτη είναι η συμπεριφορά του ανθρώπινου παράγοντα, πράγμα που δυσκολεύει στην προκειμένη περίπτωση τουλάχιστον την εξαγωγή αξιόπιστων συμπερασμάτων.

Επιστρέφοντας στη σχέση της χρηματιστηριακής αγοράς και της κατανάλωσης, είναι σε θέση να παρατηρήσει κανείς, ότι αυτή δεν είναι μονόπλευρη. Δεν προηγείται πάντα, θεωρητικά τουλάχιστον, η μεταβολή στις χρηματιστηριακές



αποδόσεις και ακολουθεί η μεταβολή της κατανάλωσης. Όταν το κόστος δανεισμού είναι χαμηλό, όπως αναφέρθηκε και παραπάνω, τότε αυτό μπορεί να αυξήσει τη θέληση των καταναλωτών να δανειστούν, επομένως και το διαθέσιμο εισόδημα και να έχουμε σε τελική ανάλυση αύξηση της κατανάλωσης. Επίσης η κατανάλωση μπορεί να αυξηθεί όταν μειώνονται οι τιμές των αγαθών και η ελαστικότητα των αγαθών είναι τέτοια που αυξάνει τα κέρδη των εταιριών. Ακόμα, μπορεί κάποιος να εξετάζει το θέμα από το σημείο που ήδη λόγω χρηματιστηρίου η κατανάλωση έχει αυξηθεί και να ενδιαφέρεται για την πορεία των πραγμάτων από εδώ και πέρα.

Η αύξηση της κατανάλωσης αυξάνει με τη σειρά της τις πωλήσεις των εταιριών, άρα και τα κέρδη τους. Μεγαλύτερη παραγωγή και αυξημένη κερδοφορία είναι ενδείξεις υγιούς πορείας μιας επιχείρησης, ενώ παράλληλα δημιουργεί θετικό κλίμα γι' αυτήν. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα οι επενδυτές στις αγορές να ζητούν να αγοράσουν τη μετοχή της. Η αυξημένη ζήτηση αυξάνει την τιμή και τη χρηματιστηριακή απόδοση. Μπορεί ο μηχανισμός μεταφοράς της επίδρασης της κατανάλωσης στις χρηματιστηριακές αποδόσεις, που περιγράφηκε, να φαίνεται περίπλοκος, εντούτοις αποπνέει μια λογική και έχει μια αλληλουχία στις κινήσεις του.

Θα μπορούσε να ισχυριστεί κάποιος, ότι καταναλωτής που αυξάνει τη τρέχουσα καταναλωτική του δαπάνη εξ' αιτίας δανεισμού θα αναγκαστεί να μειώσει τη μελλοντική του κατανάλωση, προκειμένου να εξοικονομήσει χρήματα για την αποπληρωμή του δανείου. Σε καμιά περίπτωση αυτό δε μπορεί να είναι σίγουρο εκ των προτέρων. Για παράδειγμα, μπορεί αυτός ο καταναλωτής να χρησιμοποιήσει μέρος του δανείου του κάνοντας επιτυχείς αγορές αξιογράφων, με αποτέλεσμα να έχει αυξηθεί το εισόδημα ή ο πλούτος του σε υψηλότερα επίπεδα από πριν, ακόμα και με την υποχρέωση αποπληρωμής του δανείου να είναι μειωτικός παράγοντας των παραπάνω. Έτσι, εξετάζοντας κανείς την κατανάλωση θα πρέπει να λαμβάνει υπόψιν όλες τις συνιστώσες της και κυρίως τη διαφορετικότητα των ατόμων.

## **β. Ενδεικτικές Μελέτες περί του Θέματος**

Η εμπειρική προσέγγιση της σχέσης της χρηματιστηριακής αγοράς με την οικονομική δραστηριότητα στηρίζεται σε μια σειρά μελετών, κάποιες εκ των οποίων θα αναφερθούν συνοπτικά. Τόσο τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τις μελέτες αυτές, όσο και η τεχνική που ακολουθείται από τους εκάστοτε αναλυτές είναι εξίσου σημαντικά στοιχεία. Γι' αυτό το λόγο, στην ενδεικτική παρουσίαση κάποιων μελετών θα εστιάσουμε άλλοτε στο τεχνικό τους μέρος και άλλοτε στα συμπεράσματα, με γνώμονα πάντα τη χρησιμότητα τους για τη διεκπεραίωση της συγκεκριμένης εργασίας.

Προτού μελετηθεί εμπειρικά η σχέση της χρηματιστηριακής αγοράς με τις επενδύσεις και την κατανάλωση, ήταν επιτακτική η ανάγκη απόδοσης στη

χρηματιστηριακή αγορά του ρόλου που πραγματικά διαδραματίζει, αναφορικά με την οικονομική δραστηριότητα ενός τόπου. Την πρωταγωνιστική διάσταση του ρόλου αυτού διαπίστωσαν και ανέπτυξαν αρκετοί ερευνητές. Ενδεικτικά και ειδικότερα οι Merton και Fischer (1984) επέδειξαν ισχυρά επιχειρήματα σε θεωρητικό και εμπειρικό πλαίσιο, τα οποία συνηγορούν στην ανάγκη θεώρησης της χρηματιστηριακής αγοράς ως παράγοντα άμεσα συνδεδεμένο με τις επενδύσεις και την κατανάλωση.

Αν και είχε θεωρητικές βάσεις, εντούτοις εμπειρικά υπήρχε μια τάση υποτίμησης του γεγονότος της σχέσης της αγοράς με τις επενδύσεις. Πέρα του τι αντιπροσωπεύει η τιμή μιας μετοχής και γενικότερα του θεωρητικού πλαισίου, οι δύο ερευνητές εξέτασαν την αμερικάνικη χρηματιστηριακή αγορά σε σχέση με το ΑΕΠ της χώρας για μια μακρά χρονική περίοδο (1947-1980), χρησιμοποιώντας γραμμικές παλινδρομήσεις, και κατέληξαν στο συμπέρασμα, ότι η χρηματιστηριακή αγορά επηρεάζει τις επιχειρηματικές επενδύσεις και εκείνες που αφορούν τα αποθέματα των επιχειρήσεων, ενώ ο πληθωρισμός και κατ' ουσίαν τα ονομαστικά επιτόκια είναι εκείνα που ευθύνονται ως επί το πλείστον για τις επενδύσεις κατοικίας. Τα θετικά για τη χρηματιστηριακή αγορά αποτελέσματα ισχύουν και για την κατανάλωση, ενώ όπως αναμενόταν και όπως άλλωστε ισχύει για όλες τις χρηματοοικονομικές μεταβλητές, η χρηματιστηριακή αγορά έχει χαμηλή προβλεπτική δυνατότητα σχετικά με τις κυβερνητικές δαπάνες.

Επίσης, κάνουν μια εμπειριστατωμένη παρουσίαση επιχειρημάτων μέσα από την οποία διαφαίνεται η ανάγκη χρησιμοποίησης εκτός των άλλων και της χρηματιστηριακής απόδοσης κατά τον υπολογισμό του κόστους κεφαλαίου. Προκειμένου να καταλήξουν σ' αυτό το συμπέρασμα, χρησιμοποιούν εκτός του τι αναφέρθηκε προηγουμένως και τη θεωρία Q για τις επενδύσεις. Η θεωρία αυτή δίνει έμφαση στη σύνδεση μεταξύ επενδύσεων και χρηματιστηριακής αγοράς. Σύμφωνα με αυτή και σε γενικές γραμμές, οι επενδύσεις αναλαμβάνονται μέχρι το σημείο εκείνο κατά το οποίο εξισώνεται η οριακή αύξηση των ωφελειών από μια επένδυση με το κέρδος που θα αποκομούσε η επιχείρηση αν πουλούσε τις μετοχές της.

Το υπόλοιπο της εργασίας των δύο ερευνητών αναλώνεται περισσότερο σε φιλολογικό χαρακτήρα αναζητήσεις περί του βαθμού της λογικής και της αποτελεσματικότητας βάση της οποίας λειτουργεί και συμπεριφέρεται η χρηματιστηριακή αγορά και τα άτομα που την απαρτίζουν.

Βασίζόμενος συν τοις άλλοις και στη μελέτη των Fischer και Merton, ο Guo ανέπτυξε τα δύο τελευταία χρόνια δύο σημαντικές εργασίες. Στη πρώτη εξέτασε τη σχέση μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και μεταβλητότητας τους και απάντησε στο ερώτημα ποιο από αυτά τα δύο μπορεί να προβλέψει ακριβέστερα τη μελλοντική οικονομική δραστηριότητα. Το σχετικό έναυσμα δόθηκε από τη διαγραμματική παρατήρηση που θέλει τη μεταβλητότητα να τείνει να αυξάνει σε μεγάλο βαθμό κατά

τη διάρκεια οικονομικών κρίσεων. Άλλωστε, αβεβαιότητα είναι το κύριο χαρακτηριστικό που αντανακλά η μεταβλητότητα.

Στη δεύτερη, βασικός σκοπός του ήταν αφενός να δείξει τη συσχέτιση της υπερβάλλουσας χρηματιστηριακής απόδοσης – ορίζεται ως η διαφορά χρηματιστηριακής απόδοσης και επιτοκίου μηδενικού κινδύνου – με την κατανάλωση και τις επενδύσεις, και αφετέρου να μελετήσει την προβλεπτική ικανότητα της απόδοσης σε σχέση με τις δύο αυτές μακροοικονομικές μεταβλητές.

Στις μελέτες του διέκρινε τις επενδύσεις σε κατοικίας και μη, καθώς επίσης και την κατανάλωση σε διαρκών και μη διαρκών καταναλωτικών αγαθών και υπηρεσιών και όρισε τη μέτρηση της μεταβλητότητας ως το άθροισμα των τετραγωνικών αποκλίσεων των καθημερινών αποδόσεων στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς από τη μέση καθημερινή απόδοση.

Προκειμένου να μελετήσει τη σχέση της χρηματιστηριακής απόδοσης στο χρόνο  $t + 1$  με τη διακύμανση στο χρόνο  $t$ , στο χρόνο  $t + 1$ , αλλά και με τις δύο ταυτόχρονα, ο συγγραφέας παίρνει τρία δείγματα τριμηνιαίων παρατηρήσεων (1947-2000, 1963-1997, 1885-2000) για τις ΗΠΑ και εκτελεί τις σχετικές μονομεταβλητές και διμεταβλητές παλινδρομήσεις. Χρησιμοποιεί OLS εκτιμητές και προκειμένου σε κάποιες περιπτώσεις να αποφύγει το πρόβλημα μεροληψίας τους, αναφέρει αποτελέσματα εξαγόμενα με τη μέθοδο GMM. Επίσης, διορθώνει ακολουθώντας Newey and West όταν υπολογίζει τα  $t$ -statistics, προκειμένου να ελέγξει για serial correlation και ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα.

Παρατηρείται ότι πάντα η χρηματιστηριακή απόδοση είναι θετικά συσχετισμένη με τη διακύμανσή της μια χρονική περίοδο πριν, ενώ η σύγχρονή τους συσχέτιση είναι αρνητική. Η παρατήρηση αυτή είναι συνεπής με τη θεωρητική πλευρά του θέματος, που υποστηρίζει ότι ο λόγος που η απόδοση είναι θετικά συσχετισμένη με την παρελθούσα διακύμανση είναι ότι η τελευταία περιλαμβάνει πληροφόρηση για την αναμενόμενη μελλοντική διακύμανση, επομένως και για την αναμενόμενη μελλοντική απόδοση. Από την άλλη πλευρά, η σύγχρονη αρνητική συσχέτιση μεταξύ απόδοσης και διακύμανσης οφείλεται στο γεγονός ότι η διακύμανση παρουσιάζει serial correlation.

Αναφορικά με την προβλεπτικότητα απόδοσης και διακύμανσης σχετικά με τη μελλοντική οικονομική δραστηριότητα, η θεωρία παρέχει ισχυρά επιχειρήματα υπέρ και των δύο. Αναφορικά με τη χρηματιστηριακή απόδοση, αυτή περιλαμβάνει χρήσιμη και ουσιαστική πληροφόρηση για τις μελλοντικές ροές και τα προεξοφλητικά επιτόκια, παράγοντες που και οι δύο έχουν άμεση σχέση με τις επενδυτικές προοπτικές. Από την άλλη πλευρά, μπορεί να ισχυριστεί κανείς πως αύξηση της μεταβλητότητας, αυξάνει το κόστος κεφαλαίου, αυξάνοντας την αποζημίωση που απαιτούν οι μέτοχοι για τον πρόσθετο συστηματικό κίνδυνο που φέρουν, και μειώνει τις μελλοντικές επενδύσεις (οι επενδύσεις αντιδρούν με κάποια καθυστέρηση). Η σύγχρονη αρνητική συσχέτιση απόδοσης-διακύμανσης είναι ένας

λόγος παραπάνω για τη χρηματιστηριακή απόδοση να συνδέεται θετικά με τις μελλοντικές επενδύσεις. Όμως, η σημερινή απόδοση είναι θετικά συσχετισμένη με την προηγούμενη διακύμανση, η οποία με τη σειρά της είναι αρνητικά συσχετισμένη με τις μελλοντικές επενδύσεις. Η διφορούμενη αυτή συμπεριφορά της απόδοσης, θα έπρεπε να κάνει την πλάστιγγα της καλύτερης προβλεπτικής ικανότητας να γείρει υπέρ της χρηματιστηριακής διακύμανσης.

Όμως, η διαφορά στην ποιότητα των θεωρητικών επιχειρημάτων, ενισχύεται και εμπειρικά, μέσω της ανάλυσης, για τα τρία όμοια με πριν δείγματα, σχετικά τώρα με την προβλεψιμότητα του μελλοντικού ΑΕΠ. Στο πρώτο και στο τρίτο δείγμα είναι εμφανές, μέσω της στατιστικής σημαντικότητας των τιμών, ότι η χρηματιστηριακή απόδοση ( $e_{m,t}$ ) υπερισχύει προβλεπτικά της διακύμανσης ( $\sigma^2_{m,t}$ ). Η «ψαλίδα» ανοίγει ακόμη περισσότερο όταν στο μοντέλο προστεθεί και η παρελθούσα διακύμανση ( $\sigma^2_{m,t-1}$ ). Με αυτόν το τρόπο αντιστρέφονται και τα αποτελέσματα για το δεύτερο δείγμα, που αρχικά – όταν δηλαδή στο μοντέλο συμμετείχαν  $GDP_t$ ,  $e_{m,t}$  και  $e_{m,t-1}$  – έδειχνε τη διακύμανση να είναι σημαντικότερη της απόδοσης.

Συμπερασματικά, η χρηματιστηριακή απόδοση παρουσιάζει είτε χωρίς, είτε με έλεγχο του μοντέλου (προσθέτοντας μεταβλητές όπως παραπάνω) καλύτερη προβλεπτική ικανότητα. Συνεπώς, θεωρητικά και εμπειρικά, η χρηματιστηριακή απόδοση έχει σημαντικότερο ρόλο στην πρόβλεψη της οικονομικής δραστηριότητας σε σχέση με τη μεταβλητότητα της απόδοσης.

Το θέμα μας είναι πλησιέστερα στη δεύτερη εργασία του Guo, με την έννοια ότι σ' αυτή την περίπτωση δε συγκρίνει τη χρηματιστηριακή απόδοση με κάτι άλλο για να δει ποιο έχει μεγαλύτερη σχέση με τις επενδύσεις και την κατανάλωση, αλλά εξετάζει άμεσα τη σχέση χρηματιστηριακής απόδοσης και παραγωγικής δραστηριότητας. Γι' αυτό το λόγο θα γίνει μια εκτενέστερη, σε σχέση με τις υπόλοιπες μελέτες, αναφορά στα αποτελέσματα, τα οποία κρίνονται ιδιαίτερα χρήσιμα.

Εξετάζει την παραπάνω σχέση, λοιπόν, σε δύο μέρη. Στο πρώτο μέρος, χρησιμοποιώντας τριμηνιαία δεδομένα για τις ΗΠΑ από το 1953 ως το 2000, προσπαθεί να εξηγήσει τη διαμόρφωση της υπερβάλλουσας χρηματιστηριακής απόδοσης. Αναθέτει αυτό το έργο σε μεταβλητές όπως προηγούμενες χρηματιστηριακές αποδόσεις, μερισματική απόδοση, επιτόκιο, σχέση κατανάλωσης-πλούτου και προηγούμενες χρηματιστηριακές διακυμάνσεις. Το πολυμεταβλητό μοντέλο παλινδρόμησης καταλήγει σε ένα συντελεστή προσδιορισμού της τάξης του 0,20. Η τιμή αυτή είναι αρκετά σημαντική, αλλά εκείνο που έχει σημασία επί του παρόντος είναι ότι δε παίρνει ο συγγραφέας τις χρηματιστηριακές αποδόσεις ως δεδομένες, αλλά ερευνά τι μπορεί να κρύβεται πίσω τους.

Στο δεύτερο μέρος της εργασίας του υπάρχει η αποσύνθεση της υπερβάλλουσας χρηματιστηριακής απόδοσης σε τρεις συνιστώσες, στην αναμενόμενη απόδοση, στη μεταβολή μεταξύ αναμενόμενων μελλοντικών αποδόσεων σε δύο

διαδοχικές περιόδους και σε σχετική μεταβολή αναφορικά με τον αναμενόμενο μελλοντικό ρυθμό ανάπτυξης των μερισμάτων. Αυτή η διάκριση γίνεται προκειμένου να αποδειχτεί εκ των υστέρων, ότι από τα τρία παραπάνω συνθετικά ό,τι έχει να κάνει με τα μερίσματα είναι το πλεόν ασήμαντο κατά την ερμηνεία των μεταβολών στις χρηματιστηριακές τιμές, όπως επίσης για να φανεί ποιο από αυτά βαρύνει περισσότερο σχετικά με τη διαμόρφωση της συμπεριφοράς των διαφόρων κατηγοριών των επενδύσεων και της κατανάλωσης. Πάντως, και σ' αυτή την περίπτωση όλη η πληροφόρηση προέρχεται από τα δύο πρώτα συνθετικά της υπερβάλλουσας χρηματιστηριακής απόδοσης.

Στα χαρακτηριστικά των επιμέρους κατηγοριών των επενδύσεων και της κατανάλωσης, αρχικά εκείνο που αξίζει να παρατηρήσει κανείς είναι ότι η σχέση αναμενόμενης απόδοσης και επιχειρηματικών επενδύσεων χαρακτηρίζεται από βραχυπρόθεσμα αρνητικό και στη συνέχεια από θετικό πρόσημο. Η καθυστέρηση αυτή ανταπόκρισης κίνησης των επενδύσεων με τον ίδιο τρόπο που κινείται η αναμενόμενη απόδοση οφείλεται σε χρονική διαφορά μεταξύ των επενδυτικών αποφάσεων και των επενδυτικών εξόδων. Το γεγονός της αρχικής αρνητικής συσχέτισης δείχνει όχι απλώς αμετάβλητο το ύψος των επενδύσεων, αλλά μείωση αυτού, κάτι που ίσως οφείλεται σε χρονική μετάθεση των ποσών που προορίζονται για επιχειρηματικές επενδύσεις. Αντίθετα, δηλαδή βραχυπρόθεσμα θετική και μακροπρόθεσμα αρνητική, κινείται η συσχέτιση του δεύτερου συνθετικού της υπερβάλλουσας απόδοσης με τις επενδύσεις, κάτι που μέσα στο χρόνο σημαίνει μειωμένες προσδοκίες, άρα και αρνητική επίπτωση στις αποδόσεις.

Αναφορικά με την κατανάλωση μη διαρκών καταναλωτικών αγαθών και υπηρεσιών, παρατηρείται θετική η συσχέτισή της με την χρηματιστηριακή απόδοση και τα συνθετικά της. Όμως, το πλήθος των στατιστικά μη σημαντικών τιμών αποδυναμώνει την όποια προβλεπτική δυνατότητα. Πάντως, σε γενικές γραμμές τα αποτελέσματα εμφανίζουν συνέπεια με την παρατήρηση ότι αυτού του είδους η κατανάλωση δεν είναι ευαίσθητη σε επιτοκιακές αλλαγές, μιας και περιλαμβάνει αρκετά αγαθά και υπηρεσίες πρώτης ανάγκης, και με το γεγονός ότι οποιαδήποτε τυχόν σχέση της με χρηματιστηριακά κέρδη ή ζημιές, που επηρεάζουν το διαθέσιμο εισόδημα, περιορίζεται σε μικρή χρονική διαφορά.

Σε αντίθεση με πριν, η κατανάλωση διαρκών καταναλωτικών αγαθών είναι ευαίσθητη στις αλλαγές επιτοκίων, με την έννοια ότι η τιμή τους είναι τέτοια που πολλές φορές η αγορά τους απαιτεί δανεισμό. Παρατηρούμε, λοιπόν, θετική σχέση όλων των μεταβλητών με την κατανάλωση πλην του μακροπρόθεσμου μέρους που έχει να κάνει με τις μεταβολές στην αναμενόμενη απόδοση. Παρόμοια είναι τα αποτελέσματα αναφορικά και με το ρυθμό ανάπτυξης των επενδύσεων κατοικίας. Άλλωστε, η κατανάλωση διαρκών αγαθών και οι επενδύσεις κατοικίας υπάγονται στην ευρύτερη έννοια των επενδύσεων σε home production. Συγχρόνως, αυτές οι δύο μεταβλητές προηγούνται των επενδύσεων μη κατοικίας, οι οποίες αναλύθηκαν

προηγούμενως, με αποτέλεσμα να τείνουν να ανταποκρίνονται πιο γρήγορα σε μεταβολές της υπερβάλλουσας απόδοσης. Αυτό εξηγεί το γεγονός ότι η συσχέτισή τους με την αναμενόμενη απόδοση (το πρώτο συνθετικό) είναι πάντα θετική (δεν εμφανίζονται καθυστερήσεις) και ότι το αρνητικό μέρος της συσχέτισης με τις μεταβολές στην αναμενόμενη απόδοση ξεκινά πιο νωρίς.

Όπως συνέβη και στο πρώτο μέρος της προηγούμενης εργασίας, έτσι και οι Campbell και Ammer (1993) δε θεώρησαν τις χρηματιστηριακές αποδόσεις από την οπτική γωνία της αιτίας, αλλά από εκείνη του αποτελέσματος. Σκοπός της μελέτης τους ήταν να δείξουν τον τρόπο με τον οποίο διαμορφώνονται οι αποδόσεις των μετοχών και των ομολόγων, καθώς επίσης και την πιθανή σχέση που υπάρχει μεταξύ τους, αλλά εδώ θα εστιάσουμε στο πρώτο μόνο και κυρίως στην τεχνική που ακολουθήθηκε.

Για να μπορούν να εμβαθύνουν στα αποτελέσματα τους, όρισαν την υπερβάλλουσα χρηματιστηριακή απόδοση ως συνάρτηση των ειδήσεων – όπως αυτές εκφράζονται με τη διαφορά αναμενόμενων μεγεθών σε δύο διαδοχικές περιόδους – σχετικών με το μελλοντικό ρυθμό ανάπτυξης των μερισμάτων, τα μελλοντικά πραγματικά επιτόκια και τις μελλοντικές χρηματιστηριακές αποδόσεις. Αναμενόμενες μελλοντικές ροές και προεξοφλητικά επιτόκια εκφράζουν, άλλωστε, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις.

Όμως, το πρόβλημα που προκύπτει πρακτικά είναι, ότι οι αναμενόμενες τιμές δεν είναι παρατηρήσιμες. Θα μπορούσε να εκφράσει κανείς τις παραμέτρους αυτές με ένα διάνυσμα παρατηρήσιμων επεξηγηματικών μεταβλητών και να χρησιμοποιήσει αυτό στις παλινδρομήσεις με τις χρηματιστηριακές και ομολογιακές αποδόσεις προκειμένου να βρει με αναγωγή το βάρος με το οποίο συμμετέχει κάθε συνθετικό των αποδόσεων στη διαμόρφωσή τους. Όσο αντιπροσωπευτικές όμως και αν επιλεγούν να είναι αυτές οι επεξηγηματικές μεταβλητές, φέρουν πάντα τον κίνδυνο να σχετίζονται μεταξύ τους συνθετικά των αποδόσεων και στοιχεία του διανύσματος άλλα πλην αυτών που αλληλοαντιπροσωπεύονται, ακόμα και αν τα συνθετικά μεταξύ τους είναι ασυσχέτιστα. Έτσι, προκαλείται πρόβλημα στις διακυμάνσεις.

Για να αποφευχθούν αυτά τα προβλήματα, αλλά και για να συνδεθούν με κάποιο τρόπο οι αποδόσεις των μετοχών και των ομολόγων όπως στοχεύει η εργασία, χρησιμοποιείται ένα VAR μοντέλο, το οποίο λειτουργεί σε στάσιμο περιβάλλον (η διενέργεια Dickey-Fooler τεστ εξασφαλίζει στην προκειμένη περίπτωση την μη ύπαρξη μοναδιαίων ριζών) και βάση του είναι ένα διάνυσμα  $Z_t$  έξι μεταβλητών, οι οποίες δεν είναι του παρόντος να αναλυθούν καθώς έχουν να κάνουν όχι μόνο με τις χρηματιστηριακές, αλλά και με τις ομολογιακές αποδόσεις. Αναφορικά με τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν αυτά πηγάζουν από την οικονομία των Ηνωμένων Πολιτειών, όπως αυτή διαμορφώνεται μεταπολεμικά. Το κυρίως δείγμα περιλαμβάνει την περίοδο 1952-1987, με υποδιαστήματα 1952-1979, 1957-1972 και 1973-1987 και οι παρατηρήσεις είναι μηνιαίες.

Όπως αναφέρθηκε και προηγουμένως, δε θα γίνει αναφορά στα αποτελέσματα, επειδή αυτά έχουν να κάνουν και με τις ομολογιακές αποδόσεις – για την ιστορία μπορούμε να αναφέρουμε ότι το συμπέρασμα σε γενικές γραμμές διεύψεδε τυχόν υψηλή συσχέτιση χρηματιστηριακών και ομολογιακών αποδόσεων – αλλά πρέπει να σημειωθεί η χρησιμότητα της τεχνικής, μιας και το μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε επιτρέπει να εμφανιστούν τόσο η διαχρονική, όσο και η ταυτόχρονη εξάρτηση όλων των δυνατών συνδυασμών των μεταβλητών που περιλαμβάνονται σ' αυτό. Εξίσου σημαντικό είναι, ότι με τις κατάλληλες προϋποθέσεις ένα τέτοιο μοντέλο κάνει δυνατή την εξέταση αιτίας – αποτελέσματος δύο ή περισσότερων μεταβλητών θέτοντας αυτές και στους δύο ρόλους της παραπάνω σχέσης.

Κινούμενοι σε σχετικά παρόμοιο μήκος κύματος οι Lettau και Ludvigson το 2001 μελέτησαν το ρόλο των μεταβολών στη σχέση κατανάλωσης-πλούτου πάνω στην πορεία των χρηματιστηριακών αποδόσεων, χρησιμοποιώντας για άλλη μια φορά τριμηνιαία δεδομένα από την οικονομία των ΗΠΑ, για την περίοδο 1952-1998. Η παραπάνω σχέση (κατανάλωσης-πλούτου) περιλαμβάνει την κατανάλωση ( $c$ ), την κατοχή περιουσιακών στοιχείων ( $a$ ) και το εισόδημα από την εργασία ( $y$ ). Το εισόδημα αντικαθιστά το μέρος του πλούτου που αντιπροσωπεύει το ανθρώπινο κεφάλαιο, μεταβλητή που είναι μη παρατηρήσιμη. Οι ερευνητές τεκμηριώνουν την αντικατάσταση αυτή επαρκώς.

Μετά από έλεγχο που έγινε, οι παραπάνω χρονοσειρές φάνηκε να περιέχουν μοναδιαίες ρίζες. Επομένως, σειρά είχε ο σχετικός έλεγχος στα κατάλοιπα προκειμένου να αποδειχθεί η στασιμότητα ή η μη στασιμότητα τους, δηλαδή στη δεύτερη περίπτωση η ύπαρξη cointegration. Οι δύο αναλυτές προβαίνουν σε διπλού τύπου σχετικό έλεγχο. Πρώτον, σε έλεγχο τύπου Phillips, κατά τον οποίο συγκρούονται οι υποθέσεις μη ύπαρξης ή ύπαρξης τουλάχιστον μίας σχέσης cointegration. Η υπόθεση μη ύπαρξης απορρίπτεται. Το δεύτερο τεστ είναι τύπου Johansen, προκειμένου να βρεθεί ο ακριβής αριθμός cointegrated σχέσεων. Ο ακριβής τρόπος εφαρμογής αυτού του ελέγχου σε μοντέλα τύπου VAR πρόκειται να παρουσιαστεί κατά την ανάλυση του θεωρητικού μέρους της τεχνικής ανάλυσης που θα χρησιμοποιηθεί στην παρούσα εργασία, οπότε κρίνεται σκόπιμο να μείνουμε προς το παρόν στο γεγονός ότι με βάση αυτό το τεστ οι αναλυτές βρήκαν μία cointegrated σχέση μεταξύ των τριών παραγόντων, κατανάλωσης, εισοδήματος από την εργασία και κατοχή περιουσιακών στοιχείων.

Οι OLS εκτιμητές σε μια τέτοια περίπτωση εμφανίζονται ασυμπτωτικά «υπερσυννεπείς», με την έννοια ότι συγκλίνουν στις πραγματικές τιμές ταχύτερα από ότι έκαναν εν τη απουσία cointegration. Επειδή όμως σε μικρά δείγματα η έλλειψη εξωγένειας των τριών μεταβλητών θα δημιουργήσει κάποιες επιπτώσεις αναφορικά με την κατανομή που χρειάζεται για να κάνουμε ελέγχους, χρησιμοποιείται τεχνική

εκτίμησης DLS. Εκτενέστερη ανάλυση και περί αυτού του θέματος θα γίνει αργότερα.

Σχετικά με τα αποτελέσματα της έρευνας τώρα, οι δύο αναλυτές δείχνουν ότι η σχέση  $cay$  και χρηματιστηριακών αποδόσεων είναι πάντα θετική και διαγραμματικά, μεταβολές στην τάση της πορείας του  $cay$  ακολουθούνται τις περισσότερες φορές από μεταβολές αντίστοιχης κίνησης των χρηματιστηριακών αποδόσεων. Το κεντρικό μέρος της μελέτης αποσκοπούσε να συγκρίνει και να δείξει ότι η σχέση κατανάλωσης-πλούτου αποδίδει καλύτερα ως προβλεπτικό εργαλείο για τις χρηματιστηριακές αποδόσεις σε σχέση με άλλες μεταβλητές όπως η μερισματική απόδοση, η διαφορά αποδόσεων ομολόγων, το επιτόκιο και το dividend payout ratio, μεταβλητές για τις οποίες διάφοροι ερευνητές παλαιότερα είχαν καταλήξει στην ύπαρξη προβλεπτικής ικανότητας εκ μέρους τους προς τις χρηματιστηριακές αποδόσεις σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα. Αποδεικνύεται, πάντως, ότι η σχέση κατανάλωσης-πλούτου είναι η σημαντικότερη, με την έννοια ότι περιέχει πληροφόρηση σχετικά με τις μελλοντικές αποδόσεις και βραχυπρόθεσμα και μεσοπρόθεσμα, την οποία δεν περιλαμβάνουν οι υπόλοιπες προβλεπτικές μεταβλητές.

Η σημασία αυτής της μελέτης δεν έγκειται τόσο στα αποτελέσματα, των οποίων βέβαια η χρησιμότητα δεν αμφισβητείται, αλλά κυρίως στον τρόπο εύρεσης και εφαρμογής των ασυμπτωτικών ιδιοτήτων εκτιμητών σε cointegrated μεταβλητές, για την αντιμετώπιση συγκεκριμένων πρακτικών προβλημάτων.

Το προηγούμενο έτος οι Bansal, Khatchatrian και Yaron χρησιμοποιώντας τριμηνιαία δεδομένα σχετικά με την οικονομία των Ηνωμένων Πολιτειών για την περίοδο 1949-1999 και σχετικά με τις οικονομίες των Γερμανίας, Ιαπωνίας και Ηνωμένου Βασιλείου για την περίοδο 1972-1998, προσπάθησαν να ερμηνεύσουν τη χρηματιστηριακή αγορά μέσω της οικονομικής αβεβαιότητας, όπως αυτή εκφράζεται από τη μεταβλητότητα της κατανάλωσης, και της αναμενόμενης ανάπτυξης των κερδών.

Χωρίς να γίνει κάποια ιδιαίτερη αναφορά στην τεχνική που ακολούθησαν, αξίζει να σημειωθεί ότι οι αναλυτές αυτοί έδειξαν ότι η μεταβλητότητα της κατανάλωσης προβλέπει, αλλά και προβλέπεται από την αποτίμηση των μετοχών σε μακροχρόνιους ορίζοντες. Η σχέση τους είναι αρνητική, με την έννοια ότι η τιμή των μετοχών μειώνεται, καθώς η παραπάνω μεταβλητότητα αυξάνεται. Άλλωστε, η αύξηση της μεταβλητότητας σημαίνει μεγαλύτερο κίνδυνο και αυτό μεταφράζεται σε αυξημένες απαιτούμενες αποδόσεις από την πλευρά των μετόχων, δηλαδή υψηλότερο προεξοφλητικό επιτόκιο. Ακολούθως, μειωμένες τιμές φαίνεται να ορίζουν υψηλή μελλοντική μεταβλητότητα στην κατανάλωση. Ομοίως, ο μελλοντικός ρυθμός ανάπτυξης των κερδών προβλέπεται από τις τρέχουσες τιμές των μετοχών και το αντίθετο. Πάντως, σε αντίθεση με την προηγούμενη περίπτωση η σχέση που συνδέει τις δύο μεταβλητές εδώ είναι πάντα θετική. Τα παραπάνω συμπεράσματα δεν ισχύουν για την περίπτωση της Ιαπωνίας για κάποιες χρονικές περιόδους.



Η σημασία της μελέτης αυτής έγκειται συν τοις άλλοις και στο γεγονός ότι είτε στην περίπτωση εξέτασης τιμής μετοχών-μεταβλητότητας της κατανάλωσης, είτε σε εκείνη τιμής-ανάπτυξης κερδών, οι δύο μεταβλητές είναι ενδογενείς και δε φέρει καμία αποκλειστικά το ρόλο της αιτίας και η άλλη του αποτελέσματος, αλλά κινούνται η μία μετά την άλλη σε μια αμφίδρομη σχέση.

Η ίδια λογική βρίσκεται πίσω από το στόχο της παρούσας εργασίας, όπου σε θεωρητικό επίπεδο τουλάχιστον, οι σχέσεις χρηματιστηριακής αγοράς-επενδύσεων και αγοράς-κατανάλωσης είναι αμφίδρομες.

### **γ. Πρόταση**

#### ***Ερώτημα - Προσέγγιση***

Βασικός σκοπός της συγκεκριμένης εργασίας είναι να δείξει ποιος ρόλος, εκείνου που προηγείται ή εκείνου που ακολουθεί, ταιριάζει καλύτερα στις χρηματιστηριακές αποδόσεις και στις επενδύσεις, καθώς επίσης στις αποδόσεις και την κατανάλωση. Έχει ήδη αναφερθεί πως κατανάλωση και επενδύσεις αποτελούν, τόσο από ποσοτικής, όσο και από ποιοτικής άποψης, τα σημαντικότερα συστατικά του ΑΕΠ μιας χώρας.

Πρόκειται για τη μελέτη σχέσεων μεταξύ ενδογενών μεταβλητών. Για το λόγο αυτό, το στατιστικό μοντέλο που θα χρησιμοποιηθεί είναι τύπου VAR (Vector Autoregression). Το υπόδειγμα αυτό αναπαριστά κάθε ενδογενή μεταβλητή του συστήματος ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών του εαυτού της και των υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος. Επιτρέπει την εμφάνιση και διαχρονικής και ταυτόχρονης εξάρτησης (μέσω του πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων) μεταξύ των μεταβλητών και επομένως φαίνεται ότι είναι χρήσιμο εργαλείο για να κάνει κανείς έλεγχο του τί προηγείται και τί έπεται.

Θα αναπτυχθούν δύο συστήματα που θα περιλαμβάνουν τέσσερις μεταβλητές το καθένα. Το πρώτο θα περιλαμβάνει χρηματιστηριακές υπερβάλλουσες αποδόσεις, επενδύσεις κατοικίας, επιχειρηματικές επενδύσεις και επιτόκια μηδενικού κινδύνου και όπως είναι ευνόητο θα αναφέρεται στη σχέση χρηματιστηριακής αγοράς και επενδύσεων. Το δεύτερο σύστημα εξισώσεων θα ενσωματώνει χρηματιστηριακές υπερβάλλουσες αποδόσεις, κατανάλωση διαρκών αγαθών, κατανάλωση μη διαρκών αγαθών και υπηρεσιών και επιτόκια μηδενικού κινδύνου. Για τα επιτόκια αυτά θα επιλεγούν εκείνα των δεκαετών ομολόγων.

Αναφορικά με τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων που θα επιλεγεί, πρέπει να σημειωθεί ότι υπάρχει κίνδυνος «υπερφόρτωσης» χρησιμοποιώντας μοντέλο υψηλής τάξης, με την έννοια ότι σε ένα μοντέλο οποιουδήποτε αριθμού μεταβλητών με κάθε προσθήκη μίας χρονικής υστέρησης διπλασιάζεται ο αριθμός των παραμέτρων προς εκτίμηση.

Θεωρητικά, μεταξύ δύο εναλλακτικών μοντέλων που παρουσιάζουν τα ίδια αποτελέσματα επιλέγεται εκείνο που έχει το μικρότερο αριθμό χρονικών υστερήσεων. Πρακτικά, ένας τρόπος επιλογής του κατάλληλου lag length είναι μέσω του κριτηρίου Akaike. Ελέγχοντας τότε αυτό παίρνει τη χαμηλότερη τιμή επιλέγεται το συγκεκριμένο μοντέλο με τον αριθμό των υστερήσεων που το χαρακτηρίζει.

Οι χώρες για τις οποίες πρόκειται να γίνει η εξέταση της σχέσης χρηματιστηριακής αγοράς-οικονομικής δραστηριότητας είναι οι επτά πλουσιότερες, αυτές που ανήκουν στο club «G7», δηλαδή οι ΗΠΑ, Γερμανία, Γαλλία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ιταλία, Ιαπωνία, Καναδάς.

Ο χρονικός ορίζοντας που θα χρησιμοποιηθεί είναι από το 1950 ως το 2002. Δίνεται ένα διάστημα έξι ετών μετά τον πόλεμο για την ανασυγκρότηση των οικονομιών. Παράλληλα θα εξεταστούν δύο υπο-διαστήματα, 1950-1989 και 1990-2002, προκειμένου να απομονωθούν τα αποτελέσματα της τελευταίας περιόδου για λόγους που θα αναφερθούν λίγο αργότερα. Μεμονωμένα για καθεμία από τις παραπάνω χώρες κρίνεται σκόπιμο να εξαιρεθούν κάποιες χρονικές περιόδους, η ιδιαιτερότητα των οποίων πιθανόν να αλλοιώσει την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων.

### ***Προστιθέμενη Αξία***

Το θέμα με το οποίο ασχολείται η συγκεκριμένη εργασία δεν είναι ούτε πρωτόγνωρο, αλλά ούτε και παρουσιάζει πρόσφορο έδαφος για την ανακάλυψη νέων ή την απόρριψη παλαιών θεωριών μέσα από τα συμπεράσματα, μιας και αυτά δεν αναμένεται να μπορούν να γενικευτούν και να αποτελέσουν κανόνες επενδυτικής ή καταναλωτικής συμπεριφοράς ή κανόνες της πορείας των χρηματιστηριακών αγορών. Δεν τρέφει τέτοιου είδους φιλοδοξίες η παρούσα έρευνα.

Αυτό δε σημαίνει ότι δεν υπάρχει πεδίο καινοτομιών και άντλησης ενδιαφέροντων συμπερασμάτων. Άλλωστε δε θα υπήρχε λόγος ύπαρξής της. Τρεις παράγοντες προσδίδουν αξία στην εργασία.

Ο πρώτος από αυτούς είναι ότι περιλαμβάνει την περίοδο από το 1990 ως και το 2002, δηλαδή τη μακρά, σχεδόν δεκαετή, περίοδο άνθησης των αγορών και της οικονομίας γενικότερα, καθώς επίσης και την τριετή σχεδόν περίοδο παγκόσμιας οικονομικής ύφεσης. Η πλειοψηφία των ερευνών που διαμορφώνουν τη σχετική με το θέμα αρθρογραφία δεν ενσωματώνει τις παραπάνω περιόδους, στο σύνολό τους τουλάχιστον. Εντούτοις, παρουσιάζει ενδιαφέρον να διακρίνουμε αν τα αποτελέσματα και σε αυτές τις μακρόχρονες ακραίες καταστάσεις συμβαδίζουν με τα των προηγούμενων περιόδων ή αν έχουμε κάποιες αλλαγές και αν συμβαίνει το δεύτερο ποιο είναι το μέγεθος αυτών και ποιες οι πιθανές επιπτώσεις τους.

Ο δεύτερος και ίσως σημαντικότερος είναι καθεαυτού η περίπτωση της Ιαπωνίας. Πρόκειται για μια οικονομία με πολλές ιδιαιτερότητες, όπως μηδενικά επιτόκια και αντιπληθωρισμός, ιδιαίτερη επιχειρηματική και προσωπική κουλτούρα, σαθρό τραπεζικό σύστημα και άλλα περισσότερο κοινά προβλήματα, που όλα αυτά

μαζί την έχουν καταστήσει σημείο αναφοράς. Θα ήταν, λοιπόν, ιδιαίτερα ενδιαφέρον να εξεταστεί αφενός τι ισχύει εκεί αναφορικά με τη σχέση χρηματιστηριακής αγοράς και οικονομικής δραστηριότητας και αφετέρου να αποτυπωθούν οι ομοιότητες και διαφορές με τις υπόλοιπες οικονομίες του δείγματος, τη στιγμή που ολόένα και πληθαίνουν οι ανησυχίες μήπως και η οικονομία των Ηνωμένων Πολιτειών ακολουθήσει παρόμοιο δρόμο. Το γεγονός ότι από τις αρχές της δεκαετίας 1990-2000 οι οικονομίες σε παγκόσμιο επίπεδο εισέρχονταν σε μακρά περίοδο άνθησης, ενώ αυτή της Ιαπωνίας σε κατάρρευσης προσδίδει ένα επιπλέον στοιχείο προσμονής στα αποτελέσματα.

Τέλος, η σύγκριση των αποτελεσμάτων που αντιστοιχούν ξεχωριστά σε κάθε χώρα θα μπορούσε να μας οδηγήσει σε χρήσιμα συμπεράσματα. Από την πιο απλή παρατήρηση που θέλει την καταναλωτική δαπάνη να ευθύνεται για τα 2/3 του ΑΕΠ των ΗΠΑ, ενώ για την περίπτωση της Γερμανίας για το 60%, ως τον τρόπο διαμόρφωσης της επενδυτικής, της καταναλωτικής συμπεριφοράς και της χρηματιστηριακής αγοράς μέσω της αλληλένδετης σχέσης τους μπορούν να διαφανούν δείγματα νοοτροπίας, φιλοσοφίας, ωριμότητας και σε τελική ανάλυση διαφορετικότητας των επιχειρηματιών, των καταναλωτών και των επενδυτών στη χρηματιστηριακή αγορά κάθε χώρας.

### **Τεχνική Ανάλυση**

#### **Έλεγχος Στασιμότητας**

Προτού γίνει έλεγχος Granger Causality, είναι αναγκαίο να ελέγξουμε αν το μοντέλο λειτουργεί σε στάσιμο ή μη στάσιμο περιβάλλον. Η στασιμότητα συνδέεται κατά ένα τρόπο με τη σταθερότητα των συστημάτων.

Έτσι, υποθέτουμε ότι σε ένα σύστημα υπάρχει πίνακας  $A_{2 \times 2}$ . Οι ιδιοτιμές του  $A$  βρίσκονται λύνοντας την εξίσωση  $|A - \lambda \cdot I| = 0$ . Εφόσον μία τουλάχιστον ιδιοτιμή είναι ίση με τη μονάδα, τότε υπάρχει μία μοναδιαία ρίζα και το σύστημα χάνει τη σταθερότητα του.

Ορίζοντας τον πίνακα  $\Pi$ ,  $\Pi = A - I$ , ο έλεγχος περί σταθερότητας μπορεί να γίνει σε δικούς του όρους. Η σχέση των ιδιοτιμών μεταξύ  $\Pi$  και  $A$  είναι  $\kappa_1 = \lambda_1 - 1$  και  $\kappa_2 = \lambda_2 - 1$ . Στην περίπτωση ύπαρξης μοναδιαίων ριζών,  $\lambda_1 = \lambda_2 = 1$  συνεπάγεται ότι  $\kappa_1 = \kappa_2 = 0$ . Άρα ο αριθμός των μη μηδενικών ιδιοτιμών του  $\Pi$  είναι μηδέν. Αυτό συμβαίνει όταν η τάξη του πίνακα  $\Pi$  είναι 0,  $\text{rank}(\Pi) = 0$ , καθώς η τάξη ενός πίνακα ισούται με τον αριθμό των ανεξάρτητων γραμμικών συνδυασμών των διανυσμάτων που περιλαμβάνει ή με άλλα λόγια με τον αριθμό των μη μηδενικών ιδιοτιμών.

Επομένως βρίσκοντας την τάξη του πίνακα  $\Pi$ , μπορούμε να διακρίνουμε τις εξής περιπτώσεις :

- i)  $\text{rank}(\Pi) = 0$ ,  $\lambda_1 = \lambda_2 = 1$  άρα  $\kappa_1 = \kappa_2 = 0$  οπότε το σύστημα δεν είναι σταθερό
- ii)  $\text{rank}(\Pi) = 2$ ,  $\lambda_1, \lambda_2 < 1$  άρα  $\kappa_1, \kappa_2 \neq 0$  οπότε το σύστημα είναι σταθερό και

- iii)  $\text{rank}(\Pi) = 1$ ,  $\lambda_1 < 1, \lambda_2 = 1$  άρα  $\kappa_1 \neq 0, \kappa_2 = 0$  οπότε υπάρχει μια ενδιάμεση κατάσταση,

κατά την οποία ορίζουμε πως ο πίνακας  $\Pi = C*B$ . Ο πίνακας  $B$  περιλαμβάνει τις σχέσεις ισορροπίας και τα στοιχεία του πίνακα  $C$  δηλώνουν το ρυθμό με τον οποίο οι μεταβλητές προσαρμόζονται στην κάθε αντίστοιχη σχέση ισορροπίας. Στη συγκεκριμένη περίπτωση ο πίνακας  $C$  οφείλει να έχει ένα τουλάχιστον μη μηδενικό στοιχείο για να υπάρχει ένας ανεξάρτητος γραμμικός συνδυασμός ώστε να επιβεβαιώνεται και η τάξη του πίνακα.

Μεταφέροντας τα παραπάνω στον έλεγχο για στασιμότητα σε ένα μοντέλο VAR, πρέπει με κάποιο τρόπο να οριστεί ο σχετικός πίνακας  $\Pi$ .

Έστω ένα  $\text{VAR}(\rho), Z_t = A_0 + A_1*Z_{t-1} + A_2*Z_{t-2} + \dots + A_p*Z_{t-p} + U_t$ ,  $U_t \rightarrow \text{IID}(0, \Sigma)$  (1). Για να χαρακτηριστεί στάσιμο το μοντέλο πρέπει οι ρίζες της εξίσωσης  $|I_n*\lambda^p - A_1*\lambda^{p-1} - A_2*\lambda^{p-2} - \dots - A_p| = 0$  να είναι μικρότερες της μονάδας. Έστω και μια μοναδιαία ρίζα να βρεθεί, τότε όλο το μοντέλο μπορεί να χαρακτηριστεί μη στάσιμο.

Η σχέση (1) μπορεί να γραφεί ως  $(I_n - A_1*L - A_2*L^2 - \dots - A_p*L^p)*Z_t = A_0 + U_t$  και τελικά  $\Delta Z_t = A_0 + \Pi*Z_{t-1} + \Gamma_1*\Delta Z_{t-1} + \Gamma_2*\Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1}*\Delta Z_{t-p+1} + U_t$ , όπου  $\Pi = A_1 + A_2 + \dots + A_p - I_n$  και  $\Gamma_s = -(A_{s+1} + A_{s+2} + \dots + A_p)$ .

Μία μοναδιαία ρίζα στο χαρακτηριστικό πολυώνυμο μεταφράζεται σε μία μηδενική ιδιοτιμή για τον πίνακα  $\Pi$ . Άρα, και εδώ αρκεί να βρεθεί ο αριθμός των μη μηδενικών ιδιοτιμών, δηλαδή η τάξη του πίνακα, για να δούμε αν το μοντέλο είναι στάσιμο ή όχι. Έτσι, ανάλογα με την τάξη του πίνακα διακρίνουμε τις εξής περιπτώσεις:

- i)  $\text{rank}(\Pi) = n$ , δηλαδή καμία μοναδιαία ρίζα, επομένως το μοντέλο είναι στάσιμο
- ii)  $\text{rank}(\Pi) = n - 1$ , δηλαδή μία μοναδιαία ρίζα, επομένως  $Z_t \rightarrow I(1)$
- iii)  $\text{rank}(\Pi) = 1$ , δηλαδή  $n - 1$  μοναδιαίες ρίζες, επομένως  $Z_t \rightarrow I(1)$
- iv)  $\text{rank}(\Pi) = 0$ , δηλαδή  $n$  μοναδιαίες ρίζες, οπότε έχουμε τη μοναδική περίπτωση όπου χρησιμοποιώντας τις πρώτες διαφορές των σειρών που υπάρχουν στο μοντέλο επανέρχεται η στασιμότητα.

Όσες σταθερές ρίζες υπάρχουν, τόσοι ανεξάρτητοι συνδυασμοί των σειρών που χρησιμοποιούνται στο μοντέλο παράγουν στασιμότητα. Τόσες δηλαδή σχέσεις μακροχρόνιας ισορροπίας ή αλλιώς τόσα cointegrated vectors. Ισχύουν και εδώ αυτά που αναφέρθηκαν για τους πίνακες  $B$  και  $C$ .

Επομένως, ο έλεγχος για τα παραπάνω πρέπει να γίνει σε δύο επίπεδα. Τόσο για την εξακρίβωση της ύπαρξης μοναδιαίων ριζών, όσο και για την εύρεση του αριθμού των ριζών αυτών, του αριθμού δηλαδή των cointegrated vectors. Ο πρώτος έλεγχος μπορεί να γίνει με augmented Dickey-Fuller test, το οποίο εξετάζει την

ύπαρξη μοναδιαίων ριζών ως μηδενική υπόθεση και ο δεύτερος με Johansen test, που συγκεκριμενοποιεί τον αριθμό των σχέσεων ισορροπίας.

### Επιλογή Εκτιμητών

Αναφορικά με την επιλογή των εκτιμητών που θα χρησιμοποιηθούν για την ακριβέστερη προσέγγιση του μοντέλου, πρέπει να διακρίνουμε δύο περιπτώσεις. Η πρώτη είναι αυτή που θέλει το μοντέλο να λειτουργεί σε στάσιμο περιβάλλον, ενώ η δεύτερη αναγνωρίζει την ύπαρξη συνολοκλήρωσης (cointegration). Αντικειμενικός σκοπός και στις δύο περιπτώσεις είναι να βρεθούν ιδανικοί εκτιμητές, των οποίων οι ιδιότητες θα ισχύουν και για πεπερασμένα δείγματα.

Έστω ότι ισχύει στασιμότητα και έχουμε:

$$y_t = \theta^* x_t + u_{1t}$$

$$x_t = \rho^* x_{t-1} + u_{2t}$$

$$z_t = \beta^* z_{t-1} + u_{3t}$$

$$\begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} u_{1t-1} \\ u_{2t-1} \\ u_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix} \sim \text{NIID} \begin{bmatrix} 0 & \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ 0 & \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{23} \\ 0 & \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} \end{bmatrix}$$

Όταν έχουμε αυστηρή εξωγένεια, δηλαδή απουσιάζει κάθε σχέση των  $u_{1t}$  με παλαιότερα, σύγχρονα και επόμενα  $u_{2t}$  ο OLS είναι συνεπής. Χρειάζεται επομένως να ισχύει  $a_{12} = a_{21} = \sigma_{12} = 0$  και  $a_{11} = 0$ , προκειμένου να μην έχουμε αυτοσυσχέτιση.

Αντίθετα, όταν υπάρχει τέτοιου είδους συσχέτιση ( $a_{11} \neq 0$ ), η εκτίμηση της διακύμανσης δε συγκλίνει στην πραγματική της τιμή. Αυτό διορθώνεται χρησιμοποιώντας GLS εκτιμητή.

Όταν  $\sigma_{12} \neq 0$  ή  $a_{12} \neq 0$ , ο OLS είναι ασυνεπής και τότε χρησιμοποιείται εκτιμητής IV. Για να είναι όμως αυτός συνεπής, προϋπόθεση είναι η ύπαρξη orthogonality μεταξύ  $z$  και λάθους της παλινδρόμησης, δηλαδή  $\text{cov}(u_{3t}, u_{1t}) = 0$ , επομένως πρέπει  $\sigma_{13} = a_{13} = 0$ . Όσο μεγαλύτερη η σχέση του instrument ( $z_t$ ) και του regressor ( $x_t$ ), τόσο καλύτερα αποτελέσματα δίνει ο εκτιμητής. Επομένως είναι επιθυμητό η τιμή του  $\sigma_{23}$  να είναι όσο το δυνατόν υψηλότερη.

Στην περίπτωση που βρισκόμαστε σε περιβάλλον cointegration, οι εκτιμητές OLS και IV είναι «υπερσυνεπείς» ασυμπτωτικά, με την έννοια ότι προσεγγίζουν την πραγματική τιμή ταχύτερα. Όμως, παρουσιάζουν κάποιες επιδράσεις (second order effects) στην κατανομή που χρειαζόμαστε για να κάνουμε στατιστικούς ελέγχους.

Όταν ισχύει η αυστηρή εξωγένεια και δεν υπάρχει serial correlation ( $a_{11} = 0$ ), τότε ο OLS είναι απελευθερωμένος από αυτές τις επιδράσεις. Διαφορετικά, υπάρχει μια σειρά εκτιμητών που διορθώνουν την παρουσία επιδράσεων λόγω έλλειψης εξωγένειας ( ADL, AADL, DOLS ), των οποίων η ιδανικότητα εξαρτάται από διάφορες τιμές των παραμέτρων που αναφέρονται στην εξωγένεια. Άλλοι ( DGLS, DOLS-A, DOLS-NW ) διορθώνουν και για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης.

Αναφορικά με τον IV, αυτός δε φέρει τα second order effects όταν  $a_{12} = a_{21} = a_{13} = a_{31} = a_{23} = a_{32} = \sigma_{12} = \sigma_{13} = \sigma_{23} = 0$ . Όταν δεν ισχύει κάτι από αυτά και έχουμε επιδράσεις, ο FMIV κάνει τις σχετικές διορθώσεις.

### Granger Causality

Η ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ δύο μεταβλητών δε σημαίνει κατά κανόνα ότι η μία είναι αποτέλεσμα της άλλης. Ελέγχοντας κατά Granger αν η  $x$  προκαλεί την  $y$ , σημαίνει έλεγχο του ύψους και της στατιστικής σημαντικότητας των τιμών των συντελεστών των προηγούμενων τιμών της  $x$  που σχετίζονται με την  $y$ . Πρέπει να σημειωθεί ότι η εύρεση σχέσης αιτίας-αποτελέσματος μεταξύ  $x$  και  $y$  σημαίνει ότι η  $x$  περιέχει χρήσιμη πληροφόρηση για τη διαμόρφωση των τιμών της  $y$  και όχι ότι είναι η αποκλειστική πηγή πρόκλησης της.

Όπως έγινε για την επιλογή των εκτιμητών, έτσι και εδώ πρέπει να εξετάσουμε πώς γίνεται ο έλεγχος Granger Causality στις διαφορετικές περιπτώσεις στασιμότητας ή cointegration.

Έστω ότι έχουμε ένα VAR μοντέλο στη μορφή:

$$\Delta Z_t = \phi + \Pi * Z_{t-1} + \sum \Gamma_i * \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{και} \quad Z_t = [ x_1 \ x_2 \ x_3 ]$$

και έστω θέλουμε να ελέγξουμε την υπόθεση ότι η  $x_3$  δεν προκαλεί τη  $x_1$  κατά Granger. Αυτό θα συμβαίνει όταν  $\pi^1_{13} = \pi^2_{13} = \dots = \pi^k_{13} = 0$  ή  $\pi^1_{13} = 0, \gamma^1_{13} = \gamma^2_{13} = \dots = \gamma^{k-1}_{13} = 0$ . Η εξέταση του να παίρνουν την ίδια τιμή, μηδέν, από κοινού πολλοί παράμετροι είναι ένα F-test. Ορίζοντας το στατιστικό F με εκτιμητή OLS, μπορούμε να ελέγξουμε τις τιμές από την κατανομή  $\chi^2$  όταν ισχύει η στασιμότητα.

Αν στην πορεία βρεθεί ότι το μοντέλο λειτουργεί σε cointegrated περιβάλλον, τότε για να εξακολουθήσουμε να χρησιμοποιούμε την κατανομή  $\chi^2$  στους σχετικούς ελέγχους πρέπει τα στοιχεία του πίνακα B (ορίστηκε στις αρχές της ενότητας), τα οποία αναφέρονται στις μεταβλητές των οποίων τη σχέση ελέγχουμε να μην είναι μηδενικά. Συγκεκριμένα, αν στην παραπάνω περίπτωση  $\text{rank}(\Pi) = 1$ , τότε έχουμε μία σχέση ισορροπίας και στο διάνυσμα  $[ \beta_{11} \ \beta_{12} \ \beta_{13} ]$  πρέπει το  $\beta_{13} \neq 0$ , προκειμένου η  $x_3$  να συμμετέχει στη διατήρηση της ισορροπίας. Αν  $\text{rank}(\Pi) = 2$ , τότε οι σχέσεις ισορροπίας είναι δύο και κατ' αναλογία πρέπει ένα εκ των  $\beta_{13}, \beta_{23}$  να είναι διαφορετικό του μηδενός.

Όταν εξ' αρχής λάβουμε υπ' όψιν cointegration, δημιουργούμε ένα στατιστικό F με βάση έναν εκτιμητή ML (στην πραγματικότητα πρόκειται για ένα likelihood ratio μεταξύ ενός εκτιμητή πάνω στο μοντέλο και ενός στο μοντέλο με τους

περιορισμούς που αναφέρονται στον έλεγχο αιτίας-αποτελέσματος που θέλουμε να κάνουμε) και για να χρησιμοποιήσουμε την κατανομή  $\chi^2$  πρέπει όπως και πριν τα στοιχεία του B που αντιστοιχούν στην μεταβλητή-αιτία να είναι μη μηδενικά (τουλάχιστον ένα) ή τα στοιχεία του C που αντιστοιχούν στις σειρές που σχετίζονται με τη μεταβλητή-αποτέλεσμα να είναι μη μηδενικά (τουλάχιστον ένα).

## **B μέρος**

### **Εμπειρική Ανάλυση**

Η παρούσα μελέτη, όπως έχει προαναφερθεί, ξεφεύγει από τα στενά όρια της ανάλυσης μόνο για τις ΗΠΑ, κάτι που γίνεται στο πλήθος των σχετικών μελετών. Συν τοις άλλοις, περιλαμβάνει την ιδιαίτερη περίπτωση της Ιαπωνίας, καθώς και την οικονομική ύφεση της τελευταίας τριετίας.

Πριν αναφερθούν τα αποτελέσματα και χάριν υπενθύμισης σημειώνεται πως η έρευνα πραγματοποιήθηκε για το χρονικό διάστημα 1973 – 2002, ενώ εξετάστηκαν και δύο διαστήματα ξεχωριστά, 1973 – 1989 και 1990 – 2002. Οι μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν είναι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις (SM), τα επιτόκια δεκαετών ομολόγων (INT), οι επενδύσεις κατοικίας (RES), οι επιχειρηματικές επενδύσεις μη κατοικίας (NRES), η κατανάλωση διαρκών αγαθών (DU), η κατανάλωση μη διαρκών αγαθών (NDU) και οι λιανικές πωλήσεις (RET) με σκοπό αρχικά την εύρεση σχέσεων εξάρτησης μεταξύ χρηματιστηρίου – επενδύσεων και χρηματιστηρίου – κατανάλωσης και κατα δεύτερον σχέσεις εξάρτησης μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών γενικότερα. Οι χώρες του δείγματος είναι : ΗΠΑ, Καναδάς, Ιαπωνία, Ιταλία, Γαλλία, Γερμανία και Μ.Βρετανία. Το μοντέλο που ακολουθήθηκε είναι VAR, επειδή εκτός των άλλων προσφέρεται για διαχρονική εξέταση των αλληλεπιδράσεων ενδογενών μεταβλητών. Πάνω σε αυτό το υπόδειγμα έγιναν οι σχετικοί έλεγχοι για αιτιότητα κατά Granger.

### **1. Αποτελέσματα : Χρηματιστήριο – Επενδύσεις**

Εκ πρώτης όψεως θα μπορούσε να διακρίνει κανείς πως οι μεταβλητές που εξετάζονται παρουσιάζουν εντονότερη αλληλεπίδραση στις ΗΠΑ, στο σύνολο του δείγματος, και γενικότερα στις αγγλοσαξωνικές χώρες την πρώτη εξεταζόμενη περίοδο. Επίσης, σε γενικές γραμμές τα επιτόκια παρουσιάζουν μεγαλύτερη σημαντικότητα σε σχέση με το χρηματιστήριο ως προς το βαθμό κατα τον οποίο προηγούνται των επιχειρηματικών επενδύσεων και των επενδύσεων κατοικίας. Τέλος, σε αρκετές περιπτώσεις οι επιχειρηματικές επενδύσεις φαίνεται να προηγούνται της πορείας των χρηματιστηριακών αποδόσεων.

Τα αποτελέσματα συνοψίζονται στους πίνακες που ακολουθούν. Ο πίνακας 1 παρουσιάζει το σύνολο χρονικά του δείγματος, ενώ ο πίνακας 2 παρουσιάζει τα αποτελέσματα ξεχωριστά για τις δύο εξεταζόμενες περιόδους. Η πρώτη στήλη και στους δύο πίνακες παραθέτει χρονικές υστερήσεις των εξεταζόμενων μεταβλητών για όλες τις χώρες και οι αριθμοί εντός των πινάκων το επίπεδο σημαντικότητας κατά το οποίο οι χρονικές υστερήσεις προηγούνται, σύμφωνα με τους ελέγχους για Granger Causality και την κατανομή  $\chi^2$ , των «σημερινών» τιμών των μεταβλητών. Οι έλεγχοι αυτοί, καθώς και τα αποτελέσματα από τα υποδείγματα VAR για κάθε χώρα εμφανίζονται στο παράρτημα της εργασίας. Το γράμμα D μπροστά από κάθε μεταβλητή υποδηλώνει τις πρώτες διαφορές των μεταβλητών, αναγκαία «διόρθωση» λόγω της εύρεσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών.

Πίνακας 1 : Χρηματιστήριο – Επενδύσεις (1973 – 2002)

	<b>D(SM)</b>	<b>D(RES)</b>	<b>D(NRES)</b>	<b>D(INT)</b>
<b><u>ΗΠΑ</u></b>				
D(SM)		<b>10%</b>	<b>5%</b>	<b>10%</b>
D(RES)			<b>1%</b>	
D(NRES)	<b>10%</b>			
D(INT)	<b>10%</b>	<b>1%</b>	<b>1%</b>	
<b><u>Καναδάς</u></b>				
D(SM)				
D(RES)				<b>10%</b>
D(NRES)				<b>5%</b>
D(INT)	<b>1%</b>	<b>1%</b>		
<b><u>Ιαπωνία</u></b>				
D(SM)				
D(RES)				
D(NRES)	<b>5%</b>	<b>1%</b>		
D(INT)		<b>1%</b>	<b>1%</b>	
<b><u>Ιταλία</u></b>				
D(SM)		<b>5%</b>		<b>5%</b>
D(RES)				
D(NRES)		<b>5%</b>		<b>5%</b>
D(INT)			<b>5%</b>	
<b><u>Μ.Βρετανία</u></b>				
D(SM)				
D(RES)				
D(NRES)				
D(INT)				



<b><u>Γερμανία</u></b>				
D(SM)				<b>5%</b>
D(RES)				
D(NRES)				
D(INT)				
<b><u>Γαλλία</u></b>				
D(SM)				
D(RES)				
D(NRES)				
D(INT)				

Πηγή : Datastream και υπολογισμοί του γράφοντος.

Πίνακας 2 : Χρηματιστήριο – Επενδύσεις (1973 – 1989 και 1990 - 2002)

	1973 – 1989				1990 – 2002			
	D(SM)	D(RES)	D(NR)	D(INT)	D(SM)	D(RES)	D(NR)	D(INT)
<b><u>ΗΠΑ</u></b>								
D(SM)						<b>1%</b>	<b>5%</b>	
D(RES)	<b>10%</b>		<b>10%</b>				<b>10%</b>	
D(NRES)						<b>1%</b>		
D(INT)		<b>10%</b>				<b>5%</b>		
<b><u>Καναδάς</u></b>								
D(SM)								
D(RES)								
D(NRES)	<b>5%</b>			<b>10%</b>	<b>5%</b>			
D(INT)						<b>10%</b>		
<b><u>Ιαπωνία</u></b>								
D(SM)							<b>10%</b>	
D(RES)								
D(NRES)				<b>5%</b>	<b>10%</b>			
D(INT)	<b>10%</b>		<b>1%</b>			<b>5%</b>		
<b><u>Ιταλία</u></b>								
D(SM)		<b>5%</b>						
D(RES)					<b>5%</b>			<b>5%</b>
D(NRES)				<b>1%</b>				
D(INT)								

<b><u>Μ.Βρετανία</u></b>								
D(SM)			<b>10%</b>	<b>1%</b>				
D(RES)								
D(NRES)		<b>1%</b>						
D(INT)		<b>10%</b>	<b>5%</b>					
<b><u>Γερμανία</u></b>								
D(SM)								
D(RES)				<b>5%</b>				
D(NRES)								
D(INT)						<b>10%</b>		
<b><u>Γαλλία</u></b>								
D(SM)								
D(RES)								
D(NRES)								
D(INT)								

Πηγή : Datastream και υπολογισμοί του γράφοντος.

Όπως φαίνεται στους παραπάνω πίνακες, αναφορικά με τις ΗΠΑ στο σύνολο χρονικά του δείγματος υπάρχει αλληλεπίδραση μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και επιχειρηματικών επενδύσεων, κάτι που μπορεί να αναδεικνύει την αμφίδρομη σχέση των μεγεθών, αλλά συγχρόνως αποδυναμώνει τη δυνατότητα εξαγωγής ενδεχόμενου συμπεράσματος για το τί προηγείται και τί έπεται.

Επίσης, το χρηματιστήριο προηγείται των επενδύσεων κατοικίας την περίοδο 1990 – 2002, ενώ τα επιτόκια επηρεάζουν τις επενδύσεις αυτές καθόλη την εξεταζόμενη περίοδο (1973 – 2002). Η σχέση είναι αρνητική, αφορά την πρώτη χρονική υστέρηση των επιτοκίων και σύμφωνα με τον πίνακα Α.1.1. του παραρτήματος, 1% μεταβολή των επιτοκίων προκαλεί 0,12% μεταβολή προς την αντίθετη κατεύθυνση των επενδύσεων κατοικίας. Αλληλεπίδραση ακόμη παρατηρείται μεταξύ της πορείας των επιτοκίων και αυτής των χρηματιστηριακών αποδόσεων, χωρίς να μπορούμε να συμπεράνουμε αν κάτι από τα δύο προηγείται.

Στην περίπτωση του Καναδά, φαίνεται να απουσιάζει εξ' ολοκλήρου ενδεχόμενη επίδραση της χρηματιστηριακής αγοράς στα επενδυτικά μεγέθη, τόσο κατά την εξέταση του συνόλου χρονικά του δείγματος, όσο και των επιμέρους εξεταζόμενων περιόδων.

Αντίθετα, οι επιχειρηματικές επενδύσεις είναι εκείνες που εμφανίζονται να προηγούνται των χρηματιστηριακών αποδόσεων. Η σχέση αυτή εξαντλείται την πρώτη χρονική υστέρηση της πορείας των επιχειρηματικών επενδύσεων, 1% μεταβολή της οποίας προκαλεί ιδίου προσήμου μεταβολή των αποδόσεων του χρηματιστηρίου για την επόμενη περίοδο κατά 0,4% (παράρτημα – πίνακας Α.2.1).

Επίσης, τα επιτόκια προηγούνται των επενδύσεων κατοικίας. Συγκεκριμένα, η επίδραση αυτή φαίνεται να οφείλεται στη δεύτερη εξεταζόμενη περίοδο οπότε και η αισθητή πτώση τους, από το 1995 και έπειτα κυρίως, οδήγησε σε σημαντική άνοδο στις επενδύσεις κατοικίας. Σύμφωνα με τον πίνακα Α.2.5. του παραρτήματος η παραπάνω σχέση είναι αρνητική, στατιστικά σημαντική για την πρώτη μόνο χρονική υστέρηση των επιτοκίων, όπου 1% μεταβολή τους επηρεάζει το επίπεδο των επενδύσεων κατοικίας της επόμενης περιόδου κατά 0,18%.

Η επίδραση των επιτοκίων δε σταματά μόνο στο παραπάνω, αλλά η πορεία τους φαίνεται να επηρεάζει και την πορεία του χρηματιστηρίου στο σύνολο του δείγματος. Η συσχέτιση, όπως είναι λογικό, είναι αρνητική και η σημαντικότητα στη σχέση των δύο μεγεθών εξαντλείται την πρώτη μόλις εξεταζόμενη περίοδο.

Στην Ιαπωνία, η πτώση των επιτοκίων από τις αρχές της δεκαετίας των 80' δίνει ώθηση στις επιχειρηματικές επενδύσεις, ενώ την επόμενη δεκαετία, όταν πλέον η οικονομία αρχίζει να εισέρχεται σε περίοδο ύφεσης, ωθεί τις επενδύσεις κατοικίας. Αντίθετα, απουσιάζει πιθανή επίδραση της χρηματιστηριακής αγοράς σε οποιαδήποτε μορφή επένδυσης (επιχειρηματικής ή κατοικίας) στο σύνολο του δείγματος.

Οι επιχειρηματικές επενδύσεις είναι εκείνες που επηρεάζουν το χρηματιστήριο, κυρίως στο δεύτερο μισό του συνολικού δείγματος, οπότε η μείωσή τους βάζει φρένο στη μέχρι τότε ανοδική χρηματιστηριακή πορεία. Με δεδομένη την υπερχρέωση των επιχειρήσεων από την προηγούμενη δεκαετία, που δυσχεραίνει νέο δανεισμό, η πτώση του χρηματιστηρίου δε δίνει τη δυνατότητα άντλησης κεφαλαίων για τις επιχειρήσεις προκειμένου να προβούν σε επενδύσεις και να έχουν την ευκαιρία να εξέλθουν της ύφεσης. Έτσι, χρηματιστήριο και επιχειρηματικές επενδύσεις φαίνεται να εγκλωβίζονται σε έναν κύκλο με την πορεία κάθε μεγέθους να τροφοδοτεί την πορεία του άλλου, χωρίς να μπορεί να συμπεράνει κανείς τί από τα δύο προηγείται.

Στη Μ.Βρετανία δε φαίνεται να υπάρχει ιδιαίτερη αλληλεξάρτηση των εξεταζόμενων μεταβλητών στο σύνολο τουλάχιστον χρονικά του δείγματος. Εντούτοις, την περίοδο 1973 – 1989, τα επιτόκια φαίνεται να επηρεάζουν τόσο τις επενδύσεις κατοικίας, όσο και τις επιχειρηματικές επενδύσεις. Οι τελευταίες επηρεάζονται και από την πορεία του χρηματιστηρίου. Οι χρηματιστηριακές αποδόσεις, μάλιστα, προηγούνται και της πορείας των επιτοκίων. Πάντως, είναι εντυπωσιακό πως στη δεύτερη περίοδο κάθε είδους επίδραση εξαλείφεται.

Ομοίως, και στη Γαλλία δεν φαίνεται να υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ χρηματιστηρίου, επενδύσεων ( είτε επιχειρηματικών, είτε κατοικίας ) και επιτοκίων.

Στην Ιταλία, η χρηματιστηριακή αγορά και όχι η πορεία των επιτοκίων όπως σε προηγούμενες χώρες επηρεάζει τις επενδύσεις κατοικίας. Αυτό οφείλεται στην πρώτη από τις εξεταζόμενες περιόδους.

Επίσης, τα επιτόκια προηγούνται των επιχειρηματικών επενδύσεων σε ότι έχει να κάνει με το σύνολο της περιόδου. Μεταβολή της τάξης του 1% στα επιτόκια

προκαλεί ιδίου προσήμου μεταβολή στο επίπεδο των επιχειρηματικών επενδύσεων δύο χρονικές περιόδους αργότερα κατά 0,07% (παράρτημα – πίνακας Α.5.1.)

Στη Γερμανία και αναφορικά με το σύνολο του δείγματος, φαίνεται ότι το χρηματιστήριο δεν επηρεάζει το ύψος των επενδύσεων. Πάντως την περίοδο 1990 – 2002 τα επιτόκια είναι εκείνα που προηγούνται των επενδύσεων κατοικίας, σύμφωνα με το σχετικό έλεγχο για ύπαρξη Granger Causality.

### **Συγκριτικά Αποτελέσματα**

Η σύγκριση των αποτελεσμάτων έχει διπλό χαρακτήρα. Αφορά αφενός τη σύγκριση μεταξύ των χωρών και της επενδυτικής συμπεριφοράς των κατοίκων τους και αφετέρου τις διαφορές και ομοιότητες των δύο εξεταζόμενων περιόδων.

Μία πρώτη παρατήρηση είναι ότι στην Ιταλία και στη Γερμανία η χρηματιστηριακή αγορά προηγείται των επενδύσεων κατοικίας, ενώ σε Καναδά και Ιαπωνία οι επενδύσεις κατοικίας παρουσιάζουν μεγάλη ευαισθησία στην αμέσως προηγούμενη πορεία των επιτοκίων. Αναφορικά με τις ΗΠΑ, οι επενδύσεις κατοικίας επηρεάζονται από κοινού από το χρηματιστήριο και τα επιτόκια με τα δεύτερα να χαρακτηρίζονται από μεγαλύτερο επίπεδο σημαντικότητας.

Ακόμη, οι επιχειρηματικές επενδύσεις κατευθύνουν τη χρηματιστηριακή αγορά στην Ιαπωνία και τη Γερμανία, ενώ παρουσιάζεται ισχυρή αλληλεπίδραση χωρίς να είμαστε σε θέση να συμπεραίνουμε τί προηγείται και τί ακολουθεί στις ΗΠΑ. Αξιοσημείωτη παρατήρηση αποτελεί το γεγονός ότι στις ΗΠΑ και τον Καναδά υπάρχει έντονη αλληλεξάρτηση μεταξύ της χρηματιστηριακής αγοράς και των επιτοκίων.

Από τα παραπάνω είναι εμφανές ότι οι ΗΠΑ και ο Καναδάς ακολουθούν παρόμοια συμπεριφορά, ενώ η Ιαπωνία δε μπορεί να ενταχθεί σε κάποια ομάδα.

Ενδιαφέρον παρουσιάζει η σύγκριση μεταξύ των δύο εξεταζόμενων περιόδων, 1973 – 1989 και 1990 – 2002. Η περίοδος 1990 – 2002 αποτέλεσε πρόσφορο έδαφος για την ανάδειξη του ρόλου της χρηματιστηριακής αγοράς ως παράγοντα διαμόρφωσης των επενδύσεων για χώρες όπως οι ΗΠΑ και η Ιαπωνία. Το παράδειγμα αυτό δεν ακολούθησαν ο Καναδάς, η Γαλλία και η Γερμανία, όπου ο ρόλος του χρηματιστηρίου παρέμεινε αμετάβλητος. Αντίθετα, στην Ιταλία και τη Μ.Βρετανία, το χρηματιστήριο έχασε την περίοδο αυτή όποια χαρακτηριστικά το καθιστούσαν αιτία της πορείας των επενδύσεων την προηγούμενη περίοδο.

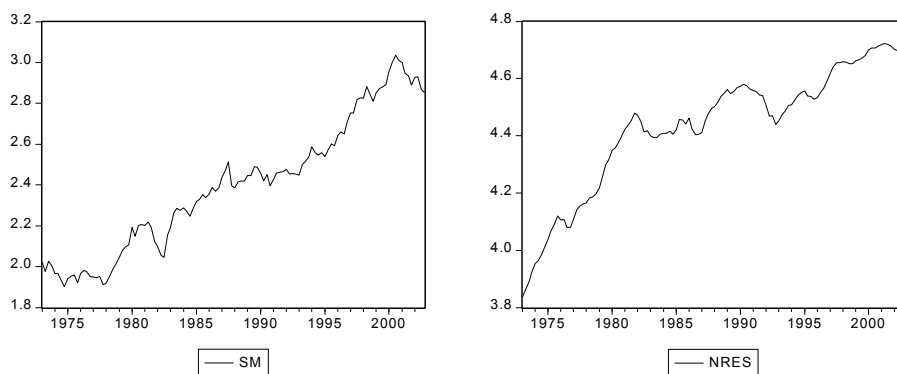
Στη Μ.Βρετανία τα παραπάνω χαρακτηριστικά έχασαν και τα επιτόκια. Σε γενικές γραμμές πάντως, τη συγκεκριμένη περίοδο τα επιτόκια έχουν επιρροή μόνο πάνω στις επενδύσεις κατοικίας και όχι στις επιχειρηματικές.

## Οικονομική ερμηνεία

Στις μη ευρωπαϊκές χώρες και στη Μ.Βρετανία (κατά την πρώτη περίοδο) η αλληλεπίδραση των εξεταζόμενων μεταβλητών είναι εντονότερη. Το γεγονός αυτό πιθανώς να οφείλεται στη μεγαλύτερη εμπιστοσύνη που δείχνουν οι πολίτες των χωρών αυτών στη χρηματιστηριακή αγορά και στην πορεία των οικονομικών μεγεθών ως προς την αξιοπιστία και την εγκυρότητα τους, αλλά και σε μεγαλύτερη αντιστοιχία των μεγεθών αυτών και της αγοράς με την καθημερινή οικονομική πραγματικότητα, παράγοντας που άλλωστε τροφοδοτεί την παραπάνω εμπιστοσύνη.

Σε αρκετές περιπτώσεις παρατηρούμε ότι τα επιτόκια προηγούνται των επενδύσεων κατοικίας, κάτι που συνάδει με τη θεωρία, αλλά και με παλαιότερες μελέτες, σε ότι έχει να κάνει με τις ΗΠΑ τουλάχιστον. Άλλοτε πάλι, το χρηματιστήριο είναι αυτό που επηρεάζει τις επενδύσεις κατοικίας. Στις ΗΠΑ, την περίοδο της μεγάλης χρηματιστηριακής άνθησης (1995 – 2000) το ποσοστό ιδιοκατοίκησης από 64,2% ανήλθε σε 67,1% μετά από δεκαετή περίπου στασιμότητα. Πάντως, στις περιπτώσεις που οι επενδυτές επηρεάζονται από τα επιτόκια, η συμπεριφορά τους φαίνεται πιο ορθολογική με την έννοια, ότι οι κατοικίες είναι είδος ανάγκης που σωστά δε θα έπρεπε να βασίζεται σε υψηλής διακύμανσης πηγές άντλησης κεφαλαίων, όπως το χρηματιστήριο.

Ένα ιδιαίτερα ενδιαφέρον χαρακτηριστικό παρουσίασε η σχέση επιχειρηματικών επενδύσεων – χρηματιστηρίου στον Καναδά. Συγκεκριμένα, οι επιχειρηματικές επενδύσεις προηγούνται του χρηματιστηρίου, όμως η συσχέτιση των δύο μεγεθών είναι αρνητική την περίοδο 1973 – 1989, ενώ την περίοδο 1990 – 2002 χαρακτηρίζεται από θετικό πρόσημο



Όπως φαίνεται και στα γραφήματα η άνοδος των επιχειρηματικών επενδύσεων την περίοδο 1973 – 1978 δεν αντανακλάται στο χρηματιστήριο. Ίσως οι επενδύσεις άργησαν να αποδώσουν καρπούς ή είχαν σκόπιμα μακροχρόνιο χρονικό ορίζοντα. Αντίθετα, την περίοδο 1982 – 1987 οι επιχειρηματικές επενδύσεις ακολουθούν πτωτική πορεία, αλλά το χρηματιστήριο εξακολουθεί να ανεβαίνει από κεκτημένα,

από προηγούμενες επενδύσεις, ταχύτητα. Οι δύο αυτές παρατηρήσεις εξηγούν την προαναφερόμενη αρνητική συσχέτιση. Αντίθετα, τη περίοδο 1990 – 2002 η πορεία και των δύο μεγεθών είναι σε γενικές γραμμές παράλληλη, γεγονός που εξηγεί τη θετική συσχέτιση αυτή τη φορά.

Σε μερικές περιπτώσεις είδαμε τα επιτόκια να σχετίζονται άμεσα με την πορεία των χρηματιστηριακών αποδόσεων και μάλιστα να προηγούνται σε κάποιες απ' αυτές. Είναι διττός ο ρόλος των επιτοκίων στην περίπτωση αυτή. Από τη μία πλευρά η πορεία των επιτοκίων φαίνεται να είναι οδηγός επενδυτικών αποφάσεων σε αξιόγραφα. Έτσι, η πτώση τους λειτουργεί μάλλον αποτρεπτικά για επενδύσεις σε ομόλογα και προτρεπτικά για είσοδο κεφαλαίων στη χρηματιστηριακή αγορά, είσοδος που δημιουργεί από μόνη της επιπλέον ζήτηση και άνοδο της ίδιας της αγοράς. Με τον αντίθετο τρόπο λειτουργεί ενδεχόμενη άνοδος των επιτοκίων. Από την άλλη πλευρά, το ύψος των επιτοκίων διαμορφώνει ανάλογα και το συντελεστή προεξόφλησης στον υπολογισμό των τιμών των μετοχών. Έτσι, ενδεχόμενη άνοδος τους αυξάνει το συντελεστή προεξόφλησης και επομένως μειώνει τις τιμές των μετοχών και κατ' επέκταση τις αποδόσεις. Αντίθετα, ενδεχόμενη πτώση τους αυξάνει τις τιμές των μετοχών.

Οι επιχειρηματικές επενδύσεις φαίνεται να επηρεάζονται άλλοτε από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και άλλοτε από την πορεία των επιτοκίων. Δεν είναι τυχαίο, άλλωστε, το γεγονός ότι στη διαμόρφωση του κόστους κεφαλαίου συμμετέχουν από κοινού δανειακά και ίδια κεφάλαια με τη στάθμιση των δύο ειδών κεφαλαίων να εξαρτάται από μια σειρά παραγόντων όπως οι οιονομικές συνθήκες, αλλά και τα χαρακτηριστικά και τους στόχους της κάθε επιχείρησης.

## **2. Αποτελέσματα : Χρηματιστήριο - Κατανάλωση**

Η μελέτη για την κατανάλωση έγινε σε δύο στάδια. Το κύριο στάδιο περιλαμβάνει τη διάκριση της κατανάλωσης σε διαρκών και μη διαρκών αγαθών και χρησιμοποιεί τριμηνιαία δεδομένα για την εύρεση αλληλεπιδράσεων με τη χρηματιστηριακή αγορά και την πορεία των επιτοκίων. Το δεύτερο στάδιο περιλαμβάνει ανάλογη ανάλυση με μηνιαία στοιχεία αυτή τη φορά και τις λιανικές πωλήσεις να εκφράζουν εξ' ολοκλήρου την κατανάλωση.

Γενικά, μπορεί να συμπεράνει κανείς πως διαφαίνεται σε κάποιες περιπτώσεις η δυναμική της χρηματιστηριακής αγοράς να προηγείται της κατανάλωσης των διαρκών αγαθών. Από την άλλη πλευρά η κατανάλωση μη διαρκών αγαθών φαίνεται σχεδόν στο σύνολο των χωρών να μην επηρεάζεται ούτε από την προηγούμενη πορεία του χρηματιστηρίου, αλλά ούτε και από εκείνη των επιτοκίων. Η παρατήρηση αυτή επιβεβαιώνει τη θεωρία, σύμφωνα με την οποία το γεγονός πως στα μη διαρκή αγαθά περιλαμβάνονται κυρίως προϊόντα πρώτης ανάγκης τα καθιστά μη ευαίσθητα σε χρηματιστηριακές ή επιτοκιακές αλλαγές. Τέλος, σε αρκετές περιπτώσεις

παρουσιάζεται είτε μονομερής επίδραση της κατανάλωσης πάνω στην πορεία της χρηματιστηριακής αγοράς, είτε αλληλεπίδραση των δύο μεγεθών.

Αναφορικά με την ανάλυση μέσω των μηνιαίων στοιχείων για τις λιανικές πωλήσεις, πρέπει να σημειωθεί πως δεν παρουσιάζονται διαφορετικές εικόνες. Σύντομους άλλους, οι συντελεστες προσδιορισμού  $R^2$  των παλινδρομήσεων που συνθέτουν τα VAR υποδείγματα για κάθε χώρα υστερούν σημαντικά από τους αντίστοιχους της ανάλυσης στο κύριο στάδιο, με αποτέλεσμα να υπάρχουν περιορισμένες δυνατότητες για την εξαγωγή χρήσιμων συμπερασμάτων.

Στη συνέχεια παρατίθενται οι πίνακες με τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα για το σύνολο των χωρών και για τα δύο στάδια της ανάλυσης. Ο πίνακας 3 παρουσιάζει τις σχέσεις εξάρτησης των πρώτων διαφορών των σχετικών μεταβλητών (χρηματιστηριακές αποδόσεις, κατανάλωση διαρκών και μη διαρκών αγαθών και επιτόκια) για το σύνολο χρονικά του δείγματος, όπως αυτές διαμορφώνονται ύστερα από τους σχετικούς ελέγχους για Granger Causality. Ο πίνακας 4 παρουσιάζει ανάλογα αποτελέσματα για τις δύο εξεταζόμενες περιόδους, 1973 – 1989 και 1990 – 2002. Τέλος, ο πίνακας 5 παρουσιάζει τα σχετικά αποτελέσματα, θέτοντας στη θέση της κατανάλωσης τις λιανικές πωλήσεις και χρησιμοποιώντας όπως προαναφέρθηκε μηνιαία στοιχεία. Και εδώ τα αποτελέσματα των υποδειγμάτων VAR και των ελέγχων για αιτιότητα παρατίθενται στο παράρτημα.

Πίνακας 3. Χρηματιστήριο – Κατανάλωση (1973 – 2002)

	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
<b><u>ΗΠΑ</u></b>				
D(SM)		<b>10%</b>		
D(DU)			<b>10%</b>	
D(NDU)	<b>5%</b>			
D(INT)				
<b><u>Καναδάς</u></b>				
D(SM)				
D(DU)	<b>10%</b>			<b>1%</b>
D(NDU)	<b>1%</b>			
D(INT)	<b>1%</b>	<b>1%</b>		
<b><u>Μ.Βρετανία</u></b>				
D(SM)			<b>1%</b>	<b>10%</b>
D(DU)	<b>1%</b>		<b>10%</b>	
D(NDU)	<b>1%</b>	<b>10%</b>		
D(INT)				
<b><u>Ιταλία</u></b>				
D(SM)		<b>10%</b>		
D(DU)				
D(NDU)		<b>5%</b>		

D(INT)				
<b><u>Ιαπωνία</u></b>				
D(SM)				
D(DU)			1%	
D(NDU)		1%		
D(INT)				
<b><u>Γερμανία</u></b>				
D(SM)			1%	10%
D(DU)	1%		10%	
D(NDU)	1%	10%		
D(INT)				
<b><u>Γαλλία</u></b>				
D(SM)				
D(DU)				
D(NDU)	5%			
D(INT)				

Πηγή : Datastream και υπολογισμοί του γράφοντος.

Πίνακας 2. Χρηματιστήριο – Κατανάλωση (1973 – 1989 και 1990 – 2002)

	1973 – 1989				1990 – 2002			
	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
<b><u>ΗΠΑ</u></b>								
D(SM)		1%						
D(DU)	5%		10%					
D(NDU)		10%						
D(INT)								
<b><u>Καναδάς</u></b>								
D(SM)		10%				5%		
D(DU)								
D(NDU)					10%			
D(INT)	1%	1%			10%			
<b><u>Μ.Βρετανία</u></b>								
D(SM)				10%		5%	1%	
D(DU)	5%		1%	10%			1%	5%
D(NDU)						1%		1%
D(INT)			5%				5%	
<b><u>Ιταλία</u></b>								
D(SM)		10%						
D(DU)			5%					
D(NDU)		10%						
D(INT)			10%				5%	
<b><u>Ιαπωνία</u></b>								
D(SM)							1%	
D(DU)			5%			1%		
D(NDU)								



D(INT)	5%					5%		
<b><u>Γερμανία</u></b>								
D(SM)								
D(DU)								
D(NDU)								
D(INT)		10%	10%					
<b><u>Γαλλία</u></b>								
D(SM)				10%				10%
D(DU)							5%	
D(NDU)		5%						
D(INT)					5%	10%		

Πηγή : Datastream και υπολογισμοί του γράφοντος.

Πίνακας 5. Χρηματιστήριο – Λιανικές Πωλήσεις

	1984 – 2002			1990 – 2002		
	D(SM)	D(RET)	D(INT)	D(SM)	D(RET)	D(INT)
<b><u>ΗΠΑ</u></b>						
D(SM)		10%				
D(RET)			1%			5%
D(INT)						
<b><u>Καναδάς</u></b>						
D(SM)			1%			1%
D(RET)			5%			
D(INT)					5%	
<b><u>Ιαπωνία</u></b>						
D(SM)						
D(RET)				1%		
D(INT)						
<b><u>Γαλλία</u></b>						
D(SM)			10%			5%
D(RET)						
D(INT)	10%					
<b><u>Μ.Βρετανία</u></b>						
D(SM)						
D(RET)						
D(INT)						
<b><u>Ιταλία</u></b>						
D(SM)					10%	
D(RET)						
D(INT)	5%			1%		

Πηγή : Datastream και υπολογισμοί του γράφοντος. Όπου RET = retail sales (λιανικές πωλήσεις)

Στην περίπτωση των ΗΠΑ, η χρηματιστηριακή αγορά φαίνεται να προηγείται της κατανάλωσης διαρκών αγαθών. Η σχέση αυτή αναπτύσσεται λόγω της πορείας του χρηματιστηρίου για δύο χρονικές υστερήσεις, είναι θετική και 1% μεταβολή της χρηματιστηριακής αγοράς οδηγεί μετά από δύο περιόδους σε 0,1% μεταβολή της κατανάλωσης διαρκών αγαθών όπως δείχνει ο πίνακας Β.1.1. στο παράρτημα.. Το γεγονός αυτό οφείλεται κατα κύριο λόγο στην περίοδο 1973 – 1989 όπως φαίνεται στον πίνακα 4, όπου η παραπάνω μεταβολή αυξάνεται σε 0,16% και για αυτήν ευθύνονται και οι δύο προηγούμενες τιμές του χρηματιστηρίου. Η παρατήρηση αυτή ενισχύεται και από τα αποτελέσματα της μελέτης σχετικά με τις λιανικές πωλήσεις (πίνακας 5).

Αξιοσημείωτο είναι το γεγονός, ότι απουσιάζει κάθε σχέση αιτιότητας την περίοδο 1990 – 2002 και στα δύο στάδια της ανάλυσης, παρότι τότε κορυφώνεται η χρηματιστηριακή άνοδος.

Ο Καναδάς είναι η μοναδική από τις εξεταζόμενες χώρες στην οποία η πορεία των επιτοκίων φαίνεται να προηγείται της κατανάλωσης διαρκών αγαθών. Είναι δεδομένο πως το κόστος των αγαθών αυτών είναι υψηλό. Έτσι, η αγορά τους πολλές φορές απαιτεί δανεισμό χρημάτων. Άλλωστε, η πορεία των επιτοκίων είναι λογικό να επηρεάζει την καταναλωτική συμπεριφορά με διάφορους τρόπους, οι οποίοι αναπτύχθηκαν στο θεωρητικό μέρος της παρούσας εργασίας. Για την περίπτωση του Καναδά η συσχέτιση επιτοκίων και κατανάλωσης διαρκών αγαθών είναι αρνητική και εξαντλείται την πρώτη χρονική υστέρηση. Συγκεκριμένα, αύξηση των επιτοκίων κατά 1% προκαλεί μείωση της κατανάλωσης κατά 0,12% και αντίθετα (παράρτημα – πίνακας Β.2.1.). Η περίοδος 1973 – 1989 ευθύνεται, όπως και στην περίπτωση των ΗΠΑ έτσι και εδώ, για αυτό το αποτέλεσμα. Ερμηνευτική ανάλυση της συγκεκριμένης παρατήρησης θα γίνει στο τελευταίο μέρος αυτής της ενότητας.

Μία άλλη παρατήρηση για την περίπτωση του Καναδά είναι πως η κατανάλωση στο σύνολο της επηρεάζει και προηγείται της χρηματιστηριακής αγοράς. Η σχέση αυτή είναι θετική, επομένως οι μεταβολές στις πωλήσεις αντανακλώνται με ίδιο πρόσημο στη χρηματιστηριακή αγορά ως κατά ένα τρόπο αξιολόγηση από το επενδυτικό κοινό της πορείας των επιχειρήσεων. Το γεγονός αυτό από ένα σημείο και έπειτα και ειδικά την περίοδο 1990 – 2002 φαίνεται να επανατροφοδοτεί την ίδια την κατανάλωση και να δημιουργείται ένας κύκλος μεταξύ των δύο εξεταζόμενων μεγεθών.

Στην περίπτωση της Ιαπωνίας απουσιάζει κάθε αλληλεπίδραση χρηματιστηριακής αγοράς και κατανάλωσης στο σύνολο χρονικά του δείγματος. Επίσης, τα επιτόκια δεν επηρεάζουν την καταναλωτική συμπεριφορά των Ιαπώνων, αλλά ούτε και επηρεάζονται απ' αυτήν. Οι μόνες σχέσεις εξάρτησης και μάλιστα αμφίδρομης που προκύπτουν από τους σχετικούς ελέγχους είναι αυτές μεταξύ της κατανάλωσης διαρκών και μη διαρκών αγαθών.

Στη Μ.Βρετανία, στο σύνολο του δείγματος η κατανάλωση διαρκών αγαθών φαίνεται να προηγείται της πορείας του χρηματιστηρίου. Συγκεκριμένα 1% μεταβολή της κατανάλωσης οδηγεί την επόμενη περίοδο σε ιδίου πρόσημου μεταβολή των χρηματιστηριακών αποδόσεων κατά 0,4% περίπου (παράρτημα – πίνακας Β.4.1.). Την πρώτη εξεταζόμενη περίοδο η κατανάλωση προηγείται του χρηματιστηρίου, ενώ τη δεύτερη περίοδο το αποτέλεσμα αντιστρέφεται. Πάντως, για το αποτέλεσμα που αναφέρθηκε και αφορά το σύνολο χρονικά του δείγματος ευθύνεται η πρώτη εξεταζόμενη περίοδος, οπότε ο ρυθμός αύξησης τόσο της κατανάλωσης, όσο και του χρηματιστηρίου είναι μεγαλύτερος από τον αντίστοιχο ρυθμό αύξησης της επόμενης περιόδου.

Στην Ιταλία, η χρηματιστηριακή αγορά κατευθύνει την κατανάλωση διαρκών αγαθών, γεγονός που οφείλεται στην περίοδο 1973 – 1989. Άλλωστε, απουσιάζει οποιαδήποτε μορφή εξάρτησης μεταξύ των μεταβλητών κατά την επόμενη περίοδο. Εντούτοις, το χρηματιστήριο οδηγεί τις λιανικές πωλήσεις κατά τη δεύτερη εξεταζόμενη περίοδο, όπως φαίνεται στον πίνακα 3, σε μια από τις ελάχιστες περιπτώσεις αυτής της ανάλυσης που παρουσιάζει υψηλούς συντελεστές προσδιορισμού.

Τέλος, όπως και στην περίπτωση των επενδύσεων, έτσι και εδώ απουσιάζει οποιαδήποτε μορφή εξάρτησης μεταξύ επιτοκιακών αλλαγών και καταναλωτικής συμπεριφοράς.

Στη Γαλλία, στο σύνολο του δείγματος η κατανάλωση μη διαρκών αγαθών ως καθρέφτης της καθημερινής οικονομικής πραγματικότητας προηγείται της χρηματιστηριακής αγοράς. Την περίοδο 1990 – 2002 εμφανίζεται αλληλεξάρτηση της πορείας των επιτοκίων και της χρηματιστηριακής πορείας, χωρίς να μπορούμε να συμπεράνουμε τι από τα δύο προηγείται. Την ίδια περίοδο η πτώση των επιτοκίων φαίνεται να ελκύει τους καταναλωτές να δανείζονται, προκειμένου να προβούν σε αγορές διαρκών αγαθών.

Τέλος, στη Γερμανία δεν εμφανίζονται σχέσεις αλληλεξάρτησης μεταξύ των εξεταζόμενων μεγεθών, πλην της πρώτης περιόδου κατά την οποία φαίνονται τα επιτόκια να επηρεάζουν την κατανάλωση.

### **Συγκριτικά Αποτελέσματα**

Στο σύνολο των ευρωπαϊκών χωρών που έχουν μελετηθεί, μόνο στην περίπτωση της Ιταλίας εμφανίζεται σχέση χρηματιστηρίου και κατανάλωσης διαρκών αγαθών, με τη χρηματιστηριακή αγορά να προηγείται. Επιπλέον, και στις τέσσερις χώρες, τα επιτόκια δε φαίνεται να είναι σε θέση να επηρεάσουν οποιαδήποτε μορφή κατανάλωσης στο σύνολο χρονικά του δείγματος.

Όμως, αναφορικά και με τις υπόλοιπες χώρες, μόνο στις ΗΠΑ η χρηματιστηριακή αγορά κατευθύνει την κατανάλωση διαρκών αγαθών. Σχετικά με τη

δυνατότητα της κατανάλωσης να οδηγεί το χρηματιστήριο, αυτή επιβεβαιώνεται στη Γαλλία, τη Μ.Βρετανία και τον Καναδά, κάτι που αναλύθηκε παραπάνω.

Η έρευνα σχετικά με τις λιανικές πωλήσεις δεν αντίκειται στα παραπάνω συμπεράσματα. Άλλωστε, όπως προαναφέρθηκε, τις περισσότερες φορές δε χαρακτηρίζεται από υψηλή προβλεπτική ικανότητα. Σε όσες το κάνει τα αποτελέσματα συνάδουν με εκείνα της κύριας ανάλυσης.

Περισσότερο ενδιαφέρον παρουσιάζει η σύγκριση μεταξύ των δύο διαφορετικών χρονικών περιόδων που εξετάστηκαν. Στις ΗΠΑ, τη Γερμανία και την Ιταλία, η περίοδος 1990 – 2002 δε συμβάλλει καθόλου στην εξαγωγή αποτελεσμάτων για αλληλεπίδραση των μεταβλητών, σε αντίθεση με την προηγούμενη περίοδο (1973 – 1989), στην οποία οφείλεται η γενική εικόνα κάθε χώρας, όπως άλλωστε εμφανίζεται και στους σχετικούς πίνακες. Αντίθετα, στη Μ.Βρετανία η συγκεκριμένη περίοδος εντείνει τη σχετική πληροφόρηση. Στις υπόλοιπες χώρες δεν παρουσιάζονται ιδιαίτερες μεταβολές.

Τέλος, την δεύτερη περίοδο του δείγματος, σε μερικές περιπτώσεις (Γαλλία, Ιταλία, Μ.Βρετανία και Ιαπωνία) εμφανίζεται η επίδραση που έχει η γενικότερη πτώση του επιπέδου των επιτοκίων στην αύξηση της κατανάλωσης διαρκών αγαθών μέσω του δανειακού καναλιού.

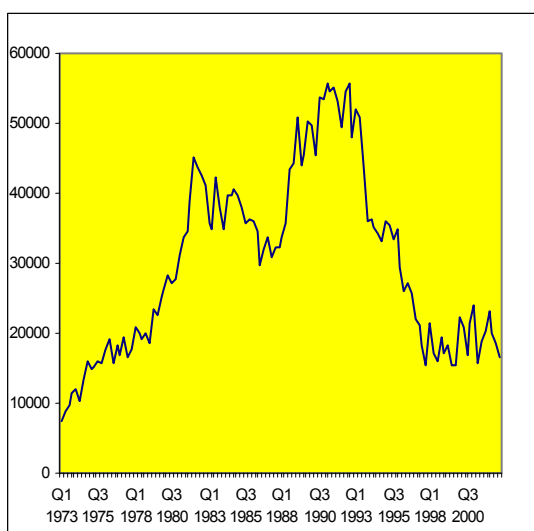
## **Οικονομική Ερμηνεία**

Αναφέρθηκε προηγουμένως πως στην περίπτωση των ΗΠΑ απουσιάζει κάθε σχέση εξάρτησης μεταξύ χρηματιστηρίου και κατανάλωσης διαρκών αγαθών την περίοδο 1990 –2002, παρότι τότε κορυφώνεται η χρηματιστηριακή άνοδος. Ίσως η άνοδος αυτής της δεκαετίας να μην ανταποκρίνεται επακριβώς σε πραγματικά δεδομένα. Άλλωστε εξετάζοντας την αντίστοιχη περίοδο στην περίπτωση των επενδύσεων, βλέπει κανείς ότι από την άνοδο ωφελήθηκαν οι επιχειρήσεις οι οποίες μπόρεσαν έτσι να χρηματοδοτήσουν επενδύσεις, ενώ και οι ιδιώτες φαίνεται τα όποια οφέλη τους να τα προόρισαν για επενδύσεις κατοικίας.

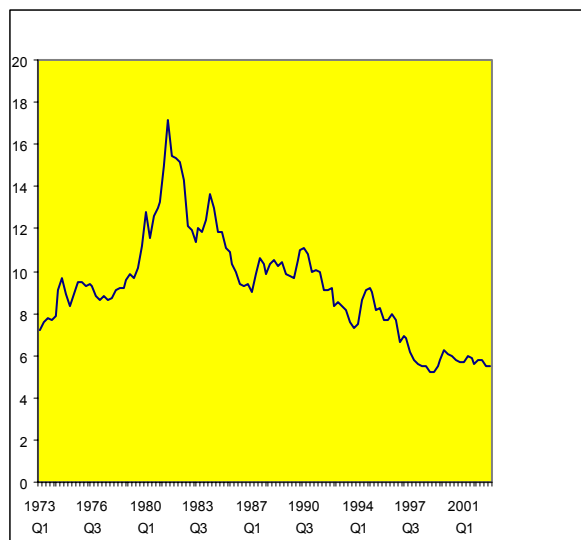
Παρατηρήθηκε πως ο Καναδάς είναι η μοναδική χώρα που στο σύνολο χρονικά του δείγματος, η πορεία των επιτοκίων φαίνεται να προηγείται της κατανάλωσης διαρκών αγαθών.

Μπορεί, άλλωστε να διακρίνει κανείς στα διαγράμματα αποταμίευσης και επιτοκίων που ακολουθούν ότι η αύξηση των επιτοκίων την περίοδο 1973 – 1980 καθώς επίσης και η μείωση τους κατά την περίοδο 1980 – 1987 ακολουθείται από ιδίου πρόσημου μεταβολή στην αποταμιευτική συμπεριφορά των πολιτών. Έτσι, λογικά, όταν αυξάνονται τα επιτόκια μειώνεται η κατανάλωση, καθώς οι καταναλωτές αποταμιεύουν περισσότερο για να αποκομίσουν μεγαλύτερα μελλοντικά κέρδη, ενώ όταν μειώνονται τα επιτόκια, η κατανάλωση αυξάνεται καθώς η αποταμίευση δεν είναι ιδιαίτερα ελκυστική.

Το γεγονός ότι η πρώτη περίοδος (1973 – 1989) ευθύνεται για το ότι τα επιτόκια κατευθύνουν την κατανάλωση των διαρκών αγαθών, φαίνεται και από τα διαγράμματα σύμφωνα με τα οποία παρά την πτώση των επιτοκίων την περίοδο 1990 – 2002, η αποταμιευτική, επομένως και η καταναλωτική συμπεριφορά, δε δείχνει να επηρεάζεται ιδιαίτερα, κυρίως από το 1995 και έπειτα.

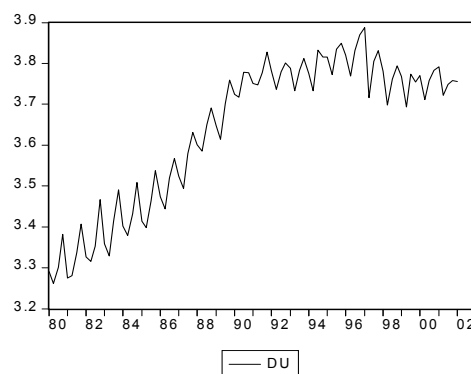
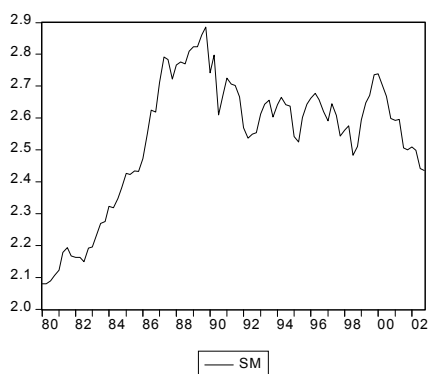


Αποταμίευση



Επιτόκια

Στην Ιαπωνία μόνο στη δεύτερη εξεταζόμενη περίοδο το χρηματιστήριο προηγείται της κατανάλωσης διαρκών αγαθών. Το γεγονός αυτό είναι απόλυτα αναμενόμενο αν αναλογιστεί κανείς πως τη δεκαετία των 80', η χρηματιστηριακή άνοδος στηρίχτηκε, όπως αποδείχτηκε εκ των υστέρων, σε μη ρεαλιστική εικόνα της οικονομίας. Με άλλα λόγια, η χρηματιστηριακή «φούσκα» της περιόδου εκείνης δεν έδωσε πολλές ευκαιρίες στους καταναλωτές για αύξηση του πλούτου τους.



Όπως φαίνεται και από τα αμέσως προηγούμενα διαγράμματα, τα οποία αναφέρονται στο σύνολο του δείγματος, η ραγδαία αύξηση της χρηματιστηριακής αγοράς στο πρώτο μισό δεν ακολουθήθηκε από ανάλογη αύξηση της κατανάλωσης, ενώ η πτώση

του δεύτερου μισού συνέβαλε στη σταθεροποίηση του επιπέδου της κατανάλωσης, στην μείωση της ουσιαστικά σε πραγματικούς όρους, καθώς η κατανάλωση είναι ένα μέγεθος που σε βάθος χρόνου έχει αυξητικές τάσεις μόνο και μόνο από το γεγονός ότι οι υλικές ανάγκες των ανθρώπων αυξάνονται με το πέρασμα του χρόνου.

Σε αρκετές περιπτώσεις, στο σύνολο χρονικά της εξεταζόμενης περιόδου, αλλά και στις επιμέρους περιόδους η κατανάλωση προηγείται της πορείας του χρηματιστηρίου. Φαίνεται πως στις περιπτώσεις αυτές η χρηματιστηριακή αγορά αξιολογεί την πορεία των επιχειρήσεων, όπως αυτή διαμορφώνεται μέσω των μεταβολών στις πωλήσεις τους. Επιπλέον, στο χρηματιστήριο αντανακλάται η οικονομική πραγματικότητα, όπως εκφράζεται συν τοις άλλοις και από την καταναλωτική συμπεριφορά.

### **Περίληψη**

Στην παρούσα εργασία προσεγγίστηκε η σχέση χρηματιστηριακής αγοράς – οικονομικής δραστηριότητας μέσω δύο οπτικών. Η μία αφορά τη σχέση χρηματιστηρίου – κατανάλωσης και η άλλη τη σχέση χρηματιστηρίου – επενδύσεων. Την ίδια τακτική είχε ακολουθήσει και ο Hui Guo (2001) για σχετική μελέτη του αποκλειστικά για τις ΗΠΑ. Εδώ, η μελέτη περιέλαβε τις επτά πιο ανεπτυγμένες χώρες, προκειμένου να υπάρξουν χρήσιμα συγκριτικά αποτελέσματα, τόσο από ποσοτικής άποψης, όσο και από ποιοτικής όπως η διαφορετικότητα της καταναλωτικής και της επενδυτικής συμπεριφοράς σε κάθε χώρα.

Το χαρακτηριστικό της θεωρητικής ενδογένειας των εξεταζόμενων μεταβλητών οδήγησε την τεχνική ανάλυση του όλου εγχειρήματος στη δημιουργία και αξιοποίηση των Vector Autoregressive υποδειγμάτων. Η συνολοκλήρωση των μεταβλητών διορθώθηκε με την ανάλυση μέσω VEC. Πάνω στα αποτελέσματα των παραπάνω μοντέλων για κάθε χώρα και κάθε περίοδο εξέτασης εφαρμόστηκαν Granger Causality έλεγχοι προκειμένου να βρούμε πιθανή σχέση προηγούμενης και ακολουθούμενης μεταβλητής.

Σε γενικές γραμμές, η περίπτωση των ΗΠΑ φάνηκε να είναι η πιο αξιόπιστη σε ό,τι έχει να κάνει με την εφαρμογή της θεωρίας. Οι ευρωπαϊκές χώρες, πλην της Μ.Βρετανίας σε ορισμένες περιπτώσεις, φαίνεται να ακολουθούν διαφορετική συμπεριφορά από τις υπόλοιπες με κυριότερο χαρακτηριστικό την περιορισμένη εξάρτηση μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών. Η Ιαπωνία είναι, όπως αναμενόταν άλλωστε, μια ιδιαίτερη περίπτωση, που χρήζει ξεχωριστής λεπτομερούς μελέτης λόγω και της διαφορετικής ιδιοσυγκρασίας των κατοίκων της. Τέλος, σημαντικές παρουσιάστηκαν οι διαφορές των δύο εξεταζόμενων περιόδων (1973-1989 και 1990-2002), τόσο κατά την εξέταση της κατανάλωσης, όσο και κατά την εξέταση των επενδύσεων.

## Γ μέρος

### ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Το παράρτημα της εργασίας περιλαμβάνει τρία μέρη, βάσει των οποίων έχει γίνει και η αρίθμηση των πινάκων. Το Α μέρος περιλαμβάνει αποτελέσματα των VAR υποδειγμάτων και των ελέγχων για αιτιότητα κατά Granger αναφορικά με την εξέταση των μεταβλητών που περιλαμβάνουν τις επενδύσεις. Το Β μέρος περιλαμβάνει τα σχετικά αποτελέσματα σε ότι έχει να κάνει με την εξέταση των μεταβλητών που περιλαμβάνουν την κατανάλωση διακρινόμενη σε διαρκών και μη διαρκών αγαθών. Τέλος, το Γ μέρος αναφέρει τα σχετικά αποτελέσματα της εξέτασης χρηματιστηρίου, επιτοκίων και λιανικών πωλήσεων.

Οι αστερίσκοι υποδηλώνουν επίπεδο σημαντικότητας (\* = 10%, \*\* = 5%, \*\*\* = 1%). Οι χώρες κατά σειρά παρουσιάσης είναι : ΗΠΑ, Καναδάς, Μ.Βρετανία, Ιαπωνία, Ιταλία, Γερμανία και Γαλλία.

## Α' μέρος

### ΗΠΑ

#### A.1.1. Vector Error Correction Estimates 1973 - 2002

Cointegrating Eq:	CointEq1			
SM(-1)	1.000000			
RES(-1)	0.932096***			
NRES(-1)	-1.953222***			
INT(-1)	1.552162***			
C	-0.602848***			
Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	-0.226439***	-0.074622**	-0.017373	-0.098597*
D(SM(-1))	0.040566	<b>0.113680**</b>	<b>0.041683*</b>	<b>0.230030**</b>
D(SM(-2))	<b>0.169378*</b>	<b>0.100751**</b>	<b>0.051018**</b>	-0.070034
D(SM(-3))	<b>0.211959**</b>	0.035340	<b>0.047216*</b>	0.015730
D(SM(-4))	<b>0.240444**</b>	0.017326	0.005325	-0.051438
D(RES(-1))	0.202669	<b>0.536400***</b>	<b>0.165630***</b>	0.031168

D(RES(-2))	0.200907	0.132790	0.075514	-0.076547
D(RES(-3))	-0.128514	0.064155	0.000548	0.111184
D(RES(-4))	0.054771	0.041681	<b>0.113122**</b>	0.074931
D(NRES(-1))	-0.565626	-0.287244	0.032207	-0.050836
D(NRES(-2))	-0.712918	-0.219317	<b>0.242453**</b>	0.446083
D(NRES(-3))	<b>0.902518**</b>	-0.209322	0.041836	-0.333746
D(NRES(-4))	-0.340479	0.257866	0.085348	-0.441769
D(INT(-1))	-0.049067	<b>-0.128345*</b>	<b>0.093686***</b>	<b>0.506354***</b>
D(INT(-2))	0.155312	-0.027858	0.036636	-0.130877
D(INT(-3))	<b>0.313239**</b>	<b>0.178888**</b>	<b>0.094515***</b>	0.177069
D(INT(-4))	0.163631	0.042347	0.028471	-0.079111
R-squared	0.268031	0.494400	0.545090	0.213023
Adj. R-squared	0.147294	0.411002	0.470053	0.083212

**A.1.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RES)	2.663822	4	0.6156
D(NRES)	<b>8.575214*</b>	4	0.0726
D(INT)	<b>7.984986*</b>	4	0.0921
All	15.94776	12	0.1936

Dependent variable: D(RES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>8.998235*</b>	4	0.0611
D(NRES)	5.820949	4	0.2129
D(INT)	<b>13.49160***</b>	4	0.0091
All	34.55398	12	0.0006

Dependent variable: D(NRES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>10.11920**</b>	4	0.0385
D(RES)	<b>29.73919***</b>	4	0.0000
D(INT)	<b>15.28622***</b>	4	0.0041
All	47.89734	12	0.0000

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>7.951898*</b>	4	0.0934
D(RES)	0.960128	4	0.9158
D(NRES)	3.731745	4	0.4435



All	10.76006	12	0.5496
-----	----------	----	--------

**A.1.3. Vector Error Correction Estimates 1973 – 1989**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
RES(-1)	1.483772**			
NRES(-1)	-2.743001***			
INT(-1)	1.873556*			
C	-0.070262			
Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	-0.244006***	-0.048784	0.026092	0.051908
D(SM(-1))	-0.070201	0.125574	0.034318	0.135085
D(SM(-2))	-0.039503	0.035688	0.030871	0.001228
D(SM(-3))	-0.037808	-0.007987	0.043237	0.006212
D(RES(-1))	0.421085	<b>0.498095***</b>	<b>0.165557**</b>	0.035720
D(RES(-2))	<b>0.457635*</b>	0.125695	0.023178	-0.152322
D(RES(-3))	0.080676	0.017808	0.009210	0.108224
D(NRES(-1))	-0.763027	0.095571	0.036043	-0.029507
D(NRES(-2))	-0.780752	-0.112425	<b>0.354231**</b>	0.269833
D(NRES(-3))	<b>0.871416*</b>	-0.147973	0.223088	-0.105032
D(INT(-1))	0.144771	-0.194559	0.073674	0.266211
D(INT(-2))	0.073133	-0.090246	-0.001720	-0.125952
D(INT(-3))	<b>0.352240*</b>	0.184883	0.081134	0.159815
R-squared	0.325323	0.466455	0.466508	0.160457
Adj. R-squared	0.166575	0.340915	0.340980	-0.037083

**A.1.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RES)	<b>7.918744**</b>	3	0.0477
D(NRES)	4.783681	3	0.1883
D(INT)	3.274355	3	0.3512
All	11.45010	9	0.2461

Dependent variable: D(RES)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.700612	3	0.4401
D(NRES)	0.641400	3	0.8869
D(INT)	<b>6.337326*</b>	3	0.0963
All	11.91753	9	0.2180

Dependent variable: D(NRES)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.785450	3	0.4259
D(RES)	<b>6.422819*</b>	3	0.0928
D(INT)	3.478275	3	0.3236
All	17.36469	9	0.0433

Dependent variable: D(INT)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.445137	3	0.6950
D(RES)	0.555159	3	0.9066
D(NRES)	0.319194	3	0.9564
All	2.582913	9	0.9786

#### A.1.5. Vector Error Correction Estimates 1990 - 2002

Cointegrating Eq: CointEq1				
SM(-1)	1.000000			
RES(-1)	3.725934***			
NRES(-1)	-4.426602***			
INT(-1)	2.395706***			
C	-0.920426			

Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	-0.187470***	-0.041136**	0.003437	-0.195804***
D(SM(-1))	-0.063942	0.044584	<b>0.096424**</b>	0.286401
D(SM(-2))	0.036907	<b>0.172127***</b>	<b>0.069114*</b>	-0.161426
D(SM(-3))	0.060578	0.043358	0.009661	-0.008298
D(RES(-1))	0.300061	<b>0.519153***</b>	<b>0.277817*</b>	0.050148
D(RES(-2))	-0.213696	0.142307	-0.026884	0.809993
D(RES(-3))	-0.045174	0.175126	0.091620	0.291136

D(NRES(-1))	0.496024	<b>-0.617229***</b>	0.024867	-0.521695
D(NRES(-2))	-0.040405	-0.092592	0.305507	-0.263550
D(NRES(-3))	0.219741	-0.062488	0.084256	-0.212883
D(INT(-1))	0.061262	-0.051037	-0.006549	<b>0.753290***</b>
D(INT(-2))	0.444934	-0.019246	0.067096	0.043721
D(INT(-3))	0.353378	<b>0.140956**</b>	0.023336	0.316193
C	0.010357	0.003667**	-0.001006	-0.004314
R-squared	0.413826	0.684285	0.629143	0.429796
Adj. R-squared	0.182909	0.559913	0.483048	0.205170

**A.1.6. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RES)	0.240196	3	0.9709
D(NRES)	0.851229	3	0.8372
D(INT)	6.041802	3	0.1096
All	12.35925	9	0.1938

Dependent variable: D(RES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>16.40573***</b>	3	0.0009
D(NRES)	<b>16.56410***</b>	3	0.0009
D(INT)	<b>9.737896**</b>	3	0.0209
All	27.18530	9	0.0013

Dependent variable: D(NRES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>7.912874**</b>	3	0.0478
D(RES)	<b>6.641723*</b>	3	0.0842
D(INT)	1.495767	3	0.6832
All	13.61050	9	0.1369

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	3.957736	3	0.2661
D(RES)	6.124752	3	0.1057
D(NRES)	1.494733	3	0.6835
All	11.86039	9	0.2213

## Καναδάς

**A.2.1. Vector Error Correction Estimates 1973 – 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
RES(-1)	0.082704			
NRES(-1)	-1.549736***			
INT(-1)	0.835286***			
C	3.370977			
Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	-0.062179	0.035888*	0.058404***	-0.042722
D(SM(-1))	0.054065	-0.061052	0.041512	-0.023505
D(SM(-2))	0.053165	<b>0.081191*</b>	0.034874	-0.102231
D(RES(-1))	0.093488	<b>0.514952***</b>	-0.040298	<b>0.252784*</b>
D(RES(-2))	0.146563	-0.061632	-0.010626	0.086108
D(NRES(-1))	<b>0.402781*</b>	0.103867	<b>0.330705***</b>	0.174444
D(NRES(-2))	-0.155833	-0.047650	0.107738	0.270707*
D(INT(-1))	<b>-0.519883***</b>	<b>-0.284852***</b>	0.053288	0.152714
D(INT(-2))	-0.066478	-0.045259	0.022917	-0.145459
R-squared	0.158836	0.361373	0.363292	0.170184
Adj. R-squared	0.096528	0.314067	0.316128	0.108716

**A.2.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
 Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RES)	1.369031	2	0.5043
D(NRES)	3.313299	2	0.1908
D(INT)	<b>17.02159***</b>	2	0.0002
All	20.61003	6	0.0022

Dependent variable: D(RES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	4.396141	2	0.1110
D(NRES)	0.873913	2	0.6460
D(INT)	<b>20.53012***</b>	2	0.0000
All	25.51467	6	0.0003

Dependent variable: D(NRES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.768281	2	0.4131
D(RES)	0.393375	2	0.8214
D(INT)	1.184274	2	0.5531
All	2.883707	6	0.8233

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.345816	2	0.3095
D(RES)	5.660115	2	0.0590
D(NRES)	<b>7.870509*</b>	2	0.0195
All	16.15044	6	0.0130

**A.2.3. Vector Error Correction Estimates 1973 – 1989**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
RES(-1)	9.497344***			
NRES(-1)	-14.22994***			
INT(-1)	14.64346***			
C	3.317941			
Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	-0.050344***	-0.023724***	0.018142**	-0.010901
D(SM(-1))	-0.137760	<b>-0.153135*</b>	0.112947	-0.009146
D(SM(-2))	-0.100031	0.068459	0.095809	-0.035163
D(SM(-3))	-0.031646	-0.091209	0.047717	0.052777
D(RES(-1))	0.219494	<b>0.553164***</b>	-0.110076	0.183813
D(RES(-2))	0.436549	-0.107991	-0.133197	0.173190
D(RES(-3))	-0.088325	0.183602	-0.096455	0.165052
D(NRES(-1))	-0.191758	-0.033682	<b>0.409342***</b>	0.253743
D(NRES(-2))	<b>-0.689142**</b>	-0.053286	0.193246	<b>0.451620*</b>
D(NRES(-3))	<b>-0.518082*</b>	<b>-0.295502*</b>	0.045518	0.001409
D(INT(-1))	0.236386	0.038514	-0.115035	0.087829
D(INT(-2))	0.217330	0.093263	-0.053129	-0.190934
D(INT(-3))	<b>0.395470*</b>	-0.014446	-0.070591	0.050098
C	<b>0.016609**</b>	<b>0.008949**</b>	<b>0.005790*</b>	<b>-0.011964**</b>
R-squared	0.419146	0.479693	0.315072	0.318908
Adj. R-squared	0.268124	0.344413	0.136991	0.141824

**A.2.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RES)	4.681957	3	0.1966
D(NRES)	<b>10.90819**</b>	3	0.0122
D(INT)	4.517197	3	0.2108
All	15.53295	9	0.0773

Dependent variable: D(RES)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	6.226699	3	0.1011
D(NRES)	3.451453	3	0.3271
D(INT)	0.769536	3	0.8567
All	11.45375	9	0.2459

Dependent variable: D(NRES)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	3.741270	3	0.2908
D(RES)	2.747270	3	0.4323
D(INT)	0.859324	3	0.8352
All	4.816663	9	0.8500

Dependent variable: D(INT)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.405108	3	0.9392
D(RES)	2.802386	3	0.4231
D(NRES)	6.327340	3	0.0967
All	16.47777	9	0.0576

#### A.2.5. Vector Autoregression Estimates 1990 – 2002

	SM	RES	NRES	INT
SM(-1)	<b>0.725297***</b>	-0.086087	0.041962	0.058501
SM(-2)	0.158174	0.093367	0.021423	-0.190602
RES(-1)	-0.035773	<b>1.565491***</b>	-0.069776	0.220873
RES(-2)	-0.185342	<b>-0.651602***</b>	0.056903	-0.157722
NRES(-1)	<b>0.987510***</b>	-0.053184	<b>1.313774***</b>	-0.001640
NRES(-2)	<b>-0.843412**</b>	0.065156	<b>-0.471389***</b>	0.087055
INT(-1)	<b>-0.396610*</b>	<b>-0.181053**</b>	0.100938	<b>1.070620***</b>
INT(-2)	0.239838	0.142909	-0.115764	<b>-0.274327*</b>
C	0.816379	0.359204	<b>0.628560***</b>	-0.161088
R-squared	0.981105	0.974000	0.985608	0.958011
Adj. R-squared	0.977418	0.968926	0.982800	0.949818

**A.2.6. VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: SM

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
RES	3.116164	2	0.2105
NRES	<b>7.539955**</b>	2	0.0231
INT	4.256078	2	0.1191
All	15.05894	6	0.0198

Dependent variable: RES

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
SM	2.412395	2	0.2993
NRES	0.281063	2	0.8689
INT	<b>5.077684*</b>	2	0.0790
All	11.50024	6	0.0741

Dependent variable: NRES

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
SM	2.391568	2	0.3025
RES	0.430529	2	0.8063
INT	2.097045	2	0.3505
All	12.85784	6	0.0453

Dependent variable: INT

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
SM	4.079599	2	0.1301
RES	1.442528	2	0.4861
NRES	0.646710	2	0.7237
All	6.892368	6	0.3309

**Μ.Βρετανία**

**A.3.1. Vector Error Correction Estimates 1973 – 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
RES(-1)	6.347838***			
NRES(-1)	-3.658904***			
INT(-1)	1.486614***			
C	-13.96668			
Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	0.020336	-0.027550**	0.019060***	0.018867*
D(SM(-1))	0.011798	0.003655	-0.030348	<b>-0.134871**</b>
D(SM(-2))	<b>-0.288699**</b>	<b>-0.153907**</b>	0.021717	-0.015290

D(SM(-3))	-0.064370	<b>0.118984*</b>	-0.012860	0.035622
D(SM(-4))	-0.087827	0.031182	0.020235	<b>-0.147130**</b>
D(RES(-1))	0.009149	-0.105254	0.009264	-0.032587
D(RES(-2))	-0.015853	-0.106853	0.005426	-0.159536
D(RES(-3))	-0.172871	<b>0.236015**</b>	-0.010347	-0.036364
D(RES(-4))	0.140256	0.097416	-0.021295	-0.090531
D(NRES(-1))	0.194507	0.278709	<b>-0.284536***</b>	0.023815
D(NRES(-2))	0.265716	0.212709	0.080222	-0.073072
D(NRES(-3))	<b>-0.748195**</b>	0.220940	-0.107055	0.050794
D(NRES(-4))	0.115847	-0.028155	-0.076096	<b>-0.347347*</b>
D(INT(-1))	-0.093544	-0.211661	<b>-0.183443***</b>	0.126225
D(INT(-2))	-0.109804	0.021529	0.012167	-0.179989
D(INT(-3))	-0.231555	0.138460	-0.028860	0.074752
D(INT(-4))	-0.125230	-0.052729	0.006349	-0.193567
C	<b>0.014139**</b>	-0.001248	0.001622	-0.000695
R-squared	0.159791	0.377332	0.273101	0.188551
Adj. R-squared	0.009438	0.265907	0.143024	0.043344

### A.3.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RES)	2.275837	4	0.6852
D(NRES)	<b>8.351113*</b>	4	0.0795
D(INT)	1.892799	4	0.7555
All	11.63035	12	0.4758

Dependent variable: D(RES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	12.88034**	4	0.0119
D(NRES)	5.783875	4	0.2159
D(INT)	6.464215	4	0.1671
All	25.38134	12	0.0131

Dependent variable: D(NRES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.429751	4	0.8390
D(RES)	0.218960	4	0.9944
D(INT)	<b>7.982675*</b>	4	0.0922



All	10.68759	12	0.5559
-----	----------	----	--------

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>11.01049**</b>	4	0.0264
D(RES)	2.497553	4	0.6451
D(NRES)	5.986916	4	0.2001
All	14.94852	12	0.2443

**A.3.3. Vector Autoregression Estimates 1973 – 1989**

	SM	RES	NRES	INT
SM(-1)	<b>1.118853***</b>	-0.033681	-0.017137	<b>-0.127056*</b>
SM(-2)	-0.073163	-0.006961	0.042695	0.066737
RES(-1)	0.264332	<b>0.442245***</b>	0.115327	-0.021388
RES(-2)	-0.259932	-0.031192	-0.093911	0.090758
NRES(-1)	0.160077	0.370851	<b>0.561070***</b>	0.125409
NRES(-2)	-0.130540	0.078383	<b>0.423684***</b>	-0.246012
INT(-1)	0.471927	<b>-0.345611**</b>	<b>-0.189204**</b>	<b>0.764684***</b>
INT(-2)	-0.181907	0.188338	<b>0.225137***</b>	-0.097648
C	-0.549037	<b>0.773383*</b>	-0.124482	<b>0.714127*</b>
R-squared	0.972630	0.772580	0.953974	0.895343
Adj. R-squared	0.968789	0.740662	0.947514	0.880654

**A.3.4. VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: SM

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
RES	1.423421	2	0.4908
NRES	0.119670	2	0.9419
INT	2.878845	2	0.2371
All	4.106438	6	0.6623

Dependent variable: RES

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
SM	3.642663	2	0.1618
NRES	<b>10.92397***</b>	2	0.0042
INT	<b>5.106577*</b>	2	0.0778
All	21.31118	6	0.0016

Dependent variable: NRES

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
SM	<b>5.140220*</b>	2	0.0765
RES	3.491320	2	0.1745

INT	<b>7.488320**</b>	2	0.0237
All	21.95996	6	0.0012

Dependent variable: INT

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
SM	<b>13.39378***</b>	2	0.0012
RES	0.690385	2	0.7081
NRES	1.752134	2	0.4164
All	16.72732	6	0.0103

**A.3.5. Vector Error Correction Estimates 1990 - 2002**

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
SM(-1)	1.000000	0.000000
RES(-1)	0.000000	1.000000
NRES(-1)	6.400033***	5.201834***
INT(-1)	2.460552***	0.800003***
C	-30.89045***	-25.09195***

Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	0.214634***	0.027699	-0.014811	-0.151851***
CointEq2	-0.240823**	-0.13830**	-0.068942	0.092185
D(SM(-1))	<b>-0.467786**</b>	-0.081964	0.024021	-0.015070
D(SM(-2))	<b>-0.410298**</b>	-0.126615	0.051951	0.135619
D(RES(-1))	0.066842	-0.178503	-0.065038	-0.014459
D(RES(-2))	0.336792	-0.013988	-0.051982	-0.103356
D(NRES(-1))	-0.134999	0.467700	-0.058420	0.309582
D(NRES(-2))	0.586685	0.202754	0.180144	0.383803
D(INT(-1))	<b>-0.623005**</b>	-0.082629	-0.031634	<b>0.483155***</b>
D(INT(-2))	0.051200	0.123877	0.026334	-0.117045
R-squared	0.342467	0.188532	0.265593	0.438218
Adj. R-squared	0.182526	-0.008852	0.086954	0.301569

**A.3.6. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RES)	2.113584	2	0.3476
D(NRES)	4.071206	2	0.1306
D(INT)	<b>7.132033**</b>	2	0.0283
All	13.74973	6	0.0326

Dependent variable: D(RES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.224570	2	0.5421
D(NRES)	2.636390	2	0.2676
D(INT)	0.771908	2	0.6798
All	5.216751	6	0.5163

Dependent variable: D(NRES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.461865	2	0.7938
D(RES)	0.535996	2	0.7649
D(INT)	0.131361	2	0.9364
All	1.286259	6	0.9724

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.147358	2	0.3417
D(RES)	0.541934	2	0.7626
D(NRES)	2.976858	2	0.2257
All	6.053558	6	0.4172

## Ιαπωνία

A.4.1. Vector Error Correction Estimates 1980 – 2002

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
RES(-1)	-14.48794**			
NRES(-1)	25.58739***			
INT(-1)	8.465535***			
C	-68.72825			
Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	0.010245***	0.001952*	-0.002068***	-0.003816
D(SM(-1))	<b>-0.233082*</b>	<b>0.067581*</b>	0.006532	-0.101548
D(SM(-2))	-0.009974	-0.008736	-0.024629	-0.069824
D(SM(-3))	-0.047113	-0.011899	-0.014376	0.037662
D(SM(-4))	-0.127176	-0.030590	<b>0.046046**</b>	0.097015
D(RES(-1))	0.057711	<b>0.503572***</b>	<b>0.132051*</b>	0.738727
D(RES(-2))	0.414194	-0.193489	0.046025	0.111219
D(RES(-3))	0.090939	0.047525	0.014597	-0.458362
D(RES(-4))	0.040134	-0.073047	0.081844	0.392132

D(NRES(-1))	0.151991	<b>0.371178**</b>	0.000114	0.215624
D(NRES(-2))	1.006288	<b>0.503976**</b>	<b>0.338200***</b>	-0.461776
D(NRES(-3))	-0.676865	<b>-0.375849**</b>	0.135412	-0.274328
D(NRES(-4))	<b>-1.586637**</b>	<b>-0.374094**</b>	0.061348	0.609724
D(INT(-1))	<b>-0.181835**</b>	<b>0.055652**</b>	<b>0.055601***</b>	-0.016404
D(INT(-2))	-0.086899	-0.021065	<b>0.039380**</b>	-0.129910
D(INT(-3))	-0.040078	<b>-0.124734***</b>	0.023919	-0.080511
D(INT(-4))	-0.022904	-0.035414	0.016455	0.163944
C	0.012385*	-0.000930	0.002430**	-0.011078
R-squared	0.260279	0.551258	0.603353	0.080588
Adj. R-squared	0.069745	0.435673	0.501186	-0.156231

**A.4.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RES)	1.901594	4	0.7539
D(NRES)	<b>11.36458**</b>	4	0.0228
D(INT)	4.774277	4	0.3113
All	16.96552	12	0.1509

Dependent variable: D(RES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	4.126483	4	0.3892
D(NRES)	<b>14.18252***</b>	4	0.0067
D(INT)	<b>27.55672***</b>	4	0.0000
All	40.29626	12	0.0001

Dependent variable: D(NRES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	6.194872	4	0.1851
D(RES)	6.519879	4	0.1635
D(INT)	<b>13.58782***</b>	4	0.0087
All	37.73961	12	0.0002

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.646857	4	0.9577
D(RES)	3.102333	4	0.5408
D(NRES)	0.638709	4	0.9587
All	4.227452	12	0.9790

**A.4.3. Vector Error Correction Estimates 1980 – 1989**

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
SM(-1)	1.000000	0.000000		
RES(-1)	0.000000	1.000000		
NRES(-1)	-1.461139***	-0.059379		
INT(-1)	0.964749***	0.685634***		
C	3.682620	-4.466059		
Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	-0.466093**	0.163700	0.164073***	0.266776
CointEq2	-0.144518	-0.145454***	-0.007931	0.336694**
D(SM(-1))	0.229875	-0.059051	-0.059069	0.191508
D(SM(-2))	0.099820	-0.080068	-0.047878	0.272193
D(RES(-1))	0.069542	0.335313**	-0.000420	0.373168
D(RES(-2))	0.040188	-0.303032*	-0.060288	-0.347293
D(NRES(-1))	-0.391928	-0.128002	0.073073	1.611802**
D(NRES(-2))	-0.350299	-0.082831	0.617000***	1.204064
D(INT(-1))	0.079289	0.029290	-0.144814**	-0.707834**
D(INT(-2))	0.454954**	0.065619	0.013657	-0.460543*
C	0.024185*	0.010130*	0.004784*	-0.047259***
R-squared	0.444309	0.547451	0.628563	0.454744
Adj. R-squared	0.222032	0.366431	0.479989	0.236641

**A.4.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Date: 05/16/03 Time: 10:19

Sample: 1980:1 1989:4

Included observations: 36

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RES)	0.066440	2	0.9673
D(NRES)	0.750215	2	0.6872
D(INT)	<b>5.923148**</b>	2	0.0517
All	7.538555	6	0.2739

Dependent variable: D(RES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.710325	2	0.7011

D(NRES)	0.329819	2	0.8480
D(INT)	0.510233	2	0.7748
All	3.534435	6	0.7394

Dependent variable: D(NRES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.524092	2	0.4667
D(RES)	0.703136	2	0.7036
D(INT)	<b>11.86714***</b>	2	0.0026
All	18.88327	6	0.0044

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.133886	2	0.5673
D(RES)	1.118612	2	0.5716
D(NRES)	<b>7.953800**</b>	2	0.0187
All	8.841733	6	0.1827

**A.4.5. Vector Error Correction Estimates 1990 – 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
RES(-1)	0.257526			
NRES(-1)	-0.170668			
INT(-1)	-0.124913***			
C	-2.852830			
Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	-0.608651***	0.011390	0.071757**	-0.003556
D(SM(-1))	<b>0.285530*</b>	0.079890	<b>-0.053144*</b>	0.262384
D(RES(-1))	<b>0.731441*</b>	<b>0.409356***</b>	0.119407	0.458123
D(NRES(-1))	<b>1.301514*</b>	-0.194203	0.209602	-0.481930
D(INT(-1))	0.097363	<b>0.077511**</b>	0.027028	-0.075188
C	-0.001048	-0.000312	-0.000167	-0.013369
R-squared	0.324035	0.354378	0.365448	0.051685
Adj. R-squared	0.241601	0.275644	0.288064	-0.063963

**A.4.6. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RES)	<b>3.451070*</b>	1	0.0632
D(NRES)	<b>3.547970*</b>	1	0.0596

D(INT)	0.969691	1	0.3248
All	7.884553	3	0.0485

## Dependent variable: D(RES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.678964	1	0.1017
D(NRES)	0.720809	1	0.3959
D(INT)	<b>5.607810**</b>	1	0.0179
All	11.21831	3	0.0106

## Dependent variable: D(NRES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>2.848770*</b>	1	0.0914
D(RES)	2.016729	1	0.1556
D(INT)	1.638616	1	0.2005
All	6.985191	3	0.0724

## Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.273235	1	0.2592
D(RES)	0.544292	1	0.4607
D(NRES)	0.195580	1	0.6583
All	2.003359	3	0.5717

**Ιταλία****A.5.1. Vector Error Correction Estimates 1973 – 2002**

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
SM(-1)	1.000000	0.000000		
RES(-1)	0.000000	1.000000		
NRES(-1)	-19.68506***	-0.358025**		
INT(-1)	0.895039	0.036644		
C	74.04262	-2.670666		
Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	0.003181	0.001125*	0.007442***	-0.009902*
CointEq2	0.071110	-0.093455***	-0.202989***	-0.013436
D(SM(-1))	0.157072	0.002642	0.016948	<b>0.120823**</b>
D(SM(-2))	0.027148	0.006145	-0.002466	-0.074271
D(SM(-3))	0.093389	<b>-0.017350***</b>	-0.013227	-0.038500
D(SM(-4))	0.011251	-0.003542	-0.001883	0.054866
D(RES(-1))	1.055609	<b>0.695544***</b>	-0.140674	-0.577078

D(RES(-2))	-1.514704	-0.097223	0.040524	0.915292
D(RES(-3))	0.554503	0.029668	0.096714	-0.345292
D(RES(-4))	1.276433	<b>0.172522*</b>	0.437577	-0.039318
D(NRES(-1))	0.418202	0.006402	<b>0.221008**</b>	0.212254
D(NRES(-2))	-0.325514	-0.005435	0.079398	-0.428919
D(NRES(-3))	0.029035	<b>-0.101015***</b>	0.060710	0.307310
D(NRES(-4))	-0.234313	-0.022261	-0.087641	<b>-0.914583***</b>
D(INT(-1))	-0.279712	-0.003152	-0.040724	<b>0.551334***</b>
D(INT(-2))	0.175403	<b>0.025300*</b>	<b>0.075873*</b>	0.036195
D(INT(-3))	-0.015690	0.000455	0.064835	-0.166265
D(INT(-4))	-0.260611	-0.008664	0.003355	-0.007891
C	0.007322	0.000289	0.000508	-0.001464
R-squared	0.118679	0.633692	0.318028	0.420311
Adj. R-squared	-0.053753	0.562023	0.184598	0.306894

**A.5.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
D(RES)	1.536859	4	0.8201
D(NRES)	0.634272	4	0.9592
D(INT)	2.177591	4	0.7031
All	5.361990	12	0.9448

Dependent variable: D(RES)

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
D(SM)	<b>10.52873**</b>	4	0.0324
D(NRES)	<b>10.32183**</b>	4	0.0353
D(INT)	4.873724	4	0.3005
All	25.12013	12	0.0143

Dependent variable: D(NRES)

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
D(SM)	1.721738	4	0.7868
D(RES)	5.500941	4	0.2396
D(INT)	<b>12.26116**</b>	4	0.0155
All	20.92685	12	0.0515

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
---------	--------	----	-------



D(SM)	<b>10.47016**</b>	4	0.0332
D(RES)	0.925946	4	0.9208
D(NRES)	<b>12.25795**</b>	4	0.0155
All	23.85458	12	0.0213

**A.5.3. Vector Error Correction Estimates 1973 – 1989**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
RES(-1)	-39.26508**			
NRES(-1)	-15.72135			
INT(-1)	8.428869***			
C	208.5114			
Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	0.005745	0.000990*	-0.001001	-0.010007***
D(SM(-1))	0.179193	0.013641	0.034771	<b>0.125833**</b>
D(SM(-2))	0.264198	0.009086	0.007458	-0.059960
D(SM(-3))	-0.108354	<b>-0.029531***</b>	0.011662	0.006150
D(SM(-4))	-0.020877	-0.006749	-0.008691	0.032155
D(RES(-1))	1.013358	<b>0.728934***</b>	-0.173918	-0.639717
D(RES(-2))	-0.947926	-0.064909	-0.153222	0.890803
D(RES(-3))	1.105641	-0.135122	0.193266	-0.286907
D(RES(-4))	1.733717	0.088847	-0.008424	-0.448787
D(NRES(-1))	-0.505229	0.017803	0.074889	0.089096
D(NRES(-2))	0.037373	-0.007565	-0.068420	<b>-1.045833**</b>
D(NRES(-3))	0.084413	-0.059055	-0.093653	0.034952
D(NRES(-4))	0.211907	0.027483	-0.110347	<b>-1.326042***</b>
D(INT(-1))	-0.296767	0.008070	<b>-0.114354**</b>	<b>0.477471***</b>
D(INT(-2))	0.192822	0.017888	0.050462	0.078499
D(INT(-3))	0.204718	-0.021248	0.103730	-0.231865
D(INT(-4))	-0.476903	-0.009909	-0.097922	0.118390
C	0.012959	1.77E-05	0.000780	0.001654
R-squared	0.243436	0.601584	0.273681	0.543235
Adj. R-squared	-0.042376	0.451072	-0.000706	0.370680

**A.5.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Date: 05/14/03 Time: 02:41

Sample: 1973:1 1989:4

Included observations: 63

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
D(RES)	2.461193	4	0.6516
D(NRES)	0.219208	4	0.9944
D(INT)	1.580257	4	0.8123
All	6.278642	12	0.9014

Dependent variable: D(RES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>10.05839**</b>	4	0.0395
D(NRES)	0.892235	4	0.9257
D(INT)	1.623627	4	0.8045
All	13.67899	12	0.3217

Dependent variable: D(NRES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	3.959235	4	0.4116
D(RES)	1.149919	4	0.8863
D(INT)	6.138804	4	0.1890
All	14.68720	12	0.2590

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	5.313082	4	0.2567
D(RES)	1.330146	4	0.8562
D(NRES)	<b>15.49329***</b>	4	0.0038
All	20.50551	12	0.0581

**A.5.5. Vector Error Correction Estimates 1990 – 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
RES(-1)	-2.170876*			
NRES(-1)	1.330275***			
INT(-1)	1.069476***			
C	-0.588808			
Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(NRES)	D(INT)
CointEq1	-0.416788***	0.005357	-0.002430	-0.106300
D(SM(-1))	0.097351	-0.004440	0.012074	0.082877

D(RES(-1))	<b>7.078794**</b>	<b>0.520259***</b>	0.516414	<b>4.335802**</b>
D(NRES(-1))	0.480780	0.027605	<b>0.423917***</b>	-0.478516
D(INT(-1))	-0.074483	0.010568	-0.011048	<b>0.478927***</b>
C	-3.08E-05	0.000449	-0.000655	-0.007928*
R-squared	0.322681	0.540943	0.231567	0.336560
Adj. R-squared	0.238016	0.483561	0.135513	0.253630

**A.5.6. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
D(RES)	<b>4.436648**</b>	1	0.0352
D(NRES)	0.515282	1	0.4729
D(INT)	0.095163	1	0.7577
All	6.766037	3	0.0797

Dependent variable: D(RES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.428551	1	0.5127
D(NRES)	0.677882	1	0.4103
D(INT)	0.764482	1	0.3819
All	2.273500	3	0.5176

Dependent variable: D(NRES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.152556	1	0.6961
D(RES)	0.453621	1	0.5006
D(INT)	0.040225	1	0.8410
All	0.639497	3	0.8873

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.010268	1	0.3148
D(RES)	<b>4.494461**</b>	1	0.0340
D(NRES)	1.378315	1	0.2404
All	5.990241	3	0.1121

## Γερμανία

**A.6.1. Vector Autoregression Estimates 1973 – 2002**

	SM	RES	INT
SM(-1)	<b>1.059893***</b>	-0.147964	-0.014224
SM(-2)	-0.143118	0.432345	0.104415
SM(-3)	<b>0.310367**</b>	-0.387258	-0.158486

SM(-4)	<b>-0.261819**</b>	0.140512	0.032720
RES(-1)	0.031800	<b>0.268629***</b>	-0.005059
RES(-2)	-0.004115	0.135191	0.027004
RES(-3)	0.031624	0.159353	-0.018290
RES(-4)	-0.012480	<b>0.280842***</b>	0.009129
INT(-1)	-0.052376	-0.661812	<b>1.329054***</b>
INT(-2)	0.011245	0.709159	<b>-0.588544***</b>
INT(-3)	-0.132235	-0.572486	<b>0.426614***</b>
INT(-4)	0.163623	0.526563	<b>-0.292022***</b>
C	-0.069485	0.453763	<b>0.140404**</b>
R-squared	0.987999	0.605464	0.948561
Adj. R-squared	0.986587	0.559048	0.942510

**A.6.2. VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: SM

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
RES	5.148899	4	0.2724
INT	2.423318	4	0.6584
All	7.339980	8	0.5004

Dependent variable: RES

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
SM	0.956106	4	0.9164
INT	3.113322	4	0.5390
All	4.558720	8	0.8035

Dependent variable: INT

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
SM	<b>8.823301*</b>	4	0.0657
RES	2.834576	4	0.5859
All	11.20662	8	0.1903

**A.6.3. Vector Autoregression Estimates 1973 – 1989**

	SM	RES	INT
SM(-1)	<b>0.973623***</b>	0.287213	<b>-0.154184*</b>
SM(-2)	0.059702	-0.418536	0.155655
RES(-1)	0.029487	<b>0.567225***</b>	<b>0.082405**</b>
RES(-2)	-0.039712	-0.046317	0.007771

INT(-1)	-0.074696	-0.162435	<b>1.104235***</b>
INT(-2)	0.150924	-0.027482	-0.193719
C	-0.094254	2.037239	-0.225547
R-squared	0.958899	0.362883	0.920510
Adj. R-squared	0.954719	0.298092	0.912427

**A.6.4. VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: SM

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
RES	0.505379	2	0.7767
INT	1.427455	2	0.4898
All	1.926989	4	0.7492

Dependent variable: RES

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
SM	2.934475	2	0.2306
INT	1.268050	2	0.5305
All	3.216402	4	0.5223

Dependent variable: INT

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
SM	2.945667	2	0.2293
RES	<b>6.751062**</b>	2	0.0342
All	9.091058	4	0.0589

**A.6.5. Vector Error Correction Estimates 1990 - 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000		
RES(-1)	-2.648220***		
INT(-1)	1.813234*		
C	5.609542		
Error Correction:	D(SM)	D(RES)	D(INT)
CointEq1	-0.035859***	0.175284**	-0.005314
D(SM(-1))	0.170951	-0.242732	0.078317
D(RES(-1))	-0.025253	-0.246950	-0.020082
D(INT(-1))	0.166717	-1.725978	<b>0.360649**</b>
C	0.004211	-0.008211	-0.004784
R-squared	0.246562	0.403712	0.143460

Adj. R-squared	0.178068	0.349504	0.065592
----------------	----------	----------	----------

**A.6.6. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RES)	0.751643	1	0.3860
D(INT)	0.785431	1	0.3755
All	1.492043	2	0.4742

Dependent variable: D(RES)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.095655	1	0.7571
D(INT)	<b>2.811473*</b>	1	0.0936
All	2.813507	2	0.2449

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.495916	1	0.4813
D(RES)	0.790540	1	0.3739
All	2.110785	2	0.3481

## B' μέρος

### ΗΠΑ

*B.1.1. Vector Error Correction Estimates 1973 - 2002*

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
DU(-1)	0.013011			
NDU(-1)	-2.771685*			
INT(-1)	0.519692			
C	6.367704***			
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	0.023537	0.022252***	0.003407**	-0.023254*
D(SM(-1))	-0.049802	0.022807	0.005787	0.149556
D(SM(-2))	0.055308	<b>0.098048**</b>	-0.002379	-0.057131
D(SM(-3))	0.167305	-0.006950	-0.002720	0.000809
D(SM(-4))	0.117145	-0.037792	-0.000405	-0.052749

D(DU(-1))	<b>-0.559854**</b>	<b>-0.278707**</b>	-0.017517	-0.027688
D(DU(-2))	-0.298454	-0.031679	<b>0.056182**</b>	0.022567
D(DU(-3))	0.342560	0.074880	-0.029579	-0.112144
D(DU(-4))	-0.160173	0.108756	0.013801	0.306116
D(NDU(-1))	0.065142	-0.491904	<b>0.297364**</b>	1.981155*
D(NDU(-2))	0.048777	-0.202902	-0.001996	-0.807971
D(NDU(-3))	-1.306343	-0.296353	<b>0.300442**</b>	1.392867
D(NDU(-4))	-0.326907	-0.764007	-0.096853	0.160147
D(INT(-1))	-0.176451	-0.056965	0.010792	<b>0.305444**</b>
D(INT(-2))	-0.197197	0.012789	-0.013359	-0.175979
D(INT(-3))	0.213843	0.012347	-0.004121	0.112595
D(INT(-4))	0.089972	0.016841	0.000102	-0.203131
R-squared	0.167190	0.255773	0.418836	0.224797
Adj. R-squared	0.028389	0.131735	0.321975	0.095596

**B.1.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	7.503798	4	0.1115
D(NDU)	2.299572	4	0.6808
D(INT)	6.834142	4	0.1449
All	19.84032	12	0.0702

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>8.382088*</b>	4	0.0785
D(NDU)	6.927030	4	0.1398
D(INT)	1.347578	4	0.8533
All	22.07230	12	0.0367

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.528828	4	0.9706
D(DU)	<b>8.550264*</b>	4	0.0734
D(INT)	1.564641	4	0.8151
All	12.56987	12	0.4011

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
---------	--------	----	-------

D(SM)	2.965473	4	0.5636
D(DU)	2.197334	4	0.6995
D(NDU)	5.544326	4	0.2359
All	12.56038	12	0.4018

**B.1.3. Vector Error Correction Estimates 1973 – 1989**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
DU(-1)	8.625869**			
NDU(-1)	-14.70127***			
INT(-1)	3.775604**			
C	16.77715***			
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.015447	0.006317	0.002893**	-0.017850**
D(SM(-1))	-0.208330	<b>0.116238*</b>	0.010338	0.019610
D(SM(-2))	-0.107132	<b>0.120941*</b>	-0.000344	-0.031688
D(DU(-1))	-0.157722	-0.237119	-0.049839	0.065024
D(DU(-2))	0.048908	-0.008855	0.020954	-0.172730
D(NDU(-1))	1.770598	-0.919614	<b>0.437120***</b>	1.693462
D(NDU(-2))	1.914076	1.038836	0.094030	1.555746
D(INT(-1))	<b>-0.438264**</b>	-0.064843	0.015064	0.176894
D(INT(-2))	<b>-0.516771**</b>	-0.123225	<b>-0.036648*</b>	-0.168862
R-squared	0.192081	0.240948	0.399160	0.188299
Adj. R-squared	0.074566	0.130540	0.311766	0.070234

**B.1.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	0.270041	2	0.8737
D(NDU)	<b>4.653006*</b>	2	0.0976
D(INT)	<b>13.71346***</b>	2	0.0011
All	15.44547	6	0.0171

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>6.641788**</b>	2	0.0361
D(NDU)	3.401512	2	0.1825



D(INT)	3.192421	2	0.2027
All	22.16500	6	0.0011

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.635411	2	0.7278
D(DU)	3.461377	2	0.1772
D(INT)	4.471153	2	0.1069
All	7.663843	6	0.2638

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.130082	2	0.9370
D(DU)	0.664475	2	0.7173
D(NDU)	<b>5.852495*</b>	2	0.0536
All	8.237527	6	0.2212

**B.1.5. Vector Error Correction Estimates 1989 - 2002**

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
SM(-1)	1.000000	0.000000
DU(-1)	0.000000	1.000000
NDU(-1)	-5.619325***	-0.765064***
INT(-1)	-3.737843***	0.644341***
C	18.35407***	-0.811486

Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	0.014558	0.031044***	0.016770***	0.027420
CointEq2	0.092299	0.034706	0.082908***	-0.263292**
D(SM(-1))	0.045713	0.052902	-0.012648	-0.215296
D(DU(-1))	0.143074	<b>-0.365243**</b>	-0.066394	0.149981
D(NDU(-1))	0.601341	0.016153	-0.149203	1.256219
D(INT(-1))	-0.002402	-0.007649	0.006311	<b>0.469032***</b>

R-squared	0.029424	0.260554	0.368092	0.267538
Adj. R-squared	-0.080869	0.176526	0.296284	0.184304

**B.1.6. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	0.066745	1	0.7961
D(NDU)	0.111959	1	0.7379

D(INT)	0.000192	1	0.9890
All	0.211751	3	0.9757

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.408979	1	0.2352
D(NDU)	0.001138	1	0.9731
D(INT)	0.027366	1	0.8686
All	1.439766	3	0.6962

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.936181	1	0.3333
D(DU)	2.353777	1	0.1250
D(INT)	0.216569	1	0.6417
All	2.884522	3	0.4098

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.361079	1	0.1244
D(DU)	0.104544	1	0.7464
D(NDU)	0.696431	1	0.4040
All	3.773077	3	0.2870

## Καναδάς

### B.2.1. Vector Error Correction Estimates 1973 - 2002

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
DU(-1)	-0.222257			
NDU(-1)	-1.299251***			
INT(-1)	0.796438***			
C	4.210134			
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.160323***	0.043682**	0.023717***	-0.056213
D(SM(-1))	<b>0.166695*</b>	<b>0.081880*</b>	0.014294	0.042213
D(SM(-2))	0.088821	-0.021121	-0.007606	-0.021776
D(SM(-3))	0.125733	0.032093	0.009169	<b>0.171449**</b>
D(SM(-4))	-0.139142	-0.038738	-0.018601	0.116666
D(DU(-1))	0.328976	<b>-0.200556**</b>	0.003228	<b>0.342527*</b>
D(DU(-2))	<b>0.628098**</b>	<b>0.203776**</b>	-0.031040	-0.019090

D(DU(-3))	-0.013197	0.107392	-0.001751	0.212176
D(DU(-4))	0.064345	-0.143652	0.031062	-0.038922
D(NDU(-1))	0.451304	0.161626	0.071869	0.211109
D(NDU(-2))	<b>-1.126417*</b>	-0.308687	-0.011388	0.459232
D(NDU(-3))	<b>2.292564***</b>	0.135441	<b>0.195123*</b>	0.823945
D(NDU(-4))	1.145117	-0.256545	-0.161911	0.554030
D(INT(-1))	<b>-0.462139***</b>	<b>-0.129531**</b>	0.003435	<b>0.178406*</b>
D(INT(-2))	0.121307	-0.046454	-0.001330	-0.141786
D(INT(-3))	0.046363	-0.077706	0.013466	0.017977
D(INT(-4))	0.098770	-0.015244	<b>0.042679**</b>	0.143198
C	-0.023160**	0.009215*	0.006550***	-0.022698**

R-squared	0.358801	0.293045	0.448384	0.236664
Adj. R-squared	0.246426	0.169145	0.351709	0.102883

**B.2.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	<b>8.541329*</b>	4	0.0736
D(NDU)	<b>19.70583***</b>	4	0.0006
D(INT)	<b>15.06433***</b>	4	0.0046
All	39.58220	12	0.0001

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	5.501298	4	0.2396
D(NDU)	2.212194	4	0.6968
D(INT)	<b>8.328620*</b>	4	0.0803
All	20.68519	12	0.0552

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	3.230019	4	0.5201
D(DU)	1.351361	4	0.8526
D(INT)	5.269499	4	0.2607
All	11.16397	12	0.5149

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>8.374099*</b>	4	0.0788

D(DU)	6.146109	4	0.1885
D(NDU)	4.985166	4	0.2888
All	19.25704	12	0.0825

**B.2.3. Vector Error Correction Estimates 1973 – 1989**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
DU(-1)	-0.422991			
NDU(-1)	-0.917525			
INT(-1)	0.294599			
C	3.720208			
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.130310**	0.045706*	0.034709***	0.032633
D(SM(-1))	0.106818	0.084896	0.006315	0.004587
D(SM(-2))	0.016142	<b>0.089970*</b>	0.012081	0.042584
D(DU(-1))	0.268773	<b>-0.252463**</b>	-0.060317	0.361547
D(DU(-2))	0.392364	<b>0.234894*</b>	<b>-0.078142*</b>	0.136851
D(NDU(-1))	0.990951	0.328209	0.073168	0.064370
D(NDU(-2))	-0.308958	-0.148014	0.098798	1.091654
D(INT(-1))	<b>-0.522176***</b>	<b>-0.189983**</b>	-0.004231	0.064737
D(INT(-2))	-0.067670	-0.095031	-0.015757	-0.210787
C	-0.007030	0.008158	0.009643***	-0.015815
R-squared	0.292461	0.324976	0.389888	0.182488
Adj. R-squared	0.176682	0.214517	0.290051	0.048713

**B.2.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	1.898619	2	0.3870
D(NDU)	1.156813	2	0.5608
D(INT)	<b>9.218755**</b>	2	0.0100
All	10.56066	6	0.1029

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	5.929563	2	0.0516
D(NDU)	0.825116	2	0.6620

D(INT)	<b>9.649459**</b>	2	0.0080
All	17.90815	6	0.0065

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.554104	2	0.7580
D(DU)	3.765991	2	0.1521
D(INT)	0.382208	2	0.8260
All	4.292760	6	0.6371

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.182664	2	0.9127
D(DU)	2.228302	2	0.3282
D(NDU)	2.323354	2	0.3130
All	5.418993	6	0.4913

**B.2.5. Vector Error Correction Estimates 1990 – 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
DU(-1)	-7.741414***			
NDU(-1)	6.202492**			
INT(-1)	-2.992620***			
C	5.457835			
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.007462	0.032805***	-0.004822	0.049911**
D(SM(-1))	0.098241	0.078455	-0.013226	0.054127
D(SM(-2))	0.135117	<b>-0.114172**</b>	-0.010097	-0.148649
D(DU(-1))	-0.257600	-0.199968	0.026332	0.215746
D(DU(-2))	0.580452	0.076792	-0.015236	-0.430349
D(NDU(-1))	-0.297014	-0.351472	0.171126	0.105091
D(NDU(-2))	<b>-2.467208**</b>	-0.016652	-0.010814	-0.875554
D(INT(-1))	<b>-0.497970**</b>	0.011288	-0.005819	<b>0.306034**</b>
D(INT(-2))	0.227495	0.101964	-0.027531	-0.030860
C	0.013703	0.008446***	0.003415**	0.000464
R-squared	0.271577	0.421644	0.073840	0.329838

Adj. R-squared    0.103480    0.288177    -0.139889    0.175185

**B.2.6. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	2.831604	2	0.2427
D(NDU)	<b>5.281237*</b>	2	0.0713
D(INT)	<b>5.826941*</b>	2	0.0543
All	14.33220	6	0.0261

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>7.745830**</b>	2	0.0208
D(NDU)	1.174895	2	0.5557
D(INT)	2.071553	2	0.3550
All	11.89604	6	0.0643

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.408989	2	0.8151
D(DU)	0.263735	2	0.8765
D(INT)	0.649834	2	0.7226
All	1.159905	6	0.9788

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.212011	2	0.3309
D(DU)	3.807251	2	0.1490
D(NDU)	1.460634	2	0.4818
All	11.57216	6	0.0722

**Μ.Βρετανία**

**B.3.1. Vector Error Correction Estimates 1973 – 2002**

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
SM(-1)	1.000000	0.000000		
DU(-1)	0.000000	1.000000		
NDU(-1)	-1.361385***	-1.840557***		
INT(-1)	0.405086**	-0.168596		
C	2.704035	4.610278		
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.261427***	-0.058098	-0.024238*	0.043957
CointEq2	-0.090886***	0.043173*	0.094398***	0.040074**

D(SM(-1))	0.078813	-0.019604	-0.000924	<b>-0.130208**</b>
D(SM(-2))	-0.165888	-0.091537	-0.001442	-0.005545
D(SM(-3))	0.042003	-0.020604	-0.009112	0.059221
D(DU(-1))	<b>0.429939***</b>	<b>-0.650870***</b>	<b>-0.046930*</b>	-0.130124
D(DU(-2))	0.240593	<b>-0.416957***</b>	-0.030905	0.053204
D(DU(-3))	<b>0.252525*</b>	<b>-0.316461***</b>	0.025656	0.034911
D(NDU(-1))	0.009690	0.173527	<b>-0.846110***</b>	-0.061795
D(NDU(-2))	-0.075128	-0.167967	<b>-0.917727***</b>	0.031058
D(NDU(-3))	0.233576	<b>0.374025***</b>	<b>-0.915212***</b>	-0.040624
D(INT(-1))	0.151158	-0.024306	0.015429	0.094185
D(INT(-2))	-0.097738	-0.204543	0.019497	-0.075136
D(INT(-3))	-0.011454	-0.232202	0.022671	0.046080
C	0.001660	0.020726***	0.034157***	-0.001202
R-squared	0.320873	0.820975	0.977268	0.188138
Adj. R-squared	0.220792	0.794592	0.973918	0.068495

**B.3.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	<b>11.60154***</b>	3	0.0089
D(NDU)	4.162678	3	0.2444
D(INT)	0.913187	3	0.8222
All	19.15549	9	0.0239

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.479789	3	0.6869
D(NDU)	<b>19.49589***</b>	3	0.0002
D(INT)	5.643350	3	0.1303
All	29.26022	9	0.0006

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.211487	3	0.9757
D(DU)	<b>6.289361*</b>	3	0.0984
D(INT)	0.917158	3	0.8213
All	8.919788	9	0.4447

Dependent variable: D(INT)

--	--	--	--	--

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>6.903374*</b>	3	0.0750
D(DU)	5.806962	3	0.1214
D(NDU)	0.984040	3	0.8051
All	13.00994	9	0.1622

**B.3.3. Vector Error Correction Estimates 1973 – 1989**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
DU(-1)	2.524215***			
NDU(-1)	-4.321787***			
INT(-1)	1.603885***			
C	5.148665			
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.142606**	-0.071500*	0.151306***	0.078537***
D(SM(-1))	0.177578	-0.038842	-0.116686	<b>-0.157513**</b>
D(SM(-2))	-0.150448	-0.122685	-0.106839	-0.043502
D(DU(-1))	<b>0.581782***</b>	<b>-0.589494***</b>	-0.008194	<b>-0.260565**</b>
D(DU(-2))	0.261779	-0.068127	<b>-0.303679***</b>	-0.030334
D(NDU(-1))	-0.147872	-0.063467	-0.017231	0.147648
D(NDU(-2))	0.041405	<b>-0.282109*</b>	<b>-0.249830**</b>	0.079551
D(INT(-1))	0.467463	0.022786	<b>-0.314598*</b>	-0.155570
D(INT(-2))	-0.192887	-0.064096	<b>-0.375912**</b>	-0.210284
C	0.002262	0.029250***	0.022429***	0.003348
R-squared	0.264497	0.672238	0.681434	0.212085
Adj. R-squared	0.144142	0.618605	0.629305	0.083154

**B.3.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	<b>7.156902**</b>	2	0.0279
D(NDU)	0.685524	2	0.7098
D(INT)	3.068987	2	0.2156
All	13.27501	6	0.0389

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
---------	--------	----	-------



D(SM)	1.575161	2	0.4549
D(NDU)	4.291861	2	0.1170
D(INT)	0.119129	2	0.9422
All	6.467844	6	0.3729

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	3.727452	2	0.1551
D(DU)	<b>10.62626***</b>	2	0.0049
D(INT)	<b>7.551329**</b>	2	0.0229
All	25.67504	6	0.0003

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>5.326631*</b>	2	0.0697
D(DU)	<b>6.890363**</b>	2	0.0319
D(NDU)	1.514196	2	0.4690
All	12.92753	6	0.0442

**B.3.5. Vector Error Correction Estimates 1990 - 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
DU(-1)	-0.331929**			
NDU(-1)	-1.778159***			
INT(-1)	0.175746*			
C	6.149614			
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.086892	0.620249***	0.460394***	-0.224573***
D(SM(-1))	-0.174764	<b>-0.465452**</b>	<b>-0.274804***</b>	-0.112336
D(DU(-1))	0.104092	<b>-0.765703***</b>	<b>0.558615***</b>	<b>-0.080843**</b>
D(NDU(-1))	0.086322	<b>0.576012***</b>	<b>0.277687***</b>	<b>-0.337517***</b>
D(INT(-1))	-0.116933	0.310289	<b>0.306470**</b>	<b>0.350769***</b>
C	0.009412*	0.013944**	0.006120**	-0.001936
R-squared	0.132010	0.811001	0.921190	0.449426
Adj. R-squared	0.017801	0.786133	0.910820	0.376982

**B.3.6. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	2.129064	1	0.1445

D(NDU)	0.339391	1	0.5602
D(INT)	0.255679	1	0.6131
All	2.709251	3	0.4387

## Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>5.158308**</b>	1	0.0231
D(NDU)	<b>9.195187***</b>	1	0.0024
D(INT)	1.095447	1	0.2953
All	13.82714	3	0.0032

## Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>10.30155***</b>	1	0.0013
D(DU)	<b>213.7593***</b>	1	0.0000
D(INT)	<b>6.122599**</b>	1	0.0133
All	226.0582	3	0.0000

## Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.579355	1	0.2089
D(DU)	<b>4.107406**</b>	1	0.0427
D(NDU)	<b>16.59478***</b>	1	0.0000
All	21.90495	3	0.0001

**Ιαπωνία****B.4.1. Vector Error Correction Estimates 1980 - 2002**

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
SM(-1)	1.000000	0.000000		
DU(-1)	0.000000	1.000000		
NDU(-1)	-4.336110***	-3.754946***		
INT(-1)	0.782488***	0.346135***		
C	15.23260	11.94855		
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.053766	0.123141***	-0.029654***	0.108778
CointEq2	0.128541	-0.163816***	0.115620***	-0.219451
D(SM(-1))	0.079059	-0.066128	-0.004572	0.156423
D(SM(-2))	0.108179	-0.077267	-0.006774	-0.079785
D(SM(-3))	0.123981	-0.053674	-0.019642	-0.075416
D(DU(-1))	0.236596	<b>-0.691889***</b>	<b>-0.143536***</b>	0.193585
D(DU(-2))	0.114167	<b>-0.546296***</b>	<b>-0.132912***</b>	-0.118805

D(DU(-3))	-0.190859	<b>-0.508590***</b>	-0.049374	<b>-0.495196*</b>
D(NDU(-1))	-0.422135	0.044691	<b>-0.683938***</b>	-0.443737
D(NDU(-2))	-0.174223	<b>-0.372053**</b>	<b>-0.708623***</b>	-0.068941
D(NDU(-3))	0.218882	<b>-0.442446***</b>	<b>-0.829387***</b>	<b>0.659481*</b>
D(INT(-1))	-0.031247	-0.047402	0.008749	0.005859
D(INT(-2))	-0.088713	<b>0.079874*</b>	0.010309	-0.126843
D(INT(-3))	-0.051725	-0.050931	-0.004018	-0.014415
C	0.001321	0.016777***	0.009382***	-0.009066
R-squared	0.118344	0.887081	0.974657	0.156847
Adj. R-squared	-0.057987	0.864497	0.969589	-0.011784

**B.4.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	2.218588	3	0.5283
D(NDU)	1.798383	3	0.6153
D(INT)	1.058175	3	0.7872
All	5.087067	9	0.8267

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	3.776249	3	0.2867
D(NDU)	<b>10.98731**</b>	3	0.0118
D(INT)	6.080802	3	0.1077
All	23.71328	9	0.0048

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.185348	3	0.7565
D(DU)	<b>21.14391***</b>	3	0.0001
D(INT)	1.012909	3	0.7981
All	26.21954	9	0.0019

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.788620	3	0.6174
D(DU)	4.175493	3	0.2431
D(NDU)	5.163667	3	0.1602
All	8.033006	9	0.5308

**B.4.3. Vector Error Correction Estimates 1980 – 1989**

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
SM(-1)	1.000000	0.000000		
DU(-1)	0.000000	1.000000		
NDU(-1)	103.9886**	57.06839**		
INT(-1)	-21.27695	-12.01863		
C	-415.8103	-230.0483		
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.085666	0.738257***	0.434334***	0.044095
CointEq2	0.157229	-1.340974***	-0.791660***	-0.079020
D(SM(-1))	-0.042773	-0.247902	0.054354	0.385718
D(DU(-1))	-0.215077	0.395343	<b>0.475418**</b>	-0.350110
D(NDU(-1))	0.152778	-0.022327	<b>-0.618215***</b>	0.351452
D(INT(-1))	<b>-0.372820**</b>	0.039753	0.218424	-0.019964
C	0.021100***	0.014309	0.003130	-0.011471
R-squared	0.323050	0.620680	0.637780	0.258654
Adj. R-squared	0.192027	0.547263	0.567673	0.115167

**B.4.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	1.491162	1	0.2220
D(NDU)	0.621255	1	0.4306
D(INT)	<b>5.108123**</b>	1	0.0238
All	11.73776	3	0.0083

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.753423	1	0.3854
D(NDU)	0.005798	1	0.9393
D(INT)	0.025377	1	0.8734
All	1.268904	3	0.7365

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.066580	1	0.7964
D(DU)	<b>5.852068**</b>	1	0.0156
D(INT)	1.408258	1	0.2353
All	11.01421	3	0.0116

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.647818	1	0.1037
D(DU)	2.506342	1	0.1134
D(NDU)	2.085327	1	0.1487
All	3.811107	3	0.2826

**B.4.5. Vector Error Correction Estimates 1990 - 2002**

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
SM(-1)	1.000000	0.000000		
DU(-1)	0.000000	1.000000		
NDU(-1)	-23.43623***	-4.256184***		
INT(-1)	-1.019882***	-0.290909***		
C	97.59884	14.46334		
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	0.031655	0.204573***	0.131638***	-0.105267
CointEq2	-0.366817	-1.044689***	-0.382804***	0.622973
D(SM(-1))	-0.097566	-0.078018	-0.074048	0.036250
D(DU(-1))	0.308238	0.135979	<b>0.383895***</b>	-0.298828
D(NDU(-1))	-0.745488	<b>0.845363***</b>	0.130932	0.623897
D(INT(-1))	-0.196020	<b>-0.102034**</b>	-0.007206	0.079555
C	0.006112	-0.002187	0.000985	-0.014885
R-squared	0.102193	0.863120	0.804904	0.078160
Adj. R-squared	-0.032479	0.842588	0.775640	-0.060115

**B.4.6. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	1.583942	1	0.2082
D(NDU)	2.398119	1	0.1215
D(INT)	2.133601	1	0.1441
All	3.475769	3	0.3239

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.420894	1	0.2333
D(NDU)	<b>22.22940***</b>	1	0.0000
D(INT)	<b>4.167340**</b>	1	0.0412
All	46.79247	3	0.0000

## Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.930427	1	0.1647
D(DU)	<b>26.71141***</b>	1	0.0000
D(INT)	0.031347	1	0.8595
All	28.59677	3	0.0000

## Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	0.025029	1	0.8743
D(DU)	0.875618	1	0.3494
D(NDU)	0.987918	1	0.3203
All	1.289174	3	0.7317

**Ιταλία****B.5.1. Vector Error Correction Estimates 1973 - 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
DU(-1)	-10.17778***			
NDU(-1)	24.22926***			
INT(-1)	1.338470**			
C	-78.37738***			
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.006307	0.000599	-0.002594***	-0.000253
D(SM(-1))	0.156345	-0.023845	-0.001623	<b>0.082828*</b>
D(SM(-2))	0.011544	<b>0.031991**</b>	0.004064	-0.066152
D(SM(-3))	0.132449	0.008608	0.003476	-0.055781
D(SM(-4))	-0.008626	-0.011406	-0.000139	0.012411
D(DU(-1))	0.456918	<b>0.459996***</b>	0.028385	-0.036973
D(DU(-2))	0.041980	0.076080	-0.000338	0.481006
D(DU(-3))	0.780924	-0.134778	0.037408	-0.429877
D(DU(-4))	-0.215665	0.059516	-0.010847	-0.478133
D(NDU(-1))	-4.542004	<b>1.164674***</b>	<b>0.590389***</b>	1.574423
D(NDU(-2))	4.513074	-0.351205	-0.186500	-1.111548
D(NDU(-3))	-3.624263	0.125226	-0.165572	0.463857
D(NDU(-4))	3.371477	0.128608	0.031526	1.594599

D(INT(-1))	-0.354761	<b>-0.066875**</b>	-0.011880	<b>0.489488***</b>
D(INT(-2))	0.063346	-0.003873	-0.007015	0.076990
D(INT(-3))	0.066062	0.022407	0.010923	-0.031364
D(INT(-4))	-0.193263	-0.028800	-0.005101	-0.111412
R-squared	0.163879	0.478164	0.498707	0.346834
Adj. R-squared	0.027369	0.392967	0.416863	0.240195

**B.5.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	2.073099	4	0.7223
D(NDU)	5.012391	4	0.2860
D(INT)	3.826656	4	0.4300
All	11.04188	12	0.5253

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>7.900391*</b>	4	0.0953
D(NDU)	<b>9.596409**</b>	4	0.0478
D(INT)	6.909293	4	0.1408
All	22.91569	12	0.0285

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.355602	4	0.6707
D(DU)	3.625909	4	0.4590
D(INT)	4.741344	4	0.3149
All	12.16223	12	0.4327

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
D(SM)	6.156193	4	0.1878
D(DU)	5.339942	4	0.2542
D(NDU)	3.193095	4	0.5260
All	14.64667	12	0.2613

**B.5.3. Vector Error Correction Estimates 1973 - 1989**

Cointegrating Eq:	CoIntEq1	CoIntEq2
SM(-1)	1.000000	0.000000
DU(-1)	0.000000	1.000000
NDU(-1)	-7.079279***	-2.821350***
INT(-1)	1.894137***	0.068901***

C	28.76873	9.257715		
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.128384	-0.015953**	-0.009221***	-0.031850
CointEq2	-1.081118	-0.256131***	0.050853**	0.361446
D(SM(-1))	0.240114	<b>-0.024863*</b>	-0.006898	<b>0.122334*</b>
D(SM(-2))	0.238304	0.019922	<b>0.012619**</b>	-0.043953
D(SM(-3))	-0.029473	-0.001361	0.002119	0.016308
D(SM(-4))	0.050548	0.011789	0.005842	-0.000676
D(DU(-1))	-0.994360	<b>0.652725***</b>	<b>0.144531***</b>	-0.798926
D(DU(-2))	1.222312	<b>-0.321520*</b>	<b>-0.178700***</b>	0.903910
D(DU(-3))	0.522991	<b>0.317152*</b>	<b>0.231604***</b>	-1.149243
D(DU(-4))	0.014581	-0.017545	<b>-0.146464***</b>	0.453722
D(NDU(-1))	-6.606321	0.148175	<b>0.418983***</b>	1.549208
D(NDU(-2))	2.113830	<b>-0.966566**</b>	<b>-0.274566*</b>	0.672599
D(NDU(-3))	-6.094747	-0.165109	-0.064852	-0.876816
D(NDU(-4))	-0.157194	-0.291901	-0.128685	1.032745
D(INT(-1))	-0.280906	-0.031360	-0.012906	<b>0.433178***</b>
D(INT(-2))	0.295351	0.013741	<b>-0.022313*</b>	-0.006152
D(INT(-3))	0.152173	0.001798	0.014827	-0.034116
D(INT(-4))	-0.417071	-0.015135	-0.001120	-0.039536
C	0.031602*	0.005781***	0.002247***	-0.002415
R-squared	0.321274	0.764658	0.709794	0.420864
Adj. R-squared	0.043613	0.668382	0.591073	0.183945

**B.5.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	1.081049	3	0.7817
D(NDU)	3.612983	3	0.3064
D(INT)	1.375001	3	0.7114
All	6.588439	9	0.6799

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	5.447282	3	0.1418



D(NDU)	<b>6.593321*</b>	3	0.0861
D(INT)	2.071914	3	0.5576
All	16.17983	9	0.0632

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.464553	3	0.4817
D(DU)	<b>8.392366**</b>	3	0.0386
D(INT)	<b>6.533532*</b>	3	0.0883
All	21.22063	9	0.0117

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
D(SM)	4.712937	3	0.1941
D(DU)	1.756502	3	0.6244
D(NDU)	0.884192	3	0.8292
All	6.182341	9	0.7215

**B.5.6. Vector Error Correction Estimates 1990 – 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
DU(-1)	4.005501			
NDU(-1)	-157.7438***			
INT(-1)	-12.16175***			
C	749.9981			
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	0.050926***	0.005118	0.001658***	0.007694
D(SM(-1))	-0.242221	<b>-0.074436*</b>	-0.006847	0.005056
D(SM(-2))	<b>-0.370936**</b>	0.024086	0.001407	-0.144490
D(SM(-3))	0.190774	-0.007275	0.005235	<b>-0.172695*</b>
D(SM(-4))	-0.014509	-0.018322	-0.001259	-0.039321
D(DU(-1))	-0.198038	0.236025	0.002571	0.099259
D(DU(-2))	0.036771	0.205376	0.027996	0.335585
D(DU(-3))	<b>1.654313*</b>	-0.208755	0.006246	-0.545828
D(DU(-4))	-0.102761	0.118084	0.019435	-0.805082
D(NDU(-1))	-4.821771	1.545722	<b>0.432349**</b>	4.055796
D(NDU(-2))	3.576796	-0.171082	-0.019413	-1.923801

D(NDU(-3))	-8.259155	-0.040899	<b>-0.431704**</b>	4.556288
D(NDU(-4))	4.176352	-0.708015	0.219441	2.238431
D(INT(-1))	-0.052244	-0.025954	-0.004498	<b>0.420582**</b>
D(INT(-2))	0.187113	-0.001670	<b>0.021552**</b>	0.174275
D(INT(-3))	0.375501	0.062009	<b>0.018971*</b>	0.033881
D(INT(-4))	<b>0.618104*</b>	0.015644	0.009155	-0.110741
C	0.020258*	0.001763	0.001000***	-0.009877
R-squared	0.487300	0.499207	0.692161	0.516422
Adj. R-squared	0.186752	0.205639	0.511704	0.232945

**B.6.6. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	4.201837	4	0.3794
D(NDU)	3.285913	4	0.5112
D(INT)	6.416808	4	0.1701
All	13.08599	12	0.3628

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	5.400642	4	0.2486
D(NDU)	3.676065	4	0.4516
D(INT)	1.169060	4	0.8832
All	10.21425	12	0.5972

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	3.756126	4	0.4400
D(DU)	2.251501	4	0.6896
D(INT)	<b>11.41150**</b>	4	0.0223
All	18.10156	12	0.1126

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	5.398450	4	0.2488
D(DU)	4.261753	4	0.3717
D(NDU)	5.326294	4	0.2554
All	15.70735	12	0.2050

**Γερμανία****B.6.1. Vector Error Correction Estimates 1973 - 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000		
CONS(-1)	-1.091876***		
INT(-1)	1.653944***		
C	-1.107744**		
Error Correction:	D(SM)	D(CONS)	D(INT)
CointEq1	0.005670	0.027113***	-0.058319***
D(SM(-1))	0.094657	-0.013687	0.046733
D(SM(-2))	-0.035853	-0.011845	<b>0.130822*</b>
D(SM(-3))	<b>0.237283**</b>	<b>-0.047486**</b>	0.003263
D(SM(-4))	-0.027618	0.002008	0.055837
D(CONS(-1))	-0.552143	-0.106796	0.383212
D(CONS(-2))	-0.114936	-0.019760	0.497844
D(CONS(-3))	0.553761	0.142454	0.268383
D(CONS(-4))	0.360244	0.059030	0.054921
D(INT(-1))	0.008890	-0.005486	<b>0.449172***</b>
D(INT(-2))	-0.099322	-0.024685	-0.134638
D(INT(-3))	-0.072896	-0.002892	<b>0.260591**</b>
D(INT(-4))	-0.157926	0.007352	-0.063220
R-squared	0.124991	0.155755	0.238745
Adj. R-squared	0.021029	0.055448	0.148299

**B.6.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(CONS)	3.397631	4	0.4936
D(INT)	2.702466	4	0.6088
All	7.649341	8	0.4685

Dependent variable: D(CONS)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	5.092902	4	0.2779
D(INT)	1.000803	4	0.9097
All	5.802746	8	0.6693

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	4.111991	4	0.3911

D(CONS)	4.448613	4	0.3487
All	7.525292	8	0.4812

**B.6.3. Vector Error Correction Estimates 1973 - 1989**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000		
CONS(-1)	-6.568940***		
INT(-1)	-1.100999		
C	12.23586		
Error Correction:	D(SM)	D(CONS)	D(INT)
CointEq1	-0.018791	0.007231***	-0.005379
D(SM(-1))	-0.001713	-0.006120	-0.167875
D(SM(-2))	-0.044766	<b>0.029870*</b>	0.083298
D(SM(-3))	<b>0.312337**</b>	0.003101	-0.093686
D(SM(-4))	-0.125840	-0.009089	0.118045
D(CONS(-1))	-0.947740	<b>-0.548692***</b>	0.793737
D(CONS(-2))	0.971345	<b>-0.277674*</b>	0.254149
D(CONS(-3))	0.750936	-0.173148	-0.148892
D(CONS(-4))	1.836419	-0.046105	-0.443769
D(INT(-1))	-0.158519	0.016092	<b>0.329757**</b>
D(INT(-2))	0.029144	0.026806	-0.196881
D(INT(-3))	-0.151581	<b>0.050452**</b>	<b>0.328436**</b>
D(INT(-4))	-0.075006	0.004677	-0.125130
C	-0.008514	0.012522***	-0.003298
R-squared	0.195020	0.436318	0.251466
Adj. R-squared	-0.018547	0.286769	0.052875

**B.6.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(CONS)	4.715840	4	0.3177
D(INT)	1.468366	4	0.8322
All	6.183393	8	0.6267

Dependent variable: D(CONS)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	4.211278	4	0.3782
D(INT)	<b>7.931633*</b>	4	0.0941
All	12.79961	8	0.1189

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	4.405244	4	0.3539
D(CONS)	1.258574	4	0.8684
All	5.262927	8	0.7291

**B.6.5. Vector Error Correction Estimates 1990 - 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000		
CONS(-1)	-9.171783***		
INT(-1)	-1.719358*		
C	20.79600		
Error Correction:	D(SM)	D(CONS)	D(INT)
CointEq1	0.038678*	0.024744***	0.006884
D(SM(-1))	0.231103	-0.016778	0.134566
D(SM(-2))	-0.116904	-0.065309	0.116776
D(CONS(-1))	-0.680672	-0.110027	-0.099750
D(CONS(-2))	-0.511146	-0.092969	0.281394
D(INT(-1))	0.362550	0.044538	0.431130***
D(INT(-2))	-0.345207	0.017820	-0.186335
C	0.011352	0.007375***	-0.007440
R-squared	0.236889	0.422342	0.220615
Adj. R-squared	0.103344	0.321251	0.084223

**B.6.6. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(CONS)	2.850431	2	0.2405
D(INT)	3.771827	2	0.1517
All	8.003702	4	0.0914

Dependent variable: D(CONS)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	3.449888	2	0.1782

D(INT)	1.150828	2	0.5625
All	4.860246	4	0.3019

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	3.230118	2	0.1989
D(CONS)	0.617984	2	0.7342
All	3.730302	4	0.4437

Στη Γερμανία, δε γίνεται διάκριση της κατανάλωσης σε διαρκών και μη διαρκών αγαθών.

## Γαλλία

### B.7.1. Vector Error Correction Estimates 1973 - 1998

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
DU(-1)	-0.115573			
NDU(-1)	-0.949147			
INT(-1)	0.843410**			
C	-1.527836**			
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.127582***	-0.024925*	-0.005955*	0.025172
D(SM(-1))	-0.085428	-0.000551	-0.006125	0.004225
D(SM(-2))	-0.026257	<b>0.084948**</b>	-0.010247	0.060370
D(SM(-3))	0.122648	-0.018207	<b>0.018299*</b>	0.053231
D(DU(-1))	-0.239811	-0.161350	0.008188	0.154360
D(DU(-2))	<b>-0.589755**</b>	-0.041853	0.002336	0.127381
D(DU(-3))	-0.105380	0.005994	0.019556	-0.027349
D(NDU(-1))	0.240178	-0.652206	<b>0.319245***</b>	0.834973
D(NDU(-2))	<b>-2.467693**</b>	0.191910	<b>0.232784**</b>	0.471710
D(NDU(-3))	-1.827013	-0.270651	0.113738	-0.417924
D(INT(-1))	<b>-0.541402**</b>	0.111275	0.006850	<b>0.439074***</b>
D(INT(-2))	0.208315	-0.055145	-0.007314	-0.127458
D(INT(-3))	0.017032	-0.002616	0.025052	0.143342

R-squared	0.273761	0.146882	0.623550	0.304142
Adj. R-squared	0.172425	0.027842	0.571022	0.207045

**B.7.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	4.808698	3	0.1864
D(NDU)	<b>9.740972**</b>	3	0.0209
D(INT)	4.837861	3	0.1841
All	28.38406	9	0.0008

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	4.639657	3	0.2002
D(NDU)	2.753222	3	0.4313
D(INT)	1.366742	3	0.7133
All	12.09407	9	0.2081

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	4.693591	3	0.1957
D(DU)	0.649289	3	0.8851
D(INT)	1.135052	3	0.7686
All	7.834457	9	0.5509

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.111696	3	0.5496
D(DU)	1.827188	3	0.6090
D(NDU)	3.105714	3	0.3756
All	7.104651	9	0.6262

**B.7.3. Vector Error Correction Estimates 1973 - 1989**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000			
DU(-1)	2.244758**			
NDU(-1)	-4.738567***			
INT(-1)	4.642150***			
C	0.883990			
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	-0.004661	0.030236**	0.014683***	-0.000891
D(SM(-1))	-0.103052	-0.009006	-0.008479	-0.048626
D(SM(-2))	-0.052464	<b>0.078744*</b>	-0.006423	0.093463

D(SM(-3))	0.072281	-0.059239	<b>0.026532**</b>	<b>0.115369*</b>
D(DU(-1))	-0.525174	-0.141369	-0.048896	0.101159
D(DU(-2))	-0.557037	-0.197887	-0.039069	0.057160
D(DU(-3))	-0.199939	0.068345	0.003420	-0.048619
D(NDU(-1))	1.240110	<b>-1.345596**</b>	0.067841	<b>1.325911*</b>
D(NDU(-2))	-1.780118	-0.554555	-0.132564	0.367055
D(NDU(-3))	-0.713557	-0.882927	-0.224086	-1.260371
D(INT(-1))	<b>-0.753563**</b>	-0.032697	-0.017013	<b>0.360903**</b>
D(INT(-2))	-0.106424	-0.008319	-0.003853	-0.119522
D(INT(-3))	0.014988	-0.034462	-0.002780	<b>0.290438*</b>
C	0.031276	0.030268***	0.011418***	-0.005727

R-squared	0.237061	0.265557	0.613823	0.393617
Adj. R-squared	0.038697	0.074602	0.513417	0.235957

**B.7.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	2.331774	3	0.5065
D(NDU)	1.701445	3	0.6366
D(INT)	5.769676	3	0.1234
All	8.966983	9	0.4403

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	5.690949	3	0.1277
D(NDU)	<b>9.602776**</b>	3	0.0223
D(INT)	0.282978	3	0.9632
All	16.22096	9	0.0624

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	4.740653	3	0.1918
D(DU)	1.837131	3	0.6069
D(INT)	0.391493	3	0.9420
All	6.022279	9	0.7377

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>6.360908*</b>	3	0.0953
D(DU)	0.396553	3	0.9410



D(NDU)	5.803565	3	0.1216
All	11.18965	9	0.2629

**B.7.5. Vector Error Correction Estimates 1990 - 1998**

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
SM(-1)	1.000000	0.000000		
DU(-1)	0.000000	1.000000		
NDU(-1)	127.6359	47.45018		
INT(-1)	4.924191	1.497092		
C	-287.8761	-106.4618		
Error Correction:	D(SM)	D(DU)	D(NDU)	D(INT)
CointEq1	0.139583	0.231605***	-0.015658**	-0.057713
CointEq2	-0.362798	-0.607415***	0.041547**	0.148932
D(SM(-1))	-0.670953***	-0.162816	-0.002719	0.295681**
D(DU(-1))	0.518759	-0.079793	-0.008652	0.021007
D(NDU(-1))	-1.777880	1.574904	0.022610	0.213634
D(INT(-1))	-1.177525***	0.017091	-0.003736	0.700497***
R-squared	0.378157	0.482100	0.185742	0.334241
Adj. R-squared	0.263001	0.386193	0.034954	0.210952

**B.7.6. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(DU)	1.296529	2	0.5230
D(NDU)	1.843101	2	0.3979
D(INT)	<b>7.057176**</b>	2	0.0293
All	11.24035	6	0.0812

Dependent variable: D(DU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	4.239297	2	0.1201
D(NDU)	2.278699	2	0.3200
D(INT)	<b>4.649198*</b>	2	0.0978
All	10.88976	6	0.0918

Dependent variable: D(NDU)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.645383	2	0.4392
D(DU)	<b>7.574445**</b>	2	0.0227
D(INT)	1.846903	2	0.3971

All	8.915659	6	0.1784
Dependent variable: D(INT)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>5.805952*</b>	2	0.0549
D(DU)	0.816786	2	0.6647
D(NDU)	0.083300	2	0.9592
All	6.273643	6	0.3932

## Γ' μέρος

### ΗΠΑ

#### Γ.1.1. Vector Error Correction Estimates

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000		
RET(-1)	-3.341062***		
INT(-1)	-0.581140		
C	15.83219***		
Error Correction:	D(SM)	D(RET)	D(INT)
CointEq1	0.006241	0.007324***	-0.009485**
D(SM(-1))	0.020440	-0.003504	-0.040867
D(SM(-2))	-0.091882	<b>0.031772*</b>	0.012433
D(SM(-3))	-0.049191	<b>-0.032075*</b>	0.002657
D(SM(-4))	-0.040724	<b>0.036250*</b>	-0.068108
D(RET(-1))	0.375647	<b>-0.415572***</b>	<b>0.443785*</b>
D(RET(-2))	-0.004054	<b>-0.264743***</b>	<b>0.961054***</b>
D(RET(-3))	0.414690	-0.088936	0.401087
D(RET(-4))	-0.075508	-0.062955	-0.126531
D(INT(-1))	-0.092735	0.016203	-0.004862
D(INT(-2))	-0.080866	-0.019254	-0.107519
D(INT(-3))	-0.025621	-0.009970	0.087223
D(INT(-4))	-0.046107	0.005759	0.099015
R-squared	0.048384	0.247898	0.089444
Adj. R-squared	-0.007593	0.203657	0.035882

#### Γ.1.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

## Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RET)	5.216351	4	0.2658
D(INT)	3.378403	4	0.4966
All	8.131694	8	0.4207

## Dependent variable: D(RET)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>9.017601*</b>	4	0.0607
D(INT)	2.475301	4	0.6491
All	12.37135	8	0.1354

## Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.270394	4	0.8664
D(RET)	<b>13.57348***</b>	4	0.0088
All	14.60166	8	0.0674

## Γ.1.3. Vector Error Correction Estimates

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000		
RET(-1)	-4.062225***		
INT(-1)	-2.234120		
C	20.97048***		
<b>Error Correction:</b>	<b>D(SM)</b>	<b>D(RET)</b>	<b>D(INT)</b>
CointEq1	0.008479	0.006391***	-0.006444
D(SM(-1))	0.000665	0.007349	-0.088508
D(SM(-2))	-0.010984	0.018950	0.000371
D(SM(-3))	-0.033242	-0.003022	0.124231
D(SM(-4))	-0.045546	0.020914	-0.106103
D(RET(-1))	-0.281224	-0.275860***	-0.348975
D(RET(-2))	0.559041	-0.172214*	1.056301
D(RET(-3))	0.177099	-0.069904	0.404684
D(RET(-4))	-0.236985	-0.045939	0.213676
D(INT(-1))	-0.022673	0.009996	0.084902
D(INT(-2))	-0.067521	0.000754	-0.111360
D(INT(-3))	0.021062	0.001388	-0.002616

D(INT(-4))	0.011954	-0.002687	0.116602
R-squared	0.041620	0.134070	0.114991
Adj. R-squared	-0.045505	0.055349	0.034536

**Γ.1.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RET)	4.129290	4	0.3888
D(INT)	0.676986	4	0.9541
All	5.099225	8	0.7469

Dependent variable: D(RET)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.914702	4	0.7514
D(INT)	0.237837	4	0.9935
All	2.489518	8	0.9622

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	4.327176	4	0.3635
D(RET)	<b>11.05845**</b>	4	0.0259
All	15.21927	8	0.0550

## Καναδάς

**Γ.2.1. Vector Error Correction Estimates 1980 - 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000		
RET(-1)	3.289882***		
INT(-1)	3.562185***		
C	-12.42589		
Error Correction:	D(SM)	D(RET)	D(INT)
CointEq1	-0.021411**	-0.008648***	-0.013389*
D(SM(-1))	0.078817	0.023675	<b>-0.277279***</b>
D(SM(-2))	-0.023933	0.002119	<b>0.112297**</b>
D(SM(-3))	0.036498	0.033203	0.012398
D(SM(-4))	-0.045056	0.006157	-0.005836
D(RET(-1))	-0.068608	<b>-0.254165***</b>	0.120586
D(RET(-2))	0.133585	-0.093567	<b>0.367085**</b>

D(RET(-3))	0.221066	-0.058436	<b>0.385447**</b>
D(RET(-4))	-0.011012	-0.009837	<b>0.347274**</b>
D(INT(-1))	-0.044124	0.018985	-0.021434
D(INT(-2))	-0.002510	-0.007800	0.002041
D(INT(-3))	0.041338	0.038037	0.058070
D(INT(-4))	0.031562	-0.003856	0.006098
C	0.002203	0.001262**	-0.001838
R-squared	0.051334	0.129110	0.159301
Adj. R-squared	0.002971	0.084712	0.116442

**Γ.2.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RET)	1.650882	4	0.7996
D(INT)	0.814226	4	0.9365
All	2.346352	8	0.9685

Dependent variable: D(RET)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	4.677265	4	0.3220
D(INT)	3.678607	4	0.4512
All	8.463878	8	0.3895

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>32.87034***</b>	4	0.0000
D(RET)	<b>10.21981**</b>	4	0.0369
All	42.05034	8	0.0000

**Γ.2.3. Vector Autoregression Estimates 1990 – 2002**

	SM	RET	INT
SM(-1)	<b>1.098328***</b>	0.023286	<b>-0.282443***</b>
SM(-2)	-0.123699	-0.029844	0.416681
SM(-3)	0.004216	0.036475	<b>-0.192879*</b>
SM(-4)	-0.011471	-0.027057	0.009363
RET(-1)	-0.343857	<b>0.728023***</b>	0.399023
RET(-2)	0.422038	0.158152	0.144131
RET(-3)	-0.097595	-0.074464	-0.113501

RET(-4)	0.036101	0.138522	-0.345846
INT(-1)	0.048194	-0.043856	<b>0.896093***</b>
INT(-2)	-0.138290	0.023992	0.119474
INT(-3)	0.078561	0.006199	-0.007568
INT(-4)	-0.034849	-0.017421	-0.069353
C	0.097117	0.120606***	0.013794
R-squared	0.991220	0.992292	0.977737
Adj. R-squared	0.990457	0.991621	0.975801

#### Γ.2.4. VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests Dependent variable: SM

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
RET	1.351518	4	0.8526
INT	2.096599	4	0.7180
All	3.128263	8	0.9261

#### Dependent variable: RET

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
SM	2.987931	4	0.5598
INT	<b>9.812955**</b>	4	0.0437
All	21.63285	8	0.0056

#### Dependent variable: INT

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
SM	<b>23.40212***</b>	4	0.0001
RET	5.993168	4	0.1997
All	31.48553	8	0.0001

### Μ.Βρετανία

#### Γ.3.1. Vector Error Correction Estimates 1980 – 2002

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000		
RET(-1)	12.19601		
INT(-1)	9.072360**		
C	-36.90274**		
Error Correction:	D(SM)	D(RET)	D(INT)
CointEq1	-0.004485***	-0.001661***	0.003623*

D(SM(-1))	0.028978	-0.005741	-0.014681
D(SM(-2))	-0.114126	-0.022843	0.034712
D(SM(-3))	-0.084610	<b>0.026304*</b>	0.113658
D(SM(-4))	0.007531	-0.017031	0.043922
D(RET(-1))	<b>-0.788128**</b>	<b>-0.428918***</b>	0.507829
D(RET(-2))	<b>-0.772744**</b>	-0.108644	<b>1.043087**</b>
D(RET(-3))	-0.174746	-0.051297	0.559242
D(RET(-4))	0.022112	-0.041112	0.501861
D(INT(-1))	0.020176	0.008335	<b>-0.313513***</b>
D(INT(-2))	-0.010750	0.002673	-0.117584
D(INT(-3))	<b>-0.119740*</b>	-0.009248	0.025109
D(INT(-4))	-0.052249	-0.008145	-0.004911
R-squared	0.064693	0.234312	0.104073
Adj. R-squared	0.009675	0.189272	0.051372

**Γ.3.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
 Date: 05/15/03 Time: 00:06  
 Sample: 1980:01 2002:12  
 Included observations: 217

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RET)	6.826530	4	0.1453
D(INT)	3.904780	4	0.4190
All	10.52393	8	0.2302

Dependent variable: D(RET)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	7.334034	4	0.1193
D(INT)	1.367448	4	0.8498
All	9.509315	8	0.3012

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.661543	4	0.6160
D(RET)	7.026304	4	0.1345
All	9.183618	8	0.3270

**Γ.3.1. Vector Error Correction Estimates 1990 – 2002**

Cointegrating Eq:		CointEq1		
SM(-1)		1.000000		
RET(-1)		4.695299		
INT(-1)		43.86515**		
C		-50.10486		
Error Correction:	D(SM)	D(RET)	D(INT)	
CointEq1	0.000725*	-0.000261***	-0.000674	
D(SM(-1))	-0.010727	0.000972	0.023737	
D(SM(-2))	-0.127312	-0.007130	0.067907	
D(SM(-3))	-0.139483	0.018167	0.169058	
D(SM(-4))	-0.022072	0.001008	0.095619	
D(RET(-1))	-0.155730	<b>-0.658660***</b>	0.236830	
D(RET(-2))	0.748404	<b>-0.258571**</b>	0.545076	
D(RET(-3))	1.097093	-0.047735	0.095848	
D(RET(-4))	0.515400	-0.005885	0.305729	
D(INT(-1))	-0.045158	0.012521	<b>-0.380502***</b>	
D(INT(-2))	-0.022273	0.015486	-0.138351	
D(INT(-3))	<b>-0.115592*</b>	0.004947	0.068352	
D(INT(-4))	-0.066026	-0.006420	0.065827	
C	0.000821	0.002113***	-0.005831	
R-squared	0.074560	0.364020	0.177374	
Adj. R-squared	-0.017278	0.300908	0.095739	

**Γ.3.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RET)	3.444088	4	0.4864
D(INT)	3.701545	4	0.4479
All	6.503849	8	0.5910

Dependent variable: D(RET)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.006347	4	0.7346
D(INT)	3.502928	4	0.4774
All	6.524081	8	0.5887



Dependent variable: D(INT)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.711682	4	0.6072
D(RET)	0.602042	4	0.9628
All	3.453587	8	0.9028

## Ιαπωνία

### Γ.4.1. Vector Error Correction Estimates 1984 – 2002

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000		
RET(-1)	-3.272111***		
INT(-1)	0.401975***		
C	3.601573		
Error Correction:	D(SM)	D(RET)	D(INT)
CointEq1	-0.006530	0.017657***	0.015426
D(SM(-1))	0.075816	-0.027061	0.049826
D(SM(-2))	0.002058	-0.008454	0.010370
D(SM(-3))	0.059743	-0.003538	-0.032536
D(SM(-4))	0.017964	-0.003426	0.099228
D(RET(-1))	-0.171617	<b>-0.534689***</b>	-0.135980
D(RET(-2))	0.133051	<b>-0.367996***</b>	0.230610
D(RET(-3))	0.019878	<b>-0.286841***</b>	0.576661
D(RET(-4))	-0.045905	-0.093004	0.426122
D(INT(-1))	-0.024477	-9.93E-05	0.021560
D(INT(-2))	-0.067434	-0.005947	0.057159
D(INT(-3))	0.035378	-0.007194	<b>-0.368266***</b>
D(INT(-4))	0.023260	-0.003179	-0.081869
C	0.000556	0.000209	-0.004674*
R-squared	0.031440	0.292667	0.162115
Adj. R-squared	-0.030586	0.247370	0.108458

### Γ.4.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 05/14/03 Time: 23:56

Sample: 1984:01 2002:12

Included observations: 217

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RET)	1.078415	4	0.8977
D(INT)	3.544630	4	0.4711
All	4.803779	8	0.7783

Dependent variable: D(RET)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.804321	4	0.5911
D(INT)	0.840572	4	0.9329
All	3.281265	8	0.9155

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.317247	4	0.8584
D(RET)	2.493782	4	0.6457
All	3.781654	8	0.8763

## Γ.4.3. Vector Error Correction Estimates 1990 - 2002

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000		
RET(-1)	-0.628137		
INT(-1)	0.047317		
C	-1.394376		
Error Correction:	D(SM)	D(RET)	D(INT)
CointEq1	-0.160268***	0.021932**	-0.002957
D(SM(-1))	0.031640	-0.035023	0.128661
D(SM(-2))	0.110875	-0.017245	-0.010003
D(SM(-3))	<b>0.154098*</b>	-0.006453	0.053589
D(SM(-4))	<b>0.145104*</b>	-0.014610	0.040675
D(SM(-5))	0.130021	0.007794	-0.035747
D(SM(-6))	0.033737	-0.008190	0.033873
D(RET(-1))	-0.320964	<b>-0.513140***</b>	-0.202470
D(RET(-2))	0.356750	<b>-0.381875***</b>	0.016439
D(RET(-3))	0.389276	<b>-0.302628***</b>	0.401169
D(RET(-4))	<b>0.725170*</b>	-0.127538	0.292848
D(RET(-5))	<b>1.250579***</b>	-0.081064	-0.414140

D(RET(-6))	<b>0.716332**</b>	-0.071074	0.315970
D(INT(-1))	0.039050	0.006350	0.025235
D(INT(-2))	-0.081114	0.011291	0.030898
D(INT(-3))	0.052160	-0.003706	<b>-0.394134***</b>
D(INT(-4))	0.068314	-0.000114	-0.060343
D(INT(-5))	-0.031187	0.017172	-0.033473
D(INT(-6))	0.001449	-0.005278	0.085918
C	0.001029	-0.001179*	-0.006082
<hr/>			
R-squared	0.224282	0.257730	0.224970
Adj. R-squared	0.104456	0.143070	0.105250

**Γ.4.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RET)	15.62407**	6	0.0159
D(INT)	5.048711	6	0.5376
All	19.65799	12	0.0738

Dependent variable: D(RET)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	3.090385	6	0.7974
D(INT)	1.553269	6	0.9559
All	4.272567	12	0.9780

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	1.154513	6	0.9791
D(RET)	3.077472	6	0.7991
All	4.538892	12	0.9716

## Ιταλία

**Γ.5.1. Vector Error Correction Estimates 1984 – 1998**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000
RET(-1)	-4.651557***
INT(-1)	0.185124
C	6.012826

Error Correction:	D(SM)	D(RET)	D(INT)
CointEq1	-0.011852	0.113219***	0.003296
D(SM(-1))	0.146032*	-0.150440	-0.085448*
D(SM(-2))	0.030658	0.262037	-0.010785
D(SM(-3))	0.021793	-0.241263	-0.003804
D(SM(-4))	0.094914	-0.404794**	0.032905
D(RET(-1))	-0.051662	-0.413795***	-0.005820
D(RET(-2))	-0.046939	-0.336881***	0.005521
D(RET(-3))	-0.023538	-0.261279**	0.014666
D(RET(-4))	-0.013982	-0.071183	-0.009813
D(INT(-1))	0.205708	-0.003912	0.076751
D(INT(-2))	-0.112725	0.322601	0.086407
D(INT(-3))	-0.317030**	-0.492347	0.107320
D(INT(-4))	0.286003*	0.019353	0.008194
C	0.003462	0.003369	-0.001865
R-squared	0.086020	0.510384	0.082405
Adj. R-squared	0.012220	0.470850	0.008314

**Γ.5.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(RET)	1.089971	4	0.8959
D(INT)	<b>9.995612**</b>	4	0.0405
All	11.85697	8	0.1577

Dependent variable: D(RET)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	7.566851	4	0.1088
D(INT)	2.651767	4	0.6177
All	8.897854	8	0.3510

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	3.938677	4	0.4144
D(RET)	2.520293	4	0.6410
All	7.315453	8	0.5030

**Γ.5.3. Vector Autoregression Estimates 1990 – 1998**

	SM	RET	INT
SM(-1)	0.945398***	5.39E-05	-0.100932
SM(-2)	-0.007720	-0.009470	0.156216
SM(-3)	-0.073547	-0.012569	-0.071770
SM(-4)	0.012738	<b>0.049603*</b>	0.008273
RET(-1)	-0.300479	<b>0.295813***</b>	-0.073468
RET(-2)	-0.319569	<b>0.239383**</b>	-0.072491
RET(-3)	0.416583	0.093543	0.170427
RET(-4)	0.543936	-0.002249	-0.097230
INT(-1)	0.162985	-0.000544	<b>1.042969***</b>
INT(-2)	-0.243681	-0.023995	0.055270
INT(-3)	-0.393387	-0.012512	-0.032635
INT(-4)	<b>0.331315*</b>	0.057293	-0.071922
C	-0.169032	0.646647***	0.174202
R-squared	0.948090	0.458001	0.975464
Adj. R-squared	0.941245	0.386528	0.972228

**Γ.5.4. VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: SM

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
RET	3.605726	4	0.4620
INT	<b>15.10055***</b>	4	0.0045
All	18.13282	8	0.0203

## Dependent variable: RET

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
SM	<b>8.434106*</b>	4	0.0769
INT	4.168675	4	0.3837
All	9.418524	8	0.3082

## Dependent variable: INT

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
SM	2.913246	4	0.5724
RET	0.446713	4	0.9785
All	3.517845	8	0.8978

**Γαλλία****Γ.6.1. Vector Error Correction Estimates 1986 - 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000		
RET(-1)	-5.765303***		
INT(-1)	1.179277***		
C	7.599713		
Error Correction:	D(SM)	D(RET)	D(INT)
CointEq1	-0.107240***	0.008232	-0.020597
D(SM(-1))	0.112991	-0.005277	0.113898**
D(SM(-2))	0.103205	-0.018490	-0.016532
D(SM(-3))	0.103441	-0.008969	0.070280
D(SM(-4))	-0.026042	0.006190	-0.021931
D(RET(-1))	-0.703213**	-0.957279***	-0.197105
D(RET(-2))	-0.787640**	-0.751825***	-0.120024
D(RET(-3))	-0.411855	-0.246185**	-0.120618
D(RET(-4))	-0.167230	-0.095127	-0.240061
D(INT(-1))	-0.168272	0.004457	0.069491
D(INT(-2))	-0.003247	-0.004780	0.033086
D(INT(-3))	0.187864	0.002753	0.128977*
D(INT(-4))	0.207935	0.000239	0.165888**
C	0.002608	0.001046**	-0.000786
R-squared	0.145401	0.571321	0.094640
Adj. R-squared	0.085022	0.541034	0.030674

**Γ.6.2. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Date: 05/14/03 Time: 23:44

Sample: 1986:01 2002:12

Included observations: 198

Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
D(RET)	7.054427	4	0.1330
D(INT)	<b>8.312014*</b>	4	0.0808

All	14.88725	8	0.0614
-----	----------	---	--------

Dependent variable: D(RET)

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
D(SM)	1.276659	4	0.8653
D(INT)	0.049596	4	0.9997
All	1.615813	8	0.9906

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	Df	Prob.
D(SM)	<b>7.883863</b>	4	0.0959
D(RET)	4.442751	4	0.3494
All	12.07360	8	0.1479

**Γ.6.3. Vector Error Correction Estimates 1990 - 2002**

Cointegrating Eq: CointEq1

SM(-1)	1.000000		
RET(-1)	-13.34164***		
INT(-1)	0.476425***		
C	23.38795		
Error Correction:	D(SM)	D(RET)	D(INT)
CointEq1	-0.084980**	0.032782***	-0.017905
D(SM(-1))	0.134014	-0.013548	<b>0.108086*</b>
D(SM(-2))	0.086815	-0.029849	<b>0.129311**</b>
D(SM(-3))	0.106805	-0.024256	-0.049300
D(RET(-1))	<b>-1.080333**</b>	<b>-0.624293***</b>	-0.170748
D(RET(-2))	-0.681026	<b>-0.467978***</b>	-0.258295
D(RET(-3))	-0.140610	-0.042418	-0.111043
D(INT(-1))	-0.031142	-0.017732	0.089424
D(INT(-2))	0.009431	-0.010861	0.073752
D(INT(-3))	0.099614	-0.012455	0.112014
C	0.001954	0.000418	-0.001727
R-squared	0.058178	0.594280	0.085057
Adj. R-squared	-0.008618	0.565505	0.020168

**Γ.6.4. VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**  
Dependent variable: D(SM)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
---------	--------	----	-------

Χρηματιστήριο και Οικονομική Δραστηριότητα

D(RET)	6.179901	3	0.1032
D(INT)	0.700317	3	0.8731
All	6.485087	6	0.3711

Dependent variable: D(RET)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	2.992184	3	0.3928
D(INT)	0.606505	3	0.8949
All	3.616353	6	0.7284

Dependent variable: D(INT)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(SM)	<b>8.735910**</b>	3	0.0330
D(RET)	0.921705	3	0.8202
All	9.909803	6	0.1285



### **Αναφορές:**

- “Why Are Stock Market Returns Correlated with Future Economic Activities?” , Hui Guo, Federal Reserve Bank of St. Louis, 2002
- “Stock Market Returns, Volatility and Future Output” , Hui Guo, Working paper, Federal Reserve Bank of St. Louis, 2001
- “Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns” , M. Lettau-S. Ludvigson, Journal of Finance, June 2001
- “What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns” , J. Campbell-J. Ammer, Journal of Finance, March 1993
- “Macroeconomics and Finance: The Role of the Stock Market” , S. Fischer-R. Merton, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1984
- “Interpretable Asset Markets?” ,R. Bansal-V. Khatchatrian-A. Yaron, NBER Working Paper, 2002
- “News related to Future GDP Growth as a Risk Factor in Equity Returns” , Maria Vassalou, Journal of Financial Economics, 2003

### **Βιβλιογραφία**

- “Using Economic Indicators to Improve Investment Analysis” , E. Tainer, second edition
- “Investment Timing and the Business Cycle” , J. G. Taylor
- “Macroeconomics” , R. Dornbusch-S. Fischer-R. Startz, eighth edition
- “Principles of Corporate Finance” , Brealy-Myers, sixth edition
- “New Directions in Econometric Practice” , W.W.Charemza-Derek F. Deadman