ΕΘΝΙΚΟ ΜΕΤΣΟΒΙΟ ΠΟΛΥΤΕΧΝΕΙΟ

ΣΧΟΛΗ ΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΜΗΧΑΝΙΚΩΝ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

ΕΠΙΒΑΤΙΚΗ ΚΙΝΗΣΗ ΣΤΑ ΜΕΣΑ ΜΑΖΙΚΗΣ ΜΕΤΑΦΟΡΑΣ ΣΤΗΝ ΑΘΗΝΑ: ΜΙΑ VAR ΑΝΑΛΥΣΗ

ΚΑΛΛΙΟΠΗ Π. ΨΑΡΑΚΗ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ:

ΠΑΝΑΓΙΩΤΗΣ Γ. ΜΙΧΑΗΛΙΔΗΣ

ΕΠ. ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ Ε.Μ.Π.

ΑΘΗΝΑ, ΝΟΕΜΒΡΙΟΣ 2015

ΕΘΝΙΚΟ ΜΕΤΣΟΒΙΟ ΠΟΛΥΤΕΧΝΕΙΟ

ΣΧΟΛΗ ΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΜΗΧΑΝΙΚΩΝ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

ΕΠΙΒΑΤΙΚΗ ΚΙΝΗΣΗ ΣΤΑ ΜΕΣΑ ΜΑΖΙΚΗΣ ΜΕΤΑΦΟΡΑΣ ΣΤΗΝ ΑΘΗΝΑ: ΜΙΑ VAR ΑΝΑΛΥΣΗ

ΚΑΛΛΙΟΠΗ Π. ΨΑΡΑΚΗ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ:

ΠΑΝΑΓΙΩΤΗΣ Γ. ΜΙΧΑΗΛΙΔΗΣ

ΕΠ. ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ Ε.Μ.Π.

ΑΘΗΝΑ, ΝΟΕΜΒΡΙΟΣ 2015

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Ευχαριστώ τον Επίκουρο Καθηγητή Ε.Μ.Π. κ. Παναγιώτη Μιχαηλίδη για την επίβλεψή του κατά την εκπόνηση της παρούσας Διπλωματικής Εργασίας. Επιπλέον, ευχαριστώ τον κ. Κωνσταντίνο Κωνσταντάκη, Υποψήφιο Διδάκτορα Ε.Μ.Π., για τη βοήθειά του με τη στατιστική ανάλυση. Τέλος, οφείλω ένα μεγάλο ευχαριστώ στην οικογένειά μου και σε όσους με στήριξαν όλα αυτά τα χρόνια.

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η παρούσα εργασία ασχολείται με την ανάλυση των χρονολογικών σειρών των επιβατικών κινήσεων στα μέσα μαζικής μεταφοράς στην Αθήνα μέσω ενός υποδείγματος VAR. Οι μεταβλητές περιλαμβάνουν τις επιβατικές κινήσεις στο μετρό, στα λεωφορεία, στα ηλεκτροκίνητα λεωφορεία (τρόλεϊ) και στον ηλεκτρικό σιδηρόδρομο, το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν (Α.Ε.Π.), τον δείκτη ανεργίας καθώς και την τιμή των εισιτηρίων. Τα δεδομένα που αναλύθηκαν αφορούν την περίοδο από το Σεπτέμβριο του 2002 ως το Σεπτέμβριο του 2010. Η εκτίμηση των μοντέλων πραγματοποιήθηκε με το πρόγραμμα STATA. Τέλος, εκτιμήθηκαν, μέσω κατάλληλων διαγραμμάτων, οι αντιδράσεις μιας μεταβλητής κατά την απρόσμενη διαταραχή των υπόλοιπων.

Λέξεις κλειδιά: Μέσα Μαζικής Μεταφοράς, Επιβατικές κινήσεις, VAR, IRF, Συνάρτηση Δυναμικών Αποκρίσεων.

ABSTRACT

The current diploma thesis analyzes the time series of ridership in the public transport means in Athens by means of a Var model. The variables include ridership in the Metro, buses, Trolley/Electric bus, and urban rails, GDP, unemployment and ticket prices. The data are analyzed for the period: September 2002 - September 2010. The estimation of the model was performed in STATA. Finally, impulse response functions were generated for all variables of interest.

Key words: public transport means, transportation, ridership. VAR, IRF

ΠΡΟΛΟΓΟΣ

Σκοπός της παρούσας διπλωματικής εργασίας είναι να διερευνηθούν οι παράγοντες που επηρεάζουν τις μεταβολές στη ζήτηση ενός συστήματος αστικών συγκοινωνιών, το οποίο αποτελείται από πολλά συνεργαζόμενα μέσα που λειτουργούν συμπληρωματικά.

Η παρούσα διπλωματική εργασία έχει ως αντικείμενο την ανάλυση των χρονολογικών σειρών των επιβατικών κινήσεων καθώς και το πώς αυτές αλληλοεπηρεάζονται. Ταυτόχρονα, εξετάζεται η σχέση μεταβλητών, όπως το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν (Α.Ε.Π.), η ανεργία καθώς και άλλων οικονομικών μεταβλητών με τις επιβατικές κινήσεις στα Μέσα Μαζικής Μεταφοράς. Πιο συγκεκριμένα, οι μεταβλητές που εξετάστηκαν είναι οι επιβατικές κινήσεις, το Α.Ε.Π., το ποσοστό ανεργίας, καθώς και η τιμή των εισιτηρίων.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν αφορούν την περίοδο από το Σεπτέμβριο του 2002 ως το Σεπτέμβριο του 2010. Η ανάλυση έγινε με τη χρήση κατάλληλων υποδειγμάτων και μεθόδων. Πραγματοποιήθηκαν έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας, εκτίμηση VAR υποδείγματος, έλεγχος ευστάθειας και κατάστρωση συναρτήσεων δυναμικής απόκρισης IRF, όπου εξετάστηκε η αντίδραση της επιβατικής κίνησης σε ένα από τα Μέσα Μαζικής Μεταφοράς, στην απρόβλεπτη διαταραχή της επιβατικής κίνησης στα υπόλοιπα.

Για την εκτίμηση των μοντέλων που καταστρώθηκαν χρησιμοποιήθηκε το υπολογιστικό πακέτο STATA.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ.....5

ABSTRACT 6

ΠΡΟΛΟΓΟΣ 8

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 11

1.ΕΙΣΑΓΩΓΗ 11

1.1 Το δίκτυο των Μέσων Μαζικής Μεταφοράς στην Αθήνα 13

1.2 Παράγοντες που επηρεάζουν τη ζήτηση στα Μέσα Μαζικής Μεταφοράς - Βιβλιογραφικές αναφορές και διάφορες μεθοδολογίες.....15

1.3 Αντικείμενο διπλωματικής εργασίας 17

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 19

2.ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ 21

2.1 Χρονολογικές σειρές.....21

2.2 Στασιμότητα 22

2.3 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....24

2.4 Αυτοπαλίνδρομο διανυσματικό υπόδειγμα (Vector Autoregression Model- VAR).....28

2.5 Κριτήριο επιλογής τάξης υποδείγματος 31

2.6 Συνολοκλήρωση.....32

2.6.1 Μέθοδος Johansen 33

2.7 Ευστάθεια.....37

2.8 Συναρτήσεις δυναμικών αποκρίσεων 38

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 41

3.ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ..... 43

3.1 Δεδομένα και μεταβλητές 43

3.2 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας..... 45

3.3 Επιλογή πλήθους υστερήσεων για το μοντέλο VAR..... 48

3.4 Έλεγχος συνολοκλήρωσης (cointegration test)..... 49

3.5 Συναρτήσεις απόκρισης (IRF)..... 49

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 57

4.ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ 57

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ 62

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 68

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

1.1 ΤΟ ΔΊΚΤΥΟ ΤΩΝ ΜΈΣΩΝ ΜΑΖΙΚΉΣ ΜΕΤΑΦΟΡΆΣ ΣΤΗΝ ΑΘΉΝΑ

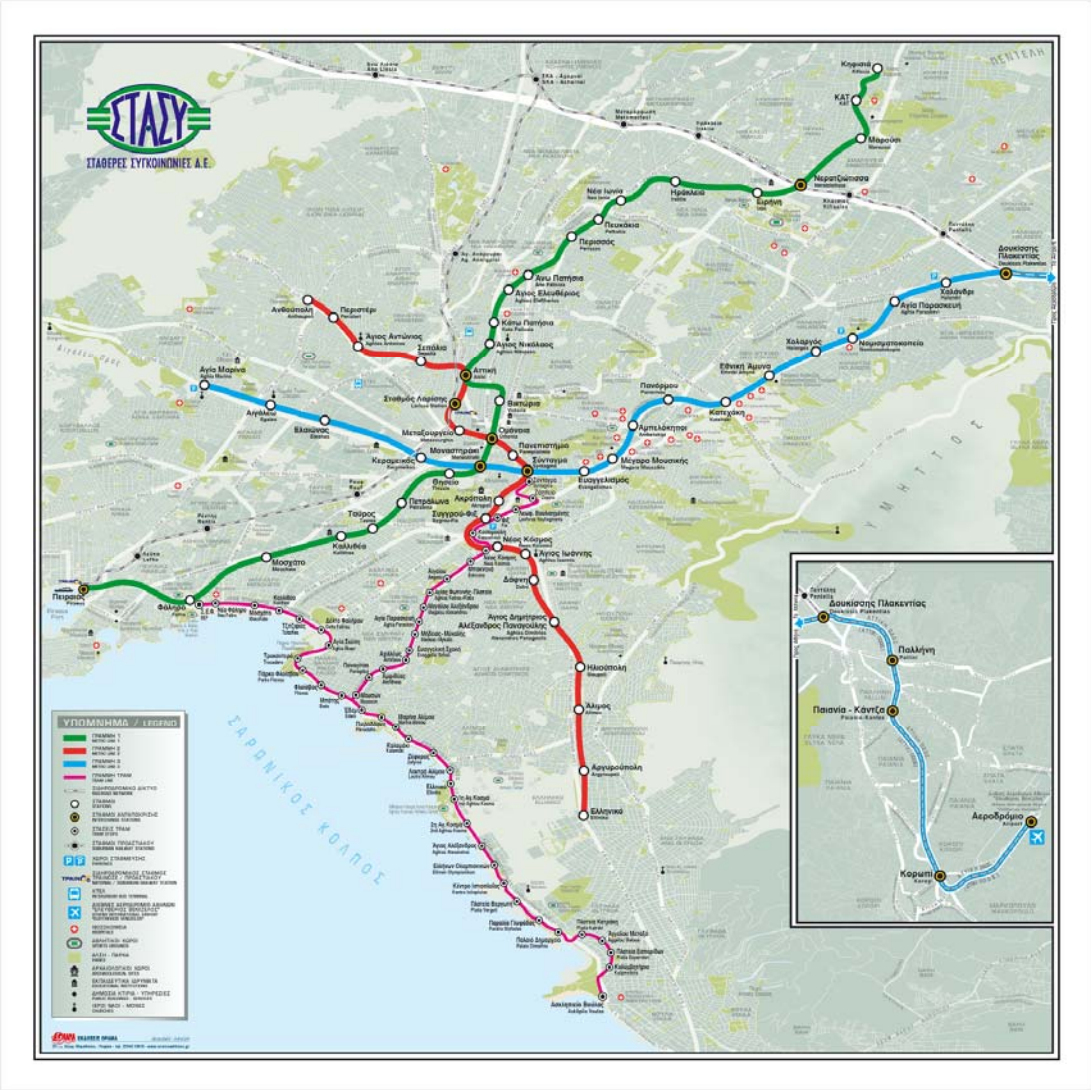
Σε ένα πολυσχιδές περιβάλλον, οι διάφορες λειτουργίες έχουν διαφορετικά χαρακτηριστικά τα οποία άλλοτε είναι αντικρουόμενα και άλλοτε λειτουργούν σε συνεργασία, ανάλογα με τις περιστάσεις. Σε ένα δίκτυο συνδυασμένων μεταφορών που λειτουργεί με κοινές τιμολογιακές πολιτικές, μία μεταβολή στα κόμιστρα των εισιτηρίων για παράδειγμα, ή και άλλων σχετικών παραγόντων, επηρεάζει με διαφορετικό τρόπο τη ζήτηση στα διάφορα μέσα μαζικής μεταφοράς. Ως εκ τούτου, εξετάζοντας κάθε μέσο μαζικής μεταφοράς χωριστά, συγκεντρώνουμε πιο σαφείς πληροφορίες όσον αφορά το ρόλο καθώς και τη συνεισφορά του κάθε μέσου στο σύστημα μεταφορών. Επιπλέον, η ανάλυση της ζήτησης σε ένα σύστημα συνδυασμένων μεταφορών, προκειμένου να καθοριστεί τι επιρροές έχουν στο σύστημα η συνεργασία ή ο ανταγωνισμός μεταξύ των διαφόρων μέσων, μας επιτρέπει να λάβουμε υπόψιν την ιδιαίτερη συμβολή του κάθε μέσου στη συνολική ζήτηση και τον τρόπο με τον οποίο η ζήτηση του κάθε μέσου ξεχωριστά επηρεάζεται από διάφορους παράγοντες. Επίσης, η προσέγγιση αυτή είναι ιδιαίτερα χρήσιμη για τον επαναπροσδιορισμό του συνδυασμού των διαφορετικών μέσων μαζικής μεταφοράς σε ένα δίκτυο συνδυασμένων μεταφορών.

Το δίκτυο των Μέσων Μαζικής Μεταφοράς στην Αθήνα αποτελείται από 5 μέσα: το Μετρό (ΑΜΕΛ), τον αστικό ηλεκτρικό σιδηρόδρομο (ΗΣΑΠ), τα λεωφορεία (ΕΘΕΛ), τα τρόλεϊ (ΗΛΠΑΠ) και το τραμ (ΤΡΑΜ). Το δίκτυο του μετρό στην Αθήνα έχει δύο γραμμές με συνολικό μήκος 32 χιλιόμετρα και 36 συνολικά σταθμούς. Η συχνότητα των δρομολογίων κυμαίνεται περίπου στα 3 με 4 λεπτά κατά τη διάρκεια των περιόδων αιχμής, και 5 με 10 λεπτά κατά τη διάρκεια των περιόδων εκτός αιχμής. Ο ηλεκτρικός σιδηρόδρομος είναι το παλαιότερο μέσο μαζικής μεταφοράς στην Αθήνα. Αποτελείται από μία μόνο γραμμή με μήκος 25,6 χιλιόμετρα, η οποία συνδέει τα βόρεια προάστια με το λιμάνι του Πειραιά. Το Μετρό και ο Ηλεκτρικός Σιδηρόδρομος συνδέονται μεταξύ τους σε τέσσερις κεντρικούς σταθμούς. Το δίκτυο των λεωφορείων συμπεριλαμβάνει περίπου 330 γραμμές οι οποίες καλύπτουν σχεδόν ολόκληρη την Αθήνα, με ένα στόλο που αποτελείται από περίπου 2500 λεωφορεία. Το λεωφορείο είναι το μέσο με τη μεγαλύτερη ζήτηση λόγω του εκτεταμένου δικτύου του. Το δίκτυο των τρόλεϊ (ή αλλιώς ηλεκτρικών λεωφορείων) αποτελείται από 22 γραμμές, οι οποίες πρωτίστως εξυπηρετούν το κέντρο της Αθήνας. Το Τραμ έχει τρεις γραμμές οι οποίες κυρίως συνδέουν τα νότια προάστια της Αθήνας με το κέντρο, με ένα περιορισμένο δίκτυο των 26 περίπου χιλιομέτρων και 48 στάσεων.

Τα προαναφερθέντα μέσα είναι μεταξύ τους διασυνδεδεμένα. Ωστόσο, για μεγάλα τμήματα του δικτύου υπάρχουν παράλληλες γραμμές των διαφόρων μέσων μαζικής μεταφοράς. Ως εκ τούτου, οι λειτουργίες των διαφόρων μέσων είναι εξίσου

ανταγωνιστικές και συμπληρωματικές. Τα Μέσα Μαζικής Μεταφοράς έχουν παρόμοιες πολιτικές τιμολόγησης και ρυθμίζονται κεντρικά. Η παρακάτω εικόνα συνοψίζει τα βασικά δρομολόγια στην περιοχή της Αθήνας.

ΣΧΗΜΑ 1: Χάρτης του δικτύου ΜΜΜ της Αθήνας.



Πηγή: www.athenstransport.com

Στην παρούσα διπλωματική εργασία θα προσπαθήσουμε να ρίξουμε φως στο πως μία μεταβολή της ζήτησης, δηλαδή μία διαταραχή στην επιβατική κίνηση ενός μέσου, θα επηρεάσει την επιβατική κίνηση των υπόλοιπων μέσων μαζικής μεταφοράς. Σ' αυτό το πλαίσιο θα διερευνήσουμε τις επιπτώσεις που θα έχει μία ξαφνική αλλαγή ενός μέσου μαζικής μεταφοράς, στις επιβατικές κινήσεις των υπόλοιπων μέσων. Ο όρος «ξαφνική αλλαγή» αναφέρεται σε απροσδόκητες διαταραχές που αναστατώνουν τη φυσιολογική λειτουργία του συστήματος των Μέσων Μαζικής Μεταφοράς στην περιοχή της Αθήνας.

Αυτές οι διαταραχές αναφέρονται σε γεγονότα όπως είναι οι ξαφνικές απεργίες και δυσλειτουργίες του δικτύου, ή μη προγραμματισμένη συντήρηση του δικτύου ή ακόμα και η ταχεία ανακατασκευή του δικτύου. Σ' αυτό το σημείο να σημειωθεί ότι παρόλο που αυτά τα γεγονότα είναι απροσδόκητα και τυχαία, μπορεί να διαρκέσουν για αρκετά μεγάλο χρονικό διάστημα.

1.2 ΠΑΡΆΓΟΝΤΕΣ ΠΟΥ ΕΠΗΡΕΆΖΟΥΝ ΤΗ ΖΉΤΗΣΗ ΣΤΑ ΜΈΣΑ ΜΑΖΙΚΉΣ ΜΕΤΑΦΟΡΆΣ - ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΈΣ ΑΝΑΦΟΡΈΣ ΚΑΙ ΔΙΆΦΟΡΕΣ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΊΕΣ

Η ανάλυση της επιβατικής κίνησης του κάθε μέσου μεταφοράς σε ένα σύστημα αστικών συγκοινωνιών, με πολλά συνεργαζόμενα μέσα που λειτουργούν συμπληρωματικά, είναι ένας βασικός παράγοντας που εξηγεί ποια είναι η σχετική θέση κάθε μέσου στο σύστημα. Δεδομένου ότι το κάθε μέσο έχει διαφορετική ελαστικότητα ως προς τον ίδιο παράγοντα, η ανάλυση της ζήτησης για κάθε μέσο ξεχωριστά μας παρέχει πιο ακριβείς ελαστικότητες. Αυτό είναι ιδιαίτερα χρήσιμο για μία αποτελεσματική πολιτική διάκρισης, λαμβάνοντας υπόψιν τον τρόπο με τον οποίο η ζήτηση για κάθε μέσο επηρεάζεται από διάφορους παράγοντες. Για παράδειγμα, η ανάλυση της ζήτησης των μέσων μπορεί να οδηγήσει σε διαφοροποίηση του ναύλου ή σε συμπεράσματα για το πώς ένα ενιαίο εισιτήριο επηρεάζει τη ζήτηση στο κάθε μέσο.

Τα κόμιστρα, το επίπεδο εξυπηρέτησης, οι τιμές των καυσίμων, το εισόδημα, και το επίπεδο της ανεργίας φαίνεται να είναι μεταξύ των σημαντικότερων και των πιο καθοριστικών παραγόντων που επηρεάζουν τη ζήτηση των μέσων μαζικής μεταφοράς, στη βιβλιογραφία (Paulley et al., 2006, Goodwin, 1992; Litman, 2004). Οι ερμηνευτικοί παράγοντες μπορούν να ταξινομηθούν σε εσωτερικούς και εξωτερικούς προς το σύστημα που αναλύθηκαν. Εσωτερικοί είναι οι παράγοντες που ελέγχονται από το σύστημα και εξωτερικοί οι παράγοντες που είναι εξωγενείς στο σύστημα. Ωστόσο, ορισμένοι παράγοντες, όπως για παράδειγμα τα εισιτήρια, τα οποία θεωρούνται ως εσωτερικός παράγοντας, μπορεί να ελέγχονται από την κυβέρνηση και έτσι σε τέτοιες περιπτώσεις είναι εξωγενείς προς το σύστημα (Taylor and Fink, 2004).

Η επίδραση των ναύλων στη ζήτηση των μέσων μαζικής μεταφοράς έχει εξεταστεί ευρέως στη βιβλιογραφία (Dargay and Hanly, 1999; de Rus, 1990; Litman, 2004) και οι εκτιμώμενες ελαστικότητες παρουσιάζουν μεγάλη διακύμανση (Graham και άλλοι, 2009). Πολλές μελέτες έχουν υπολογίσει το βαθμό στον οποίο σχετίζεται η μεταβλητότητα στην επιβατική κίνηση με την τιμή των καυσίμων και έχουν καταλήξει στο συμπέρασμα ότι η

ζήτηση στις μεταφορές είναι ανελαστική σε σχέση με την τιμή των καυσίμων (Wang and Skinner, 1984; Lane, 2012, Maghelal, 2011). Οι διακυμάνσεις στο εισόδημα επηρεάζουν τη ζήτηση με αντιφατικό τρόπο. Μία αύξηση στο εισόδημα μπορεί, γενικά, αφενός να προκαλέσει περισσότερες διαδρομές, αφετέρου όμως στις περισσότερες περιπτώσεις θα οδηγήσει σε αύξηση του αριθμού των ιδιωτικών αυτοκινήτων. Στη μελέτη τους, οι Bresson κ.ά.. (2003) διαπίστωσαν ότι η επίδραση του εισοδήματος στην επιβατική κίνηση είναι αρνητική, στις περισσότερες περιοχές της Γαλλίας, με την εξαίρεση αυτήν του Παρισιού, όπου η επίδραση του εισοδήματος είναι οριακά θετική.

Πιο πρόσφατα, οι Li και Da Costa (2013) εξέτασαν τη σχέση μεταξύ των διαφόρων μέσων μαζικής μεταφοράς και της άνισης κατανομής του εισοδήματος. Σύμφωνα με τα αποτελέσματά τους, όλα τα μέσα μαζικής μεταφοράς έχουν αρνητική σχέση με την άνιση κατανομή του εισοδήματος. Στις περισσότερες μελέτες που έχουν να κάνουν με τις μεταφορές, το εισόδημα εκφράζεται με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ, δεδομένου ότι είναι ένα πιο κατάλληλο μέτρο σε επίπεδο συνολικών μεγεθών (Balcombe κ.ά. , 2004). Διάφορες μελέτες έχουν δείξει ότι το επίπεδο απασχόλησης έχει θετικό αντίκτυπο στην επιβατική κίνηση στα μέσα μαζικής μεταφοράς (Hendrickson, 1986, McLeod, 1991, Doti και Adibi, 1991, Kuby κ.ά.., 2004). Επίσης, το ίδιο ισχύει και για το ποσοστό της ανεργίας. Εν προκειμένω, μία αύξηση στο ποσοστό της ανεργίας παρατηρήθηκε να αυξάνει την επιβατική κίνηση των λεωφορείων στην Αθήνα (Gkritza κ.ά., 2011).

Ορισμένες μελέτες έχουν εξετάσει τους παράγοντες που επηρεάζουν τη ζήτηση στις συνδυασμένες δημόσιες μεταφορές (Garcia-Ferrer κ.ά. 2006, Gkritza κ.ά. 2011, Lane 2012, Gilbert και Jalilian 1991). Χρησιμοποιώντας φαινομενικά ασυσχέτιστες εξισώσεις παλινδρόμησης (Gkritza κ.ά., 2011), ερεύνησαν τους παράγοντες που επηρεάζουν την επιβατική κίνηση στις δημόσιες μεταφορές, ανά μέσο για το σύστημα αστικών συγκοινωνιών της Αθήνας. Οι Garcia-Ferrer κ.ά. (2006) ερεύνησαν την ανταπόκριση του χρήστη σε αλλαγές στις τιμές και στο επίπεδο εξυπηρέτησης για το σύστημα συνδυασμένων δημόσιων μεταφορών της Μαδρίτης. Λόγω της έλλειψης δεδομένων, στη μελέτη συμπεριλήφθηκαν μόνο δύο μέσα (το μετρό και τα λεωφορεία). Στην ανάλυση χρησιμοποιήθηκαν δύο διαφορετικές προσεγγίσεις, ικανές να διαχειριστούν τη μη-στασιμότητα και την έντονη εποχικότητα των δεδομένων. Το μοντέλο DHR (Dynamic Harmonic Regression) που αναπτύχθηκε από τον Young κ.ά. (1999) και το Dynamic Transfer Function Causal Model, που αναπτύχθηκε με τη χρήση παρεμβατικής ανάλυσης (Box and Tiao, 1975). Ο Kulshreshtha κ.ά.. (2001) διερεύνησαν τις μακροχρόνιες σχέσεις για τη ζήτηση εμπορευματικών μεταφορών στην Ινδία χρησιμοποιώντας ένα υπόδειγμα VAR. Γενικά, το μεγάλο σώμα της βιβλιογραφίας, όσον αφορά τη ζήτηση στα Μέσα Μαζικής Μεταφοράς, περιλαμβάνει μία ποικιλία από μεθοδολογικές και μοντελοποιημένες προσεγγίσεις. Βέβαια, να αναφερθεί ότι ο αριθμός άρθρων που συμπεριλαμβάνουν την ανάλυση της ζήτησης στα μέσα μαζικής μεταφοράς λαμβάνοντας υπόψιν τη μη

στασιμότητα των μεταβλητών είναι σχετικά περιορισμένος (Chen κ.ά. 2011, Crotte κ.ά 2008, Dargay και Hanly 2002, Romilly 2001) .

1.3 ΑΝΤΙΚΕΊΜΕΝΟ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΉΣ ΕΡΓΑΣΊΑΣ

Στην παρούσα διπλωματική εργασία χρησιμοποιήσαμε το μοντέλο αυτοπαλίνδρομου διανύσματος (VAR) και το εφαρμόσαμε στην περιοχή της Αθήνας κατά την περίοδο 2002-2010. Το μοντέλο αυτοπαλίνδρομου διανύσματος (VAR) είναι ένα στατιστικό μοντέλο το οποίο χρησιμοποιείται για να συλλάβει τις αλληλεξαρτήσεις μεταξύ πολλών χρονολογικών σειρών. Τα μοντέλα VAR γενικεύουν το μονομεταβλητό αυτοπαλίνδρομο μοντέλο (AR model) επιτρέποντας την ύπαρξη, περισσότερων από μίας, δυναμικά μεταβαλλόμενων μεταβλητών. Όλες οι μεταβλητές σε ένα VAR μοντέλο αντιμετωπίζονται συμμετρικά: κάθε μεταβλητή έχει μία εξίσωση που εξηγεί την εξέλιξή της με βάση τις δικές της υστερήσεις, καθώς και τις υστερήσεις των υπόλοιπων μεταβλητών του υποδείγματος. Το VAR μοντέλο δεν απαιτεί ιδιαίτερες γνώσεις σχετικά με τις δυνάμεις που επηρεάζουν μια μεταβλητή. Η γνώση που προαπαιτείται είναι οι μεταβλητές, οι οποίες μπορεί υποθετικά να επηρεάζουν η μία την άλλη, διαχρονικά.

Εδώ οικοδομούμε την εμπειρική διερεύνηση της προσέγγισής μας για τα τέσσερα (4) διακριτά μέσα μαζικής μεταφοράς που λειτουργούν στην πόλη των Αθηνών, δηλαδή το Μετρό, τον Ηλεκτρικό Σιδηρόδρομο, τα λεωφορεία και τα ηλεκτροκίνητα λεωφορεία (τρόλεϊ). Για το σκοπό αυτό εκτιμούμε τη σχέση μεταξύ των μηνιαίων επιβατικών κινήσεων σε καθένα από τα Μέσα Μαζικής Μεταφοράς, ενώ οι εξωγενείς μεταβλητές, δηλαδή οι τιμές, το ΑΕΠ και η ανεργία εκφράζουν τις συνθήκες της αγοράς, την Ελληνική οικονομική δραστηριότητα και τον αχρησιμοποίητο συντελεστή παραγωγής (εργασία), αντίστοιχα.

Έτσι, αναλύθηκαν οι χρονολογικές σειρές των μεταβλητών με τη χρήση σύγχρονων μεθόδων. Κατ' αρχήν, έγινε έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για την εξακρίβωση στασιμότητας ή όχι των μεταβλητών αυτών. Στη συνέχεια, αφού επιλέχθηκε το πλήθος των υστερήσεων, εκτιμήθηκε το υπόδειγμα VAR. Τέλος, καταστρώθηκαν οι συναρτήσεις δυναμικής απόκρισης IRF, οι οποίες ελέγχθηκαν για την ευστάθεια τους.

Με τη χρήση των συναρτήσεων δυναμικής απόκρισης ήταν δυνατό να εξαχθούν συμπεράσματα για τις αντιδράσεις των μεταβλητών στη διαταραχή μιας άλλης. Οι μεταβλητές αυτές ήταν οι επιβατικές κινήσεις στα τέσσερα προαναφερθέντα Μέσα Μαζικής Μεταφοράς. Εξετάστηκαν, ανά ζεύγη, έτσι ώστε να παρατηρήσουμε το πώς

επηρεάζει μία απρόβλεπτη διαταραχή στην επιβατική κίνηση ενός μέσου, τις επιβατικές κινήσεις των υπόλοιπων.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

2. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ*

2.1 ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΈΣ ΣΕΙΡΈΣ

Η μελέτη και η ανάλυση χρονολογικών σειρών αποτελεί σημαντικό κεφάλαιο για διάφορους κλάδους της επιστήμης, όπως οι οικονομικές και κοινωνικές επιστήμες, αλλά και για την ιατρική, τη φυσική και άλλα πεδία. Βασικό χαρακτηριστικό κάθε χρονολογικής σειράς αποτελεί η συσχέτιση που παρατηρείται μεταξύ διαδοχικών τιμών της καθώς ο βαθμός και η φύση της αλληλεξάρτησης αυτής αποτελεί το κύριο αντικείμενο μελέτης και ανάλυσης. Η ανάλυση των χρονολογικών σειρών πραγματοποιείται συνήθως σε δύο στάδια. Το πρώτο είναι κυρίως περιγραφικό με σκοπό την παρατήρηση και την ανάλυση των δεδομένων ώστε να προσδιοριστούν τα βασικά χαρακτηριστικά και η συμπεριφορά της χρονολογικής σειράς. Το δεύτερο στάδιο είναι η διαδικασία κατασκευής του υποδείγματος της χρονολογικής σειράς που πιθανώς αυτή να ακολουθεί.

Κύριος σκοπός της ανάλυσης μιας χρονολογικής σειράς είναι η χρησιμοποίηση αυτής στη διενέργεια προβλέψεων. Η κατασκευή του υποδείγματος χρονολογικής σειράς για κάποια σειρά δεδομένων οδηγεί στην επιλογή μεθόδου πρόβλεψης για τη μελλοντική εξέλιξη της σειράς αυτής. Οι μέθοδοι πρόβλεψης διαχωρίζονται σε υποκειμενικές ή ποιοτικές (subjective or qualitative) και σε αντικειμενικές ή ποσοτικές (objective or quantitative). Η πρώτη κατηγορία στηρίζεται σε ποιοτικά δεδομένα. Αντίθετα, η δεύτερη κατηγορία στηρίζεται σε κάποιο μαθηματικό ή στατιστικό υπόδειγμα που εφαρμόζεται σε ποσοτικά δεδομένα. Τα υποδείγματα αυτά που αφορούν αντικειμενικές ή ποσοτικές μεθόδους πρόβλεψης διακρίνονται σε αιτιακά και μη αιτιακά. Με τα αιτιακά υποδείγματα γίνονται προβλέψεις μιας μεταβλητής με βάση τη σχέση που συνδέει αυτή τη μεταβλητή με άλλες σχετιζόμενες μεταβλητές, ενώ με τα μη αιτιακά η πρόβλεψη στηρίζεται αποκλειστικά στις προηγούμενες τιμές της ίδιας χρονολογικής σειράς.

Η διαδικασία που ακολουθείται κατά την ανάλυση των χρονολογικών σειρών είναι πρωταρχικά η εξέταση του χρονοδιαγράμματος των ιστορικών δεδομένων κάθε σειράς και στη συνέχεια η εξέταση της δομής τους με συγκεκριμένα στατιστικά μέτρα. Αρχικά, πραγματοποιείται έλεγχος για να εξεταστεί κατά πόσον οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες ή όχι. Στη συνέχεια, διεξάγεται διερεύνηση για την επιλογή του κατάλληλου εμπειρικού μοντέλου.

---

* Η ενότητα αυτή βασίζεται στους: Μιχαηλίδης, Κωνσταντάκης και Δημέλη (2013).

2.2 ΣΤΑΣΙΜΌΤΗΤΑ

Οι χρονολογικές σειρές χωρίζονται σε στάσιμες (stationary) και μη στάσιμες (non-stationary). Η κύρια ιδέα της στασιμότητας είναι ότι οι νόμοι πιθανότητας που διέπουν μια στοχαστική διαδικασία παραμένουν αμετάβλητοι με το χρόνο. Η στασιμότητα μπορεί να οριστεί είτε με την αυστηρή έννοια, είτε με την ασθενέστερη. Ειδικότερα, μια στοχαστική διαδικασία $\{Y_t\}$ θεωρείται αυστηρά στάσιμη αν η από κοινού κατανομή πιθανότητας των $\{Y_t, Y_{t+1}, ..., Y_{t+N-1}\}$ είναι ίδια με την από κοινού κατανομή του συνόλου $\{Y_{t+k}, Y_{t+k+1}, ..., Y_{t+k+N-1}\}$ για οποιαδήποτε επιλογή του χρόνου t, του πλήθους N και των υστερήσεων/ προηγήσεων k.

Παρόμοιος ορισμός, αλλά μαθηματικά λιγότερο αυστηρός, είναι ο ορισμός της ασθενούς στασιμότητας. Σύμφωνα με τον ορισμό αυτό, απαιτείται στασιμότητα μόνο στις στατιστικές ροπές πρώτης τάξης (δηλαδή του μέσου) και δεύτερης τάξης (δηλαδή των διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων). Με βάση αυτά, μια χρονολογική σειρά θα είναι ασθενώς στάσιμη (weakly stationary) αν ο μέσος και η διακύμανση της δε μεταβάλλονται με το χρόνο, ενώ και η συνδιακύμανση μεταξύ των τιμών της σε δύο χρονικά σημεία εξαρτάται μόνο από την απόσταση ανάμεσα σε αυτά τα σημεία και όχι από τον ίδιο το χρόνο.

Μαθηματικά, αν η χρονολογική σειρά είναι ασθενώς στάσιμη, τότε θα ισχύουν οι εξής συνθήκες:

$E(Y_t) = \mu_y$, για όλα τα t (2.1)

$\mathrm{var}(Y_t) = E[Y_t - E(Y_t)]^2 = \sigma_y^2$, για όλα τα t (2.2)

$\mathrm{cov}(Y_t, Y_{t+k}) = \mathrm{cov}(Y_{t+m}, Y_{t+m+k}) = \gamma_k$, για όλα τα t και k, $m \neq 0$ (2.3)

Όπου μ_y συμβολίζει το σταθερό μέσο της Y_t, το σ_y^2 συμβολίζει τη σταθερή διακύμανση της και το γ_k τη συνδιακύμανση μεταξύ δύο οποιωνδήποτε τιμών της Y_t που απέχουν k χρονικές περιόδους. Στο εξής, η τελευταία θα ονομάζεται αυτοσυνδιακύμανση (autocoveriance) και ορίζεται ως:

$$\gamma_k = \mathrm{cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E[Y_t - E(Y_t)][Y_{t+k} - E(Y_{t+k})] \qquad (2.4)$$

Η πρώτη και η δεύτερη συνθήκη υποδηλώνουν, αντίστοιχα, σταθερό μέσο και σταθερή διακύμανση, για οποιαδήποτε χρονική στιγμή t. Η τρίτη συνθήκη δηλώνει ότι η συνδιακύμανση μεταξύ δύο οποιωνδήποτε τιμών της Y_t, που απέχουν k χρονικές περιόδους, είναι συνάρτηση μόνο του k, δηλαδή της χρονικής υστέρησης ή προήγησης των δύο αυτών τιμών. Είναι φανερό ότι η αυτοδιακύμανση μηδενικής υστέρησης ($k = 0$) είναι η διακύμανση, δηλαδή:

$$\gamma_0 = \mathrm{cov}(Y_t, Y_t) = \mathrm{var}(Y_t) = \sigma_y^2 \qquad (2.5)$$

Με βάση αυτό, μπορούμε να ενοποιήσουμε τη δεύτερη και τρίτη συνθήκη ώστε να διατυπωθούν συνοπτικά οι συνθήκες στασιμότητας ως εξής:

1. σταθερός μέσος σε όλα τα χρονικά σημεία t
2. Συνδιακυμάνσεις γ_k ανεξάρτητες του χρόνου t, για οποιοδήποτε ακέραιο k.

Παραβίαση οποιασδήποτε από τις συνθήκες καθιστά τη σειρά μη στάσιμη. Στη βιβλιογραφία μια διαδικασία που πληροί τις παραπάνω συνθήκες μπορεί να αναφέρεται και ως στάσιμη δεύτερης τάξεως (second order stationary) ή στάσιμη ως προς τη συνδιακύμανση (covariance stationary) ή γενικά στάσιμη υπό την ευρεία έννοια.

Αν μια χρονολογική σειρά είναι μη στάσιμη, είναι δυνατόν να μετατρέπεται σε στάσιμη με λήψη διαφορών. Αν μετατρέπεται σε στάσιμη μετά από διαφορές d τάξεως, τότε αυτή ονομάζεται ολοκληρωμένη (integrated) d τάξεως και συμβολίζεται με $I(d)$. Γενικά, οι Box and Jenkins (1976) προτείνουν να μετατρέπουμε τις σειρές σε στάσιμες παίρνοντας διαφορές πρώτης, δεύτερης ή και μεγαλύτερης τάξης.

2.3 ΈΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΊΑΣ ΡΊΖΑΣ

Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας αφορά στον έλεγχο μη στασιμότητας μιας χρονοσειράς.

Για την καλύτερη κατανόηση του ελέγχου θα χρησιμοποιηθεί το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα AR(1):

$$Y_t = \delta + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.6)$$

Όπου ε_t είναι διαδικασία λευκού θορύβου. Στο υπόδειγμα αυτό, αν $|\alpha| < 1$ η στοχαστική διαδικασία είναι στάσιμη. Αν όμως η παράμετρος α είναι πολύ κοντά στη μονάδα, τότε η σειρά συμπεριφέρεται περισσότερο ως μη στάσιμη, με τους συντελεστές αυτοσυσχέτισης να φθίνουν σταδιακά αλλά με αργό ρυθμό. Συνεπώς, αυτό που μας ενδιαφέρει, είναι να ελέγξουμε αν α ισούται με τη μονάδα, οπότε η μηδενική υπόθεση που θέτουμε είναι αν η σειρά Y_t έχει μοναδιαία ρίζα (unit root):

$$H_0 : \alpha = 1 \qquad (2.7)$$

Σε περίπτωση μη απόρριψης της H_0, τότε για $\alpha = 1$ προκύπτει μια διαδικασία τυχαίας διαδρομής με σταθερά :

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.8)$$

η οποία είναι μια $I(1)$ διαδικασία, δηλαδή μια $I(0)$ στις πρώτες διαφορές. Επομένως, η χαρακτηριστική εξίσωση της στοχαστικής διαδικασίας Y_t έχει μια μοναδιαία ρίζα, από την οποία έχει λάβει την ονομασία του ο παραπάνω έλεγχος. Για $\delta = 0$ έχουμε μια καθαρά τυχαία διαδρομή, ενώ για $\delta \neq 0$ έχουμε την τυχαία διαδρομή με σταθερά (ή μετατόπιση).

Σε κάθε περίπτωση, η σειρά υπό την υπόθεση H_0 για το υπόδειγμα AR(1), είναι μη στάσιμη και έχει διακύμανση $t\sigma_E^2$ που τείνει στο άπειρο καθώς αυξάνεται το t.

Η εναλλακτική υπόθεση, σε όλες τις περιπτώσεις, διατυπώνεται με τη μορφή του μονοκατάληκτου ελέγχου :

$$H_a : \alpha < 1 \qquad (2.9)$$

Απόρριψη της H_0 έναντι της H_a σημαίνει ότι η στοχαστική διαδικασία Y_t είναι στάσιμη. Η εναλλακτική $\alpha > 1$ δεν εξετάζεται αφού αντιστοιχεί σε αποκλίνουσα Y_t

Στη βιβλιογραφία αναφέρονται πολλοί τρόποι με τους οποίους μπορούμε να εκτελέσουμε έναν έλεγχο μοναδιαίας ρίζας. Οι πιο συνήθεις έλεγχοι για την εξέταση της μοναδιαίας ρίζας είναι ο έλεγχος των Dickey – Fuller (1979) και ο

έλεγχος των Phillips – Perron (1988). Συγκεκριμένα, οι Dickey and Fuller (1979) χρησιμοποίησαν τρεις διαφορετικές εξισώσεις μορφής AR(1):

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ ή } \Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.10)$$

$$Y_t = \delta + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ ή } \Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.11)$$

$$Y_t = \delta + \gamma t + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ ή } \Delta Y_t = \delta + \gamma t + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.12)$$

όπου τα κατάλοιπα ε_t πληρούν τις γνωστές ιδιότητες του λευκού θορύβου. Σε καθεμία από τις τρεις περιπτώσεις η ελεγχόμενη υπόθεση είναι ίδια, αυτής της μοναδιαίας ρίζας:

$$H_0 : \alpha = 1 \text{ ή } \beta = \alpha - 1 = 0 \qquad (2.13)$$

Κάτω από την υπόθεση μηδέν και τα τρία υποδείγματα είναι μη στάσιμα, αλλά η γενεσιουργός διαδικασία των δεδομένων είναι διαφορετική σε κάθε περίπτωση. Θέτοντας $\beta = 0$ στις εξισώσεις λαμβάνουμε τις πραγματικές σχέσεις. Σε όλες τις περιπτώσεις, ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση, χωρίς άλλο περιορισμό στις παραμέτρους.

Απόρριψη της H_0 συνεπάγεται ότι στην πρώτη περίπτωση η χρονολογική σειρά Y_t είναι στάσιμη με μηδενικό μέσο, στη δεύτερη περίπτωση στάσιμη με μέση τιμή ίση με $\delta/(1-\alpha)$ και στην τρίτη περίπτωση είναι στάσιμη γύρω από μια ντετερμινιστική τάση.

Οι Dickey-Fuller προτείνουν δυο κατανομές για τον έλεγχο της υπόθεσης H_0, τη στατιστική t και την κατανομή K:

$$t = \frac{\hat{a} - 1}{s_{\hat{a}}} \quad \text{ή} \quad K = N(\hat{\alpha} - 1) \qquad (2.14)$$

Οι κριτικές τιμές DF των στατιστικών αυτών για κάθε περίπτωση είναι διαφορετικές, ανάλογα με το αν περιλαμβάνεται σταθερά ή/ και τάση στην υποτιθέμενη αληθινή σχέση. Σε περίπτωση μη απόρριψης της H_0 τότε πρέπει να επαναληφθεί ο έλεγχος για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στη σειρά των πρώτων διαφορών ΔY_t παλινδρομώντας τις δεύτερες διαδρομές $\Delta^2 Y_t = \Delta Y_t - \Delta Y_{t-1}$ στην υστέρηση ΔY_{t-1} μέχρι να φτάσουμε σε απόρριψη της H_0.

Οι Dickey – Fuller για το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων, ανέπτυξαν έναν άλλο έλεγχο, γνωστό ως «επαυξημένο έλεγχο Dickey-Fuller» (Augmented Dickey-Fuller – ADF). Αυτός ο έλεγχος προσαρμόζει τον έλεγχο DF προκειμένου να αντιμετωπίσει την πιθανή παρουσία αυτοσυσχέτισης στους όρους σφάλματος, προσθέτοντας τους όρους διαφορών με υστέρηση της παλινδρομούμενης μεταβλητής. Οι Phillips-Perron (1988) πάλι, χρησιμοποιούν μη παραμετρικές στατιστικές μεθόδους ούτως ώστε να αντιμετωπίσουν την αυτοσυσχέτιση στους όρους σφάλματος, χωρίς να προσθέτουν όρους διαφορών με υστέρηση.

Οι έλεγχοι DF υποθέτουν ότι οι διαταρακτικοί όροι δεν αυτοσυσχετίζονται και ότι έχουν σταθερή διακύμανση. Οι Phillips – Perron (1988) αναπτύσσουν δύο στατιστικές ελέγχου μοναδιαίας ρίζας χωρίς τις αυστηρές υποθέσεις των Dickey-Fuller για την κατανομή των διαταρακτικών όρων. Οι προτεινόμενες στατιστικές ελέγχου, που παριστάνονται με Za και Zt, είναι οι τροποποιημένες DF στατιστικές, έτσι που, η αυτοσυσχέτιση δεν επηρεάζει την ασυμπτωτική κατανομή τους. Για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας των Phillips – Perron (PP) ισχύουν οι ίδιες κρίσιμες τιμές με αυτές που ισχύουν στους ελέγχους των Dickey – Fuller. Αν οι τιμές των Za και Zt, σε απόλυτους όρους, υπερβαίνουν τις κρίσιμες τιμές, για δεδομένο επίπεδο σημαντικότητας, τότε η μηδενική υπόθεση ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα απορρίπτεται.

Η περιγραφή του ελέγχου PP (Συριόπουλος και Φίλιππας 2010) είναι η ακόλουθη. Θεωρούμε μια χρονοσειρά Yt με το υπόδειγμα παλινδρόμησης :

$$D_t\Delta(Y_t) = \beta' D_t + a\,Y_{t-1} + e_t$$

Όπου: D_t είναι ένα διάνυσμα προσδιοριστικών όρων (σταθερός όρος, τάση, κτλ.) και et διάνυσμα των σφαλμάτων που μπορεί να είναι ετεροσκεδαστικό. Μετά την εκτίμηση του υποδείγματος, ο έλεγχος PP ανεξάρτητα της συσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας του όρου et, εξετάζει τις ελεγχοσυναρτήσεις:

$$Z_t = \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2}\right)^{1/2} t_{a=0} - \frac{1}{2}\left(\frac{\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2}\right)\left(\frac{T\,se(\hat{a})}{\hat{\sigma}^2}\right) \qquad (2.15)$$

$$Z_a = T\hat{\alpha} - \frac{1}{2}\left(\frac{T^2 se(\hat{\alpha})}{\hat{\sigma}^2}\right)(\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2) \qquad (2.16)$$

Ο όρος T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων και οι όροι $\hat{\sigma}^2$ και $\hat{\lambda}^2$ είναι συνεπείς εκτιμητές των διακυμάνσεων:

$$\sigma^2 = \lim_{T\to\infty}\left(\frac{\sum_{t=1}^{T} E(\hat{e}_t^2)}{T}\right) \quad \text{και} \quad \lambda^2 = \lim_{T\to\infty}\left(\sum_{t=1}^{T} E\left(T^{-1} \sum_{t=1\ldots T} e_t\right)\right) \qquad (2.17)$$

Όπου είναι οι δειγματικές διακυμάνσεις των καταλοίπων $\hat{e}_t$ της OLS (Ordinary Least Squares), της άγνωστης διακύμανσης σ^2 και της Newey – West μακροχρόνιας διακύμανσης λ^2 αντίστοιχα.

Θεωρώντας ως μηδενική υπόθεση την H0 : α=0, οι στατιστικές Z_a και Z_t θα πρέπει να έχουν την ίδια ασυμπτωτική κατανομή με την περίπτωση των ADF και κανονική αμεροληψία. Ο έλεγχος PP είναι πιο αποτελεσματικός από τον έλεγχο ADF αφού δεν εξαρτάται από το μήκος των υστερήσεων.

2.4 ΑΥΤΟΠΑΛΊΝΔΡΟΜΟ ΔΙΑΝΥΣΜΑΤΙΚΌ ΥΠΌΔΕΙΓΜΑ (VECTOR AUTOREGRESSION MODEL- VAR)

Τα πολυμεταβλητά υποδείγματα χρονολογικών σειρών (multivariate time series) αφορούν τη μελέτη ενός αριθμού μεταβλητών και όχι μεμονωμένα μιας χρονολογικής σειράς. Στην περίπτωση του διανυσματικού αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος θεωρούμε π.χ. δύο μεταβλητές Y_t και X_t από κοινού, ως σύστημα εξισώσεων, όπου κάθε μεταβλητή εκφράζεται ως συνάρτηση των υστερήσεων της ίδιας καθώς και των υστερήσεων όλων των άλλων μεταβλητών.

Η χρήση του υποδείγματος VAR είναι προτιμότερη όταν δεν γνωρίζουμε εκ των προτέρων ποιες μεταβλητές είναι ενδογενείς και ποιες εξωγενείς, οπότε θεωρούμε πως όλες είναι ενδογενείς και μελετούμε τις σχέσεις τους από κοινού. Τα υποδείγματα VAR προτάθηκαν από τον Sims (1980).

Τα υποδείγματα VAR περιγράφουν τη δυναμική εξέλιξη ενός συνόλου μεταβλητών. Όπως αναφέρθηκε, κάθε μεταβλητή περιγράφεται ως συνάρτηση των προηγουμένων τιμών (υστερήσεων) της ίδιας καθώς και των προηγούμενων τιμών όλων των υπολοίπων μεταβλητών του συστήματος. Ο αριθμός των υστερήσεων αποτελεί την τάξη του υποδείγματος και προσδιορίζεται βάσει των δεδομένων και τη συχνότητα τους.

Ας θεωρήσουμε το παράδειγμα ενός διμεταβλητού υποδείγματος μεταξύ των μεταβλητών X_t και M_t των οποίων η συμπεριφορά διέπεται από το σύστημα:

$$X_t = \delta_1 + \alpha_{11}X_{t-1} + \alpha_{12}X_{t-2} + \beta_{11}M_{t-1} + \beta_{12}M_{t-2} + e_{t1} \qquad (2.18)$$

$$M_t = \delta_2 + \alpha_{21}X_{t-1} + \alpha_{22}X_{t-2} + \beta_{21}M_{t-1} + \beta_{22}M_{t-2} + e_{t2} \qquad (2.19)$$

Ο αριθμός των υστερήσεων από κάθε χρονολογική σειρά προσδιορίζει την τάξη του συστήματος, πρόκειται δηλαδή για ένα VAR(2). Αν γράψουμε το σύστημα σε διανυσματική μορφή, θα έχουμε

$$\begin{bmatrix} X_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \beta_{11} \\ \alpha_{21} & \beta_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ M_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{12} & \beta_{12} \\ \alpha_{22} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-2} \\ M_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{t1} \\ e_{t2} \end{bmatrix} \quad (2.20)$$

ή αλλιώς:

$$Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + e_t \quad (2.21)$$

όπου Y_t είναι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών τη χρονική στιγμή t , δ είναι το διάνυσμα των σταθερών όρων, $A_i(i=1,2)$ είναι οι μήτρες των συντελεστών των μεταβλητών χρονικής υστέρησης και e_t το διάνυσμα λευκού θορύβου. Η εξίσωση αυτή είναι ένα υπόδειγμα AR(2) στο διάνυσμα Y_t γι' αυτό και ονομάζεται διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα δεύτερης τάξης ή VAR(2).

Το υπόδειγμα μπορεί να γενικευθεί ώστε να περιλαμβάνονται περισσότερες μεταβλητές και κάθε μεταβλητή να έχει πάνω από δύο υστερήσεις. Ακόμα μπορεί να περιλαμβάνει και άλλους προσδιοριστικούς παράγοντες πέρα από το διάνυσμα δ των σταθερών. Έτσι, η γενική μορφή του υποδείγματος VAR(p) με k μεταβλητές και p υστερήσεις θα είναι:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \ldots + A_p Y_{t-p} + BX_t + e_t \quad (2.22)$$

όπου το διάνυσμα $Y_t = [Y_{1t}, .. Y_{kt}]'$ διάστασης $kx1$ περιέχει k διαφορετικές μεταβλητές, το διάνυσμα $X_t = [1X_{1t}, \ldots, X_{dt}]'$ περιέχει τις εξωγενείς μεταβλητές.

Για την ορθή εκτίμηση ενός VAR υποδείγματος θα πρέπει να ικανοποιούνται κάποιες βασικές υποθέσεις για τις μεταβλητές Y_t και για το διάνυσμα e_t. Το διάνυσμα e_t είναι ένα διάνυσμα λευκού θορύβου με τις εξής ιδιότητες:

$E(e_t) = 0$ για όλα τα t (2.23)

και $E(e_t e_s') = \begin{cases} \Omega & \gamma\iota\alpha\ t = s \\ 0 & \gamma\iota\alpha\ t \neq s \end{cases}$ (2.24)

όπου Ω συμβολίζει τη μήτρα διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων. Στην περίπτωση του διμεταβλητού VAR υποδείγματος η μήτρα αυτή ισούται με

$$\Omega = \mathrm{E}(e_t e_t') = \begin{bmatrix} \mathrm{var}(e_{t1}) & \mathrm{cov}(e_{t1,} e_{t2}) \\ \mathrm{cov}(e_{t1,} e_{t2}) & \mathrm{var}(e_{t2}) \end{bmatrix} \quad (2.25)$$

Δηλαδή, ο τυχαίος παράγοντας κάθε εξίσωσης είναι λευκός θόρυβος με μηδενικό μέσο και σταθερές διακυμάνσεις στην κύρια διαγώνιο της μήτρας Ω. Ο τυχαίος θόρυβος μιας εξίσωσης μπορεί να συσχετίζεται με αυτόν μιας άλλης εξίσωσης κατά την τρέχουσα περίοδο, δηλαδή οι συνδιακυμάνσεις στα μη διαγώνια στοιχεία της Ω να διαφέρουν από το μηδέν. Ακόμα, τα e_{tj} δεν πρέπει να συσχετίζονται με καμιά άλλη μεταβλητή στο δεξί μέλος της εξίσωσης. Επιπλέον, θα πρέπει να υποθέσουμε ότι το υπόδειγμα VAR είναι στάσιμο.

Συνεπώς, θα ισχύουν τα εξής: το διάνυσμα Y_t έχει σταθερό μέσο, σταθερή διακύμανση και οι μήτρες συνδιακυμάνσεων μεταξύ Y_t και Y_{t+k} εξαρτώνται μόνο από την απόσταση k και όχι από το χρόνο t.

Ουσιαστικά, οι υποθέσεις περί στασιμότητας υποδηλώνουν ότι οι μεταβλητές του VAR συστήματος πρέπει να είναι $I(0)$ και άρα να μην έχουν τάση ή εποχικότητα, ούτε

διακυμάνσεις που μεταβάλλονται διαχρονικά. Σε κάθε άλλη περίπτωση, απαιτούνται μετασχηματισμοί των στατιστικών δεδομένων, όπως για παράδειγμα λήψη διαφορών πρώτης ή δεύτερης τάξης ώστε οι μεταβλητές να μετατραπούν σε στάσιμες.

2.5 ΚΡΙΤΉΡΙΟ ΕΠΙΛΟΓΉΣ ΤΆΞΗΣ ΥΠΟΔΈΙΓΜΑΤΟΣ

Για την επιλογή του άριστου αριθμού υστερήσεων, της τάξης δηλαδή, ενός υποδείγματος VAR αλλά και κατά την επιλογή του κατάλληλου αριθμού υστερήσεων για άλλους ελέγχους, όπως ο έλεγχος αιτιότητας Granger, εφαρμόζονται τα κριτήρια πληροφορίας (information criteria). Συνήθη κριτήρια πληροφορίας είναι αυτά που αναπτύχθηκαν από τον Akaike (1974) και τον Schwarz (1978) τα οποία είναι γνωστά ως AIC (Akaike Information Criteria) και SBIC (Schwarz Bayesian Information Criterion). Στην παρούσα διπλωματική χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο SBIC το οποίο στη βιβλιογραφία απαντάται και ως SIC ή BIC.

Για να οριστεί το κριτήριο, ορίζεται ο λογάριθμος της συνάρτησης πιθανοφάνειας LL για ένα υπόδειγμα VAR με:

$$LL = \left(\frac{T}{2}\right)\left\{\ln\left(\left|\hat{\Sigma}^{-1}\right|\right) - K\ln(2\pi) - K\right\} = -\left(\frac{T}{2}\right)\left\{\ln\left(\left|\hat{\Sigma}\right|\right) + K\ln(2\pi) + K\right\} \qquad (2.26)$$

Όπου T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων, K ο αριθμός των εξισώσεων, και Σ ο εκτιμητής μεγίστης πιθανοφάνειας του $E[u_t u_t']$.

Το κριτήριο SBIC ορίζεται ως εξής:

$$SBIC(p) = -2\left(\frac{LL}{T}\right) + \frac{\ln(T)}{T} t_p \qquad (2.27)$$

Όπου LL ο λογάριθμος της συνάρτησης πιθανοφάνειας, T ο αριθμός των παρατηρήσεων και p ο αριθμός των υστερήσεων

Η επιλογή της τάξης του υποδείγματος γίνεται με βάση τη μικρότερη τιμή του κριτηρίου.

2.6 ΣΥΝΟΛΟΚΛΉΡΩΣΗ

Η πρόσθεση ή αφαίρεση δύο σειρών, ολοκληρωμένων σε διαφορετικές τάξεις, θα δώσει ως αποτέλεσμα μια τρίτη σειρά, η οποία είναι ολοκληρωμένη από τις δυο αρχικές, με τάξη τη μεγαλύτερη εκ των δύο. Ωστόσο, υπάρχουν περιπτώσεις κατά τις οποίες ο γραμμικός συνδυασμός δύο $I(1)$ μεταβλητών καταλήγει σε μια άλλη $I(0)$. Αν ισχύει αυτή η περίπτωση τότε οι σειρές ονομάζονται συνολοκληρωμένες (cointegrated).

Σύμφωνα με τον ορισμό των Engle and Granger (1987), ένα διάνυσμα χρονολογικών σειρών $Y_t = [Y_{1t}, Y_{1t} ... Y_{kt}]'$ διαστάσεων $kx1$ είναι συνολοκληρωμένο τάξης (d,b) και θα συμβολίζεται ως $Cl(d,b)$, εάν ισχύουν τα εξής:

1. Κάθε χρονολογική σειρά στο διάνυσμα Y_t είναι $I(d)$.
2. Υπάρχει κάποιο μη μηδενικό διάνυσμα β διαστάσεων $kx1$ τέτοιο ώστε ο γραμμικός συνδυασμός:

$$\beta' Y_t = \beta_1 Y_{1t} + \beta_2 Y_{2t} + ... + \beta_k Y_{kt} \approx I(d-b), b > 0 \qquad (2.28)$$

δηλαδή θα πρέπει $\beta' Y_t$ να είναι ολοκληρωμένο με τάξη μικρότερη του d. Το διάνυσμα β αποτελεί το διάνυσμα συνολοκλήρωσης (cointergrating vector).

Για παράδειγμα στην απλή περίπτωση ενός διανύσματος δύο $I(1)$ μεταβλητών $Y_t = [Y_t \quad X_t]'$ θα λέμε πως αυτές συνολοκληρώνονται, αν υπάρχει ένα διάνυσμα $\beta = [\beta_1 \quad \beta_2]'$ που ο γραμμικός συνδυασμός τους είναι στάσιμος:

$$\beta_1 Y_t + \beta_2 X_t = \varepsilon_\tau \approx I(0) \qquad (2.29)$$

Για την πραγματοποίηση ελέγχων συνολοκλήρωσης χρησιμοποιούνται κατά κύριο λόγο δύο μεθοδολογίες: η μεθοδολογία Engle-Granger (1987) και η μεθοδολογία Johansen (1988). Η μεθοδολογία Engle-Granger αποτελεί εφαρμογή του αντιπροσωπευτικού θεωρήματος που πρότεινε αρχικά ο Granger. Βασίζεται στον έλεγχο μη στασιμότητας των καταλοίπων της εξίσωσης συνολοκλήρωσης κάθε μεταβλητής ξεχωριστά. Η μεθοδολογία του Johansen στηρίζεται στη εκτίμηση των συστημάτων συνολοκλήρωσης μέσω της μεθόδου μεγίστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης (full information maximum likelihood).

2.6.1 ΜΈΘΟΔΟΣ JOHANSEN

Η μεθοδολογία Johansen περιλαμβάνει τρία βήματα:

Βήμα 1: Βοηθητικές παλινδρομήσεις.

Για ένα διάνυσμα Y_t μεταβλητών, διάστασης $kx1$, εξειδικεύουμε ένα σύστημα VAR(p):

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \ldots + A_k Y_{t-k} + u_t \ , \ \ t = 1, \ldots, N \qquad (2.30)$$

το οποίο μπορεί να λάβει τη μορφή ενός VAR(p-1) στις πρώτες διαφορές με έναν επιπρόσθετο όρο:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t \qquad (2.31)$$

όπου:

$$\Pi = -\left(I - \sum_{j=1}^{p} A_j \right) \ \kappa\alpha\iota \ \ \Gamma_i = \sum_{j=i+1}^{p} A_j \ \ , \ i = 1,...p \qquad (2.32)$$

Κατόπιν αναδιατάξεως, λαμβάνουμε:

$$\Delta Y_t - \alpha\beta' Y_{t-1} = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + ... + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p-1} + u_t \qquad (2.33)$$

Παλινδρομούμε πάνω στις μεταβλητές του δευτέρου μέλους αρχικά το ΔY_t και μετά το Y_{t-1} και λαμβάνουμε τις εκτιμήσεις LS των καταλοίπων R_{0t} και R_{1t} αντίστοιχα.

Βήμα 2: Υπολογισμός συσχετίσεων.

Στη συνέχεια, εφαρμόζεται ανάλυση συσχετίσεων στις μήτρες διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων των καταλοίπων R_{0t} και R_{1t} του πρώτου βήματος:

$$S_{ij} \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N} R_{it} R'_{jt} = \begin{bmatrix} S_{00} & S_{01} \\ S_{10} & S_{11} \end{bmatrix} \ , \ i, j = 0,1 \qquad (2.34)$$

Αποδεικνύεται ότι οι k συσχετίσεις είναι οι ιδιοτιμές λ_i που προκύπτουν από τη λύση της εξίσωσης:

$$\left|\lambda S_{11} - S'_{10} S_{00}^{-1} S_{01}\right| = 0 \qquad (2.35)$$

όπου S_{ij} είναι οι παραπάνω μήτρες και λ το διάνυσμα των ιδιοτιμών.

Αναπτύσσοντας την (2.35) λαμβάνουμε τις εκτιμήσεις των ιδιοτιμών $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, ... \hat{\lambda}_k$ και των αντίστοιχων ιδιοδιανυσμάτων.

Οι εκτιμήσεις μεγίστης πιθανοφάνειας των διανυσμάτων ολοκλήρωσης β είναι τα ιδιοδιανύσματα που αντιστοιχούν στις r μεγαλύτερες ιδιοτιμές που προέκυψαν από την επίλυση της. Αφού κατατάξουμε τις ιδιοτιμές που προέκυψαν κατά φθίνουσα σειρά $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > ... > \hat{\lambda}_k$, η μέγιστη τιμή της συνάρτησης πιθανοφάνειας, υπό τον περιορισμό ότι υπάρχουν $r < k$ σχέσεις συνολοκλήρωσης, ισούται με:

$$L^* = -\left(\frac{Nk}{2}\right)\ln(2\pi) - \frac{Nk}{2} - \left(\frac{N}{2}\right)\ln\left|S_{11}\right| - \left(\frac{N}{2}\right)\sum_{i=1}^{r}\ln\left(1 - \hat{\lambda}_i\right) \qquad (2.36)$$

όπου N είναι ο αριθμός των δειγματικών παρατηρήσεων, k ο αριθμός των μεταβλητών του συστήματος και r ο αριθμός των γραμμικά ανεξάρτητων διανυσμάτων συνολοκλήρωσης.

Βήμα 3°: Εκτιμήσεις μεγίστης πιθανοφάνειας των παραμέτρων.

Τέλος, γίνεται εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος επιβάλλοντας τον περιορισμό για το βαθμό r της μήτρας $\Pi = \alpha\beta'$ που προέκυψε από το προηγούμενο βήμα.

Με βάση τη διαδικασία που περιγράφηκε, προκύπτουν δύο τρόποι ελέγχου του βαθμού συνολοκλήρωσης.

Α) Έλεγχος ίχνους όπου ελέγχεται η αρχική υπόθεση H_0 ότι υπάρχουν το πολύ r_0 διανύσματα συνολοκλήρωσης, έναντι της εναλλακτικής ότι υπάρχουν περισσότερα από r_0.

$$H_0 : r \leq r_0 \text{ έναντι } H_\alpha : r_0 < r \leq k \quad (2.37)$$

Ο έλεγχος γίνεται με το στατιστικό κριτήριο του ίχνους (trace test)

$$\lambda_{trace} = -N \sum_{i=r_0+1}^{k} \ln\left(1 - \hat{\lambda}_i\right) \quad (2.38)$$

Β) Έλεγχος μεγίστης ιδιοτιμής, στον οποίο η υπόθεση H_0 είναι η ίδια αλλά η εναλλακτική είναι περισσότερο περιοριστική, ότι υπάρχουν ακριβώς $r_0 + 1$ διανύσματα συνολοκλήρωσης

$$H_0 : r \leq r_0 \text{ έναντι } H_\alpha : r = r_0 + 1 \quad (2.39)$$

Ο έλεγχος γίνεται με το κριτήριο της μεγίστης ιδιοτιμής (maximum eigenvalue test)

$$\lambda_{\max} = -T \ln\left(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1}\right) \quad (2.40)$$

2.7 ΕΥΣΤΆΘΕΙΑ

Θεωρούμε το σύστημα

$$Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + e_t \quad (2.41)$$

των δύο μεταβλητών $Y_t = [X_t M_t]'$ με μια υστέρηση, δηλαδή το VAR(1) της εξίσωσης

$$y_t = A_1 y_{t-1} + e_t \qquad (2.42)$$

Εφαρμόζοντας την τεχνική διαδοχικών αντικαταστάσεων προς τα πίσω σε κάθε εξίσωση του συστήματος έχουμε:

$$Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + e_t = \delta + A_1 (\delta + A_1 Y_{t-2} + e_{t-1}) + e_t =$$

$$= (I + A_1)\delta + A_1^2 Y_{t-2} + A_1 e_{t-1} + e_t \quad (2.43)$$

όπου I είναι μοναδιαίος πίνακας διαστάσεων 2Χ2. Μετά από v επαναλήψεις λαμβάνουμε:

$$Y_t = \left(I + A_1 + A_1^2 + \ldots + A_1^{\nu}\right)\delta + \sum_{i=0}^{\nu} A_1^i e_{t-i} + A_1^{\nu+1} \mathrm{Y}_{t-\nu-1} \qquad (2.44)$$

Για να συγκλίνει το παραπάνω σύστημα πρέπει ο τελευταίος όρος να εξαφανίζεται καθώς το ν τείνει στο άπειρο. Αυτό συμβαίνει όταν πληρούνται οι συνθήκες ευστάθειας (stability conditions). Σύμφωνα με αυτές, οι ιδιοτιμές της μήτρας A_1, οι ρίζες δηλαδή της χαρακτηριστικής εξίσωσης $|A - \lambda I| = 0$, πρέπει να είναι σε απόλυτη τιμή μικρότερες της μονάδας.

Ουσιαστικά, για να είναι το VAR στάσιμο, θα πρέπει οι ιδιοτιμές να είναι μέσα στο μοναδιαίο κύκλο. Στην αντίθετη περίπτωση, ορισμένα αποτελέσματα όπως τα τυπικά σφάλματα των δυναμικών, δεν ισχύουν.

2.8 ΣΥΝΑΡΤΉΣΕΙΣ ΔΥΝΑΜΙΚΏΝ ΑΠΟΚΡΊΣΕΩΝ

Μια από τις κύριες διαδικασίες κατά τη μελέτη των VAR είναι να εξεταστεί ποιος είναι ο αντίκτυπος στην πορεία των ενδογενών μεταβλητών από μια αιφνίδια διαταραχή στην εξίσωση του συστήματος. Στην ορολογία των VAR υποδειγμάτων θα μιλάμε για δυναμικές αποκρίσεις που ωθούνται από απρόσμενες διαταραχές (impulse responses).

Στη γενική περίπτωση του VAR(p) υποδείγματος, μπορούμε να λάβουμε τη VMA μορφή πολλαπλασιάζοντας τη σχέση:

$$\Phi(L)Y_t = \delta + e_t \qquad (2.45)$$

κατά μέλη με την αντίστροφη μήτρα $\Phi(L)^{-1}$, η οποία θεωρούμε ότι υπάρχει οπότε θα έχουμε:

$$Y_t = \mu + \Phi(L)^{-1} e_t = \mu + e_t + \Psi_1 e_{t-1} + \Psi_2 e_{t-2} + \ldots \qquad (2.46)$$

οπού οι μήτρες Ψ_j προέκυψαν κατόπιν αντιστροφής της $\Phi(L)$:

$$\Phi(L)^{-1} = I + \Psi_1 L + \Psi_2 L^2 + \ldots \qquad (2.47)$$

Με βάση την (2.46), οι επιδράσεις πάνω στις μελλοντικές τιμές της Y_t μιας αιφνίδιας μοναδιαίας μεταβολής του λευκού θορύβου e_t δίνονται από τα στοιχεία της μήτρας:

$$\Psi_s = \frac{\vartheta Y_{t+s}}{\vartheta e_t'} \quad , \quad s = 1,2,3,\ldots \qquad (2.48)$$

Η μήτρα αυτή αποτελεί τη μήτρα των δυναμικών αποκρίσεων. Κάθε στοιχείο (i, j) της Ψ_s μετρά την επίδραση μιας μοναδιαίας διαταραχής στην εξίσωση j τη χρονική στιγμή $t(e_{jt})$ πάνω στην i-μεταβλητή μετά από $t+s$ περιόδους $(Y_{i,t+s})$, θεωρώντας ότι όλοι οι άλλοι διαταρακτικοί όροι σε οποιοδήποτε χρόνο δεν μεταβάλλονται. Αν, για παράδειγμα, επιδρούσε μια μοναδική διαταραχή στην πρώτη εξίσωση (e_{1t}), τότε η πρώτη στήλη του πίνακα Ψ_s περιέχει τις επιδράσεις αυτής της διαταραχής σε όλες τις μεταβλητές του συστήματος για συγκεκριμένο s.

Οι δυναμικές επιδράσεις της τυχαίας διαταραχής e_{1t} πάνω στη i-μεταβλητή Y_i για όλες τις περιόδους $s = 1,2,\ldots$ δίνονται από τα στοιχεία της πρώτης στήλης και i γραμμής των μητρών $I, \Psi_1, \Psi_2 \ldots$. Η διαγραμματική παρουσίαση των στοιχείων αυτών από κάθε μήτρα ως συνάρτηση του s αποτελεί τη συνάρτηση απόκρισης της $(Y_{i,})$ σε μια μοναδιαία διαταραχή του e_{1t}.

Γενικά, αν ληφθεί το στοιχείο της i-γραμμής και j-στήλης της μήτρας Ψ_s ως συνάρτηση του s:

$$\frac{\partial Y_{i,t+s}}{\partial e_{jt}} \ , \ s = 1,2,3,... \quad (2.49)$$

τότε θα έχουμε τη συνάρτηση απόκρισης σε εφάπαξ διαταραχές (impulse response function) του συστήματος. Η συνάρτηση αυτή εκφράζει την απόκριση της $Y_{i,t+s}$ από μια απρόσμενη τυχαία διαταραχή στην εξίσωση της Y_{jt}, θεωρώντας ότι δεν υπάρχουν άλλες διαταραχές τη χρονική στιγμή t ή νωρίτερα.

Στην περίπτωση που το πρώτο στοιχείο του διανύσματος των διαταραχών e_t μεταβαλλόταν κατά d_1, και την ίδια στιγμή το δεύτερο κατά d_2, κ.ο.κ. και το νιοστό κατά d_v τότε οι επιδράσεις από το συνδυασμό όλων των διαταραχών στο διάνυσμα Y_{t+s} θα είναι:

$$\frac{\partial Y_{t+s}}{\partial e_{1t}} d_1 + \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial e_{2t}} d_2 + ... + \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial e_{vt}} d_v = \Psi_s d \qquad (2.50)$$

όπου το διάνυσμα $d = \begin{bmatrix} d_1 & d_2 & ... & d_v \end{bmatrix}'$ περιέχει τις μεταβολές που παρατηρήθηκαν.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

3.ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

3.1 ΔΕΔΟΜΈΝΑ ΚΑΙ ΜΕΤΑΒΛΗΤΈΣ

Το σύνολο των δεδομένων που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα εργασία προέρχονται από το σύστημα δημόσιων συγκοινωνιών της Αθήνας. Προκειμένου να αναλυθεί η ζήτηση για το σύστημα συνδυασμένων μεταφορών στην Αθήνα, χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία στοιχεία από τον Ιανουάριο του 2002 έως το Δεκέμβριο του 2010 (συνολικά 107 παρατηρήσεις). Τα δεδομένα των μέσων μαζικής μεταφοράς (μηνιαία επιβατική κίνηση και ενιαία τιμή ανά μέσο) ελήφθησαν από τον Οργανισμό Αστικών Συγκοινωνιών Αθήνας.

Πρέπει να αναφερθεί ότι, όπως είναι κοινή πρακτική σ' αυτό το είδος των ερευνών, οι μηνιαίες τιμές για κάθε μέσο μαζικής μεταφοράς χωριστά, υπολογίζονται ως το σύνολο των μηνιαίων πωλήσεων σε κάθε μέσο, διαιρεμένο με τον αντίστοιχο μηνιαίο αριθμό επιβατών. Ως εκ τούτου, η τιμή σε κάθε μέσο μαζικής μεταφοράς μετράει τη μοναδιαία τιμή ναύλου για κάθε μέσο και όχι την τιμή του εισιτηρίου αυτή καθαυτή. Άλλωστε, στην ευρύτερη περιοχή της Αθήνας υπάρχει ένα ενιαίο κόστος για όλα τα μέσα μαζικής μεταφοράς και, ως εκ τούτου, δεν θα μπορούσε να συμπεριληφθεί στην ανάλυσή μας ως μεταβλητή. Το ποσοστό της ανεργίας και το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (ΑΕΠ) ελήφθησαν από την Ελληνική Στατιστική Αρχή. Οι μοναδιαίες τιμές και το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν χρησιμοποιούνται σε σταθερές τιμές του 2010.

Να σημειωθεί ότι η επιλογή μας να χρησιμοποιήσουμε το Ελληνικό Ακαθάριστο Εγχώριο Ποσοστό και τον Ελληνικό δείκτη ανεργίας αντί των τοπικών (δηλαδή των Αθηναϊκών στην προκειμένη) βασίζεται στη διαθεσιμότητα των δεδομένων, αφού δεν υπάρχουν διαθέσιμα αξιόπιστα δεδομένα για την περιοχή της Αθήνας.

Ο πίνακας 3.1.1 συνοψίζει όλες τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν, ενώ ο πίνακας 3.1.2 παρέχει μία επισκόπηση των τεχνικών που εφαρμόστηκαν.

Μεταβλητές	Ζήτηση σε εκατομμύρια επιβάτες				Μοναδιαία τιμή σε ευρώ				%	Δισεκα-τομμύρια €
	ΑΜΕΛ	ΗΣΑΠ	ΗΛΠΑΠ	ΕΘΕΛ	ΑΜΕΛ	ΗΣΑΠ	ΗΛΠΑΠ	ΕΘΕΛ	Ανεργία	ΑΕΠ
Μέσος	14.31	9.67	6.57	30.32	0.92	0.88	0.69	0.69	9.08	197.68
Τυπική Απόκλιση	2.54	1.52	0.78	3.12	0.07	0.09	0.21	0.21	1.75	16.57
Αριθμός παρατηρήσεων	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107

Πίνακας 3.1.1 Σύνοψη των στατιστικών δεδομένων

ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΤΕΧΝΙΚΗ	ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ		ΠΕΡΙΟΔΟΣ	ΠΗΓΕΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ
Unit root test – Phillips Perron	Επιβατική κίνηση (ΑΜΕΛ, ΕΘΕΛ, ΗΛΠΑΠ, ΗΣΑΠ), Τιμή (ΑΜΕΛ, ΕΘΕΛ, ΗΛΠΑΠ, ΗΣΑΠ) , ΑΕΠ, Ανεργία		2002(M1)–2010(M12)	Οργανισμός Αστικών Συγκοινωνιών Αθήνας, Ελληνική Στατιστική Αρχή, Ελληνικό Υπουργείο Ανάπτυξης
Lag selection	Ενδογενείς	Εξωγενείς		
	Επιβατική κίνηση (ΑΜΕΛ, ΕΘΕΛ, ΗΛΠΑΠ, ΗΣΑΠ)	Τιμή (ΑΜΕΛ, ΕΘΕΛ, ΗΣΑΠ), Ανεργία, ΑΕΠ		
VAR	Επιβατική κίνηση (ΑΜΕΛ, ΕΘΕΛ, ΗΛΠΑΠ, ΗΣΑΠ), Τιμή (ΑΜΕΛ, ΕΘΕΛ, ΗΛΠΑΠ, ΗΣΑΠ) , ΑΕΠ, Ανεργία			
IRF	Επιβατική κίνηση (ΑΜΕΛ, ΕΘΕΛ, ΗΛΠΑΠ, ΗΣΑΠ), Τιμή (ΑΜΕΛ, ΕΘΕΛ, ΗΛΠΑΠ, ΗΣΑΠ)			

Πίνακας 3.1.2 : Δεδομένα και τεχνικές

3.2 ΈΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΊΑΣ ΡΊΖΑΣ

Πραγματοποιήθηκε έλεγχος μοναδιαίας ρίζας, με τον έλεγχο Phillips – Perron, ώστε να ελεγχθεί η στασιμότητα των μεταβλητών. Στον πίνακα 3.2 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των ελέγχων, οι χρονολογικές σειρές των επιβατικών κινήσεων σε όλα τα μέσα είναι στάσιμες σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Οι χρονολογικές σειρές των τιμών σε όλα τα μέσα είναι μη στάσιμες γι' αυτό εξετάστηκαν οι χρονολογικές σειρές των πρώτων διαφορών που προέκυψε ότι είναι στάσιμες.

Η χρονολογική σειρά του Α.Ε.Π., σε τιμές 2010, κατά την περίοδο που εξετάζουμε είναι στάσιμη σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Η χρονολογική σειρά του δείκτη ανεργίας δεν παρουσιάζει στασιμότητα, οι πρώτες διαφορές όμως είναι στάσιμες.

Μεταβλητές	Μέσα Μεταφοράς	t-statistic z(rho)	Κριτικές τιμές (επίπεδο σημαντικότητας)	Στασιμότητα
Επιβατική κίνηση	ΑΜΕΛ	-57.655	-27,447 (1%)	ΝΑΙ
	ΕΘΕΛ	-72.535		
	ΗΛΠΑΠ	-73.820		
	ΗΣΑΠ	-36.380		
Τιμή	ΑΜΕΛ	-10.339	-17.523 (10%)	ΟΧΙ
	ΕΘΕΛ	-5.348		
	ΗΛΠΑΠ	-5.348		
	ΗΣΑΠ	-8.220		
Ανεργία		-6.236	-17.523 (10%)	ΟΧΙ
ΑΕΠ (τιμές του 2010)		-25.580	-20.728 (5%)	ΝΑΙ

Πίνακας 3.2.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Μεταβλητές	Μέσα Μεταφοράς	t-statistic z(rho)	Κριτικές τιμές (επίπεδο σημαντικότητας)	Στασιμότητα
Επιβατική κίνηση	ΑΜΕΛ	-	-	-
	ΕΘΕΛ	-		
	ΗΛΠΑΠ	-		
	ΗΣΑΠ	-		
Τιμή	ΑΜΕΛ	-92.404	-19.820 (1%)	ΝΑΙ
	ΕΘΕΛ	-101.882		
	ΗΛΠΑΠ	-101.882		
	ΗΣΑΠ	-93.119		
Ανεργία		-133.556	-19.820 (1%)	ΝΑΙ
ΑΕΠ (τιμές του 2010)		-	-	-

Πίνακας 3.2.2 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας στις διαφορές

Σημείωση: Στις περιπτώσεις όπου οι αρχικές μεταβλητές είναι στάσιμες βάζουμε παύλα στις πρώτες διαφορές.

3.3 ΕΠΙΛΟΓΉ ΠΛΉΘΟΥΣ ΥΣΤΕΡΉΣΕΩΝ ΓΙΑ ΤΟ ΜΟΝΤΈΛΟ VAR

Για να προβούμε στην εκτίμηση VAR υποδείγματος πρέπει πρώτα να επιλέξουμε το πλήθος υστερήσεων. Στο VAR υπόδειγμα που δημιουργούμε, ως ενδογενείς λαμβάνουμε υπόψιν τις μεταβλητές: επιβατική κίνηση σε ΑΜΕΛ, ΕΘΕΛ, ΗΛΠΑΠ και ΗΣΑΠ, ενώ οι υπόλοιπες, δηλαδή οι τιμές αντίστοιχα σε όλα τα μέσα, ο δείκτης ανεργίας και το ΑΕΠ είναι εξωγενείς. Το κριτήριο σύμφωνα με το οποίο γίνεται η επιλογή του πλήθους υστερήσεων είναι το SBIC (Schwarz Bayesian Information Criterion). Στον πίνακα 3.3 φαίνεται ότι το πλήθος υστερήσεων που πρέπει να επιλεγεί είναι μία υστέρηση.

Μεταβλητές	**Υστερήσεις**	**Κριτήριο SBIC**
Ενδογενείς: Επιβατική κίνηση σε ΑΜΕΛ, ΕΘΕΛ, ΗΣΑΠ,ΗΛΠΑΠ Εξωγενείς: Α.Ε.Π., Ανεργία, Τιμή σε ΑΜΕΛ, ΕΘΕΛ, ΗΣΑΠ, ΗΛΠΑΠ	0	-6.88553
	1	-6.90824*
	2	-6.6355
	3	-6.27881
	4	-5.70546
	5	-5.30513
	6	-4.77323
	7	-4.31406
	8	-3.83382

Πίνακας 3.3 Τάξη υποδείγματος VAR

3.4 ΈΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΉΡΩΣΗΣ (COINTEGRATION TEST)

Όλες οι ενδογενείς μεταβλητές μας, προέκυψαν, από τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας στάσιμες. Επομένως, δεν χρειάστηκε να προβούμε σε έλεγχο συνολοκλήρωσης.

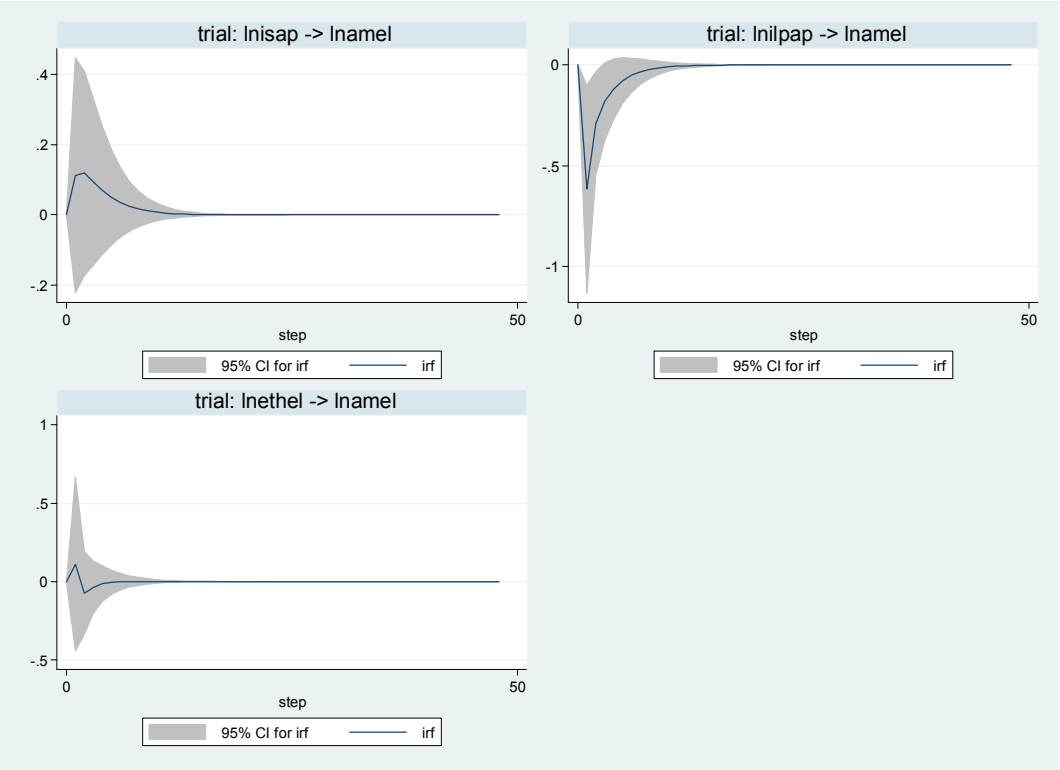
3.5 ΣΥΝΑΡΤΉΣΕΙΣ ΑΠΌΚΡΙΣΗΣ (IRF).

Για την κατανόηση των αλληλεπιδράσεων μεταξύ των μεταβλητών γίνεται ανάλυση μέσω των συναρτήσεων απόκρισης. Όπως, ήδη έχουμε αναφέρει, η συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων προσδιορίζει την επίδραση που έχει στις ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος μία τυχαία, αιφνίδια διαταραχή στις μεταβλητές. Συνήθως, οι διαταραχές εκφράζονται σε όρους τυπικών αποκλίσεων των διαταρακτικών όρων, ή σε μεταβολή κατά μία μονάδα. Με άλλα λόγια, μέσω της Ανάλυσης της Συνάρτησης Αιφνίδιων Αντιδράσεων (Impulse Response Function Analysis) εξετάζουμε την αντίδραση μιας μεταβλητής σε μία απρόβλεπτη διαταραχή (shock) σε μια άλλη μεταβλητή. Μία απρόβλεπτη διαταραχή (shock) σε μία μεταβλητή επηρεάζει άμεσα όχι μόνο την ίδια, αλλά μεταδίδεται και στις υπόλοιπες ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος, μέσω της δυναμικής δομής του VAR (Vector Autoregressive) μοντέλου.

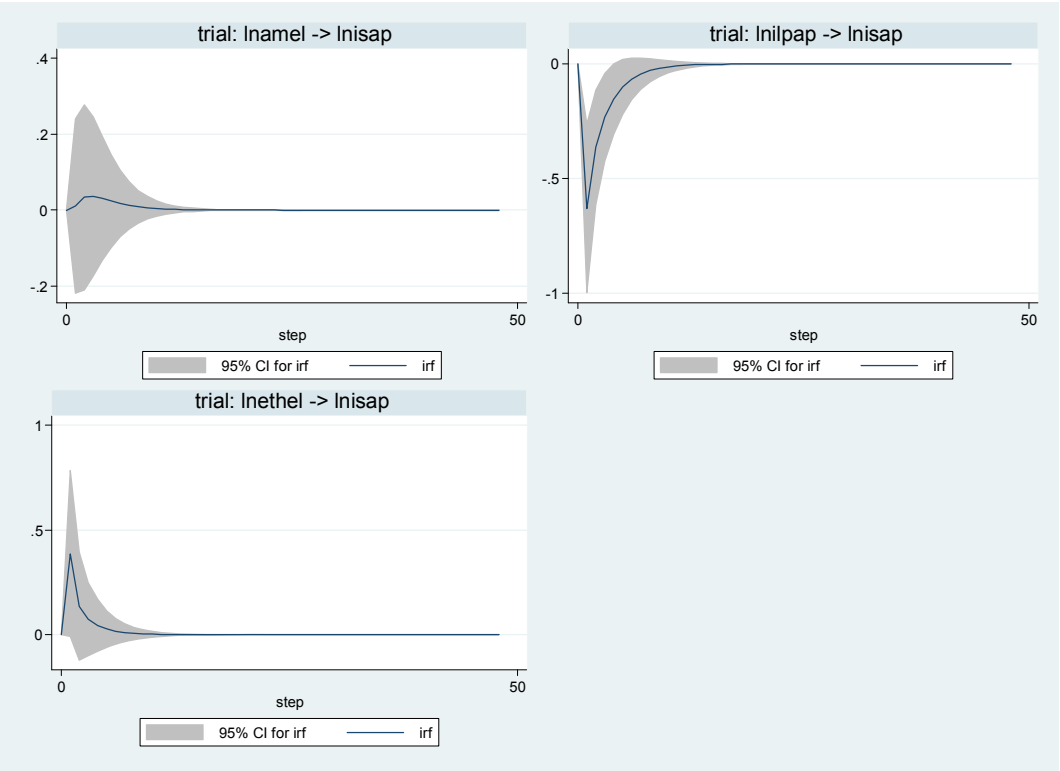
Κατασκευάστηκαν οι συναρτήσεις απόκρισης σε εφάπαξ διαταραχές του συστήματος. Υπολογίστηκαν οι δυναμικές αποκρίσεις που αφορούν τις μεταβλητές: Επιβατική κίνηση σε ΑΜΕΛ, ΕΘΕΛ, ΗΣΑΠ, ΗΛΠΑΠ. Πιο συγκεκριμένα, κάθε IRF δείχνει τη δυναμική απόκριση της μεταβλητής του κάθε μεταφορικού μέσου σε μοναδιαία σοκ, που ισούνται με μία τυπική απόκλιση, στην εξίσωση της επιβατικής κίνησης, μέχρι 48 περιόδους στο μέλλον, δηλαδή 4 χρόνια. Τα μοναδιαία αυτά σοκ ευθύνονται για απρόσμενες / απροσδόκητες διαταραχές οι οποίες παρεμποδίζουν τη φυσιολογική λειτουργία του συστήματος μας, που στην περίπτωσή μας είναι το σύστημα δημόσιων αστικών συγκοινωνιών στην περιοχή της Αθήνας. Επομένως, στο πλαίσιο αυτό, αυτές οι διαταραχές είναι ικανές να προσομοιώσουν απρόβλεπτα γεγονότα όπως για παράδειγμα, οι ξαφνικές απεργίες, μία ξαφνική βλάβη του δικτύου, η μη προγραμματισμένη συντήρηση του δικτύου ή η ταχεία αποκατάστασή του λόγω απροσδόκητων γεγονότων.

Στην παράθεση των αποτελεσμάτων, ο αναγνώστης μπορεί να επικεντρωθεί στα δύο πρώτα έτη μετά το σοκ, που είναι ένας εύλογος χρονικός ορίζοντας κατά τον οποίο το μοντέλο παρουσιάζει πολύ αξιόπιστα αποτελέσματα (Dees κ.ά. 2007). Σύμφωνα με τους ίδιους συγγραφείς, σε ό,τι ακολουθεί, παρέχουμε μια ανάλυση των αποτελεσμάτων για μια περίοδο τεσσάρων ετών, εφόσον η μακροσκοπική εξέταση των αποτελεσμάτων μας βοηθάει με την ανάλυση των ιδιοτήτων σύγκλισης του προτεινόμενου μοντέλου.

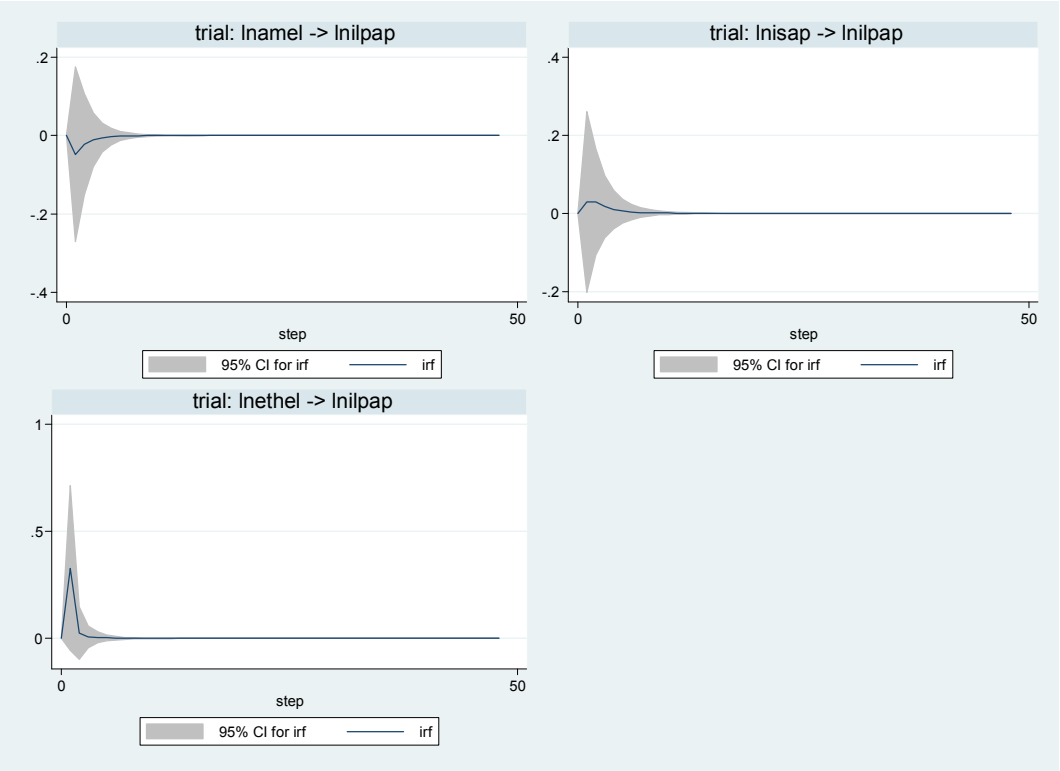
Στα διαγράμματα που ακολουθούν παρουσιάζονται οι αντιδράσεις των μεταβλητών στις απρόβλεπτες διαταραχές που προαναφέρθηκαν.



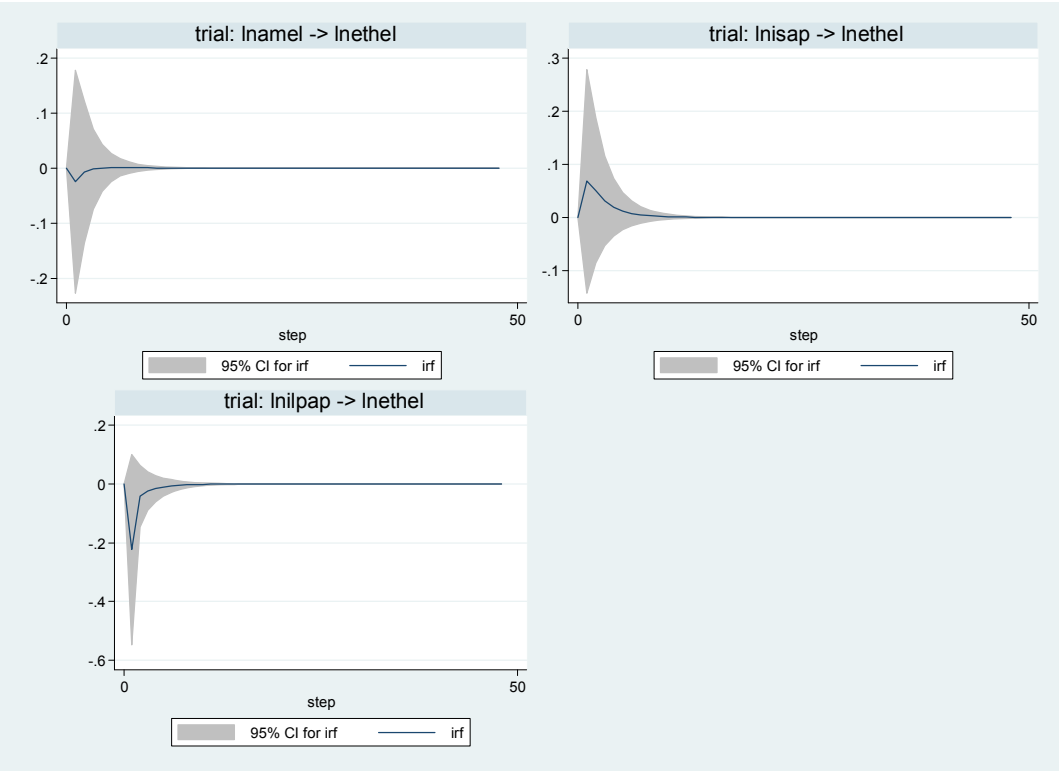
Διάγραμμα 3.5.1 Συναρτήσεις απόκρισης της μεταβλητής: Επιβατική κίνηση ΑΜΕΛ



Διάγραμμα 3.5.2 Συναρτήσεις απόκρισης της μεταβλητής: Επιβατική κίνηση ΗΣΑΠ



Διάγραμμα 3.5.3 Συναρτήσεις απόκρισης της μεταβλητής: Επιβατική κίνηση ΗΛΠΑΠ



Διάγραμμα 3.5.4 Συναρτήσεις απόκρισης της μεταβλητής: Επιβατική κίνηση ΕΘΕΛ

- Τα αποτελέσματα στο διάγραμμα 3.5.1 για το μετρό υποδεικνύουν ότι ένα σοκ στην επιβατική κίνηση των λεωφορείων ίσο με μία τυπική απόκλιση, έχει αρχικά θετικό αντίκτυπο στην επιβατική κίνηση του μετρό. Έπειτα, η επιβατική κίνηση στο μετρό μειώνεται ώσπου επανέρχεται σε κατάσταση ισορροπίας από τον τέταρτο μήνα περίπου και μετά. Επιπλέον, ένα σοκ στην επιβατική κίνηση του αστικού σιδηρόδρομου ίσο με μία τυπική απόκλιση επηρεάζει θετικά την επιβατική κίνηση στο μετρό βραχυπρόθεσμα για ένα διάστημα δύο - τριών μηνών, ενώ στη συνέχεια η επίδραση εξασθενεί μέσα σε λιγότερο από 10 μήνες, οπότε η επιβατική κίνηση στο μετρό επανέρχεται σε κατάσταση ισορροπίας. Τέλος, μια διαταραχή στην επιβατική κίνηση των ηλεκτροκίνητων λεωφορείων (τρόλεϊ) ίση με μία τυπική απόκλιση, επιδρά άμεσα έντονα αρνητικά στην επιβατική κίνηση στο μετρό, ενώ παρατηρούμε ότι τους επόμενους μήνες ακολουθεί ανοδική πορεία για να επανέλθει σε κατάσταση ισορροπίας από τον δέκατο μήνα περίπου και μετά.

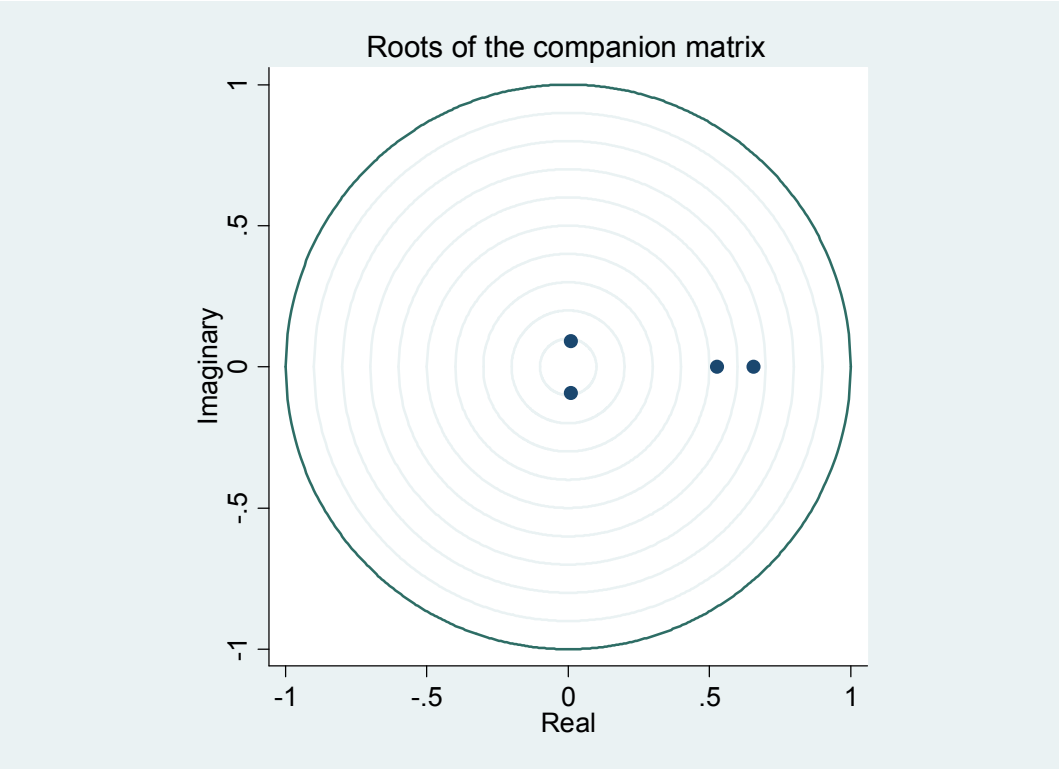
- Σύμφωνα με το διάγραμμα 3.5.2 για τον ηλεκτρικό σιδηρόδρομο, ένα σοκ στην επιβατική κίνηση του μετρό ίσο με μία τυπική απόκλιση έχει ανεπαίσθητη θετική επιρροή αμέσως στην επιβατική κίνηση του ηλεκτρικού σιδηρόδρομου, ενώ μέσα στους επόμενους τρεις με τέσσερις μήνες έχει επανέλθει σε κατάσταση ισορροπίας. Στη συνέχεια παρατηρούμε ότι μία απρόσμενη διαταραχή στην επιβατική κίνηση των ηλεκτροκίνητων λεωφορείων (τρόλεϊ) ίση με μία τυπική απόκλιση, έχει άμεση έντονα αρνητική επιρροή στην επιβατική κίνηση του ηλεκτρικού σιδηρόδρομου, όμως ακολουθεί κατευθείαν από τον επόμενο κιόλας μήνα ανοδική πορεία για να φτάσει τελικά σε κατάσταση ισορροπίας από τον δέκατο περίπου μήνα και μετά. Τέλος, ένα σοκ στην επιβατική κίνηση των λεωφορείων ίσο με μία τυπική απόκλιση ασκεί άμεσα θετική επιρροή στην επιβατική κίνηση του ηλεκτρικού σιδηρόδρομου, η επιρροή όμως αυτή εξασθενεί γρήγορα μέσα σε λιγότερο από δέκα μήνες, όπου η επιβατική κίνηση του ηλεκτρικού σιδηρόδρομου επανέρχεται και πάλι σε κατάσταση ισορροπίας.

- Προχωρώντας, στο διάγραμμα 3.5.3 για τα ηλεκτροκίνητα λεωφορεία (τρόλεϊ), διαπιστώνουμε ότι οι διαταραχές στις επιβατικές κινήσεις των υπόλοιπων τριών μέσων δεν επηρεάζουν σημαντικά την επιβατική κίνηση στα ηλεκτροκίνητα λεωφορεία. Πιο συγκεκριμένα ένα σοκ στις επιβατικές κινήσεις του μετρό ίσο με μία τυπική απόκλιση, προκαλεί πολύ μικρή αρνητική επιρροή αμέσως στην επιβατική κίνηση των ηλεκτροκίνητων λεωφορείων, η οποία εξασθενεί πολύ γρήγορα και έτσι στη συνέχεια η επιβατική κίνηση στα τρόλεϊ επανέρχεται σε ισορροπία. Μία διαταραχή στην επιβατική κίνηση του ηλεκτρικού σιδηρόδρομου ίση με μία τυπική απόκλιση έχει ανεπαίσθητη επιρροή στην επιβατική κίνηση των τρόλεϊ. Ένα σοκ στην επιβατική κίνηση των λεωφορείων ίσο με μία τυπική απόκλιση προκαλεί αρχικά μία θετική επιρροή στην επιβατική κίνηση των τρόλεϊ, η οποία γρήγορα όμως φθίνει και έτσι μέσα σε ένα διάστημα δύο με τριών μηνών η επιβατική κίνηση στα τρόλεϊ έχει επανέλθει σε κατάσταση πλήρους ισορροπίας,

- Τέλος, σύμφωνα με το διάγραμμα 3.5.4, όπως και παραπάνω, οι διαταραχές στις επιβατικές κινήσεις των τριών μέσων δεν επηρεάζουν σημαντικά την επιβατική κίνηση των λεωφορείων. Μία ξαφνική διαταραχή στην επιβατική κίνηση του μετρό και του αστικού σιδηρόδρομου επηρεάζουν την επιβατική κίνηση των λεωφορείων με τον ίδιο τρόπο που επηρεάζουν και την επιβατική κίνηση στα τρόλεϊ όπως έχουμε αναφέρει παραπάνω. Δηλαδή, ελάχιστα αρνητικά στην πρώτη περίπτωση και ελάχιστα θετικά στη δεύτερη, και στις δύο περιπτώσεις πάντως η διαταραχή εξασθενεί πολύ γρήγορα και η επιβατική κίνηση των λεωφορείων επανέρχεται σε κατάσταση ισορροπίας από τον τρίτο κιόλας μήνα, περίπου. Το ίδιο συμβαίνει και με την διαταραχή στην επιβατική κίνηση των τρόλεϊ. Επηρεάζει αρχικά αρνητικά την επιβατική κίνηση στα λεωφορεία, γρήγορα όμως, από τον δεύτερο κιόλας μήνα, περίπου η τελευταία επανέρχεται σε ισορροπία.

Σε γενικές γραμμές, όσον αφορά τις συναρτήσεις δυναμικών αποκρίσεων, παρατηρούμε από τα διαγράμματα ότι οι διαταραχές υποχωρούν σχετικά γρήγορα, γεγονός που υποδηλώνει ότι το μοντέλο μας είναι ευσταθές και υποστηρίζεται από τις ιδιοτιμές του μοντέλου VAR, των οποίων το μέτρο είναι μικρότερο από τη μονάδα.

Πιο συγκεκριμένα όλες οι επιρροές που παρουσιάζονται στα παραπάνω διαγράμματα (3.5.1 - 3.5.4) φαίνεται να έχουν σύντομο χαρακτήρα, ενώ εξασθενούν μάλλον γρήγορα, συνήθως μέσα σε ένα διάστημα μικρότερο των 12 μηνών, οπότε όλες οι μεταβλητές καταλήγουν σε μία νέα θέση ισορροπίας. Το γεγονός αυτό με τη σειρά του είναι συμβατό με τον έλεγχο ευστάθειας του μοντέλου VAR, ο οποίος υποδεικνύει ότι όλα τα μοντέλα είναι ευσταθή από τη στιγμή που οι ιδιοτιμές τους βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου (Διάγραμμα 3.5.5 και Πίνακας 3.4)



Διάγραμμα 3.5.5

Ιδιοτιμές	Μέτρο
0,6549396	0,65494
0,5262595	0,52626
0,01030326 + 0,09200996i	0,092585
0,01030326 - 0,09200996i	0,092585

Πίνακας 3.4 Έλεγχος ευστάθειας VAR υποδείγματος

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΣΥΜΠΕΡΆΣΜΑΤΑ

4.ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η παρούσα Διπλωματική Εργασία έχει ως κύριο αντικείμενο την ανάλυση της ζήτησης στα Μέσα Μαζικής Μεταφοράς, ενός συστήματος αστικών συγκοινωνιών το οποίο αποτελείται από πολλά συνεργαζόμενα μέσα μεταφοράς, τα οποία λειτουργούν συμπληρωματικά δημιουργώντας συνθήκες ανταγωνισμού ή και υποκατάστασης.

Μελετήθηκαν οι χρονολογικές σειρές που αφορούν τις επιβατικές κινήσεις στο Μετρό, στα λεωφορεία, στα ηλεκτροκίνητα λεωφορεία (τρόλεϊ) καθώς και στον ηλεκτρικό σιδηρόδρομο, με βάση μηνιαία δεδομένα για την περίοδο που περιλαμβάνει τους μήνες από το Φεβρουάριο του 2002 έως το Δεκέμβριο του 2010 (συνολικά 107 παρατηρήσεις). Ταυτόχρονα, εξετάστηκαν και οι χρονολογικές σειρές άλλων μεταβλητών (εξωγενών), όπως είναι ο δείκτης ανεργίας, το ΑΕΠ καθώς και οι τιμές στα τέσσερα προαναφερθέντα μέσα.

Αρχικά, έλαβε χώρα ο απαραίτητος έλεγχος στασιμότητας των χρονολογικών σειρών, με το κριτήριο μοναδιαίας ρίζας Phillips – Perron, όπου διαπιστώθηκε ότι οι χρονολογικές σειρές των ενδογενών μεταβλητών είναι στάσιμες και επομένως δεν χρειάστηκε να προβούμε σε έλεγχο συνολοκλήρωσης. Στη συνέχεια επιλέχθηκε ο αριθμός των υστερήσεων σύμφωνα με το κριτήριο SBIC (Schwarz Bayesian Information Criterion). Κατόπιν, υιοθετήσαμε ένα οικονομετρικό μοντέλο VAR προκειμένου να αναλύσουμε τις πτυχές της ζήτησης στο σύστημα αστικών συγκοινωνιών που μελετάμε. Η μεθοδολογία αυτή παρέχει ένα πλαίσιο μοντελοποίησης για την εκτίμηση των σχέσεων μεταξύ των οικονομικών οντοτήτων, αναλύοντας τα σχετικά σοκ και τους μηχανισμούς απόκρισης.

Σε γενικές γραμμές, από τις συναρτήσεις δυναμικών αποκρίσεων όλων των Μέσων Μαζικής Μεταφοράς που μελετήθηκαν και συγκεκριμένα από τις επιπτώσεις που προκαλεί ένα μοναδιαίο σοκ, ίσο με μία τυπική απόκλιση, στην επιβατική κίνηση όλων των υπόλοιπων μέσων, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι όλα τα αποτελέσματα φαίνεται να έχουν έναν βραχυπρόθεσμο χαρακτήρα, με την έννοια ότι όλες οι μεταβλητές καταλήγουν σε μία νέα θέση ισορροπίας μέσα σε μία περίοδο μικρότερη των 12 μηνών συνήθως. Αυτό, με τη σειρά του, συνεπάγεται ότι το σύστημα αστικών συγκοινωνιών στην ευρύτερη περιοχή της Αθήνας είναι σχετικά ευέλικτο σε απροσδόκητες διαταραχές.

Πιο συγκεκριμένα, ένα θετικό σοκ ίσο με μία τυπική απόκλιση στην επιβατική κίνηση του ηλεκτροκίνητων λεωφορείων, έχει αρνητικό αντίκτυπο στην επιβατική κίνηση του Μετρό. Επίσης, ένα θετικό σοκ στην επιβατική κίνηση των λεωφορείων μπορεί άμεσα να έχει θετικό αντίκτυπο στην επιβατική κίνηση του Μετρό (γεγονός που πιθανόν εξηγείται από το ότι κάποιοι επιβάτες χρησιμοποιούν λεωφορεία για να συνδεθούν με κάποιον σταθμό του Μετρό), όμως μετά έχει αρνητική επίδραση. Αυτό θα μπορούσε να αποδοθεί στο

γεγονός ότι τα δίκτυα αυτά διασυνδέονται, και για ένα μεγάλο μέρος του δικτύου υπάρχουν παράλληλες γραμμές αυτών των μέσων. Ως εκ τούτου, υπάρχει ένας βαθμός ανταγωνισμού μεταξύ τους, πιθανώς λόγω της δομής του δικτύου. Από την άλλη πλευρά, ένα θετικό σοκ στην επιβατική κίνηση του ηλεκτρικού σιδηρόδρομου έχει θετικό αποτέλεσμα στην επιβατική κίνηση του μετρό, πιθανότατα λόγω της ύπαρξης σταθμών ανταποκρίσεων των δύο αυτών μέσων (δηλαδή αρκετοί επιβάτες χρησιμοποιούν το ένα μέσο για να φτάσουν στο άλλο) καθώς επίσης και της ομοιότητας που παρουσιάζουν τα δύο αυτά μέσα. Επομένως, φαίνεται να λειτουργούν περισσότερο συμπληρωματικά. Επίσης, διαπιστώνουμε ότι ένα θετικό σοκ ίσο με μία τυπική απόκλιση στην επιβατική κίνηση του ηλεκτρικού σιδηρόδρομου δημιουργεί μικρή θετική επιρροή σε όλα τα υπόλοιπα μέσα, γεγονός που μπορεί να αποδοθεί στην γενικότερη διανομή των επιβατών στην περιοχή της Αθήνας.

Σε γενικές γραμμές όμως, όπως αναφέρθηκε και παραπάνω, διαπιστώθηκε ότι οι απρόβλεπτες διαταραχές των μεταβλητών, δεν έχουν σημαντικές επιπτώσεις στις υπόλοιπες μεταβλητές που εξετάζουμε.

Πιστεύουμε πως η μελέτη μας θα μπορούσε να παρέχει σημαντικά συμπεράσματα για τους υπεύθυνους χάραξης πολιτικής, δεδομένου ότι ποσοτικοποιεί το πώς ένα σοκ (ίσο με μία τυπική απόκλιση) σε ένα από τα Μέσα Μαζικής Μεταφοράς, θα μπορούσε να επηρεάσει όλα τα υπόλοιπα. Στο πλαίσιο αυτό, είναι επίσης ευρέως αποδεκτό ότι κατά τη διαδικασία καθορισμού των τιμών των εισιτηρίων, οι αρμόδιες αρχές θα πρέπει να λαμβάνουν υπόψη τις αλληλεξαρτήσεις που υπάρχουν μεταξύ της επιβατικής κίνησης και της τιμής όλων των υπόλοιπων μέσων. Επίσης, ιδιαίτερα σε περιόδους κρίσεις, η επιβατική κίνηση συσχετίζεται με το γενικότερο μακροοικονομικό περιβάλλον. Ως εκ τούτου, στη διαδικασία ανάλυσης της ζήτησης ενός μέσου, πρέπει να ληφθούν υπόψιν και γενικές μακροοικονομικές συνθήκες, οι οποίες επηρεάζουν, άμεσα ή έμμεσα, την επιβατική κίνηση των Μέσων Μαζικής Μεταφοράς και τις τιμές. Επομένως, είναι εξαιρετικά επωφελές για τους υπεύθυνους χάραξης πολιτικής να λαμβάνουν υπόψιν διαδραστικά μοντέλα, ικανά να παράγουν ανάλυση σεναρίων, προσομοιώσεις σε πραγματικό χρόνο και προβλέψεις που βασίζονται σε κρίσιμες μακροοικονομικές μεταβλητές, όπως είναι το ΑΕΠ και η ανεργία.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ:

ΞΕΝΟΓΛΩΣΣΗ

- Albalate D and Bel G.,(2010). *What shapes local public Transportation in Europe?* Economics, mobility institutions, and geography. Transportation Research Part E, 46, 775-790.
- Balcombe, R., Mackett, R., Paulley, N., Preston, J., Shires, J., Titheridge, H., Wardman, M., White, P., (2004). *The Demand for Public Transport: A Practical Guide*, TRL Report, Crowthorme, UK.
- Bresson, G., Dargay, J., Madre, J., Pirotte, A., (2003*).* Economic and Structural Determinants of the Demand for Public Transport: An Analysis on a Panel of French Urban Areas Using Shrinkage Estimators*. Transportation Research Part A, 38, 269-285.*
- Chen, C., Varley, D. and Chen, J., (2011*).* What affects transit ridership? A dynamic analysis involving multiple factors, lags and asymmetric behaviour. *Urban Studies 48* (9): 1893-1908.
- Goodwin, P.A., (1992). Review of new demand elasticities with special reference to short and long run effects of price changes. *Journal of Transport Economics and Policy 26: 155-163.*
- Litman, T., (2004). Transit price elasticities and Cross elasticities. *Journal of Public Transportation, 7 (2), 37-58.*
- Li Y, and DaCosta M.N., (2013), Transpostation and income inequality in China: 1978-2007*, Transportation Research Part A, 55: 56-71.*
- Chudik, A. and M. H. Pesaran (2011), "Infinite dimensional VARs and factor models*", Journal of Econometrics, 163: 4-22*.
- Crotte, A., Graham, D.J. and Noland, R.B., (2008). "Demand Estimation of metro usage in Mexico City". *Paper presented at the 87th annual meeting of the Transportation Research Board, Washington, D.C*.
- Dargay, J.M. and Hanly, M., (2002a). The demand for local bus service in England. *Journal of Transport Economics and Policy 36: 79-91*.
- Dargay, J.M. and Hanly, M., (2002b). Bus Patronage in Great Britain: Econometric Analysis. *Transportation Research Record 1799: 97-106*.
- de Rus, G., (1990). Public Transport demand elasticities in Spain. *Journal of Transport Economics and Policy 24 (2): 189-201.*

- Dées, S., F. di Mauro, M. H. Pesaran, L. V. Smith (2007), "Exploring the International Linkages of the Euro Area: a Global VAR Analysis*", Journal of Applied Econometrics, 22:1-38.*

- Doti and Adibi ,(1991) A model for forecasting public transit. *Transportation Research Part A, 25, 6, 443-450.*

- Garcia-Ferrer, A., Bujosa, M., de Juan, A. and Poncela, P., (2006). Demand Forecast and Elasticities Estimation of Public Transport. *Journal of Transport Economics and Policy, 40 (1), 45-67.*

- Gkritza, K., Karlaftis, M.G., Mannering, F.L., (2011). Estimating Multimodal Transit ridership with a Varying Fare Structure. *Transportation Research Part A: Policy and Practice, 45, 2, 148-160.*

- Konstantakis N. K. and Michaelides G. P., (2014). Transmission of the Debt Crisis: From EU15 to USA or vice versa? A GVAR Approach, *Journal of Economics and Business, 76:115-132.*

- Lane, B.,(2012). A time-series analysis of gasoline prices and public transportation in US metropolitan areas. *Journal of Transport Geography, 22, 221-235.*

- Wang, G.H.K., Skinner, D., (1984). The impact of fare and gasoline price changes on monthly transit ridership: empirical evidence from seven US transit authorities. *Transportation Research Part B, 18, 1, 29–41.*

- Maghelal, P., (2011). Investigating the relationships among rising fuels, increased transit ridership, and CO2 emissions. *Transportation Research Part D 16 (3): 232-235.*

- Mc Leod, M.S., Flannelly, K.J., Flannelly, L. and Behnke, R.W., (1991). Multivariate time series model of transit ridership based on historical, aggregate data: The past, present and future Honolulu. *Transportation Research Record 1297: 76-84.*

- Kuby, M., Barranda, A. and Upchurch, C., (2004). Factors influencing light rail boardings in the United States. *Transportation Research part A., 38, 3, 223-247*.

- Gilbert, CL and Jalilian, H., (1991). The demand for travel and for travel cards on London Regional Transport. *Journal of Transport Economics and Policy, 25, 1, 3-29.*

- Young, P.C., Pedregal, and Tych, W., (1999). Dynamic Harmonic Regression. *Journal of Forecasting, 18, 369-394.*

- Box, G.E.P. and Tiao, G.C., (1975). Intervention Analysis with Applications to Economic and Enviromental Problems, *Journal of the statistical Association, 70: 70-79.*

- Romilly, P., (2001). Subsidy and local bus service deregulation in Britain, a re-evaluation. *Journal of Transport Economics and Policy, 35, 161-194.*
- Kulshreshtha M. and Nag B. and Kulshreshtha M. (2001), A multivariate cointegrating vector auto regressive model of freight transport demand: evidence from Indian railways, *Transportation Research Part A, 35: 29-45*
- Milioti, C. and Karlaftis, M.G. (2014). Estimating Multimodal Public Transport Shares in Athens, Greece, *Journal of Transport Geography, Vol. 34, 88–95*.
- Taylor, B.D.and Fink, C.N.Y., (2004). *The Factors Influencing Transit Ridership: A Review and Analysis of the Ridership Literature*, Working Paper, UCLA Department of Urban Planning.

ΕΛΛΗΝΙΚΗ

- Begg D., Fischer S., Dornbusch R. (1998), *Εισαγωγή στην οικονομική*, Εκδόσεις Κριτική.
- Chiang A.C., Wainwright K. (2009), *Μαθηματικές μέθοδοι οικονομικής ανάλυσης*, Εκδόσεις Κριτική.
- Δημέλη Σ. (2013), *Σύγχρονες μέθοδοι ανάλυσης χρονολογικών σειρών*, Εκδόσεις Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών.
- Κοκολάκης Γ., Σπηλιώτης Ι. (1999), *Εισαγωγή στη θεωρία πιθανοτήτων και στατιστική*, Εκδόσεις Συμεών
- Mankiw G.N., Taylor M.P. (2010), *Αρχές οικονομικής θεωρίας με αναφορά στις Ευρωπαϊκές οικονομίες* , Εκδόσεις Gutenberg.
- Μιχαηλίδης Π., Κωνσταντάκης Κ. (2013), *Ανάλυση Χρονολογικών Σειρών*: Σημειώσεις Παραδόσεων Ε.Μ.Π., Αθήνα.
- Πίττης Ν. (2010), *Πιθανοθεωρητική θεμελίωση της οικονομετρίας*, Εκδόσεις Αθ. Σταμούλης.
- Τσιώνας Ε.Γ. (2009), *Στατιστική με εφαρμογές στα οικονομικά*, Εκδόσεις Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών.
- Συριόπουλος Κώστας και Φίλιππας Θ. Διονύσης, 2010, *Οικονομετρικά Υποδείγματα και Εφαρμογές με το Eviews,* Θεσσαλονίκη, Εκδόσεις Ανικούλα.

ΗΛΕΚΤΡΟΝΙΚΕΣ ΙΣΤΟΣΕΛΙΔΕΣ

- www.aueb.lib.gr: Βιβλιοθήκη και Κέντρο Πληροφόρησης Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών
- www.lib.ntua.gr : Εθνικό Μετσόβιο Πολυτεχνείο Κεντρική Βιβλιοθήκη
- www.statistics.gr : Ελληνική Στατιστική Αρχή (ΕΛ.ΣΤΑΤ.)
- www.oasa.gr: Οργανισμός Αστικών Συγκοινωνιών Αθήνας
- www.athenstransport.com

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Π1.Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

```
. pperron lnamel, trend

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       107
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)          -57.655           -27.447           -20.728           -17.523
 Z(t)             -6.405            -4.038            -3.449            -3.149
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
. pperron lnisap, trend

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       107
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)          -36.380           -27.447           -20.728           -17.523
 Z(t)             -4.562            -4.038            -3.449            -3.149
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0012
```

```
. pperron lnilpap, trend

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       107
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)          -73.820           -27.447           -20.728           -17.523
 Z(t)             -8.265            -4.038            -3.449            -3.149
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
. pperron lnethel, trend

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       107
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)          -72.535           -27.447           -20.728           -17.523
 Z(t)             -8.357            -4.038            -3.449            -3.149
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
. pperron lne_ethel, trend

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       107
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)           -5.348           -27.447           -20.728           -17.523
 Z(t)             -1.806            -4.038            -3.449            -3.149
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7018
```

```
. pperron dlne_ethel

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       106
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)         -101.882           -19.820           -13.712           -11.008
 Z(t)            -10.231            -3.508            -2.890            -2.580
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
. pperron lne_ilpap,trend

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       107
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)           -5.348           -27.447           -20.728           -17.523
 Z(t)             -1.806            -4.038            -3.449            -3.149
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7018
```

```
. pperron dlne_ilpap

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       106
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)         -101.882           -19.820           -13.712           -11.008
 Z(t)            -10.231            -3.508            -2.890            -2.580
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
. pperron lne_isap,trend

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       107
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)           -8.220           -27.447           -20.728           -17.523
 Z(t)             -2.222            -4.038            -3.449            -3.149
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.4773
```

```
. pperron dlne_isap

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       106
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)          -93.119           -19.820           -13.712           -11.008
 Z(t)             -9.725            -3.508            -2.890            -2.580
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
. pperron lne_amel,trend

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       107
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)          -10.339           -27.447           -20.728           -17.523
 Z(t)             -2.435            -4.038            -3.449            -3.149
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.3613
```

```
. pperron dlne_amel

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       106
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)          -92.404           -19.820           -13.712           -11.008
 Z(t)             -9.632            -3.508            -2.890            -2.580
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
. pperron lnanergia,trend

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       107
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)           -6.236           -27.447           -20.728           -17.523
 Z(t)             -1.479            -4.038            -3.449            -3.149
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8363
```

```
. pperron dlnanergia

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       106
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)         -133.556           -19.820           -13.712           -11.008
 Z(t)            -17.411            -3.508            -2.890            -2.580
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
. pperron lnaep,trend

Phillips-Perron test for unit root                 Number of obs   =       107
                                                   Newey-West lags =         4

                                 ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                 Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(rho)          -25.580           -27.447           -20.728           -17.523
 Z(t)             -3.694            -4.038            -3.449            -3.149
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0228
```

Π2. Επιλογή πλήθους υστερήσεων μοντέλου VAR

```
. varsoc lnamel lnisap lnilpap lnethel, maxlag(8) exog(lne_ethel  lnanergia lnaep lne_isap lne_amel)

   Selection-order criteria
   Sample:  2002m9 - 2010m12                    Number of obs      =       100
```

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	399.539				6.4e-09	-7.51077	-7.25773	-6.88553
1	437.515	75.953	16	0.000	4.2e-09	-7.95031	-7.52857*	-6.90824*
2	460.72	46.409	16	0.000	3.6e-09	-8.0944	-7.50396	-6.6355
3	479.727	38.014	16	0.002	3.4e-09*	-8.15453*	-7.39539	-6.27881
4	487.901	16.348	16	0.429	4.1e-09	-7.99801	-7.07018	-5.70546
5	504.725	33.649	16	0.006	4.1e-09	-8.01451	-6.91797	-5.30513
6	514.972	20.493	16	0.199	4.7e-09	-7.89944	-6.63421	-4.77323
7	528.855	27.765*	16	0.034	5.1e-09	-7.85709	-6.42316	-4.31406
8	541.684	25.659	16	0.059	5.7e-09	-7.79368	-6.19105	-3.83382

```
   Endogenous:  lnamel lnisap lnilpap lnethel
    Exogenous:  lne_ethel lnanergia lnaep lne_isap lne_amel  _cons
```

Π3. Επίλυση μοντέλου VAR

```
Vector autoregression

Sample:  2002m2 - 2010m12                          No. of obs      =       107
Log likelihood =  463.0011                         AIC             = -7.906563
FPE            =  4.34e-09                         HQIC            = -7.501506
Det(Sigma_ml)  =  2.05e-09                         SBIC            = -6.907375

Equation           Parms      RMSE     R-sq      chi2     P>chi2
----------------------------------------------------------------
lnamel              10     .171176   0.3862   67.31183   0.0000
lnisap              10      .12209   0.5662    139.644   0.0000
lnilpap             10     .118555   0.2860   42.84996   0.0000
lnethel             10     .107907   0.1655   21.21855   0.0117
----------------------------------------------------------------
```

	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lnamel						
lnamel						
L1.	.515214	.1641568	3.14	0.002	.1934725	.8369555
lnisap						
L1.	.1128226	.1703594	0.66	0.508	-.2210757	.4467208
lnilpap						
L1.	-.6151773	.2624145	-2.34	0.019	-1.1295	-.1008544
lnethel						
L1.	.1111386	.2835558	0.39	0.695	-.4446205	.6668978
lne_ethel	-2.239824	.7030604	-3.19	0.001	-3.617797	-.8618508
lne_isap	16.99874	4.923128	3.45	0.001	7.349587	26.6479
lne_amel	-16.05696	4.444384	-3.61	0.000	-24.7678	-7.346131
dlnanergia	.037902	.1662529	0.23	0.820	-.2879476	.3637517
lnaep	-.9659869	.3097385	-3.12	0.002	-1.573063	-.3589105
_cons	23.48392	4.508245	5.21	0.000	14.64792	32.31992
lnisap						
lnamel						
L1.	.0113593	.1170835	0.10	0.923	-.2181202	.2408388
lnisap						
L1.	.6261893	.1215075	5.15	0.000	.388039	.8643395
lnilpap						
L1.	-.6306616	.187165	-3.37	0.001	-.9974983	-.2638249
lnethel						
L1.	.3869627	.2022439	1.91	0.056	-.009428	.7833534
lne_ethel	-2.186419	.5014521	-4.36	0.000	-3.169247	-1.203591
lne_isap	15.67718	3.511382	4.46	0.000	8.794994	22.55936
lne_amel	-14.63163	3.169921	-4.62	0.000	-20.84456	-8.418697
dlnanergia	.0810777	.1185785	0.68	0.494	-.1513319	.3134873
lnaep	-.8228235	.2209185	-3.72	0.000	-1.255816	-.3898311
_cons	17.17689	3.21547	5.34	0.000	10.87468	23.47909
lnilpap						
lnamel						
L1.	-.0479613	.1136939	-0.42	0.673	-.2707972	.1748745
lnisap						
L1.	.0291404	.1179897	0.25	0.805	-.2021151	.260396
lnilpap						
L1.	-.1982045	.1817464	-1.09	0.275	-.5544209	.1580119
lnethel						
L1.	.3288386	.1963887	1.67	0.094	-.0560762	.7137535
lne_ethel	-1.930428	.4869346	-3.96	0.000	-2.884802	-.9760535
lne_isap	13.68199	3.409724	4.01	0.000	6.999052	20.36492
lne_amel	-12.74949	3.078149	-4.14	0.000	-18.78255	-6.716424
dlnanergia	-.0212749	.1151456	-0.18	0.853	-.2469561	.2044062
lnaep	-.968543	.2145227	-4.51	0.000	-1.389	-.5480862
_cons	23.01955	3.122379	7.37	0.000	16.8998	29.1393
lnethel						
lnamel						
L1.	-.0243179	.1034825	-0.23	0.814	-.2271399	.1785042
lnisap						
L1.	.0681096	.1073925	0.63	0.526	-.142376	.2785951
lnilpap						
L1.	-.2230104	.165423	-1.35	0.178	-.5472335	.1012127
lnethel						
L1.	.2586069	.1787502	1.45	0.148	-.0917371	.6089509
lne_ethel	-.7939365	.443201	-1.79	0.073	-1.662594	.0747214
lne_isap	5.923217	3.103482	1.91	0.056	-.159496	12.00593
lne_amel	-5.600832	2.801687	-2.00	0.046	-11.09204	-.1096254
dlnanergia	-.1350197	.1048038	-1.29	0.198	-.3404315	.070392
lnaep	-.6545137	.1952555	-3.35	0.001	-1.037208	-.27182
_cons	22.04872	2.841945	7.76	0.000	16.47861	27.61883

Π4. Έλεγχος ευστάθειας.

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.6549396	.65494
.5262595	.52626
.01030326 + .09200996i	.092585
.01030326 - .09200996i	.092585

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.