



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

# Εκτίμηση της συνάρτησης κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα

---

**ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ**

**Βασίλειος Α. Παναγόπουλος**

**υπό την επίβλεψη της Καθηγήτριας του Πανεπιστημίου Πελοποννήσου  
Βασιλικής Σκίντζη**

Τρίπολη, Φεβρουάριος 2014



## Περίληψη

Σκοπός της παρούσας διπλωματικής εργασίας είναι η εκτίμηση της συνάρτησης κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα. Χρησιμοποιήθηκαν ετήσια δεδομένα χρονολογικών σειρών για την περίοδο 1970 έως 2012 για την κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας, τη μέση τιμή του ηλεκτρικού ρεύματος, το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν σε σταθερές τιμές και τη μέση θερμοκρασία.

Από την οικονομετρική ανάλυση που πραγματοποιήθηκε προέκυψε ότι η ελαστικότητα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας ως προς την τιμή έχει αρνητικό πρόσημο, όπως αναμενόταν από τη θεωρία, αλλά δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.

Η εισοδηματική ελαστικότητα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας είναι θετική αλλά δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.

Η ελαστικότητα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας ως προς τη θερμοκρασία δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και το πρόσημό της είναι θετικό ενώ το αναμέναμε αρνητικό.

## **Abstract**

The purpose of this master thesis is to estimate the function of electricity consumption in Greece. We used annual time series data for electricity consumption, average price of electricity, Gross Domestic Product at constant prices and average temperature over the period 1970-2012.

The econometric analysis revealed that the elasticity of electricity demand is price negative, as predicted by theory, but it is not statistically significant at a significance level of 5%.

The elasticity of electricity demand is income and temperature positive but not statistically significant at a significance level of 5%.

## Ευχαριστίες

Θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά την επιβλέπουσα Καθηγήτρια Βασιλική Σκίντζη για την υποστήριξη και συμπαράστασή της σε όλη τη διάρκεια εκπόνησης της διπλωματικής μου εργασίας. Χωρίς τη βοήθειά της η ολοκλήρωση της παρούσας εργασίας θα ήταν αδύνατη.

Οφείλω, επίσης, ένα μεγάλο ευχαριστώ στην οικογένειά μου για τη στήριξη των επιλογών μου, με την ελπίδα να μην τους διαψεύσω.

# ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ -----	5
1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ -----	7
2. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ -----	9
3. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ -----	15
3.1 Κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα -----	15
3.2 Σύγκριση ηλεκτρικής κατανάλωσης Ελλάδας - άλλων χωρών -----	21
3.3 Κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας σε άλλες χώρες -----	22
4. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ -----	29
5. ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ -----	34
5.1 Έλεγχος για Στασιμότητα -----	34
5.2 Έλεγχος Σταθερότητας Συντελεστών Υποδείγματος -----	36
5.2.1 Έλεγχος Chow Breakpoint -----	36
5.2.2 Έλεγχος Chow Forecast -----	37
5.3 Αποτελέσματα της Παλινδρόμησης -----	38
5.4 Έλεγχος για την ύπαρξη Αυτοσυσχέτισης -----	41
5.4.1 Το Κριτήριο Durbin-Watson -----	41
5.4.2 Έλεγχος Breush-Godfrey για ύπαρξη αυτοσυσχέτισης ανώτερης τάξης -----	41
5.5 Έλεγχος για την ύπαρξη Ετεροσκεδαστικότητας -----	43
5.6 Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων (Jarque-Bera) -----	45
5.7 Έλεγχος για την ύπαρξη Πολυσυγγραμμικότητας -----	46
5.8 Έλεγχος για την Ερμηνευτική Ικανότητα του Υποδείγματος -----	47
5.9 Γραφικοί Έλεγχοι -----	48
6. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ -----	53



# 1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η ηλεκτρική ενέργεια θεωρείται ένας σημαντικός παράγοντας για την οικονομική και κοινωνική ανάπτυξη μιας χώρας. Η πλειονότητα των συσκευών, που αποτελούν κομμάτι της καθημερινότητάς μας, λειτουργεί με ηλεκτρική ενέργεια και οι σύγχρονες κοινωνίες εξαρτώνται άμεσα από αυτήν.

Ένα χαρακτηριστικό της ηλεκτρικής ενέργειας είναι η δύσκολη μακροχρόνια αποθήκευσή της γεγονός που την αναγκάζει να καταναλώνεται ταυτόχρονα με την παραγωγή της. Η εκτίμηση της συνάρτησης της ηλεκτρικής κατανάλωσης αποτελεί βασικό εργαλείο για τους σχεδιαστές ενεργειακής πολιτικής προκειμένου να καθορίζεται εκ των προτέρων η προσφορά ηλεκτρικής ενέργειας και να διασφαλίζεται η αδιάκοπη παροχή της. Επιπλέον, με την εκτίμηση της ηλεκτρικής κατανάλωσης γίνεται αποδοτικότερη διαχείριση των διαθέσιμων ενεργειακών πόρων, ευκολότερη λήψη των κατάλληλων επενδυτικών αποφάσεων στην αγορά ενέργειας, συνεπέστερος προγραμματισμός της συντήρησης των υπάρχουσών ενεργειακών υποδομών καθώς και προγραμματισμός των εισαγωγών ηλεκτρικής ενέργειας από χώρες του εξωτερικού. Επίσης, αφού η ηλεκτρική κατανάλωση έχει εποχικό χαρακτήρα, είναι σημαντικό να μπορεί να προβλεφθεί η χρονική στιγμή που εμφανίζεται αιχμή στη ετήσια ζήτηση ώστε να υπάρχει επαρκής παροχή. Στην Ελλάδα η ηλεκτρική ενέργεια παράγεται και διανέμεται αποκλειστικά από τη Δημόσια Επιχείρηση Ηλεκτρισμού (ΔΕΗ) και η ζήτησή της μπορεί να ελεγχθεί από την ελληνική πολιτεία καθώς αυτή υιοθετεί πολιτικές τιμών.

Η ηλεκτρική ζήτηση εξαρτάται από οικονομικές μεταβλητές, από την εθνική συγκυρία καθώς και από κλιματολογικές παραμέτρους. Το αντικείμενο της παρούσας εργασίας είναι ο εντοπισμός της σχέσης μεταξύ της κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα και μιας σειράς μεταβλητών όπως είναι το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν, η μέση τιμή του ηλεκτρικού ρεύματος και η μέση ετήσια θερμοκρασία. Χρησιμοποιήθηκαν στατιστικά δεδομένα για την περίοδο 1970 έως 2012 που αφορούν στην κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας στη χαμηλή τάση (~220V), το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν σε σταθερές τιμές, τη μέση τιμή του



ηλεκτρικού ρεύματος καθώς και κλιματολογικά δεδομένα για τη μέση ετήσια θερμοκρασία.

## 2. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Κάθε οικονομετρική ανάλυση αρχίζει με την κατασκευή ενός οικονομικού μοντέλου που αποτελεί τη διατύπωση μιας οικονομικής υπόθεσης σε μετρήσιμη μορφή. Πολλές από τις οικονομικές διαδικασίες είναι πολύπλοκες και υπόκεινται σε τυχαίους παράγοντες με αποτέλεσμα να είναι δύσκολο, έως αδύνατο, να είμαστε σε θέση να γνωρίζουμε όλους εκείνους τους παράγοντες που παίζουν ρόλο σε μια οικονομική απόφαση ή διαδικασία. Έτσι είναι αδύνατο να αναγνωριστούν όλοι εκείνοι οι παράγοντες που επηρεάζουν μια συγκεκριμένη οικονομική μεταβλητή. Επιπλέον, υπάρχει και το στοχαστικό στοιχείο, το οποίο διαχωρίζει ένα οικονομετρικό από ένα αιτιοκρατικό οικονομικό υπόδειγμα, και δεν επιτρέπει στα δεδομένα να συλλεχθούν με απόλυτη ακρίβεια.

Τα δεδομένα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν σε μια οικονομετρική ανάλυση είναι:

- Δεδομένα Χρονολογικών Σειρών (Time Series Data). Ερμηνεύουν τη μεταβολή μιας μεταβλητής στη διάρκεια του χρόνου.
- Διαστρωματικά Δεδομένα (Cross Sectional Data). Είναι τα δεδομένα που αντλούνται από έναν πληθυσμό σε μια δεδομένη χρονική στιγμή.
- Δυναμικά Διαστρωματικά Στοιχεία (Panel Data). Είναι ένας συνδυασμός των δύο παραπάνω κατηγοριών. Αναφέρονται σε σύνολα δεδομένων που αποτελούνται από πολλαπλές παρατηρήσεις για κάθε μονάδα που μελετάται.

Η εκτίμηση της παλινδρόμησης που βασίζεται σε περισσότερες από μία ανεξάρτητες μεταβλητές λέγεται πολλαπλή παλινδρόμηση.

Ένα γενικό υπόδειγμα πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης είναι το ακόλουθο:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i$$

Στη συγκεκριμένη περίπτωση έχουμε την εξαρτημένη μεταβλητή  $Y_i$  και τις ανεξάρτητες μεταβλητές  $X_{ji}$ . Η εξαρτημένη μεταβλητή εξαρτάται ταυτόχρονα από μια σειρά ανεξάρτητων μεταβλητών. Η ξεχωριστή επίδραση της κάθε ανεξάρτητης

μεταβλητής στην εξαρτημένη μπορεί να καθοριστεί από τους αντίστοιχους συντελεστές παλινδρόμησης  $\beta_i$ ,  $i = 1, \dots, k$ . Ειδικότερα, ο συντελεστής  $\beta_0$  είναι ο σταθερός όρος, δηλαδή το σημείο στον άξονα Y από το οποίο ξεκινά η ευθεία που περνάει ανάμεσα από τα σημεία των συντεταγμένων όταν η τιμή των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι μηδέν. Οι συντελεστές  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  δηλώνουν τη ξεχωριστή επίδραση των ανεξάρτητων μεταβλητών στην εξαρτημένη.

Όλοι οι παράγοντες που επηρεάζουν την εξαρτημένη μεταβλητή και δεν συμπεριλήφθηκαν στο υπόδειγμα αντιπροσωπεύονται από το διαταρακτικό όρο  $u_i$ .

Η εκτίμηση του μοντέλου πολλαπλής παλινδρόμησης γίνεται με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) η οποία χρησιμοποιείται προκειμένου από τις άπειρες ευθείες να επιλέξουμε την κατάλληλη που περνά από τα σημεία των συντεταγμένων των μεταβλητών και ελαχιστοποιεί το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων των παρατηρήσεων της Y από τη γραμμή παλινδρόμησης του δείγματος. Κάνουμε τις εξής υποθέσεις:

1. Τα κατάλοιπα  $u_i$  έχουν σταθερή διακύμανση  $\sigma^2$ . Παραβίαση αυτής της υπόθεσης δημιουργεί το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας. Όταν το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας είναι υπαρκτό, οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων είναι αμερόληπτοι, συνεπείς αλλά δεν είναι αποτελεσματικοί. Όταν τα κατάλοιπα είναι ετεροσκεδαστικά ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων δεν έχει τη μικρότερη διακύμανση ανάμεσα σε όλους τους άλλους γραμμικούς εκτιμητές. Με άλλα λόγια, οι εκτιμητές που προκύπτουν δεν είναι οι καλύτεροι γραμμικοί αμερόληπτοι εκτιμητές (BLUE) ούτε εκτιμητές μέγιστης πιθανοφάνειας (MLE). Τα τυπικά σφάλματα δεν θα είναι μεροληπτικά και τα τεστ t και F δεν θα ισχύουν.
2. Τα κατάλοιπα δεν συσχετίζονται μεταξύ τους. Η συσχέτιση μεταξύ των διαταρακτικών όρων που αντιστοιχούν σε δύο οποιεσδήποτε παρατηρήσεις του δείγματος πρέπει να ισούται με μηδέν. Παραβίαση αυτής της υπόθεσης δημιουργεί το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης. Η πιο συνηθισμένη μορφή αυτοσυσχέτισης αφορά στη γραμμική σχέση ανάμεσα σε δύο διαδοχικές τιμές των καταλοίπων. Η σχέση αυτή παίρνει τη μορφή

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t$$

και είναι γνωστή ως αυτοπαλίνδρομο σχήμα πρώτης τάξης AR(1). Ο συντελεστής  $\rho$  είναι ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξης. Εάν  $0 < \rho < 1$  έχουμε θετική αυτοσυσχέτιση ενώ εάν  $-1 < \rho < 0$  αρνητική. Για αυτοπαλίνδρομο σχήμα ανώτερης τάξης (n-τάξης) ισχύει:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_n u_{t-n} + v_t$$

στο αυτοπαλίνδρομο αυτό σχήμα AR(n) τα τωρινά κατάλοιπα σχετίζονται με τα κατάλοιπα των προηγούμενων n περιόδων. Η αυτοσυσχέτιση έχει σημαντικές επιπτώσεις στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων της παλινδρόμησης. Οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων δεν είναι οι καλύτεροι γραμμικοί αμερόληπτοι εκτιμητές (BLUE) ούτε εκτιμητές μέγιστης πιθανοφάνειας (MLE) και οι έλεγχοι t και F δεν ισχύουν.

3. Κάθε μία από τις ανεξάρτητες μεταβλητές δεν συσχετίζεται με τα κατάλοιπα.
4. Οι ανεξάρτητες μεταβλητές δεν συσχετίζονται γραμμικά μεταξύ τους. Η παραβίαση αυτής της υπόθεσης δημιουργεί πρόβλημα στο διαχωρισμό της επίδρασης της κάθε ανεξάρτητης μεταβλητής στην εξαρτημένη και είναι γνωστή ως πολυσυγγραμμικότητα. Το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας εμφανίζεται συχνά στην ανάλυση χρονολογικών σειρών επειδή υπάρχει μια ισχυρή τάση στις οικονομικές μεταβλητές, ιδιαίτερα στις μακροοικονομικές, να μεταβάλλονται μαζί διαχρονικά. Από τη στιγμή που οι οικονομικοί δείκτες τείνουν να επηρεάζονται από τους ίδιους παράγοντες είναι πιθανό να υπάρχει μεταξύ τους υψηλός βαθμός συσχέτισης. Για παράδειγμα, η κατανάλωση, οι τιμές, το εισόδημα και οι αποταμιεύσεις τείνουν να αυξάνονται μαζί σε περιόδους ανάπτυξης και να μειώνονται μαζί σε περιόδους ύφεσης. Γενικά, η τέλεια πολυσυγγραμμικότητα καθιστά αδύνατη την αναγνώριση των ατομικών επιδράσεων των ανεξάρτητων μεταβλητών στην εξαρτημένη μεταβλητή.
5. Υπάρχει σωστός προσδιορισμός του υποδείγματος σχετικά με τη συναρτησιακή μορφή και τις συμπεριλαμβανόμενες μεταβλητές. Τα σφάλματα εξειδίκευσης μπορούν να οδηγήσουν σε παραβιάσεις κάποιων υποθέσεων της ανάλυσης παλινδρόμησης και να οδηγήσουν σε ένα μοντέλο που αποτυγχάνει να ικανοποιήσει κάποια από τα κριτήρια που χαρακτηρίζουν ένα «καλό» υπόδειγμα. Μερικά σφάλματα εξειδίκευσης που μπορούν να προκαλέσουν

προβλήματα στην ερμηνεία των γραμμικών υποδειγμάτων πολλαπλής παλινδρόμησης είναι: η παράλειψη μιας σχετικής μεταβλητής, η συμπερίληψη μιας άσχετης μεταβλητής, η υιοθέτηση εσφαλμένης συναρτησιακής μορφής, τα λάθη στις μετρήσεις των μεταβλητών κλπ.

Η ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας και κατ' επέκταση η ποσότητα που καταναλώνει κάθε καταναλωτής επηρεάζεται κυρίως από την τιμή πώλησής της. Ο Νόμος της Ζήτησης προβλέπει την ύπαρξη αρνητικής σχέσης μεταξύ ζητούμενης ποσότητας και τιμής. Η ζητούμενη ποσότητα, βέβαια, δεν επηρεάζεται μόνο από την τιμή πώλησης αλλά και από άλλους προσδιοριστικούς παράγοντες της ζήτησης όπως το διαθέσιμο εισόδημα των καταναλωτών, οι τιμές συμπληρωματικών και υποκατάστατων προϊόντων, η σύνθεση του πληθυσμού, η διαφημιστική δαπάνη κλπ. Μπορούμε να γράψουμε:  $Q = f(P, Y, P_v, P_\sigma)$ , όπου Q η ζητούμενη ποσότητα του προϊόντος, P η τιμή του προϊόντος, Y το διαθέσιμο εισόδημα των καταναλωτών,  $P_v$  η τιμές υποκατάστατων αγαθών,  $P_\sigma$  οι τιμές συμπληρωματικών αγαθών.

Αλγεβρικά μπορούμε να διατυπώσουμε το παραπάνω ως εξής:

$$Q_i = \beta_0 + \beta_1 P_i + \beta_2 Y_i + \beta_3 P_{vi} + \beta_4 P_{\sigma i} + u_i, \quad \text{για } i = 1, \dots, n$$

Η πολλαπλή παλινδρόμηση μας επιτρέπει να απομονώσουμε τις επιδράσεις των ανεξάρτητων μεταβλητών στο επίπεδο της εξαρτημένης μεταβλητής. Ο συντελεστής  $\beta_1$  παριστάνει το οριακό αποτέλεσμα από την αύξηση κατά μία μονάδα της τιμής του προϊόντος P για τη ζητούμενη ποσότητα Q, διατηρώντας όλες τις άλλες επιδράσεις σταθερές. Αλγεβρικά:

$$\beta_1 = \frac{\partial Q}{\partial P}$$

Μπορούμε, λοιπόν, να υπολογίσουμε την ελαστικότητα της ζήτησης ως προς την τιμή ως εξής:

$$\text{ελαστικότητα ως προς τιμή} = \frac{\partial Q}{\partial P} \frac{P}{Q} = \beta_1 \frac{P}{Q}$$

η ελαστικότητα σε αυτήν την περίπτωση εξαρτάται από τα επίπεδα τιμής P και ζήτησης Q για τα οποία η ελαστικότητα εκτιμάται.

Παρόμοια, για τη μεταβλητή του εισοδήματος έχουμε:

$$\beta_2 = \frac{\partial Q}{\partial Y}$$

και η ελαστικότητα της ζήτησης ως προς το εισόδημα γράφεται:

$$\text{ελαστικότητα ως προς εισόδημα} = \frac{\partial Q}{\partial Y} \frac{Y}{Q} = \beta_2 \frac{Y}{Q}$$

Με λογαρίθμιση της ακόλουθης σχέσης

$$Q_i = \beta_0 + \beta_1 P_i + \beta_2 Y_i + \beta_3 P_{vi} + \beta_4 P_{\sigma i} + u_i, \text{ για } i = 1, \dots, n$$

προκύπτει:

$$\ln Q_i = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln P_i + \beta_2 \ln Y_i + \beta_3 \ln P_{vi} + \beta_4 \ln P_{\sigma i} + \varepsilon_i$$

για αυτή τη σχέση παλινδρόμησης, ο συντελεστής  $\beta_1$  παριστάνει τη μερική παράγωγο του λογαρίθμου Q ως προς το λογάριθμο P. Αλγεβρικά:

$$\beta_1 = \frac{\partial \ln Q}{\partial \ln P}$$

Όμως:

$$\frac{\partial \ln Q}{\partial \ln P} = \frac{\partial \ln Q}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial \ln P} = \frac{\partial \ln Q}{\partial Q} \frac{\partial P}{\partial \ln P} \frac{\partial Q}{\partial P} = \frac{1}{Q} P \frac{\partial Q}{\partial P} = \frac{P}{Q} \frac{\partial Q}{\partial P}$$

Με άλλα λόγια, ο συντελεστής  $\beta_1$  σε αυτό το λογαριθμικό υπόδειγμα παριστάνει την ελαστικότητα της ζήτησης ως προς την τιμή η οποία είναι εξ ορισμού σταθερή.

Ο δεύτερος συντελεστής,  $\beta_2$ , παριστάνει την εισοδηματική ελαστικότητα ζήτησης. Αλγεβρικά:

$$\beta_2 = \frac{\partial \ln Q}{\partial \ln Y}$$

Γενικά, οι συντελεστές σε οποιοδήποτε υπόδειγμα παλινδρόμησης το οποίο είναι γραμμικό σε λογαρίθμους παριστάνουν σταθερές ελαστικότητες.

## 3. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ

### 3.1 Κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα

Η ηλεκτρική ενέργεια αποτελεί μία από τις περισσότερο καταναλισκόμενες μορφές ενέργειας. Χρησιμοποιείται από τα ελληνικά νοικοκυριά για θέρμανση κατά τους χειμερινούς μήνες, για ψύξη τους εαρινούς και αποτελεί τον παράγοντα – κλειδί για την εξήγηση των μακροχρόνιων τάσεων στην οικονομική μεγέθυνση των κρατών. Η οικιακή ηλεκτρική κατανάλωση στην Ελλάδα, όπως και σε άλλες χώρες της Νότιας Ευρώπης, είναι μικρότερη σε σχέση με την ηλεκτρική κατανάλωση των περισσότερων χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Αυτό οφείλεται και στις κλιματικές συνθήκες που επικρατούν στις νοτιοευρωπαϊκές χώρες. Η ηλεκτρική κατανάλωση αυξάνεται κατά τις τελευταίες δεκαετίες σε απόλυτα μεγέθη αλλά και ως ποσοστό της συνολικής ενεργειακής κατανάλωσης ενώ παράλληλα αυξάνεται και ο αριθμός των καταναλωτών<sup>1</sup>. Ωστόσο, η κατά κεφαλή κατανάλωση στην Ελλάδα παραμένει αρκετά μικρή σε σχέση με τις περισσότερες ευρωπαϊκές χώρες<sup>2</sup>. Η διανομή της ηλεκτρικής ενέργειας αλλά και ο καθορισμός των τιμών του ηλεκτρισμού πραγματοποιούνται αποκλειστικά από τη Δημόσια Επιχείρηση Ηλεκτρισμού (ΔΕΗ) η οποία έχει κρατική διοίκηση.

Η πρόβλεψη της κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας παίζει σημαντικό ρόλο για τη διαχείριση των ενεργειακών πόρων καθώς και για τη διασφάλιση της επαρκούς παροχής ενέργειας στα νοικοκυριά, τη βιομηχανία κλπ. Επιπλέον, καθότι η ηλεκτρική κατανάλωση έχει και εποχικό χαρακτήρα, είναι σημαντικό να προβλέπονται οι αιχμές στην ηλεκτρική ζήτηση ώστε να διασφαλίζεται η αδιάκοπη παροχή ενέργειας για κάθε μήνα του έτους<sup>3</sup>.

---

<sup>1</sup> George S. Donatos, George J. Mergos, 1991, *Residential demand for electricity: the case of Greece*

<sup>2</sup> Vassilis T. Rapanos, Michael L. Polemis, 2005, *The structure of residential energy demand in Greece*

<sup>3</sup> E. Dikaios Tserkezos, 1992, *Forecasting residential electricity consumption in Greece using monthly and quarterly data*



Για την πρόβλεψη της κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα έχουν χρησιμοποιηθεί κατά καιρούς διάφορα οικονομετρικά μοντέλα. Ο Tserkezos<sup>4</sup> εξετάζει τις σχέσεις μεταξύ της ηλεκτρικής κατανάλωσης και του διαθέσιμου εισοδήματος, της θερμοκρασίας και της τιμής του ηλεκτρικού ρεύματος. Για αυτό το σκοπό χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία αλλά και τριμηνιαία δεδομένα και εφαρμόστηκαν οι μέθοδοι LTF και CCF. Η LTF είναι αποτελεσματικότερη και ευκολότερη στη χρήση από την CCF ακόμα και αν οι χρονολογικές σειρές εμφανίζουν υψηλή εποχικότητα. Η ενεργειακή κατανάλωση σχετίζεται με την οικονομική μεγέθυνση. Αυτή η σχέση εξετάζεται για την Ελλάδα κατά την περίοδο 1960 έως και 1996<sup>5</sup>. Στο μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε συμπεριλήφθησαν οι μεταβλητές της ενεργειακής κατανάλωσης, του πραγματικού ΑΕΠ καθώς και η μεταβλητή των τιμών της ενέργειας. Για τη μακροχρόνια περίοδο, οι τρεις μεταβλητές συσχετίζονται, ενώ βραχυχρόνια εμφανίζεται συσχέτιση μόνο μεταξύ του ΑΕΠ και της κατανάλωσης.

Οι Donatos και Mergos<sup>6</sup> παρουσιάζουν την εξέλιξη της οικιακής ηλεκτρικής κατανάλωσης στην Ελλάδα για την περίοδο 1961 έως 1986 και προχωρούν στην εκτίμηση των ελαστικότητας της οικιακής ηλεκτρικής ζήτησης. Η οικιακή ηλεκτρική ζήτηση είναι ανελαστική ως προς τις τιμές και ελαστική ως προς τα εισοδήματα ενώ δεν εμφανίζει περιφερειακή διαφοροποίηση. Οι πωλήσεις ηλεκτρικών συσκευών δεν έχουν σημαντικό αντίκτυπο στη ζήτηση ηλεκτρισμού ενώ ηλεκτρισμός και LPG είναι προϊόντα υψηλής υποκατάστασης. Οι Rapanos και Polemis<sup>7</sup> εξετάζουν τους παράγοντες που επηρεάζουν την ενεργειακή ζήτηση στην Ελλάδα για την περίοδο 1965 έως 1999 και τους συγκρίνουν με αυτούς άλλων χωρών του OECD. Για τη μακροχρόνια περίοδο η οικιακή ενεργειακή ζήτηση είναι ανελαστική ως προς τις τιμές και ελαστική ως προς το εισόδημα ενώ για τη βραχυχρόνια είναι ανελαστική ως προς το εισόδημα. Το μέγεθος της ελαστικότητας του εισοδήματος διαφέρει μεταξύ

---

<sup>4</sup> E. Dikaios Tserkezos, 1992, *Forecasting residential electricity consumption in Greece using monthly and quarterly data*

<sup>5</sup> George Hondroyiannis, Sarantis Lolos, Evangelia Papapetrou, 2002, *Energy consumption and economic growth: assessing the evidence from Greece*

<sup>6</sup> George S. Donatos, George J. Mergos, 1991, *Residential demand for electricity: the case of Greece*

<sup>7</sup> Vassilis T. Rapanos, Michael L. Polemis, 2005, *The structure of residential energy demand in Greece*

της Ελλάδας και των άλλων OECD χωρών. Αυτό οφείλεται στην αστικοποίηση της περιόδου 1965-1975 καθώς και στα υψηλά ποσοστά παραοικονομίας που εκτιμώνται σε πάνω από 20% του ΑΕΠ. Καμία από τις δύο ενεργειακές κρίσεις (1973,1979) δεν είχε στατιστικά σημαντικό αντίκτυπο στην ενεργειακή ζήτηση.

Ο Hondroyiannis<sup>8</sup> εξετάζει την οικιακή ηλεκτρική κατανάλωση στην Ελλάδα για την περίοδο 1986 έως 1999, χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα για τρεις μεταβλητές: την πραγματική τιμή του ηλεκτρικού ρεύματος, το πραγματικό εισόδημα και τη μέση θερμοκρασία στην Ελλάδα. Στη μακροχρόνια περίοδο, η κατανάλωση επηρεάζεται από τις αλλαγές στο πραγματικό εισόδημα, το πραγματικό επίπεδο τιμών και τη μέση θερμοκρασία ενώ στη βραχυχρόνια περίοδο η κατανάλωση είναι ανελαστική και ανεξάρτητη της τιμής και η μέση θερμοκρασία δεν επιδρά στην κατανάλωση. Οι Skiadas, Papayannakis και Mourelatos<sup>9</sup> συμπεραίνουν ότι η ηλεκτρική ζήτηση στην Ελλάδα συσχετίζεται με μια σειρά κοινωνικοοικονομικών παραγόντων (ΑΕΠ, επενδύσεις, τιμές ηλεκτρισμού) και ότι η προβλεπτική ικανότητα των συναρτήσεων οικονομικής μεγέθυνσης μπορεί να βελτιωθεί περαιτέρω. Η Tzani<sup>10</sup> συμπεραίνει την ύπαρξη μονόδρομης σχέσης από την ενεργειακή κατανάλωση προς το πραγματικό ΑΕΠ. Η παραγωγή ενέργειας επηρεάζεται από τις αλλαγές στη συνολική ενεργειακή κατανάλωση στο βαθμό που οι πολιτικές που στοχεύουν στην εξοικονόμηση ενέργειας δεν καθυστερούν την οικονομική μεγέθυνση στην Ελλάδα.

Η Sardanou<sup>11</sup> αναπτύσσει ένα μοντέλο για τη διερεύνηση των κύριων παραγόντων που προσδιορίζουν τα πρότυπα για την εξοικονόμηση ενέργειας των νοικοκυριών στην Ελλάδα. Οι κοινωνικοοικονομικές μεταβλητές, όπως το εισόδημα των καταναλωτών και το μέγεθος της οικογένειας εξηγούν τις διαφορές που εμφανίζονται στις επιλογές των καταναλωτών για την εξοικονόμηση ενέργειας ενώ οι ηλεκτρικές

---

<sup>8</sup> George Hondroyiannis, 2004, *Estimating residential demand for electricity in Greece*

<sup>9</sup> C.H. Skiadas, L.L. Papayannakis, A.G. Mourelatos, 1993, *An attempt to improve the forecasting ability of growth functions: The Greek electric system*

<sup>10</sup> Stela Z. Tsani, 2009, *Energy consumption and economic growth: A causality analysis for Greece*

<sup>11</sup> Eleni Sardanou, 2007, *Estimating energy conservation patterns of Greek households*

δαπάνες και η ηλικία των καταναλωτών συνδέονται αρνητικά με τον αριθμό των δράσεων για την εξοικονόμηση ενέργειας που ένας καταναλωτής δύναται να υιοθετήσει. Οι Skiadas και Giovanis<sup>12</sup> παρουσιάζουν ένα στοχαστικό μοντέλο που είναι δυνατό να προβλέψει την ηλεκτρική κατανάλωση στην Ελλάδα και να δώσει σημαντικά συμπεράσματα χρησιμοποιώντας δεδομένα χρονολογικών σειρών.

Οι Christodoulakis και Kalyvitis<sup>13</sup> παρουσιάζουν ένα μακροοικονομικό μοντέλο για την πρόβλεψη της ζήτησης διαφόρων μορφών ενέργειας (ηλεκτρισμού, πετρελαίου, στερεών καυσίμων) έως το 2010 και εξετάζουν το πώς επηρεάζεται η ζήτηση αυτή από την εφαρμογή του Κοινωνικού Πλαισίου Στήριξης (CSF). Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η ζήτηση για πετρέλαιο αυξάνεται με μικρότερο ρυθμό από ότι η ζήτηση για ηλεκτρισμό και άλλες μορφές ενέργειας, ενώ οι τιμές του πετρελαίου μεταβάλλονται ανάλογα με τις μεταβολές των τιμών του ηλεκτρισμού. Στο σενάριο χαμηλής οικονομικής μεγέθυνσης, η κατανάλωση πετρελαίου υπερβαίνει τα επίπεδα των προβλέψεων κατά 2,2% ετησίως κατά μέσο όρο για την περίοδο 1994-2010 ενώ για την κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας εμφανίζεται αύξηση κατά 3,4%. Στο σενάριο υψηλής οικονομικής μεγέθυνσης η κατανάλωση πετρελαίου είναι υψηλότερη κατά 6,8% από τις προβλέψεις, ενώ η κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας κατά 11,2%.

Μία νέα μέθοδος που βασίζεται σε ένα πολυμεταβλητό μοντέλο που ονομάστηκε MMPF (Multi-Model Partitioning Theory)<sup>14</sup> εφαρμόστηκε για την πρόβλεψη της ηλεκτρικής κατανάλωσης στην Ελλάδα για το έτος 2006. Τα αποτελέσματα συγκρίθηκαν με αυτά τριών άλλων τεχνικών ανάλυσης, των AICC, AIC και BIC. Η μέθοδος MMPF πλεονεκτεί έναντι των υπολοίπων καθότι περιορίζει το μέσο σφάλμα.

---

<sup>12</sup> C.H. Skiadas, A.N. Giovanis, 1997, *A stochastic bass innovation diffusion model for studying the growth of electricity consumption in Greece*

<sup>13</sup> Nicos M. Christodoulakis, Sarantis C. Kalyvitis, 1997, *The demand for energy in Greece: assessing the effects of the Community Support Framework 1994-1999*

<sup>14</sup> S.Sp. Pappas, L. Ekonomou, P. Karampelas, D.C. Karamousantas, S.K. Katsikas, G.E. Chatzarakis, P.D. Skafidas, 2009, *Electricity demand load forecasting of the Hellenic power system using an ARMA model*

Ο Polemis<sup>15</sup> εφαρμόζει τη μέθοδο συνολοκλήρωσης για να εντοπίσει τους παράγοντες που επηρεάζουν την ενεργειακή ζήτηση στην Ελλάδα και να εντοπίσει τις μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες ελαστικότητες της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας και πετρελαίου στην ελληνική βιομηχανία για την περίοδο 1970-2004. Η ενεργειακή ζήτηση εμφανίζεται ανελαστική. Μία άλλη μέθοδος που εφαρμόζεται για την πρόβλεψη της ενεργειακής κατανάλωσης στην Ελλάδα βασίζεται στα τεχνητά νευρωνικά δίκτυα ANN (Artificial Neural Networks)<sup>16</sup>. Πραγματοποιήθηκαν προβλέψεις για τα έτη 2005 έως 2008, 2010, 2012 και 2015. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν ανταποκρίνονται στην πραγματικότητα και είναι ακριβέστερα από αυτά που προήλθαν από το μοντέλο της γραμμικής παλινδρόμησης. Για τη μεσοπρόθεσμη πρόβλεψη της ηλεκτρικής ζήτησης παρουσιάζονται και συγκρίνονται δύο μοντέλα<sup>17</sup>. Με το ένα πραγματοποιούνται ημερήσιες προβλέψεις ενώ με το άλλο μηνιαίες. Και τα δύο έχουν υψηλή προβλεπτική ικανότητα ( $R^2 \sim 96\%$ ) αρκετών μηνών.

Η ηλεκτρική κατανάλωση συνεπάγεται αρκετές κλιματολογικές επιδράσεις τόσο σε περιφερειακό όσο και σε εθνικό επίπεδο. Τα αποτελέσματα από την εφαρμογή του μοντέλου για την εκτίμηση της ευαισθησίας της ενεργειακής ζήτησης σε διάφορους κλιματικούς και κοινωνικοοικονομικούς παράγοντες υπό το πρίσμα διαφόρων κλιματικών σεναρίων υποδεικνύουν αύξηση της ετήσιας ηλεκτρικής ζήτησης με αιχμές κατά τη διάρκεια των θερινών περιόδων, οι οποίες αντισταθμίζουν τις μέτριες μειώσεις στη ζήτηση των χειμερινών περιόδων<sup>18</sup>. Οι κλιματολογικές επιδράσεις μπορούν εν μέρει να ελεγχθούν με την εφαρμογή κατάλληλων πολιτικών για τον περιορισμό των εκπομπών  $CO_2$ . Η εκτίμηση της εξέλιξης των συγκεντρώσεων  $CO_2$  στην ατμόσφαιρα γίνεται μέσω της εκτίμησης για τη μελλοντική ζήτηση ενέργειας.

---

<sup>15</sup> Michael L. Polemis, 2007, *Modeling industrial energy demand in Greece using cointegration techniques*

<sup>16</sup> L. Ekonomou, 2009, *Greek long-term energy consumption prediction using artificial neural networks*

<sup>17</sup> S. Mirasgedis, Y. Sarafidis, E. Georgopoulou, D.P. Lalas, M. Moschovitis, F. Karagiannis, D. Papakonstantinou, 2005, *Models for mid-term electricity forecasting incorporating weather influences*

<sup>18</sup> S. Mirasgedis, Y. Sarafidis, E. Georgopoulou, V. Kotroni, K. Lagouvardos, D.P. Lalas, 2006, *Modeling framework for estimating impacts of climate change on electricity demand at regional level: Case of Greece*

Οι προβλέψεις βασίστηκαν στην εκτίμηση συναρτήσεων ζήτησης για κάθε παράγοντα οικονομικής δραστηριότητας<sup>19</sup>. Το σύστημα ολοκληρώνεται σε ένα πλήρως αναπτυγμένο μακροοικονομικό μοντέλο έτσι ώστε όλες οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ των παραγόντων ενέργειας, τιμών και παραγωγής ηλεκτρισμού να λαμβάνονται υπόψη. Η πρόβλεψη της ενεργειακής ζήτησης ακολουθεί τις προβλέψεις της παραγωγής και το μερίδιο της ηλεκτρικής ενέργειας στη συνολική ενεργειακή κατανάλωση αυξάνεται σημαντικά, ενώ ο μέσος ετήσιος ρυθμός αύξησης των προβλεπόμενων εκπομπών  $CO_2$  για την περίοδο 1990-2012 κυμαίνεται από 1,8% έως 2,2%.

Οι Rapanos και Polemis<sup>20</sup> εξετάζουν τις επιπτώσεις των περιβαλλοντικών φόρων στην ενεργειακή ζήτηση, για την Ελλάδα, την περίοδο 1965-1998. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η εναρμόνιση των φόρων στην Ελλάδα με τον ευρωπαϊκό μέσο όρο θα οδηγήσει σε αύξηση των συνολικών εκπομπών  $CO_2$  κατά 6% ετησίως. Αν, από την άλλη πλευρά, οι φόροι αυξηθούν και αγγίξουν το ανώτατο ευρωπαϊκό όριο, οι εκπομπές  $CO_2$  θα περιοριστούν σημαντικά. Η περιβαλλοντική φορολόγηση όμως δεν πρέπει να αποτελεί το μοναδικό όπλο για την καταπολέμηση της ατμοσφαιρικής ρύπανσης.

Στη μακροχρόνια περίοδο η οικονομική μεγέθυνση θα έχει σημαντική επίδραση στη μελλοντική ζήτηση για ηλεκτρική ενέργεια αυξάνοντας το συνολικό ποσό ενέργειας που καταναλώνεται τόσο για θέρμανση τους χειμερινούς μήνες όσο και για ψύξη τους θερινούς. Αυτή η αύξηση στην ενεργειακή ζήτηση, σε συνδυασμό με την ισχυρή εποχικότητα, θα οδηγήσει στην ανάγκη για αύξηση των ενεργειακών αποθεμάτων, τα οποία, εξαιτίας της εποχικότητας, σε ορισμένες περιόδους του έτους θα υποχρησιμοποιούνται. Πρέπει, λοιπόν, να εφαρμοστούν κατάλληλες πολιτικές ώστε να διασφαλιστεί η ενεργειακή επάρκεια. Κατάλληλες πολιτικές, όμως, πρέπει να

---

<sup>19</sup> Nikos M. Christodoulakis, Sarantis C. Kalyvitis, Dimitrios P. Lalas, Stylianos Pesmajoglou, 2000, *Forecasting energy consumption and energy related  $CO_2$  emissions in Greece: An evaluation of the consequences of the Community Support Framework II and natural gas penetration*

<sup>20</sup> Vassilis T. Rapanos, Michael L. Polemis, 2004, *Energy demand and environmental taxes: the case of Greece*

εφαρμοστούν και προς την κατεύθυνση της μείωσης των εκπομπών ρύπων. Η πρόβλεψη των ποσοστών αύξησης των εκπομπών δείχνει ότι πέρα από οποιαδήποτε προσπάθεια που συσχετίζεται με τις δράσεις στον ενεργειακό τομέα, υπάρχει επιπλέον και η ανάγκη προσδιορισμού των μέτρων που θα μειώσουν σημαντικά τις εκπομπές ρύπων.

### 3.2 Σύγκριση ηλεκτρικής κατανάλωσης Ελλάδας - άλλων χωρών

Για τη σύγκριση της ηλεκτρικής κατανάλωσης μεταξύ της Ελλάδας και των ΗΠΑ, οι Giovanis και Skiadas<sup>21</sup> παρουσιάζουν ένα στοχαστικό μοντέλο υποθέτοντας ότι η μελλοντική οικονομική μεγέθυνση δεν είναι γνωστή με βεβαιότητα αλλά προκύπτει από τη στοχαστική διαδικασία. Οι δυνητικοί αγοραστές ενός προϊόντος επηρεάζονται από μια σειρά κοινωνικοοικονομικών παραμέτρων, που ορίζουν την ανομοιόμορφη συμπεριφορά τους, και ο τρόπος που δρουν θεωρείται τυχαίος. Το στοχαστικό μοντέλο που παρουσιάζεται επιλύεται αναλυτικά χρησιμοποιώντας διαφορικές εξισώσεις και εφαρμόζεται σε δεδομένα ηλεκτρικής κατανάλωσης για την Ελλάδα και τις ΗΠΑ.

Οι Psiloglou, Giannakopoulos, Majithia και Petrakis<sup>22</sup> συγκρίνουν την ηλεκτρική ζήτηση μεταξύ του Λονδίνου και της Αθήνας καθώς και τη σχέση μεταξύ κλιματικών και μη κλιματικών παραγόντων λαμβάνοντας υπόψη οικονομικούς, κοινωνικούς και δημογραφικούς παράγοντες. Επίσης, λήφθηκαν υπόψη και παράγοντες που σχετίζονται με τις καιρικές συνθήκες και επηρεάζουν και τις δύο πόλεις (χαμηλότερη ηλεκτρική ζήτηση κατά τη διάρκεια διακοπών και Σαββατοκύριακων). Και για τις δύο πόλεις εμφανίζεται ένα μέγιστο στην ηλεκτρική κατανάλωση το χειμώνα, ενώ μόνο για την Αθήνα εμφανίζεται και ένα δεύτερο μέγιστο το καλοκαίρι. Η μικρότερη ηλεκτρική ζήτηση εμφανίζεται για την Αθήνα στους 20°C ενώ για το Λονδίνο στους 16°C.

---

<sup>21</sup> A.N. Giovanis, C.H. Skiadas, 1999, *A stochastic logistic innovation diffusion model studying the electricity consumption in Greece and the United States*

<sup>22</sup> B.E. Psiloglou, C. Giannakopoulos, S. Majithia, M. Petrakis, 2009, *Factors affecting electricity demand in Athens, Greece and London, UK: A comparative assessment*

### 3.3 Κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας σε άλλες χώρες

Για τις νοτιοανατολικές ΗΠΑ, οι Harris και Liu<sup>23</sup> αναζήτησαν τη σχέση μεταξύ της ηλεκτρικής κατανάλωσης και αρκετών μεταβλητών, όπως οι καιρικές συνθήκες, οι τιμές, το εισόδημα των καταναλωτών. Χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα από τον Ιανουάριο του 1969 έως το Δεκέμβριο του 1990 για τις νοτιοανατολικές ΗΠΑ. Το βασικό συμπέρασμα της έρευνας είναι ότι η τιμή του ηλεκτρισμού παίζει κυρίαρχο ρόλο στην εξήγηση/περιγραφή της καταναλωτικής συμπεριφοράς των καταναλωτών ηλεκτρικής ενέργειας.

Για τις χώρες της ομάδας G7, οι Narayan, Smyth και Prasad<sup>24</sup> εκτιμούν τις ελαστικότητες εισοδήματος και τιμών για την οικιακή ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας στη μακροχρόνια αλλά και τη βραχυχρόνια περίοδο. Αποδεικνύεται ότι στη μακροχρόνια περίοδο η οικιακή ζήτηση για ηλεκτρική ενέργεια είναι ελαστική ως προς τις τιμές και ανελαστική ως προς το εισόδημα. Από περιβαλλοντική άποψη υπάρχει η δυνατότητα να χρησιμοποιηθούν πολιτικές τιμών στις χώρες της ομάδας G7 ώστε να περιοριστεί η οικιακή ζήτηση ηλεκτρισμού και να περιοριστούν οι εκπομπές αερίων μακροχρόνια. Ο αντίκτυπος μιας αλλαγής στην κατανάλωση ενέργειας στο εισόδημα και αντίστροφα εκτιμάται από τους Soytaş και Sari<sup>25</sup> μέσω της μακροχρόνιας σχέσης αιτιότητας μεταξύ της χρήσης ενέργειας και εισοδήματος. Από τις χώρες της ομάδας G7, οι χώρες Καναδάς, Ιταλία, Ιαπωνία και Ηνωμένο Βασίλειο εμφανίζουν αμφίδρομη σχέση μεταξύ κατανάλωσης και εισοδήματος, στις χώρες ΗΠΑ και Γαλλία εμφανίζεται μονόδρομη σχέση από την κατανάλωση προς το εισόδημα, ενώ μόνο στην Γερμανία υπάρχει μονόδρομη σχέση από το εισόδημα προς την κατανάλωση.

---

<sup>23</sup> John L. Harris, Loon-Mu Liu, 1993, *Dynamic structural analysis and forecasting of residential electricity consumption*

<sup>24</sup> Paresh Kumar Narayan, Russell Smyth, Arti Prasad, 2007, *Electricity consumption in G7 countries: A panel cointegration analysis of residential demand elasticities*

<sup>25</sup> Ugur Soytaş, Ramazan Sari, 2006, *Energy consumption and income in G7 countries*

Η πρόβλεψη της ηλεκτρικής κατανάλωσης για την Ιταλία εξετάζεται από τους Bianco, Manca και Nardini<sup>26</sup>. Αναζητείται η επίδραση οικονομικών και δημογραφικών μεταβλητών στην ετήσια ηλεκτρική κατανάλωση στην Ιταλία με χρήση δεδομένων για την περίοδο 1970 έως 2007 για τις μεταβλητές της κατανάλωσης, του ΑΕΠ, του κατά κεφαλή ΑΕΠ και του πληθυσμού αναπτύσσοντας ένα μοντέλο μακροχρόνιας πρόβλεψης. Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι η ελαστικότητα των τιμών είναι περιορισμένη. Αυτό φανερώνει ότι δεν υπάρχει ανάγκη ώστε να εκληφθούν οι τιμές του ηλεκτρισμού ως επεξηγηματικές μεταβλητές σε προγνωστικά μοντέλα για την Ιταλία, καθώς και ότι οι πολιτικές τιμών δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την προαγωγή της ορθολογικής χρήσης της ηλεκτρικής ενέργειας.

Οι Cancelo και Espasa<sup>27</sup> παρουσιάζουν ένα μοντέλο για την ημερήσια πρόβλεψη της ηλεκτρικής ζήτησης στην Ισπανία. Η μέθοδος που ακολούθησαν πλεονεκτεί έναντι των υπολοίπων στη γρήγορη προσαρμογή των εποχικών παραγόντων στις πιο πρόσφατες πληροφορίες.

Σύμφωνα με τους Darbellay και Slama<sup>28</sup> οι προβλεπτικές ικανότητες ενός γραμμικού μοντέλου δεν διαφέρουν σημαντικά από αυτές ενός μη γραμμικού. Προκειμένου να αποδειχτεί αυτό χρησιμοποιήθηκε ένα μοντέλο ARIMA (γραμμικό) και ένα νευρωνικό δίκτυο (μη γραμμικό) για την πρόβλεψη της κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας στην Τσεχία. Η πρόταση των συγγραφέων είναι ότι προτού κάποιος καταφύγει σε ένα πολύπλοκο μη γραμμικό μοντέλο να εξετάσει εάν το πρόβλημα είναι πράγματι μη γραμμικό. Όπως, για παράδειγμα, η πρόβλεψη για την ηλεκτρική κατανάλωση στην Τσεχία που αναδείχτηκε γραμμικό πρόβλημα.

---

<sup>26</sup> Vincenzo Bianco, Oronzion Manca, Sergio Nardini, 2009, *Electricity consumption forecasting in Italy using linear regression models*

<sup>27</sup> Jose Ramon Cancelo, Antoni Espasa, 1996, *Modelling and forecasting daily series of electricity demand*

<sup>28</sup> G.A. Darbellay, M. Slama, 2000, *Forecasting the short-term demand for electricity: Do neural networks stand a better chance?*



Οι Bianco, Manca, Nardini και Minea<sup>29</sup> παρουσιάζουν δύο προγνωστικά μοντέλα που χρησιμοποιήθηκαν για την πρόβλεψη της μη οικιακής ηλεκτρικής κατανάλωσης έως το 2020 στη Ρουμανία. Τα αποτελέσματα δείχνουν μέση ετήσια αύξηση της μη οικιακής ηλεκτρικής κατανάλωσης κατά 1% έως το 2020. Οι ελαστικότητες των τιμών και του ΑΕΠ εμφανίζονται αρκετά χαμηλές.

Οι Yoo και Kwak<sup>30</sup> εξετάζουν την αιτιατή σχέση μεταξύ της ηλεκτρικής κατανάλωσης και της οικονομικής μεγέθυνσης για επτά χώρες της Νότιας Αμερικής κατά την περίοδο 1975 έως 2006. Τα αποτελέσματα υποδεικνύουν μονόδρομη βραχυχρόνια σχέση από την ηλεκτρική κατανάλωση προς το πραγματικό ΑΕΠ για τις χώρες Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή, Κολομβία και Εκουαδόρ. Αντίθετα, αμφίδρομη σχέση εμφανίζεται για τη Βενεζουέλα, ενώ για το Περού δεν εμφανίζονται αιτιατές σχέσεις.

Οι Abraham και Nath<sup>31</sup> αξιολογούν τη χρήση δύο λογισμικών για την πρόβλεψη της ηλεκτρικής ζήτησης στην πολιτεία της Victoria, στην Αυστραλία. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η μέθοδος EFuNN υπερτερεί, σε όρους σφάλματος, έναντι της μεθόδου νευρωνικών δικτύων, καθώς και των μοντέλων ARIMA και των προβλέψεων της μεθόδου VPX.

Η εκτίμηση της συνάρτησης κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας παίζει σημαντικό ρόλο για τις χώρες που χαράσσουν ενεργειακές πολιτικές και κυρίως για αυτές τις χώρες των οποίων η ενεργειακή ζήτηση αυξάνει σχετικά γρήγορα, όπως η περίπτωση της Τουρκίας. Η Τουρκία αποτελεί βασικό εισαγωγέα ενέργειας καθότι οι ενεργειακές της ανάγκες, ειδικά για ηλεκτρισμό, αυξάνουν γρήγορα ως αποτέλεσμα

---

<sup>29</sup> Vincenzo Bianco, Oronzion Manca, Sergio Nardini, Alina A. Minea, 2010, *Analysis and forecasting of nonresidential electricity consumption in Romania*

<sup>30</sup> Seung-Hoon Yoo, So-Yoon Kwak, 2009, *Electricity consumption and economic growth in seven South American countries*

<sup>31</sup> Ajith Abraham, Baikunth Nath, 2001, *A neuro-fuzzy approach for modeling electricity demand in Victoria*

της οικονομικής της μεγέθυνσης των τελευταίων χρόνων. Οι Akay και Atak<sup>32</sup> παρουσιάζουν ένα μοντέλο για την πρόβλεψη της συνολικής αλλά και ειδικότερα της βιομηχανικής κατανάλωσης ηλεκτρισμού στην Τουρκία χρησιμοποιώντας τη μέθοδο GPRM (Grey Prediction). Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η προτεινόμενη προσέγγιση είναι περισσότερο ακριβής σε σχέση με τη μέθοδο MAED (Model of Analysis of the Energy Demand) και έχει επίσης σημαντικά πλεονεκτήματα έναντι άλλων μεθόδων. Δεδομένα για την περίοδο 1950 έως 2000 χρησιμοποιούν οι Altinay και Karagol<sup>33</sup> για να εξετάσουν τη σχέση μεταξύ της ηλεκτρικής κατανάλωσης και του πραγματικού ΑΕΠ (οικονομικής μεγέθυνσης) για την Τουρκία. Και οι δύο μέθοδοι που εφαρμόστηκαν έδειξαν μονόδρομη σχέση από την ηλεκτρική κατανάλωση προς το εισόδημα. Ο Erdogdu<sup>34</sup> συμπεραίνει ότι η αντίδραση των καταναλωτών στις αλλαγές των τιμών και του εισοδήματος είναι περιορισμένη. Οι Kucukali και Baris<sup>35</sup> χρησιμοποιούν ως μοναδική ανεξάρτητη μεταβλητή το ΑΕΠ για τα έτη 1970 έως 2014. Τα αποτελέσματα δείχνουν μια μείωση στην ηλεκτρική κατανάλωση για το έτος 2009 καθώς και ότι το ποσοστό αύξησης της ηλεκτρικής ζήτησης κατά τα έτη 2010 έως και 2014 βρίσκεται στο 4% περίπου.

Για την Κίνα, σύμφωνα με τους Shiu και Lam<sup>36</sup> το πραγματικό ΑΕΠ και η ηλεκτρική κατανάλωση συνολοκληρώνονται και υπάρχει μία μονόδρομη αιτιατή σχέση από την ηλεκτρική κατανάλωση προς το πραγματικό ΑΕΠ. Για παράδειγμα, μία αύξηση στην ηλεκτρική κατανάλωση θα αύξανε το πραγματικό ΑΕΠ αλλά μία αύξηση του ΑΕΠ δεν θα αύξανε την κατανάλωση. Το άρθρο καταλήγει στο ότι η κινεζική κυβέρνηση, προκειμένου να ξεπεραστούν οι διάφοροι περιορισμοί στην ηλεκτρική κατανάλωση, πρέπει να προχωρήσει τις διασυνδέσεις ολόκληρης της

---

<sup>32</sup> Diyar Akay, Mehmet Atak, 2006, *Grey prediction with rolling mechanism for electricity demand forecasting of Turkey*

<sup>33</sup> Galip Altinay, Erdal Karagol, 2005, *Electricity consumption and economic growth: Evidence from Turkey*

<sup>34</sup> Erkan Erdogdu, 2006, *Electricity demand analysis using cointegration and ARIMA modeling: A case study of Turkey*

<sup>35</sup> Serhat Kucukali, Kemal Baris, 2009, *Turkey's short-term gross annual electricity demand forecast by fuzzy logic approach*

<sup>36</sup> Alice Shiu, Pun-Lee Lam, 2002, *Electricity consumption and economic growth in China*

χώρας με το ηλεκτρικό δίκτυο, να αναβαθμίσει τα αστικά και αγροτικά κέντρα διανομής ηλεκτρικής ενέργειας και να επιταχύνει την αγροτική ηλεκτροδότηση. Αντίθετα με την Κίνα, στην Κορέα εμφανίζεται αμφίδρομη σχέση μεταξύ της ηλεκτρικής κατανάλωσης και του πραγματικού ΑΕΠ, για την περίοδο 1970 έως 2002, σύμφωνα με τον Yoo<sup>37</sup>.

Από σύγκριση μιας γραμμικής με μια μη γραμμική μέθοδο πρόβλεψης της ηλεκτρικής κατανάλωσης στην Ταϊβάν, ο Pao<sup>38</sup> συμπεραίνει ότι και οι δύο μέθοδοι συμφωνούν ότι ο πληθυσμός και το εθνικό εισόδημα επηρεάζουν την ηλεκτρική κατανάλωση στο μεγαλύτερο βαθμό, ενώ το ΑΕΠ και ο δείκτης τιμών καταναλωτή την επηρεάζουν σε μικρότερο βαθμό. Επιπλέον, το γραμμικό μοντέλο είναι ασθενέστερο για την πρόβλεψη ακρότατων (μέγιστα, ελάχιστα) της ηλεκτρικής κατανάλωσης. Ο ίδιος ερευνητής προτείνει<sup>39</sup> ένα νέο μοντέλο, το ECSTSP (Error-Correction State Space Model) και το συγκρίνει ως προς την προβλεπτική του ικανότητα με άλλα μοντέλα (STSP, SARIMA). Το ECSTSP αναδεικνύεται το καλύτερο όσον αφορά στη μακροχρόνια πρόβλεψη.

Για το Ιράν, οι Azadeh, Ghaderi και Sohrabkhani<sup>40</sup> παρουσιάζουν έναν αλγόριθμο που βασίζεται σε τεχνητά νευρωνικά δίκτυα (ANN). Ο αλγόριθμος αυτός χρησιμοποιείται για την επιλογή του καταλληλότερου μοντέλου, βασιζόμενος σε αποτελέσματα των ANOVA και MAPE, και εφαρμόζεται σε μηνιαία δεδομένα ηλεκτρικής κατανάλωσης για το Ιράν κατά την περίοδο 1994 έως 2005. Οι ίδιοι ερευνητές<sup>41</sup> συνδυάζουν μία ANN (Artificial Neural Network) μέθοδο με την ανάλυση χρονοσειρών και την εφαρμόζουν σε δεδομένα για το Ιράν για την περίοδο

---

<sup>37</sup> Seung-Hoon Yoo, 2004, *Electricity consumption and economic growth: evidence from Korea*

<sup>38</sup> Hsiao-Tien Pao, 2005, *Comparing linear and nonlinear forecasts for Taiwan's electricity consumption*

<sup>39</sup> Hsiao-Tien Pao, 2009, *Forecast of electricity consumption and economic growth in Taiwan by state space modeling*

<sup>40</sup> A. Azadeh, S.F. Ghaderi, S. Sohrabkhani, 2008, *A simulated-based neural network algorithm for forecasting electricity energy consumption in Iran*

<sup>41</sup> A. Azadeh, S.F. Ghaderi, S. Sohrabkhani, 2006, *Forecasting electrical consumption by integration of Neural Network, time series and ANOVA*

1986 έως 2006. Συμπεραίνεται ότι η μέθοδος ANN είναι περισσότερο αξιόπιστη ως προς την πρόβλεψη της ηλεκτρικής κατανάλωσης. Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουν και για τον ενεργοβόρο βιομηχανικό τομέα του Ιράν<sup>42</sup>, όπου η μέθοδος ANN εφαρμόστηκε σε βιομηχανικά δεδομένα της περιόδου 1979 έως 2003. Οι Azadeh και Tarverdian<sup>43</sup> παρουσιάζουν έναν αλγόριθμο για την πρόβλεψη της μηνιαίας ηλεκτρικής κατανάλωσης που βασίζεται σε στοχαστικές διαδικασίες και επιλέγει το καταλληλότερο μοντέλο. Ο αλγόριθμος αυτός εφαρμόστηκε σε δεδομένα για το Ιράν κατά την περίοδο 1994 έως 2005.

Ο Ghosh<sup>44</sup> διαπιστώνει την μονόδρομη αιτιατή σχέση που συνδέει την οικονομική μεγέθυνση με την ηλεκτρική κατανάλωση (από το ΑΕΠ προς την κατανάλωση) για την Ινδία κατά την περίοδο 1950 έως 1997. Βασικό επακόλουθο αυτού του συμπεράσματος είναι ότι οι πολιτικές για την ορθολογική χρήση της ηλεκτρικής ενέργειας μπορούν να εφαρμοστούν χωρίς να επιδεινωθεί η κατάσταση της οικονομίας.

Οι Mohamed και Bodger<sup>45</sup> χρησιμοποιούν δεδομένα της περιόδου 1965 έως 1999 για την εκτίμηση της κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας στη Νέα Ζηλανδία. Συμπεραίνουν ότι η ηλεκτρική κατανάλωση συσχετίζεται με όλες τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν (ΑΕΠ, μέση τιμή ηλεκτρισμού, πληθυσμός) και ότι τα αποτελέσματα συμβαδίζουν με τις εθνικές προβλέψεις.

---

<sup>42</sup> A. Azadeh, S.F. Ghaderi, S. Sohrabkhani, 2008, *Annual electricity consumption forecasting by neural network in high energy consuming industrial sectors*

<sup>43</sup> A. Azadeh, S. Tarverdian, 2007, *Integration of genetic algorithm, computer simulation and design of experiments for forecasting electrical energy consumption*

<sup>44</sup> Sajal Ghosh, 2002, *Electricity consumption and economic growth in India*

<sup>45</sup> Zaid Mohamed, Pat Bodger, 2004, *Forecasting electricity consumption in New Zealand using economic and demographic variabl*

Ο Odhiambo<sup>46</sup> συμπεραίνει την ύπαρξη μιας αμφίδρομης σχέσης μεταξύ της ηλεκτρικής κατανάλωσης και της οικονομικής μεγέθυνσης στην Νότια Αφρική καθώς και μια μονόδρομη σχέση από την απασχόληση προς την οικονομική μεγέθυνση.

Την απουσία μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ της ηλεκτρικής κατανάλωσης και της οικονομικής μεγέθυνσης αλλά και την ύπαρξη μονόδρομης σχέσης από την κατανάλωση προς την οικονομική μεγέθυνση εντοπίζουν οι Abosedra, Dah και Ghosh<sup>47</sup> για δεδομένα της περιόδου 1995 έως 2005 για τον Λίβανο. Χρησιμοποιήθηκε ένα διμεταβλητό μοντέλο, αφήνοντας τις μεταβλητές της θερμοκρασίας και της σχετικής υγρασίας ως εξωγενείς μεταβλητές. Στο ίδιο συμπέρασμα, για την ύπαρξη μονόδρομης σχέσης από την ηλεκτρική κατανάλωση προς την οικονομική μεγέθυνση, κατά την περίοδο 1980 έως 2006 για τη Νιγηρία, καταλήγει ο Akinlo<sup>48</sup>.

Για την πρόβλεψη της βραχυχρόνιας ηλεκτρικής κατανάλωσης έως και μία μέρα μπροστά, οι Taylor, Menezes και McSharry<sup>49</sup> συγκρίνουν την ακρίβεια έξι μεθόδων χρησιμοποιώντας χρονοσειρές ωριαίας ηλεκτρικής ζήτησης για το Ρίο Ντε Τζανέιρο καθώς και χρονοσειρές ημίωρης ηλεκτρικής ζήτησης για την Αγγλία. Ως η καταλληλότερη μέθοδος αναδείχθηκε η μέθοδος εκθετικής εξομάλυνσης.

---

<sup>46</sup> Nicholas M. Odhiambo, 2009, *Electricity consumption and economic growth in South Africa: A trivariate causality test*

<sup>47</sup> Salah Abosedra, Abdallah Dah, Sajal Ghosh, 2008, *Electricity consumption and economic growth, the case of Lebanon*

<sup>48</sup> A.E. Akinlo, 2009, *Electricity consumption and economic growth in Nigeria: Evidence from cointegration and co-feature analysis*

<sup>49</sup> James W. Taylor, Lilian M. de Menezes, Patrick E. McSharry, 2005, *A comparison of univariate methods for forecasting electricity demand up to a day ahead*

## 4. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Στην παρούσα εργασία γίνεται χρήση ετήσιων ποσοτικών δεδομένων χρονολογικών σειρών που αφορούν το σύνολο της χώρας για την περίοδο 1970 έως 2012.

Αναλυτικά, χρησιμοποιήθηκαν:

- Δεδομένα για την κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας. Αντλήθηκαν από το αρχείο της ΕΛΣΤΑΤ (Στατιστική Επετηρίδα της Ελλάδας) και έχουν ως μονάδα μέτρησης τη μεγαβατώρα (MWh).
- Δεδομένα για το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν σε σταθερές τιμές. Τα αρχικά δεδομένα, που αντλήθηκαν από το αρχείο της ΕΛΣΤΑΤ, ήταν εκπεφρασμένα σε τρέχουσες τιμές. Προκειμένου να αφαιρεθεί η επίδραση των τιμών έγινε χρήση του αποπληθωριστή<sup>50</sup>, σύμφωνα με τη σχέση

$$ΑΕΠ_{σταθ.τιμές} = \frac{ΑΕΠ_{τρέχ.τιμές}}{αποπληθωριστής}$$

απ' όπου προέκυψε το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν σε σταθερές τιμές μετρημένο σε εκατομμύρια ευρώ.

- Δεδομένα για τη μέση τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας στη χαμηλή τάση (~220V). Τα δεδομένα αυτά δόθηκαν από το τμήμα μάρκετινγκ της ΔΕΗ και έχουν μονάδα μέτρησης το ευρώ ανά μεγαβατώρα ( $\text{€}/MWh$ ).
- Δεδομένα για τη μέση ετήσια θερμοκρασία για το σύνολο της χώρας. Τα δεδομένα αυτά δόθηκαν από την Εθνική Μετεωρολογική Υπηρεσία και έχουν μονάδα μέτρησης τους βαθμούς Κελσίου ( $^{\circ}C$ ).

Η επεξεργασία των δεδομένων έγινε με το οικονομετρικό πρόγραμμα Eviews7.

---

<sup>50</sup> Τα δεδομένα για τον αποπληθωριστή αντλήθηκαν από τη σελίδα <http://www.indexmundi.com/>.

Οι μεταβλητές που θα χρησιμοποιηθούν στο υπόδειγμα είναι οι:  $dlcons$ ,  $dlpri$ ,  $dlgdp$  και  $dltemp$  και ορίζονται ως εξής:

$$dlcons = \log(cons)_t - \log(cons)_{t-1}$$

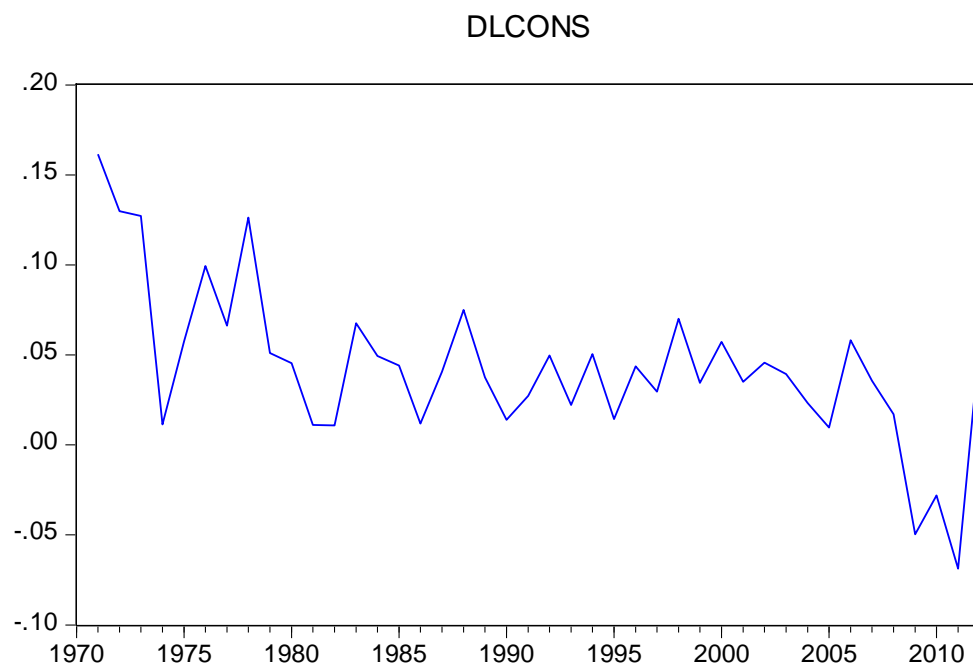
$$dlpri = \log(pri)_t - \log(pri)_{t-1}$$

$$dlgdp = \log(gdp)_t - \log(gdp)_{t-1}$$

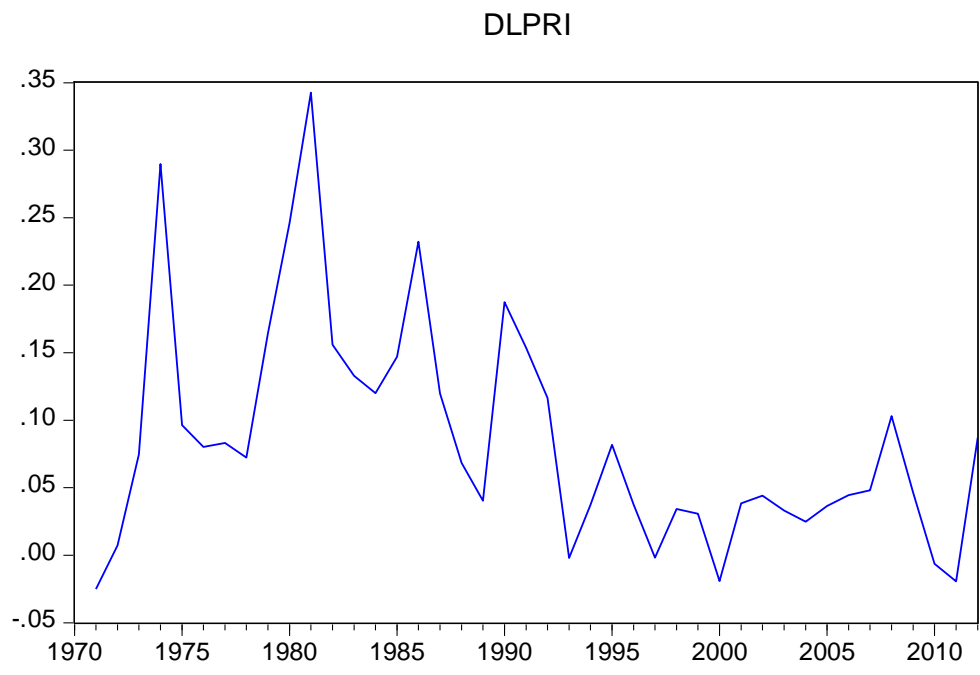
$$dltemp = \log(temp)_t - \log(temp)_{t-1}$$

Οι μεταβλητές αυτές εκφράζουν τις πρώτες διαφορές των λογαρίθμων των μεταβλητών της ηλεκτρικής κατανάλωσης, της τιμής της ηλεκτρικής ενέργειας, του Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος και της μέσης θερμοκρασίας, αντίστοιχα.

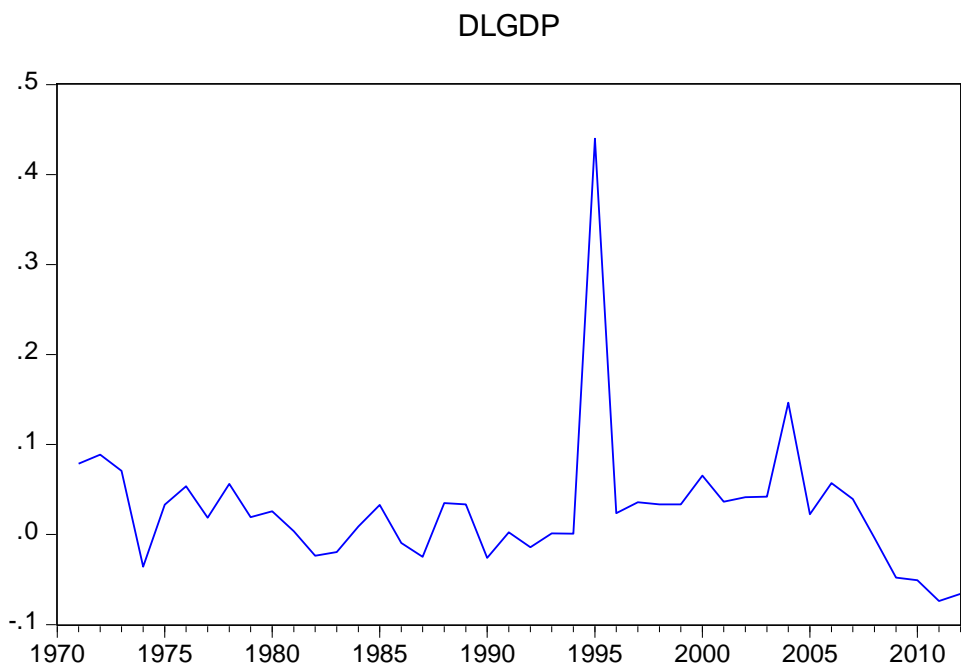
Στα **Διαγράμματα 1, 2, 3, 4** παρουσιάζεται η χρονική εξέλιξη των μεταβλητών  $dlcons$ ,  $dlpri$ ,  $dlgdp$  και  $dltemp$ , αντίστοιχα.



**Διάγραμμα 1**

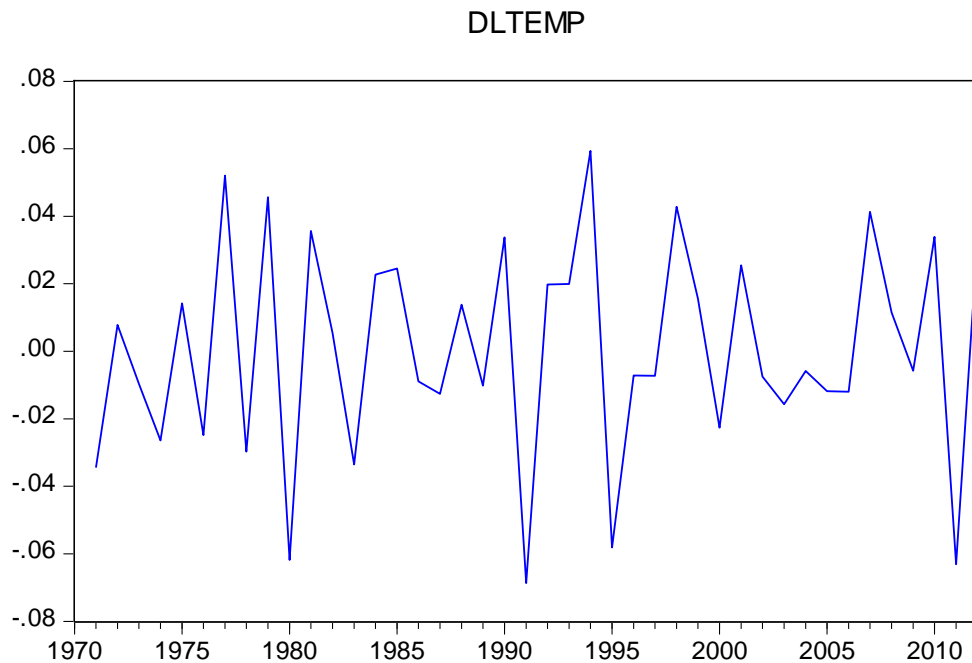


*Διάγραμμα 2*



*Διάγραμμα 3*





**Διάγραμμα 4**

	DLCONS	DLGDP	DLPRI	DLTEMP
Mean	0.043143	0.028271	0.085373	0.000537
Median	0.042137	0.024714	0.070362	-0.005798
Maximum	0.161466	0.439812	0.342644	0.059354
Minimum	-0.068763	-0.073694	-0.024994	-0.068702
Std. Dev.	0.043584	0.078004	0.083444	0.032063
Skewness	0.276419	3.537709	1.186615	-0.306648
Kurtosis	4.343415	19.72005	4.207078	2.536409
Jarque-Bera	3.693186	576.8378	12.40621	1.034336
Probability	0.157774	0.000000	0.002023	0.596206
Sum	1.811986	1.187385	3.585670	0.022538
Sum Sq. Dev.	0.077881	0.249468	0.285479	0.042150
Observations	42	42	42	42

**Πίνακας 1: Στοιχεία Περιγραφικής Στατιστικής**

Στον **Πίνακα 1** παρατίθενται μερικά στοιχεία περιγραφικής στατιστικής που αφορούν στις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν στο υπόδειγμα. Το Eviews μας παρέχει τον αριθμό του συνόλου των παρατηρήσεων (observations), το μέσο (mean), το διάμεσο (median), την ελάχιστη (minimum) και τη μέγιστη (maximum) τιμή των

παρατηρήσεων, την τυπική απόκλιση (std dev), τους συντελεστές ασυμμετρίας (skewness) και κύρτωσης (kurtosis), το άθροισμα (sum) των τιμών των παρατηρήσεων κάθε μεταβλητής, το άθροισμα των τετραγώνων των αποκλίσεων (sum sq dev) καθώς και τον έλεγχο Jarque-Bera, που αφορά στην κανονικότητα, και την αντίστοιχη πιθανότητα ελέγχου.

Ελέγχουμε αν η κάθε μεταβλητή ακολουθεί κανονική κατανομή (μηδενική ασυμμετρία και κύρτωση ίση με τρία) κάνοντας την εξής υπόθεση:

$H_0$ : Ο διαταρακτικός όρος κατανέμεται κανονικά

$H_1$ : Ο διαταρακτικός όρος δεν κατανέμεται κανονικά

Για τις μεταβλητές dlcons και dltemp οι αντίστοιχες πιθανότητες ελέγχου είναι μεγαλύτερες από 0,05. Συνεπώς δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και ο διαταρακτικός τους όρος ακολουθεί την κανονική κατανομή. Αντίθετα, οι πιθανότητες ελέγχου για τις μεταβλητές dlgdp και dlpri είναι μηδενικές οπότε για αυτές απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και ο διαταρακτικός όρος δεν κατανέμεται κανονικά.

## 5. ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

### 5.1 Έλεγχος για Στασιμότητα

Σε ανάλυση χρονολογικών σειρών είναι απαραίτητο να ελέγξουμε αν οι υπό εξέταση μεταβλητές είναι στάσιμες. Αν οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες οι εκτιμητές της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων είναι ασυνεπείς και αυτό έχει ως αποτέλεσμα οι διάφοροι στατιστικοί έλεγχοι να μην είναι έγκυροι. Θα χρησιμοποιήσουμε τον έλεγχο Augmented Dickey-Fuller (ADF). Κάνουμε την εξής υπόθεση:

$H_0$ : Η σειρά έχει μοναδιαία ρίζα (σειρά μη στάσιμη)

$H_1$ : Η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα (σειρά στάσιμη)

Στους Πίνακες 2, 3, 4, 5 φαίνονται τα αποτελέσματα του ελέγχου για τις μεταβλητές του υποδείγματος. Απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και για τις τέσσερις μεταβλητές καθώς η πιθανότητες ελέγχου και για τις τέσσερις είναι μικρότερες από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0,05. Συνεπώς οι μεταβλητές αυτές είναι στάσιμες (δεν έχουν μοναδιαία ρίζα).

Null Hypothesis: DLCONS has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.435145	0.0010
Test critical values:		
1% level	-3.600987	
5% level	-2.935001	
10% level	-2.605836	

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

**Πίνακας 2: Η μεταβλητή dlcons είναι στάσιμη**

Null Hypothesis: DLPRI has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.494314	0.0132
Test critical values: 1% level	-3.600987	
5% level	-2.935001	
10% level	-2.605836	

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

***Πίνακας 3: Η μεταβλητή dlpri είναι στάσιμη***

Null Hypothesis: DLGDP has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.508349	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.600987	
5% level	-2.935001	
10% level	-2.605836	

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

***Πίνακας 4: Η μεταβλητή dlgdp είναι στάσιμη***

Null Hypothesis: DLTEMP has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.02108	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.600987	
5% level	-2.935001	
10% level	-2.605836	

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

***Πίνακας 5: Η μεταβλητή dltemp είναι στάσιμη***

## 5.2 Έλεγχος Σταθερότητας Συντελεστών Υποδείγματος

### 5.2.1 Έλεγχος Chow Breakpoint

Ο έλεγχος Chow Breakpoint χρησιμοποιείται προκειμένου να ελεγχθεί η ισότητα των συντελεστών παλινδρόμησης μεταξύ δύο συνόλων δεδομένων. Κάνουμε την εξής υπόθεση:

$H_0$ : Οι συντελεστές του υποδείγματος έμειναν σταθεροί

$H_1$ : Οι συντελεστές του υποδείγματος μεταβλήθηκαν

Στο Eviews τρέχουμε τον έλεγχο και επιλέγουμε το έτος 2008 κατά το οποίο ξεκίνησε η παγκόσμια κρίση. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον **Πίνακα 6**.

Chow Breakpoint Test: 2008			
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
Varying regressors: All equation variables			
Equation Sample: 1971 2012			
<hr/>			
F-statistic	6.066591	Prob. F(4,34)	0.0009
Log likelihood ratio	22.62391	Prob. Chi-Square(4)	0.0002
Wald Statistic	24.26636	Prob. Chi-Square(4)	0.0001
<hr/>			

**Πίνακας 6**

Η τιμή της πιθανότητας ελέγχου είναι  $p_{value} = 0,00$ . Είναι μικρότερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0,05 οπότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και το υπόδειγμα άλλαξε πριν και μετά το 2008.

Επειδή ο αριθμός των παρατηρήσεων μετά το 2008 δεν είναι μεγάλος (απομένουν μόλις τέσσερις παρατηρήσεις), τρέχουμε και τον έλεγχο Chow Forecast Test για να καταλήξουμε με σιγουριά ότι πριν και μετά το 2008 οι συντελεστές άλλαξαν.

### 5.2.2 Έλεγχος Chow Forecast

Στο Eviews επιλέγουμε και πάλι το έτος 2008. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον Πίνακα 7.

Chow Forecast Test  
Equation: ARXIKO\_DIAF  
Specification: DLCONS C DLPRI DLGDP DLTEMP  
Test predictions for observations from 2008 to 2012

	Value	df	Probability
F-statistic	5.116040	(5, 33)	0.0014
Likelihood ratio	24.10335	5	0.0002

**Πίνακας 7**

Η πιθανότητα ελέγχου είναι  $p_{value} = 0,00$  οπότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και οι συντελεστές άλλαξαν πριν και μετά το 2008.

Η αλλαγή του υποδείγματος πριν και μετά το 2008 κάνει αναγκαία την εισαγωγή μιας ψευδομεταβλητής, την οποία ορίζουμε ως εξής:

$$dum = \begin{cases} 1, & \text{από 1970 έως 2007} \\ 0, & \text{από 2008 έως 2012} \end{cases}$$

Η εισαγωγή της ψευδομεταβλητής στην παλινδρόμηση θα βελτιώσει τα αποτελέσματα των ελέγχων.

### 5.3 Αποτελέσματα της Παλινδρόμησης

Πραγματοποιώντας την παλινδρόμηση στο Eviews παίρνουμε τα αποτελέσματα που φαίνονται στον **Πίνακα 8**.

Dependent Variable: DLCONS  
Method: Least Squares  
Date: 02/10/14 Time: 15:14  
Sample (adjusted): 1971 2012  
Included observations: 42 after adjustments  
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.008393	0.023631	-0.355170	0.7245
DLPRI	-0.122102	0.070300	-1.736879	0.0907
DLGDP	0.018205	0.099933	0.182168	0.8564
DLTEMP	0.055169	0.191320	0.288360	0.7747
DUM	0.069715	0.026173	2.663665	0.0114
R-squared	0.298619	Mean dependent var	0.043143	
Adjusted R-squared	0.222794	S.D. dependent var	0.043584	
S.E. of regression	0.038423	Akaike info criterion	-3.568969	
Sum squared resid	0.054625	Schwarz criterion	-3.362103	
Log likelihood	79.94834	Hannan-Quinn criter.	-3.493144	
F-statistic	3.938274	Durbin-Watson stat	1.266454	
Prob(F-statistic)	0.009219			

**Πίνακας 8: Αποτελέσματα της Παλινδρόμησης**

Στην πρώτη γραμμή του **Πίνακα 8** βλέπουμε την εξαρτημένη μεταβλητή και ακριβώς από κάτω εμφανίζεται η χρησιμοποιούμενη μέθοδος (μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων) καθώς και ο αριθμός των παρατηρήσεων (included observations: 42 after adjustments). Έπειτα δίνονται οι μεταβλητές (variables), οι τιμές της t στατιστικής (t-statistic) και η πιθανότητα λάθους p-value (prob). Ακολουθεί ο συντελεστής προσδιορισμού (R-squared) που σχετίζεται με την προσαρμοστικότητα του υποδείγματος (αν το μοντέλο έχει τέλεια προσαρμοστικότητα τότε ο συντελεστής είναι μονάδα), η F-στατιστική που είναι ένα μέτρο της συνολικής στατιστικής σημαντικότητας του υποδείγματος και η αντίστοιχη πιθανότητα (prob(F-statistic)), το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων (sum squared resid) και το κριτήριο αυτοσυσχέτισης Durbin-Watson (Durbin-Watson stat).

Η εξίσωση, λοιπόν, παίρνει τη μορφή:

$$dlcons = -0,008393 + 0,069715dum - 0,122102dlpri + 0,018205dlgdp \\ + 0,055169dltemp$$

Ο συντελεστής προσδιορισμού  $R^2 = 0,2986$  μας δείχνει ότι το 29,86% της συμπεριφοράς της εξαρτημένης μεταβλητής εξηγείται από τη συμπεριφορά των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Προκειμένου να ελεγχθεί η **στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών  $\beta_i$**  κάνουμε την ακόλουθη υπόθεση:

$H_0: \beta_i = 0, i = 0,1,2,3,4$  (συντελεστής στατιστικά ασήματος)

$H_1: \beta_i \neq 0, i = 0,1,2,3,4$  (συντελεστής στατιστικά σημαντικός)

Θέτοντας την παραπάνω μηδενική υπόθεση, υποθέτουμε ότι η κλίση της καλύτερα προσδιοριζόμενης ευθείας είναι μηδενική (παράλληλη στον οριζόντιο άξονα) και άρα δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ της εξαρτημένης και της κάθε μίας από τις ανεξάρτητες μεταβλητές, καθότι για οποιαδήποτε τιμή της ανεξάρτητης μεταβλητής η εξαρτημένη παραμένει η ίδια, αφού η ευθεία είναι παράλληλη στον οριζόντιο άξονα, με αποτέλεσμα η ανεξάρτητη μεταβλητή να μην ερμηνεύει την εξαρτημένη.

Συγκρίνοντας τις πιθανότητες ελέγχου, όπως αυτές εμφανίζονται στον **Πίνακα 8**, με την τιμή 0,05 προκύπτει ότι μόνο ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% ενώ οι υπόλοιποι συντελεστές δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.

Ο συντελεστής της μεταβλητής  $dlpri$  αποτελεί την ελαστικότητα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας ως προς την τιμή και εκφράζει το βαθμό στον οποίο η ζητούμενη ποσότητα ηλεκτρικής ενέργειας ανταποκρίθηκε στη μεταβολή της τιμής της. Παρατηρούμε ότι η ελαστικότητα της ζήτησης ως προς την τιμή έχει αρνητικό πρόσημο, όπως αναμενόταν από τη θεωρία. Βέβαια, δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.



Η ελαστικότητα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας ως προς το εισόδημα, που εκφράζεται μέσω του συντελεστή της μεταβλητής  $dI_{gdp}$ , έχει θετικό πρόσημο και δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Ο συντελεστής της μεταβλητής  $dI_{temp}$  αποτελεί την ελαστικότητα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας ως προς τη θερμοκρασία. Δεν είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και το πρόσημό του είναι θετικό ενώ το αναμέναμε αρνητικό. Αυτό μπορεί να οφείλεται στο γεγονός ότι η Ελλάδα είναι ζεστή χώρα και τους καλοκαιρινούς μήνες αυξάνεται η κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας λόγω της έντονης χρήσης κλιματιστικών.

## 5.4 Έλεγχος για την ύπαρξη Αυτοσυσχέτισης

Μία από τις υποθέσεις της ανάλυσης παλινδρόμησης 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. Η παραβίαση αυτής της υπόθεσης οδηγεί στο πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης και έχει σημαντικές επιπτώσεις στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων της παλινδρόμησης.

### 5.4.1 Το Κριτήριο Durbin-Watson

Το κριτήριο Durbin-Watson εξετάζει την ύπαρξη του προβλήματος της αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξης. Η αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης αφορά στη γραμμική σχέση ανάμεσα σε δύο διαδοχικές τιμές του διαταρακτικού όρου:

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t$$

Το κριτήριο Durbin-Watson παίρνει τιμές από 0 έως 4 και όταν είναι κοντά στο 2 δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξης. Στον **Πίνακα 8** βλέπουμε ότι το κριτήριο παίρνει την τιμή  $DW=1,26$  οπότε υπάρχει ένδειξη για πρόβλημα αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξης.

### 5.4.2 Έλεγχος Breush-Godfrey για ύπαρξη αυτοσυσχέτισης ανώτερης τάξης

Με τον έλεγχο Breush-Godfrey εξετάζουμε την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης ανώτερης τάξης. Αυτοσυσχέτιση n-τάξης εμφανίζεται όταν ο διαταρακτικός όρος της περιόδου  $t$  συσχετίζεται όχι μόνο με το διαταρακτικό όρο της περιόδου  $t - 1$  αλλά και με τους διαταρακτικούς όρους των περιόδων  $t - 2$  έως  $t - n$ :

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_n u_{t-n} + v_t$$

Στο Eviews τρέχουμε τον έλεγχο Breush-Godfrey κάνοντας την εξής υπόθεση:

$H_0$ : Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

$H_1$ : Υπάρχει αυτοσυσχέτιση

Τα αποτελέσματα για αυτοσυσχέτιση δεύτερης και τρίτης τάξης φαίνονται στους **Πίνακες 9** και **10**, αντίστοιχα.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.553503	Prob. F(2,35)	0.0394
Obs*R-squared	7.088945	Prob. Chi-Square(2)	0.0289

**Πίνακας 9**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.427389	Prob. F(3,34)	0.0824
Obs*R-squared	7.408791	Prob. Chi-Square(3)	0.0599

**Πίνακας 10**

Όπως φαίνεται στον **Πίνακα 9** η πιθανότητα ελέγχου παίρνει την τιμή  $p_{value} = 0,039$ . Είναι μικρότερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% οπότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και υπάρχει αυτοσυσχέτιση δεύτερης τάξης. Στον **Πίνακα 10** παρατηρούμε ότι η πιθανότητα ελέγχου είναι  $p_{value} = 0,082$  μεγαλύτερη από 5% οπότε δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση τρίτης τάξης.

## 5.5 Έλεγχος για την ύπαρξη Ετεροσκεδαστικότητας

Ένα βασικό πρόβλημα της ανάλυσης παλινδρόμησης είναι η εμφάνιση ετεροσκεδαστικότητας στον διαταρακτικό όρο. Αυτό το πρόβλημα εντοπίζεται όταν η διακύμανση του διαταρακτικού όρου δεν παραμένει σταθερή κατά μήκος των παρατηρήσεων.

Στο Eviews τρέχουμε τον έλεγχο White για ετεροσκεδαστικότητα κάνοντας την υπόθεση που ακολουθεί:

$H_0$ : Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα

$H_1$ : Υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα

Τα αποτελέσματα φαίνονται στον **Πίνακα 11**. Παρατηρούμε ότι η πιθανότητα ελέγχου είναι  $p_{value} = 0,039$ . Είναι μικρότερη από 0,05 οπότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα.

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.198038	Prob. F(13,28)	0.0394
Obs*R-squared	21.21325	Prob. Chi-Square(13)	0.0688
Scaled explained SS	20.00620	Prob. Chi-Square(13)	0.0951

**Πίνακας 11**

Μία μέθοδος διόρθωσης του προβλήματος της ετεροσκεδαστικότητας είναι η διόρθωση των τυπικών σφαλμάτων<sup>51</sup>. Αυτή η μέθοδος στηρίζεται στην αρχή ότι τα τετράγωνα των καταλοίπων  $u_i^2$  προσφέρουν αξιόπιστες εκτιμήσεις των διακυμάνσεων και επομένως μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τον υπολογισμό των σωστών τυπικών σφαλμάτων των παραμέτρων κάτω από συνθήκες ετεροσκεδαστικότητας. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον **Πίνακα 12**.

---

<sup>51</sup> Ευθύμιος Γ. Τσιώνας, *Εισαγωγή στις Εφαρμογές της Οικονομετρίας στα Χρηματοοικονομικά με τη χρήση του Eviews*

Dependent Variable: DLCONS  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/10/14 Time: 16:53  
 Sample (adjusted): 1971 2012  
 Included observations: 42 after adjustments  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.008393	0.023631	-0.355170	0.7245
DLPRI	-0.122102	0.070300	-1.736879	0.0907
DLGDP	0.018205	0.099933	0.182168	0.8564
DLTEMP	0.055169	0.191320	0.288360	0.7747
DUM	0.069715	0.026173	2.663665	0.0114
R-squared	0.298619	Mean dependent var		0.043143
Adjusted R-squared	0.222794	S.D. dependent var		0.043584
S.E. of regression	0.038423	Akaike info criterion		-3.568969
Sum squared resid	0.054625	Schwarz criterion		-3.362103
Log likelihood	79.94834	Hannan-Quinn criter.		-3.493144
F-statistic	3.938274	Durbin-Watson stat		1.266454
Prob(F-statistic)	0.009219			

**Πίνακας 12: Διόρθωση των τυπικών σφαλμάτων υπό συνθήκες ετεροσκεδαστικότητας**

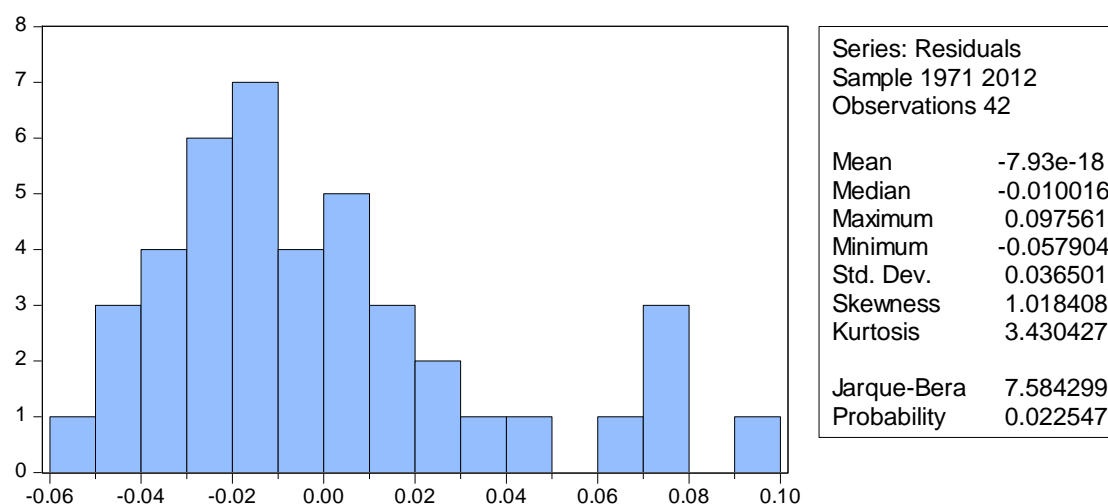
## 5.6 Έλεγχος Κανονικότητας Καταλοίπων (Jarque-Bera)

Εξετάζουμε εάν τα κατάλοιπα ακολουθούν κανονική κατανομή. Υποθέτουμε το εξής:

$H_0$ : Τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά

$H_1$ : Τα κατάλοιπα δεν κατανέμονται κανονικά

Τρέχουμε στο Eviews τον έλεγχο Jarque-Bera. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον **Πίνακα 13**.



**Πίνακας 13**

Όπως βλέπουμε στον **Πίνακα 13** η πιθανότητα ελέγχου παίρνει την τιμή  $p_{value} = 0,022$ . Είναι μικρότερη από 0,05 οπότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και τα κατάλοιπα δεν κατανέμονται κανονικά. Παρατηρούμε επίσης πως οι συντελεστές ασυμμετρίας και κύρτωσης είναι 1,018 και 3,430 αντίστοιχα. Από τη θεωρία γνωρίζουμε ότι η κανονική κατανομή χαρακτηρίζεται από μηδενική ασυμμετρία και κύρτωση ίση με τρία.

## 5.7 Έλεγχος για την ύπαρξη Πολυσυγγραμμικότητας

Μία από τις υποθέσεις στην ανάλυση παλινδρόμησης είναι ότι οι ανεξάρτητες μεταβλητές δεν πρέπει να συσχετίζονται γραμμικά μεταξύ τους. Η παραβίαση αυτής της υπόθεσης οδηγεί στο πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας. Εάν το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας είναι έντονο δεν μπορούμε να εξατομικεύσουμε την επίδραση της κάθε ανεξάρτητης μεταβλητής στην εξαρτημένη.

Στο Eviews εξετάζουμε αν υπάρχει πολυσυγγραμμικότητα στις ανεξάρτητες μεταβλητές. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον **Πίνακα 14**.

	<b>DLPRI</b>	<b>DLGDP</b>	<b>DLTEMP</b>
<b>DLPRI</b>	1.000000	-0.175770	-0.000746
<b>DLGDP</b>	-0.175770	1.000000	-0.278933
<b>DLTEMP</b>	-0.000746	-0.278933	1.000000

*Πίνακας 14: Έλεγχος Πολυσυγγραμμικότητας*

Όπως προκύπτει από τον **Πίνακα 14** οι αριθμοί απέχουν πολύ από τη μονάδα οπότε δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμμικότητας.

## 5.8 Έλεγχος για την Ερμηνευτική Ικανότητα του Υποδείγματος

Με τον έλεγχο Ramsey ερευνούμε αν στο υπόδειγμα έχουν συμπεριληφθεί οι σπουδαιότερες ανεξάρτητες μεταβλητές και αν η μαθηματική μορφή του υποδείγματος είναι σωστή. Με άλλα λόγια, εξετάζουμε αν το υπόδειγμα έχει σωστή εξειδίκευση. Υποθέτουμε το εξής:

$H_0$ : Το υπόδειγμα είναι σωστά εξειδικευμένο

$H_1$ : Το υπόδειγμα δεν είναι σωστά εξειδικευμένο

Στο Eviews τρέχουμε τον έλεγχο Ramsey και τα αποτελέσματα φαίνονται στον **Πίνακα 15**.

Ramsey RESET Test  
Equation: DIAFORES\_LOGARITHMON  
Specification: DLCONS C DLPRI DLGDP DLTEMP DUM  
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.697527	36	0.0982
F-statistic	2.881599	(1, 36)	0.0982
Likelihood ratio	3.234091	1	0.0721

**Πίνακας 15: Έλεγχος Ramsey**

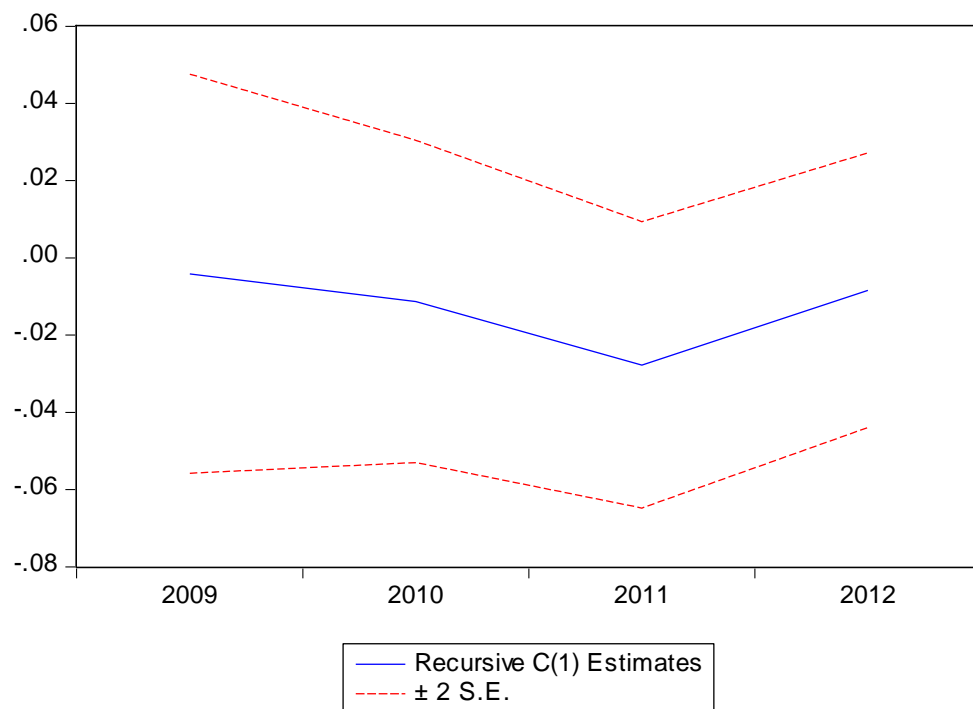
Όπως φαίνεται στον **Πίνακα 15**, η τιμή της πιθανότητας ελέγχου είναι  $p_{value} = 0,098$ . Είναι μεγαλύτερη από 0,05 οπότε δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και το υπόδειγμα έχει σωστή εξειδίκευση.



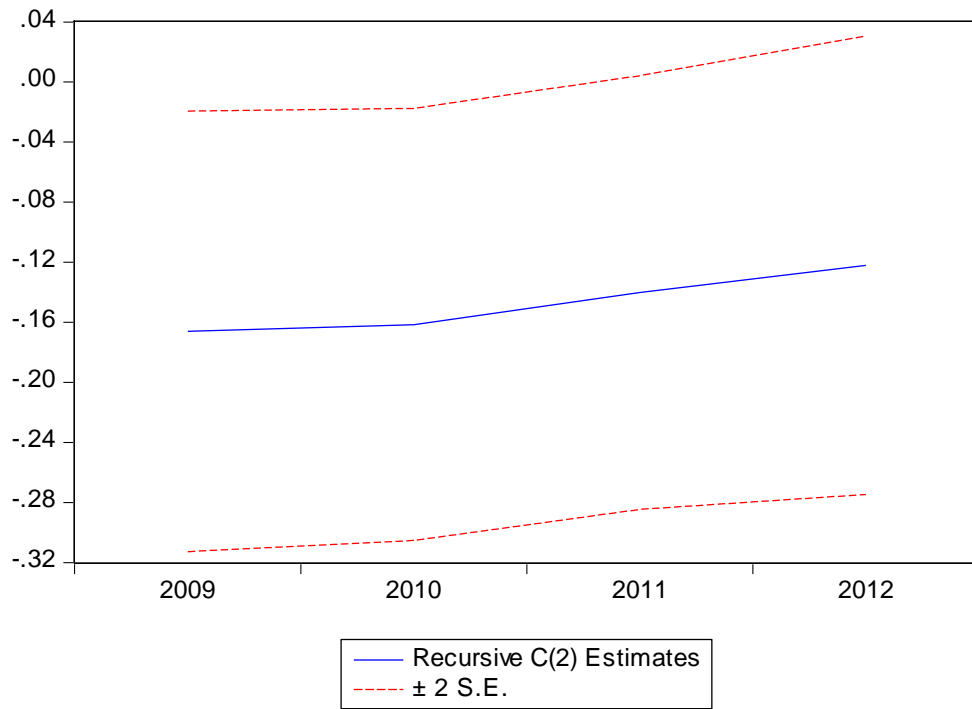
## 5.9 Γραφικοί Έλεγχοι

Η σταθερότητα των συντελεστών παλινδρόμησης μπορεί να ελεγχθεί γραφικά με τη βοήθεια των ακόλουθων διαγραμμάτων.

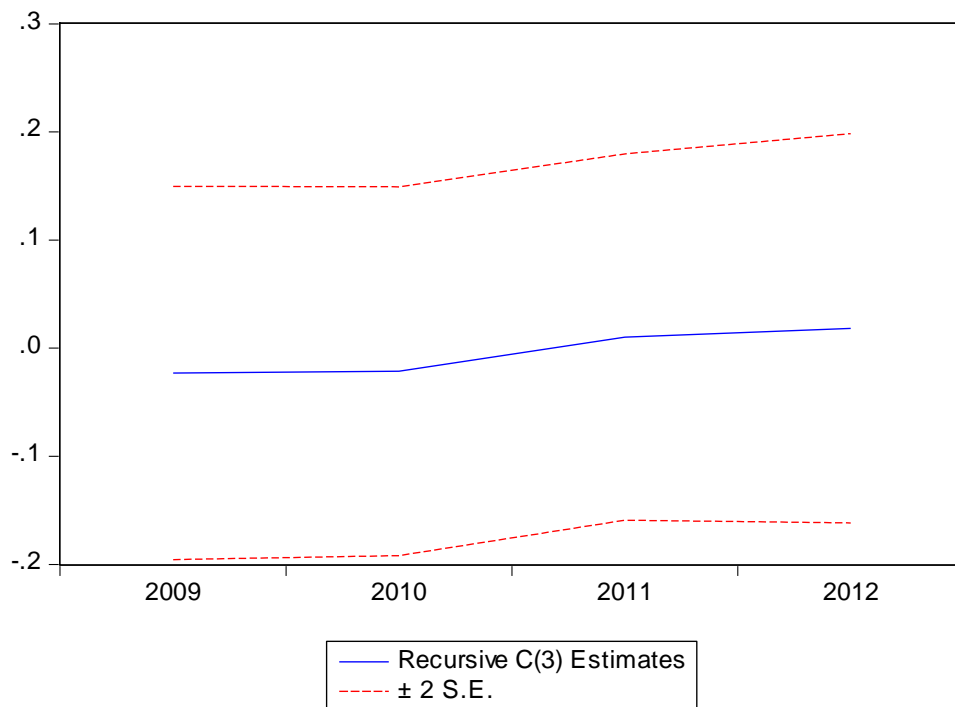
Στα **Διαγράμματα 5 έως 9** φαίνονται οι γραφικές παραστάσεις των recursive coefficients. Παρατηρούμε ότι οι γραμμές βρίσκονται εντός των ορίων.



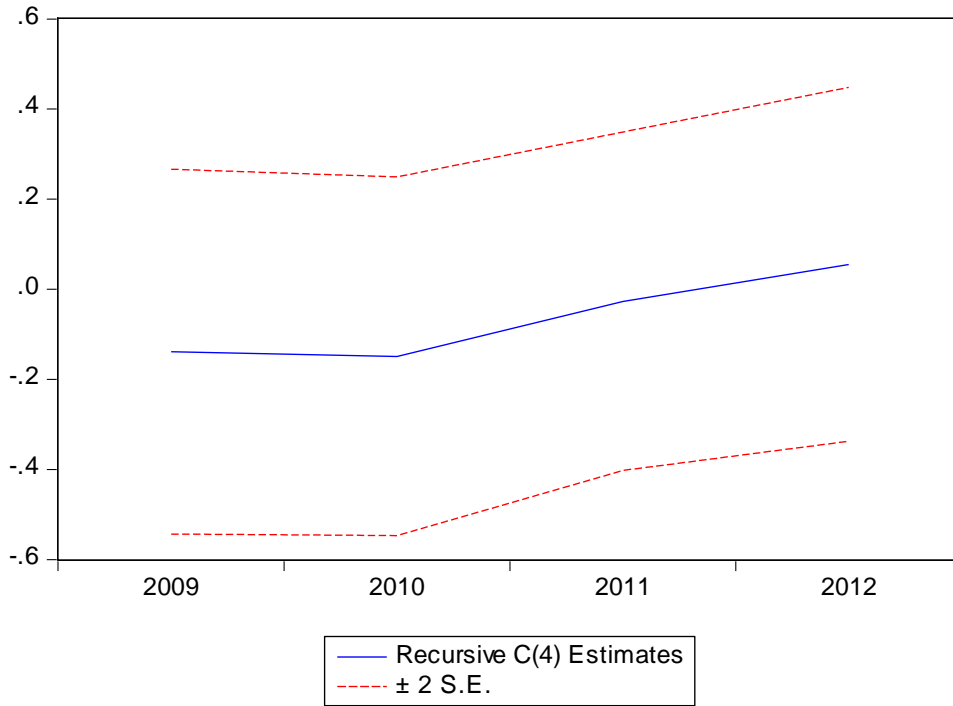
*Διάγραμμα 5*



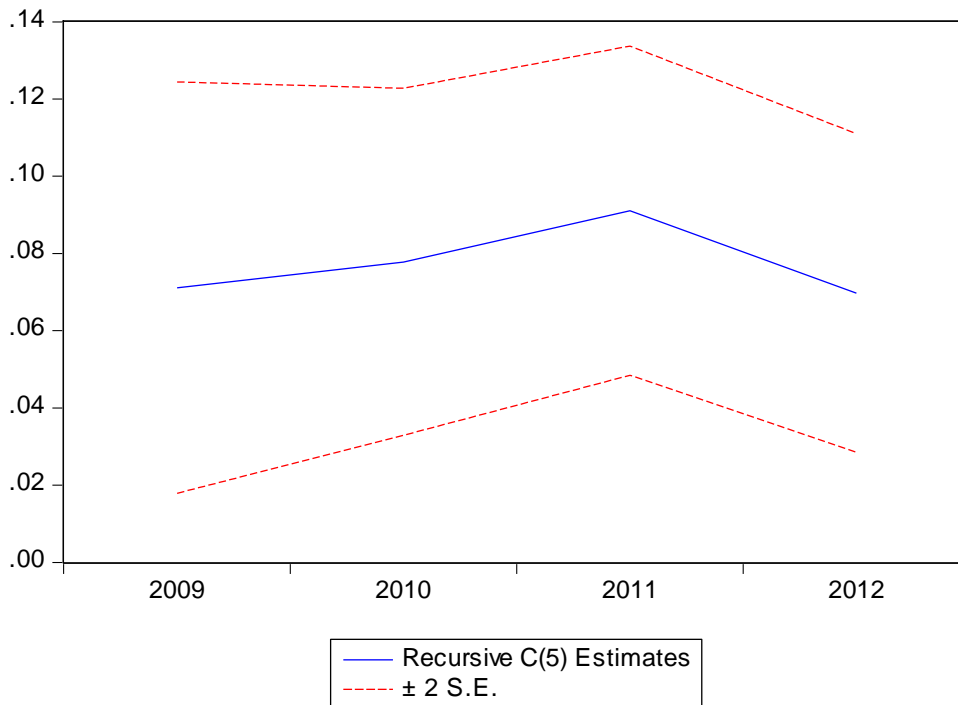
*Διάγραμμα 6*



*Διάγραμμα 7*

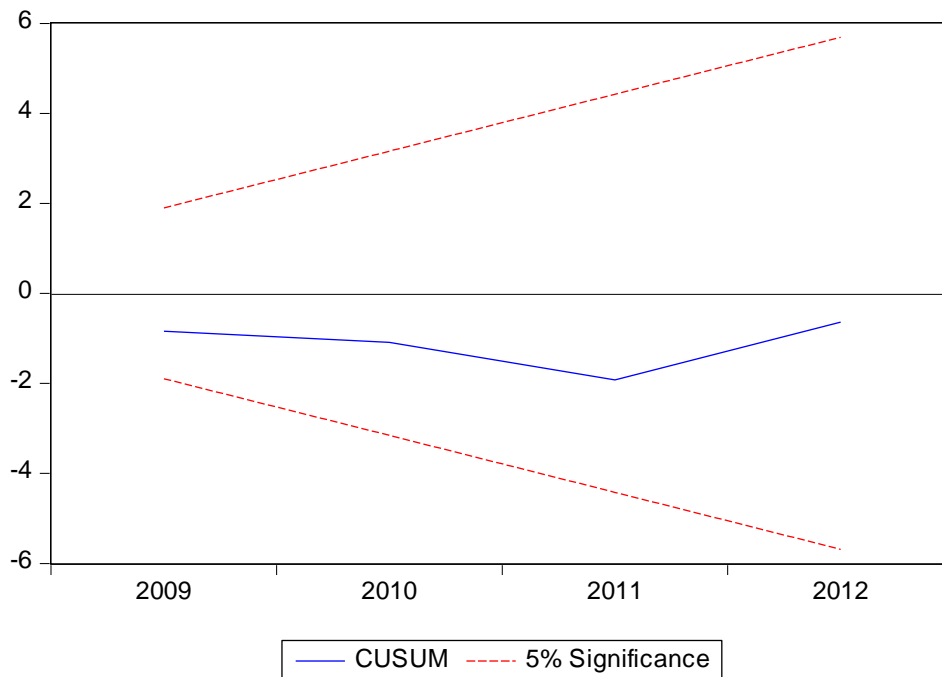


**Διάγραμμα 8**



**Διάγραμμα 9**

Στο **Διάγραμμα 10** φαίνεται η γραφική παράσταση CUSUM των καταλοίπων. Παρατηρούμε ότι για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$  η γραμμή βρίσκεται εντός των ορίων.



**Διάγραμμα 10: Γραφική Παράσταση CUSUM των καταλοίπων**

Στο **Διάγραμμα 11** φαίνεται η γραφική παράσταση CUSUM των τετραγωνισμένων καταλοίπων. Παρατηρούμε ότι για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$  η γραμμή βρίσκεται εντός των ορίων.



*Διάγραμμα 11: Γραφική Παράσταση CUSUM of Squares*

## 6. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Το αντικείμενο της παρούσας εργασίας είναι ο εντοπισμός της σχέσης μεταξύ της κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα και μιας σειράς μεταβλητών όπως είναι το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν, η μέση τιμή του ηλεκτρικού ρεύματος και η μέση ετήσια θερμοκρασία. Χρησιμοποιήθηκαν στατιστικά δεδομένα για την περίοδο 1970 έως 2012 που αφορούν στην κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας στη χαμηλή τάση (~220V), το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν σε σταθερές τιμές, τη μέση τιμή του ηλεκτρικού ρεύματος καθώς και κλιματολογικά δεδομένα για τη μέση ετήσια θερμοκρασία.

Ο συντελεστής προσδιορισμού  $R^2 = 0,2986$  μας δείχνει ότι το 29,86% της συμπεριφοράς της εξαρτημένης μεταβλητής εξηγείται από τη συμπεριφορά των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Η ελαστικότητα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας ως προς την τιμή εκφράζει το βαθμό στον οποίο η ζητούμενη ποσότητα ηλεκτρικής ενέργειας ανταποκρίθηκε στη μεταβολή της τιμής της. Έχει αρνητικό πρόσημο, όπως αναμενόταν από τη θεωρία. Βέβαια, δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.

Η ελαστικότητα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας ως προς το εισόδημα έχει θετικό πρόσημο και δεν είναι στατιστικά σημαντική. Φαίνεται ότι το εισόδημα δεν επηρεάζει την ηλεκτρική κατανάλωση.

Η ελαστικότητα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας ως προς τη θερμοκρασία δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και το πρόσημό της είναι θετικό ενώ το αναμέναμε αρνητικό. Αυτό μπορεί να οφείλεται στο γεγονός ότι η Ελλάδα είναι ζεστή χώρα και τους καλοκαιρινούς μήνες αυξάνεται η κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας λόγω της έντονης χρήσης κλιματιστικών.

Θα ήταν ενδιαφέρον αν συμπεριλαμβάναμε στην παρούσα εργασία και τιμές υποκατάστατων αγαθών, όπως είναι το πετρέλαιο και το φυσικό αέριο, οι τιμές των οποίων αυξήθηκαν κατά τα τελευταία χρόνια με αποτέλεσμα την ενδεχόμενη υποκατάστασή τους από την ηλεκτρική ενέργεια.

