



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΛΟΠΟΝΝΗΣΟΥ
ΣΧΟΛΗ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ ΚΑΙ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑΣ
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ
Π.Μ.Σ στην ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ**



**ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΠΟΥ ΕΠΗΡΕΑΖΟΥΝ ΤΟΝ ΔΕΙΚΤΗ ΤΙΜΩΝ
ΑΚΙΝΗΤΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ**

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

**ΕΠΙΜΕΛΕΙΑ ΕΡΓΑΣΙΑΣ : ΜΠΑΡΛΑΣ ΝΙΚΗΤΑΣ
ΕΠΙΒΛΕΠΟΥΣΑ ΚΑΘΗΓΗΤΡΙΑ : ΣΚΙΝΤΖΗ ΒΑΣΙΛΙΚΗ**

**ΤΡΙΠΟΛΗ
ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΣ 2013**

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	3
2. ΑΓΟΡΑ ΑΚΙΝΗΤΩΝ ΚΑΙ ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΑ.....	4
3. ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΑΓΟΡΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ.....	6
4. ΔΙΕΘΝΗΣ ΚΑΙ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΑΓΟΡΑ ΑΚΙΝΗΤΩΝ.....	9
4.1 ΠΑΓΚΟΣΜΙΑ ΚΡΙΣΗ ΚΑΙ ΑΓΟΡΑ ΑΚΙΝΗΤΩΝ.....	9
4.2 ΑΓΟΡΑ ΑΚΙΝΗΤΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ.....	11
4.3 ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΖΗΤΗΣΗΣ ΚΑΙ ΠΡΟΣΦΟΡΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ.....	16
5. ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΗ ΔΡΑΣΤΗΡΙΟΤΗΤΑ – ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ....	19
6. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ.....	22
6.1 ΔΕΔΟΜΕΝΑ.....	22
6.1.1 ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΑΚΙΝΗΤΩΝ.....	22
6.1.2 ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΗ.....	23
6.1.3 ΔΕΙΚΤΗΣ ΚΟΣΤΟΥΣ ΚΑΤΑΣΚΕΥΗΣ.....	24
6.1.4 ΕΠΙΤΟΚΙΟ ΣΤΕΓΑΣΤΙΚΩΝ ΔΑΝΕΙΩΝ.....	25
6.1.5 ΣΤΕΓΑΣΤΙΚΗ ΧΡΗΜΑΤΟΔΟΤΗΣΗ.....	26
6.1.6 ΠΟΣΟΣΤΟ ΑΝΕΡΓΙΑΣ.....	27
6.1.7 ΠΛΗΘΥΣΜΟΣ.....	28
6.1.8 ΑΚΑΘΑΡΙΣΤΟ ΕΓΧΩΡΙΟ ΠΡΟΪΟΝ (Α.Ε.Π).....	28
6.2 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ.....	33
6.2.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ (UNIT ROOT TEST).....	33
6.2.2 ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ DICKEY – FULLER (ADF).....	33
6.2.3 ΑΝΑΛΥΣΗ ΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ.....	34
6.2.4 ΕΠΟΧΙΚΟΤΗΤΑ ΚΑΙ ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ.....	35
6.2.5 ΠΟΛΛΑΠΛΗ ΓΡΑΜΜΙΚΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ.....	36
6.2.6 ΔΙΑΓΝΩΣΤΙΚΟΙ ΕΛΕΓΧΟΙ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ.....	38
6.2.6.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ.....	38

6.2.6.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ.....	38
6.2.6.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΚΑΝΟΝΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ.....	39
6.2.6.4 ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΜΙΚΟΤΗΤΑΣ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ.....	40
6.2.6.5 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΑΣΤΗΣΙΑΚΗΣ ΜΟΡΦΗΣ.....	40
6.2.6.6 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ....	41
6.3 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΠΟΛΛΑΠΛΗΣ ΓΡΑΜΜΙΚΗΣ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ.....	43
7. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ.....	48
8. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	49
9. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ.....	50
9.1 ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ.....	50
9.2 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟΥ ΕΛΕΓΧΟΥ DICKEY–FULLER.....	53
9.3 ΔΙΑΓΝΩΣΤΙΚΟΙ ΕΛΕΓΧΟΙ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ.....	66

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η αγορά ακινήτων, ως σημαντικό συστατικό των εθνικών οικονομιών, επηρεάζει τη συμπεριφορά των μακροοικονομικών μεταβλητών τόσο στο άμεσο, όσο και στο ευρύτερο μέλλον. Αυτή επίσης έχει ένα προεξέχοντα ρόλο στην μικροοικονομική θεωρία, αφού η κατοικία αποτελεί το σημαντικότερο περιουσιακό στοιχείο στο χαρτοφυλάκιο των νοικοκυριών. Γίνεται αντιληπτό λοιπόν πως η αγορά ακινήτων επηρεάζει όλο το φάσμα της οικονομίας (μακροοικονομία – μικροοικονομία) μιας χώρας.

Ο κλάδος της κτηματαγοράς και της ακίνητης περιουσίας περιλαμβάνει ένα ευρύ φάσμα δραστηριοτήτων και επιχειρήσεων, γεγονός που καθιστά σε πολλές περιπτώσεις δυσδιάκριτα τα όρια κατηγοριοποίησης και οριοθέτησης των εμπλεκόμενων παραγόντων και φορέων. Σκοπός της παρούσας μεταπτυχιακής εργασίας αποτέλεσε η μελέτη της αγοράς ακινήτων στην Ελλάδα και πιο συγκεκριμένα ο δείκτης τιμών ακινήτων όπως αυτός εκδίδεται από την Τράπεζα της Ελλάδος και οι παράγοντες που αυτός επηρεάζεται.

Στην προσπάθεια να βρεθούν οι προσδιοριστικοί παράγοντες που ασκούν τη μεγαλύτερη επίδραση στην αγορά των ακινήτων και την αλληλεπίδραση μεταξύ αυτών, ερευνήθηκε η σημασία της κτηματαγοράς σε μακροοικονομικό επίπεδο, έγινε αναφορά στη διεθνή κυρίως και εγχώρια βιβλιογραφία και ερευνητική δραστηριότητα και ακολούθησε η θεωρητική και εμπειρική ανάλυση των παραγόντων που επηρεάζουν τον δείκτη τιμών των ακινήτων στον Ελληνικό χώρο.

2. ΑΓΟΡΑ ΑΚΙΝΗΤΩΝ ΚΑΙ ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΑ

Λαμβάνοντας υπόψη την παγκόσμια αλλά και εγχώρια οικονομική κρίση που διανύουμε σήμερα παρατηρείται πως οι κρίσεις που συνέβησαν στο παρελθόν σε πολλές χώρες λόγω της εντυπωσιακής ανάπτυξης και πτώσης των τιμών ακινήτων κυρίως κατά τις δεκαετίες του 80 και του 90 δεν αύξησαν καθόλου την επίγνωση που έχουν οι αγορές σχετικά με τους δεσμούς που υπάρχουν μεταξύ αγορών ακινήτων και μακροοικονομίας. Σκοπός του παρόντος κεφαλαίου, αφού θα υπάρξει μία επεξήγηση σχετικά με το όρο μακροοικονομία, είναι να εξεταστεί ο τρόπος με τον οποίο η άνοδος και η πτώση των τιμών των ακινήτων επηρεάζουν ολόκληρη την οικονομία.

Η μακροοικονομία ασχολείται με τη συμπεριφορά ολόκληρης της οικονομίας σε εθνικό ή παγκόσμιο επίπεδο, ερευνά τα αίτια και τις επιπτώσεις σε περιόδους ανάπτυξης και ύφεσης, ποσοστά πληθωρισμού, ανεργίας και ανάπτυξης, αλλαγές στο ισοζύγιο πληρωμών, συναλλαγματικές ισοτιμίες και τους προσδιοριστικούς παράγοντες καθορισμού του εθνικού προϊόντος. Η θεμελιώδης προσέγγισή της μπορεί να πραγματοποιηθεί μέσω του διαχωρισμού σε τρεις απλοποιημένες κατηγορίες αγορών: αγορά αγαθών, αγορά εργασίας και κεφαλαιακή αγορά. Η αγορά ακινήτων περιλαμβάνεται σε δύο από αυτές τις κατηγορίες: την αγορά αγαθών και την κεφαλαιακή αγορά. Αυτή περιλαμβάνεται στην αγορά αγαθών υπό δύο έννοιες: α) είναι μέρος του κεφαλαίου που χρησιμοποιούν οι επιχειρήσεις στην παραγωγή των αγαθών και των υπηρεσιών που προσφέρουν και β) επενδύοντας σε ακίνητα βραχυχρόνια αυξάνεται η ζήτηση στην αγορά αγαθών.

Η κυκλική ροή εισοδήματος σε μια οικονομία μας δείχνει ότι οι βασικοί συντελεστές παραγωγής (εργασία, κεφάλαιο, φυσικοί πόροι και επιχειρηματικότητα) αποζημιώνονται για τη συμμετοχή τους στη παραγωγική διαδικασία με μισθούς, τόκους, έγγειους προσόδους και κέρδη. Αυτές οι αμοιβές στη συνέχεια άμεσα ή έμμεσα ξοδεύονται από τους κατόχους τους. Έτσι το Εθνικό Εισόδημα ενός κράτους μπορεί να θεωρηθεί ως η συνολική Παραγωγή στην οικονομία ή συνολική Δαπάνη. Η συνολική προσφορά σε μια δεδομένη στιγμή είναι η παραγωγή σε μια οικονομία, ενώ η συνολική ζήτηση θεωρείται ότι μπορεί να αποτιμηθεί μετρώντας διαφορετικά είδη δαπανών. Με βάση την ταυτότητα του εθνικού εισοδήματος έχουμε:

$$Y \equiv C + I + G + NX, \text{ όπου}$$

Y = εθνικό εισόδημα,

C = ιδιωτική κατανάλωση,

I = επένδυση,

G = δημόσια δαπάνη και

NX = καθαρές εξαγωγές.

Η επένδυση και το ποσοστό συμμετοχής της στον προσδιορισμό του εθνικού εισοδήματος είναι πολύ σημαντικό καθώς τείνει να αυξομειώνεται πολύ περισσότερο από ότι η ιδιωτική κατανάλωση και οι δημόσιες δαπάνες και έχει δυσανάλογα αποτελέσματα σύμφωνα με το μέγεθος της στους κύκλους της οικονομικής δραστηριότητας.

Μια μεγάλη ποσοστιαία αύξηση ή μείωση της ιδιωτικής επένδυσης μπορεί να προκαλέσει από μεγάλους ρυθμούς ανάπτυξης μέχρι μεγάλες περιόδους ύφεσης σε μια οικονομία. Καθώς οι επενδύσεις σε ακίνητα καλύπτουν ένα μεγάλο μέρος της ιδιωτικής επένδυσης γίνεται διερεύνηση για το πώς η άνοδος ή πτώση στις επενδύσεις στην αγορά των ακινήτων και

ταυτόχρονα η άνοδος και η πτώση στις τιμές των ακινήτων επηρεάζουν ολόκληρη την οικονομία. Αλματώδης άνοδος στις τιμές των ακινήτων σημαίνει τις περισσότερες φορές ύπαρξη φούσκας στις τιμές αυτών. Ως “φούσκα” γενικά ορίζεται η περίπτωση κατά την οποία οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων υπερβαίνουν τη θεμελιώδη τους αξία κατά ένα προφανώς μεγάλο περιθώριο. Ειδικότερα, οι Case and Wachter (2005) ορίζουν ως “φούσκα” στις τιμές των κατοικιών μια αύξηση των τιμών τους που βασίζεται αποκλειστικά στις προσδοκίες ότι η αύξηση αυτή των τιμών θα συνεχιστεί στο μέλλον, χωρίς αυτό να δικαιολογείται από τη μεταβολή στα θεμελιώδη μεγέθη, όπως είναι η αξία των υπηρεσιών στέγασης και το κόστος χρηματοδότησης.

Τα αίτια που οδηγούν συνήθως σε φούσκες στις τιμές των ακινήτων είναι χαμηλά επιτόκια, χαλαρά κριτήρια δανειοδότησης και η είσοδος πάρα πολλών κερδοσκόπων στην αγορά. Στο τελικό στάδιο τα ακίνητα χαρακτηρίζονται συνήθως από ταχύτατες αυξήσεις στις τιμές τους, πολύ μεγαλύτερες από τις αυξήσεις στο εισόδημα των νοικοκυριών μέχρι να φτάσουν σε επίπεδα τα οποία το εισοδημά των νοικοκυριών δεν μπορεί να τα διατηρήσει καθώς και οι αποδόσεις από τα ενοίκια σε περίπτωση επένδυσης σε ακίνητα είναι πολύ χαμηλές. Αυτό που ακολουθεί συνήθως είναι πτώση των τιμών των ακινήτων με αποτέλεσμα πολλοί ιδιοκτήτες να βρίσκουν τον εαυτό τους με αρνητική καθαρή θέση, καθώς το υπόλοιπο του δανείου που πήραν για την αποπληρωμή του ακινήτου που αγόρασαν είναι πολύ μεγαλύτερο από την τιμή του ακινήτου στην αγορά. Έτσι πολλοί δανειολήπτες επιλέγουν να μην αποπληρώσουν τα χρέη τους με αποτέλεσμα οι ζημιές του τραπεζικού τομέα να εκτοξεύονται στα ύψη.

Με τη σειρά τους οι τράπεζες για να αντιμετωπίσουν τις απώλειες που έχουν, από την μη αποπληρωμή των δανείων που έχουν δώσει, προσπαθούν να βρουν τρόπους για να τις αντισταθμίσουν. Ένας τρόπος είναι αυξάνοντας το περιθώριο κέρδους τους με αύξηση των επιτοκίων των δανείων που χορηγούν και ταυτόχρονη μείωση των επιτοκίων που δίνουν για καταθέσεις. Ως αποτέλεσμα η πλευρά των περιουσιακών στοιχείων των τραπεζών θα αυξηθεί και ταυτόχρονα θα αυξηθούν και τα κέρδη τους. Ένας άλλος τρόπος είναι με έκδοση νέων μετοχών, αλλά αυτός ο τρόπος σπάνια επιτυγχάνει εκτός και αν οι τράπεζες είναι σίγουρες ότι μπορούν να υπολογίσουν καλύτερα τα μη εξυπηρετούμενα δάνεια τους στο μέλλον. Ένας τρίτος τρόπος είναι η αύξηση των επιτοκίων μόνο σε όσους δανειολήπτες κρίνονται ως επισφαλείς. Σε κάθε περίπτωση όμως οι εταιρίες και οι ιδιώτες αντιμετωπίζουν υψηλότερα κόστη δανεισμού και η καθαρή πρόσοδος που λαμβάνουν οι καταθέτες από τις τράπεζες μειώνεται. Έτσι με αυξημένο το κόστος κεφαλαίου και μειωμένο το εισόδημα που έχουν στη διάθεση τους οι ιδιώτες και οι επιχειρήσεις μειώνεται η ιδιωτική επένδυση και το τελικό παραγόμενο προϊόν στην οικονομία. Επιπλέον η αύξηση στο κόστος δανεισμού μειώνει την αξία που έχουν στην κατοχή τους τα νοικοκυριά από την ιδιοκτησία ακινήτων και μειώνει και την κατανάλωση τους με αποτέλεσμα να μειώνεται η ζήτηση στην αγορά. Η μείωση στη ζήτηση θα είναι τόσο μεγαλύτερη όσο ήταν το ποσοστό των δανείων στην αγορά ακινήτων σε σχέση με τα ίδια κεφάλαια που επενδύθηκαν.

3. ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΑΓΟΡΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ

Η ζήτηση για ακίνητα επηρεάζεται από ποιοτικούς και ποσοτικούς παράγοντες και σχετίζεται άμεσα με την πορεία της οικονομίας, τα δημογραφικά στοιχεία της χώρας, τη διαθεσιμότητα κεφαλαίων, τις εισοδηματικές εξελίξεις, την οικοδομική δραστηριότητα, το φορολογικό καθεστώς, το κόστος χρηματοδότησης, τις αποδόσεις των επενδύσεων σε ακίνητα, τις προσδοκίες των νοικοκυριών για την εξέλιξη των τιμών και αρκετές ακόμη παραμέτρους. Οι παράγοντες αυτοί είναι αλυσιδωτά εξαρτώμενοι και παρακάτω γίνεται μια προσπάθεια ταξινόμησης αυτών σε βασικές κατηγορίες, οι οποίες είναι :

α) Η γενική οικονομική κατάσταση και τα οικονομικά δεδομένα

Η ανάλυση γίνεται μέσω παραδείγματος μια διεθνούς ναυτιλιακής κρίσης η οποία και επηρεάζει τις αγορές ακινήτων περιοχών στις οποίες εγκαθίστανται οι ναυτιλιακές επιχειρήσεις. Επίσης, ο τουρισμός επηρεάζεται από μια διεθνή οικονομική κατάσταση και οι μεταβολές του επιδρούν ανάλογα στην πρόσοδο άρα και στην αγορά ακινήτων. Ακόμη, ενδεχόμενες διακυμάνσεις στις χρηματαγορές (τοπικά και διεθνώς) και στις αγορές κεφαλαίου γενικά, έχουν άμεσο αντίκτυπο και στην αγορά ακινήτων, είτε με τη στροφή επενδυτών προς αυτήν (σε περιόδους πτώσης), είτε αντιθέτως.

β) Ο βαθμός οικονομικής ανάπτυξης

Σε μια αναπτυσσόμενη κοινωνία ο τριτογενής τομέας δεν είναι πολύ αναπτυγμένος και οι αξίες εξαρτώνται από το βαθμό ανάπτυξης. Η ποσοτική αύξηση του αστικού χώρου είναι αναγκαία. Οι διαφοροποιήσεις, που εμφανίζονται, είναι ποσοτικές ως προς τη “μονάδα αστικής εξυπηρέτησης” με λίγες ποιοτικές βελτιώσεις. Αντίθετα σε μια ανεπτυγμένη οικονομία, πέρα των ανωτέρω στοιχείων, περιλαμβάνεται και η ανανέωση του αστικού χώρου. Λόγω δε της βελτίωσης της κατανομής των εισοδημάτων αναπτύσσεται ο παράγων “ποιότητα”, που οδηγεί στην ένταση της οικονομικής δραστηριότητας για κατασκευές σύγχρονων ακινήτων, τα οποία καλύπτουν την αυξανόμενη ζήτηση ενός αυξανόμενου πληθυσμού, με αυξημένο βιοτικό επίπεδο, το οποίο συναρτάται και με τη γενική αλληλεξάρτηση των τιμών των αγαθών και των αμοιβών των συντελεστών παραγωγής.

γ) Η οικονομική πολιτική

Αυτή καθορίζει τα οικονομικά χαρακτηριστικά, τη δομή της απασχόλησης, την ανεργία, την ανάπτυξη της βιομηχανίας, του εμπορίου, των μεταφορών. Το κράτος συχνά αντιμετωπίζει τα ακίνητα ως μοχλό αναθέρμανσης ή αποθέρμανσης της οικονομίας. Η αγορά κατοικίας επιδρά στον τρόπο μετάδοσης της νομισματικής πολιτικής τόσο μέσω της ζήτησης όσο και μέσω της προσφοράς χορηγήσεων. Μια αύξηση των επιτοκίων παρέμβασης των νομισματικών αρχών μεταφέρεται άμεσα στα επιτόκια των νέων στεγαστικών δανείων και στη συνέχεια στα επιτόκια των παλαιών δανείων, που έχουν συναφθεί με κυμαινόμενο επιτόκιο. Έτσι αυξάνεται η μηνιαία επιβάρυνση του νοικοκυριού και συνεπώς μειώνεται η ζήτηση

δανείων. Συγχρόνως, μειώνεται και η προσφορά δανείων, καθώς μειώνεται η ικανότητα των δανειστών και η προθυμία τους να παρέχουν νέα δάνεια. Αυτό σημαίνει είτε αύξηση του ασφαλίστρου κινδύνου στα επιτόκια των στεγαστικών δανείων είτε ποσοτικούς περιορισμούς. Οι συνθήκες που επικρατούν στην αγορά της στεγαστικής πίστης επηρεάζουν την αποτελεσματικότητα του μηχανισμού μετάδοσης της νομισματικής πολιτικής στην πραγματική οικονομία.

δ) Το βιοτικό επίπεδο

Το εισόδημα, ως κύρια έκφραση του βιοτικού επιπέδου και η κατανομή του δημιουργούν τη δυνατότητα για κάλυψη αυξημένων αναγκών και προκαλούν τη συνακόλουθη προσαρμογή των καμπύλων προσφοράς και ζήτησης σε ποιοτικά καλύτερο και ποσοτικά μεγαλύτερο αστικό χώρο. Έτσι αυξάνεται η ποιότητα και η έκταση της μέσης ζητούμενης επιφάνειας, π.χ. για κατοικία, προκειμένου να καλυφθούν οι σύγχρονες ανάγκες. Οι υπάρχουσες κατοικίες μικρότερης επιφάνειας έχουν πρόσθετη απώλεια αξίας (φυσική φθορά, τρόπος κατασκευής) εκ του λόγου αυτού και κυρίως λόγω περιορισμού της ζήτησης.

ε) Η οικονομική δραστηριότητα

Αυτή και τα διαφορετικά επίπεδα επενδύσεων κεφαλαίου διαφοροποιούν την παραγωγικότητα του αστικού χώρου και επηρεάζουν τις τιμές. Η διαφοροποίηση στο επίπεδο και την ποιότητα των επενδύσεων υποδομής και η διαφοροποίηση στην ένταση κεφαλαίου πρέπει να έχουν ένα ορθολογικό συνδυασμό άμεσο και μακροχρόνιο. Εξ άλλου το ύψος της χρηματοδότησης για κατασκευές ακινήτων και οι εναλλακτικές δυνατότητες επενδύσεων παίζουν ένα σημαντικό ρόλο.

στ) Η φορολογία ακινήτων

Το κόστος μεταβίβασης και οι ειδικές φορολογικές επιβαρύνσεις ή τα “τεκμήρια”, που αφορούν στα ακίνητα, επηρεάζουν τις τιμές και για το λόγο αυτόν η μορφή τους πρέπει να μη δημιουργεί καταστάσεις ανισορροπίας. Αυτό σημαίνει ότι η φορολογία πρέπει να είναι διαχρονικά σταθερή ή ομαλά εξελισσόμενη. Νόμοι που δεν έχουν επιτυχή λειτουργία δημιουργούν εθισμό στους ιδιοκτήτες να συμβάλλουν στην αποτυχία άλλων μέτρων, που η λειτουργία τους είναι αναγκαία.

ζ) Το κόστος κατασκευής

Αυτό εξαρτάται από ένα πλήθος επί μέρους παραγόντων, που σχετίζονται τόσο με τις παραμέτρους της “οικονομίας μεγέθους” (όπως τιμές υλικών), όσο και με στοιχεία της “εξωτερικής οικονομίας μεγέθους” (τιμές άλλων αγαθών). Επίσης γίνεται φανερό, ότι το κόστος κατασκευής αλλάζει χωρικά λόγω διαφορετικών συνθηκών, π.χ. στα διάφορα διαμερίσματα της χώρας. Σημαντικό επίσης είναι ότι το κόστος αυτό διαφοροποιείται και διαχρονικά με την επίδραση άλλων παραγόντων, όπως για παράδειγμα οι αλλαγές στη νομοθεσία. Για τη διευκόλυνση της παρακολούθησης των

μεταβολών του κόστους κατασκευής διαμορφώνεται περιοδικά ο “δείκτης τιμών κόστους κατασκευής”.

η) Η πρόσοδος των ακινήτων

Η έννοια της προσόδου προσδιορίζεται από το άθροισμα των καθαρών εσόδων, που λαμβάνονται περιοδικά από ένα ακίνητο και τα οποία προσδιορίζουν ένα επιτόκιο επιστροφών σε σχέση με τη αξία του ακινήτου. Η πρόσοδος συνδέεται αμφιμονοσήμαντα με την αξία επειδή εξαρτάται από αυτήν και αντίστροφα την προσδιορίζει. Για τον λόγο αυτόν η γνώση της προσόδου αποτελεί ένα βασικό στοιχείο στον προσδιορισμό της αγοράς ακινήτων. Σε περιπτώσεις μονοπωλιακών φαινομένων της αγοράς ακινήτων δημιουργείται η έννοια της διαφορικής προσόδου, η οποία εκφράζει την πρόσθετη αύξηση εκ του χαρακτήρα αυτού της αγοράς. Και στην περίπτωση αυτή δεν πρέπει να λαμβάνονται μέτρα, που δημιουργούν καταστάσεις ανισορροπίας, όπως μπορεί να συμβεί π.χ. με τα μέτρα ελέγχου των μισθώσεων των ακινήτων.

θ) Τα επιτόκια ομολόγων

Η αγορά ενός ακινήτου για την κάλυψη των αναγκών, ταυτόχρονα είναι και μια επενδυτική πράξη. Επομένως ο αγοραστής είναι ένας επενδυτής ή αλλιώς κάθε ακίνητο ως κεφαλαιουχικό αγαθό συνδέεται με διάφορες οικονομικές έννοιες, όπως το επιτόκιο που θα κέρδιζε ο επενδυτής αν επένδυε τα χρήματα του σε κάποια άλλη επένδυση. Στην περίπτωση της ιδιοκατοίκησης, το ενοίκιο αντιπροσωπεύει το κόστος ευκαιρίας της ιδιοκατοίκησης. Όπως η τιμή ενός ομολόγου αντανakλά τις προεξοφλημένες μελλοντικές πληρωμές του, έτσι και η τιμή ενός ακινήτου αντανakλά τα προεξοφλημένα μελλοντικά ενοίκια.

4. ΔΙΕΘΝΗΣ ΚΑΙ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΑΓΟΡΑ ΑΚΙΝΗΤΩΝ

4.1 ΠΑΓΚΟΣΜΙΑ ΚΡΙΣΗ ΚΑΙ ΑΓΟΡΑ ΑΚΙΝΗΤΩΝ

Η παγκόσμια οικονομία το 2009 πέρασε τη χειρότερη ύφεση της μεταπολεμικής περιόδου. Μετά τη Μεγάλη Ύφεση της περιόδου 1929-1933, ποτέ η υφήλιος ως σύνολο δεν αντιμετώπισε τόσο μεγάλη μέση αρνητική ανάπτυξη. Η κρίση επηρεάζει όλες ανεξαιρέτως τις χώρες, πλούσιες και φτωχές, με ανοικτές ή σχετικά πιο κλειστές οικονομίες όπως η ελληνική, χώρες που στο παρελθόν ακολούθησαν είτε επεκτατική, είτε περιοριστική δημοσιονομική πολιτική, αυτές που συμμετείχαν στο διεθνές επιχειρηματικό “πάρτι” της περιόδου 2002-2007, αλλά και όσες έδιναν ιδιαίτερη έμφαση στον άνθρωπο και την κοινωνική πολιτική. Καμία χώρα δεν αποφεύγει την ανώμαλη προσγείωση της οικονομίας της.

Πολλοί παράγοντες κρύβονται πίσω από την οικονομική κρίση, αλλά πρωταγωνιστικό ρόλο στο ξεκίνημά της είχε η αγορά κατοικίας και οι χρηματοοικονομικές υπηρεσίες που την πλαισιώνουν. Συγκεκριμένα, η κρίση έχει τις ρίζες της στην τεράστια αύξηση της αξίας των ακινήτων στις ΗΠΑ και σε άλλες χώρες, η οποία μετά την πάροδο ετών αντιστράφηκε και πυροδότησε την κρίση. Στις ΗΠΑ, οι αξίες των κατοικιών αυξήθηκαν μέσω του δανεισμού των νοικοκυριών και μάλιστα πολλές φορές με δάνεια στα οποία οι δανειζόμενοι πλήρωναν αρχικά μόνο τον τόκο ή χωρίς οι τράπεζες να έχουν πλήρεις εξασφαλίσεις. Οι τράπεζες δεν έδειξαν εγκράτεια. Τιτλοποιούσαν και πωλούσαν σε τρίτους τα δάνεια. Οι δε τιτλοποιήσεις των στεγαστικών δανείων ξεπέρασαν την παραδοσιακή τους απλή διάρθρωση και πήραν τη μορφή πολύπλοκων και αδιαφανών δομημένων ομολόγων, ενώ πολλές έγιναν μέσω μη κρατικών φορέων. Οι επενδυτές αφήφησαν τον κίνδυνο, είτε από άγνοια είτε από απληστία, είτε από λάθος εκτίμηση, είτε επειδή βασίστηκαν στις λανθασμένες βαθμολογήσεις των δομημένων ομολόγων από τους οίκους αξιολόγησης.

Η υπερβολική επιδίωξη κερδών στο χρηματοοικονομικό χώρο, σε συνδυασμό με την απουσία της κατάλληλης εποπτείας της πολιτείας και των φορέων της, οδήγησε σε παρακινδυνευμένες επενδύσεις. Πολλές χρηματοοικονομικές επενδύσεις, ιδίως από φορείς εκτός του παραδοσιακού τραπεζικού συστήματος, έγιναν με λιγοστά ίδια κεφάλαια και υψηλό βραχυχρόνιο δανεισμό. Η υψηλή αυτή μόχλευση επεξέτεινε την κρίση πέραν της αγοράς κατοικίας. Το παγκόσμιο χρηματοπιστωτικό σύστημα έφθασε στα άκρα της καινοτομίας, αλλά και της υπερβολής. Οδήγησε σε μια παγκόσμια κατανομή κεφαλαίων, που παρέκκλιε σημαντικά από την άριστη. Στο τέταρτο τρίμηνο του 2008 το χρηματοπιστωτικό σύστημα κινδύνευσε με πλήρη κατάρρευση. Ο κίνδυνος αποσοβήθηκε με τη δραστική παρέμβαση των αρχών, με κρατικοποιήσεις τραπεζών, με πακέτα διάσωσης τους, με την αναβάθμιση του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου και τη χρηματοδότησή του από τις G-20, καθώς και με μια δυναμική επεκτατική νομισματική και δημοσιονομική πολιτική. Συγχρόνως όμως, η συνεχιζόμενη αναγκαστική απομόχλευση του χρηματοπιστωτικού τομέα στερεί πιστώσεις από την πραγματική οικονομία και την οδηγεί σε περίοδο υποτονικής ανάπτυξης.

Η κρίση έκανε άμεσα αντιληπτή τη σημασία της κατοικίας για μια οικονομία. Η αγορά κατοικίας δεν επηρεάζει μόνον τον οικονομικό κύκλο, αλλά και τη σταθερότητα του χρηματοπιστωτικού συστήματος. Οι εποπτικές

αρχές σε όλο τον κόσμο θα πρέπει εφεξής να έχουν αμεσότερη γνώση της συγκεκριμένης αγοράς, καθώς και των χρηματοοικονομικών εργαλείων που την πλαισιώνουν. Η Τράπεζα της Ελλάδος λοιπόν σωστά αποφασίζει σήμερα να αναβαθμίσει την εποπτεία της στο χώρο των ακινήτων. Για να μπορέσει να εκπληρώσει το ρόλο της, θα πρέπει να διαθέτει αξιόπιστα στοιχεία για τις τιμές των ακινήτων, τον όγκο της οικοδομής, το απόθεμα των αδιάθετων κατοικιών και εμπορικών ακινήτων, καθώς και το μεταβαλλόμενο μέγεθος της παραοικονομίας στο χώρο. Γενικότερα, στη χώρα μας υπάρχει έλλειψη αξιόπιστων στοιχείων για πλήθος οικονομικών δραστηριοτήτων, με αποτέλεσμα η οικονομική πολιτική να μη μπορεί να στηθεί σε στέρεες βάσεις και στην πλήρη γνώση του παρόντος.

4.2 ΑΓΟΡΑ ΑΚΙΝΗΤΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

Η ελληνική αγορά ακινήτων έχει εισέλθει σε τροχιά ύφεσης από το τέλος του 2008 και εξακολουθεί να συρρικνώνεται, καθώς παραμένουν αρνητικές οι μεσοπρόθεσμες προσδοκίες. Η σημαντική αύξηση της φορολογικής επιβάρυνσης της ακίνητης περιουσίας τα τελευταία έτη και κυρίως το ασταθές οικονομικό περιβάλλον της χώρας, αλλά και οι περιορισμοί από την πλευρά της τραπεζικής χρηματοδότησης, έχουν σημαντικό αντίκτυπο στην ελληνική κτηματαγορά, εντείνοντας την ύφεση και δυσχεραίνοντας ακόμη περισσότερο την ανάκαμψή της.

Δείκτες	Μέση ετήσια εικοποσοστιαία μεταβολή					
	2007	2008	2009	2010	2011	2012
1. Δείκτες τιμών κατοικιών (ΤΤΕ) και εννοιών (ΕΛΣΤΑΤ)						
1.1 Δείκτες τιμών κατοικιών ¹						
α. Σύνολο δικαιωμάτων (επιχειρήσια)	5,9	1,7	-3,7	-4,7	-5,4	-11,7 (γ' τετρίμ.)
α1. Κατά παλαιότητα						
α. Νέα (έως 5 ετών)	7,2	2,3	-2,0	-4,2	-4,9	-13,5 (γ' τετρίμ.)
β. Παλαιά (άνω των 5 ετών)	5,2	1,3	-4,8	-5,0	-5,7	-10,5 (γ' τετρίμ.)
α2. Κατά γεωγραφική περιοχή: Σύνολο						
α. Αθήνα	6,2	0,9	-4,6	-3,2	-6,4	-12,3 (γ' τετρίμ.)
β. Θεσσαλονίκη	7,0	1,5	-6,0	-7,4	-6,9	-10,6 (γ' τετρίμ.)
γ. Άλλες μεγάλες πόλεις	6,3	1,8	-2,7	-5,3	-4,0	-10,1 (γ' τετρίμ.)
δ. Λοιπές περιοχές	4,6	3,3	-1,9	-5,8	-4,2	-12,4 (γ' τετρίμ.)
α2.1 Κατά γεωγραφική περιοχή: Νέα (έως 5 ετών)						
α. Αθήνα	9,6	0,0	-3,5	-2,7	-6,6	-14,8 (γ' τετρίμ.)
β. Θεσσαλονίκη	3,7	3,5	-5,3	-6,8	-8,1	-15,4 (γ' τετρίμ.)
γ. Άλλες μεγάλες πόλεις	7,8	2,4	-2,1	-4,3	-3,0	-12,1 (γ' τετρίμ.)
δ. Λοιπές περιοχές	4,1	5,4	1,0	-5,7	-3,4	-12,4 (γ' τετρίμ.)
α2.2 Κατά γεωγραφική περιοχή: Παλαιά (άνω των 5 ετών)						
α. Αθήνα	4,5	1,4	-5,2	-3,5	-6,3	-11,0 (γ' τετρίμ.)
β. Θεσσαλονίκη	8,4	0,6	-6,3	-7,6	-6,3	-8,5 (γ' τετρίμ.)
γ. Άλλες μεγάλες πόλεις	5,3	1,4	-3,2	-6,1	-4,8	-8,5 (γ' τετρίμ.)
δ. Λοιπές περιοχές	5,0	1,4	-4,4	-5,9	-5,0	-12,4 (γ' τετρίμ.)
1.2 Δείκτες τιμών κατοικιών στις αστικές περιοχές εκτός Αθήνας ²	3,8	2,6	-2,9	-6,7	-7,5	-11,3 (β' τετρίμ.)
1.3 Δείκτης τιμών εννοιών	4,5	3,9	3,6	2,4	0,8	-1,7 (10μηνο)
1.4 Λόγος δείκτη τιμών κατοικιών προς δείκτη εννοιών (2007=100) ³	100,0	97,9	91,0	84,7	79,4	71,4 (γ' τετρίμ.)
2. Δείκτες συναλλαγών ακινήτων						
2.1 Δείκτες συναλλαγών οικιστικών ακινήτων με τη διαμεσολάβηση των ΝΧΙ (ΤΤΕ) ¹						
α. Αριθμός συναλλαγών	36,8	-21,7	-35,7	-0,2	-42,9	-48,7 (γ' τετρίμ.)
β. Όγκος συναλλαγών (σε τετραγωνικά μέτρα)	36,6	-23,5	-38,9	-0,1	-40,0	-46,9 (γ' τετρίμ.)
γ. Αξία συναλλαγών	41,1	-20,0	-40,0	-6,2	-39,8	-52,3 (γ' τετρίμ.)
2.2 Δείκτες συμβολαίων αγοραπωλησίας ακινήτων με παράσταση διαγύρου: Αθήνα (ΑΣΑ)						
α. Αριθμός συμβολαίων	1,4	-10,0	-18,0	-16,3	-34,1	-43,2 (9μηνο)
β. Αξία συμβολαίων	12,5	-2,3	-28,3	-20,8	-43,0	-43,9 (9μηνο)
2.3 Αριθμός μεταγυρεμένων συμβολαίων αγοραπωλησίας οικιστικών ακινήτων στο υποθηκοφυλακείο Αθηνών	-	-	-	-15,5	-30,5	-43,0 (9μηνο)

Πηγές: Τράπεζα της Ελλάδος (ΤΤΕ), Ελληνική Στατιστική Αρχή (ΕΛΣΤΑΤ), Αστυνομικός Σύλλογος Αθηνών (ΑΣΑ), Ίδρυμα Οικονομικών & Βιομηχανικών Ερευνών (ΙΟΒΕ), Υποθηκοφυλακείο Αθηνών.

1 Οι δείκτες αποβασίζονται στις εκτιμήσεις των μηχανοκίνητων αρμόδιων υπηρεσιών των πιστωτικών ιδρυμάτων σχετικά με την αξία και τα ποιοτικά χαρακτηριστικά των οικιστικών ακινήτων τα οποία αποτελούν αντικείμενο χρηματοδότησης ή εξαγοράς χρηρηστούμενων από τα πιστωτικά ιδρύματα δανείων. Μέρους των εκτιμήσεων αυτών είναι πιθανόν να μη συνδέεται με αγοραπωλησία οικιστικών ακινήτων, αλλά να αφορά επαναδιαπραγμάτευση υφιστάμενων δανείων, εγγραφή εξασφαλίσεων (επί ακινήτων) για μη στεγαστικά δάνεια, μεταφορά οφειλών πελατών από μία τράπεζα σε άλλη κ.ά.

2 Στο χρέος που συλλέγουν τα υποκαταστήματα της ΤΤΕ, κυρίως από μεσοτικά γραφεία.

3 Απολύτως τιμές.

Πίνακας (4.1)

Δείκτες	Μόνη ετήσια εκατοστιαία μεταβολή					
	2007	2008	2009	2010	2011	2012
3. Άλλοι βραχυχρόνιοι δείκτες						
3.1 Δείκτης κόστους κατασκευής (νέων κτιρίων) κατοικιών (ΕΛΣΤΑΤ)	4,6	5,1	-0,3	1,8	1,0	-0,1 (γ' τριμ.)
3.2 Όγκος ιδιωτικής οικοδομικής δραστηριότητας (ΕΛΣΤΑΤ, σε κβιβάμετρα)	-5,8	-17,3	-26,5	-23,7	-37,7	-23,0 (8μηνο)
3.3 Δείκτης παραγωγής στις κατασκευές (ΕΛΣΤΑΤ)	14,3	7,8	-17,5	-29,2	-28,7	-28,6 (β' τριμ.)
3.4 Παραγωγή τιμέντου (ΕΛΣΤΑΤ)	-9,2	-3,1	-21,4	-14,3	-37,8	-16,2 (9μηνο)
3.5 Αριθμός απασχολούμενων στις κατασκευές (ΕΛΣΤΑΤ)	8,9	0,1	-6,6	-12,7	-22,5	-18,6 (β' τριμ.)
3.6 Επενδύσεις στις κατασκευές (ΕΛΣΤΑΤ) ⁴						
α. Σύνολο κατασκευών	19,9	-21,2	-12,8	-19,2	-21,0	-17,7 (β' τριμ.)
β. Κατοικίες	25,6	-33,6	-20,7	-21,6	-18,0	-30,0 (β' τριμ.)
3.7 Δείκτης επιχειρηματικών προδοκίων στις κατασκευές (ΙΟΒΕ)						
α. Σύνολο ιδιωτικών κατασκευών	1,9	-8,4	-43,2	9,3	-18,1	-38,3 (10μηνο)
β. Μήνες εξαοκταετήσιας παραγωγής ³	16,8	17,3	15,9	12,9	11,1	9,9 (Οκτ.)
γ. Εργασίες σε σχέση με το προηγούμενο τρίμηνο ⁵	10,2	10,0	-16,1	-39,0	-52,7	-10,6 (Οκτ.)
δ. Πρόγραμμα εργασιών προς επίτευξη ⁵	-33,2	-28,8	-42,8	-63,2	-80,9	-75,8 (Οκτ.)
ε. Προδοκίες απασχόλησης για τους 3-4 προεχέζ μήνες ⁵	9,6	10,4	-32,1	-46,4	-53,8	-13,1 (Οκτ.)
3.8 Χρηματοδότηση αγοράς ακινήτων από τα εγχώρια ΝΧΙ (ΤτΕ) ⁶						
α. Υπόλοιπο δανείων προς τα νοικοκυριά	22,2	12,6	3,1	-1,2	-3,9	-4,2 (Σεπτ.)
β. Υπόλοιπο στεγαστικών δανείων προς τα νοικοκυριά	21,5	11,2	3,7	-0,3	-2,9	-3,7 (Σεπτ.)
3.9 Ποσοστό δανείων σε καθυστέρηση (ΤτΕ) ⁶						
α. Σύνολο	4,5	5,0	7,7	10,4	15,9	21,4 (β' τριμ.)
β. Στεγαστικά	3,6	5,3	7,4	10,0	15,0	19,9 (β' τριμ.)

Πηγές: Τράπεζα της Ελλάδος (ΤτΕ), Ελληνική Στατιστική Αρχή (ΕΛΣΤΑΤ), Διοικητικός Σύλλογος Αθηνών (ΔΣΑ), Τμήμα Οικονομικών & Βιομηχανικών Ερευνών (ΙΟΒΕ), Υποθηκορρύθμιση Αθηνών.

3 Απόλυτες τιμές.
4 Σταθερές τιμές.
5 Διαφορά σταθμασμένων ποσοστών θετικών και αρνητικών απαντήσεων.
6 Στοιχεία τέλους περιόδου.

Πίνακας (4.2)

Στους παραπάνω πίνακες παρατίθενται μια σύνοψη των κυριότερων βραχυχρόνιων δεικτών για την αγορά ακινήτων στον ελληνικό χώρο από τους οποίους οι κύριες επισημάνσεις είναι οι εξής :

- Σε όλη την περίοδο της τρέχουσας κρίσης η αγορά ακινήτων χαρακτηρίζεται από υπερβάλλουσα προσφορά, με πολύ χαμηλή ζήτηση και σημαντικό απόθεμα ακινήτων προς πώληση (ο αριθμός τους το γ' τρίμηνο του 2012 εκτιμάται περίπου στις 180.000).
- Η αποκλιμάκωση των τιμών στην αγορά των κατοικιών συνεχίστηκε με εντονότερο ρυθμό τους πρώτους εννέα μήνες του 2012. Ειδικότερα, με βάση τα στοιχεία που συγκεντρώνονται από τα πιστωτικά ιδρύματα, οι τιμές των διαμερισμάτων υποχώρησαν κατά 9,3%, 10,2% και 11,7% το α', β' και γ' τρίμηνο του 2012 αντίστοιχα, έναντι 3,7% το 2009, 4,7% το 2010 και 5,4% το 2011. Μεγαλύτερη καταγράφεται η υποχώρηση των τιμών των κατοικιών στην περίοδο της κρίσης με βάση τις πληροφορίες που συγκεντρώνονται από τα κτηματομεσιτικά γραφεία. Μάλιστα, με βάση τα στοιχεία που συλλέγουν τα υποκαταστήματα της Τράπεζας της Ελλάδος, προκύπτει ότι οι τιμές των κατοικιών στις αστικές περιοχές της χώρας (εκτός της Αθήνας) υποχώρησαν κατά 2,9% το 2009, 6,7% το 2010, 7,5% το 2011, 10,3% το α' τρίμηνο του 2012 και 11,5% το β' τρίμηνο του 2012.

όπως εκφράζεται από το διάγραμμα (4.3) των νέων οικοδομικών αδειών και προσθηκών, ενώ ανάλογη ήταν και η μείωση των επενδύσεων σε κατοικίες (-20,7%, -21,6%, -18,0% και -30,5% το 2009, το 2010, το 2011 και τους πρώτους έξι μήνες του 2012 αντίστοιχα).

- Ο αριθμός των απασχολουμένων στον κλάδο των κατασκευών μειώθηκε δραματικά τα τελευταία τρία έτη. Με βάση τα στοιχεία της Έρευνας Εργατικού Δυναμικού της ΕΛ.ΣΤΑΤ., ο συνολικός αριθμός απασχολουμένων στις κατασκευές από 399,3 χιλιάδες το β' τρίμηνο του 2008 μειώθηκε στις 213,5 χιλιάδες το β' τρίμηνο του 2012 (μείωση κατά 6,6% το 2009, 12,7% το 2010, 22,5% το 2011 και 18,3% το πρώτο εξάμηνο του 2012).
- Ο κλάδος των εμπορικών ακινήτων (γραφεία, καταστήματα, βιομηχανικά κτίρια, αποθηκευτικοί χώροι κ.λπ.) εμφανίζει περαιτέρω κάμψη τα δύο πρώτα τρίμηνα του 2012, με σημαντικές πιέσεις για επαναδιαπραγμάτευση και μείωση των ενοικίων, ιδίως σε συνοικιακά εμπορικά ακίνητα, σε αποθηκευτικούς χώρους και σε μη ανταγωνιστικά κτίρια γραφείων. Σε όλη την περίοδο της τρέχουσας κρίσης, καταγράφονται:
 - α) μειούμενη ζήτηση επαγγελματικών ακινήτων, με στροφή των επιχειρήσεων προς φθηνότερη επαγγελματική στέγη,
 - β) υπερβάλλουσα προσφορά με αύξηση των κενών εμπορικών καταστημάτων και γραφείων και
 - γ) πτωτική τάση των τιμών.Οι μεταβιβάσεις στην αγορά αυτή έχουν μειωθεί σημαντικά, ενώ έχουν αυξηθεί τα προσφερόμενα προς πώληση ή μίσθωση ακίνητα. Επιπλέον, η περιορισμένη χρηματοδότηση σε συνδυασμό με τη γενικότερη αβεβαιότητα στο οικονομικό περιβάλλον συντηρούν τη σχετική επιφυλακτικότητα ως προς την ανάπτυξη νέων επενδυτικών σχεδίων.
- Η υποχώρηση των ενοικίων και η επαναδιαπραγμάτευση μισθωτηρίων συμβολαίων των επαγγελματικών ακινήτων έχουν συμβάλει στη μείωση των ενοικίων που καταβάλλει το Δημόσιο για τη στέγαση των υπηρεσιών του. Ειδικότερα, σύμφωνα με τις εκτιμήσεις του Υπουργείου Οικονομικών, το 2011 δαπανήθηκαν συνολικά 155,8 εκατομμύρια ευρώ, που αφορούν συνολικά 2.639 συμβάσεις μίσθωσης, ενώ η αντίστοιχη δαπάνη είχε φθάσει τα 169,7 εκατ. ευρώ το 2010 και τα 178,1 εκατ. ευρώ το 2009 (μείωση κατά 8,2% το 2011 και 4,7% το 2010). Εκτιμάται πάντως ότι ακόμη υπάρχουν σημαντικά περιθώρια εξοικονόμησης πόρων για το Δημόσιο από τη μείωση της δαπάνης για μισθώματα, με τη μετεγκατάσταση υπηρεσιών του από ενοικιαζόμενα κτίρια σε ιδιόκτητα τα οποία παραμένουν αναξιοποίητα.
- Η προοπτική ανάκαμψης της αγοράς ακινήτων εξαρτάται, μεταξύ άλλων, από τη βελτίωση των προσδοκιών των επιχειρήσεων και των νοικοκυριών, τη βελτίωση των συνθηκών χρηματοδότησης από το τραπεζικό σύστημα, καθώς και από τον περιορισμό της αβεβαιότητας,

την ενίσχυση των προοπτικών ανάκαμψης της ελληνικής οικονομίας και τη μείωση της φορολογικής επιβάρυνσης των ακινήτων.

4.3 ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΖΗΤΗΣΗΣ ΚΑΙ ΠΡΟΣΦΟΡΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ

Η μειωμένη ζήτηση στην ελληνική αγορά ακινήτων αντανακλά κυρίως την αβεβαιότητα σε σχέση με τις γενικότερες προοπτικές της ελληνικής οικονομίας και την αντιμετώπιση των δημοσιονομικών και διαρθρωτικών προβλημάτων της. Συνδέεται επίσης με τις προσδοκίες των νοικοκυριών για περαιτέρω αποκλιμάκωση των τιμών των κατοικιών και κυρίως την αυξημένη αβεβαιότητά τους σχετικά με την απασχόληση και τα μελλοντικά εισοδήματα. Στη μείωση της ζήτησης εκτιμάται ότι έχει συμβάλει και η πιο προσεκτική και επιλεκτική στάση των τραπεζών κατά τη χορήγηση νέων δανείων.

Η πρόσθετη φορολογική επιβάρυνση της ακίνητης περιουσίας στη διάρκεια της τρέχουσας κρίσης έχει επιτείνει την ύφεση στην αγορά ακινήτων και έχει αποθαρρύνει σημαντικά τη σχετική ζήτηση. Πέραν της επιβάρυνσης αυτής, οι συχνές αναφορές για πρόσθετα φορολογικά μέτρα (π.χ. περί επιβολής του Φόρου Ακίνητης Περιουσίας και στα εκτός σχεδίου οικόπεδα, κτήματα και αγροτεμάχια που δεν καλλιεργούνται κ.ά.) παρατείνουν την αβεβαιότητα ως προς το φορολογικό καθεστώς των ακινήτων και δυσχεραίνουν ακόμη περισσότερο τη μελλοντική ανάκαμψη της ζήτησης που αφορά τόσο τα οικιστικά όσο και τα επαγγελματικά ακίνητα. Ειδικά, για την κατηγορία των επαγγελματικών ακινήτων, η αστάθεια του φορολογικού πλαισίου, δυσχεραίνει την κατάρτιση μακροπρόθεσμων χρηματοοικονομικών μοντέλων αξιολόγησης των επενδύσεων για την ανάπτυξη ακινήτων. Παράλληλα, η υπέρμετρη φορολόγηση οδηγεί στη συρρίκνωση των υφιστάμενων και προσδοκώμενων επιχειρηματικών αποδόσεων, σε επίπεδα, συχνά, μη βιώσιμα. Επισημαίνεται ότι η φορολογία επί των μεταβιβάσεων και των γονικών παροχών στην Ελλάδα βρίσκεται σε υψηλά επίπεδα σε σχέση με τις άλλες χώρες της Ε.Ε, ενώ εκτιμάται ότι η μείωσή της θα αύξανε την πολύ χαμηλή συχνότητα των συναλλαγών στην εγχώρια αγορά ακινήτων.

Επιπλέον, η γραφειοκρατία που χαρακτηρίζει την ελληνική κτηματαγορά (έκδοση αδειών κ.λπ.), ο μεγάλος αριθμός υποχρεωτικών από το νόμο διαδικασιών και επιβαρύνσεων (παράσταση δικηγόρων, αμοιβές συμβολαιογράφων, πιστοποιητικό μηχανικού, ενεργειακό πιστοποιητικό κ.λπ.), σε συνδυασμό με την ασάφεια των πολεοδομικών κανονισμών και τις πολλαπλές παραβάσεις του, την έλλειψη ενός σαφούς πλαισίου χωροταξικού σχεδιασμού και χρήσεων γης, αποτελούν ορισμένους ακόμη παράγοντες που αποθαρρύνουν τη ζήτηση και συχνά αποτρέπουν την ολοκλήρωση επενδυτικών συμφωνιών με ενδιαφερόμενους επενδυτές από το εξωτερικό. Οι σχετικοί δείκτες για την ευκολία ανάπτυξης επιχειρηματικών σχεδίων στον ελληνικό κατασκευαστικό κλάδο είναι χαμηλοί, το κόστος συναλλαγών είναι ιδιαίτερα υψηλό, ενώ οι δείκτες κόστους κατασκευής, και κυρίως των υλικών κατασκευής, διατηρούν θετικούς τους ρυθμούς μεταβολής τους ακόμη και στην τρέχουσα περίοδο της έντονης ύφεσης, δυσχεραίνοντας την αναθέρμανση της ζήτησης και την ανάκαμψη της κτηματαγοράς.

Η ενίσχυση της ζήτησης προϋποθέτει μια σειρά παρεμβάσεων στους τομείς της γραφειοκρατίας, των επιβαρύνσεων των πράξεων αγοραπωλησιών και της πολυπλοκότητας του υφιστάμενου θεσμικού πλαισίου. Βασικότερη παράμετρος είναι η οριστικοποίηση και εξασφάλιση ενός σταθερού συστήματος φορολογίας για τα ακίνητα. Το επίπεδο των φόρων θα πρέπει να προσαρμοστεί ώστε να ανταποκρίνεται στη φοροδοτική ικανότητα των ιδιοκτητών, ενώ ενδεχομένως η διεύρυνση της φορολογικής βάσης, με

ταυτόχρονη μείωση των υφιστάμενων συντελεστών, ειδικά στη μικρή και μεσαία ιδιοκτησία, είναι η πλέον αποδοτική, από δημοσιονομική άποψη, αντιμετώπιση.

Η πολυπλοκότητα του συστήματος μπορεί να αμβλυνθεί μέσω της θέσπισης ενός μοναδικού, ενιαίου φόρου για την ακίνητη περιουσία, ο οποίος μπορεί να διαφοροποιείται αναλόγως της χρήσης του ακινήτου. Είναι σκόπιμος ο διαχωρισμός σε ακίνητα τα οποία μπορούν να αποφέρουν εισόδημα — και τα οποία μπορούν να φορολογηθούν με υψηλότερους συντελεστές — και εκείνα τα οποία αποτελούν αναπόσπαστο τμήμα σε δραστηριότητες παραγωγής και παροχής υπηρεσιών (βιομηχανικά, αποθήκες, ξενοδοχεία κ.ά.).

Τέλος, ως προς το ζήτημα της απλοποίησης των πράξεων αγοραπωλησιών, εκτιμάται ότι τόσο ο περιορισμός των υποχρεωτικών επιβαρύνσεων, οι οποίες δρουν αποτρεπτικά χωρίς να προσθέτουν στα κρατικά έσοδα, όσο και η μείωση της φορολογίας μεταβιβάσεων και γονικών παροχών θα ενισχύσουν την πολύ χαμηλή συχνότητα των συναλλαγών στην εγχώρια αγορά ακινήτων. Επιπλέον, η αντικατάσταση των αντικειμενικών αξιών από την εμπορική αξία των ακινήτων, ιδιαίτερα υπό την παρούσα οικονομική συγκυρία, θα μπορούσε να συμβάλει ώστε αφενός να περιοριστεί η φοροδιαφυγή μέσω των αγοραπωλησιών ακινήτων και αφετέρου να λαμβάνονται υπόψη οι σημαντικές μεταβολές των αξιών που συντελούνται στην αγορά ακινήτων.

Από την πλευρά της προσφοράς, η ελληνική αγορά ακινήτων εξακολουθεί να χαρακτηρίζεται από υπερβάλλουσα προσφορά και σημαντικό απόθεμα αδιάθετων (προς πώληση) ακινήτων. Η μείωση μάλιστα της ιδιωτικής κατασκευαστικής δραστηριότητας και των επενδύσεων στην αγορά ακινήτων ήταν στην περίοδο της τρέχουσας κρίσης περίπου ανάλογη με τη μείωση του αριθμού των αγοραπωλησιών ακινήτων και για το λόγο αυτό εκτιμάται ότι διατηρήθηκε περίπου σταθερό ή αυξήθηκε ελαφρά το πλεονάζον απόθεμα ακινήτων που υπήρχε στο τέλος του 2008.

Επισημαίνεται ότι στη σχετική διατήρηση του αποθέματος των προσφερόμενων για πώληση κατοικιών έχουν συμβάλει τόσο η απαγόρευση (έως το τέλος του 2012) των πλειστηριασμών των κατοικιών που αποτελούν την πρώτη κατοικία νοικοκυριών (αντικειμενικής αξίας έως 200 χιλιάδες ευρώ), όσο και η απροθυμία των ίδιων των εμπορικών τραπεζών να πλειστηριάσουν τα ακίνητα που αποτελούν εξασφαλίσεις επισφαλών δανείων στην παρούσα φάση της έντονης ύφεσης, παρά τη σημαντική αύξηση των επισφαλών δανείων. Παράγοντες της αγοράς ακινήτων εκτιμούν ότι η απαγόρευση αυτή ίσως θα πρέπει να παραταθεί, καθώς τυχόν διάθεση μέσω πλειστηριασμών μεγάλου αριθμού ακινήτων στην παρούσα φάση της έντονης ύφεσης και του μειωμένου ενδιαφέροντος των νοικοκυριών και των επενδυτών (λόγω της αβεβαιότητας και της περιορισμένης ρευστότητας που χαρακτηρίζουν την αγορά) θα επιτείνει την κρίση στην κτηματαγορά και θα δυσχεράνει ακόμη περισσότερο την ανάκαμψή της.

Σημειώνεται επίσης ότι η επιφάνεια και ο όγκος της ιδιωτικής οικοδομικής δραστηριότητας και κυρίως η αξία των ακινήτων που μεταβιβάστηκαν στην περίοδο της τρέχουσας κρίσης μειώθηκαν με υψηλότερους ρυθμούς από ότι ο αριθμός των νέων αδειών και των αγοραπωλησιών. Αυτό ερμηνεύεται από τη διαπίστωση που προέκυψε από την έρευνα κτηματομεσιτικών γραφείων για στροφή του αγοραστικού

ενδιαφέροντος των νοικοκυριών προς παλαιότερες, μικρότερου εμβαδού και κυρίως μικρότερης αξίας κατοικίες. Το γεγονός αυτό, έως ένα βαθμό, εξηγεί και τη σχετικά μεγαλύτερη προσφορά προς πώληση ακινήτων μεγάλου εμβαδού (άνω των 200 τετραγωνικών μέτρων), τα οποία εξάλλου επιβαρύνθηκαν περισσότερο από τις πρόσφατες φορολογικές αλλαγές.

5. ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΗ ΔΡΑΣΤΗΡΙΟΤΗΤΑ - ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ

Στο παρόν κεφάλαιο γίνεται μια αναφορά μέσω άρθρων, στους παράγοντες που επηρεάζουν παγκοσμίως τις τιμές των ακινήτων, όπως αυτές μελετήθηκαν στα πλαίσια της παρούσας εργασίας.

Οι Case and Shiller (1990) χρησιμοποιώντας τριμηνιαία στοιχεία από το 1970 έως και το 1986 για τέσσερις μεγάλες πόλεις των Η.Π.Α (Ατλάντα, Σικάγο, Ντάλλας και Σαν Φραντσίσκο) στο υπόδειγμα τους διαπιστώνουν πως :

- α) η αγορά ακινήτων για τα νοικοκυριά δεν είναι μια αποτελεσματική αγορά
- β) η κίνηση των τιμών των ακινήτων για ένα χρόνο ακολουθούν την ίδια πορεία (ανοδική ή καθοδική) και για τον επόμενο χρόνο και γ) μεταβλητές όπως ο δείκτης κόστους κατασκευών προς τις τιμές , η πραγματική αύξηση εισοδήματος και η αύξηση του πληθυσμού συνδέονται με θετικό πρόσημο με τις τιμές των ακινήτων.

Οι Apergis και Rezitis (2003) αναλύουν τη δυναμική επίδραση της νομισματικής πολιτικής και τριών μακροοικονομικών μεταβλητών (επιτόκια, πληθωρισμός και απασχόληση) στις τιμές των νέων ακινήτων στην Ελλάδα. Πιο συγκεκριμένα τα δεδομένα τους είναι τριμηνιαία και αφορούν την περίοδο 1981 έως 1999. Χρησιμοποιώντας ένα διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECVAR) καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι οι τιμές των σπιτιών αντιδρούν σε συγκεκριμένες οικονομικές μεταβλητές. Τα αποτελέσματα από τις Συναρτήσεις Αιφνιδίων Αντιδράσεων δείχνουν ότι οι τιμές των ακινήτων αντιδρούν σε όλες τις μακροοικονομικές μεταβλητές υπό προϋποθέσεις. Εκφράζοντας τα αποτελέσματα της έρευνας με τη βοήθεια της ανάλυσης διακύμανσης, καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι τα μακροπρόθεσμα επιτόκια δανεισμού είναι η μεταβλητή με τη μεγαλύτερη επεξηγηματική δύναμη της διακύμανσης των τιμών των ακινήτων. Ακολουθούν ο πληθωρισμός και η απασχόληση. Η προσφορά χρήματος δεν φαίνεται να επεξηγεί κάποιο σημαντικό ποσοστό της διακύμανσης των τιμών των ακινήτων.

Ο Lee σε έρευνα που έκανε το 2009 σε οκτώ μεγάλες πόλεις της Αυστραλίας από το 1987 έως το 2007 εξέτασε την αστάθεια των τιμών των ακινήτων και τους παράγοντες που αυτή εξαρτάται. Στα συμπεράσματα της παραπάνω έρευνας συμπεριλαμβάνονται τα εξής :

- α) η αστάθεια στις τιμές των ακινήτων εμφανίζεται σε περισσότερες από τις μισές υπό εξέταση πόλεις.
- β) ασύμμετρα σοκ εμφανίστηκαν και στις οκτώ πόλεις υποδηλώνοντας πως η μεταβλητότητα των τιμών αυξάνεται περισσότερο στα κακά παρά στα καλά νέα και γ) ο πληθωρισμός δείχνει να αποτελεί την μεταβλητή με τη μεγαλύτερη στατιστική σημαντικότητα στη μεταβολή των τιμών σε εθνικό επίπεδο.

Οι Tsatsaronis και Haibin Zhu (2006), εξέτασαν τη σημασία μιας σειράς μακροοικονομικών παραγόντων που επηρεάζουν τις τιμές των κατοικιών. Το κύριο συμπέρασμα της μελέτης συνδέεται από τη μια πλευρά με την ισχυρή και μακρόχρονη σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και των ονομαστικών επιτοκίων και τιμών κατοικίας από την άλλη. Η σχέση αυτή δείχνει ότι μακρές περιόδους υψηλού πληθωρισμού που ακολουθούνται από απότομη αποκλιμάκωση της αύξησης των τιμών μπορεί, βραχυχρόνια, να συμβάλλουν στον αποσυντονισμό της σχέσης μεταξύ των τιμών των κατοικιών και των πιο μακροχρόνιων προσδιοριστικών παραγόντων της αξίας των ακινήτων. Το δεύτερο συμπέρασμα σχετίζεται με τις συνέπειες της αύξησης των τιμών κατοικίας στη χρηματοπιστωτική σταθερότητα. Η επίδραση από τις κινήσεις

των τιμών των ακινήτων στην πιστωτική επέκταση είναι μεγαλύτερη στις χώρες όπου οι πρακτικές αποτίμησης των ακινήτων βασίζονται περισσότερο στην αγορά. Οι παραπάνω ερευνητές κατέληξαν επίσης στο συμπέρασμα ότι το μεγαλύτερο ποσοστό της διακύμανσης των ακινήτων (53 % για την ακρίβεια) οφείλεται στη διακύμανση του πληθωρισμού, κυρίως λόγω του υψηλότερου κόστους δανεισμού που συνεπάγεται ο υψηλός πληθωρισμός, καθώς και της χρήσης της κατοικίας για αντιστάθμιση του οικονομικού κινδύνου από άνοδο αυτού.

Οι Zhang, Hua και Zhao (2012) στόχευσαν να ερευνήσουν τις μακροοικονομικές μεταβλητές που επηρεάζουν τις τιμές των ακινήτων στην Κίνα χρησιμοποιώντας δεδομένα για την περίοδο από 1999 έως 2010. Τόσο η γραμμική όσο και η μη γραμμική εκτίμηση αναγνώρισε ένα πλήθος μεταβλητών που επηρεάζουν την κινεζική αγορά ακινήτων με ποιο σημαντικές το επιτόκιο ενυπόθηκων δανείων, το κόστος κατασκευαστή και την πραγματική αποτελεσματική συναλλαγματική ισοτιμία. Επίσης αναλύθηκε η σχέση της νομισματικής πολιτικής στην απότομη αύξηση των τιμών ακινήτων τόσο στην Κίνα όσο και σε άλλες χώρες.

Οι Chen και Patel (1998) εξέτασαν τη δυναμική σχέση μεταξύ των τιμών των ακινήτων και πέντε μεταβλητών μεταξύ των οποίων το κατασκευαστικό κόστος και το απόθεμα των σπιτιών από την πλευρά της ζήτησης και συνολικό οικογενειακό εισόδημα, τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια δανεισμού και το δείκτη τιμών μετοχών από την πλευρά της προσφοράς στην περιοχή της Ταϊπέι στην Ταιβάν. Η μεθοδολογία στηριγμένη σε τεστ μοναδιαίας ρίζας, συνολοκλήρωσης του Johansen, τεστ αιτιότητας κατά Granger και υπόδειγμα εκτίμησης VECM (Vector Error Correction Model) οδήγησαν στο συμπέρασμα πως υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ των τιμών των ακινήτων και των πέντε μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν.

Ο Iacoviello (2000) χρησιμοποίησε ένα Structural VAR μοντέλο για να προσδιορίσει τους βασικούς μακροοικονομικούς παράγοντες που επηρεάζουν τις τιμές των ακινήτων σε πέντε Ευρωπαϊκές Χώρες (Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία Σουηδία και Ηνωμένο Βασίλειο) για τα τελευταία είκοσι πέντε χρόνια χρησιμοποιώντας τριμηνιαία στοιχεία για τις τιμές των ακινήτων, το ΑΕΠ, την κυκλοφορία του χρήματος, τον πληθωρισμό και τις διαταραχές στη ζήτηση. Τα αποτελέσματά του δείχνουν ότι μια αρνητική νομισματική διαταραχή έχει γενικά μια σημαντικά αρνητική επίδραση στις πραγματικές τιμές των ακινήτων. Επίσης σημειώνει ότι το μέγεθος της επίδρασης εξαρτάται από τις διαφορές που υπάρχουν μεταξύ των χωρών στην αγορά κατοικιών και στα χρηματοοικονομικά ιδρύματα. Τέλος συμπεραίνει ότι οι νομισματικές διαταραχές και οι διαταραχές στη ζήτηση διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο βραχυχρόνια στη διακύμανση των τιμών των κατοικιών. Γενικά η προσέγγιση αυτής της έρευνας είναι ότι οι τιμές των ακινήτων μπορούν να κατανοηθούν μέσω ενός σχετικά απλού μακροοικονομικού μοντέλου και ότι κατανοώντας τις δυναμικές τους μπορεί να δοθεί ερμηνεία σε πολλά μακροοικονομικά επεισόδια που πραγματοποιήθηκαν τα τελευταία χρόνια στην Ευρώπη.

Τέλος στην έρευνα του Dabradakis (2007) αναλύονται οι εναλλακτικοί μηχανισμοί, με τους οποίους η αγορά κατοικίας επηρεάζει την οικονομική δραστηριότητα. Στην ανάλυσή του υπογραμμίζεται ότι η σχέση αυτή είναι αμφίδρομη, καθώς η οικονομική δραστηριότητα επηρεάζει την αγορά κατοικίας που στη συνέχεια επιδρά θετικά στην οικονομική δραστηριότητα. Η βελτίωση της οικονομικής δραστηριότητας επηρεάζει θετικά τη ζήτηση για

κατοικίες. Το θετικό αυτό αποτέλεσμα δεν ισχύει όταν παράλληλα με τη βελτίωση της οικονομικής δραστηριότητας αυξάνεται και ο πληθωρισμός, καθώς στην περίπτωση αυτή αυξάνεται το κόστος λήψης στεγαστικού δανείου και επομένως μειώνεται η ζήτηση για αγορά κατοικιών.

6. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

6.1 ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Η εμπειρική ανάλυση πραγματοποιήθηκε χρησιμοποιώντας ένα οικονομετρικό μοντέλο στο οποίο εισήχθησαν τριμηνιαία δεδομένα από το 2000 έως και το 2012 για τον Ελληνικό χώρο. Η εξαρτημένη μεταβλητή που χρησιμοποιήθηκε είναι ο δείκτης τιμών ακινήτων - κατοικιών (κωδικοποίηση DTAK) και οι ανεξάρτητες, ο δείκτης τιμών καταναλωτή (κωδ. DTKAT), ο δείκτης κόστους κατασκευής (κωδ. DKKAT), το επιτόκιο στεγαστικών δανείων (κωδ. EPSTEG), η στεγαστική χρηματοδότηση σε ιδιώτες και ιδιωτικά μη κερδοσκοπικά ιδρύματα (κωδ. XRDOTHSH), το ποσοστό ανεργίας (κωδ. ANERGIA), ο πληθυσμός της Ελλάδας (κωδ. POPULATION) και το Ελληνικό Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (κωδ. AEP).

Το υπόδειγμα της παρούσας εργασίας έχει την παρακάτω μορφή :

$$DTAK=f(DTKAT, DKKAT, EPSTEG, XRDOTHSH, ANERGIA, POPULATION, AEP) \quad (6.1)$$

Παρακάτω ακολουθεί η ανάλυση για κάθε μια από τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για να καταδείξουν τους παράγοντες επηρεασμού της Ελληνικής αγοράς ακινήτων.

6.1.1 ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΑΚΙΝΗΤΩΝ - ΚΑΤΟΙΚΙΩΝ

Από τη Διεύθυνση Οικονομικών Μελετών της Τράπεζας της Ελλάδος καταρτίζεται σε τριμηνιαία βάση ο Δείκτης Τιμών Ακινήτων - Κατοικιών για το σύνολο των αστικών περιοχών της χώρας ως ο σταθμικός μέσος όρος των δεικτών της Αθήνας και των λοιπών αστικών περιοχών ή επαρχιακών πόλεων (πίνακας 6.1). Ως συντελεστής στάθμισης χρησιμοποιείται το απόθεμα (σε τετραγωνικά μέτρα) κατοικιών στις περιοχές αυτές. Ο δείκτης είναι διαθέσιμος και δημοσιεύεται σε τριμηνιαία βάση από το α' τρίμηνο του 1997 έως και το γ' τρίμηνο του 2012 και χρησιμοποιεί σαν έτος βάσης το 1997. Στην παρούσα εργασία στο οικονομετρικό μοντέλο θα εισαχθούν τα δεδομένα από το α' τρίμηνο του 2000 έως και το β' τρίμηνο του 2012 (πενήντα παρατηρήσεις).

Αστικές Περιοχές Urban Areas (1997=100)						
Έτος/Year	Τρίμηνο/Quarter				Μέσος Ετήσιος / Annual Average	(%) Μεταβολή / Change
	I	II	III	IV		
2000	132,1	135,7	138,8	144,2	137,7	10,6
2001	150,5	156,1	159,5	164,0	157,5	14,4
2002	171,5	180,3	180,7	184,9	179,3	13,9
2003	188,6	187,5	189,0	190,9	189,0	5,4
2004	190,6	191,6	193,3	198,0	193,4	2,3
2005	205,2	211,6	216,9	224,1	214,5	10,9
2006	233,3	238,8	243,6	253,4	242,3	13,0
2007	254,1	256,0	258,8	260,2	257,3	6,2
2008	260,8	261,0	261,4	261,0	261,1	1,5
2009	250,3	250,7	248,3	250,1	249,8	-4,3
2010	247,2	241,9	234,1	232,5	238,9	-4,4

2011 *	232,4	229,0	224,5	217,0	225,7	-5,5
2012 *	209,8	204,3	199,1			

Πίνακας (6.1)

6.1.2 ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΗ

Ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (Δ.Τ.Κ) έχει ως σκοπό τη μέτρηση των μεταβολών του γενικού επιπέδου των τιμών των αγαθών και υπηρεσιών ενός πρότυπου καταναλωτή του μέσου νοικοκυριού, το οποίο θεωρείται ότι παραμένει σταθερό μέχρι την επόμενη αναθεώρηση του δείκτη. Επίσης αποτελεί το πιο ευρέως χρησιμοποιούμενο μέτρο του πληθωρισμού και θεωρείται μερικές φορές ως δείκτης για την αποτελεσματικότητα της οικονομικής πολιτικής της κυβέρνησης. Αυτός παρέχει πληροφορίες σχετικά με τις μεταβολές των τιμών στην οικονομία της χώρας, τις επιχειρήσεις, την εργασία και τους ιδιώτες και χρησιμοποιείται συνήθως από την κυβέρνηση ως οδηγός για τη λήψη οικονομικών αποφάσεων.

Η σύνθεση "του καλάθιού της νοικοκυράς" για την περίοδο ισχύος του Δ.Τ.Κ, η επιλογή δηλαδή των πλέον αντιπροσωπευτικών αγαθών και υπηρεσιών της κατανάλωσης του μέσου νοικοκυριού μέχρι την επόμενη αναθεώρηση του, βασίστηκε στα αποτελέσματα της Έρευνας Οικογενειακών Προϋπολογισμών (ΕΟΠ) της Ελληνικής Στατιστικής Αρχής (ΕΛ.ΣΤΑΤ.), αλλά και σε ειδική έρευνα της αγοράς. Επίσης, ελήφθησαν υπόψη οι σχετικές απαντήσεις των Στατιστικών Υπηρεσιών των χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης, ως προς τα νέα είδη που προστέθηκαν από αυτές προσφάτως, κατά την ανανέωση των "καλαθιών" των Εναρμονισμένων Δ.Τ.Κ., των χωρών τους. Συνολικά λοιπόν τα είδη αγαθών και υπηρεσιών του νέου Δ.Τ.Κ. ανέρχονται σε οκτακόσια. Η συλλογή των τιμών (τιμοληψία) των ειδών του νέου Δ.Τ.Κ. διενεργείται σε εικοσιτέσσερις πόλεις, με σκοπό την αντιπροσωπευτική κάλυψη και των δεκατριών Περιφερειών της Χώρας, από την πλευρά της τιμοληψίας. Τα κριτήρια με τα οποία επιλέγηκαν οι εν λόγω πόλεις είναι το μέγεθος και οι ιδιαιτερότητες των αγορών τους, η διατήρηση της συνέχειας και συγκρισιμότητας του δείκτη και το προκαλούμενο κόστος τιμοληψίας. Τέλος, σημειώνεται ότι στην ιστοσελίδα της ΕΛ.ΣΤΑΤ. υπάρχει πλήρης κατάλογος των αγαθών και υπηρεσιών που συνιστούν το "καλάθι της νοικοκυράς" για τον αναθεωρημένο Δ.Τ.Κ. με έτος βάσης το 2009 ο οποίος φαίνεται στο παρακάτω πίνακα (Πιν. 6.2). Επισημαίνεται πως τα τριμηνιαία στοιχεία που παρατίθενται παρακάτω αποτελούν τους μέσους όρους των μηνιαίων στοιχείων, όπως αυτά παρατίθενται από την ΕΛ.ΣΤΑΤ.

ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΗ				
Έτος	1° τρίμηνο	2° τρίμηνο	3° τρίμηνο	4° τρίμηνο
2000	74,29	75,85	75,0	77,3
2001	76,8	78,6	77,8	79,4
2002	79,8	81,4	80,5	82,2
2003	82,9	84,4	83,3	84,9
2004	85,1	86,8	85,6	87,5

2005	88,0	89,7	89,0	90,7
2006	90,8	92,6	92,0	93,4
2007	93,3	95,0	94,5	96,7
2008	97,2	99,5	98,9	99,6
2009	98,7	100,2	99,6	101,5
2010	101,7	105,3	105,1	106,7
2011	106,5	109,0	107,6	109,6
2012	108,7	110,7		

Πίνακας (6.2)

6.1.3 ΔΕΙΚΤΗΣ ΚΟΣΤΟΥΣ ΚΑΤΑΣΚΕΥΗΣ

Ο γενικός δείκτης κόστους κατασκευής νέων κτηρίων – κατοικιών ξεκίνησε το έτος 1971 με το Δείκτη Τιμών Υλικών Κατασκευής Νέων Κτιρίων Κατοικιών και συμπληρώθηκε το 1980 με τους Δείκτες Κόστους Κατασκευής (εισροών) και Τιμών Κατηγοριών Έργων (εκροών) Κατασκευής Νέων Κτιρίων Κατοικιών.

Ο δείκτης αυτός εκφράζει την εξέλιξη του κόστους στο οποίο υποβάλλεται ο κατασκευαστής μιας τυποποιημένης κατασκευής (πολυκατοικίας) και υπολογίζεται βάσει των τιμών των υλικών και της αμοιβής εργασίας που καταβάλλει. Έτσι ο δείκτης αυτός προκύπτει από δύο επιμέρους δείκτες τιμών:

i) του Δείκτη Τιμών ή Κόστους Υλικών Κατασκευής Νέων Κτιρίων Κατοικιών. Ο εν λόγω δείκτης είναι μηνιαίος και εκφράζει τη μεταβολή των τιμών των οικοδομικών υλικών.

ii) του Δείκτη Τιμών Αμοιβής ή Κόστους Εργασίας στην Κατασκευή Νέων Κτιρίων Κατοικιών. Ο δείκτης αυτός παρακολουθεί την εξέλιξη των αμοιβών για τις επιμέρους εργασίες που εκτελούνται για την ανέγερση μιας νέας οικοδομής κτιρίων κατοικιών.

Ως πηγές τιμοληψίας χρησιμοποιούνται εμπορικές ή βιομηχανικές επιχειρήσεις που διαθέτουν υλικά στους κατασκευαστές ή στις κατασκευαστικές επιχειρήσεις, στις τεχνικές κατασκευαστικές επιχειρήσεις και εργολάβους, ενώ για την ηλεκτρική ενέργεια (εργοταξιακό ρεύμα) τα στοιχεία τιμών παρέχονται από τη ΔΕΗ. Η γεωγραφική κάλυψη των δεικτών είναι το σύνολο της χώρας, σημειώνοντας ότι η τιμοληψία γίνεται στα μεγαλύτερα αστικά κέντρα της χώρας (Περιφέρεια Πρωτεύουσας, Θεσσαλονίκη, Πάτρα, Βόλος, Λάρισα και Ηράκλειο).

Στον Πίνακα (6.3) παρατίθενται τα στοιχεία του δείκτη όπως αυτά χρησιμοποιήθηκαν στην διπλωματική εργασία και προέρχονται από το αρχείο της ΕΛ.ΣΤΑΤ με έτος βάσης το 2005.

ΔΕΙΚΤΗΣ ΚΟΣΤΟΥΣ ΚΑΤΑΣΚΕΥΗΣ ΝΕΩΝ ΚΤΗΡΙΩΝ - ΚΑΤΟΙΚΙΩΝ				
Έτος	1° τρίμηνο	2° τρίμηνο	3° τρίμηνο	4° τρίμηνο
2000	85,7	86,3	86,8	87,8
2001	88,2	88,8	89,2	89,7
2002	90,4	90,9	91,6	92,0
2003	92,9	93,8	94,0	94,4
2004	95,0	96,4	97,1	98,4
2005	98,9	99,6	100,4	101,1
2006	102,1	103,5	104,9	106,5
2007	107,5	109,0	109,6	110,2
2008	111,9	114,7	116,9	115,1
2009	114,0	114,0	114,4	114,9
2010	115,3	116,4	116,6	117,1
2011	117,5	117,5	117,6	117,6
2012	117,5	117,7		

Πίνακας (6.3)

6.1.4 ΕΠΙΤΟΚΙΟ ΣΤΕΓΑΣΤΙΚΩΝ ΔΑΝΕΙΩΝ

Το επιτόκιο που χρησιμοποιήθηκε στα πλαίσια της εργασίας είναι το σταθερό ή κυμαινόμενο επιτόκιο στεγαστικού δανείου προς νοικοκυριά διάρκειας ενός έτους από τα εγχώρια πιστωτικά ιδρύματα. Προέρχεται από στοιχεία της Τράπεζας της Ελλάδος και δίνεται σε μηνιαία βάση. Στον παρακάτω πίνακα (6.4) ακολουθούν οι τριμηνιαίες χρονοσειρές (%) που χρησιμοποιήθηκαν σαν δεδομένα και οι οποίες προέκυψαν από το μέσο όρο των τριών μηνών κάθε τριμήνου.

ΕΠΙΤΟΚΙΟ ΣΤΕΓΑΣΤΙΚΩΝ ΔΑΝΕΙΩΝ				
Έτος	1° τρίμηνο	2° τρίμηνο	3° τρίμηνο	4° τρίμηνο
2000	9,22	8,20	7,70	7,10
2001	5,75	5,41	5,33	4,82
2002	4,76	4,76	4,66	4,54
2003	4,56	4,57	4,49	4,41
2004	4,36	4,33	4,27	4,24
2005	4,19	4,11	4,05	3,90
2006	3,91	4,05	4,43	4,57
2007	3,91	4,60	4,98	4,80

2008	4,68	4,94	5,37	5,40
2009	4,18	3,54	3,24	3,12
2010	3,11	3,31	3,58	3,68
2011	3,96	4,25	4,49	4,43
2012	3,79	3,50		

Πίνακας (6.4)

6.1.5 ΣΤΕΓΑΣΤΙΚΗ ΧΡΗΜΑΤΟΔΟΤΗΣΗ

Σημαντική παράμετρος στην αγορά ακινήτων όπως προαναφέρθηκε αποτελεί και η προσφορά χρήματος που στη συγκεκριμένη εργασία εκφράζεται μέσω της χρηματοδότησης κατοίκων εσωτερικού πλην Νομισματικών Χρηματοπιστωτικών Ιδρυμάτων (Ν.Χ.Ι) από τα εγχώρια Ν.Χ.Ι (εκτός της Τράπεζας της Ελλάδος). Τα στοιχεία των χρονοσειρών συλλέχτηκαν από την Τράπεζα της Ελλάδος και αφορούν τη στεγαστική προσφορά χρήματος σε ιδιώτες ή ιδιωτικά κερδοσκοπικά ιδρύματα στο τέλος κάθε μήνα του τριμήνου (δηλ. κάθε Μάρτιο, Ιούνιο, Σεπτέμβριο και Δεκέμβριο) και εκφράζονται σε εκατομμύρια ευρώ (Πιν. 6.5).

ΧΡΗΜΑΤΟΔΟΤΗΣΗ ΣΤΕΓΑΣΤΙΚΗ ΚΑΤΟΙΚΩΝ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ ΠΛΗΝ Ν.Χ.Ι (σε εκ. €)				
Έτος	1° τρίμηνο	2° τρίμηνο	3° τρίμηνο	4° τρίμηνο
2000	8965,04	8968,3	10472,38	11164,49
2001	11949,24	12929,28	14119,78	15515,53
2002	16742,47	18037,39	19342,53	21060,05
2003	22194,04	23524,22	24857,5	26588,87
2004	27941,16	29812,07	31578,5	33843,09
2005	35764,24	38242,42	41082,79	45187,31
2006	47800,81	50614,14	53423,26	56908,65
2007	59974,97	62984,37	65821,47	69074,92
2008	71365,86	73764,63	75748,83	77385,98
2009	77751,51	78417,49	79235,66	80225,05
2010	80833,47	81088	80856,7	80154,82
2011	79467,94	79441,8	78809	78026,19
2012	77239,04	76638,9		

Πίνακας (6.5)

6.1.6 ΠΟΣΟΣΤΟ ΑΝΕΡΓΙΑΣ

Κάθε οικονομία έχει ένα ορισμένο μέγεθος πληθυσμού και για λόγους οικονομικής ανάλυσης αυτός διακρίνεται σε οικονομικά ενεργός και μη ενεργός. Ο οικονομικά ενεργός πληθυσμός αποτελεί το εργατικό δυναμικό της οικονομίας και περιλαμβάνει τα άτομα εκείνα τα οποία είναι ικανά για εργασία και ταυτόχρονα θέλουν να εργαστούν. Τα άτομα εκείνα τα οποία δεν μπορούν ή δεν θέλουν να εργαστούν, για παράδειγμα μικρά ηλικιωμένοι, ασθενείς, στρατιώτες κ.τ.λ. δεν ανήκουν στο εργατικό δυναμικό. Επίσης άτομα τα οποία μπορούν να εργαστούν, αλλά για διάφορους λόγους δε θέλουν, δεν ανήκουν στο εργατικό δυναμικό. Συνεπώς, τα άτομα τα οποία δεν μπορούν να εργαστούν αποτελούν τον οικονομικά μη ενεργό πληθυσμό.

Το εργατικό δυναμικό χωρίζεται σε δυο κατηγορίες, σε εκείνους οι οποίοι εργάζονται και ονομάζονται απασχολούμενοι και σε εκείνους οι οποίοι δεν εργάζονται και είναι άνεργοι. Το μέγεθος της ανεργίας μπορεί να μετρηθεί ως απόλυτο μέγεθος, για παράδειγμα, χιλιάδες άνεργοι. Η σημασία όμως του αριθμού αυτού εξαρτάται από το μέγεθος του εργατικού δυναμικού. Γι' αυτό η ανεργία μετράτε ως ποσοστό επί τοις εκατό (%) του εργατικού δυναμικού.

Στον παρακάτω πίνακα (6.6) παρατίθεται από την ΕΛ.ΣΤΑΤ. η εξέλιξη του ποσοστού (%) της ανεργίας στον Ελληνικό χώρο σε τριμηνιαίο επίπεδο, η χρονοσειρά της οποίας αποτέλεσε δεδομένο του οικονομετρικού υποδείγματος που χρησιμοποιήθηκε στην εργασία. Επισημαίνεται η τεράστια αύξησή της από το 2010 και μετά σε τιμές ρεκόρ για τον Ελληνικό αλλά και τον Ευρωπαϊκό χώρο.

ΠΟΣΟΣΤΟ ΑΝΕΡΓΙΑΣ (%)				
Έτος	1 ^ο τρίμηνο	2 ^ο τρίμηνο	3 ^ο τρίμηνο	4 ^ο τρίμηνο
2000	12,3	11,2	10,9	11,0
2001	11,2	10,4	10,2	11,2
2002	11,4	9,9	9,8	10,2
2003	10,4	9,3	9,3	9,9
2004	11,3	10,2	10,1	10,4
2005	10,4	9,6	9,7	9,7
2006	9,7	8,8	8,3	8,8
2007	9,1	8,1	7,9	8,1
2008	8,3	7,2	7,2	7,9
2009	9,3	8,9	9,3	10,3
2010	11,7	11,7	11,7	11,7
2011	15,9	16,3	17,7	20,7
2012	22,6	23,6		

Πίνακας (6.6)

6.1.7 ΠΛΗΘΥΣΜΟΣ

Ο πληθυσμός αποτελείται από όλα τα άτομα, κατοίκους ή αλλοδαπούς που κατοικούν μόνιμα στην οικονομική επικράτεια της χώρας, ακόμη και αν είναι προσωρινά απόντες από αυτήν μια συγκεκριμένη ημερομηνία. Ένα άτομο που μένει ή σκοπεύει να μείνει τουλάχιστον για ένα χρόνο θεωρείται ότι κατοικεί μόνιμα στην επικράτεια. Κατά συνθήκη ο συνολικός πληθυσμός δεν περιλαμβάνει ξένους σπουδαστές ή μέλη ξένων στρατιωτικών δυνάμεων που σταθμεύουν στη χώρα.

Η εξέλιξη του πληθυσμού υπολογιζόμενη στην αρχή του έτους βάση της ΕΛ.ΣΤΑΤ. παρατίθενται στον παρακάτω πίνακα (6.7) και η οποία αποτέλεσε μεταβλητή του μοντέλου της παρούσας διπλωματικής εργασίας. Επισημαίνεται πως τα στοιχεία έχουν βασιστεί στις απογραφές πληθυσμού και για την τριμηνιαία κατανομή χρησιμοποιήθηκε η γραμμική παρεμβολή.

ΜΟΝΙΜΟΣ ΠΛΗΘΥΣΜΟΣ ΕΛΛΑΔΑΣ				
Έτος	1 ^ο τρίμηνο	2 ^ο τρίμηνο	3 ^ο τρίμηνο	4 ^ο τρίμηνο
2000	10903757	10910619	10917482	10924344
2001	10931206	10940582	10949957	10959333
2002	10968708	10978125	10987543	10996960
2003	11006377	11014945	11023514	11032082
2004	11040650	11051175	11061701	11072226
2005	11082751	11093358	11103965	11114572
2006	11125179	11136819	11148460	11160100
2007	11171740	11182251	11192763	11203274
2008	11213785	11225439	11237094	11248748
2009	11260402	11271581	11282760	11293939
2010	11305118	11306310	11307502	11308693
2011	11309885	11304931	11299976	11295022
2012	11290067	11285113		

Πίνακας (6.7)

6.1.8 ΑΚΑΘΑΡΙΣΤΟ ΕΓΧΩΡΙΟ ΠΡΟΪΟΝ (Α.Ε.Π)

Το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν σε αγοραίες τιμές είναι το τελικό αποτέλεσμα της παραγωγικής δραστηριότητας των παραγωγών μόνιμων κατοίκων και υπολογίζεται με τρεις μεθόδους:

α) ΑΕΠ. Μέθοδος της παραγωγής

Από την πλευρά της παραγωγής το ΑΕΠ υπολογίζεται ως:
(P.1) + παραγωγή αγαθών και υπηρεσιών (σε βασικές τιμές)

(P.2) - ενδιάμεση ανάλωση (σε αγοραίες τιμές)
(B.1g) = ακαθάριστη προστιθέμενη αξία (σε βασικές τιμές)
(D.21) + φόροι στα προϊόντα
(D.31) - επιδοτήσεις στα προϊόντα
(B.1*g) = Ακαθάριστο εγχώριο προϊόν σε αγοραίες τιμές

Η παραγωγή αγαθών και υπηρεσιών αποτελείται από την αξία των προϊόντων που παράγονται κατά τη διάρκεια της λογιστικής περιόδου.

Η ενδιάμεση ανάλωση αποτελείται από την αξία των προϊόντων που καταναλώνονται σαν εισροές από την παραγωγική διαδικασία κατά τη διάρκεια της λογιστικής περιόδου, εκτός από τα πάγια αγαθά, η κατανάλωση των οποίων καταγράφεται σαν ανάλωση παγίου κεφαλαίου.

Η Ακαθάριστη Προστιθέμενη Αξία (ΑΠΑ) είναι το καθαρό αποτέλεσμα της παραγωγής, η οποία αποτιμάται σε βασικές τιμές μείον την ενδιάμεση ανάλωση, η οποία αποτιμάται σε τιμές αγοράς. Η ΑΠΑ υπολογίζεται πριν την ανάλωση παγίου κεφαλαίου.

Οι φόροι μείον τις επιδοτήσεις στα προϊόντα είναι φόροι ή επιδοτήσεις που πληρώνονται (ή αντίστοιχα εισπράττονται) ανά μονάδα αγαθού ή υπηρεσίας που παράγεται ή αποτελεί αντικείμενο συναλλαγής. Περιλαμβάνουν φόρους προστιθέμενης αξίας, φόρους και δασμούς στις εισαγωγές και λοιπούς φόρους όπως φόρους χαρτοσήμου στις πωλήσεις αλκοολούχων ποτών και καπνού.

Κατά τον υπολογισμό της προστιθέμενης αξίας η παραγωγή αποτιμάται σε βασικές τιμές ενώ η ενδιάμεση ανάλωση αποτιμάται σε τιμές αγοραστή. Η διαφορά μεταξύ φόρων και επιδοτήσεων προστίθεται στην προστιθέμενη αξία και το προκύπτον ΑΕΠ αποτιμάται σε τιμές αγοράς.

β) ΑΕΠ. Μέθοδος της δαπάνης

Από την πλευρά της δαπάνης το ΑΕΠ υπολογίζεται ως:

(P.3) + τελική καταναλωτική δαπάνη νοικοκυρών
+ τελική καταναλωτική δαπάνη ΜΚΙΕΝ
= ιδιωτική τελική καταναλωτική δαπάνη
+ τελική καταναλωτική δαπάνη Γενικής Κυβέρνησης
= συνολική καταναλωτική δαπάνη
(P.51) + ακαθάριστες επενδύσεις παγίου κεφαλαίου
(P.52) + μεταβολές αποθεμάτων
(P.6) + εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών
(P.7) - εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών
(B.1*g) = Ακαθάριστο εγχώριο προϊόν σε αγοραίες τιμές

Η τελική καταναλωτική δαπάνη των νοικοκυριών αποτελείται από τις δαπάνες για αγαθά και υπηρεσίες των θεσμικών μονάδων μόνιμων κατοίκων που χρησιμοποιούνται για την άμεση ικανοποίηση των ατομικών αναγκών ή επιθυμιών ή των συλλογικών αναγκών των μελών μίας κοινότητας.

Η τελική καταναλωτική δαπάνη των μη κερδοσκοπικών ιδρυμάτων που εξυπηρετούν νοικοκυριά (ΜΚΙΕΝ) περιλαμβάνει καταναλωτικές δαπάνες θεσμικών μονάδων, όπως π.χ. συνδικάτα, επαγγελματικές ενώσεις, πολιτικά κόμματα, εκκλησίες, φιλανθρωπικά ιδρύματα, αθλητικές λέσχες κλπ.

Η ιδιωτική τελική καταναλωτική δαπάνη περιλαμβάνει τις δαπάνες για τελική κατανάλωση των νοικοκυριών και των ΜΚΙΕΝ.

Η τελική καταναλωτική δαπάνη της Γενικής Κυβέρνησης αποτελείται από δαπάνες, περιλαμβανομένων και των τεκμαρτών δαπανών που πραγματοποιήθηκαν από την Γενική Κυβέρνηση για ατομική κατανάλωση αγαθών και υπηρεσιών και για καθαρές πωλήσεις αγαθών και υπηρεσιών. Η δαπάνη διακρίνεται σε δαπάνη της Γενικής Κυβέρνησης για ατομική κατανάλωση αγαθών και υπηρεσιών και δαπάνη για συλλογική κατανάλωση υπηρεσιών.

Η συνολική τελική καταναλωτική δαπάνη είναι το άθροισμα της τελικής καταναλωτικής δαπάνης όλων των μονάδων μόνιμων κατοίκων. Η δαπάνη για τελική κατανάλωση μπορεί να λάβει χώρα στην οικονομική επικράτεια της χώρας ή στο εξωτερικό

Οι ακαθάριστες επενδύσεις παγίου κεφαλαίου (ΑΕΠΚ) αποτελούνται από τις αγορές μείον τις πωλήσεις από τους παραγωγούς μόνιμους κατοίκους κεφαλαιακών αγαθών κατά την διάρκεια μιας δεδομένης περιόδου συν τις προσθήκες στην αξία μη παραχθέντων αγαθών που προκύπτουν από την παραγωγική διαδικασία παραγωγών ή θεσμικών μονάδων. Τα πάγια αγαθά διακρίνονται σε υλικά και άυλα, είναι αποτέλεσμα παραγωγικής διαδικασίας και χρησιμοποιούνται συνεχώς ή επανειλημμένα στην παραγωγική διαδικασία για περισσότερο του ενός έτους. Οι ακαθάριστες επενδύσεις συμπεριλαμβάνουν την ανάληψη παγίου κεφαλαίου.

Οι μεταβολές αποθεμάτων μετρώνται με βάση την αξία των εισόδων στα αποθέματα μείον την αξία των εξόδων από τα αποθέματα και την αξία τυχόν απωλειών των αγαθών που ανήκουν στα αποθέματα.

Ο ακαθάριστος σχηματισμός κεφαλαίου αποτελείται από τις ακαθάριστες επενδύσεις παγίου κεφαλαίου συν τις μεταβολές αποθεμάτων.

Το εξωτερικό ισοζύγιο αγαθών και υπηρεσιών είναι η διαφορά μεταξύ εξαγωγών και εισαγωγών αγαθών και υπηρεσιών.

Οι εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών αποτελούνται από συναλλαγές σε αγαθά και υπηρεσίες (πωλήσεις, ανταλλαγές αγαθών, δώρα ή χορηγίες) από μόνιμους κατοίκους σε μη μόνιμους κατοίκους.

Οι εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών αποτελούνται από συναλλαγές σε αγαθά και υπηρεσίες (πωλήσεις, ανταλλαγές αγαθών, δώρα ή χορηγίες) από μη μόνιμους κατοίκους σε μόνιμους κατοίκους.

Οι εισαγωγές και οι εξαγωγές αγαθών αποτιμώνται 'ελεύθερα στο πλοίο' (f.o.b) στα σύνορα της χώρας εξαγωγής. Οι εισαγωγές αγαθών αποτιμώνται επίσης με βάση την αξία 'κόστους-ασφάλειας- ναύλου' (cif) στα σύνορα της χώρας εισαγωγής για την κατάρτιση των πινάκων προσφοράς και χρήσεων και των πινάκων εισροών-εκροών.

γ) ΑΕΠ. Η μέθοδος του εισοδήματος

Από την πλευρά του εισοδήματος το ΑΕΠ υπολογίζεται ως:

(D.1) + αμοιβές εξαρτημένης εργασίας

(B.2g/B.3g) + ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα / μεικτό εισόδημα

(D.2) + φόροι στην παραγωγή και τις εισαγωγές

(D.3) - επιδοτήσεις στην παραγωγή

(B.1*g) = Ακαθάριστο εγχώριο προϊόν σε αγοραίες τιμές

Οι αμοιβές εξαρτημένης εργασίας ορίζονται ως η συνολική αμοιβή σε μετρητά ή σε είδος που καταβάλλεται από τον εργοδότη στον εργαζόμενο σαν ανταπόδοση της εργασίας που παρασχέθηκε κατά την διάρκεια της λογιστικής

περιόδου. Οι αμοιβές εξαρτημένης εργασίας περιλαμβάνουν μισθούς και ημερομίσθια και υποχρεωτικές και προαιρετικές εισφορές εργοδοτών στην κοινωνική ασφάλιση.

Το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα είναι το πλεόνασμα ή το έλλειμμα από παραγωγικές δραστηριότητες πριν να ληφθούν υπόψη οι τόκοι, τα ενοίκια ή οι επιβαρύνσεις που οι παραγωγικές μονάδες πρέπει να πληρώσουν ή να εισπράξουν σαν δανειζόμενοι ή ιδιοκτήτες περιουσιακών στοιχείων. Αντιστοιχεί στο εισόδημα που οι μονάδες αποκτούν από την ίδια χρήση των παραγωγικών εγκαταστάσεων που κατέχουν.

Το μεικτό εισόδημα είναι η αμοιβή για τη εργασία που παρασχέθηκε από τον ιδιοκτήτη (ή μέλη της οικογένειάς του) μιας μη ανώνυμης εταιρικής επιχείρησης. Αυτό αναφέρεται σαν 'μεικτό εισόδημα' καθώς δεν μπορεί να διαχωριστεί από το επιχειρηματικό κέρδος του ιδιοκτήτη.

Οι φόροι και οι επιδοτήσεις στην παραγωγή και τις εισαγωγές αποτελούνται από μονομερείς πληρωμές σε μετρητά ή σε είδος, εισπραττόμενες (φόροι) ή αποπληρωνόμενες (επιδοτήσεις) από την Γενική Κυβέρνηση ή από οργανισμούς της Ευρωπαϊκής Ένωσης, σε σχέση με την παραγωγή ή εισαγωγή αγαθών και υπηρεσιών, την απασχόληση, την ιδιοκτησία ή τη χρήση γης, κτιρίων ή άλλων περιουσιακών στοιχείων που χρησιμοποιούνται στην παραγωγή. Οι φόροι και οι επιδοτήσεις στην παραγωγή και τις εισαγωγές ((D.2, D.3) αποτελούνται από φόρους και επιδοτήσεις στα προϊόντα και από λοιπούς φόρους και επιδοτήσεις στην παραγωγή.

Οι συνιστώσες του ΑΕΠ από την πλευρά του εισοδήματος και άλλα μεγέθη που αφορούν την μέτρηση του εισοδήματος είναι διαθέσιμα μόνο σε τρέχουσες τιμές, γιατί οι καθαρά νομισματικές ροές δεν μπορούν να αποσυντεθούν σε δύο συνιστώσες, την τιμή και τον όγκο. Μπορούν ωστόσο να μετατραπούν σε 'πραγματικούς όρους' με την εφαρμογή του κατάλληλου αποπληθωριστή.

Στην παρούσα εργασία χρησιμοποιήθηκε η προσέγγιση της μεθόδου παραγωγής για τον υπολογισμό του ΑΕΠ και προέκυψε ο παρακάτω πίνακας (6.8) βάση των δεδομένων της ΕΛ.ΣΤΑΤ.

ΑΚΑΘΑΡΙΣΤΟ ΕΓΧΩΡΙΟ ΠΡΟΙΟΝ (σε εκ. €)				
Έτος	1 ^ο τρίμηνο	2 ^ο τρίμηνο	3 ^ο τρίμηνο	4 ^ο τρίμηνο
2000	31.612	34.151	35.575	34.942
2001	34.042	36.196	38.082	38.108
2002	35.969	38.949	40.926	40.771
2003	39.412	42.865	45.245	44.909
2004	42.207	46.269	48.595	48.195
2005	44.332	47.584	50.971	50.162
2006	47.871	52.127	54.473	54.423
2007	51.148	55.552	58.606	57.465
2008	54.250	58.785	61.533	58.353

2009	51.638	58.611	60.247	61.145
2010	53.841	58.099	59.559	55.820
2011	50.386	55.156	57.239	52.307
2012	47.318	51.568		

Πίνακας (6.8)

6.2 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Βασική υπόθεση στις οικονομετρικές έρευνες είναι ότι τα δεδομένα λαμβάνονται τυχαία και διαδοχικές παρατηρήσεις είναι στατιστικά ανεξάρτητες. Αυτό είναι λογικό σε διαστρωματικά στοιχεία, όχι όμως σε χρονολογικές σειρές όπως στην παρούσα διπλωματική εργασία. Το κύριο χαρακτηριστικό μιας χρονολογικής σειράς είναι η εξάρτηση των παρατηρήσεων με το χρόνο δηλαδή η ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ αυτών. Το ΑΕΠ σήμερα για παράδειγμα, που χρησιμοποιείται ως μεταβλητή στην εργασία, συσχετίζεται με το ΑΕΠ χθες. Αντίθετα, η συσχέτιση μεταξύ της αλλαγής του ΑΕΠ μεταξύ του σήμερα και χθες αναμένεται να είναι πολύ χαμηλή.

Σε ανάλυση χρονολογικών σειρών λοιπόν είναι απαραίτητο να ελέγχεται πρώτα από όλα αν οι υπό εξέταση μεταβλητές είναι στάσιμες. Αν δεν είναι στάσιμες, οι εκτιμητές της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, είναι ασυνεπείς και αυτό έχει σαν αποτέλεσμα οι διάφοροι στατιστικοί έλεγχοι να μην είναι έγκυροι. Για αυτόν το λόγο αρχικά θα πραγματοποιηθεί έλεγχος στασιμότητας - ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας - των χρονολογικών σειρών που χρησιμοποιούνται σαν δεδομένα με βάση τους ελέγχους των Dickey – Fuller.

6.2.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ (UNIT ROOT TEST)

Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας αφορά στον έλεγχο για τη μη στασιμότητα μιας χρονολογικής σειράς. Μια τέτοια που ακολουθεί το αυτοπαλίνδρομο πρώτης τάξης AR(1) υπόδειγμα θα είναι στάσιμη αν ο αυτοπαλίνδρομος συντελεστής είναι μικρότερος της μονάδας σε απόλυτες τιμές. Αν αυτός ο συντελεστής είναι ίσος με τη μονάδα τότε η σειρά είναι μη στάσιμη ή αλλιώς έχει μοναδιαία ρίζα. Για το λόγο αυτό οι έλεγχοι μη στασιμότητας μια χρονολογικής σειράς ονομάζονται και έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (unit – root tests). Έτσι με τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας ελέγχεται η αρχική υπόθεση H_0 : η υπό εξέταση μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης H_1 : η υπό εξέταση μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα. Δύο είναι οι πιο συνήθεις έλεγχοι : ο έλεγχος των Dickey – Fuller και ο έλεγχος των Philips – Perron. Ο πρώτος περιλαμβάνει τον απλό έλεγχο Dickey – Fuller, συμβολιζόμενο ως DF και τον επαυξημένο έλεγχο DF, συμβολιζόμενο ως ADF. Στην παρούσα εργασία θα γίνει χρήση του επαυξημένου ελέγχου Dickey – Fuller (ADF) που περιγράφεται στην επόμενη παράγραφο.

6.2.2 ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ DICKEY – FULLER (ADF)

Στην περίπτωση που μια χρονολογική σειρά ακολουθεί ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα τάξης μεγαλύτερης από την πρώτη, τότε η χρήση των υποδειγμάτων AR(1) για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας θα έχει ως συνέπεια την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων U_t . Αυτό αντιβαίνει στην εφαρμογή των ελέγχων DF οι οποίοι θεωρούν ότι τα κατάλοιπα της ελεγχόμενης εξίσωσης είναι λευκός θόρυβος δηλαδή αυτά αποτελούν μια χρονολογική σειρά με σταθερό μέσο (συνήθως 0), σταθερή διακύμανση και τιμές που δεν αυτοσυσχετίζονται. Σε μια τέτοια περίπτωση πρέπει να θεωρηθεί ένα AR(p) υπόδειγμα όπου η τάξη p να είναι αρκούντως μεγάλη ώστε τα κατάλοιπα να μην αυτοσυσχετίζονται.

Έτσι λοιπόν το AR(p) υπόδειγμα έχει τη μορφή :

$$y_t = \delta_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_{p-1} y_{t-p+1} + \alpha_p y_{t-p} + U_t \quad (1)$$

Αν στο υπόδειγμα αυτό προστεθεί και αφαιρεθεί πρώτα ο όρος $\alpha_p y_{t-p}$, μετά ο όρος $(\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+2}$ κ.λ.π, τότε προκύπτει η μορφή :

$$\Delta y_t = \delta_0 + \beta y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + U_t \quad (2)$$

όπου $\beta = (\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_p) - 1$

Ο έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας μπορεί να γίνει με βάση την εξίσωση (2) θέτοντας $\beta = 0$ όπου η εξίσωση εκφράζεται σε καθαρά πρώτες διαφορές, δηλαδή περιέχει μοναδιαία ρίζα. Άρα η μηδενική υπόθεση και η εναλλακτική της θα είναι :

$$H_0 : \beta = 0 \quad H_1 : \beta < 0$$

Η μηδενική υπόθεση ελέγχεται με το στατιστικό $t = \beta / \text{s.e}(\beta)$ δηλαδή χρησιμοποιώντας τις κριτικές τιμές των Dickey – Fuller. Ο έλεγχος λοιπόν αυτός είναι ίδιος με τον απλό έλεγχο DF και διαφέρει μόνο η εξίσωση παλινδρόμησης η οποία έχει επαυξηθεί με τις υστερήσεις του Δy_t . Για αυτό και ο παραπάνω έλεγχος ονομάζεται επαυξημένος (Augmented Dickey – Fuller).

Οι Dickey – Fuller έχουν δείξει ότι η ασυμπτωτική κατανομή του στατιστικού t για τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας είναι ανεξάρτητη από τον αριθμό των υστερήσεων του Δy_t . Αυτό που επηρεάζει τις τιμές της κατανομής t είναι η παρουσία ή όχι των προσδιοριστικών όρων που είναι η σταθερά (intercept) και η τάση (trend). Οπότε στην περίπτωση παρουσίας τάσης στην εξίσωση (2) θα χρησιμοποιηθούν οι κατάλληλες κριτικές τιμές των απλών DF ελέγχων.

Ο αριθμός των υστερήσεων Δy_{t-j} θα πρέπει να είναι τέτοιος ώστε να μην αυτοσυσχετίζονται τα κατάλοιπα. Για τον προσδιορισμό του κατάλληλου αριθμού υστερήσεων πολλοί ερευνητές στην πράξη χρησιμοποιούν κάποιο κριτήριο της διαδικασίας επιλογής μοντέλου. Στην περίπτωση της παρούσας εργασίας χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο Schwarz.

6.2.3 ΑΝΑΛΥΣΗ ΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

Στην περίπτωση του υποδείγματος που χρησιμοποιήθηκε στην παρούσα εργασία και φαίνεται στην παρακάτω σχέση (3), ελέγχονται οι χρονοσειρές των μεταβλητών για την στασιμότητά τους.

$$\text{DTAK} = \alpha + \beta_1 \text{DTKAT} + \beta_2 \text{DKKAT} + \beta_3 \text{EPSETG} + \beta_4 \text{XRDOTSHS} + \beta_5 \text{ANERGIA} + \beta_6 \text{POPULATION} + \beta_7 \text{AEP} + U_t \quad (3)$$

Κάνοντας έλεγχο για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας με τη βοήθεια του επαυξημένου ελέγχου Dickey – Fuller (Augmented Dickey – Fuller) και του οικονομετρικού πακέτου Eviews προκύπτουν τα αποτελέσματα που παρατίθενται στην παράγραφο 9.2 του παραρτήματος. Εξετάζοντας τον έλεγχο H_0 : η τάση δεν είναι στατιστικά σημαντική έναντι της H_1 : η τάση (trend) είναι στατιστικά σημαντική στα διάφορα επίπεδα σημαντικότητας (1,5,10%) και βρίσκοντας το p-value, απορρίπτουμε ή όχι την μηδενική υπόθεση. Ανάλογος έλεγχος γίνεται και για τη σταθερά (intercept). Στην εργασία θεωρήθηκε στατιστικά σημαντική τόσο η σταθερά όσο και η τάση και βάση αυτών πραγματοποιήθηκε ο επαυξημένος έλεγχος Dickey – Fuller.

Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας εξετάζεται αρχικά στο επίπεδο (level). Αν υιοθετηθεί η H_0 : η υπό εξέταση μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της H_1 : η υπό εξέταση μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, τότε η χρονοσειρά δεν είναι

στάσιμη και ο έλεγχος συνεχίζεται στις πρώτες διαφορές (1st differences). Αν δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα στο επίπεδο (level) τότε η σειρά είναι στάσιμη (ολοκληρωμένη) στο επίπεδο, δηλαδή I(0). Αν δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα στις πρώτες διαφορές τότε η σειρά είναι στάσιμη (ολοκληρωμένη) στις πρώτες διαφορές, δηλαδή I(1). Τέλος, αν υπάρχει ρίζα στις πρώτες διαφορές η σειρά δεν είναι στάσιμη και ο έλεγχος συνεχίζεται στις δεύτερες διαφορές (2nd differences) όπου δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη στις δεύτερες διαφορές, δηλαδή I(2). Η ανωτέρω διαδικασία ακολουθείται για όλες τις μεταβλητές του υποδείγματος μας, όπως αυτό εκφράζεται με την εξίσωση (3) και μας οδηγεί στα παρακάτω συμπεράσματα :

- α) η μεταβλητή DTAK είναι στάσιμη (δεν έχει μοναδιαία ρίζα) σε I(1).
- β) η μεταβλητή DTKAT είναι στάσιμη (δεν έχει μοναδιαία ρίζα) σε I(1).
- γ) η μεταβλητή DKKAT είναι στάσιμη (δεν έχει μοναδιαία ρίζα) σε I(1).
- δ) η μεταβλητή EPSTEG είναι στάσιμη (δεν έχει μοναδιαία ρίζα) σε I(0).
- ε) η μεταβλητή XRDOTHSH είναι στάσιμη (δεν έχει μοναδιαία ρίζα) σε I(2).
- στ) η μεταβλητή ANERGIA είναι στάσιμη (δεν έχει μοναδιαία ρίζα) σε I(1).
- ζ) η μεταβλητή POPULATION είναι στάσιμη (δεν έχει μοναδιαία ρίζα) σε I(2).
- η) η μεταβλητή AEP είναι στάσιμη (δεν έχει μοναδιαία ρίζα) σε I(1).

Τρέχοντας το υπόδειγμα της παρούσας εργασίας, απαραίτητη προϋπόθεση είναι οι χρονοσειρές των μεταβλητών να είναι στάσιμες. Για αυτό το λόγο χρησιμοποιήθηκαν για το στεγαστικό επιτόκιο (κωδ. EPSTEG) η χρονοσειρά ως είχε, για τον δείκτη τιμών ακινήτων (κωδ. DTAK), τον δείκτη τιμών καταναλωτή (κωδ. DTKAT), τον δείκτη κόστους κατασκευής (κωδ. DKKAT), την ανεργία (κωδ. ANERGIA), το Α.Ε.Π (κωδ. AEP) οι πρώτες διαφορές ενώ για την στεγαστική χρηματοδότηση (κωδ. XRDOTHSH) και τον πληθυσμό (κωδ. POPULATION) οι δεύτερες διαφορές.

6.2.4 ΕΠΟΧΙΚΟΤΗΤΑ ΚΑΙ ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ

Οι τιμές μια χρονολογικής σειράς όταν αναφέρονται σε δεδομένα χρονικής διάρκειας μικρότερης του έτους π.χ ημέρες, μήνες, τρίμηνα κ.λ.π. περιέχουν και εποχικές επιδράσεις. Αν η επίδραση των εποχικιοτήτων δεν έχει απαλειφθεί από τα δεδομένα μας με κάποια στατιστική μέθοδο, η εποχικότητα αυτή μπορεί να ληφθεί υπόψη με τη χρήση ψευδομεταβλητών.

Κατά την δημιουργία των ψευδομεταβλητών πρέπει να προσεχθεί η ύπαρξη πολυσυγγραμικότητας μεταξύ αυτών και του σταθερού όρου. Στην περίπτωση του υποδείγματος μας για να λάβουμε υπόψη την εποχικότητα χρησιμοποιήσαμε τις παρακάτω ψευδομεταβλητές :

- $D_{t1} = 1$ αν t αναφέρεται στο 1^ο τρίμηνο
- $D_{t1} = 0$ αν t αναφέρεται σε κάθε άλλη περίπτωση
- $D_{t2} = 1$ αν t αναφέρεται στο 2^ο τρίμηνο
- $D_{t2} = 0$ αν t αναφέρεται σε κάθε άλλη περίπτωση
- $D_{t3} = 1$ αν t αναφέρεται στο 3^ο τρίμηνο
- $D_{t3} = 0$ αν t αναφέρεται σε κάθε άλλη περίπτωση
- $D_{t4} = 1$ αν t αναφέρεται στο 4^ο τρίμηνο
- $D_{t4} = 0$ αν t αναφέρεται σε κάθε άλλη περίπτωση

Όμως ισχύει ότι το άθροισμα των τεσσάρων ψευδομεταβλητών ισούται με τη μονάδα αφού πάντα οποιαδήποτε παρατήρηση ανήκει σε ένα από τα τέσσερα τρίμηνα, δηλαδή :

$$D_{t1} + D_{t2} + D_{t3} + D_{t4} = 1 \quad (4)$$

Υπάρχει δηλαδή μια ακριβής γραμμική σχέση μεταξύ των τεσσάρων εποχικών ψευδομεταβλητών και του σταθερού όρου στην πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση. Αυτό υποδηλώνει ότι το υπόδειγμα παλινδρόμησης της παρούσας εργασίας με τις τέσσερις τριμηνιαίες ψευδομεταβλητές και το σταθερό όρο το οποίο δεν μπορεί να εκτιμηθεί, μπορεί να αντικατασταθεί από μια παλινδρόμηση με τις τέσσερις ψευδομεταβλητές, παραλείποντας το σταθερό όρο. Δηλαδή :

$$\text{DTAK} = \beta_1 \text{DTKAT} + \beta_2 \text{DKKAT} + \beta_3 \text{EPSETG} + \beta_4 \text{XRDOTHSH} + \beta_5 \text{ANERGIA} + \beta_6 \text{POPULATION} + \beta_7 \text{AEP} + \gamma_1 D_{t1} + \gamma_2 D_{t2} + \gamma_3 D_{t3} + \gamma_4 D_{t4} + U_t \quad (5)$$

6.2.5 ΠΟΛΛΑΠΛΗ ΓΡΑΜΜΙΚΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ

Η μέθοδος της Πολλαπλής Γραμμικής Παλινδρόμησης (Π.Γ.Π) αποτελεί επέκταση της Απλής Γραμμικής Παλινδρόμησης με τη διαφορά ότι εισάγει πολλαπλές μεταβλητές στο ερμηνευτικό μοντέλο επιχειρώντας να προσδιορίσει εξαρτημένες μεταβλητές οι οποίες επηρεάζονται από πολλούς παράγοντες και όχι μόνον από έναν. Στην παρούσα εργασία για παράδειγμα, θα εξετασθεί κατά πόσο οι τιμές των ακινήτων, όπως αυτές εκφράζονται με το δείκτη τιμών ακινήτων, εξαρτώνται από παράγοντες όπως ο δείκτης τιμών καταναλωτή, ο δείκτης κόστους κατασκευής νέων κτηρίων, το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο στεγαστικών δανείων, η στεγαστική χρηματοδότηση των ιδιωτών, το ποσοστό ανεργίας, την μεταβολή του πληθυσμού και το Α.Ε.Π. Η εφαρμογή λοιπόν της Π.Γ.Π είναι σίγουρο ότι αποτελεί την μόνη λύση προκειμένου να εξαχθεί το μοντέλο πρόβλεψης.

Αυτό που επιχειρείται μέσω της στατιστικής διερεύνησης και της παλινδρόμησης είναι η εύρεση των στατιστικά σημαντικών παραμέτρων και η εκτίμηση μίας εξίσωσης παλινδρόμησης (μοντέλο) η οποία θα έχει την μέγιστη δυνατή προσαρμογή στα δεδομένα.

Η εξίσωση παλινδρόμησης, λαμβάνοντας υπόψη και τους ελέγχους στασιμότητας που προηγήθηκαν αλλά και την εποχικότητα που πρότερα αναλύθηκε, έχει τη μορφή που παρουσιάζεται στην παρακάτω σχέση :

$$\text{DDTAK} = \beta_1 \text{DDTKAT} + \beta_2 \text{DDKKAT} + \beta_3 \text{EPSETG} + \beta_4 \text{DDXRDOTHSH} + \beta_5 \text{DANERGIA} + \beta_6 \text{DDPOPULATION} + \beta_7 \text{DAEP} + \gamma_1 D_{t1} + \gamma_2 D_{t2} + \gamma_3 D_{t3} + \gamma_4 D_{t4} + \varepsilon \quad (6)$$

όπου

DTAK : η εξαρτημένη μεταβλητή

DTKAT, DDKKAT, EPSETG, DDXRDOTHSH, DANERGIA,

DDPOPULATION, DAEP : οι ανεξάρτητες μεταβλητές

$\beta_1, \beta_2, \dots, \gamma_1, \gamma_2, \dots$: είναι οι συντελεστές βαρύτητας των επί μέρους μεταβλητών και ψευδομεταβλητών

ε : είναι ο ανεξήγητος θόρυβος που απέμεινε στα δεδομένα (σφάλμα)

Οι υποθέσεις του παραπάνω πολυμεταβλητού γραμμικού υποδείγματος είναι οι εξής :

1. Η τυχαία μεταβλητή ε έχει αναμενόμενη ή μέση τιμή ίση με το μηδέν δηλ. $E(\varepsilon_i) = 0$
2. Η διακύμανση του διαταρακτικού όρου είναι σταθερή για όλες τις τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών δηλ. $\text{Var}(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$

3. Η σχέση μεταξύ της εξαρτημένης και των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι γραμμική.
4. Οι διαταρακτικοί όροι που αντιστοιχούν σε διαφορετικές παρατηρήσεις είναι ασυσχέτιστοι μεταξύ τους δηλ. $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ για διαστρωματικά στοιχεία και $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-i}) = 0$ για στοιχεία χρονολογικών σειρών.
5. Μεταξύ του διαταρακτικού όρου και των ανεξάρτητων μεταβλητών δεν υπάρχει επίσης συσχέτιση δηλ. $\text{Cov}(x_{ik}, \varepsilon_i) = 0$
6. Ο διαταρακτικός όρος κατανέμεται κανονικά.
7. Οι ανεξάρτητες μεταβλητές δεν έχουν κανένα είδος γραμμικής συσχέτισης άρα το υπόδειγμα δεν εμφανίζει πολυσυγγραμμικότητα.
8. Κατά την εκτίμηση του υποδείγματος ο αριθμός των παρατηρήσεων θα πρέπει να είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των συντελεστών έτσι ώστε οι βαθμοί ελευθερίας να είναι θετικοί.

Η εκτίμηση του σταθερού συντελεστή β_0 και των συντελεστών βαρύτητας των επί μέρους μεταβλητών $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k, \gamma_1, \gamma_2, \dots$ πραγματοποιείται με τη μαθηματική μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares, OLS) και η οποία έχει σαν στόχο την ελαχιστοποίηση του αθροίσματος των τετραγώνων των καταλοίπων δηλ. να ελαχιστοποιηθεί η διαφορά της εκτιμώμενης \hat{y} και της πραγματική τιμής y .

Για τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας των εκτιμώμενων συντελεστών $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \gamma_1, \gamma_2, \dots$, απαιτείται η εκτίμηση της διακύμανσης του διαταρακτικού όρου, η διακύμανση των εκτιμητών $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \gamma_1, \gamma_2, \dots$ και τα τυπικά σφάλματα αυτών. Εφαρμόζεται ο έλεγχος t συγκρίνοντας την στατιστική t για τον συντελεστή βαρύτητας της μεταβλητής με την κατανομή Student με $n-(m+1)$ βαθμούς ελευθερίας. Η μηδενική υπόθεση (ότι οι εκτιμητές των συντελεστών παλινδρόμησης δεν είναι στατιστικά σημαντικοί) απορρίπτεται όταν $|t| > t_{1-\alpha/2}$. Για έναν αμφίπλευρο έλεγχο με επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=0,05$ και δείγματα με αριθμό παρατηρήσεων $n>20$, η κρίσιμη τιμή του t είναι $t \approx 2$.

Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 που αναφέρεται σε γραμμικό υπόδειγμα με περισσότερες από μία ανεξάρτητες μεταβλητές x_{ik} δείχνει το ποσοστό μεταβολής της y_i που ερμηνεύεται από τις ανεξάρτητες μεταβλητές $x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik}$:

$$R^2 = 1 - (\text{ESS}/\text{TSS}) = 1 - [\sum \varepsilon_i^2 / \sum y_i^2] \quad \text{με } [y_i = Y_i - \bar{Y}] \quad (7)$$

Η τιμή του συντελεστή κυμαίνεται μεταξύ 0 και 1 και είναι άμεσα συνδεδεμένη με τον αριθμό των ανεξάρτητων μεταβλητών του γραμμικού υποδείγματος. Γι' αυτό όσο πιο μικρό είναι το δείγμα τόσο πιο σοβαρά προβλήματα εκτίμησης προκύπτουν. Για την αντιμετώπιση λοιπόν αυτού του προβλήματος προτείνεται η χρήση του προσαρμοσμένου συντελεστή πολλαπλού προσδιορισμού R^2 adjusted. Είναι :

$$R^2 \text{ adjusted} = 1 - [(n-1)/(n-l)](1 - R^2) \quad (8)$$

όπου

n = αριθμός παρατηρήσεων

l = αριθμός προς εκτίμηση παραμέτρων

Είναι λοιπόν ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 μέτρο του βαθμού προσαρμογής του υποδείγματος στα δεδομένα του δείγματος και η τιμή του μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως κριτήριο επιλογής : α) μεταξύ εναλλακτικών συνόλων ανεξάρτητων μεταβλητών και β) μεταξύ υποδειγμάτων διαφορετικών αλγεβρικών μορφών (μόνο και εφόσον η εξαρτημένη μεταβλητή εκφράζεται στις ίδιες μονάδες σε όλα τα υποδείγματα).

6.2.6 ΔΙΑΓΝΩΣΤΙΚΟΙ ΕΛΕΓΧΟΙ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ

Το υπόδειγμα που χρησιμοποιήθηκε στην παρούσα εργασία όπως αυτό εκφράζεται με την εξίσωση (6) εκτιμήθηκε με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares, OLS), μέσω του οικονομετρικού πακέτου Eviews και τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων μαζί με τους διαγνωστικούς ελέγχους παρουσιάζονται στην 9.3 παράγραφο του παραρτήματος. Ακολουθεί η ανάλυση της θεωρίας των ελέγχων που πραγματοποιήθηκαν στο υπόδειγμα.

6.2.6.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Για τον έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων χρησιμοποιήθηκε ο έλεγχος White ο οποίος κάνει τις ελάχιστες υποθέσεις για την μορφή της ετεροσκεδαστικότητας. Ο έλεγχος στη γενική του μορφή γίνεται ως εξής :

- Έστω ότι η εξίσωση του υποδείγματος είναι :

$$y = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + u_i \quad (9)$$

και θα ελεγχθεί αν $\text{Var}(u_i) = \sigma^2$. Εκτιμάται το υπόδειγμα και παίρνουμε τα κατάλοιπα u_i .

- Στη συνέχεια εκτιμάται μια βοηθητική παλινδρόμηση της μορφής :

$$u_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \dots + \alpha_p X_{pt} + \alpha_{p+1} X_{1t}^2 + \alpha_{p+2} X_{2t}^2 + \dots + \alpha_{p+p} X_{pt}^2 + v_i \quad (10)$$

στην οποία δεν χρησιμοποιήσαμε τα γινόμενα των ανεξάρτητων μεταβλητών (no cross terms)

- Παίρνουμε το R^2 από τη βοηθητική παλινδρόμηση και αποδεικνύεται ότι :

$$T R^2 \sim \chi^2(m) \quad (11)$$

όπου m = αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών

- Αν η τιμή της στατιστική ελέγχου είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της κατανομής χ^2 απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα (δηλ. ότι υπάρχει ομοσκεδαστικότητα μεταξύ των καταλοίπων).

6.2.6.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Βασική υπόθεση στην ανάλυση παλινδρόμησης για την εξαγωγή των καλύτερων γραμμικών αμερόληπτων εκτιμητών με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι ότι οι τιμές του διαταρακτικού όρου θα πρέπει να είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους. Δηλαδή η συσχέτιση μεταξύ των διαταρακτικών όρων που αντιστοιχούν σε δύο οποιεσδήποτε παρατηρήσεις του δείγματος πρέπει να ισούται με μηδέν. Στην περίπτωση μάλιστα χρονολογικών σειρών, όπως στην παρούσα εργασία θα πρέπει να ισχύει η παρακάτω σχέση :

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-i}) = 0 \quad (12)$$

Υπάρχουν πολλοί έλεγχοι για τον εντοπισμό της αυτοσυσχέτισης, μεταξύ αυτών ο έλεγχος Durbin – Watson (DW) και ο έλεγχος Breusch – Godfrey (Serial Correlation LM test). Στην εργασία προτιμήθηκε ο δεύτερος γιατί υποπτευθήκαμε ότι η διαδικασία του αυτοπαλίνδρομου σχήματος AR

είναι μεγαλύτερης από πρώτης τάξης. Ο έλεγχος μοιάζει πολύ με αυτούς για τον έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας και διεξάγεται παλινδρομώντας τα κατάλοιπα που προκύπτουν από μια παλινδρόμηση ελαχίστων τετραγώνων μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής, των ερμηνευτικών μεταβλητών και ένα σύνολο καταλοίπων με υστερήσεις.

Για να ελεγχθεί η αυτοσυσχέτιση θα πρέπει να αποφασιστεί η μεγίστη χρονική υστέρηση που τα κατάλοιπα εμφανίζουν συσχέτιση. Αν για παράδειγμα υποθεθεί ότι έχουμε το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα AR(p) σύμφωνα με το οποίο έχουμε :

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (13)$$

όπου ε_t είναι ένας διαταράκτικος όρος με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση σ^2 . Η υπόθεση $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$ σημαίνει ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Αυτή η στατιστική υπόθεση μπορεί να ελεγχθεί είτε με την κατανομή χ^2 είτε με την κατανομή F. Συγκεκριμένα, αν υποθεθεί ότι ο διαταρακτικός όρος χαρακτηρίζεται από ένα AR(p), όπως αυτό αντιπροσωπεύεται στην εξίσωση (13), τότε τα βήματα του ελέγχου **BG** είναι τα ακόλουθα :

- Το υπόδειγμα εκτιμάται με την με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και παίρνουμε τα κατάλοιπα u_t .
- Εκτιμάται μια βοηθητική παλινδρόμηση ανάμεσα στα εκτιμημένα κατάλοιπα, τις ανεξάρτητες μεταβλητές (X_{jt}) και τα εκτιμημένα κατάλοιπα με μια σειρά p υστερήσεων και με $N-p$ παρατηρήσεις. Συγκεκριμένα η βοηθητική παλινδρόμηση είναι η εξής :

$$u_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (14)$$

και ελέγχεται η $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$. Αν ισχύει η H_0 τότε $(N-p) \cdot R^2 \sim \chi^2_{a,p}$ όπου ο συντελεστής προσδιορισμού (R^2) είναι αυτός που εξήχθη από τη βοηθητική παλινδρόμηση (14). Ο έλεγχος για μεγαλύτερου βαθμού αυτοσυσχέτιση είναι απλά ένας συνολικός έλεγχος για τη σημαντικότητα των p παραμέτρων $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_p$.

- Το κριτήριο βασίζεται στον πολλαπλασιαστή Lagrange. Αν $(N-p) \cdot R^2 > \chi^2_{a,p}$ η H_0 απορρίπτεται και αυτό συνεπάγεται ότι τουλάχιστον ένα ρ είναι στατιστικά σημαντικό.

6.2.6.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΚΑΝΟΝΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Ο έλεγχος Jarque – Bera αποτελεί το μέσο με το οποίο θα υιοθετηθεί ή θα απορριφθεί η μηδενική υπόθεση (δηλαδή ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά). Αυτός συνοψίζεται στα εξής βήματα :

- Η κανονική κατανομή είναι συμμετρική κι έχει συντελεστή κύρτωσης 3.
- Η στατιστική ελέγχου είναι :
 $W = T \cdot [b_1^2/6 + (b_2-3)^2/24] \sim \chi^2(m) \quad (15)$
 $m =$ αριθμός ανεξάρτητων μεταβλητών
 όπου $b_1 = E[u^3]/(\sigma^2)^{3/2}$ και $b_2 = E[u^4]/(\sigma^2)^2 \quad (16)$
- Εκτιμούμε τα b_1 και b_2 από τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS).
- Αν η τιμή της στατιστικής ελέγχου είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση.

Τα διαγράμματα των καταλοίπων και τα αποτελέσματα του ελέγχου Jarque – Bera για το υπόδειγμα της εργασίας εμφανίζονται στην 9.3 παράγραφο του παραρτήματος.

6.2.6.4 ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΜΙΚΟΤΗΤΑΣ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Μία από τις αρχικές υποθέσεις στην πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση απαιτεί ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δεν πρέπει να συσχετίζονται μεταξύ τους. Με άλλα λόγια οι ερμηνευτικές μεταβλητές δεν πρέπει να επιδεικνύουν πολυσυγγραμμικότητα. Αυτή πρέπει να λαμβάνεται υπόψη και να ελέγχεται μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών γιατί μπορεί να οδηγήσει στα εξής φαινόμενα :

- ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 μπορεί να είναι υψηλός αλλά οι συντελεστές ξεχωριστά θα έχουν μεγάλα τυπικά σφάλματα,
- η παλινδρόμηση να είναι πολύ ευαίσθητη σε μεταβολές στην εξειδίκευση της,
- τα διαστήματα εμπιστοσύνης για τους συντελεστές θα έχουν μεγάλο εύρος και οι έλεγχοι σημαντικότητας δεν θα οδηγούν στα κατάλληλα συμπεράσματα.

Είναι γενικά αποδεκτό ότι η πολυσυγγραμμικότητα παρουσιάζεται περισσότερο σε μια ανάλυση χρονολογικών σειρών, όπως η παρούσα εργασία, παρά σε διαστρωματικά στοιχεία. Η πιο απλή μέθοδος για να μετρήσουμε την πολυσυγγραμμικότητα είναι να εξετάσουμε των πίνακα συσχετίσεων μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών. Αυτό έγινε για τις μεταβλητές του υποδείγματος της εργασίας, μέσω του οικονομετρικού προγράμματος Eviews και παρουσιάζεται στην παράγραφο 9.3 του παραρτήματος.

6.2.6.5 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΑΡΤΗΣΙΑΚΗΣ ΜΟΡΦΗΣ

Η υιοθέτηση εσφαλμένης συναρτησιακής μορφής αποτελεί ένα από τα σφάλματα εξειδίκευσης τα οποία μπορούν να προκαλέσουν προβλήματα στην ερμηνεία των γραμμικών υποδειγμάτων πολλαπλής παλινδρόμησης.

Ένας γενικός έλεγχος σφαλμάτων εξειδίκευσης είναι ο έλεγχος RESET (REgression Specification Error Test) ή έλεγχος RESET του Ramsey (Ramsey's RESET). Παρακάτω γίνεται ανάλυση του μονομεταβλητού γραμμικού υποδείγματος και ανάλογα λειτουργεί και το πολυμεταβλητό υπόδειγμα. Έστω λοιπόν το υπόδειγμα :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u \quad (17)$$

Τα βήματα που ακολουθούμε για την εφαρμογή του Ramsey RESET είναι :

- Εκτιμάται το αρχικό υπόδειγμα και παίρνονται τα κατάλοιπα u_i και οι εκτιμημένες τιμές Y_i .
- Εισάγεται η Y_i ως ανεξάρτητη μεταβλητή. Αν από τη γραφική παράσταση παρατηρείται ότι η μη γραμμικότητα είναι τριτοβάθμια τότε από τη σχέση (17) έχουμε :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 Y_i^2 + \beta_3 Y_i^3 + v_i \quad (18)$$

- Το R^2 της νέας παλινδρόμησης (new) και αυτό από την αρχική (old), χρησιμοποιούνται για έναν έλεγχο F σύμφωνα με τον τύπο :

$$F = [(R^2_{new} - R^2_{old})/k] / [(1 - R^2_{new})/(n-z)] \quad (19)$$
όπου R^2_{new} = το R^2 από τη νέα παλινδρόμηση
 R^2_{old} = το R^2 από τη αρχική παλινδρόμηση
 k = ο αριθμός των νέων ανεξάρτητων μεταβλητών
 n = ο αριθμός των παρατηρήσεων
 z = ο αριθμός των παραμέτρων του νέου υποδείγματος
- Αν $F > F_{\text{πίνακων}}$ τότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση (H_0 : δεν υπάρχει πρόβλημα εξειδίκευσης) και υπάρχει πρόβλημα με τη συναρτησιακή μορφή του υποδείγματος και κατ' επέκταση υπάρχει σφάλμα εξειδίκευσης.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου Ramsey RESET παρουσιάζονται στην παράγραφο 9.3 του παραρτήματος.

6.2.6.6 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Για τον έλεγχο της ισοδυναμίας των συντελεστών της παλινδρόμησης ανάμεσα σε δύο σύνολα δεδομένων χρησιμοποιείται το Chow τείστ. Η μηδενική υπόθεση μπορεί να αναφέρεται στην ισοδυναμία των συντελεστών παλινδρόμησης σε δύο δείγματα ένα πριν από κάποιο σημαντικό γεγονός και σε ένα μετά από αυτό το γεγονός. Τα βήματα του ελέγχου είναι τα ακόλουθα :

- Πραγματοποιούνται δύο όμοιες σε εξειδίκευση παλινδρομήσεις των δύο συνόλων δεδομένων και παίρνονται τα SSE_1 και SSE_2 .
- Ενοποιούνται τα δύο σύνολα δεδομένων και πραγματοποιείται μια συνολική παλινδρόμηση παίρνοντας τα SSE_T .
- Υπολογίζεται η στατιστική F από τον τύπο :

$$F = [(SSE_T - SSE_1 - SSE_2) / (k + 1)] / [(SSE_1 + SSE_2) / (N_1 + N_2 - 2k - 2)] \quad (20)$$
 k = ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών
 N_1 = ο αριθμός των παρατηρήσεων του 1^{ου} δείγματος
 N_2 = ο αριθμός των παρατηρήσεων του 2^{ου} δείγματος
- Απορρίπτεται η H_0 (ότι οι συντελεστές παλινδρόμησης των δύο συνόλων δεδομένων είναι ισοδύναμοι) αν $F \geq F_{\kappa+1, N_1 + N_2 - 2\kappa - 2, \alpha}$.

Στην περίπτωση της αγοράς ακινήτων σαν σημαντικό γεγονός (break point) τίθεται η έναρξη της κρίσης στην Ελλάδα στις αρχές του 2009. Τα αποτελέσματα του ελέγχου παρατίθενται στην παράγραφο 9.3 του παραρτήματος.

Οι έλεγχοι διαρθρωτικής σταθερότητας (δηλαδή οι παράμετροι β_0 και β_1 της εξίσωσης (17) να μην αλλάζουν διαχρονικά) μπορούν να συνεχιστούν με τους ελέγχους CUSUM και CUSUM SQUARE. Η στατιστική CUSUM (cumulative sums) ορίζεται ως σωρευτικό άθροισμα :

$$T = k+1, k+2, \dots, T \quad W_t = \sum_{r=k+1}^t W_r/s \quad (21)$$

όπου s η τυπική απόκλιση όταν χρησιμοποιούνται όλες οι s δειγματικές παρατηρήσεις. Όταν οι συντελεστές του υποδείγματος (β_j) είναι σταθεροί από περίοδο σε περίοδο, η προσδοκώμενη τιμή του σωρευτικού αθροίσματος $E(W_t)$ είναι μηδέν. Αν όμως οι συντελεστές β_j δεν είναι σταθεροί, τα σωρευτικά αθροίσματα W_t θα είναι διάφορα του μηδενός.

Ομοίως ο έλεγχος CUSUM SQUARE χρησιμοποιεί τα τετράγωνα των σωρευτικών αθροισμάτων

$$S_t = (\sum_{r=k+1}^t W_r^2) / (\sum_{r=k+1}^T W_r^2) \text{ για } t= k+1, k+2, \dots, T$$

Η αναμενόμενη τιμή s δίνεται ως : $E(s) = (t-k)/(T-k)$ (22)

Όταν η μηδενική υπόθεση H_0 ότι οι συντελεστές είναι σταθεροί, είναι σωστή τα τετράγωνα των σωρευτικών αθροισμάτων W_j είναι ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές που ακολουθούν την χ^2 με ένα βαθμό ελευθερίας. Οι έλεγχοι CUSUM και CUSUM SQUARE πραγματοποιήθηκαν στο υπόδειγμα της εργασίας με το Eviews και τα αποτελέσματα τους φαίνονται στη παράγραφο 9.3 του παραρτήματος.

6.3 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΠΟΛΛΑΠΛΗΣ ΓΡΑΜΜΙΚΗΣ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ

Στην παράγραφο 6.2 αναπτύχθηκε η θεωρία για τη στασιμότητα των χρονολογικών σειρών – δεδομένων και η εφαρμογή αυτής στο υπόδειγμα της εργασίας παρατίθενται στο παράρτημα στην παράγραφο 9.2. Τα περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών του υποδείγματος δίνονται αναλυτικά στην 9.1 παράγραφο του παραρτήματος. Εφαρμόστηκε λοιπόν η πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση όπως εκφράζεται από την παρακάτω σχέση :

$$DDTAK = \gamma_1 D_{t1} + \gamma_2 D_{t2} + \gamma_3 D_{t3} + \gamma_4 D_{t4} + \beta_1 DDTKAT + \beta_2 DDKKAT + \beta_3 EPSETG + \beta_4 DDXRDOTHSH + \beta_5 DANERGIA + \beta_6 DDPOPULATION + \beta_7 DAEP + \varepsilon \quad (23)$$

Επισημαίνεται πως σε αυτή τη σχέση λαμβάνεται υπόψη και η επίδραση της εποχικότητας όπως αναλύθηκε στην παράγραφο 6.2.4. Συνοπτικά τα αποτελέσματα φαίνονται στον παρακάτω πίνακα (6.9).

Κωδικός EViews	Συντελεστής	Εκτίμηση Συντελεστών	t-statistic	Prob.
D1	γ_1	6.110535	1.989440	0.0541
D2	γ_2	-4.923127	-1.365196	0.1804
D3	γ_3	-1.336161	-0.404744	0.6880
D4	γ_4	5.099073	1.374439	0.1776
DDTKAT	β_1	0.112540	0.086447	0.9316
DDKKAT	β_2	0.423414	0.506737	0.6153
EPSTEG	β_3	0.175322	0.308201	0.7597
DDXRDOTSH	β_4	0.001471	1.547533	0.1302
DANERGIA	β_5	-4.108831	-4.882323	0.0000
DDPOPULATION	β_6	0.000333	0.996341	0.3256
DAEP	β_7	0.000569	1.585930	0.1213
$R^2=0.690195$	$R^2_{adj}=0.606463$			

Πίνακας (6.9)

Από τα αποτελέσματα του πίνακα εντοπίζεται μεγάλη σχετικά ερμηνευτική ικανότητα του δείγματος από το υπόδειγμα της εργασίας (αφού $R^2=0.690195$ και $R^2_{adj}=0.606463$) και στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5 % (το οποίο και θα αποτελέσει τη βασικό επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στην παρούσα εργασία) για τις πρώτες διαφορές της ανεργίας (μεταβλητή **DANERGIA**).

Ακολουθούν οι έλεγχοι των υποθέσεων που αναλυτικά αποτυπώνονται στο παράρτημα στην παράγραφο 9.3. Τα αποτελέσματα αυτών έδειξαν πως στα κατάλοιπα δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, υπάρχει αυτοσυσχέτιση και κανονικότητα. Επίσης εμφανίζεται πολυσυγγραμμικότητα μεταξύ των

μεταβλητών DANERGIA και DAEP (δες πίνακα παραρτήματος). Ο έλεγχος RAMSEY-RESET έδειξε ότι η συναρτησιακή μορφή είναι σωστή. Ο έλεγχος Chow breakpoint κατέδειξε ότι δεν υπάρχει ισοδυναμία των συντελεστών για το πρώτο τρίμηνο του 2009, όπου και θεωρείται χρόνος έναρξης της κρίσης στην Ελλάδα. Ο έλεγχος Chow forecast έδειξε ότι για την περίοδο 2009 - 2012 μπορούν να προβλεφθούν οι συντελεστές του υποδείγματος. Τέλος οι έλεγχοι CUSUM και CUSUM SQUARE αποφάνθηκαν πως υπάρχει σταθερότητα των συντελεστών του υποδείγματος. Όλα αυτά τα αποτελέσματα συνοψίζονται στον παρακάτω πίνακα (6.10). Υπενθυμίζεται πως όλοι οι έλεγχοι έγιναν σε επίπεδο σημαντικότητας 5 %.

Έλεγχος	Αποτέλεσμα
ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ WHITE HETER. TEST	ΟΧΙ
ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ BG LM TEST	ΝΑΙ
ΚΑΝΟΝΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ JARQUE - BERA	ΝΑΙ
ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑΣ	ΝΑΙ
ΣΥΝΑΡΤΗΣΙΑΚΗΣ ΜΟΡΦΗΣ RAMSEY – RESET TEST	ΣΩΣΤΗ
ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ CHOW BREAKPOINT TEST	ΟΧΙ
ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ CHOW FORECAST TEST	ΝΑΙ
ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ CUSUM – CUSUM SQUARE	ΝΑΙ

Πίνακας (6.10)

Επόμενο βήμα της έρευνας αποτέλεσε η διόρθωση της πολυσυγγραμικότητας που πραγματοποιήθηκε αφαιρώντας τη μεταβλητή DAEP αλλά και την εποχικότητα (παρουσία των ψευδομεταβλητών) η οποία εντοπίστηκε ως στατιστικά ασήμαντη στην περίπτωση αυτή. Συνοπτικά τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης φαίνονται στον παρακάτω πίνακα (6.11).

Κωδικός EViews	Συντελεστής	Εκτίμηση Συντελεστών	t-statistic	Prob.
C	β_0	-2.485449	-0.839858	0.4059
DANERGIA	β_1	-1.972511	-2.714217	0.0097
DDTKAT	β_2	0.280703	0.730015	0.4695
DDKKAT	β_3	1.038403	0.989754	0.3281
EPSTEG	β_4	0.830552	1.470879	0.1490

DDPOPULATION	β_5	0.000638	3.082220	0.0037
DDXRDOTSH	β_6	0.000920	0.615880	0.5414
$R^2=0.421727$	$R^2_{adj}=0.337102$			

Πίνακας (6.11)

Από τα αποτελέσματα του πίνακα εντοπίζεται μικρή σχετικά ερμηνευτική ικανότητα του δείγματος από το υπόδειγμα της εργασίας (αφού $R^2=0.421727$ και $R^2_{adj}=0.337102$) και στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5 % επηρεασμού του δείκτη τιμών των ακινήτων από το ποσοστό ανεργίας και την εξέλιξη του πληθυσμού.

Τα αποτελέσματα των διαγνωστικών ελέγχων παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα (6.12).

Έλεγχος	Αποτέλεσμα
ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ WHITE HETER. TEST	ΝΑΙ
ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ BG LM TEST	ΝΑΙ
ΚΑΝΟΝΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ JARQUE - BERA	ΝΑΙ
ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑΣ	ΟΧΙ
ΣΥΝΑΡΤΗΣΙΑΚΗΣ ΜΟΡΦΗΣ RAMSEY – RESET TEST	ΛΑΘΟΣ
ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ CHOW BREAKPOINT TEST	ΟΧΙ
ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ CHOW FORECAST TEST	ΟΧΙ
ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ CUSUM – CUSUM SQUARE	ΝΑΙ

Πίνακας (6.12)

Διαβάζοντας το πίνακα (6.12) και λαμβάνοντας υπόψη τη διεθνή βιβλιογραφία για τον δείκτη τιμών ακινήτων, ο οποίος επηρεάζεται σε μεγαλύτερο βαθμό από το Α.Ε.Π και λιγότερο από τον δείκτη ανεργίας σε διάφορες χώρες, συνεχίσαμε την έρευνα αφαιρώντας την μεταβλητή DANERGIA και επαναφέροντας μαζί με τις υπόλοιπες τη μεταβλητή DAEP. Τα αποτελέσματα αυτής της παλινδρόμησης και βασικότερα ο έλεγχος αυτοσυσχέτισης κατέδειξε ότι τα κατάλοιπα συσχετίζονται. Λύση στο πρόβλημα αυτό δόθηκε χρησιμοποιώντας μια υστέρηση της εξαρτημένης μεταβλητής (DDTAK(-1)) σαν ανεξάρτητη μεταβλητή στο υπόδειγμα. Με αυτόν τον τρόπο προέκυψε το τελικό υπόδειγμα της εργασίας (εξίσωση 24) που λαμβάνει υπόψη την εποχικότητα, τη διόρθωση της πολυσυγγραμμικότητας και της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.

$$DDTAK = \gamma_1 D_{t1} + \gamma_2 D_{t2} + \gamma_3 D_{t3} + \gamma_4 D_{t4} + \beta_1 DAEP + \beta_2 DDKKAT + \beta_3 DDTKAT + \beta_4 EPSETG + \beta_5 DDPOPULATION + \beta_6 DDXRDOTSH + \beta_7 DDTAK(-1) + \varepsilon \quad (24)$$

Από τα αποτελέσματα του πίνακα (6.13) εντοπίζεται μεγάλη σχετικά ερμηνευτική ικανότητα του δείγματος από το υπόδειγμα της εργασίας (αφού $R^2=0.727648$ και $R^2_{adj}=0.654039$) και στατιστική σημαντικότητα επηρεασμού του δείκτη τιμών ακινήτων από το Α.Ε.Π και την υστέρησή του.

Κωδικός EViews	Συντελεστής	Εκτίμηση Συντελεστών	t-statistic	Prob.
D1	γ_1	2.914877	1.075065	0.2893
D2	γ_2	-5.777506	-1.743056	0.0896
D3	γ_3	-5.078888	-1.799962	0.0800
D4	γ_4	2.002772	0.616196	0.5415
DAEP	β_1	0.001218	3.931253	0.0004
DDKKAT	β_2	0.477835	0.614666	0.5425
DDTKAT	β_3	-0.110954	-0.090855	0.9281
EPSTEG	β_4	0.321023	0.618512	0.5400
DDPOPULATION	β_5	0.000496	1.606394	0.1167
DDXRDOTSH	β_6	0.000798	0.884131	0.3823
DDTAK(-1)	β_7	0.579316	5.674790	0.0000
$R^2 = 0.727648$	$R^2_{adj} = 0.654039$			

Πίνακας (6.13)

Ακολουθούν οι έλεγχοι των υποθέσεων, που αναλυτικά αποτυπώνονται στο παράρτημα στην παράγραφο 9.3 και συνοπτικά στον πίνακα (6.14).

Έλεγχος	Αποτέλεσμα
ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ WHITE HETER. TEST	ΟΧΙ
ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ BG LM TEST	ΟΧΙ (διορθώθηκε)
ΚΑΝΟΝΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ JARQUE - BERA	ΝΑΙ
ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑΣ	ΟΧΙ
ΣΥΝΑΡΤΗΣΙΑΚΗΣ ΜΟΡΦΗΣ RAMSEY – RESET TEST	ΣΩΣΤΗ
ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ CHOW BREAKPOINT TEST	ΝΑΙ

ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ CHOW FORECAST TEST	ΝΑΙ
ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ CUSUM – CUSUM SQUARE	ΝΑΙ

Πίνακας (6.14)

Τα αποτελέσματα αυτών έδειξαν πως στα κατάλοιπα δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, υπάρχει αυτοσυσχέτιση που διορθώθηκε με τον τρόπο που προαναφέρθηκε και εμφανίζεται κανονικότητα μεταξύ των καταλοίπων. Επίσης δεν εμφανίζεται πολυσυγγραμμικότητα μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών (δες πίνακα παραρτήματος) και ο έλεγχος RAMSEY-RESET έδειξε ότι η συναρτησιακή μορφή είναι σωστή. Ο έλεγχος Chow breakpoint κατέδειξε ότι υπάρχει ισοδυναμία των συντελεστών για το πρώτο τρίμηνο του 2009, όπου και θεωρείται χρόνος έναρξης της κρίσης στην Ελλάδα. Ο έλεγχος Chow forecast έδειξε ότι για την περίοδο 2009 - 2012 μπορούν να προβλεφθούν οι συντελεστές του υποδείγματος. Τέλος οι έλεγχοι CUSUM και CUSUM SQUARE αποφάνθηκαν πως υπάρχει σταθερότητα των συντελεστών του υποδείγματος.

7. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Σκοπός της παρούσας μεταπτυχιακής εργασίας αποτέλεσε η μελέτη της αγοράς ακινήτων στην Ελλάδα και πιο συγκεκριμένα ο δείκτης τιμών ακινήτων όπως αυτός εκδίδεται από την Τράπεζα της Ελλάδος και οι παράγοντες που αυτός επηρεάζεται. Εξετάστηκαν λοιπόν ο δείκτης τιμών καταναλωτή, δείκτης κόστους κατασκευής, το βραχυπρόθεσμο στεγαστικό επιτόκιο, η στεγαστική χρηματοδότηση, ο δείκτης ανεργίας, η εξέλιξη του πληθυσμού και το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (Α.Ε.Π) ως παράγοντες – μεταβλητές που επηρεάζουν την αγορά των ακινήτων στον Ελληνικό χώρο. Προτού αναφερθούν τα αποτελέσματα της έρευνας που διεξήχθη αξίζει να αναφερθούν ορισμένα συμπεράσματα που ισχύουν για την αγορά ακινήτων παγκοσμίως.

Τα ακίνητα για τα περισσότερα νοικοκυριά, ακόμα και αυτά που έχουν χαμηλό εισόδημα, αποτελούν το μοναδικό περιουσιακό στοιχείο που κατέχουν καθώς θεωρούνται χαμηλού ρίσκου επενδύσεις και αποτελούν το ευκολότερο εγγυητικό μέσο δανεισμού. Επίσης τα περισσότερα νοικοκυριά επιθυμούν να αποκτήσουν ένα ακίνητο και αυτό το επιτυγχάνουν μέσω δανεισμού. Για αυτό το επιτόκιο παίζει καθοριστικό ρόλο στις τιμές των ακινήτων. Όσον αφορά τον παράγοντα της κατανάλωσης, οι προσδοκίες για αύξηση του εισοδήματος των νοικοκυριών αυξάνουν τη ζήτηση και τις τιμές των ακινήτων. Εάν όμως δεν αναμένεται υψηλό εισόδημα τότε θα μειωθεί η κατανάλωση και δεν θα υπάρχουν νέες αγορές ακινήτων. Έτσι μεταβολές του Α.Ε.Π και της ανεργίας επηρεάζουν τις τιμές των ακινήτων μέσω του μηχανισμού του εισοδήματος, όπως προαναφέρθηκε παραπάνω. Τέλος η προσφορά των ακινήτων δεν μεταβάλλεται τόσο εύκολα όσο η ζήτηση και αυτό έχει να κάνει με το χρόνο που απαιτείται για την κατασκευή μιας κατοικίας, με την ανταγωνιστικότητα που επικρατεί στον κατασκευαστικό κλάδο, τις χωροταξικές και πολεοδομικές ρυθμίσεις, τους φόρους και τις επιδοτήσεις που σχετίζονται με τις νέες κατοικίες.

Η ελληνική αγορά ακινήτων έχει εισέλθει σε τροχιά ύφεσης από το τέλος του 2008 και εξακολουθεί να συρρικνώνεται, καθώς παραμένουν αρνητικές οι μεσοπρόθεσμες προσδοκίες. Η υπέρμετρη φορολόγηση, η δαιδαλώδης γραφειοκρατία και η υπερβάλλουσα προσφορά αδιάθετων κατοικιών αποτελούν τα βασικά χαρακτηριστικά της Ελληνικής αγοράς ακινήτων. Μέσα σε αυτά τα πλαίσια λοιπόν, είναι δύσκολο να πραγματοποιηθεί μια ακριβής προσέγγιση της αγοράς ακινήτων στον Ελληνικό χώρο και να επισημανθούν τα κοινά στοιχεία που υπάρχουν παγκοσμίως και αναφέρθηκαν στην προηγούμενη παράγραφο.

Από τα αποτελέσματα του οικονομετρικού μοντέλου που κατασκευάστηκε, με το οποίο έγινε προσπάθεια προσομοίωσης της εγχώριας αγοράς ακινήτων και των παραγόντων που λήφθησαν υπόψη, βγήκε το συμπέρασμα ότι η μεταβλητή με τη μεγαλύτερη επεξηγηματική δύναμη της

διακύμανσης των τιμών των ακινήτων είναι οι τιμές του Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος ενώ ακολούθησε ο δείκτης ανεργίας. Και αυτό είναι λογικό αφού καθοριστικός, στην διαμόρφωση της τιμής ενός ακινήτου, είναι ο παράγοντας εισόδημα. Απεδείχθη επίσης πόσο δύσκολο αντικείμενο μελέτης αποτελεί ο κλάδος της αγοράς ακινήτων στην Ελλάδα και πώς οι ιδιαιτερότητες της εγχώριας οικονομίας και διοίκησης δρουν τις περισσότερες φορές ανασταλτικά στην ανάπτυξη του.

8. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. Apergis N. and Rezitis A., 2003, Housing Prices and Macroeconomics factors in Greece : prospects within the EMU, Department of Economics, University of Ioannina
2. Case K. and Glaser E. and Parker J., 2000, Real Estate and the Macroeconomy, Brookings Papers on Economic Activity
3. Case K. and Shiller R., 1990, Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market, National Bureau of Economic Research
4. Capozza D. and Hendershott P. and Mack C. and Mayer C., 2002 Determinants of Real House Price Dynamics, National Bureau of Economic Research
5. Chen M. and Patel K., 1998, House Price Dynamics and Granger Causality : An Analysis of Taipei New Dwelling Market, Department of Land Economy, University of Cambridge, UK
6. Clapp J. and Giaccoto C., 1993, The influence of Economic Variables on Local House Price Dynamics, University of Connecticut
7. Dickey D. and Fuller W., 1979, Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root, Journal of the American Association
8. Dabradakis M., 2007, Housing Market and Macroeconomy, Αγορά Κατοικίας, Τάσεις και Επενδυτικές Ευκαιρίες, p 19-33
9. Iacoviello M., 2000, House Prices and the Macroeconomy in Europe : Results for a Structural VAR Analysis, European Central Bank
10. Iacoviello M., 2002, House Prices and Business Cycles in Europe : a VAR Analysis, Boston College
11. Kearn J., 1979, Inflation, Mortgages, and Housing, Journal of Political Economy
12. Lee C.L., 2009, Housing Pricing Volatility and its Determinants, School of Economics and Finance, University of Western Sydney
13. Meese R. and Wallace N., 2003, House Price Dynamics and Market Fundamentals: The Parisian Housing Market, Urban Studies
14. Tsatsaronis K. and Haibin Z., 2006, Οι τιμές των κατοικιών διεθνώς και η χρηματοδότηση στεγαστικών δανείων, Αγορά κατοικίας, p 37-61
15. Tse R., 1997, An application of the ARIMA Model to real estate prices in Hong Kon, Journal of Property Finance, Vol. 8 Iss: 2 pp. 152 – 163
16. Zhang Y. and Hua X. and Zhao L., 2012, Exploring determinants of housing prices : A case study of Chinese experience in 1999-2010, Economic Modelling
17. Χάλκος Γεώργιος., 2011, Οικονομετρία , Θεωρία, εφαρμογές & χρήση προγραμμάτων σε Η/Υ. Αθήνα : Εκδόσεις Gutenberg
18. Κινητής Ανδρέας., 2000, Στατιστικές και Οικονομετρικές μέθοδοι. Αθήνα : Εκδόσεις Gutenberg

19. Αγορά ακινήτων : εξελίξεις και προοπτικές [online] διαθέσιμη στο <<http://www.bankofgreece.gr/BoGDocuments/ΑΓΟΡΑ ΑΚΙΝΗΤΩΝ.pdf>>
20. Ελληνική Στατιστική Υπηρεσία (ΕΛ.ΣΤΑΤ.), [online] διαθέσιμη στο: <<http://www.statistics.gr>>
21. Τράπεζα της Ελλάδος, [online] διαθέσιμη στο: <<http://www.bankofgreece.gr>>
22. Capital.gr, [online] διαθέσιμο στο: <<http://www.capital.gr/realestate/>>

9. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

9.1 ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Τα περιγραφικά στατιστικά για τις διάφορες μεταβλητές (εξαρτημένες και ανεξάρτητες) του υποδείγματος έτσι όπως εξάγονται από το οικονομετρικό πρόγραμμα Eviews παρατίθενται παρακάτω :

ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΑΚΙΝΗΤΩΝ – ΚΑΤΟΙΚΙΩΝ (κωδ. DTAK)

	DTAK
Mean	212.0029
Median	216.9544
Maximum	261.3972
Minimum	132.0512
Std. Dev.	38.78791
Skewness	-0.440201
Kurtosis	2.067281
Jarque-Bera	3.427233
Probability	0.180213
Sum	10600.14
Sum Sq. Dev.	73720.61
Observations	50

ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΗ (κωδ. DTKAT)

	DTKAT
Mean	91.82764
Median	91.41760
Maximum	110.7167
Minimum	74.29071
Std. Dev.	10.69763
Skewness	0.109047
Kurtosis	1.854556
Jarque-Bera	2.832515
Probability	0.242620
Sum	4591.382
Sum Sq. Dev.	5607.530
Observations	50

ΔΕΙΚΤΗΣ ΚΟΣΤΟΥΣ ΚΑΤΑΣΚΕΥΗΣ (κωδ. DKKAT)

	DKKAT
Mean	103.3886
Median	102.8290
Maximum	117.6900
Minimum	85.65481

Std. Dev.	11.23051
Skewness	-0.075184
Kurtosis	1.467837
Jarque-Bera	4.937778
Probability	0.084679
Sum	5169.431
Sum Sq. Dev.	6180.095
Observations	50

ΕΠΙΤΟΚΙΟ ΣΤΕΓΑΣΤΙΚΩΝ ΔΑΝΕΙΩΝ (κωδ. EPSTEG)

	EPSTEG
Mean	4.631314
Median	4.431156
Maximum	9.216667
Minimum	3.112897
Std. Dev.	1.201075
Skewness	2.015149
Kurtosis	7.581842
Jarque-Bera	77.57623
Probability	0.000000
Sum	231.5657
Sum Sq. Dev.	70.68644
Observations	50

ΣΤΕΓΑΣΤΙΚΗ ΧΡΗΜΑΤΟΔΟΤΗΣΗ (κωδ. XRDOTSHS)

	XRDOTSHS
Mean	48458.72
Median	49207.48
Maximum	81088.00
Minimum	8965.040
Std. Dev.	26887.34
Skewness	-0.094762
Kurtosis	1.382366
Jarque-Bera	5.526373
Probability	0.063090
Sum	2422936.
Sum Sq. Dev.	3.54E+10
Observations	50

ΠΟΣΟΣΤΟ ΑΝΕΡΓΙΑΣ (κωδ. ANERGIA)

	ANERGIA
Mean	11.08033
Median	10.18334
Maximum	23.60000
Minimum	7.200000
Std. Dev.	3.570745
Skewness	2.080321
Kurtosis	7.064755
Jarque-Bera	70.48579
Probability	0.000000
Sum	554.0165
Sum Sq. Dev.	624.7607
Observations	50

ΠΛΗΘΥΣΜΟΣ (κωδ. POPULATION)

	POPULATION
Mean	11128658
Median	11130999
Maximum	11309885
Minimum	10903757
Std. Dev.	137384.3
Skewness	-0.109132
Kurtosis	1.597349
Jarque-Bera	4.198063
Probability	0.122575
Sum	5.56E+08
Sum Sq. Dev.	9.25E+11
Observations	50

ΑΚΑΘΑΡΙΣΤΟ ΕΓΧΩΡΙΟ ΠΡΟΙΟΝ (κωδ. ΑΕΡ)

	ΑΕΡ
Mean	48551.80
Median	50274.41
Maximum	61533.10
Minimum	31611.81
Std. Dev.	8546.521
Skewness	-0.316919
Kurtosis	1.913924
Jarque-Bera	3.294399
Probability	0.192588
Sum	2427590.
Sum Sq. Dev.	3.58E+09
Observations	50

9.2 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟΥ ΕΛΕΓΧΟΥ DICKEY-FULLER, ADF

Πριν γίνουν οι διάφοροι έλεγχοι επισημαίνεται πως το κρίσιμο επίπεδο σημαντικότητας στην παρούσα διπλωματική είναι το 5 %. Έτσι είναι :

ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΑΚΙΝΗΤΩΝ – ΚΑΤΟΙΚΙΩΝ (κωδ. DTAK)

Null Hypothesis: DTAK has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.969035	0.9998
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DTAK)
Method: Least Squares
Date: 02/04/13 Time: 22:08
Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DTAK(-1)	0.023359	0.024105	0.969035	0.3378
D(DTAK(-1))	0.356212	0.151669	2.348613	0.0234
C	1.091369	3.559155	0.306637	0.7606
@TREND(2000Q1)	-0.205309	0.081779	-2.510534	0.0158
R-squared	0.576013	Mean dependent var		1.427472
Adjusted R-squared	0.547104	S.D. dependent var		4.741050
S.E. of regression	3.190609	Akaike info criterion		5.237956
Sum squared resid	447.9195	Schwarz criterion		5.393890
Log likelihood	-121.7109	Hannan-Quinn criter.		5.296884
F-statistic	19.92555	Durbin-Watson stat		2.082398
Prob(F-statistic)	0.000000			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη.

Ακολουθεί ο έλεγχος στις πρώτες διαφορές :

Null Hypothesis: D(DTAK) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.296443	0.0070
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DTAK,2)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/13 Time: 22:09
 Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DTAK(-1))	-0.574653	0.133751	-4.296443	0.0001
C	4.276600	1.364040	3.135246	0.0030
@TREND(2000Q1)	-0.138734	0.044329	-3.129618	0.0031
R-squared	0.292496	Mean dependent var		-0.191411
Adjusted R-squared	0.261052	S.D. dependent var		3.709131
S.E. of regression	3.188447	Akaike info criterion		5.217407
Sum squared resid	457.4788	Schwarz criterion		5.334357
Log likelihood	-122.2178	Hannan-Quinn criter.		5.261602
F-statistic	9.301950	Durbin-Watson stat		2.147785
Prob(F-statistic)	0.000416			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά των πρώτων διαφορών (κωδ. DDTAK) είναι στάσιμη.

ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΗ (κωδ. DTKAT)

Null Hypothesis: DTKAT has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.407269	0.3714
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DTKAT)
 Method: Least Squares

Date: 02/04/13 Time: 22:10
Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DTKAT(-1)	-0.391832	0.162770	-2.407269	0.0203
D(DTKAT(-1))	-0.597186	0.119479	-4.998275	0.0000
C	29.68272	11.85862	2.503050	0.0161
@TREND(2000Q1)	0.291811	0.118995	2.452302	0.0182
R-squared	0.667786	Mean dependent var		0.726352
Adjusted R-squared	0.645135	S.D. dependent var		1.268026
S.E. of regression	0.755369	Akaike info criterion		2.356435
Sum squared resid	25.10564	Schwarz criterion		2.512369
Log likelihood	-52.55445	Hannan-Quinn criter.		2.415363
F-statistic	29.48164	Durbin-Watson stat		1.381718
Prob(F-statistic)	0.000000			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη.

Ακολουθεί ο έλεγχος στις πρώτες διαφορές :

Null Hypothesis: D(DTKAT) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.375462	0.0057
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DTKAT,2)
Method: Least Squares
Date: 02/04/13 Time: 22:10
Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q2
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DTKAT(-1))	-1.183703	0.270532	-4.375462	0.0001
D(DTKAT(-1),2)	-0.338555	0.144381	-2.344879	0.0237
C	0.829958	0.293011	2.832514	0.0070
@TREND(2000Q1)	0.001529	0.008201	0.186457	0.8530
R-squared	0.906087	Mean dependent var		0.061729
Adjusted R-squared	0.899534	S.D. dependent var		2.387592
S.E. of regression	0.756778	Akaike info criterion		2.361772
Sum squared resid	24.62667	Schwarz criterion		2.519232
Log likelihood	-51.50165	Hannan-Quinn criter.		2.421025
F-statistic	138.2895	Durbin-Watson stat		1.613050

Prob(F-statistic) 0.000000

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά των πρώτων διαφορών (κωδ. DDKAT) είναι στάσιμη.

ΔΕΙΚΤΗΣ ΚΟΣΤΟΥΣ ΚΑΤΑΣΚΕΥΗΣ (κωδ. DKKAT)

Null Hypothesis: DKKAT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.405452	0.8468
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DKKAT)
Method: Least Squares
Date: 02/04/13 Time: 22:11
Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DKKAT(-1)	-0.076379	0.054345	-1.405452	0.1669
D(DKKAT(-1))	0.501703	0.140516	3.570440	0.0009
C	6.857031	4.517214	1.517978	0.1362
@TREND(2000Q1)	0.053591	0.042912	1.248834	0.2183
R-squared	0.251339	Mean dependent var		0.654735
Adjusted R-squared	0.200294	S.D. dependent var		0.723090
S.E. of regression	0.646633	Akaike info criterion		2.045578
Sum squared resid	18.39788	Schwarz criterion		2.201512
Log likelihood	-45.09388	Hannan-Quinn criter.		2.104506
F-statistic	4.923864	Durbin-Watson stat		1.772815
Prob(F-statistic)	0.004911			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη.

Ακολουθεί ο έλεγχος στις πρώτες διαφορές :

Null Hypothesis: D(DKKAT) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.697351	0.0023
Test critical values:	1% level	-4.165756	
	5% level	-3.508508	
	10% level	-3.184230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DKKAT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/13 Time: 22:12
 Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q2
 Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DKKAT(-1))	-0.731122	0.155646	-4.697351	0.0000
D(DKKAT(-1),2)	0.291342	0.146619	1.987070	0.0533
C	0.672089	0.242767	2.768458	0.0083
@TREND(2000Q1)	-0.007318	0.006978	-1.048721	0.3002
R-squared	0.343692	Mean dependent var		-0.008978
Adjusted R-squared	0.297903	S.D. dependent var		0.762814
S.E. of regression	0.639171	Akaike info criterion		2.023977
Sum squared resid	17.56723	Schwarz criterion		2.181437
Log likelihood	-43.56347	Hannan-Quinn criter.		2.083230
F-statistic	7.506005	Durbin-Watson stat		2.009127
Prob(F-statistic)	0.000380			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά των πρώτων διαφορών (κωδ. DDKKAT) είναι στάσιμη.

ΕΠΙΤΟΚΙΟ ΣΤΕΓΑΣΤΙΚΩΝ ΔΑΝΕΙΩΝ (κωδ. EPSTEG)

Null Hypothesis: EPSTEG has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.577131	0.0426
Test critical values:	1% level	-4.161144
	5% level	-3.506374
	10% level	-3.183002

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(EPSTEG)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/13 Time: 22:13
 Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EPSTEG(-1)	-0.208577	0.058308	-3.577131	0.0009
D(EPSTEG(-1))	0.276449	0.122231	2.261686	0.0287
C	1.014607	0.341478	2.971226	0.0048
@TREND(2000Q1)	-0.005108	0.004225	-1.209045	0.2331
R-squared	0.369988	Mean dependent var		-0.097851
Adjusted R-squared	0.327033	S.D. dependent var		0.380706
S.E. of regression	0.312310	Akaike info criterion		0.590017
Sum squared resid	4.291663	Schwarz criterion		0.745950
Log likelihood	-10.16041	Hannan-Quinn criter.		0.648945
F-statistic	8.613318	Durbin-Watson stat		1.866200
Prob(F-statistic)	0.000131			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά (κωδ. EPSTEG) είναι στάσιμη.

ΣΤΕΓΑΣΤΙΚΗ ΧΡΗΜΑΤΟΔΟΤΗΣΗ (κωδ. XRDOTSH)

Null Hypothesis: XRDOTSH has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.737261	0.9642
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(XRDOTSH)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/13 Time: 22:14
 Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XRDOTSH(-1)	-0.011094	0.015048	-0.737261	0.4649
D(XRDOTSH(-1))	0.894244	0.073817	12.11439	0.0000
C	451.0016	215.6687	2.091177	0.0423
@TREND(2000Q1)	8.905378	29.23473	0.304616	0.7621
R-squared	0.827255	Mean dependent var		1409.804
Adjusted R-squared	0.815477	S.D. dependent var		1232.886
S.E. of regression	529.6009	Akaike info criterion		15.46178
Sum squared resid	12340992	Schwarz criterion		15.61771
Log likelihood	-367.0827	Hannan-Quinn criter.		15.52071
F-statistic	70.23677	Durbin-Watson stat		2.510713
Prob(F-statistic)	0.000000			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη.

Ακολουθεί ο έλεγχος στις πρώτες διαφορές :

Null Hypothesis: D(XRDOTHSH) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.895672	0.9479
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(XRDOTHSH,2)
Method: Least Squares
Date: 02/04/13 Time: 22:14
Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q2
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(XRDOTHSH(-1))	-0.056816	0.063434	-0.895672	0.3754
D(XRDOTHSH(-1),2)	-0.338438	0.133229	-2.540273	0.0148
C	304.7445	205.4565	1.483256	0.1453
@TREND(2000Q1)	-10.48760	5.550525	-1.889478	0.0656
R-squared	0.183493	Mean dependent var		-44.77062
Adjusted R-squared	0.126527	S.D. dependent var		509.7074
S.E. of regression	476.3714	Akaike info criterion		15.25154
Sum squared resid	9757976.	Schwarz criterion		15.40900
Log likelihood	-354.4111	Hannan-Quinn criter.		15.31079
F-statistic	3.221113	Durbin-Watson stat		1.847150
Prob(F-statistic)	0.031846			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά των πρώτων διαφορών (κωδ. DXRDOTHSH) δεν είναι στάσιμη.

Ακολουθεί ο έλεγχος στις δεύτερες διαφορές :

Null Hypothesis: D(XRDOTHSH,2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.48998	0.0000

Test critical values:	1% level	-4.165756
	5% level	-3.508508
	10% level	-3.184230

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(XRDOTHSH,3)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/13 Time: 22:15
 Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q2
 Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(XRDOTHSH(-1),2)	-1.363450	0.129976	-10.48998	0.0000
C	182.5037	153.2309	1.191037	0.2400
@TREND(2000Q1)	-8.976410	5.275981	-1.701373	0.0959
R-squared	0.715954	Mean dependent var		-27.95319
Adjusted R-squared	0.703043	S.D. dependent var		872.2096
S.E. of regression	475.2996	Akaike info criterion		15.22747
Sum squared resid	9940026.	Schwarz criterion		15.34556
Log likelihood	-354.8455	Hannan-Quinn criter.		15.27191
F-statistic	55.45237	Durbin-Watson stat		1.872299
Prob(F-statistic)	0.000000			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά των δευτέρων διαφορών (κωδ. DDXRDOTHSH) είναι στάσιμη.

ΠΟΣΟΣΤΟ ΑΝΕΡΓΙΑΣ (κωδ. ANERGIA)

Null Hypothesis: ANERGIA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.151514	1.0000
Test critical values:		
	1% level	-4.156734
	5% level	-3.504330
	10% level	-3.181826

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ANERGIA)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/13 Time: 22:16
 Sample (adjusted): 2000Q2 2012Q2
 Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

ANERGIA(-1)	0.079398	0.036903	2.151514	0.0367
C	-1.348138	0.390698	-3.450585	0.0012
@TREND(2000Q1)	0.028766	0.008037	3.579148	0.0008
R-squared	0.366245	Mean dependent var	0.230467	
Adjusted R-squared	0.338691	S.D. dependent var	0.911080	
S.E. of regression	0.740899	Akaike info criterion	2.297364	
Sum squared resid	25.25081	Schwarz criterion	2.413190	
Log likelihood	-53.28542	Hannan-Quinn criter.	2.341308	
F-statistic	13.29165	Durbin-Watson stat	1.925093	
Prob(F-statistic)	0.000028			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη.

Ακολουθεί ο έλεγχος στις πρώτες διαφορές :

Null Hypothesis: D(ANERGIA) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.867375	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ANERGIA,2)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/13 Time: 22:16
 Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q2
 Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ANERGIA(-1))	-1.074292	0.183096	-5.867375	0.0000
D(ANERGIA(-1),2)	0.336419	0.145257	2.316024	0.0254
C	-0.683170	0.262755	-2.600028	0.0127
@TREND(2000Q1)	0.036545	0.010040	3.639954	0.0007
R-squared	0.468395	Mean dependent var	0.028704	
Adjusted R-squared	0.431306	S.D. dependent var	0.981012	
S.E. of regression	0.739799	Akaike info criterion	2.316388	
Sum squared resid	23.53399	Schwarz criterion	2.473847	
Log likelihood	-50.43512	Hannan-Quinn criter.	2.375641	
F-statistic	12.62904	Durbin-Watson stat	1.817511	
Prob(F-statistic)	0.000005			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και

επομένως η χρονοσειρά των πρώτων διαφορών (κωδ. DANERGIA) είναι στάσιμη.

ΠΛΗΘΥΣΜΟΣ (κωδ. POPULATION)

Null Hypothesis: POPULATION has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.035290	0.9291
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(POPULATION)
Method: Least Squares
Date: 02/04/13 Time: 22:17
Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POPULATION(-1)	-0.023409	0.022611	-1.035290	0.3062
D(POPULATION(-1))	1.020458	0.088256	11.56246	0.0000
C	255296.7	245381.7	1.040407	0.3038
@TREND(2000Q1)	189.8040	226.4125	0.838311	0.4064
R-squared	0.895985	Mean dependent var		7801.943
Adjusted R-squared	0.888893	S.D. dependent var		5194.436
S.E. of regression	1731.443	Akaike info criterion		17.83095
Sum squared resid	1.32E+08	Schwarz criterion		17.98689
Log likelihood	-423.9429	Hannan-Quinn criter.		17.88988
F-statistic	126.3392	Durbin-Watson stat		2.305846
Prob(F-statistic)	0.000000			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη.

Ακολουθεί ο έλεγχος στις πρώτες διαφορές :

Null Hypothesis: D(POPULATION) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.833780	0.9550
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(POPULATION,2)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/13 Time: 22:17
 Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(POPULATION(-1))	-0.048404	0.058054	-0.833780	0.4088
C	1257.104	868.0187	1.448245	0.1545
@TREND(2000Q1)	-43.67533	20.09211	-2.173756	0.0350
R-squared	0.095352	Mean dependent var		-246.1823
Adjusted R-squared	0.055145	S.D. dependent var		1782.674
S.E. of regression	1732.824	Akaike info criterion		17.81335
Sum squared resid	1.35E+08	Schwarz criterion		17.93030
Log likelihood	-424.5205	Hannan-Quinn criter.		17.85755
F-statistic	2.371543	Durbin-Watson stat		2.147700
Prob(F-statistic)	0.104905			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά των πρώτων διαφορών (κωδ. DPOPULATION) δεν είναι στάσιμη.

Ακολουθεί ο έλεγχος στις δεύτερες διαφορές :

Null Hypothesis: D(POPULATION,2) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.436078	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(POPULATION,3)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/13 Time: 22:18
 Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q2
 Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(POPULATION(-1),2)	-1.117109	0.150228	-7.436078	0.0000
C	827.2798	564.3130	1.465995	0.1498
@TREND(2000Q1)	-42.62091	19.73897	-2.159226	0.0363
R-squared	0.556901	Mean dependent var		0.000000

Adjusted R-squared	0.536760	S.D. dependent var	2573.034
S.E. of regression	1751.252	Akaike info criterion	17.83575
Sum squared resid	1.35E+08	Schwarz criterion	17.95385
Log likelihood	-416.1402	Hannan-Quinn criter.	17.88019
F-statistic	27.65026	Durbin-Watson stat	2.024106
Prob(F-statistic)	0.000000		

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά των δεύτερων διαφορών (κωδ. DDPOPULATION) είναι στάσιμη.

ΑΚΑΘΑΡΙΣΤΟ ΕΓΧΩΡΙΟ ΠΡΟΙΟΝ (κωδ. ΑΕΡ)

Null Hypothesis: AEP has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.480194	0.3362
Test critical values:		
1% level	-4.156734	
5% level	-3.504330	
10% level	-3.181826	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(AEP)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/13 Time: 22:18
 Sample (adjusted): 2000Q2 2012Q2
 Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AEP(-1)	-0.273024	0.110082	-2.480194	0.0169
C	10929.02	3992.526	2.737370	0.0088
@TREND(2000Q1)	108.6894	66.43926	1.635921	0.1087

R-squared	0.138126	Mean dependent var	407.2784
Adjusted R-squared	0.100654	S.D. dependent var	3355.810
S.E. of regression	3182.444	Akaike info criterion	19.02796
Sum squared resid	4.66E+08	Schwarz criterion	19.14378
Log likelihood	-463.1849	Hannan-Quinn criter.	19.07190
F-statistic	3.686044	Durbin-Watson stat	1.946149
Prob(F-statistic)	0.032749		

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη.

Ακολουθεί ο έλεγχος στις πρώτες διαφορές :

Null Hypothesis: D(AEP) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.41417	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(AEP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/13 Time: 22:18
 Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q2
 Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AEP(-1))	-1.946187	0.170506	-11.41417	0.0000
D(AEP(-1),2)	0.709509	0.115180	6.160018	0.0000
C	2479.981	830.6410	2.985624	0.0047
@TREND(2000Q1)	-67.72981	27.97703	-2.420907	0.0198
R-squared	0.770152	Mean dependent var		60.14710
Adjusted R-squared	0.754116	S.D. dependent var		5081.992
S.E. of regression	2519.989	Akaike info criterion		18.58316
Sum squared resid	2.73E+08	Schwarz criterion		18.74062
Log likelihood	-432.7043	Hannan-Quinn criter.		18.64242
F-statistic	48.02681	Durbin-Watson stat		2.951809
Prob(F-statistic)	0.000000			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής H_1 : η μεταβλητή δεν έχει μοναδιαία ρίζα, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως η χρονοσειρά των πρώτων διαφορών (κωδ. DAEP) είναι στάσιμη.

9.3 ΔΙΑΓΝΩΣΤΙΚΟΙ ΕΛΕΓΧΟΙ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ

ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΜΕ ΟΛΕΣ ΟΙ ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ

Dependent Variable: DDTAK
Method: Least Squares
Date: 02/05/13 Time: 18:08
Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	6.110535	3.071485	1.989440	0.0541
D2	-4.923127	3.606169	-1.365196	0.1804
D3	-1.336161	3.301250	-0.404744	0.6880
D4	5.099073	3.709931	1.374439	0.1776
DDTKAT	0.112540	1.301833	0.086447	0.9316
DDKKAT	0.423414	0.835570	0.506737	0.6153
EPSTEG	0.175322	0.568856	0.308201	0.7597
DDXRDOTSH	0.001471	0.000951	1.547533	0.1302
DANERGIA	-4.108831	0.841573	-4.882323	0.0000
DDPOPULATION	0.000333	0.000335	0.996341	0.3256
DAEP	0.000569	0.000359	1.585930	0.1213

R-squared	0.690195	Mean dependent var	1.427472
Adjusted R-squared	0.606463	S.D. dependent var	4.741050
S.E. of regression	2.974179	Akaike info criterion	5.215863
Sum squared resid	327.2924	Schwarz criterion	5.644680
Log likelihood	-114.1807	Hannan-Quinn criter.	5.377914
Durbin-Watson stat	1.438795		

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % εμφανίζεται η μεταβλητή DANERGIA.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.227087	Prob. F(10,37)	0.0378
Obs*R-squared	18.03587	Prob. Chi-Square(10)	0.0544
Scaled explained SS	7.804381	Prob. Chi-Square(10)	0.6479

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 02/05/13 Time: 18:18
Sample: 2000Q3 2012Q2
Included observations: 48
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.988856	5.224224	1.146363	0.2590
D1^2	5.671224	4.940499	1.147905	0.2584
D2^2	8.491000	3.685055	2.304172	0.0269
D3^2	2.217762	4.361935	0.508435	0.6142
DDTKAT^2	0.253446	1.336391	0.189650	0.8506
DDKKAT^2	1.318065	0.807735	1.631804	0.1112
EPSTEG^2	-0.293453	0.141551	-2.073118	0.0452
DDXRDOTSH^2	7.42E-06	2.26E-06	3.281544	0.0023
DANERGIA^2	0.967601	0.880572	1.098832	0.2789
DDPOPULATION^2	-1.60E-07	1.57E-07	-1.022058	0.3134
DAEP^2	-1.34E-07	1.19E-07	-1.127260	0.2669

R-squared	0.375747	Mean dependent var	6.818592
Adjusted R-squared	0.207030	S.D. dependent var	8.316137
S.E. of regression	7.405424	Akaike info criterion	7.040353
Sum squared resid	2029.091	Schwarz criterion	7.469170
Log likelihood	-157.9685	Hannan-Quinn criter.	7.202403
F-statistic	2.227087	Durbin-Watson stat	2.357099
Prob(F-statistic)	0.037803		

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης έναντι της H_1 : υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.790277	Prob. F(2,35)	0.0751
Obs*R-squared	6.600862	Prob. Chi-Square(2)	0.0369

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 02/05/13 Time: 18:19

Sample: 2000Q3 2012Q2

Included observations: 48

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	-0.695374	2.947790	-0.235897	0.8149
D2	-0.547577	3.459198	-0.158296	0.8751
D3	-0.569556	3.189914	-0.178549	0.8593
D4	-0.655658	3.555023	-0.184431	0.8547
DDTKAT	0.116703	1.247949	0.093516	0.9260
DDKKAT	0.009670	0.799970	0.012088	0.9904
EPSTEG	0.101938	0.545572	0.186845	0.8529
DDXRDOTSH	-0.000615	0.001003	-0.613152	0.5437
DANERGIA	0.206994	0.816361	0.253557	0.8013
DDPOPULATION	0.000103	0.000322	0.320503	0.7505
DAEP	5.48E-05	0.000358	0.153122	0.8792
RESID(-1)	0.266900	0.185557	1.438374	0.1592

RESID(-2)	0.224235	0.172090	1.303007	0.2011
R-squared	0.137518	Mean dependent var	3.79E-16	
Adjusted R-squared	-0.158190	S.D. dependent var	2.638876	
S.E. of regression	2.839939	Akaike info criterion	5.151256	
Sum squared resid	282.2839	Schwarz criterion	5.658039	
Log likelihood	-110.6301	Hannan-Quinn criter.	5.342770	
Durbin-Watson stat	2.046583			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση

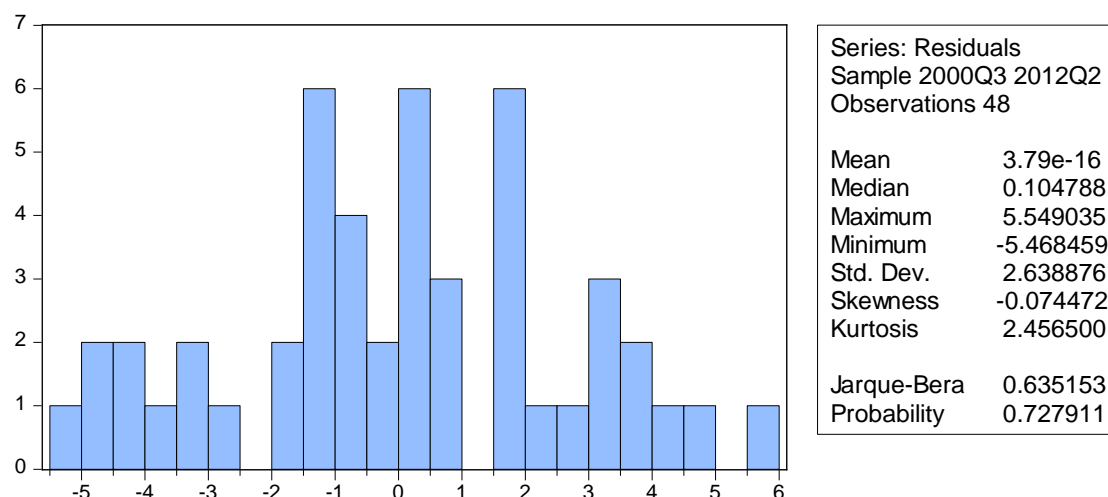
	D1	D2	D3	D4	DDT KAT	DDK KAT	EP STEG	DDXROT HSH	DANERGIA	DDPOP ULATIO N	DAE P
D1	1	,333	,333	,333	-,337	-,091	-,132	-,507	,32	,081	-,699
D2	,333	1	,333	,333	,584	,212	-,122	,241	-,548	-,242	,648
D3	,333	,333	1	,333	-,7	,027	,17	,053	-,121	,081	,322
D4	,333	,333	,333	1	,452	-,148	,083	,213	,349	,081	-,271
DDTKAT	,337	,584	-,7	,452	1	,203	-,112	,245	-,15	-,323	,229
DDKKAT	,091	,212	,027	,148	,203	1	,086	,099	-,48	,058	,344
EPSTEG DDXRDO	,132	,122	,17	,083	-,112	,086	1	,151	-,278	,209	,064
TSHH	,507	,241	,053	,213	,245	,099	,151	1	-,273	,021	,413
DANERGIA DDPOPU LATION	,32	,548	,121	,349	-,15	-,48	-,278	-,273	1	-,063	-,684
DAEP	,699	,648	,322	,271	,229	,344	,064	,413	-,684	-,196	1

H_0 : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης έναντι της
 H_1 : υπάρχει αυτοσυσχέτιση, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 %
και επομένως υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΜΙΚΟΤΗΤΑΣ

Από τον πίνακα συσχετίσεων των ανεξάρτητων μεταβλητών παρατηρείται (κίτρινη διαγράμμιση) υψηλή συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών DAEP και DANERGIA.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΚΑΝΟΝΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ



Από τον έλεγχο του p-value η μηδενική υπόθεση H_0 : τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή έναντι της H_1 : τα κατάλοιπα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΑΡΤΗΣΙΑΚΗΣ ΜΟΡΦΗΣ

Ramsey RESET Test

Equation: GRAPSIMOOOLAMAZI

Specification: DDTAK D1 D2 D3 D4 DDTKAT DDKKAT EPSTEG

DDXRDOHSH DANERGIA DDPOPULATION DAEP

Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

	Value	df	Probability
F-statistic	0.779786	(2, 35)	0.4663
Likelihood ratio	2.092558	2	0.3512

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	13.96176	2	6.980880
Restricted SSR	327.2924	37	8.845741
Unrestricted SSR	313.3307	35	8.952305
Unrestricted SSR	313.3307	35	8.952305

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-114.1807	37
Unrestricted LogL	-113.1344	35

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: DDTAK

Method: Least Squares

Date: 02/05/13 Time: 21:15

Sample: 2000Q3 2012Q2

Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	8.597271	3.728322	2.305936	0.0272
D2	-5.383869	3.654110	-1.473374	0.1496
D3	-1.053837	3.333688	-0.316118	0.7538
D4	7.326931	4.191198	1.748171	0.0892
DDTKAT	0.055679	1.333667	0.041749	0.9669
DDKKAT	0.520506	0.849865	0.612457	0.5442
EPSTEG	0.075529	0.594744	0.126995	0.8997
DDXRDOHSH	0.002224	0.001133	1.962367	0.0577
DANERGIA	-5.179551	1.286449	-4.026240	0.0003
DDPOPULATION	0.000308	0.000337	0.913309	0.3673
DAEP	0.000670	0.000374	1.792696	0.0817
FITTED^2	-0.019639	0.035871	-0.547498	0.5875
FITTED^3	-0.007149	0.005815	-1.229282	0.2272

R-squared	0.703410	Mean dependent var	1.427472
Adjusted R-squared	0.601722	S.D. dependent var	4.741050
S.E. of regression	2.992040	Akaike info criterion	5.255602
Sum squared resid	313.3307	Schwarz criterion	5.762385
Log likelihood	-113.1344	Hannan-Quinn criter.	5.447116

Durbin-Watson stat 1.361928

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : το υπόδειγμα έχει σωστή συναρτησιακή μορφή έναντι της H_1 : η συναρτησιακή μορφή δεν είναι σωστή, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως δεν υπάρχει λάθος εξειδίκευσης - συναρτησιακής μορφής.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Chow Breakpoint Test: 2009Q1
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2000Q3 2012Q2

F-statistic	1.200954	Prob. F(11,26)	0.3342
Log likelihood ratio	19.72070	Prob. Chi-Square(11)	0.0493
Wald Statistic	13.21049	Prob. Chi-Square(11)	0.2798

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : υπάρχει ισοδυναμία των συντελεστών για το πρώτο τρίμηνο του 2009 έναντι της H_1 : δεν υπάρχει ισοδυναμία, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως δεν υπάρχει ισοδυναμία των συντελεστών.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Chow Forecast Test
Equation: GRAPSIMOOOLAMAZI
Specification: DDTAK D1 D2 D3 D4 DDTKAT DDKKAT EPSTEG
DDXRDOHSH DANERGIA DDPOPULATION DAEP
Test predictions for observations from 2009Q1 to 2012Q2

	Value	df	Probability
F-statistic	0.995606	(14, 23)	0.4880
Likelihood ratio	22.74047	14	0.0646

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	123.5016	14	8.821540
Restricted SSR	327.2924	37	8.845741
Unrestricted SSR	203.7909	23	8.860473
Unrestricted SSR	203.7909	23	8.860473

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-114.1807	37
Unrestricted LogL	-102.8105	23

Unrestricted log likelihood adjusts test equation results to account for observations in forecast sample

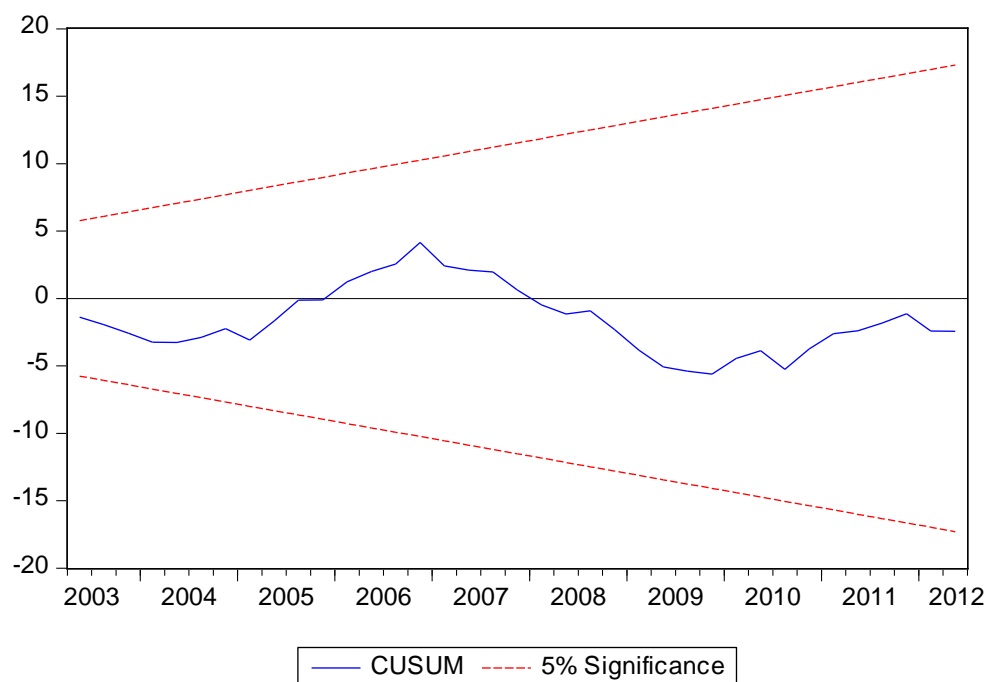
Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: DDTAK
Method: Least Squares
Date: 02/05/13 Time: 21:18

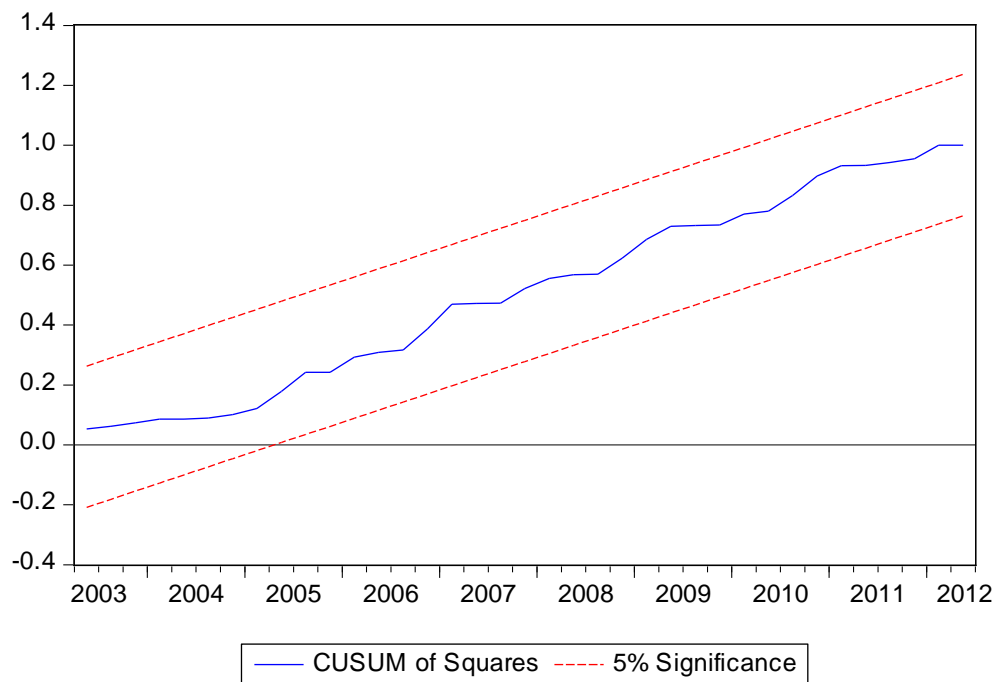
Sample: 2000Q3 2008Q4
 Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	11.24209	4.133635	2.719661	0.0122
D2	-2.645051	5.142855	-0.514316	0.6119
D3	1.502615	4.683427	0.320837	0.7512
D4	9.232129	4.655607	1.983013	0.0594
DDTKAT	-0.207223	1.981401	-0.104584	0.9176
DDKKAT	-0.912441	1.116542	-0.817202	0.4222
EPSTEG	-0.337247	0.677961	-0.497443	0.6236
DDXRDOTSHS	0.000836	0.001124	0.744057	0.4644
DANERGIA	-4.702519	1.865996	-2.520112	0.0191
DDPOPULATION	0.000795	0.000909	0.874663	0.3908
DAEP	0.001025	0.000774	1.324390	0.1984
R-squared	0.320448	Mean dependent var		3.683486
Adjusted R-squared	0.024990	S.D. dependent var		3.014560
S.E. of regression	2.976655	Akaike info criterion		5.275670
Sum squared resid	203.7909	Schwarz criterion		5.769492
Log likelihood	-78.68638	Hannan-Quinn criter.		5.444077
Durbin-Watson stat	1.336811			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης των συντελεστών για την περίοδο από 2009 - 2012 έναντι της H_1 : δεν υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης των συντελεστών του υποδείγματος για την υποπερίοδο 2009-2012.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ





Από τα παραπάνω διαγράμματα παρατηρείται ότι δεν υπάρχουν σημαντικές μεταβολές έξω από τις γραμμές των διαστημάτων εμπιστοσύνης και επομένως υπάρχουν ενδείξεις σταθερότητας των συντελεστών του υποδείγματος.

ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΜΕ ΟΛΕΣ ΟΙ ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ (ΕΚΤΟΣ ΔΑΕΡ)

Dependent Variable: DDTAK
 Method: Least Squares
 Date: 01/17/13 Time: 11:42
 Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	4.781231	3.013240	1.586741	0.1209
D2	-2.672818	3.380736	-0.790603	0.4341
D3	0.158743	3.226278	0.049203	0.9610
D4	5.301554	3.780930	1.402182	0.1690
DANERGIA	-4.632539	0.789361	-5.868719	0.0000
DDTKAT	0.007988	1.325830	0.006025	0.9952
DDKKAT	0.706745	0.832362	0.849084	0.4012
EPSTEG	0.074306	0.576438	0.128905	0.8981
DDPOPULATION	0.000210	0.000332	0.632294	0.5310
DDXRDOTSHH	0.001669	0.000961	1.737284	0.0904
R-squared	0.669135	Mean dependent var	1.427472	
Adjusted R-squared	0.590772	S.D. dependent var	4.741050	
S.E. of regression	3.032894	Akaike info criterion	5.239964	
Sum squared resid	349.5410	Schwarz criterion	5.629797	
Log likelihood	-115.7591	Hannan-Quinn criter.	5.387282	
Durbin-Watson stat	1.584547			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % εμφανίζεται η μεταβλητή DANERGIA. Επίσης οι ψευδομεταβλητές δεν παρουσιάζουν στατιστική σημαντικότητα.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.787042	Prob. F(9,38)	0.0130
Obs*R-squared	19.08588	Prob. Chi-Square(9)	0.0245
Scaled explained SS	9.441478	Prob. Chi-Square(9)	0.3976

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 02/05/13 Time: 22:01
 Sample: 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48
 Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.368788	5.515969	0.610734	0.5450
D1^2	7.051752	5.189014	1.358977	0.1822
D2^2	5.990847	3.527027	1.698554	0.0976
D3^2	3.691693	4.689193	0.787277	0.4360
DANERGIA^2	0.314553	0.842985	0.373142	0.7111
DDTKAT^2	0.871751	1.433134	0.608283	0.5466
DDKKAT^2	1.505052	0.865701	1.738537	0.0902
EPSTEG^2	-0.279793	0.147051	-1.902687	0.0647
DDPOPULATION^2	-2.17E-07	1.68E-07	-1.289204	0.2051
DDXRDOTSHH^2	8.98E-06	2.41E-06	3.722764	0.0006

R-squared	0.397623	Mean dependent var	7.282105
Adjusted R-squared	0.254954	S.D. dependent var	9.246239
S.E. of regression	7.980987	Akaike info criterion	7.175053
Sum squared resid	2420.454	Schwarz criterion	7.564886
Log likelihood	-162.2013	Hannan-Quinn criter.	7.322372
F-statistic	2.787042	Durbin-Watson stat	2.533556
Prob(F-statistic)	0.013005		

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης έναντι της H_1 : υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα. Αυτή διορθώθηκε με τον έλεγχο White και τα αποτελέσματα παρουσιάζονται παρακάτω :

Dependent Variable: DDTAK
Method: Least Squares
Date: 01/22/13 Time: 11:18
Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
Included observations: 48 after adjustments

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	4.781231	2.483465	1.925226	0.0617
D2	-2.672818	3.099655	-0.862296	0.3939
D3	0.158743	3.082397	0.051500	0.9592
D4	5.301554	3.275392	1.618601	0.1138
DANERGIA	-4.632539	0.706030	-6.561393	0.0000
DDTKAT	0.007988	1.495842	0.005340	0.9958
DDKKAT	0.706745	0.982942	0.719010	0.4765
EPSTEG	0.074306	0.428857	0.173265	0.8634
DDPOPULATION	0.000210	0.000288	0.727113	0.4716
DDXRDOTSH	0.001669	0.001123	1.486388	0.1454

R-squared	0.669135	Mean dependent var	1.427472
Adjusted R-squared	0.590772	S.D. dependent var	4.741050
S.E. of regression	3.032894	Akaike info criterion	5.239964
Sum squared resid	349.5410	Schwarz criterion	5.629797
Log likelihood	-115.7591	Hannan-Quinn criter.	5.387282
Durbin-Watson stat	1.584547		

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % εμφανίζεται η μεταβλητή DANERGIA.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.618614	Prob. F(2,36)	0.0867
Obs*R-squared	6.096116	Prob. Chi-Square(2)	0.0475

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/05/13 Time: 22:05

Sample: 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	-0.645500	2.933764	-0.220024	0.8271
D2	-0.449165	3.256882	-0.137913	0.8911
D3	-0.293610	3.116562	-0.094209	0.9255
D4	-0.735237	3.649043	-0.201488	0.8415
DANERGIA	0.170292	0.761649	0.223583	0.8243
DDTKAT	0.189600	1.290723	0.146895	0.8840
DDKKAT	-0.035458	0.811603	-0.043689	0.9654
EPSTEG	0.084641	0.555236	0.152441	0.8797
DDPOPULATION	8.28E-05	0.000325	0.254358	0.8007
DDXRDOTSH	-0.000360	0.001015	-0.354394	0.7251
RESID(-1)	0.161985	0.178049	0.909780	0.3690
RESID(-2)	0.301580	0.167508	1.800391	0.0802
R-squared	0.127002	Mean dependent var		-1.57E-16
Adjusted R-squared	-0.139747	S.D. dependent var		2.727094
S.E. of regression	2.911417	Akaike info criterion		5.187475
Sum squared resid	305.1485	Schwarz criterion		5.655275
Log likelihood	-112.4994	Hannan-Quinn criter.		5.364257
Durbin-Watson stat	2.044389			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης έναντι της H_1 : υπάρχει αυτοσυσχέτιση, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα. Για τη διόρθωση αυτής χρησιμοποιείται η υστέρηση της εξαρτημένης μεταβλητής στο υπόδειγμα όπως φαίνεται παρακάτω :

Dependent Variable: DDTAK
 Method: Least Squares
 Date: 01/22/13 Time: 11:35
 Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48 after adjustments
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	3.461809	2.398899	1.443083	0.1574
D2	-1.234663	3.130224	-0.394433	0.6955
D3	0.048794	2.598265	0.018779	0.9851
D4	5.068490	3.007148	1.685481	0.1003
DANERGIA	-3.325318	0.776902	-4.280229	0.0001
DDTKAT	-0.156928	1.337604	-0.117320	0.9072
DDKKAT	0.669306	0.871523	0.767973	0.4474
EPSTEG	-0.073824	0.377393	-0.195617	0.8460
DDPOPULATION	0.000188	0.000232	0.811479	0.4223
DDXRDOTSH	0.001351	0.001054	1.282230	0.2077
DDTAK(-1)	0.318450	0.147462	2.159543	0.0374
R-squared	0.716920	Mean dependent var		1.427472
Adjusted R-squared	0.640412	S.D. dependent var		4.741050
S.E. of regression	2.843003	Akaike info criterion		5.125649
Sum squared resid	299.0586	Schwarz criterion		5.554466
Log likelihood	-112.0156	Hannan-Quinn criter.		5.287699
Durbin-Watson stat	2.212403			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % εμφανίζεται η μεταβλητή DANERGIA και η υστέρηση του δείκτη τιμών ακινήτων DDTAK(-1). Επίσης οι ψευδομεταβλητές παρουσιάζονται στατιστικά μη σημαντικές πράγμα που μας οδηγεί στην απαλοιφή της εποχικότητας.

ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΜΕ ΟΛΕΣ ΟΙ ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ (ΕΚΤΟΣ ΔΑΕΡ), ΧΩΡΙΣ ΕΠΟΧΙΚΟΤΗΤΑ

Τα αποτελέσματα του υποδείγματος, διορθωμένου για ετεροσκεδαστικότητα παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα :

Dependent Variable: DDTAK
 Method: Least Squares
 Date: 01/18/13 Time: 21:26
 Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48 after adjustments
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.485449	2.959369	-0.839858	0.4059
DANERGIA	-1.972511	0.726733	-2.714217	0.0097
DDTKAT	0.280703	0.384517	0.730015	0.4695
DDKKAT	1.038403	1.049153	0.989754	0.3281
EPSTEG	0.830552	0.564664	1.470879	0.1490
DDPOPULATION	0.000638	0.000207	3.082220	0.0037
DDXRDOTSHS	0.000920	0.001493	0.615880	0.5414
R-squared	0.421727	Mean dependent var		1.427472
Adjusted R-squared	0.337102	S.D. dependent var		4.741050
S.E. of regression	3.860095	Akaike info criterion		5.673299
Sum squared resid	610.9138	Schwarz criterion		5.946182
Log likelihood	-129.1592	Hannan-Quinn criter.		5.776422
F-statistic	4.983459	Durbin-Watson stat		1.355929
Prob(F-statistic)	0.000649			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % εμφανίζεται η μεταβλητή DANERGIA και DDPOPULATION .

ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.475145	Prob. F(2,39)	0.0973
Obs*R-squared	5.406425	Prob. Chi-Square(2)	0.0670

Test Equation:

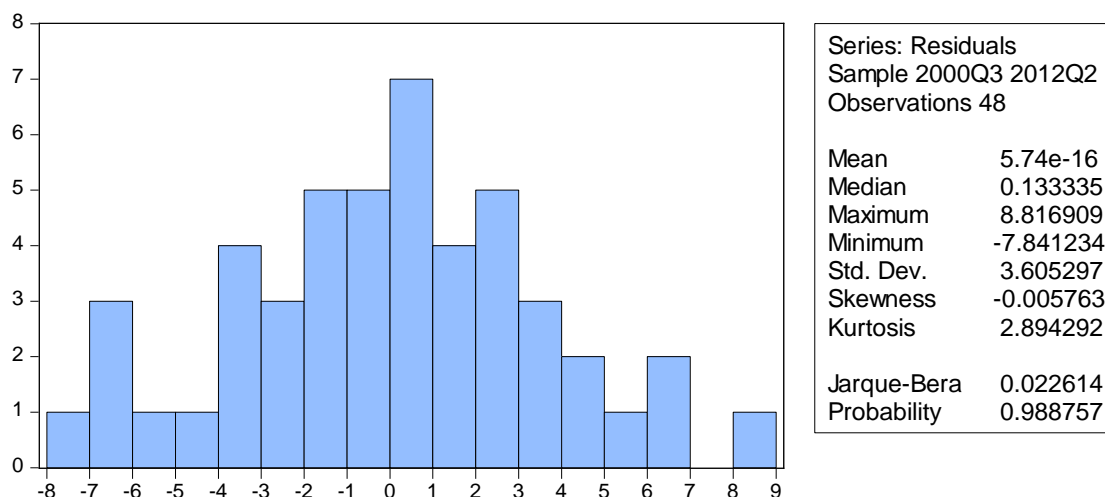
Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 02/05/13 Time: 22:15
 Sample: 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.400829	3.311945	-0.422963	0.6746
DANERGIA	0.678990	0.833258	0.814861	0.4201
DDTKAT	-0.029068	0.503848	-0.057693	0.9543
DDKKAT	-0.021031	0.891184	-0.023599	0.9813
EPSTEG	0.269060	0.683678	0.393548	0.6961

DDPOPULATION	-1.96E-05	0.000342	-0.057404	0.9545
DDXRDOTSH	-4.27E-05	0.001065	-0.040094	0.9682
RESID(-1)	0.334318	0.168465	1.984496	0.0543
RESID(-2)	0.119019	0.192745	0.617494	0.5405
R-squared	0.112634	Mean dependent var	5.74E-16	
Adjusted R-squared	-0.069390	S.D. dependent var	3.605297	
S.E. of regression	3.728285	Akaike info criterion	5.637134	
Sum squared resid	542.1042	Schwarz criterion	5.987985	
Log likelihood	-126.2912	Hannan-Quinn criter.	5.769721	
F-statistic	0.618786	Durbin-Watson stat	1.910154	
Prob(F-statistic)	0.756699			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης έναντι της H_1 : υπάρχει αυτοσυσχέτιση, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΚΑΝΟΝΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ



Από τον έλεγχο του p-value η μηδενική υπόθεση H_0 : τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή έναντι της H_1 : τα κατάλοιπα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά

ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΜΙΚΟΤΗΤΑΣ

Στήλη1	DANERGIA	DDTKAT	DDKKAT	EPSTEG	DDPOPULATION	DDXRDOTSH
DANERGIA	1,000	-0,150	-0,480	-0,278	-0,063	-0,273
DDTKAT	-0,150	1,000	0,203	-0,112	-0,323	0,245
DDKKAT	-0,480	0,203	1,000	0,086	0,058	0,099
EPSTEG	-0,278	-0,112	0,086	1,000	0,209	0,151
DDPOPULATION	-0,063	-0,323	0,058	0,209	1,000	0,021
DDXRDOTSH	-0,273	0,245	0,099	0,151	0,021	1,000

Από τον πίνακα συσχετίσεων των ανεξάρτητων μεταβλητών δεν παρατηρείται υψηλή συσχέτιση μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΑΡΤΗΣΙΑΚΗΣ ΜΟΡΦΗΣ

Ramsey RESET Test

Equation: WITHOUTDAEPHOM

Specification: DDTAK C DANERGIA DDTKAT DDKKAT EPSTEG
DDPOPULATION DDXRDOTSHS

Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

	Value	df	Probability
F-statistic	10.62067	(2, 39)	0.0002
Likelihood ratio	20.87026	2	0.0000

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	215.4107	2	107.7053
Restricted SSR	610.9138	41	14.90034
Unrestricted SSR	395.5031	39	10.14111
Unrestricted SSR	395.5031	39	10.14111

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-129.1592	41
Unrestricted LogL	-118.7240	39

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: DDTAK

Method: Least Squares

Date: 02/05/13 Time: 22:23

Sample: 2000Q3 2012Q2

Included observations: 48

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.020650	2.536280	-1.979533	0.0548
DANERGIA	-2.911245	0.694685	-4.190744	0.0002
DDTKAT	0.995076	0.341096	2.917289	0.0058
DDKKAT	1.919308	0.808098	2.375092	0.0226
EPSTEG	1.700183	0.446252	3.809915	0.0005
DDPOPULATION	0.001028	0.000225	4.577804	0.0000
DDXRDOTSHS	0.001284	0.001236	1.038570	0.3054
FITTED^2	-0.155764	0.066806	-2.331594	0.0250
FITTED^3	-0.008182	0.010932	-0.748409	0.4587
R-squared	0.625628	Mean dependent var		1.427472
Adjusted R-squared	0.548834	S.D. dependent var		4.741050
S.E. of regression	3.184510	Akaike info criterion		5.321835
Sum squared resid	395.5031	Schwarz criterion		5.672685
Log likelihood	-118.7240	Hannan-Quinn criter.		5.454422
F-statistic	8.146818	Durbin-Watson stat		1.510396
Prob(F-statistic)	0.000002			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : το υπόδειγμα έχει σωστή συναρτησιακή μορφή έναντι της H_1 : η συναρτησιακή μορφή δεν είναι σωστή, απορρίπτεται σε επίπεδο

σημαντικότητας 5 % και επομένως υπάρχει λάθος εξειδίκευσης - συναρτησιακής μορφής.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ

Chow Breakpoint Test: 2009Q1
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 2000Q3 2012Q2

F-statistic	3.588905	Prob. F(7,34)	0.0054
Log likelihood ratio	26.55592	Prob. Chi-Square(7)	0.0004
Wald Statistic	26.21293	Prob. Chi-Square(7)	0.0005

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : υπάρχει ισοδυναμία των συντελεστών για το πρώτο τρίμηνο του 2009 έναντι της H_1 : δεν υπάρχει ισοδυναμία, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως δεν υπάρχει ισοδυναμία των συντελεστών.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Chow Forecast Test
 Equation: WITHOUTDAEPHOM
 Specification: DDTAK C DANERGIA DDTKAT DDKKAT EPSTEG
 DDPOPULATION DDXRDOTSH
 Test predictions for observations from 2009Q1 to 2012Q2

	Value	df	Probability
F-statistic	2.144553	(14, 27)	0.0432
Likelihood ratio	35.88628	14	0.0011

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	321.6540	14	22.97529
Restricted SSR	610.9138	41	14.90034
Unrestricted SSR	289.2598	27	10.71332
Unrestricted SSR	289.2598	27	10.71332

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-129.1592	41
Unrestricted LogL	-111.2160	27

Unrestricted log likelihood adjusts test equation results to account for observations in forecast sample

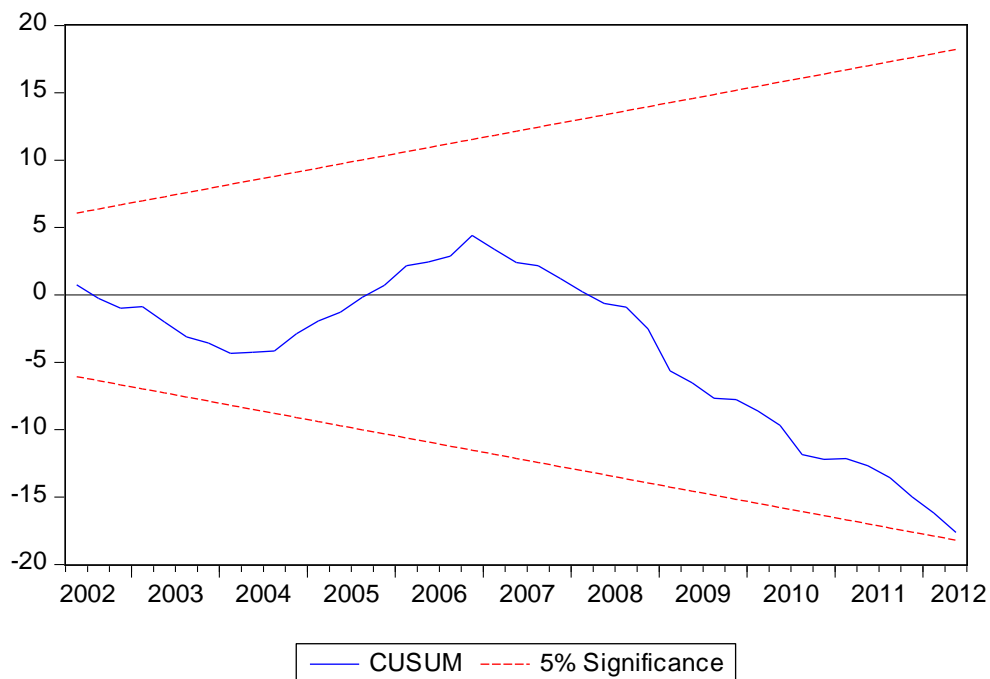
Unrestricted Test Equation:
 Dependent Variable: DDTAK
 Method: Least Squares
 Date: 02/05/13 Time: 22:25
 Sample: 2000Q3 2008Q4
 Included observations: 34
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

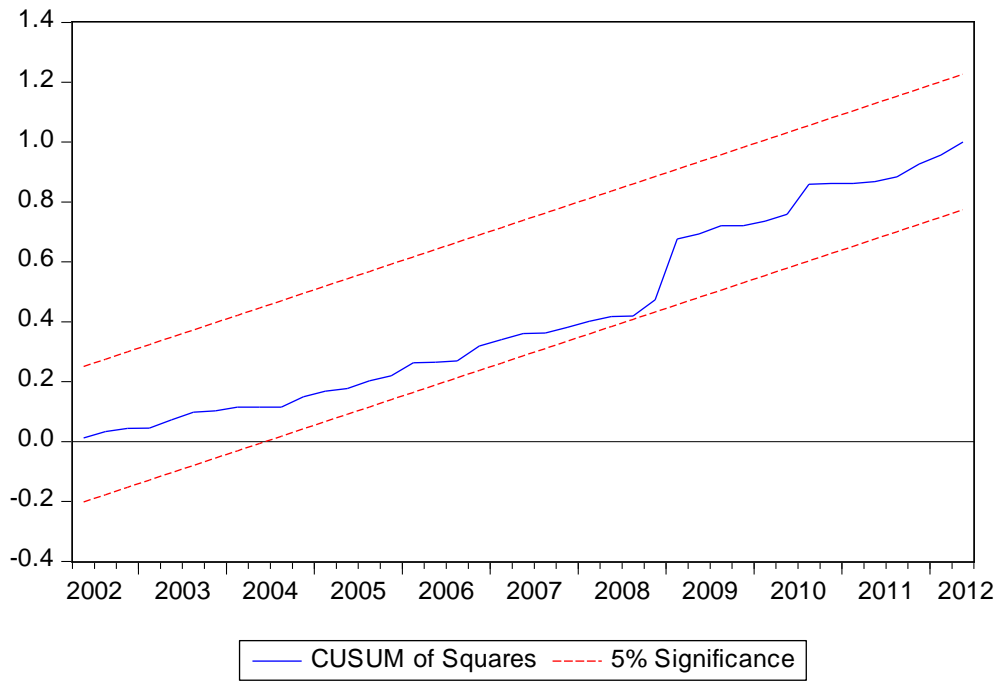
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.105430	2.865454	1.781717	0.0860

DANERGIA	-0.222651	1.232858	-0.180598	0.8580
DDTKAT	0.332170	0.406153	0.817845	0.4206
DDKKAT	-0.240678	1.101954	-0.218410	0.8288
EPSTEG	-0.314557	0.515588	-0.610094	0.5469
DDPOPULATION	9.35E-05	0.000958	0.097600	0.9230
DDXRDOTSHS	0.000294	0.001265	0.232506	0.8179
<hr/>				
R-squared	0.035447	Mean dependent var	3.683486	
Adjusted R-squared	-0.178899	S.D. dependent var	3.014560	
S.E. of regression	3.273121	Akaike info criterion	5.390606	
Sum squared resid	289.2598	Schwarz criterion	5.704857	
Log likelihood	-84.64031	Hannan-Quinn criter.	5.497775	
F-statistic	0.165371	Durbin-Watson stat	1.028647	
Prob(F-statistic)	0.983860			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης των συντελεστών για την περίοδο από 2009 - 2012 έναντι της H_1 : δεν υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως δεν υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης των συντελεστών του υποδείγματος για την υποπερίοδο 2009-2012.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ





Από τα παραπάνω διαγράμματα παρατηρείται ότι δεν υπάρχουν σημαντικές μεταβολές έξω από τις γραμμές των διαστημάτων εμπιστοσύνης και επομένως υπάρχουν ενδείξεις σταθερότητας των συντελεστών του υποδείγματος.

ΤΕΛΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΜΕ ΟΛΕΣ ΟΙ ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ (ΕΚΤΟΣ DANERGIA)

Dependent Variable: DDTAK
 Method: Least Squares
 Date: 01/17/13 Time: 11:25
 Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	0.643401	3.618862	0.177791	0.8598
D2	-10.42659	4.334233	-2.405636	0.0211
D3	-8.782433	3.704571	-2.370702	0.0229
D4	-2.626690	4.245747	-0.618664	0.5398
DAEP	0.001257	0.000418	3.008782	0.0046
DDTKAT	0.108635	1.647205	0.065951	0.9478
DDKKAT	1.444686	1.023579	1.411406	0.1663
EPSTEG	1.217046	0.667223	1.824046	0.0760
DDPOPULATION	0.000669	0.000414	1.614948	0.1146
DDXRDOTSH	0.001637	0.001202	1.361865	0.1813
R-squared	0.490604	Mean dependent var		1.427472
Adjusted R-squared	0.369957	S.D. dependent var		4.741050
S.E. of regression	3.763219	Akaike info criterion		5.671478
Sum squared resid	538.1491	Schwarz criterion		6.061312
Log likelihood	-126.1155	Hannan-Quinn criter.		5.818797
Durbin-Watson stat	1.019892			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % εμφανίζεται η μεταβλητή DAEP. Επίσης οι ψευδομεταβλητές παρουσιάζουν στατιστική σημαντικότητα

ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.767059	Prob. F(9,38)	0.1073
Obs*R-squared	14.16177	Prob. Chi-Square(9)	0.1167
Scaled explained SS	8.496858	Prob. Chi-Square(9)	0.4850

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 02/05/13 Time: 22:36
 Sample: 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48
 Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.145660	10.32226	0.498501	0.6210
D1^2	16.55082	9.766416	1.694667	0.0983
D2^2	20.32844	6.999827	2.904135	0.0061
D3^2	8.129402	8.601636	0.945100	0.3506
DAEP^2	-2.32E-07	2.09E-07	-1.111261	0.2734
DDTKAT^2	1.877813	2.573785	0.729592	0.4701
DDKKAT^2	0.974856	1.573783	0.619435	0.5393

EPSTEG^2	-0.416480	0.279776	-1.488620	0.1448
DDPOPULATION^2	-4.67E-07	3.00E-07	-1.559254	0.1272
DDXRDOTSH^2	8.90E-06	4.40E-06	2.021206	0.0503
R-squared	0.295037	Mean dependent var		11.21144
Adjusted R-squared	0.128072	S.D. dependent var		15.67747
S.E. of regression	14.63917	Akaike info criterion		8.388330
Sum squared resid	8143.601	Schwarz criterion		8.778164
Log likelihood	-191.3199	Hannan-Quinn criter.		8.535649
F-statistic	1.767059	Durbin-Watson stat		1.967638
Prob(F-statistic)	0.107317			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης έναντι της H_1 : υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	6.164023	Prob. F(2,36)	0.0050
Obs*R-squared	12.24436	Prob. Chi-Square(2)	0.0022

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 02/05/13 Time: 22:36

Sample: 2000Q3 2012Q2

Included observations: 48

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	-1.521693	3.257686	-0.467108	0.6432
D2	0.192095	3.863862	0.049716	0.9606
D3	-0.727947	3.291803	-0.221139	0.8262
D4	-0.828290	3.774937	-0.219418	0.8276
DAEP	-0.000124	0.000380	-0.324889	0.7471
DDTKAT	-0.012808	1.463677	-0.008750	0.9931
DDKKAT	-0.298902	0.916199	-0.326242	0.7461
EPSTEG	0.198846	0.595385	0.333979	0.7403
DDPOPULATION	6.98E-05	0.000370	0.188708	0.8514
DDXRDOTSH	-0.000774	0.001090	-0.709852	0.4824
RESID(-1)	0.455003	0.168840	2.694880	0.0106
RESID(-2)	0.169097	0.183354	0.922243	0.3625
R-squared	0.255091	Mean dependent var		1.70E-15
Adjusted R-squared	0.027480	S.D. dependent var		3.383782
S.E. of regression	3.336965	Akaike info criterion		5.460319
Sum squared resid	400.8721	Schwarz criterion		5.928119
Log likelihood	-119.0476	Hannan-Quinn criter.		5.637101
Durbin-Watson stat	1.940611			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης έναντι της

H_1 : υπάρχει αυτοσυσχέτιση, απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα. Για τη διόρθωση αυτής χρησιμοποιείται η υστέρηση της εξαρτημένης μεταβλητής στο υπόδειγμα όπως φαίνεται παρακάτω :

Dependent Variable: DDTAK
 Method: Least Squares
 Date: 01/24/13 Time: 21:35
 Sample (adjusted): 2000Q3 2012Q2
 Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	2.914877	2.711350	1.075065	0.2893
D2	-5.777506	3.314584	-1.743056	0.0896
D3	-5.078888	2.821664	-1.799962	0.0800
D4	2.002772	3.250220	0.616196	0.5415
DAEP	0.001218	0.000310	3.931253	0.0004
DDKKAT	0.477835	0.777390	0.614666	0.5425
DDTKAT	-0.110954	1.221221	-0.090855	0.9281
EPSTEG	0.321023	0.519024	0.618512	0.5400
DDPOPULATION	0.000496	0.000308	1.606394	0.1167
DDXRDOTSH	0.000798	0.000903	0.884131	0.3823
DDTAK(-1)	0.579316	0.102086	5.674790	0.0000
R-squared	0.727648	Mean dependent var		1.427472
Adjusted R-squared	0.654039	S.D. dependent var		4.741050
S.E. of regression	2.788612	Akaike info criterion		5.087015
Sum squared resid	287.7252	Schwarz criterion		5.515832
Log likelihood	-111.0884	Hannan-Quinn criter.		5.249066
Durbin-Watson stat	2.242728			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % εμφανίζεται η μεταβλητή DAEP και η υστέρηση του δείκτη τιμών ακινήτων DDTAK(-1) .

ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.705347	Prob. F(10,37)	0.1163
Obs*R-squared	15.14365	Prob. Chi-Square(10)	0.1269
Scaled explained SS	7.250299	Prob. Chi-Square(10)	0.7016

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 02/05/13 Time: 22:39

Sample: 2000Q3 2012Q2

Included observations: 48

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.054926	5.299413	0.765165	0.4490
D1^2	4.775425	4.783978	0.998212	0.3247
D2^2	0.049268	3.642526	0.013526	0.9893

D3^2	-0.906600	4.213673	-0.215157	0.8308
DAEP^2	9.33E-09	1.02E-07	0.091237	0.9278
DDKKAT^2	0.391652	0.799087	0.490125	0.6269
DDTKAT^2	0.042072	1.267456	0.033194	0.9737
EPSTEG^2	-0.124870	0.138542	-0.901310	0.3733
DDPOPULATION^2	-3.36E-08	1.47E-07	-0.228447	0.8206
DDXRDOTHSH^2	2.13E-06	2.16E-06	0.983666	0.3317
DDTAK(-1)^2	0.103304	0.042367	2.438302	0.0197
<hr/>				
R-squared	0.315493	Mean dependent var	5.994275	
Adjusted R-squared	0.130491	S.D. dependent var	7.689987	
S.E. of regression	7.170719	Akaike info criterion	6.975939	
Sum squared resid	1902.511	Schwarz criterion	7.404756	
Log likelihood	-156.4225	Hannan-Quinn criter.	7.137990	
F-statistic	1.705347	Durbin-Watson stat	2.036325	
Prob(F-statistic)	0.116287			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης έναντι της H_1 : υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.849165	Prob. F(2,35)	0.4364
Obs*R-squared	2.221350	Prob. Chi-Square(2)	0.3293

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 02/05/13 Time: 22:41

Sample: 2000Q3 2012Q2

Included observations: 48

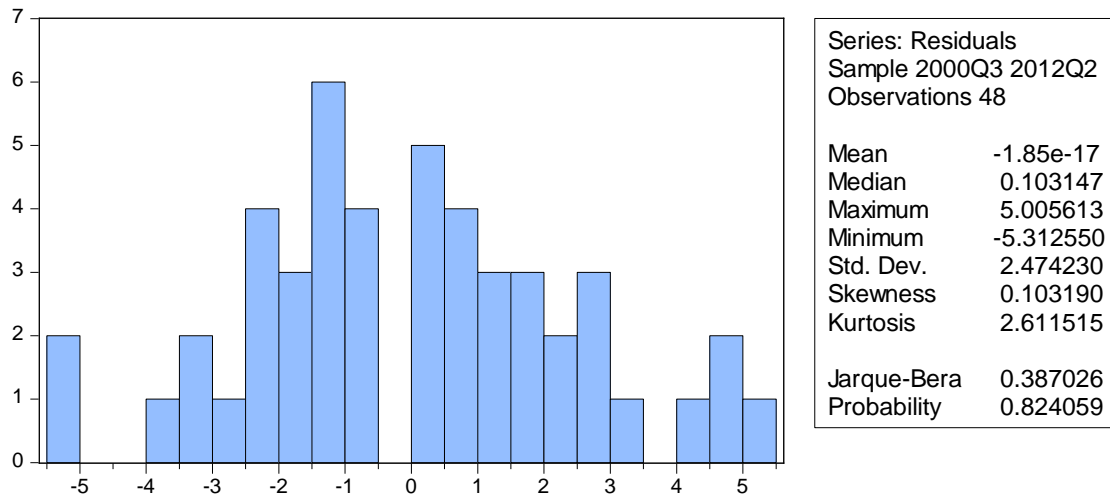
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	0.909168	2.821917	0.322181	0.7492
D2	0.881333	3.397167	0.259432	0.7968
D3	1.426029	3.041793	0.468812	0.6421
D4	0.871306	3.343725	0.260579	0.7959
DAEP	-3.77E-05	0.000319	-0.118222	0.9066
DDKKAT	-0.266142	0.807430	-0.329616	0.7437
DDTKAT	0.166765	1.235887	0.134935	0.8934
EPSTEG	-0.261514	0.558548	-0.468203	0.6425
DDPOPULATION	-9.43E-05	0.000319	-0.295692	0.7692
DDXRDOTHSH	0.000264	0.000929	0.283859	0.7782
DDTAK(-1)	0.130872	0.143564	0.911592	0.3682
RESID(-1)	-0.305988	0.242504	-1.261787	0.2154
RESID(-2)	-0.145558	0.188832	-0.770836	0.4460
<hr/>				
R-squared	0.046278	Mean dependent var	-1.85E-17	
Adjusted R-squared	-0.280712	S.D. dependent var	2.474230	
S.E. of regression	2.800050	Akaike info criterion	5.122965	

Sum squared resid	274.4098	Schwarz criterion	5.629749
Log likelihood	-109.9512	Hannan-Quinn criter.	5.314480
Durbin-Watson stat	1.928222		

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης έναντι της H_1 : υπάρχει αυτοσυσχέτιση, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΚΑΝΟΝΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ



Από τον έλεγχο του p-value η μηδενική υπόθεση H_0 : τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή έναντι της H_1 : τα κατάλοιπα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά

ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΜΙΚΟΤΗΤΑΣ

	D1	D2	D3	D4	DAEP	DDTKAT	DDKKAT	EPSTEG	DDPOPU LATION	DDXR DOTSH
D1	1,000	0,333	0,333	0,333	0,699	-0,337	-0,091	-0,132	0,081	-0,507
D2	0,333	1,000	0,333	0,333	0,648	0,584	0,212	-0,122	-0,242	0,241
D3	0,333	0,333	1,000	0,333	0,322	-0,700	0,027	0,170	0,081	0,053
D4	0,333	0,333	0,333	1,000	0,271	0,452	-0,148	0,083	0,081	0,213
DAEP	0,699	0,648	0,322	0,271	1,000	0,229	0,344	0,064	-0,196	0,413
DDTKAT	0,337	0,584	0,700	0,452	0,229	1,000	0,203	-0,112	-0,323	0,245
DDKKAT	0,091	0,212	0,027	0,148	0,344	0,203	1,000	0,086	0,058	0,099
EPSTEG	0,132	0,122	0,170	0,083	0,064	-0,112	0,086	1,000	0,209	0,151
DDPOPULATION	0,081	0,242	0,081	0,081	0,196	-0,323	0,058	0,209	1,000	0,021
DDXRDOTSH	0,507	0,241	0,053	0,213	0,413	0,245	0,099	0,151	0,021	1,000

Από τον πίνακα συσχετίσεων των ανεξάρτητων μεταβλητών δεν παρατηρείται υψηλή συσχέτιση μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΑΡΤΗΣΙΑΚΗΣ ΜΟΡΦΗΣ

Ramsey RESET Test

Equation: TELIKOAUTOCOR

Specification: DDTAK D1 D2 D3 D4 DAEP DDKKAT DDTKAT EPSTEG
DDPOPULATION DDXRDOTHSH DDTAK(-1)

Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

	Value	df	Probability
F-statistic	0.267764	(2, 35)	0.7666
Likelihood ratio	0.728875	2	0.6946

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	4.336073	2	2.168036
Restricted SSR	287.7252	37	7.776357
Unrestricted SSR	283.3891	35	8.096832
Unrestricted SSR	283.3891	35	8.096832

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-111.0884	37
Unrestricted LogL	-110.7239	35

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: DDTAK

Method: Least Squares

Date: 02/05/13 Time: 22:54

Sample: 2000Q3 2012Q2

Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	3.515161	3.088006	1.138327	0.2627
D2	-4.810185	3.747265	-1.283652	0.2077
D3	-4.647576	3.302911	-1.407115	0.1682
D4	3.069356	3.808468	0.805929	0.4257
DAEP	0.001178	0.000484	2.433564	0.0202
DDKKAT	0.579167	0.808463	0.716380	0.4785
DDTKAT	-0.268476	1.318026	-0.203695	0.8398
EPSTEG	0.252091	0.537937	0.468626	0.6422
DDPOPULATION	0.000434	0.000344	1.262653	0.2151
DDXRDOTHSH	0.000811	0.000976	0.831127	0.4115
DDTAK(-1)	0.587961	0.176084	3.339097	0.0020
FITTED^2	-0.024502	0.036032	-0.680016	0.5010
FITTED^3	0.000477	0.008276	0.057665	0.9543

R-squared	0.731752	Mean dependent var	1.427472
Adjusted R-squared	0.639781	S.D. dependent var	4.741050
S.E. of regression	2.845493	Akaike info criterion	5.155164
Sum squared resid	283.3891	Schwarz criterion	5.661947
Log likelihood	-110.7239	Hannan-Quinn criter.	5.346678
Durbin-Watson stat	2.121909		

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : το υπόδειγμα έχει σωστή συναρτησιακή μορφή έναντι της H_1 : η συναρτησιακή μορφή δεν είναι σωστή, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο

σημαντικότητας 5 % και επομένως δεν υπάρχει λάθος εξειδίκευσης - συναρτησιακής μορφής.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ

Chow Breakpoint Test: 2009Q1
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
 Varying regressors: All equation variables
 Equation Sample: 2000Q3 2012Q2

F-statistic	0.978929	Prob. F(11,26)	0.4888
Log likelihood ratio	16.63379	Prob. Chi-Square(11)	0.1192
Wald Statistic	10.76822	Prob. Chi-Square(11)	0.4629

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : υπάρχει ισοδυναμία των συντελεστών για το πρώτο τρίμηνο του 2009 έναντι της H_1 : δεν υπάρχει ισοδυναμία, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως υπάρχει ισοδυναμία των συντελεστών.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΡΟΒΛΕΨΗΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Chow Forecast Test
 Equation: TELIKOAUTOCOR
 Specification: DDTAK D1 D2 D3 D4 DAEP DDKKAT DDTKAT EPSTEG
 DDPOPULATION DDXRDOHSH DDTAK(-1)
 Test predictions for observations from 2009Q1 to 2012Q2

	Value	df	Probability
F-statistic	0.959592	(14, 23)	0.5182
Likelihood ratio	22.08077	14	0.0770

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	106.0919	14	7.577993
Restricted SSR	287.7252	37	7.776357
Unrestricted SSR	181.6333	23	7.897099
Unrestricted SSR	181.6333	23	7.897099

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-111.0884	37
Unrestricted LogL	-100.0480	23

Unrestricted log likelihood adjusts test equation results to account for observations in forecast sample

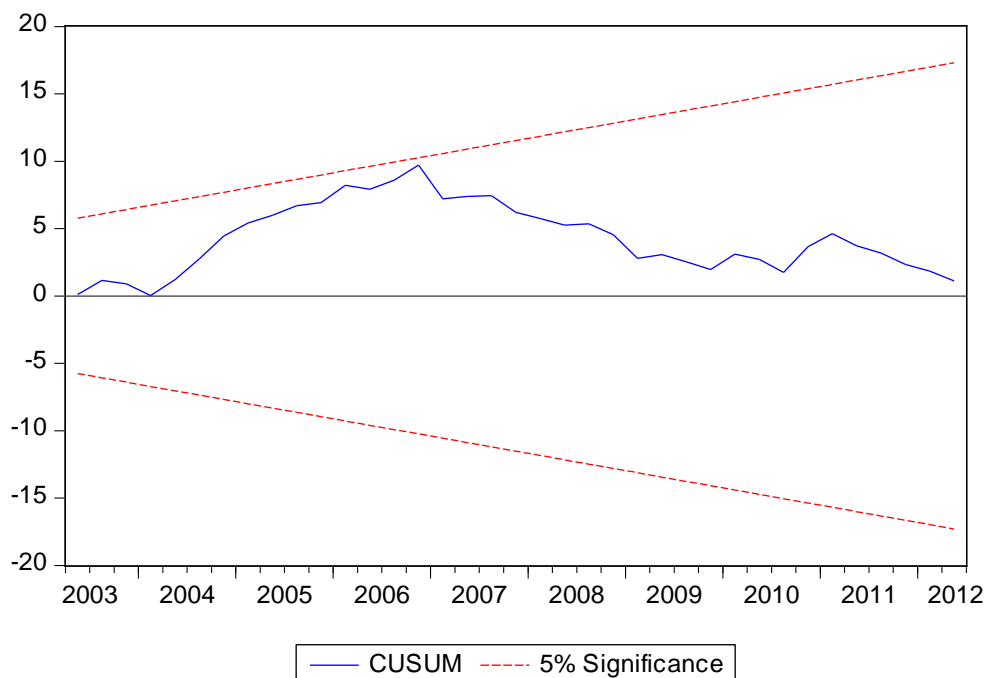
Unrestricted Test Equation:
 Dependent Variable: DDTAK
 Method: Least Squares
 Date: 02/05/13 Time: 22:57
 Sample: 2000Q3 2008Q4
 Included observations: 34

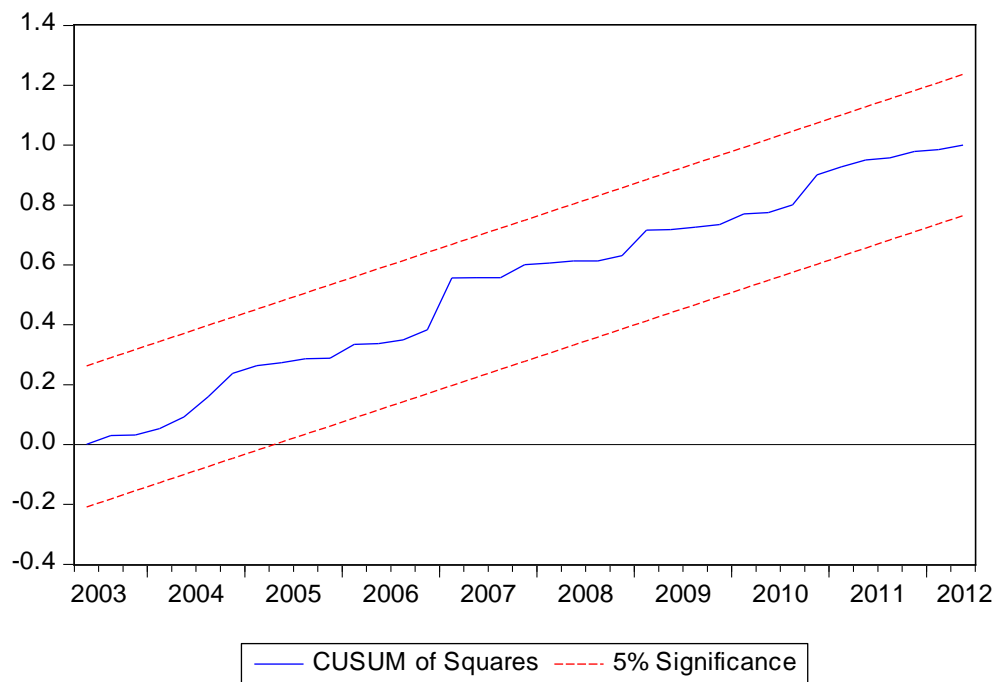
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	4.012795	3.925122	1.022337	0.3173

D2	-4.602669	4.975608	-0.925047	0.3645
D3	-1.919184	4.615230	-0.415837	0.6814
D4	1.851347	4.105009	0.450997	0.6562
DAEP	0.001089	0.000732	1.488736	0.1501
DDKKAT	-0.585821	1.050328	-0.557751	0.5824
DDTKAT	0.671957	1.837443	0.365702	0.7179
EPSTEG	0.174853	0.644487	0.271305	0.7886
DDPOPULATION	0.000474	0.000851	0.557214	0.5828
DDXRDOHSH	0.000317	0.001079	0.293435	0.7718
DDTAK(-1)	0.572748	0.181742	3.151430	0.0045
<hr/>				
R-squared	0.394333	Mean dependent var	3.683486	
Adjusted R-squared	0.131000	S.D. dependent var	3.014560	
S.E. of regression	2.810178	Akaike info criterion	5.160565	
Sum squared resid	181.6333	Schwarz criterion	5.654388	
Log likelihood	-76.72961	Hannan-Quinn criter.	5.328973	
Durbin-Watson stat	2.185832			

Από τον έλεγχο του p-value (κίτρινη διαγράμμιση) η μηδενική υπόθεση H_0 : υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης των συντελεστών για την περίοδο από 2009 - 2012 έναντι της H_1 : δεν υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5 % και επομένως υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης των συντελεστών του υποδείγματος για την υποπερίοδο 2009-2012.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ





Από τα παραπάνω διαγράμματα παρατηρείται ότι δεν υπάρχουν σημαντικές μεταβολές έξω από τις γραμμές των διαστημάτων εμπιστοσύνης και επομένως υπάρχουν ενδείξεις σταθερότητας των συντελεστών του υποδείγματος.