

ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗ ΚΑΙ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΠΤΥΞΗ: ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΡΕΥΝΑ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ ΜΕ ΤΗΝ ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΗΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ

Νίκος Δριτσάκης – Αντώνης Αδαμόπουλος

*Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής
Πανεπιστήμιο Μακεδονίας*

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στην εργασία αυτή ελέγχεται εμπειρικά η αιτιακή σχέση ανάμεσα στο βαθμό ανοίγματος της οικονομίας, τη χρηματιστηριακή και την οικονομική ανάπτυξη χρησιμοποιώντας ένα πολυμεταβλητό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα VAR για την Ελλάδα την περίοδο 1960:I-2000:IV. Τα αποτελέσματα ελέγχου της συνολοκλήρωσης έδειξαν ότι υπάρχει ένα συνολοκληρωμένο διάνυσμα ανάμεσα στο ΑΕΠ, τη χρηματιστηριακή ανάπτυξη και στο βαθμό ανοίγματος της οικονομίας. Οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger που είναι βασισμένοι στα υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος (ECM), έδειξαν ότι υπάρχει αιτιακή σχέση ανάμεσα στη χρηματιστηριακή και την οικονομική ανάπτυξη ως επίσης και ανάμεσα στο βαθμό ανοίγματος της οικονομίας και την οικονομική ανάπτυξη.

Λέξεις-κλειδιά: χρηματιστηριακή ανάπτυξη, οικονομική ανάπτυξη, βαθμός ανοίγματος της οικονομίας, αιτιότητα κατά Granger

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Τα τελευταία χρόνια η σχέση ανάμεσα στη χρηματιστηριακή και την οικονομική ανάπτυξη έχει αποτελέσει αντικείμενο εκτεταμένης έρευνας. Το ζήτημα που τίθεται είναι αν η χρηματιστηριακή ανάπτυξη προηγείται ή ακολουθεί της οικονομικής ανάπτυξης. Μια γενική άποψη που επικρατεί είναι ότι η χρηματιστηριακή ανάπτυξη έχει θετική επίδραση στην οικονομική ανάπτυξη. Η άποψη αυτή θεωρείται δεδομένη,

αλλά η εγκυρότητά της θα έπρεπε να εξεταστεί θεωρητικά και να ελεγχθεί εμπειρικά. Η θεωρητική σχέση ανάμεσα στη χρηματιστηριακή και την οικονομική ανάπτυξη ξεκινά από τη μελέτη του Schumpeter (1911) που εστίασε το ενδιαφέρον του στις χρηματιστηριακές υπηρεσίες που παρέχονται από μεσάζοντες και υποστήριξε ότι είναι απαραίτητη προϋπόθεση για την οικονομική ανάπτυξη η προώθηση καινοτομιών Ghali (1999).

Η σχολή των Mckinnon-Shaw εξέτασε τις επιδράσεις της κρατικής παρέμβασης στην ανάπτυξη του χρηματιστηριακού συστήματος. Σύμφωνα με τους Mckinnon (1973), και Shaw (1973) οι κρατικοί περιορισμοί στο τραπεζικό σύστημα, όπως τα άμεσα πιστωτικά προγράμματα και οι υψηλές τιμές των επιτοκίων, έχουν αρνητικές επιδράσεις στην ανάπτυξη του χρηματιστηριακού τομέα και συνεπώς μειώνουν την οικονομική ανάπτυξη. Η θεωρία της ενδογενούς ανάπτυξης κατέληξε σε όμοια συμπεράσματα μέσα από ορισμένα υποδείγματα χρησιμοποιώντας για μεταβλητές την κατανομή κινδύνου και την παροχή ρευστότητας, ως υπηρεσίες παρεχόμενες από χρηματιστηριακούς μεσάζοντες. Η θεωρία αυτή δείχνει επίσης ότι η χρηματιστηριακή μεσολάβηση έχει θετική επίδραση στην οικονομική ανάπτυξη, Greenwood and Jovanovic (1990), Bencivenga και Smith (1991), Shan, Morris και Sun (2001), ενώ η κρατική παρέμβαση στο χρηματιστηριακό σύστημα έχει αρνητική επίδραση στην οικονομική ανάπτυξη King and Levine (1993b).

Η θεωρητική άποψη ότι η χρηματιστηριακή ανάπτυξη αιτιάζεται της οικονομικής ανάπτυξης ως αποτέλεσμα της αυξημένης ζήτησης χρηματοοικονομικών υπηρεσιών υποστηρίχθηκε αρχικά από τον Robinson (1952) και αργότερα από τους Friedman και Schwartz (1963) σχετικά με τη ζήτηση του χρήματος. Όλες οι απόψεις είναι βασισμένες στη διαπίστωση ότι ο λόγος της προσφοράς χρήματος προς το ΑΕΠ, που αποτελεί ένα τυπικό μέτρο χρηματιστηριακής ανάπτυξης, είναι το αντίστροφο της

ταχύτητας της κυκλοφορίας του χρήματος. Έτσι, η θετική συσχέτιση ανάμεσα στο επίπεδο της χρηματιστηριακής ανάπτυξης και του πραγματικού ΑΕΠ ίσως να οφείλεται στην καθοδική τάση της ταχύτητας κυκλοφορίας του χρήματος. Αν αυτό ισχύει, τότε η θετική συσχέτιση ανάμεσα στη χρηματιστηριακή ανάπτυξη και στο ΑΕΠ, ίσως να αντανακλά και στην εισοδηματική ελαστικότητα ζήτησης χρήματος, που είναι μεγαλύτερη από τη μονάδα. Συνεπώς, σύμφωνα με την άποψη αυτή η κατεύθυνση αιτιότητας θα έχει φορά από το ΑΕΠ προς τη χρηματιστηριακή ανάπτυξη.

Επίσης, έντονο ενδιαφέρον έχει εστιαστεί όσον αφορά τη σχέση της οικονομικής ανάπτυξης και του βαθμού ανοίγματος της οικονομίας. Στα νεοκλασικά υποδείγματα ανάπτυξης που ανέπτυξε ο Solow (1957), η τεχνολογική πρόοδος (ως εξωγενής μεταβλητή) δεν επηρεάζεται από το βαθμό ανοίγματος της οικονομίας μιας χώρας. Ακόμη οι νέες θεωρίες της οικονομικής ανάπτυξης δείχνουν ότι η εμπορική πολιτική επηρεάζει τη μακροχρόνια ανάπτυξη διαμέσου της επίδρασή της στην τεχνολογική πρόοδο. Στα υποδείγματα αυτά ο βαθμός ανοίγματος της οικονομίας παρέχει πρόσβαση σε εισαγωγές νέων τεχνολογικών προϊόντων, ενώ επίσης αυξάνει το μέγεθος της αγοράς μέσω της παραγωγικής δραστηριότητας αποκομίζοντας μεγαλύτερα κέρδη από τα νέα προϊόντα και επηρεάζει την παραγωγή μιας χώρας στον τομέα της έρευνας. Οι Grossman και Helpman (1992) υποστηρίζουν ότι η παρέμβαση του εμπορίου θα μπορούσε να αυξήσει τη μακροχρόνια οικονομική ανάπτυξη, αν η πολιτική προστατευτισμού του εμπορίου ενθάρρυνε τις επενδύσεις στους τομείς της έρευνας και της τεχνολογίας για τις χώρες με συγκριτικά πλεονεκτήματα στα προϊόντα αυτά.

Η έννοια του βαθμού ανοίγματος της οικονομίας εφαρμοσμένη στο εμπόριο θα μπορούσε να ταυτίζεται με την έννοια της ουδετερότητας. Ουδετερότητα σημαίνει ότι είναι ουδέτερα τα κίνητρα ανάμεσα στην αποταμίευση και τη μονάδα της συναλλαγ-

ματικής ισοτιμίας διαμέσου της υποκατάστασης των εισαγωγών και του κέρδους μιας μονάδας ξένου συναλλάγματος διαμέσου των εξαγωγών. Είναι προφανές ότι μια οικονομία που είναι προσανατολισμένη σε μεγάλο βαθμό προς τις εξαγωγές, ίσως δεν είναι ουδέτερη με την έννοια αυτή, ιδιαίτερα αν μετατοπίζει το ενδιαφέρον της όσο αναφορά την παραγωγή εξαγωγικών προϊόντων χρησιμοποιώντας τα υποκατάστατά τους. Ένα καλό μέτρο εμπορικής πολιτικής θα μπορούσε να εξετάσει τις διαφορές ανάμεσα στα ουδέτερα καθεστάτα, στα εγχώρια καθεστάτα, και στα καθεστάτα ανάπτυξης των εξαγωγών. Η σύγκριση των τιμών των προϊόντων που πουλήθηκαν στην εγχώρια αγορά με εκείνα που πουλήθηκαν στις διεθνείς αγορές, θα μπορούσε να αποτελέσει ένα ιδανικό μέτρο επίδρασης της εμπορικής πολιτικής. Η άμεση σύγκριση των τιμών θα μπορούσε να συμπεριλάβει την επίδραση διαφόρων πολιτικών επιλογών, την επιβολή των δασμών και των φόρων σε διάφορα προϊόντα, τις διαφορετικές συναλλαγματικές ισοτιμίες για εισαγωγές και εξαγωγές και υποκατάστατα προϊόντων. Αφού, δεν είναι συχνά δυνατή η πληροφόρηση για το επίπεδο των σχετικών τιμών των προϊόντων, χρησιμοποιούνται πολλά υποκατάστατα για την εκτίμησή τους. Το πιο απλό μέτρο εκτίμησης του εμπορίου βασίζεται στις πραγματικές εμπορικές εισροές, όπως το άθροισμα των εισαγωγών και των εξαγωγών ως μερίδιο του ΑΕΠ ή τα ποσοστά ανάπτυξης των εισαγωγών και των εξαγωγών Harrison (1996).

Πολλές εμπειρικές μελέτες στη θεωρία του διεθνούς εμπορίου και της οικονομικής ανάπτυξης έχουν ανακαλύψει ότι υπάρχει μια θετική σχέση ανάμεσα στο εμπόριο και την οικονομική ανάπτυξη Leamer (1988), Edwards (1992). Ακόμη πιο πρόσφατες μελέτες που εξετάζουν την επίδραση του ανοίγματος της οικονομίας στην οικονομική ανάπτυξη έχουν βασιστεί στη χρήση στατιστικών στοιχείων των χρονικών σειρών των μεταβλητών για ένα σύνολο διαφορετικών χωρών. Τέλος, άλλες μελέτες που προσπαθούν να ερμηνεύσουν την αιτιακή σχέση ανάμεσα στην οικονομική ανάπτυξη

και το άνοιγμα της οικονομίας είχαν μικτά αποτελέσματα Summers και Heston (1988).

Η δομή της εργασίας είναι η ακόλουθη. Η ενότητα 2 περιγράφει τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση της αιτιακής σχέσης μεταξύ της οικονομικής ανάπτυξης, της χρηματιστηριακής ανάπτυξης και το βαθμό ανοίγματος της οικονομίας στην Ελλάδα. Η ενότητα 3 παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου για μοναδιαίες ρίζες. Η ενότητα 4 περιγράφει συνοπτικά τη συνολοκλήρωση και τον έλεγχο του Johansen για τη συνολοκλήρωση. Η ενότητα 5 αναλύει τα μοντέλα διόρθωσης σφάλματος. Και τέλος η ενότητα 6 παρέχει μερικές συμπερασματικές τελικές παρατηρήσεις.

2. ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Για την ανάλυση της αιτιακής σχέσης μεταξύ της οικονομικής ανάπτυξης, της χρηματιστηριακής ανάπτυξης και του βαθμού ανοίγματος της οικονομίας χρησιμοποιούμε το παρακάτω τριμεταβλητό VAR υπόδειγμα:

$$\text{GDP} = f(\text{FD}, \text{OP}) \quad (1)$$

όπου GDP είναι το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν

FD είναι η χρηματιστηριακή ανάπτυξη

OP είναι ο βαθμός ανοίγματος της οικονομίας

Σύμφωνα με την οικονομική θεωρία η χρηματιστηριακή ανάπτυξη υπολογίζεται από το λόγο της προσφοράς χρήματος προς το ΑΕΠ Jung (1986) και ο βαθμός ανοίγματος

της οικονομίας από το λόγο του αθροίσματος εξαγωγών και εισαγωγών προς το ΑΕΠ Liu *et al* (1997).

Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση της έρευνας αυτής είναι τριμηνιαία και καλύπτουν την περίοδο από 1960:I μέχρι και το 2000:IV και προέρχονται από τις βάσεις δεδομένων της OECD Business Sector Data Base.

Όλα τα στοιχεία των χρονικών σειρών είναι εκφρασμένα σε λογαρίθμους για να επιτευχθεί η στασιμότητα στη διακύμανσή τους και συμβολίζονται με το γράμμα L μπροστά από κάθε μεταβλητή.

Αν οι παραπάνω μεταβλητές μοιράζονται μία κοινή στοχαστική τάση, και οι πρώτες διαφορές είναι στάσιμες, τότε μπορούν αυτές να συνολοκληρωθούν. Η οικονομική θεωρία σπάνια παρέχει καθοδήγηση όσον αφορά το ποιες μεταβλητές εμφανίζουν στοχαστική τάση, καθώς και το πότε τέτοιες τάσεις είναι κοινές μεταξύ των μεταβλητών. Για την ανάλυση των πολυμεταβλητών χρονικών σειρών που περιλαμβάνουν στοχαστικές τάσεις χρησιμοποιούνται οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του επαυξημένου Dickey-Fuller (1979) και των Kwiatkowski *et al* (1992) για τον υπολογισμό των ξεχωριστών χρονικών σειρών με στόχο να παρέχουν πληροφορίες σχετικά με το πότε οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες.

3. ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ

Πολλές μακροοικονομικές χρονικές σειρές περιέχουν μοναδιαίες ρίζες που χαρακτηρίζονται από την ύπαρξη στοχαστικών τάσεων σύμφωνα με τους Nelson και Plosser (1982). Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας είναι σημαντικοί στην εξέταση της στασιμότητας μιας χρονικής σειράς, επειδή ο μη στάσιμος συντελεστής παλινδρόμησης απορρίπτει πολλά εμπειρικά αποτελέσματα. Η ύπαρξη στοχαστικής τάσης καθορίζε-

ται από τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στα στοιχεία των χρονικών σειρών. Στην έρευνα αυτή η μοναδιαία ρίζα ελέγχεται χρησιμοποιώντας τους ελέγχους του επαυξημένου Dickey-Fuller (1979) και Kwiatkowski *et al* (1992).

3.1 ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ DICKEY-FULLER (ADF TEST)

Ο επαυξημένος έλεγχος ADF αναφέρεται στο στατιστικό κριτήριο t του συντελεστή δ_2 της παρακάτω παλινδρόμησης:

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Η ADF παλινδρόμηση ελέγχει για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στην X_t δηλαδή στο λογάριθμο όλων των μεταβλητών του υποδείγματος, στο χρόνο t . Η μεταβλητή ΔX_{t-i} εκφράζει τις πρώτες διαφορές με k χρονικές υστερήσεις και τέλος η μεταβλητή u_t προσαρμόζει τα λάθη της αυτοσυσχέτισης. Οι συντελεστές δ_0 , δ_1 , δ_2 , και α_i είναι προς εκτίμηση. Η μηδενική και η εναλλακτική υπόθεση για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στην μεταβλητή X_t είναι:

$$H_0 : \delta_2 = 0 \quad H_e : \delta_2 < 0$$

Η εργασία ακολουθεί την πρόταση των Engle and Yoo (1987) χρησιμοποιώντας το κριτήριο του Akaike (AIC) (1974), για να καθορίσει την καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης (2). Η κατάλληλη τάξη του υποδείγματος καθορίζεται από τον υπολογισμό της εξίσωσης 2, σύμφωνα με το πλέγμα των τιμών του αριθμού των χρονικών υστερήσεων k και το γεγονός ότι η τιμή του k είναι εκείνη στην οποία το κριτήριο

του Akaike επιτυγχάνει την ελάχιστη τιμή του. Η κατανομή του ελέγχου του επαυξημένου Dickey-Fuller είναι μη κανονική και οι κρίσιμες τιμές που χρησιμοποιήθηκαν, προέκυψαν από τους πίνακες του Mackinnon (1991).

3.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΩΝ KWIATKOWSKI, PHILLIPS, SCHMIDT, AND SHIN'S (KPSS TEST)

Αφού η μηδενική υπόθεση στον έλεγχο του επαυξημένου Dickey-Fuller είναι ότι μια χρονική σειρά περιέχει μοναδιαία ρίζα, η υπόθεση αυτή είναι αποδεκτή εκτός αν υπάρχει μια δυναμική απόδειξη εναντίον της. Όμως, η προσέγγιση αυτή ίσως έχει χαμηλότερη ισχύ έναντι των σχεδόν στάσιμων διαδικασιών μοναδιαίας ρίζας. Σε αντίθεση οι Kwiatkowski *et al* (1992) παρουσίασαν ένα έλεγχο σύμφωνα με τον οποίο η μηδενική υπόθεση αναφέρει ότι μια χρονική σειρά είναι στάσιμη. Το KPSS test υλοποιεί τον έλεγχο του επαυξημένου Dickey-Fuller λαμβάνοντας υπόψη ότι η ισχύς και των δύο ελέγχων μπορεί να καθοριστεί από τη σύγκριση της σημαντικότητας των στατιστικών κριτηρίων και των δύο ελέγχων. Μια στάσιμη χρονική σειρά έχει στατιστικά σημαντικά κριτήρια του ελέγχου ADF και μη στατιστικά σημαντικά κριτήρια του ελέγχου KPSS¹.

¹ Σύμφωνα με τους Kwiatkowski *et al* (1992), ο έλεγχος του στατιστικού κριτηρίου KPSS υποθέτει ότι μια χρονική σειρά μπορεί να αποτελείται από μια προσδιοριστική χρονική τάση, τον τυχαίο περίπατο, και το σφάλμα στασιμότητας δηλαδή ισχύει:

$$y_t = \delta t + r_t + \varepsilon_t$$

όπου r_t είναι ο τυχαίος περίπατος $r_t = r_{t-1} + u_t$. Το u_t είναι iid $(0, \sigma_u^2)$.

Η υπόθεση στασιμότητας συνεπάγεται ότι $\sigma_u^2 = 0$.

Σύμφωνα με την μηδενική υπόθεση, y_t είναι στάσιμη γύρω από μια σταθερά ($\delta=0$) ή με χρονική τάση ($\delta \neq 0$). Στην πράξη όταν τρέχουμε μια παλινδρόμηση y_t με μια σταθερά (στην περίπτωση της στασιμότητας στα επίπεδα ή μια παλινδρόμηση y_t με σταθερά και χρονική τάση (στην περίπτωση της στασιμότητας τάσης). Χρησιμοποιώντας τα κατάλοιπα e_t από την παλινδρόμηση κάποιος μπορεί να υπολογίσει το LM statistic

4. ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

Ακολουθώντας τη διαδικασία προσέγγισης της μέγιστης πιθανοφάνειας του Johansen (1988) και τους Johansen και Juselius (1990), δημιουργούμε ένα διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα διαστάσεων $(p \times 1)$ με σφάλματα Gauss που μπορεί να παρουσιαστεί από ένα τύπο διόρθωσης σφαλμάτων πρώτων διαφορών ως εξής:

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

όπου:

Y_t είναι ένα διάνυσμα διαστάσεων $p \times 1$ με τις σχετικές μεταβλητές.

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / S_{\epsilon}^2$$

όπου S_{ϵ}^2 είναι ο εκτιμητής της διακύμανσης ϵ_t

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Η κατανομή του LM είναι μη κανονική: ο έλεγχος είναι an upper tail test και περιορισμένες τιμές δίνονται από τον Kwiatkowski et al (1992), διαμέσω της προσομοίωσης του Monte Carlo. Για να επιτρέψουμε τις αδύνατες υποθέσεις σχετικά με τη συμπεριφορά του ϵ_t κάποιος μπορεί να βασιστεί, ακολουθώντας τον Phillips (1987) και τους Phillips και Perron (1988) όσο αναφορά τον εκτιμητή της μακροχρόνιας διακύμανσης του ϵ_t Newey και West (1987) που ορίζεται ως εξής:

$$S^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s,l) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-k}$$

όπου $w(s,l) = 1 - s / (l+1)$. Στην περίπτωση αυτή ο έλεγχος γίνεται

$$v = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / S^2(l)$$

που είναι εκείνος που μελετάται εδώ. Προφανώς, η τιμή του ελέγχου θα εξαρτηθεί από την επιλογή της παραμέτρου μειωμένης χρονικής υστέρησης l . Χρησιμοποιούμε τη συνάρτηση αυτοσυσχέτισης του δείγματος Δe_t για να καθορίσουμε την ελάχιστη τιμή του μεγέθους της χρονικής υστέρησης l .

μ είναι το διάνυσμα διαστάσεων $p \times 1$ σε σταθερούς όρους.

$\Gamma_i = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_i$ ($i = 1, 2, \dots, p-1$) είναι η $p \times p$ μήτρα των συντελεστών.

$\Pi = I - A_1 - A_2 - \dots -$ είναι η $p \times p$ μήτρα των συντελεστών

u_t είναι το $p \times 1$ διάνυσμα των συντελεστών των διαταρακτικών όρων.

Η μήτρα Π μας δίνει πληροφορίες σχετικά με την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ανάμεσα στην Y_t ενώ ο βαθμός της μήτρας Π είναι ο αριθμός των γραμμικά ανεξάρτητων και στάσιμων γραμμικών συνδυασμών των εξεταζόμενων μεταβλητών. Έτσι, ο έλεγχος για τη συνολοκλήρωση περιλαμβάνει τον έλεγχο για το βαθμό r της μήτρας Π εξετάζοντας αν οι μέγιστες ιδιοτιμές της μήτρας Π είναι στατιστικά διάφορες του μηδενός. Οι Johansen (1988) και Johansen και Juselius (1990) προτείνουν δύο στατιστικά κριτήρια για τον έλεγχο του αριθμού των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων στο VAR υπόδειγμα. Αυτά είναι, ο έλεγχος για την ύπαρξη ιχνοστοιχείων (Tr), και ο έλεγχος της μέγιστης ιδιοτιμής ($L-max$). Το στατιστικό κριτήριο του λόγου πιθανοφάνειας για τον έλεγχο ύπαρξης ιχνοστοιχείων είναι το εξής:

$$-2 \ln Q = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4)$$

όπου $\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p$ είναι οι εκτιμημένες $p - r$ μικρότερες μέγιστες ιδιοτιμές.

Η μηδενική υπόθεση που πρόκειται να ελεγχθεί είναι ότι υπάρχουν περισσότερα r συνολοκληρωμένα διανύσματα. Ο αριθμός των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων είναι μικρότερος ή ίσος με το r όπου το r είναι 0, 1, Σε κάθε περίπτωση η μηδενική υπόθεση έναντι της εναλλακτικής.

Εναλλακτικά το *L-max* στατιστικό κριτήριο είναι:

$$-2 \ln Q = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (5)$$

Στον έλεγχο αυτό η μηδενική υπόθεση των r συνολοκληρωμένων διανυσμάτων ελέγχεται έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης των $r+1$ συνολοκληρωμένων διανυσμάτων. Έτσι η μηδενική υπόθεση $r = 0$ ελέγχεται έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης $r = 1$, $r = 1$ έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης $r = 2$. Είναι γνωστό ότι οι έλεγχοι συνολοκλήρωσης είναι ευαίσθητοι στο μέγεθος της του αριθμού χρονικής υστέρησης. Το SC κριτήριο και ο έλεγχος του λόγου πιθανοφάνειας χρησιμοποιούνται για να επιλέξουμε τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων που απαιτούνται στον έλεγχο της συνολοκλήρωσης.

Πίνακας 2

Τα αποτελέσματα που εμφανίζονται στον πίνακα 2 υποδεικνύουν ότι ο αριθμός των στατιστικά σημαντικών κανονικοποιημένων διανυσμάτων συνολοκλήρωσης είναι ίσος με ένα και είναι το εξής:

$$LGDP = 26.0303 + 1.4930LFD - 2.0225LOP \quad (6)$$

Από το παραπάνω συνολοκληρωμένο διάνυσμα παρατηρούμε ότι μακροχρόνια η χρηματιστηριακή ανάπτυξη έχει μια θετική σχέση με την οικονομική ανάπτυξη, ενώ αντίθετα υπάρχει αρνητική σχέση ανάμεσα στο βαθμό ανοίγματος της οικονομίας και την οικονομική ανάπτυξη. Σύμφωνα με τα πρόσημα που έχουν οι συνιστώσες των

διανυσμάτων συνολοκλήρωσης και με βάση την οικονομική θεωρία οι παραπάνω σχέσεις μπορούν να χρησιμοποιηθούν σαν μηχανισμός σφάλματος στο VAR υπόδειγμα.

5. ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ VAR ΜΕ ΜΗΧΑΝΙΣΜΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ

Αφού προσδιορίσαμε πως οι λογάριθμοι των μεταβλητών του υποδείγματος είναι συνολοκληρωμένοι θα πρέπει στη συνέχεια να εκτιμήσουμε ένα υπόδειγμα VAR στο οποίο να ενσωματώσουμε ένα μηχανισμό διόρθωσης σφάλματος (MEC). Το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος προέκυψε από την μακροχρόνια σχέση συνολοκλήρωσης και έχει το παρακάτω τύπο:

$$\Delta LGDP_t = \text{lagged}(\Delta LGDP_t, \Delta LFD_t, \Delta LOP_t) + \lambda u_{t-1} + V_t \quad (7)$$

όπου Δ αναφέρεται στις πρώτες διαφορές όλων των μεταβλητών.

u_{t-1} είναι τα εκτιμημένα κατάλοιπα από τη συνολοκληρωμένη παλινδρόμηση (μακροχρόνια σχέση) και αντιπροσωπεύει την απόκλιση από την ισορροπία σε μια χρονική περίοδο t .

$-1 < \lambda < 0$ βραχυχρόνιος συντελεστής, ο οποίος αντιπροσωπεύει την αντίδραση της εξαρτημένης μεταβλητής σε κάθε περίοδο που ξεκινάει από την θέση ισορροπίας.

V_t είναι ένα 3×1 διάνυσμα σφαλμάτων λευκών θορύβων.

Ο Granger (1988) υποστήριξε ότι υπάρχουν δύο κανάλια αιτιότητας, το πρώτο κανάλι είναι διαμέσου των μεταβλητών με χρονικές υστερήσεις (ΔLFD , ΔLOP) όταν οι συντελεστές των μεταβλητών αυτών στο σύνολό τους είναι στατιστικά σημαντικοί (F

-κατανομή) και το δεύτερο κανάλι αν ο συντελεστής λ της μεταβλητής u_{t-1} είναι στατιστικά σημαντικός (t-κατανομή). Αν ο λ είναι στατιστικά σημαντικός στην εξίσωση (7), τότε χρηματιστηριακή ανάπτυξη και το άνοιγμα της αγοράς επίσης θα επιδρούν στην οικονομική ανάπτυξη.

Πίνακας 3

Το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (εξίσωση 7) χρησιμοποιείται για να ερευνήσει τις αιτιακές σχέσεις ανάμεσα στις μεταβλητές του υποδείγματος. Η ανάλυση αυτή παρέχει τη βραχυχρόνια δυναμική προσαρμογή προς τη μακροχρόνια ισορροπία. Τα επίπεδα σημαντικότητας της κατανομής F ελέγχουν την αιτιότητα κατά Granger, ενώ με την κατανομή t ελέγχουμε τον συντελεστή της u_{t-1} . Οι αριθμοί στις παρενθέσεις δείχνουν τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων καθορισμένων από τη χρήση του κριτηρίου του Akaike. Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, υπάρχουν δύο κανάλια αιτιότητας τα οποία ονομάζουμε channel 1 και channel 2. Αν οι συντελεστές των χρονικών υστερήσεων των μεταβλητών (εκτός από τους συντελεστές των χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής) είναι στατιστικά σημαντικοί τότε έχουμε το κανάλι 1. Επίσης αν ο συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος είναι στατιστικά σημαντικός, τότε έχουμε το κανάλι 2. Τα αποτελέσματα του πίνακα 4 παρουσιάζουν την αιτιότητα διαμέσου αυτών των καναλιών. Η αιτιακή σχέση είναι δυναμική αν έχουμε και τα δύο κανάλια, και απλώς αιτιακή αν υπάρχει μόνο το ένα από τα δύο κανάλια.

Πίνακας 4

Από τον πίνακα 4 παρατηρούμε ότι υπάρχει αιτιότητα κατά Granger ανάμεσα στη χρηματιστηριακή και την οικονομική ανάπτυξη, ως επίσης και ανάμεσα στο βαθμό ανοίγματος της οικονομίας και την οικονομική ανάπτυξη. Συγκεκριμένα, η χρηματιστηριακή ανάπτυξη αιτιάζεται της οικονομικής με δυναμική αιτιακή σχέση, ενώ ο βαθμός ανοίγματος της οικονομίας αιτιάζεται της οικονομικής ανάπτυξης με απλή αιτιακή σχέση.

6. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στην εργασία αυτή έγινε μια προσπάθεια να ερευνηθεί ο ρόλος του βαθμού ανοίγματος της οικονομίας με την οικονομική και χρηματιστηριακή ανάπτυξη σε μία από τις αναπτυσσόμενες χώρες της Ε.Ε όπως είναι η Ελλάδα, μέσα από την ανάλυση της πολυμεταβλητής αιτιότητας βασισμένη στο υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος. Για να ελέγξουμε εμπειρικά τις παραπάνω μεταβλητές, χρησιμοποιήσαμε τους ελέγχους συνολοκλήρωσης του Johansen και στη συνέχεια της αιτιότητας κατά Granger βασισμένους στο υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος.

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης της συνολοκλήρωσης δείχνουν την παρουσία μιας σχέσης συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις τρεις μεταβλητές δηλαδή την ύπαρξη κοινής τάσης ή μακροχρόνιας σχέσης ανάμεσα στις μεταβλητές αυτές.

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης της αιτιότητας δείχνουν ότι η χρηματιστηριακή ανάπτυξη αιτιάζεται της οικονομικής ανάπτυξης με δυναμική αιτιακή σχέση, ενώ ο βαθμός ανοίγματος της οικονομίας αιτιάζεται της οικονομικής ανάπτυξης με απλή αιτιακή σχέση.

ΑΝΑΦΟΡΕΣ

Akaike, H. (1974): A new look at the statistical model identification. *IEEE Transaction on Automatic Control, AC-19*, 716 - 723.

Bencivenga, V.R., & Smith B.D. (1991): Financial intermediation and endogenous growth. *Review of Economics and Studies*, 58, 195-209.

Dickey, D.A., & Fuller W.A. (1979): Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*, 74, 427 - 431.

Dickey D.A., & Fuller W.A. (1981): Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.

Edwards, S. (1992): Trade orientation, distortions, and growth in developing countries. *Journal of Development Economics*, 39, 31 - 57.

Engle, R.F., & Yoo, B.S. (1987): Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*, 35, 143 - 159.

Friedman, M., & Schwartz, A. (1963): *A Monetary history of the United States*. Princeton: Princeton University Press.

Ghali, K., (1999): Financial development and economic growth: The Tynisian experience. *Review of Development Economics*, 3(3), 310-322.

Granger, C., (1988): Some recent developments in a concept of causality. *Journal of Econometrics*, 39, 199 – 211.

Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990): Financial development, growth and distribution of income. *Journal of Political Economy*, 98, 1076-1107

Grossman, G. M., & Helpman, E. (1992): *Innovation and growth: Technological competition in the global economy*. MIT Press, Boston, MA.

Harrison, A. (1996): Openness and growth: A time-series, cross-country analysis for developing countries. *Journal of Development Economics*, 48, 419 -447.

Johansen, S. (1988): Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231 - 254.

Johansen, S., & Juselius, K. (1990): Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for the money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169 - 210.

Jung, W. S. (1986): Financial development and economic growth: International evidence. *Economic Development and Cultural Change*, 32, 333 - 346.

King, R.G & Levine R., (1993b): Finance Entrepreneurship and Growth, *Journal of Monetary Economics*, 32,513-542.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992): Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159 - 178.

Leamer, E. E. (1988). Measures of openness, in: Robert E. Baldwin, ed., *Trade policy issues and empirical analysis*. University of Chicago Press, Chicago IL.

Liu, X., Song, H., & Romilly, P. (1997). An empirical investigation of the causal relationship between openness and economic growth in China. *Applied Economics*, 60, 381 - 405.

Mackinnon, J. (1991): Critical values for cointegration tests in long-run economic relationship in *Readings in Cointegration* (eds) Engle and Granger, Oxford University Press, New York, 267 - 276.

Mckinnon R, I. (1973): *Money and capital in economic development*. Washington, DC: Brookings Institution.

Nelson, C.R., & Plosser, C.I. (1982): Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139 - 162.

Newey, W., & West, K. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, 703 - 708.

Osterwald - Lenum, M. (1992): A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461 - 472.

Phillips, P.C. (1987): Time series regression with unit roots. *Econometrica*, 2, 277-301.

Phillips., P.C., & Perron, P. (1988): Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335 - 346.

Robinson, J. (1952): *The Rate of interest and other essays*. London: Macmillan.

Schumpeter, J.A. (1911): *The theory of economic development*. Cambridge, Harvard University Press.

Shan, J., Morris, A., & Sun, F. (2001): Financial development and economic growth: an egg-and-chicken problem? *Review of International Economics*, 9(3), 443-454.

Shaw, E.S. (1973): *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press.

Summers, R., & Heston, A. (1988): A new set of international comparisons of real product and price levels: Estimates for 130 countries, 1950-1985. *Review of Income and Wealth*, March, 1 - 24.

Solow, R. M. (1957): Technical change and the aggregate production function. *Review of Economics and Statistics*, 39, 312 - 320.

Πίνακας 1. Έλεγχοι υποθέσεων μοναδιαίας ρίζας

	Augmented Dickey-Fuller			KPSS	
	τ_{μ}	τ_{τ}	κ	$l=1$	
				η_{η}	η_{τ}
LGDP	-0.80372	-1.01766	4	4.471***	0.183**
LFD	-0.60660	-0.78621	4	3.611***	0.328***
LOP	-1.49920	-1.56783	2	4.483***	0.132*
Δ LGDP	-4.253***	-5.85***	3	0.013	0.011
Δ LFD	-3.976***	-4.57***	3	0.011	0.008
Δ LOP	-6.132***	-6.32***	2	0.023	0.016

Σημειώσεις: τ_{μ} είναι το t-statistic για τον έλεγχο σημαντικότητας του δ_2 όταν η χρονική τάση δεν περιλαμβάνεται στην εξίσωση 2 και τ_{τ} είναι το t-statistic για τον έλεγχο σημαντικότητας του δ_2 όταν η χρονική τάση περιλαμβάνεται στην εξίσωση 2. Τα εκτιμημένα στατιστικά κριτήρια αναφέρονται στους Dickey-Fuller (1981). Οι κρίσιμες τιμές σε επίπεδο 1%, 5% και 10% είναι -3.61, -2.94 και -2.60 for τ_{μ} και -4.21, -3.53 και -3.19 για τ_{τ} αντίστοιχα.

Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων του συντελεστή a_i της εξαρτημένης μεταβλητής x_t καθορίζεται από τη χρησιμοποίηση της περιοδικά επαναλαμβανόμενης διαδικασίας υπό το φως του πολλαπλασιαστή Lagrange (LM) του ελέγχου της αυτοσυσχέτισης (για τάξεις από 1-4), που είναι ασυμπτωτικά κατανομημένος με τη χ^2 κατανομή και η τιμή t-statistic του συντελεστή σχετίζεται με την τελευταία χρονική υστέρηση στην εκτιμημένη παλινδρόμηση.

η_{η} και η_{τ} είναι τα KPSS στατιστικά κριτήρια για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης ότι οι χρονικές σειρές είναι $I(0)$ όταν τα κατάλοιπα υπολογίζονται από την εξίσωση παλινδρόμησης μόνο με σταθερά και με σταθερά και τάση αντίστοιχα. Οι κρίσιμες τιμές σε 1%, 5% και 10% είναι 0.739, 0.463 και 0.347 για η_{η} και 0.216, 0.146 και 0.119 για η_{τ} αντίστοιχα (Kwiatkowski et al, 1992, πίνακας 1).

Η τιμή του ελέγχου θα εξαρτηθεί από την επιλογή της 'παραμέτρου μειωμένης χρονικής υστέρησης', l . Εδώ χρησιμοποιείται η δειγματική συνάρτηση αυτοσυσχέτισης Δe_t για να καθοριστεί η μέγιστη τιμή του μεγέθους των χρονικών υστερήσεων l .

***, **, * δείχνουν τα επίπεδα σημαντικότητας indicate 1%, 5% και 10%.

Πίνακας 2- Έλεγχοι συνολοκλήρωσης βασισμένοι στη μέθοδο των Johansen και Juselius (LGDP, LFD, LOP, VAR lag = 5)

	Trace test	5% critical value	10% critical value
$H_0: r = 0$	36.8648	31.5400	28.7800
$H_0: r \leq 1$	9.8453	17.8600	15.7500
$H_0: r \leq 2$	1.6720	8.0700	6.5000

Σημειώσεις:

- Κρίσιμες τιμές λήφθησαν από τους Osterwald – Lenum (1992).
- r δηλώνει τον αριθμό των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων.
- Schwarz Criteria (SC) χρησιμοποιήθηκαν για την επιλογή του αριθμού των υστερήσεων που απαιτούνται στον έλεγχο συνολοκλήρωσης. Τα εκτιμημένα Ljung – Box Q – στατιστικά κριτήρια δείχνουν ότι τα κατάλοιπα είναι λευκοί θόρυβοι.

Πίνακας 3 -Αποτελέσματα ελέγχου αιτιότητας βασισμένα στο διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος

Εξαρτημένη μεταβλητή	F – επίπεδο σημαντικότητας			t – statistic u_{t-1}
	Δ LGDP	Δ LFD	Δ LOP	
Δ LGDP	0.000** (3)	0.002*** (2)	0.007*** (1)	-3.7875***
Δ LFD	0.123 (3)	0.334 (3)	0.133 (2)	-1.3807
Δ LOP	0.235 (2)	0.119 (1)	0.129 (1)	-1.2847

Σημειώσεις: * , ** , και *** δείχνουν 10%, 5%, and 1% επίπεδα σημαντικότητας. Οι αριθμοί στις παρενθέσεις εκφράζουν τις χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 4 - Σύνοψη των αιτιακών σχέσεων

GDP → FD	GDP → OP	FD → GDP	FD → OP	OP → GDP	OP → FD
		1,2		2	