



ΠΑΝΤΕΙΟΝ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΚΟΙΝΩΝΙΚΩΝ ΚΑΙ ΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ & ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗΣ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ

PANTEION UNIVERSITY OF SOCIAL AND POLITICAL SCIENCES
DEPARTMENT OF ECONOMIC & REGIONAL DEVELOPMENT
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
«ΕΦΗΡΜΟΣΜΕΝΩΝ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΑΙ ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗΣ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ»
(APPLIED ECONOMICS AND REGIONAL DEVELOPMENT)

Καταγραφή και Ανάλυση των Προσδιοριστικών Παραγόντων της Ζήτησης Ηλεκτρικής Ενέργειας στην Ελλάδα

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

Κιούσης Νικόλαος

Επιβλέπων: Στοφόρος Χρυσόστομος
Επίκουρος Καθηγητής

Αθήνα 2017



ΠΑΝΤΕΙΟΝ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΚΟΙΝΩΝΙΚΩΝ ΚΑΙ ΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ & ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗΣ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ

PANTEION UNIVERSITY OF SOCIAL AND POLITICAL SCIENCES
DEPARTMENT OF ECONOMIC & REGIONAL DEVELOPMENT
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
«ΕΦΗΡΜΟΣΜΕΝΩΝ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΑΙ ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗΣ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ»
(APPLIED ECONOMICS AND REGIONAL DEVELOPMENT)

Καταγραφή και Ανάλυση των Προσδιοριστικών Παραγόντων της Ζήτησης Ηλεκτρικής Ενέργειας στην Ελλάδα

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

Κιούσης Νικόλαος

Επιβλέπων: Στοφόρος Χρυσόστομος
Επίκουρος Καθηγητής

Αθήνα 2017

Copyright © Νικόλαος Κιούσης 2017.
Με επιφύλαξη παντός δικαιώματος. All rights reserved.

Απαγορεύεται η αντιγραφή, αποθήκευση και διανομή της παρούσας εργασίας, εξ ολοκλήρου ή τμήματος αυτής, για εμπορικό σκοπό. Επιτρέπεται η ανατύπωση, αποθήκευση και διανομή για σκοπό μη κερδοσκοπικό, εκπαιδευτικής ή ερευνητικής φύσης, υπό την προϋπόθεση να αναφέρεται η πηγή προέλευσης και να διατηρείται το παρόν μήνυμα. Ερωτήματα που αφορούν τη χρήση της εργασίας για κερδοσκοπικό σκοπό πρέπει να απευθύνονται προς τον συγγραφέα.

Οι απόψεις και τα συμπεράσματα που περιέχονται σε αυτό το έγγραφο εκφράζουν τον συγγραφέα και δεν πρέπει να ερμηνευθεί ότι αντιπροσωπεύουν τις επίσημες θέσεις του Παντείου Πανεπιστημίου.

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η παρούσα Διπλωματική εργασία έχει ως αντικείμενο την καταγραφή και ανάλυση των προσδιοριστικών παραγόντων της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα. Οι παράγοντες που μελετήθηκαν περιλαμβάνουν την τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας, την ανεργία, το ΑΕΠ, τις βαθμομέρες ψύξης και θέρμανσης και την καταγεγραμμένη κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας. Τα δεδομένα που αναλύθηκαν αφορούν την περίοδο 1980-2015 και για την εκτίμηση των μοντέλων χρησιμοποιήθηκε το υπολογιστικό πρόγραμμα E-VIEWS.

Η μοντελοποίηση της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας διαφέρει σημαντικά ως προς τους προσδιοριστικούς παράγοντες που την επηρεάζουν, καθώς όλοι οι τομείς δραστηριότητας σε μία σύγχρονης οικονομία έχουν άμεση συσχέτιση με την ηλεκτρική ενέργεια.

Σκοπός τη Διπλωματικής εργασίας είναι αφενός η διερεύνηση των παραγόντων που επηρεάζουν τη ζήτηση, αλλά και αφετέρου η μοντελοποίηση της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας για το Ελληνικό Διασυνδεδεμένο Σύστημα Ηλεκτρικής Ενέργειας για μακροπρόθεσμο επίπεδο. Τέλος επιχειρείται η παραγωγή προβλέψεων μακροπρόθεσμα (4 έτη).

Λέξεις κλειδιά: Μοντελοποίηση ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας, μακροπρόθεσμη πρόβλεψη ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας, ανάλυση χρονοσειρών, πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση, Ελλάδα.

ABSTRACT

This Diploma thesis has as objective to record and analyze the determinants of electricity demand in Greece. The variables include the prices of electricity, unemployment, Gross Domestic Product (GPD), heating and cooling degree days and electricity consumption in the past years. The data were analyzed concern the period 1980 - 2015 and for the estimation of the models the E-VIEWS program was used.

Modeling the demand for electricity is significantly different in the determinants affecting it, as all business sectors in a modern economy have a direct correlation with electricity.

The main purpose of this thesis is on one hand to investigate the factors influencing demand and on the other hand to produce a model describing the demand for electricity for the Greek Interconnected Electricity System both in a long term period. Finally, the derivation of annual forecast in long term is attempted.

Key Words: Electricity demand modeling, long term electricity demand forecasting, time series analysis, multiple regression, Greece.

ΠΡΟΛΟΓΟΣ

Η διαχείριση των ενεργειακών ζητημάτων και ιδιαίτερα αυτών της ηλεκτροπαραγωγής, αποτελούν μείζονα θέματα των σύγχρονων βιομηχανικών κοινωνιών. Η απελευθέρωση των αγορών ηλεκτρικής ενέργειας, καθώς και η έντονη διασύνδεση των κρατικών συστημάτων μεταφοράς, δημιούργησε αυξανόμενες απαιτήσεις στον καθορισμό των προσδιοριστικών παραγόντων ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας, για τη διαμόρφωση εμπορικών και ενεργειακών πολιτικών. Το αντικείμενο της παρούσας διπλωματικής εργασίας είναι η καταγραφή και ανάλυση των προσδιοριστικών παραγόντων, της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα. Στο πλαίσιο αυτό εξετάζεται η μεταβολή στη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας ως προς το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν (ΑΕΠ), την ανεργία, την τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας, την καταγεγραμμένη κατανάλωση και τη μέση ημερήσια θερμοκρασία περιβάλλοντος.

Η περίοδος την οποία αφορούν τα δεδομένα είναι μεταξύ 1980 - 2015 και η ιδιαιτερότητα της έγκειται ότι περιλαμβάνει δύο υποπεριόδους με πολύ διαφορετικά κοινωνικά, οικονομικά και πολιτικά χαρακτηριστικά. Η πρώτη υποπερίοδος είναι από το 1980 ως τα τέλη του 2009 περίπου, στην οποία παρουσιάζεται οικονομική ανάπτυξη με σταθερή άνοδο του ΑΕΠ και η δεύτερη από το 2010 ως το 2015, όπου η οικονομική κρίση κάνει την εμφάνισή της με χαρακτηριστικά την απότομη αλλαγή μερικών από τις υπό μελέτη μεταβλητές μας, όπως πτώση του ΑΕΠ και κατακόρυφη άνοδος της ανεργίας. Η ανάλυση έγινε με την υιοθέτηση κατάλληλων υποδειγμάτων και μεθόδων. Πραγματοποιήθηκαν έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας της χρονολογικής σειράς, γραμμικής εξάρτησης των ερμηνευτικών μεταβλητών, καθώς και κανονικότητας, αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων των υποδειγμάτων.

Για την εκτίμηση της προσαρμογής στα δεδομένα και της προβλεπτικής ικανότητας των μοντέλων χρησιμοποιήθηκε το υπολογιστικό πρόγραμμα E-VIEWS.

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

Περίληψη	Σελ 5
Abstract	6
Πρόλογος	7
A Εισαγωγή.....	10
A.1 Στάδια Υλοποίησης	10
A.2 Δομή της Εργασίας.....	10
1 Ιστορικά Στοιχεία.....	12
1.1 Ενέργεια στον κόσμο.....	13
1.2 Ηλεκτρική Ενέργεια.....	13
1.2.1 Ηλεκτρική ενέργεια στον κόσμο.....	13
1.2.2 Ηλεκτρική ενέργεια στην Ελλάδα-Ιστορικά στοιχεία.....	15
1.2.3 Το ελληνικό διασυνδεδεμένο σύστημα.....	16
1.2.4 Ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα.....	17
2 Βιβλιογραφική Επισκόπηση.....	20
2.1 Γενική Επισκόπηση.....	21
2.2 Μελέτες ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας.....	22
2.3 Μελέτες ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας-Περίπτωση της Ελλάδας.....	26
2.4 Σύνοψη προσδιοριστικών παραγόντων ζήτησης.....	28
Α. ΑΕΠ-Κατά κεφαλήν εισόδημα.....	28
Β. Καιρικά φαινόμενα.....	30
Γ. Τιμή ηλεκτρικής ενέργειας.....	31
Δ. Ανεργία.....	32
3 Μεθοδολογία.....	33
3.1 Πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση.....	34
3.1.1 Γενικά.....	34
3.1.2 Βασικές υποθέσεις.....	35
3.1.3 Διαστήματα εμπιστοσύνης και έλεγχοι υποθέσεων.....	37
3.1.4 Έλεγχοι υποθέσεων.....	37
3.1.5 Επάρκεια μοντέλου.....	38
3.1.6 Επιλογή της καλύτερης εξίσωσης.....	41
3.2 Ανάλυση Χρονοσειρών.....	43

3.2.1	Γενικά για τις χρονοσειρές.....	43
3.2.2	Η έννοια της στασιμότητας.....	44
3.2.3	Η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης.....	45
3.2.4	Η συνάρτηση μερικών αυτοσυσχετίσεων.....	47
3.2.5	Στοχαστικά υποδείγματα χρονοσειρών.....	48
4	Εμπειρική ανάλυση.....	54
4.1	Μοντέλο ανάλυσης-Περιβαλλοντικοί Παράγοντες.....	55
4.1.1	Παρουσίαση μοντέλου.....	55
4.1.2	Ακρίβεια μοντέλου.....	57
4.1.3	Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	57
4.1.4	Έλεγχος προϋποθέσεων χρήσης μοντέλου.....	57
4.1.5	Προβλεπτική ικανότητα μοντέλου.....	59
4.2	Μοντέλο ανάλυσης-Οικονομικοί Παράγοντες.....	60
4.2.1	Παρουσίαση μοντέλου.....	60
4.2.2	Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	51
4.2.3	Ακρίβεια μοντέλου.....	61
4.2.4	Έλεγχος προϋποθέσεων χρήσης μοντέλου.....	61
4.2.5	Προβλεπτική ικανότητα μοντέλου.....	63
5	Συμπεράσματα και προοπτικές.....	64
5.1	Συμπεράσματα.....	65
5.2	Προοπτικές.....	66
B	Παράρτημα-Πίνακες αποτελεσμάτων ελέγχων στο E-Views.....	68
Γ	Βιβλιογραφία.....	80

A. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

A.1 Στάδια Υλοποίησης

Για την υλοποίηση της μελέτης της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας, πραγματοποιήθηκε μια λεπτομερής ανάλυση της υπάρχουσας βιβλιογραφίας, με έμφαση σε χώρες του ανεπτυγμένου κόσμου και μελέτες τις τελευταίας δεκαπενταετίας. Επίσης μελετήθηκαν οι δύο τελευταίοι ενεργειακοί σχεδιασμοί του ΑΔΜΗΕ (2013-2020 και 2017-2023), για την ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας στην χώρα.

Ο προσδιορισμός παραγόντων που επιδρούν στην ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας για την Ελλάδα, ήταν το επόμενο στάδιο. Πέρα από την ελληνική βιβλιογραφική μελέτη, πραγματοποιήθηκαν επαφές με τους υπεύθυνους φορείς της αγοράς ηλεκτρικής ενέργειας (ΔΕΗ, ΑΔΜΗΕ) με σκοπό την αναγνώριση συγκεκριμένων χαρακτηριστικών της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας. Για την συλλογή στοιχείων, για τους παράγοντες που εντοπίστηκαν, χρησιμοποιήθηκαν κυρίως οι βάσεις δεδομένων της ΔΕΗ ΑΕ, της ΕΜΥ και της ΕΛΣΤΑΤ.

Στη συνέχεια έγινε μελέτη και επιλογή κατάλληλου μαθηματικού μοντέλου. Στο στάδιο αυτό, έχοντας μελετήσει τις μαθηματικές μεθόδους που χρησιμοποιούνται στην παγκόσμια και ελληνική βιβλιογραφία, αλλά και συλλέξει τα κατάλληλα στατιστικά δεδομένα, είμαστε σε θέση να επιλέξουμε το αντίστοιχο μαθηματικό μοντέλο για την δημιουργία του εμπειρικού μοντέλου ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας. Για την μακροπρόθεσμη ανάλυση που μελετούμε, επιλέγεται η χρήση μεθόδων γραμμικής παλινδρόμησης.

Η δημιουργία εμπειρικών μοντέλων ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας είναι το επόμενο στάδιο της μελέτης. Διενεργούνται οι κατάλληλοι στατιστικοί έλεγχοι ώστε να εξασφαλιστεί η προσαρμοστικότητα των στατιστικών μοντέλων. Τέλος, ελέγχεται η ικανότητα πρόβλεψης ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας για μακροπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα (4 έτη).

Τέλος γίνεται εξαγωγή των απαραίτητων συμπερασμάτων και ανάλυση δεδομένων και προοπτικών για την επέκταση της μελέτης της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας.

A.2 Δομή της Εργασίας

Η εργασία περιλαμβάνει πέντε κεφάλαια.

Στο πρώτο κεφάλαιο παρουσιάζονται μερικά ιστορικά στοιχεία για τον παγκόσμιο αλλά και τον εγχώριο εξηλεκτρισμό.

Στο δεύτερο κεφάλαιο παρουσιάζεται η βιβλιογραφική έρευνα πάνω στην οποία στηρίχθηκε η παρούσα μελέτη. Πραγματοποιείται κατηγοριοποίηση και ανάλυση των μελετών με βάση σημαντικές διαφορετικές προσεγγίσεις στην ανάλυση τους.

Στο τρίτο κεφάλαιο γίνεται μία θεωρητική επισκόπηση των μαθηματικών μεθοδολογιών που χρησιμοποιούνται στην κατασκευή του μοντέλου.

Στο τέταρτο κεφάλαιο παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της μακροπρόθεσμης ανάλυσης με χρήση μεθόδου γραμμικής παλινδρόμησης.

Στο πέμπτο και τελευταίο κεφάλαιο αναλύονται συμπερασματικά τα δεδομένα που προέκυψαν, και εκτιμώνται οι προοπτικές που υπάρχουν για την επέκταση της μελέτης.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΡΩΤΟ
ΙΣΤΟΡΙΚΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ

1.1 Ενέργεια στον κόσμο

Η πιο φθηνή ενέργεια είναι αυτή που δεν καταναλώθηκε ποτέ. Η σπουδαία αυτή αρχή αποκτά ιδιαίτερη αξία σε περίοδο κρίσης όπως η σημερινή που διανύουμε. Η εξοικονόμηση της ενέργειας αποτελεί το μεγαλύτερο ενεργειακό κοίτασμα της χώρας μας, που δυστυχώς συνεχίζει να παραμένει απολύτως ανεκμετάλλευτο (Γ. Μανιάτης 2012).¹

Σύμφωνα με την International Energy Agency (www.iea.org), η ενέργεια είναι απαραίτητη προϋπόθεση για βιώσιμη οικονομική ανάπτυξη, κοινωνική ανάπτυξη και πρόνοια. Στη σύγχρονη εποχή, η ανάπτυξη και η επιτάχυνση της αύξησης του πληθυσμού έχει εντείνει τη χρήση της ενέργειας και την εξάρτηση από πηγές ενέργειας. Οι κύριες ανησυχίες σχετικά με την υψηλή κατανάλωση ενέργειας είναι οι εκπομπές αερίων του θερμοκηπίου (greenhouse gas - GHG) και οι περιορισμοί σχετικά με τη χρήση των ορυκτών καυσίμων.

Σύμφωνα με τη Beyond Petroleum (BP 2016) το μέγιστο απόθεμα παραγωγής πετρελαίου και φυσικού αερίου (δείκτης R/P), είναι 117 και 129,5 περίπου αντίστοιχα. Ο Πίνακας 1.1 παρουσιάζει την πιο πρόσφατη αναλογία R/P εντός των κύριων περιοχών του κόσμου:

ΠΕΡΙΟΧΗ	ΠΕΤΡΕΛΑΙΟ	ΦΥΣΙΚΟ ΑΕΡΙΟ
Β. Αμερική (Can.-USA-Mex.)	33,1	13,0
Κεντρική & Ν. Αμερική	117,0	42,5
Ευρώπη & Ευρασία	24,4	57,4
Μέση Ανατολή	73,1	129,5
Αφρική	42,2	66,4
Υπόλοιπη Ασία	14,0	28,1
ΜΕΣΟΣ ΟΡΟΣ:	50,7	52,8

Πηγή:BP Statistical Review of World Energy 2016 (www.bp.com)

Πίνακας 1.1: Δείκτης R/P Πετρελαίου-Φυσικού αερίου για το 2015

1.2 Ηλεκτρική Ενέργεια

1.2.1 Ηλεκτρική Ενέργεια στον κόσμο

Τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά της ηλεκτρικής ενέργειας, όπως η ευκολία μεταφοράς και η δυνατότητα να μετασχηματίζεται σε άλλα είδη ενέργειας, της δίνει μια μοναδική θέση μεταξύ των διαφόρων τύπων ενέργειας. Μελέτες όπως των Wolde-Rufael (2006) για έξι χώρες της Αφρικής, των Altinay-Karagol (2005) για την Τουρκία, του Too (2005) για την Κορέα και του Yaun (2007) για την Κίνα, δείχνουν

¹ Απόσπασμα από ομιλία σε εκδήλωση της περιβαλλοντικής οργάνωσης WWF για το "Πρωτάθλημα Εξοικονόμησης Ενέργειας", Αθήνα, 4 Οκτωβρίου 2011.

ότι η οικονομική ανάπτυξη και η κοινωνική πρόνοια βασίζεται για πολλές χώρες στην κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας.

Σε όλον τον κόσμο η ακαθάριστη παραγωγή ηλεκτρικής ενέργειας έφτασε τις 24.097,70 TWh το έτος 2015, παρουσιάζοντας αύξηση 0,9% σε σύγκριση με το 2014 και 56,4% σε σχέση με το 2000 (BP 2016). Σύμφωνα με τις προβλέψεις της IEA, λόγω της ταχείας αύξησης του εισοδήματος και του πληθυσμού στις μεταβατικές οικονομίες, το ποσοστό της ηλεκτρικής ενέργειας στην παγκόσμια παραγωγή ενέργειας θα διπλασιαστεί μέχρι το 2030 (IEA 2009). Τα στοιχεία αυτά υποδεικνύουν ότι η ηλεκτρική ενέργεια θα έχει όλο και πιο σημαντική θέση στην παροχή για την απαιτούμενη ενέργεια στον κόσμο.

Ο Πίνακας 1.2.1, ο οποίος απεικονίζει την παραγωγή και την ποσοστιαία συνεισφορά κάθε περιοχής στο σύνολο της παγκόσμιας παραγωγής ηλεκτρικής ενέργειας, δείχνει ότι οι χώρες της Ασίας (43,2%) ήταν οι μεγαλύτερες παραγωγοί ηλεκτρικής ενέργειας το 2015. Ο Πίνακας 1.2.2 δείχνει την ποσότητα και το ποσοστό κατανάλωσης ενέργειας σε όλο τον κόσμο. Οι μεγαλύτερες ποσοστιαίες αυξήσεις από το 2000 ως το 2015 παρατηρούνται στους τομείς της Ασίας (146,5%), της Αφρικής (73,1%) και της Μ. Ανατολής (135,1%) και οι μεγαλύτεροι καταναλωτές ενέργειας για το 2015 είναι οι χώρες της Ασίας, όπου περιλαμβάνεται και η Κίνα με τους έντονους ρυθμούς ανάπτυξης, με ποσοστό 41,8% της παγκόσμιας κατανάλωσης.

	2000	2008	2014	2015	Ποσοστό Μεταβολής 2014-2015	Ποσοστό Συνόλου (2015)
Βόρεια Αμερική	4782,6	5213,4	5248,3	5242,9	-0,1%	21,8%
Κεντρική Αμερική	804,5	1073,9	1276,0	1302,4	2,1%	5,4%
Ευρώπη- Ευρασία	4696,3	5365,4	5273,0	5303,4	0,6%	22,0%
Μέση Ανατολή	463,4	760,2	1052,5	1089,3	3,5%	4,5%
Αφρική	438,9	624,3	741,5	759,6	2,4%	3,2%
Ασία	4218,5	7313,2	10302,2	10400,0	0,9%	43,2%
Σύνολο	15404,1	20350,4	23893,6	24097,7	0,9%	100,0%

Πηγή: BP Statistical Review of World Energy 2016 (www.bp.com)

Πίνακας 1.2.1: Μικτή Παγκόσμια Παραγωγή Ηλεκτρικής Ενέργειας για τα έτη 2000 ως 2015 (TWh)

	2000	2008	2014	2015	Ποσοστό Μεταβολής 2014-2015	Ποσοστό Συνόλου (2015)
Βόρεια Αμερική	2757,8	2821,9	2826,0	2795,5	-1,1%	21,3%
Κεντρική Αμερική	472,3	605,4	698,2	699,3	0,2%	5,3%
Ευρώπη- Ευρασία	2813,9	3020,8	2832,3	2834,4	0,1%	21,6%
Μέση Ανατολή	423,8	668,6	849,2	884,7	4,2%	6,7%
Αφρική	274,2	371,1	428,2	435,0	1,6%	3,3%
Ασία	2646,3	4292,9	5386,6	5498,5	2,1%	41,8%
Σύνολο	9388,3	11780,8	13020,6	13147,3	1,0%	100%

Πηγή: BP Statistical Review of World Energy 2016 (www.bp.com)

Πίνακας 1.2.2: Παγκόσμια Κατανάλωση Πρωτογενούς Ενέργειας για τα έτη 2000 ως 2015 για την παραγωγή ηλεκτρικής ενέργειας σε ισοδύναμο πετρέλαιο (εκατ. τόνοι)

1.2.2 Ηλεκτρική ενέργεια στην Ελλάδα – Ιστορικά στοιχεία

Ποιος θα μπορούσε να φανταστεί τη σύγχρονη ζωή χωρίς την ηλεκτρική ενέργεια; Κάτι που σήμερα θεωρείται ως αυτονόητο, πρωτοεμφανίστηκε στη ζωή των ανθρώπων 120 χρόνια πριν, ενώ η πρόσβαση της πλειονότητας του πληθυσμού σ' αυτή τη μορφή ενέργειας αποτελεί μια πολύ πρόσφατη κατάκτηση. Για μεγάλο μέρος του πληθυσμού της Γης, ειδικά στον Τρίτο Κόσμο, η πρόσβαση στην ηλεκτρική ενέργεια παραμένει ακόμα ζητούμενο (Β. Αγτζίδης, 2013).²

Από τον πρώτο μικρό σταθμό παραγωγής ηλεκτρικού ρεύματος της Γενικής Εταιρείας Εργοληψιών, στην οδό Αριστείδου το 1889, μέχρι την ίδρυση της ΔΕΗ το 1950 μεσολαβεί μία 60ετία, κατά την οποία δεν έχει ακόμη εμπεδωθεί η αντίληψη ότι το ηλεκτρικό ρεύμα είναι κοινωνικό αγαθό. Η παραγωγή του γίνεται από ένα πλήθος -μικρών κατά κανόνα- ιδιωτικών ή δημοτικών εταιρειών, διασπαρμένων στην ελληνική επικράτεια. Η οικιακή κατανάλωση είναι εξαιρετικά περιορισμένη, καθώς η τιμή του ρεύματος είναι υψηλή -ενώ η ποιότητα χαμηλή-, καθιστώντας το πολυτέλεια.

Ωστόσο, η ηλεκτροδότηση της Αθήνας, ιδιαίτερα από το 1924 έως το 1927, αποτέλεσε πεδίο οικονομικών ανταγωνισμών, πυροδότησε πολιτικές αντιπαραθέσεις και προσέκλυσε το ενδιαφέρον ξένων ομίλων. Νικητής σε αυτόν τον ανταγωνισμό στέφθηκε ο αγγλικός όμιλος Power and Traction Finance Company Ltd. Η γνωστή ως «Πάουερ» αργότερα ίδρυσε την Ηλεκτρική Εταιρεία Αθηνών-Πειραιώς (ΗΕΑΠ), η οποία εξελίχθηκε στη μεγαλύτερη ηλεκτρική εταιρεία της χώρας πριν από την ίδρυση της ΔΕΗ.

Στις 20 Ιουλίου 1950 υπογράφηκε σύμβαση μεταξύ της ελληνικής κυβέρνησης και της αμερικανικής εταιρείας Ebasco, με την οποία η τελευταία αναλάμβανε την ανάπτυξη και λειτουργία εθνικού συστήματος ηλεκτρικής ενέργειας και στις 7

²Το δικαίωμα ηλεκτροδότησης της Οθωμανικής Θεσσαλονίκης θα αναλάβει η «Βελγική Εταιρεία» το 1889.

Αυγούστου 1950 ιδρύθηκε ΔΕΗ. Το 1956 αποφασίστηκε η εξαγορά όλων των ιδιωτικών και δημοτικών επιχειρήσεων παραγωγής ηλεκτρικής ενέργειας ώστε να υπάρχει ένας ενιαίος φορέας διαχείρισης. Έτσι, η ΔΕΗ εξαγόρασε σιγά-σιγά όλες αυτές τις επιχειρήσεις και ενέταξε το προσωπικό τους στις τάξεις της, πετυχαίνοντας την ενεργειακή αυτονομία της χώρας. Κατά την πρώτη 20ετία ανάπτυξης της ΔΕΗ, κατευθυντήριοι άξονες τόσο για τα ενεργειακά προγράμματα όσο και για την τιμολογιακή πολιτική της επιχείρησης υπήρξε η παραγωγή άφθονης και φθηνής ηλεκτρικής ενέργειας.

1.2.3 Το ελληνικό διασυνδεδεμένο σύστημα

Στην Ελλάδα, η Δημόσια Εταιρεία Ηλεκτρισμού (ΔΕΗ), έχασε το προνόμιο του αποκλειστικού παραγωγού ηλεκτρικής ενέργειας της χώρας και έκτοτε αρκετές ιδιωτικές εταιρείες έχουν εμφανιστεί στην παροχή της Υψηλής και της Μέσης Τάσης. Με την απελευθέρωση της ελληνικής αγοράς, αυστηρές ρυθμίσεις και απαιτήσεις ως προς της παραγόμενες πρόβλεψης έχουν επιβληθεί από την νομοθεσία. Ο Ανεξάρτητος Διαχειριστής Μεταφοράς Ηλεκτρικής Ενέργειας (ΑΔΜΗΕ), είναι υπεύθυνος για την παραγωγή μελετών και προβλέψεων σε βραχυπρόθεσμο, μεσοπρόθεσμο και μακροπρόθεσμο επίπεδο. Για τον σκοπό αυτό, δημοσιεύει καθημερινώς προβλέψεις για την ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας της επόμενης μέρας, μηνιαία δελτία ενέργειας καθώς και ετήσιες μελέτες επάρκειας φορτίου για την επόμενη επταετία. Γίνεται λοιπόν εμφανές, ότι η ορθή πρόβλεψη ηλεκτρικού φορτίου γίνεται ολοένα κι πιο σημαντική για την ομαλή λειτουργία του ελληνικού ΣΗΕ (Σύστημα Ηλεκτρικής Ενέργειας).

Σύμφωνα με την παράγραφο 4 του Άρθρου 95 του Ν.4001/2011 ο Διαχειριστής του Εθνικού Συστήματος Μεταφοράς Ηλεκτρικής Ενέργειας (ΔΕΣΜΗΕ) εκπονεί ειδική μελέτη σχετικά με την επάρκεια ηλεκτρικής ισχύος και τα επαρκή περιθώρια εφεδρείας ισχύος, λαμβάνοντας υπόψη κάθε φορά το εγκεκριμένο δεκαετές Πρόγραμμα Ανάπτυξης του ΕΣΜΗΕ, καθώς και το μακροχρόνιο ενεργειακό σχεδιασμό της χώρας.

Σκοπός της Μελέτης Επάρκειας Ισχύος είναι η επισημάνση ενδεχόμενου μελλοντικού κινδύνου σχετικά με την ικανότητα του συστήματος παραγωγής ηλεκτρικής ενέργειας να ανταποκριθεί επαρκώς στην προβλεπόμενη εξέλιξη της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας κατά τη διάρκεια των επόμενων ετών. Επιπλέον, η Μελέτη αυτή επιτρέπει τον προσδιορισμό των απαιτήσεων σε νέα εγκατεστημένη ισχύ παραγωγής, έτσι ώστε να ικανοποιούνται με ασφάλεια οι ανάγκες της ζήτησης κατά τη διάρκεια της υπό εξέτασης περιόδου.

Τα κυριότερα μεγέθη που σύμφωνα με τον ΔΕΣΜΗΕ καθορίζουν την επάρκεια του συστήματος παραγωγής για αξιόπιστη εξυπηρέτηση της ζήτησης (ενέργειας και αιχμής) είναι:

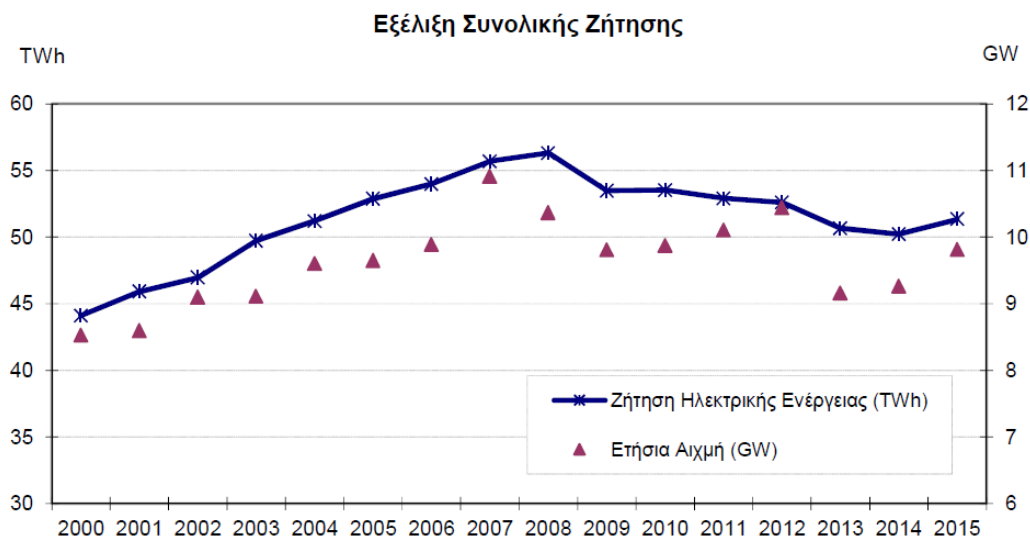
- Η εξέλιξη του φορτίου (ζήτηση ισχύος και ενέργειας)
- Η διαθεσιμότητα των μονάδων παραγωγής

- Οι συνθήκες υδραυλικότητας
- Η διαθεσιμότητα ισχύος για εισαγωγές από τις διασυνδέσεις
- Ο βαθμός διεύθυνσης μονάδων ΑΠΕ

Η πιο κρίσιμη παράμετρος των μονάδων παραγωγής όσον αφορά τη συμβολή τους στην επάρκεια του συστήματος παραγωγής, είναι η διαθεσιμότητά τους. Οι μονάδες μπορεί να είναι εκτός λειτουργίας, είτε λόγω προγραμματισμένης συντήρησης, είτε λόγω τυχαίας βλάβης. Οι τυχαίες βλάβες μπορεί να έχουν δυσμενή επίπτωση στην επάρκεια του συστήματος, καθώς και η εμφάνισή τους αλλά και η διάρκειά τους έχουν απρόβλεπτο χαρακτήρα. Για το λόγο αυτό, η επίδραση της απρόβλεπτης μη διαθεσιμότητας των μονάδων παραγωγής λόγω τυχαίων βλαβών λαμβάνεται υπόψη με πιθανοτική προσομοίωση της λειτουργίας των μονάδων παραγωγής. Αναφορικά με τις υπόλοιπες παραμέτρους που επηρεάζουν την επάρκεια του συστήματος, λόγω του στοχαστικού τους χαρακτήρα, η επίδρασή τους εκτιμάται με την ανάλυση εναλλακτικών σεναρίων και υποθέσεων.

1.2.4 Ζήτηση Ηλεκτρικής Ενέργειας στην Ελλάδα

Στο Σχήμα 2.1 απεικονίζεται η εξέλιξη της Συνολικής Καθαρής Ζήτησης Ηλεκτρικής Ενέργειας του Συστήματος (έχει αφαιρεθεί το φορτίο άντλησης) από το 2000 και μετά. Σημειώνεται ότι η Συνολική Καθαρή Ζήτηση περιλαμβάνει και αυτήν που εξυπηρετείται απευθείας σε επίπεδο Διανομής από διεσπαρμένη παραγωγή (ΑΠΕ). Την περίοδο 2000 – 2008 υπήρξε συνεχής αύξηση της συνολικής καθαρής ζήτησης. Έκτοτε, ως επακόλουθο της οικονομικής κρίσης, παρατηρείται συνεχής μείωση, με εξαίρεση το 2015.



Πηγή: ΑΔΜΗΕ, Μελέτη Επάρκειας ισχύος 2017-2023

Σχήμα 2.1: Εξέλιξη της Συνολικής Καθαρής Ζήτησης Ηλεκτρικής Ενέργειας (συμπεριλαμβανομένης και της διεσπαρμένης παραγωγής) κατά την περίοδο 2000 – 2015

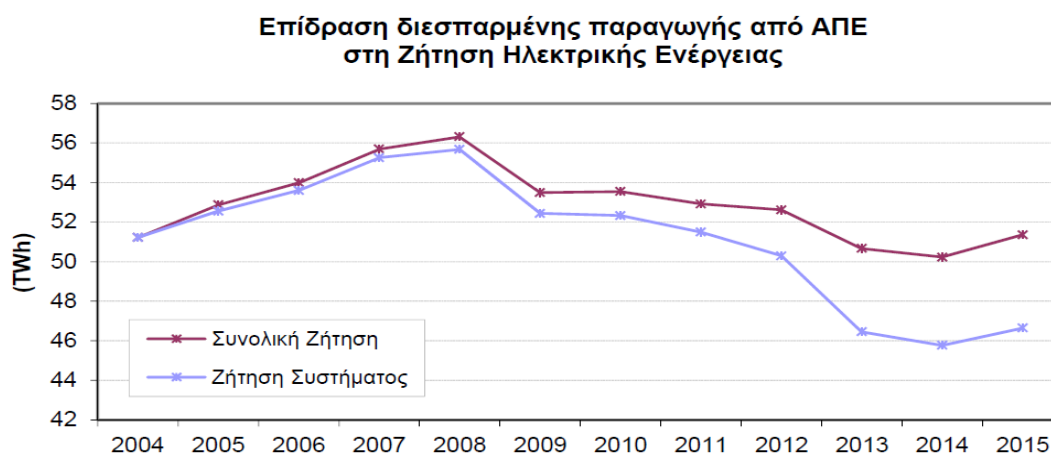
Ο μέσος ετήσιος ρυθμός αύξησης της συνολικής καθαρής ζήτησης κατά τη δεκαετία 2000-2010 ήταν 2,17%, παρουσιάζοντας σημαντική μείωση σε σχέση με τις

περασμένες δεκαετίες. Κατά την περίοδο 2000-2007 ο μέσος ετήσιος ρυθμός αύξησης της συνολικής καθαρής ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας ήταν 3,39%.

Το 2008, απαρχή της οικονομικής κρίσης, η συνολική καθαρή ζήτηση (χωρίς το φορτίο άντλησης) στο Σύστημα ανήλθε στις 56,3 TWh που αποτελεί ιστορικό μέγιστο, παρουσιάζοντας αύξηση 1,11% σε σχέση με το 2007. Το 2009 χαρακτηρίστηκε από σημαντική μείωση της συνολικής καθαρής ζήτησης στο Σύστημα, κατά 5,01% έναντι του 2008, η οποία οφείλεται στην αξιοσημείωτη μείωση των βιομηχανικών φορτίων κατά 20,19% σε σχέση με το 2008, ενώ η κατανάλωση σε επίπεδο Διανομής εμφανίστηκε επίσης μειωμένη κατά 3,63%.

Από το 2010 και μετά η συνολική καθαρή ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας στο ΕΣΜΗΕ υποχωρεί ελαφρώς κάθε χρόνο, με εξαίρεση το 2013 όπου παρατηρήθηκε μείωση κατά 3,7% έναντι του 2012. Το 2014 η συνολική καθαρή ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας στο ΕΣΜΗΕ ανήλθε σε 50.228 GWh, εμφανίζοντας μείωση κατά 10,8% έναντι του 2008 και κατά 0,86% έναντι του 2013. Το 2015 η συνολική καθαρή ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας στο ΕΣΜΗΕ αυξήθηκε κατά 2,2% έναντι του 2014. Το πρώτο πεντάμηνο του 2016 η συνολική καθαρή ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας στο ΕΣΜΗΕ παρουσίασε μείωση 5,2% έναντι της αντίστοιχης περιόδου του 2015.

Πρέπει να τονιστεί ότι τα τελευταία χρόνια, ιδίως από το 2012 και μετά, η ανάπτυξη της διεσπαρμένης παραγωγής, κυρίως λόγω των φωτοβολταϊκών που συνδέονται απευθείας στη Χ.Τ. και τη Μ.Τ., έχει ως αποτέλεσμα να μειώνονται τα τοπικά φορτία των Υ/Σ Διανομής και να μειώνεται η ζήτηση που καταγράφεται στα όρια του Συστήματος Μεταφοράς με το Δίκτυο Διανομής (Σχήμα 2.2). Αξίζει να σημειωθεί ότι ήδη κατά το 2012, η διεσπαρμένη παραγωγή από ΑΠΕ, η οποία δεν μετράται στα όρια του Συστήματος, ανήλθε σε περίπου 2,3 TWh, ενώ το 2015 το αντίστοιχο μέγεθος ανήλθε σε 4.7 TWh.

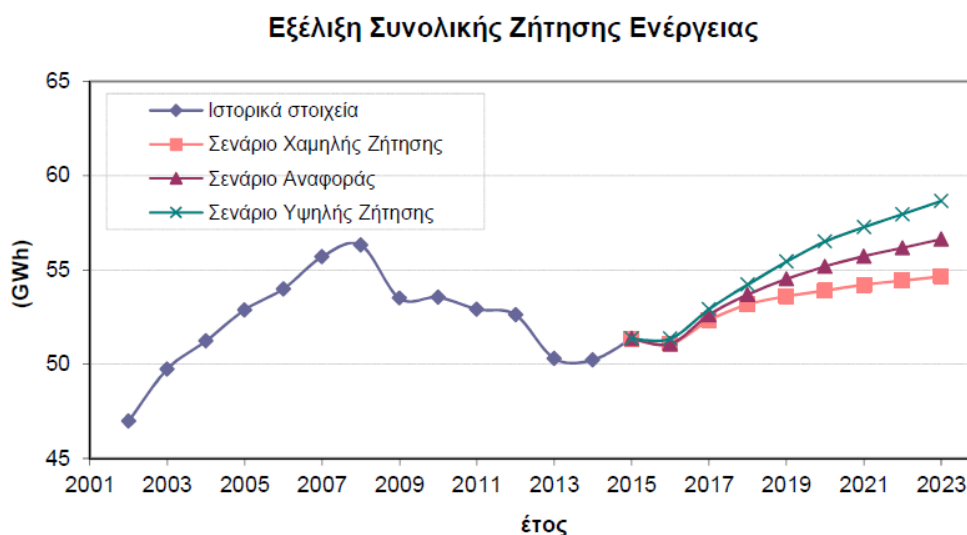


Σχήμα 2.2: Επίδραση Διεσπαρμένης Παραγωγής στη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας
Πηγή: ΑΔΜΗΕ, Μελέτη Επάρκειας ισχύος 2017-2023

Σύμφωνα με τον ΑΔΜΗΕ (2016) οι κύριοι παράγοντες που επιδρούν στη διαμόρφωση της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας στη χώρα σε μέσο-μακροπρόθεσμη βάση είναι οι εξής:

- Οι οικονομικές συνθήκες της χώρας, με βασικό δείκτη μέτρησης το ΑΕΠ.
- Οι αλλαγές στις καταναλωτικές συνήθειες (κλιματισμός, χρήση ηλεκτρισμού στις μεταφορές, χρήση ηλεκτρονικών υπολογιστών, κλπ.) λόγω βελτίωσης βιοτικού επιπέδου, αλλά και η βελτίωση των συνθηκών διαβίωσης συγκεκριμένων πληθυσμιακών ομάδων (π.χ. οικονομικοί μετανάστες).
- Η γενικότερη κατάσταση του ενεργειακού τομέα και της αγοράς ηλεκτρισμού (επίπεδο τιμών ηλεκτρικής ενέργειας, ανταγωνισμός με Φυσικό Αέριο κλπ.).
- Ειδικές συνθήκες (π.χ. υλοποίηση έργων Κοινοτικού Πλαισίου Στήριξης).
- Πληθυσμιακή εξέλιξη.
- Διάφορα μέτρα εξειδίκευσης πολιτικών, όπως εξοικονόμηση ενέργειας, περιβαλλοντικοί περιορισμοί, κλπ.

Οι προβλέψεις του ΑΔΜΗΕ της συνολικής ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας (συμπεριλαμβανομένης και της ζήτησης που εξυπηρετείται τοπικά από διεσπαρμένη παραγωγή ΑΠΕ) στο Διασυνδεδεμένο Σύστημα για την περίοδο 2017 – 2023, απεικονίζονται γραφικά στο Σχήμα 2.3. Στις προβλέψεις από το 2017 συμπεριλαμβάνεται και η εκτιμώμενη ζήτηση των προς διασύνδεση Κυκλάδων (Άνδρος, Τήνος, Σύρος, Πάρος, Νάξος και Μύκονος).



Πηγή: ΑΔΜΗΕ, Μελέτη Επάρκειας ισχύος 2017-2023

Σχήμα 2.3: Προβλέψεις ΑΔΜΗΕ για την εξέλιξη της συνολικής καθαρής ζήτησης κατά την περίοδο 2017 ως 2023

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΔΕΥΤΕΡΟ
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ

2.1 Γενική Επισκόπηση

Σημαντικό ενδιαφέρον τόσο από την πλευρά των φορέων της αγοράς ηλεκτρικής ενέργειας όσο και ακαδημαϊκών γενικότερα έχει γεννήσει μια σειρά μελετών σχετικά με τη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας. Το μεγάλο εύρος της βιβλιογραφίας, το οποίο αναπτύσσεται με εκθετικούς ρυθμούς τα τελευταία τριάντα χρόνια, καθιστά δύσκολη την κατηγοριοποίηση των μελετών σε αυστηρές νόρμες.

Η πλειονηφία των υπό εξέταση μελετών προσπαθούν να μοντελοποιήσουν την αγορά ηλεκτρικής ενέργειας για διάφορα κράτη, να εντοπίσουν τους εκάστοτε προσδιοριστικούς παράγοντες που επηρεάζουν την ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας και τέλος να εξάγουν συμπεράσματα πάνω σε αυτές τις σχέσεις. Για παράδειγμα, η τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας εμφανίζει μια ανελαστική σχέση με την ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας ενώ στα περισσότερα κράτη αυτή η τιμή αυτή πλησιάζει το μηδέν. Σε αυτές τις περιπτώσεις, οι μελετητές εξετάζουν τις τιμολογιακές πολιτικές που εφαρμόζονται και αντιπροτείνουν μέτρα ώστε να επιτευχθούν οι ενεργειακοί στόχοι της εκάστοτε χώρας.

Καθώς η ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας συνιστά ένα μέγεθος άμεσα συνυφασμένο με την εκάστοτε οικονομία και κοινωνία είναι αυτονόητο ότι παρατηρούνται σημαντικές διαφορές στις βιβλιογραφικές μελέτες μεταξύ χωρών. Στα αναπτυγμένα ευρωπαϊκά κράτη όπου τα συστήματα ηλεκτρικής ενέργειας είναι σταθερά αλλά και έντονα διασυνδεδεμένα, η βιβλιογραφία επικεντρώνεται σε διαφορετικά ζητούμενα σε σχέση με μελέτες που αφορούν αναπτυσσόμενα κράτη όπου η διασύνδεση νέων πελατών καθώς και η σταθερότητα του δικτύου αποτελούν πρωταρχική μέριμνα για τους φορείς του συστήματος ηλεκτρικής ενέργειας.

Σε παγκόσμιο επίπεδο, οι οικονομολόγοι της ενέργειας, οι ερευνητές και οι φορείς χάραξης πολιτικής έχουν δείξει ανανεωμένο ενδιαφέρον για την ανάλυση των προσδιοριστικών παραγόντων της ζήτησης ενέργειας, τις λειτουργίες της κατανάλωσης, καθώς και την ανάγκη να αποκτήσει κανείς ακριβείς εκτιμήσεις ως προς τις παραμέτρους της ενεργειακής ζήτησης για το σκοπό της πρόβλεψης, της διαχείρισης της ζήτησης και της πολιτικής ανάλυσης. Έτσι, η έμφαση έχει μετατοπιστεί προς την ηλεκτρική ενέργεια ως εισροή ενέργειας με την οικονομική σημασία της τόνωσης της κοινωνικό-οικονομικής και τεχνολογικής ανάπτυξης της κάθε οικονομίας.

Από την ανάλυση της βιβλιογραφίας που μελετήθηκε, τόσο σε επίπεδο χρονικού ορίζοντα μελέτης (μακροπρόθεσμη, μεσοπρόθεσμη και βραχυπρόθεσμη ανάλυση) όσο και σε επίπεδο τομέων ανάλυσης (αθροιστική, οικιακή, βιομηχανική μελέτη της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας) μπορούμε εύκολα να παρατηρήσουμε ένα εύρος παραγόντων που επηρεάζουν την ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας. Απορρέει λογικά, ότι ανάλογα με το είδος και τον σκοπό της μελέτης εντοπίζουμε διαφορές στους προσδιοριστικούς παράγοντες ακόμα και για το ίδιο σύστημα ηλεκτρικής ενέργειας όταν διαφοροποιείται, για παράδειγμα, ο χρονικός ορίζοντας πρόβλεψης.

Παρά την μεγάλη ποικιλία στις επεξηγηματικές μεταβλητές είναι εύκολο να συμπεράνουμε, ότι δύο κύριες μεταβλητές χρησιμοποιούνται για τον προσδιορισμό της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας: το εισόδημα και η τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας. Για την εξέλιξη του εισοδήματος, οι περισσότεροι ερευνητές μελετούν το συνολικό ΑΕΠ μιας χώρας ή το ΑΕΠ ανά κάτοικο. Στις περιπτώσεις όπου η μελέτη επικεντρώνεται στην οικιακή ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας, ως εισόδημα μπορεί να θεωρηθεί το μέσο εισόδημα των νοικοκυριών, όπως προκύπτει από ετήσιες μελέτες. Για την πλειοψηφία των μελετών η μακροπρόθεσμη ελαστικότητα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας ως προς το εισόδημα υπολογίζεται θετική, καθώς με την ανάπτυξη της οικονομίας αναμένονται νέες ενεργοβόρες δραστηριότητες σε όλους τους τομείς της κοινωνίας, γεγονός το οποίο επιδρά θετικά στην ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας.

Σε αντίθεση με το εισόδημα, η ελαστικότητα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας ως προς την ίδια τιμή υπολογίζεται αρνητική. Παρότι αυτό δεν αποτελεί έκπληξη, ενδιαφέρον παρουσιάζει το γεγονός ότι σε αρκετές μελέτες υπολογίζεται ότι η τιμή δεν επιδρά καθόλου στην διαμόρφωση της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας. Καθώς σε πολλές οικονομίες και ειδικά στις αναπτυσσόμενες, η ηλεκτρική ενέργεια αποτελεί μονόδρομο για πολλές δραστηριότητες (κυρίως στον οικιακό τομέα) η αύξηση στην τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας δεν μπορεί να επιδράσει στην διαμόρφωση της ζήτησης. Θέτοντας το απλά, η ηλεκτρική ενέργεια αποτελεί για πολλές οικονομίες βασικό αγαθό που δεν μπορεί να υποκατασταθεί. Η Ελλάδα συμπεριλαμβάνεται στις χώρες όπου οι σταθερές τιμολογιακές αυξήσεις δεν έχουν επιδράσει στην διαμόρφωση της συνολικής ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας.

2.2 Μελέτες ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας

Πολλές μελέτες δεν μελετούν την ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας στο σύνολό της αλλά στους επιμέρους βασικούς τομείς της οικονομίας. Υπάρχουν λοιπόν μελέτες που επικεντρώνονται στην διερεύνηση της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας είτε στον οικιακό και βιομηχανικό τομέα είτε στον τομέα των υπηρεσιών. Καθώς οι δυο πρώτες κατηγορίες αποτελούν και την πλειοψηφία της κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας για την πλειονότητα των κρατών, ελάχιστες μελέτες επικεντρώνονται στον τομέα των υπηρεσιών ή της αγροτικής παραγωγής.

Ενδιαφέρον παρουσιάζει ότι οι περισσότεροι μελετητές της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας προσεγγίζουν την αγορά είτε στο σύνολό της είτε επικεντρώνονται στον οικιακό τομέα. Η επικέντρωση στους οικιακούς πελάτες μπορεί να ερμηνευθεί ως μια προσπάθεια μοντελοποίησης καταναλωτικών συμπεριφορών. Στα ευρωπαϊκά κράτη, η σταθερή αύξηση του ΑΕΠ, η ανάπτυξη μιας μεσαίας τάξης με αυξανόμενες ενεργειακές απαιτήσεις, η εισαγωγή ενεργοβόρων κλιματιστικών μονάδων αλλά και τελευταία η αυξανόμενη περιβαλλοντική συνείδηση και τα μέτρα εξοικονόμησης ενέργειας καθιστούν την συγκεκριμένη κατηγορία καταναλωτών ως την πιο ευμετάβλητη ως προς τους καθοριστικούς παράγοντες που επηρεάζουν την ζήτηση. Σημαντικές διαφορές στον οικιακό τομέα εντοπίζουμε σε μελέτες χωρών με πα-

ρόμοια δημογραφικά και οικονομικά στοιχεία. Για τους παραπάνω λόγους, η μελέτη οικιακής ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας αποτελεί βασικό ερευνητικό αντικείμενο.

Πιο συγκεκριμένα, οι Bianco et.al. (2009) παράγουν επίσης προβλέψεις για την συνολική κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας στην Ιταλία χρησιμοποιώντας μοντέλο γραμμικής παλινδρόμησης. Η μελέτη χρησιμοποιεί ετήσια δεδομένα από το 1970 έως το 2007 με κύριους προσδιοριστικούς παράγοντες το ΑΕΠ, το ΑΕΠ ανά κάτοικο, την τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας και τον πληθυσμό. Τα αποτελέσματα της μελέτης καταδεικνύουν ότι η ζήτηση της ηλεκτρικής ενέργειας είναι ελαστική ως προς το εισόδημα (income elasticity: 1,164) και ανελαστική ως προς την τιμή (long run price elasticity: -0,06) γεγονός που επιβεβαιώνει την αδυναμία ελέγχου του επιπέδου ζήτησης μέσω τιμολογιακών πολιτικών.

Οι Blazquez et.al (2013) μελετούν την ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας στον ισπανικό οικιακό τομέα πραγματοποιώντας μια εμπειρική ανάλυση μέσω ενός λογαριθμικού υποδείγματος μερικής προσαρμογής (Partial Adjusted Model). Η μελέτη επικεντρώνεται στην επίδραση της τιμής της ηλεκτρικής ενέργειας και του καιρού. Η ελαστικότητα ως προς την τιμή καταγράφει όπως είναι αναμενόμενο μια αρνητική τιμή, χαμηλότερη όμως της μονάδας. Αντίθετα οι καιρικές συνθήκες έχουν ξεκάθαρη επίδραση στην ζήτηση. Οι μελετητές καταλήγουν ότι εφόσον η τιμή είναι ένα ανελαστικό μέγεθος, ο τρόπος για να καμφθεί η αυξανόμενη ηλεκτρική κατανάλωση είναι η εισαγωγή αυστηρότερων προδιαγραφών ενεργειακής απόδοσης για τις οικιακές συσκευές.

Ο Shazly (2013) αναλύει τη ζήτηση για ηλεκτρική ενέργεια στην Αίγυπτο και παρέχει προβλέψεις ανά τομέα δραστηριότητας (οικιακό, βιομηχανικό, υπηρεσίες, αγροτικό) χρησιμοποιώντας μια προσέγγιση του πίνακα συνολοκλήρωσης (cointegration techniques). Η εκτίμηση της εμπειρικής εξίσωσης ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας βασίζεται σε δεδομένα για την περίοδο 1982-2007. Οι εκτιμώμενες μακροχρόνιες ελαστικότητες της τιμής και του εισοδήματος χρησιμοποιούνται στην συνέχεια για την παραγωγή προβλέψεων για την ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας για την περίοδο 2008-2010. Αυτό επιτρέπει τη δοκιμή για την προβλεπτική ικανότητα πριν από τη διεξαγωγή μακροπρόθεσμων προβλέψεων για το 2022, με βάση εύλογες παραδοχές. Η ανάλυση λαμβάνει υπόψη τρία σενάρια που ταξινομούνται ως σημείο αναφοράς, βάση, και υψηλής περίπτωσης κατά τα οποία η προσαρμογή της τιμής ηλεκτρικής ενέργειας σε επιθυμητά επίπεδα λαμβάνει χώρα με αργό, μέτριο ή γρήγορο ρυθμό, αντίστοιχα. Τα αποτελέσματα από τις προσομοιώσεις πολιτικής, υποδηλώνουν ότι ο μέτριος ρυθμός των μεταρρυθμίσεων είναι μια κατάλληλη στρατηγική που επιτυγχάνει μια λογική ισορροπία ανάμεσα στην επιτάχυνση της διαδικασίας προσαρμογής των τιμών στα επιθυμητά επίπεδα και τη μείωση των αρνητικών επιπτώσεων από ενδεχόμενη κρίσης την παροχή ενέργειας, στην οικονομική δραστηριότητα της χώρας.

Οι Houthakker and Taylor (1970) χρησιμοποίησαν ένα μοντέλο δύο εξισώσεων των προσωπικών δαπανών κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας, όπου η κατανάλωση έχει μοντελοποιηθεί ως συνάρτηση των αποθεμάτων, του εισοδήματος και των σχετικών

τιμών, ενώ η μεταβολή των αποθεμάτων των αγαθών διαρκείας, είναι ίση με την κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας και την απόσβεση. Η μελέτη διαπιστώνει ότι, ενώ μακροπρόθεσμα η απόλυτη τιμή για το εισόδημα και την ελαστικότητα ζήτησης είναι περίπου 2, σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα, η ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας τείνει να είναι ως προς την τιμή και ως προς το εισόδημα ανελαστική. Παρόμοια αποτελέσματα λαμβάνονται από τους Mountet.al. (1973), Anderson (1973), Houthakkeret.al. (1973) και Griffin (1974).

Ο Filippini (1999) εκτίμησε την οικιστική ζήτηση για ηλεκτρική ενέργεια χρησιμοποιώντας συγκεντρωτικά στοιχεία σε επίπεδο πόλης για 40 πόλεις της Ελβετίας, κατά την περίοδο 1987 έως 1990. Η ελαστικότητα ως προς την τιμή υπολογίστηκε ότι είναι 0,30, που παρουσιάζει μία μέτρια ανταπόκριση της κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας στις μεταβολές των τιμών.

Οι Beenstock, Goldin, and Natbot (1999) χρησιμοποιούσαν τα τριμηνιαία στοιχεία για το Ισραήλ για να συγκρίνουν και να αντιπαραβάλουν τρεις δυναμικές οικονομετρικές μεθοδολογίες για την εκτίμηση της ζήτησης για ηλεκτρικής ενέργειας από τα νοικοκυριά και τις βιομηχανικές επιχειρήσεις. Οι King and Chatterjee (2003) αξιολόγησαν την ελαστικότητα ως προς την τιμή εκτιμώμενη από 35 μελέτες πάνω σε οικιακούς και μικρούς εμπορικούς πελάτες που δημοσιεύτηκαν μεταξύ του 1980 και του 2003. Αναφέρουν μια μέση ελαστικότητα ως προς την τιμή της τάξης του -0,3 μεταξύ αυτής της ομάδας μελετών, με τις περισσότερες μελέτες να κυμαίνονται μεταξύ -0,1 και -0,4.

Ο Bohi (1981) παρείχε μια εκτενή επισκόπηση των πρώιμων μελετών ελαστικότητας ως προς την τιμή, και κατηγοριοποίησε τις σχετικές εργασίες ανάλογα με τον τύπο δεδομένων (συγκεντρωτικά, αναλυτικά, από τη βιομηχανία, όπως κι αν χρησιμοποιήθηκε οριακή ή μέση τιμή) και από το μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε. Ο Bohi (1984) κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η βραχυχρόνια ελαστικότητα ως προς την τιμή για το νοικοκυριό είναι -0.2 ενώ η ελαστικότητα ως προς την τιμή μακροπρόθεσμα είναι -0.7. Περαιτέρω κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η μεγάλη διακύμανση στις εκτιμήσεις ελαστικότητας από τις διαθέσιμες μελέτες καθιστούν δύσκολο να αναφέρουν την ελαστικότητα ως προς την τιμή είτε για εμπορικό είτε για βιομηχανικό τομέα. Περαιτέρω, κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι μεγάλες διακυμάνσεις στις διαθέσιμες μελέτες, όσον αφορά την ελαστικότητα ως προς την τιμή, καθιστούν δύσκολη την αναφορά της ελαστικότητας ως προς την τιμή είτε για τον εμπορικό είτε για το βιομηχανικό τομέα.

Οι Espey and Espey (2004) πραγματοποίησαν μια μετά-ανάλυση προκειμένου να συνοψίσουν ποσοτικά προηγούμενες μελέτες της οικιακής ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας για να καθοριστεί αν υπάρχουν παράγοντες που επηρεάζουν συστηματικά τις εκτιμώμενες ελαστικότητες. Σε αυτή τη μελέτη, οι ελαστικότητες ως προς την τιμή και το εισόδημα της οικιακής ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας, από προηγούμενες μελέτες, χρησιμοποιούνται ως εξαρτημένες μεταβλητές, με τα χαρακτηριστικά των δεδομένων, τη δομή του μοντέλου, και την τεχνική εκτίμηση ως ανεξάρτητες

μεταβλητές, χρησιμοποιώντας τόσο την εκτίμηση ελαχίστων τετραγώνων ενός μοντέλου ημιλογαριθμικού μοντέλου και την εκτίμηση μέγιστης πιθανοφάνειας ενός μοντέλου γάμμα. Οι βραχυπρόθεσμες και μακροπρόθεσμες ελαστικότητες, ως προς την τιμή της οικιακής ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας, βρέθηκαν να είναι 0,28 και 0,81, αντίστοιχα.

Οι Dergiades and Tsoulfidis (2008) μελετούν την οικιακή ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας για τις Η.Π.Α. με δεδομένα από το 1965 έως το 2006. Οι μελετητές εντοπίζουν ως κύριες μεταβλητές για την αγορά των Η.Π.Α. το ΑΕΠ ανά κάτοικο, την τιμή του πετρελαίου θέρμανσης, τις καιρικές μεταβολές (βαθμοημέρες θέρμανσης και ψύξης) και τον αριθμό νέων σπιτιών από το 1965 μέχρι το 2006. Τα αποτελέσματα της μελέτης (ελαστικότητες των παραπάνω μεγεθών μακροπρόθεσμα και βραχυπρόθεσμα) αναδεικνύουν μια αρνητική σχέση της κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας με την τιμή αυτής (-1,065) η οποία είναι συμβατή με προηγούμενες βιβλιογραφικές μελέτες (εύρος τιμών ελαστικότητας ως προς την τιμή για τον οικιακό τομέα των Η.Π.Α.: -0,45 έως -2,01). Αντίθετα, ισχυρά θετική επίδραση στην διαμόρφωση της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας παρουσιάζει ο αριθμός νέων σπιτιών (η μακροπρόθεσμη ελαστικότητα υπολογίζεται στο +1,5), ενώ το εισόδημα έχει μακροπρόθεσμα μικρότερη επίδραση (+0,27).

Οι Reissand White (2005) ανέπτυξαν ένα μοντέλο για την αξιολόγηση των επιπτώσεων των εναλλακτικών δασμολογικών σχεδίων σχετικά με τη χρήση της ηλεκτρικής ενέργειας. Το μοντέλο αντιμετωπίζει ταυτόχρονα διάφορα αλληλένδετα προβλήματα που θέτει η μη γραμμική τιμολόγηση, η ετερογένεια των τιμών καταναλωτή, και η καταναλωτική συνάθροιση επί των συσκευών και του χρόνου. Υπολόγισε το μοντέλο χρησιμοποιώντας εκτενή στοιχεία για ένα αντιπροσωπευτικό δείγμα 1300 νοικοκυριών στην Καλιφόρνια, και λαμβάνεται η μέση ετήσια ελαστικότητα ως προς την τιμή ηλεκτρικής ενέργειας για τα νοικοκυριά της Καλιφόρνιας να είναι -0,39.

Συνοπτικά, τα αποτελέσματα από διαφορετικές έρευνες και πηγές δεν είναι πολύ σταθερά. Οι αριθμοί που εμφανίζονται πιο συχνά είναι από -0,2 έως -0,4 για βραχυπρόθεσμες ελαστικότητες, και από -0,5 έως -0,7 για τις μακροπρόθεσμες. Αυτά εμφανίζονται αρκετές φορές και βρίσκονται στο ίδιο εύρος με άλλες πιθανές εκτιμήσεις, όπως οι μέσοι από την έρευνα των Espey and Espey (0,28 και 0,81), η οποία περιέχει τον πιο πρόσφατο και πλήρη κατάλογο εκτιμήσεων και τα αποτελέσματα της μελέτης από τον Bohi (0,25 και 0,66), η οποία ήταν μια ιδιαίτερα πρώιμη έρευνα.

2.3 Μελέτες ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας – Περίπτωση της Ελλάδας

Τα τελευταία είκοσι χρόνια η ερευνητική μελέτη για τη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα είναι σημαντική, με εστίαση ειδικότερα στην ζήτηση για οικιακή χρήση.

Οι Donatos et. Mergos (1989) εξετάζουν το αντίκτυπο των δύο ενεργειακών κρίσεων 1973-74 και 1978-79 σχετικά με τη ζήτηση ενέργειας στην Ελλάδα. Αρχικά, παρουσιάζονται ορισμένα χαρακτηριστικά των μοντέλων κατανάλωσης πριν και μετά το 1973, ενώ χρησιμοποιούνται μοντέλα παλινδρόμησης για να εξεταστεί αν υπήρξε δι-αρθρωτική αλλαγή στην ενεργειακή ζήτηση που προέκυψε μέσα από τις δυο αυτές κρίσεις. Τα αποτελέσματα δείχνουν, ότι ενώ τα καταναλωτικά πρότυπα παρουσιάζουν διαφορές λόγω των μεταβολών στις τιμές και το εισόδημα, οι παράμετροι της ενεργειακής ζήτησης στην Ελλάδα παρέμειναν σταθεροί.

Οι ίδιοι μελετητές Donatos et. Mergos (1991), επανέρχονται δυο χρόνια αργότερα με μια μελέτη που εξετάζει τους προσδιοριστικούς παράγοντες της οικιακής κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας στην ελληνική αγορά κατά την περίοδο 1961-1986. Επι-πλέον, γίνεται ανάλυση του υπό εξέταση μεγέθους ανά γεωγραφική περιοχή με σκοπό να εντοπιστούν τυχόν διαφοροποιήσεις μεταξύ ηπειρωτικής χώρας και νήσων καθώς και αστικών κέντρων και επαρχιακών περιοχών. Η μελέτη προβαίνει στην εκτίμηση των ελαστικοτήτων της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας στον οικιακό τομέα χρησιμο-ποιώντας ένα ενιαίο γραμμικά παλινδρομικό μοντέλο. Τα αποτελέσματα της μελέτης δείχνουν ότι:

- i. η οικιστική ζήτηση για ηλεκτρική ενέργεια είναι ανελαστική και το εισόδημα ελαστικό,
- ii. υπάρχει μεγάλη δυνατότητα υποκατάστασης μεταξύ του ηλεκτρισμού και του υγραερίου,
- iii. ο αριθμός των καταναλωτών διαδραμάτισε πολύ σημαντικό ρόλο στην επέκταση της κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα και
- iv. δεν υπάρχει περιφερειακή διαφοροποίηση στην οικιακή ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας.

Ο Tserkezos (1992), μελετά και προβλέπει την οικιακή ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα με χρήση αυτοπαλίνδρομων μοντέλων (ARIMA models). Βασικός σκοπός της μελέτης είναι η διερεύνηση του κατάλληλου τύπου αρχικών δεδομένων τα οποία αποδίδουν την πιο ακριβή πρόβλεψη μηνιαία ή τριμηνιαία. Ο ερευνητής ξεχωρίζει το εισόδημα, την θερμοκρασία και την τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας ως τους βασικούς προσδιοριστικούς παράγοντες της ζήτησης στον οικιακό κλάδο. Τέλος, μεταξύ των δυο διαφορετικών μοντέλων υπολογίζεται ότι αυτό με την χρήση μηνιαί-ων στοιχείων παράγει τις πιο ακριβείς προβλέψεις.

Οι Psiloglou et.al (2009), επικεντρώνονται στην σύγκριση των χαρακτηριστικών της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας για το Λονδίνο, Ηνωμένο Βασίλειο και στην Αθήνα, Ελλάδα και διερευνούν τη σχέση της με τους σχετικούς μετεωρολογικούς ή μη παράγοντες. Αρχικά, εντοπίζονται οι ετήσιες τάσεις και για τις δύο πόλεις, που

συνδέονται κυρίως με οικονομικούς, κοινωνικούς και δημογραφικούς παράγοντες. Επιπλέον, εντοπίζονται αρκετές άλλες επιπτώσεις όπως οι εργαζόμενες μέρες κι οι αργίες, άσχετες με τις καιρικές συνθήκες. Το Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν (ΑΕΠ) ανά κάτοικο έχει χρησιμοποιηθεί για να βοηθήσει στην αφαίρεση της τάσης των δεδομένων, προκειμένου να απομονωθεί η επίδραση του καιρού στη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας. Η μελέτη καταλήγει ότι η θερμοκρασία παίζει τον πιο σημαντικό ρόλο στον έλεγχο της ζήτησης φορτίου ηλεκτρικής ενέργειας, ειδικά για την Αθήνα. Και για τις δύο πόλεις οι αιχμές φορτίου πραγματοποιούνται τον χειμώνα, αλλά για την Αθήνα μια δεύτερη σημαντική αιχμή είναι προφανείς και το καλοκαίρι.

Οι Dergiades et.al (2008) εξετάζουν τις γραμμικές και μη γραμμικές σχέσεις συνάφειας μεταξύ της συνολικής ωφέλιμης ηλεκτρικής ενέργειας και την οικονομική ανάπτυξη της ελληνικής οικονομίας. Εκτός από την εφαρμογή της πρότυπης δοκιμής αιτιότητας κατά Granger (Granger, 1969), εφαρμόζεται και ο μη παραμετρικός έλεγχος των Hiemstra και Jones για διαπίστωση μη γραμμικής αιτιότητας. Τα αποτελέσματά για την ελληνική οικονομία δείχνουν ότι υπάρχουν στατιστικά στοιχεία για να στηρίξει μιας μονόδρομης σχέσης αιτιότητας από την οικονομική ανάπτυξη στην κατανάλωση ενέργειας.

Ο Hondrogiannis (2004) εξετάζει την οικιακή ζήτηση της ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα. Τα ζητήματα της διαρθρωτικής σταθερότητας, η τιμή και η ευαισθησία του εισοδήματος τόσο της μακροπρόθεσμης όσο και της βραχυπρόθεσμης οικιακής ζήτησης της ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα, εξετάστηκαν χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία για την περίοδο 1986-1999. Η μακροχρόνια οικιακή ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας εκτιμάται λαμβάνοντας υπόψη τις αλλαγές στις καιρικές συνθήκες σταθμίζοντας τις με το μέγεθος του πληθυσμού στα πλαίσια μιας πολυπαραγοντικής ανάλυσης. Διαπιστώθηκε ότι υπάρχει μια μακροχρόνια συνάρτηση οικιακής ζήτησης για ηλεκτρική ενέργεια, ευαίσθητη στο πραγματικό εισόδημα, το επίπεδο των τιμών και τις καιρικές συνθήκες, και παρουσιάστηκε η σημασία των βραχυχρόνιων αποκλίσεων χρησιμοποιώντας το μοντέλο εκτίμησης VECM. Τα εμπειρικά αποτελέσματα υποδηλώνουν την παρουσία μιας σταθερής οικιακής ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα, τόσο στις μακροπρόθεσμες όσο και βραχυπρόθεσμες περιόδους και παρουσιάζονται οι επιπτώσεις της πολιτικής μιας τέτοιας σχέσης.

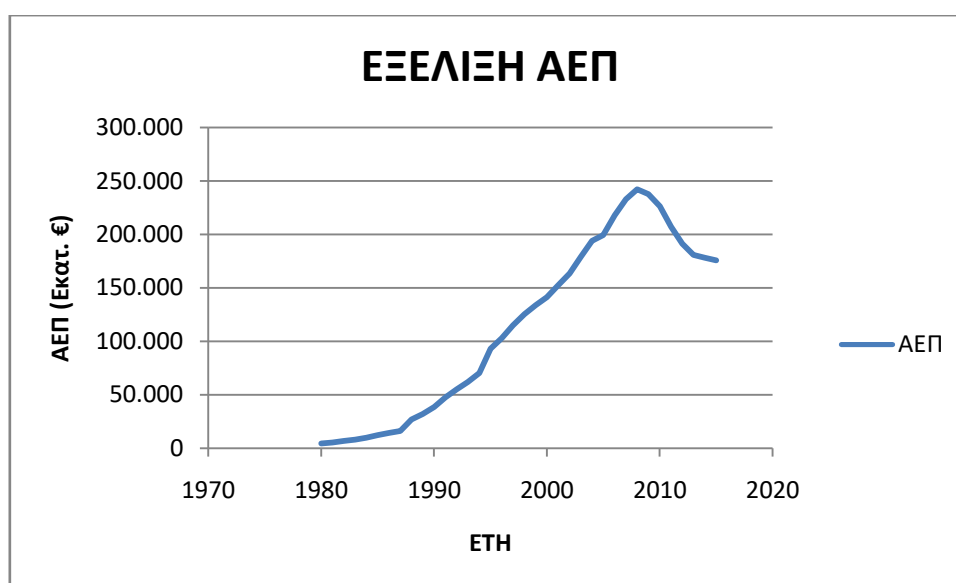
Τέλος, αναφέρουμε και τη μελέτη των Rapanos and Polemis (2005), η οποία εφαρμόζει τη μεθοδολογία των Engle and Granger με σκοπό την εκτίμηση της ζήτησης της ενέργειας των νοικοκυριών στην Ελλάδα την περίοδο 1965-1998 ανά κύρια εισροή (πετρέλαιο θέρμανσης και ηλεκτρική ενέργεια). Η ζήτηση οικιακής ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα την περίοδο 1986-1999 έχει εξετασθεί και στη μελέτη του Hondrogiannis (2004), μέσα από την εφαρμογή ενός διανυσματικού αυτοπαλινδρόμου υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος (VECM).

2.4 Σύνοψη Προσδιοριστικών Παραγόντων Ζήτησης

Α) ΑΕΠ - Κατά κεφαλήν εισόδημα

Το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν (ΑΕΠ) αναφέρεται στην αξία όλων των τελικών αγαθών και υπηρεσιών που παράγονται σε μια χώρα ή μια περιοχή σε μια χρονική περίοδο (ένα τρίμηνο ή ένα έτος), και συχνά θεωρείται το καλύτερο πρότυπο για τη μέτρηση των εθνικών οικονομικών συνθηκών (Mankiw and Taylor 2007). Το κατά κεφαλήν ΑΕΠ (κατά κεφαλήν εισόδημα) χρησιμοποιείται συχνά ως μέτρο της οικονομικής ανάπτυξης, και είναι ένα από τα πιο σημαντικά μακρο-οικονομικά μεγέθη. Το κατά κεφαλήν ΑΕΠ είναι ένα χρήσιμο εργαλείο για τη μελέτη της μακροοικονομικής κατάστασης μιας χώρας ή μιας περιοχής. Χρησιμοποιούμε το ΑΕΠ σε σταθερές τιμές σε μια εθνική λογιστική περίοδο (συνήθως ένα έτος) διαιρούμενο με τον πληθυσμό (εγγεγραμμένο πληθυσμό) για να πάρουμε το κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

Το εισόδημα, σε γενικές γραμμές, λειτουργεί ως ένα καθοριστικό στοιχείο της ζήτησης για όλα τα εμπορεύματα τα οποία καταναλώνονται σε μία κοινωνία. Το ίδιο ισχύει και για το δίκτυο κατανάλωσης ηλεκτρισμού. Μπορούμε να πούμε ότι όσο το εισόδημα των νοικοκυριών αυξάνεται, τόσο ο αριθμός των συσκευών που έχει στην κατοχή του τείνει να αυξάνεται. Αυτό δημιουργεί μια θετική σχέση ανάμεσα στο εισόδημα του καταναλωτή και στον αριθμό των συσκευών.



Διάγραμμα 2.1: Εξέλιξη μικτού ΑΕΠ στην Ελλάδα για την περίοδο 1980-2015.

Πηγή στοιχείων: ΕΛΣΤΑΤ

Μελέτες ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας βασιζόμενες κυρίως σε οικονομικούς παράγοντες:

Athukorala et. Wilson(2010), Bentzen et. Engsted(1993), Gomez et.al(2013), Okajima et. Okajima(2013), Jamil et. Ahmad(2011), Dergiades et. Tsoulfidis(2008), Dergiades et.al(2013), Biancoet.al. (2009), Erdogdu(2007), Ahmed et.al(2012), Kale et.

Pohekar(2014), Halicoglu(2007), Kim(2014), Powells et.al(2014), Shazly(2013),Torriti(2014),Azvedo et.al(2011), Mirasgedis et.al(2006), Halvorsen et. Larsen(2001), Labandeira(2012), Adom et.al(2013), Xu et.al(2008), Zachariadis et. Pashourtidou(2007), Alberini et. Filippini(2011), Gam et. Rejeb(2012), Ziramba(2008), Atakhanova et. Howie(2007), Narayan et. Smyth(2005), De Vita et.al(2006), Amjadi et.al(2010), Bjorner et.al(2001), Ediger et. Akar(2007), Kamerschenet. Porter(2004), Gianfredaet. Grossi(2012).

B) Καιρικά φαινόμενα

Η επίδραση του καιρού αποτελεί βασικό προσδιοριστικό παράγοντα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας. Οι περισσότερες μελέτες θεωρούν την επίδραση της θερμοκρασίας ως την πιο καθοριστική, ενώ λίγες λαμβάνουν υπόψη τους μεταβλητές όπως η σχετική υγρασία, οι ημέρες ηλιοφάνειας, το ποσοστό βροχόπτωσης κτλ. Καθώς η επίδραση της θερμοκρασίας στην ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας παρουσιάζει μια έντονα μη γραμμική σχέση, οι ερευνητές εισάγουν δυο βοηθητικές μεταβλητές, τις βαθμοημέρες θέρμανσης και ψύξης, όπου απεικονίζονται οι απαιτήσεις για θέρμανση κι ψύξη αντίστοιχα.

Για τον υπολογισμό των βαθμοημερών ψύξης χρησιμοποιείτε η σχέση:

$$CDD = (1 \text{ day}) \sum (T_m - T_b)^+ \quad (1b)$$

όπου T_m είναι η μέση ημερήσια θερμοκρασία περιβάλλοντος και T_b είναι η θερμοκρασία βάσης.

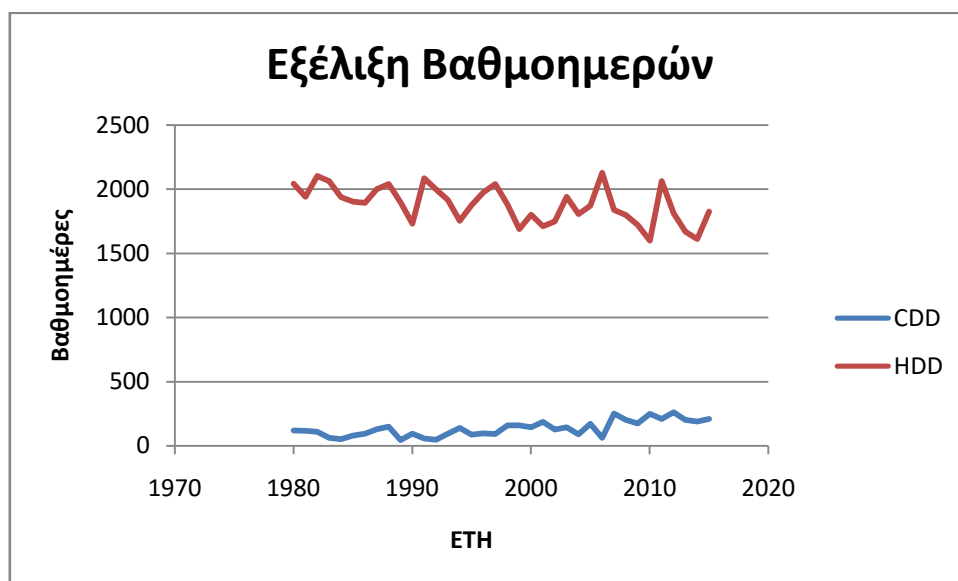
Η θερμοκρασία βάσης προσδιορίζετε ως η τιμή της εξωτερικής θερμοκρασίας η οποία για συγκεκριμένες τιμές της εσωτερικής θερμοκρασίας του κτιρίου η ολικές θερμοκρασιακές απώλειες είναι ίσες με τα θερμικά κέρδη (από τον ήλιο, τους ενοίκους, τα φώτα κτλ.). Το θετικό πρόσημο στην εξίσωση (1b) υποδεικνύει ότι μόνο τα θετικά αποτελέσματα έχουν υπόσταση. Στην περίπτωση που $T_m < T_b$ τότε $CDD = 0$. Για τον υπολογισμό των βαθμοημερών θέρμανσης η παραπάνω σχέση (1b) παίρνει την μορφή:

$$HDD = (1 \text{ day}) \sum (T_b - T_m)^+ \quad (2b)$$

Και σε αυτή την περίπτωση το θετικό πρόσημο στην εξίσωση υποδεικνύει ότι μόνο τα θετικά αποτελέσματα έχουν υπόσταση. Στην περίπτωση που $T_b < T_m$ τότε $HDD = 0$.

Όπως γίνεται αντιληπτό η μέθοδος αυτή απαιτεί την γνώση των μέσων ημερήσιων τιμών της θερμοκρασίας. Στην παρούσα μελέτη τα στοιχεία δόθηκαν από την Εθνική Μετεωρολογική Υπηρεσία (Ε.Μ.Υ.) και αφορούσαν τη μέση ημερήσια θερμοκρασία για την περίοδο 1980-2015 των μετεωρολογικών σταθμών Αλεξανδρούπολης, Λάρισας, Τατοΐου (Αττική) και Σούδας (Κρήτη). Με τον τρόπο αυτό υπολογίστηκε

μια μέση ημερήσια θερμοκρασία για όλη τη χώρα. Ως θερμοκρασίες αναφοράς επιλέχθηκαν οι 20°C για τις βαθμοημέρες θέρμανσης και οι 25°C για τις βαθμοημέρες ψύξης.



Διάγραμμα 2.2: Εξέλιξη βαθμοημερών ψύξης (CDD) και θέρμανσης (HDD) στην Ελλάδα για την περίοδο 1980-2015.

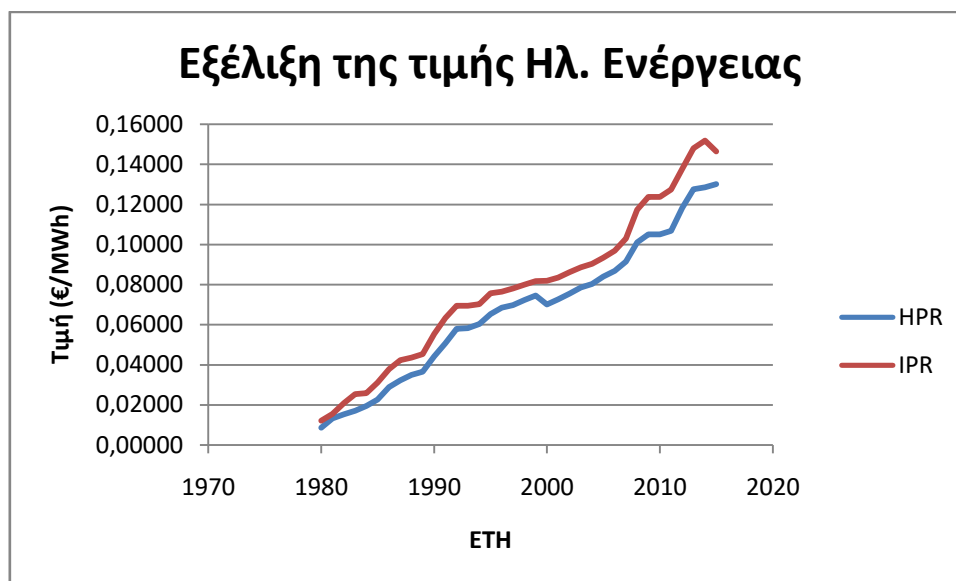
Πηγή στοιχείων: Εθνική Μετεωρολογική Υπηρεσία (EMY)

Μελέτες ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας βασιζόμενες κυρίως σε περιβαλλοντικούς παράγοντες:

Bentzen et. Engsted(1993),Gomez et.al(2013), Okajima et. Okajima(2013), Jamil et. Ahmad(2011), Hondrogiannis(2004), Donatos et. Mergos(1991), Biancoet.al. (2009), Ahmed et.al(2012), An et.al(2013),Chang et.al(2011), Kale et. Pohekar(2014), Mousavi et.al(2014), Lim et.al(2014),Powells et.al(2014), Zhou et. Teng(2013), Fullerton et.al(2012), Halvorsen et. Larsen (2001), Labandeira et.al(2012), Nakajima (2010), Adom et.al(2013), Alberini et. Filippini(2011), Gam et. Ejeb(2012), Amjadi et.al(2010), Psiloglou et.al(2009), Ediger et. Akar(2007), Kamerschen et. Porter(2004), Leeet.al(1997), Siliket. Joutz(1997),Gianfredaet. Grossi(2012).

Γ) Τιμή ηλεκτρικής ενέργειας

Σε αντίθεση με το εισόδημα σε αρκετές μελέτες υπολογίζεται ότι η τιμή δεν επιδρά καθόλου στην διαμόρφωση της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας. Καθώς σε πολλές οικονομίες και ειδικά στις αναπτυσσόμενες, η ηλεκτρική ενέργεια αποτελεί μονόδρομο για πολλές δραστηριότητες (κυρίως στον οικιακό τομέα) η αύξηση στην τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας δεν μπορεί να επιδράσει στην διαμόρφωση της ζήτησης. Θέτοντας το απλά, η ηλεκτρική ενέργεια αποτελεί για πολλές οικονομίες βασικό αγαθό που δεν μπορεί να υποκατασταθεί. Η Ελλάδα συμπεριλαμβάνεται στις χώρες όπου οι σταθερές τιμολογιακές αυξήσεις δεν έχουν επιδράσει στην διαμόρφωση της συνολικής ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας.



Διάγραμμα 2.3: Εξέλιξη της τιμής ηλεκτρικής ενέργειας Χ.Τ. στην Ελλάδα για οικιακή (HPR) και βιομηχανική (IPR) χρήση την περίοδο 1980-2015. Πηγή στοιχείων: ΔΕΗ Α.Ε./Διεύθυνση Marketing και Ενεργειακών Υπηρεσιών

Μελέτες ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας με παράγοντα την τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας:

Athukorala et. Wilson(2010), Bentzen et. Engsted(1993), Okajima et. Okajima(2013), Jamil et. Ahmad(2011), Hondrogiannis(2004), Dergiades et. Tsoulfidis(2008), Dergiades et.al(2013), Donatos et. Mergos(1989), Bianco et.al. (2009), Erdogdu (2007), Ahmed et.al(2012), An et.al(2013), Kale et. Pohekar(2014), Halicioglu(2007), Kim(2013), Lim et.al(2014), Shazly(2013), Torriti(2014), Azvedo et.al(2011), Mirasgedis et.al(2006), Fullerton et.al(2012), Halvorsen et. Larsen(2001), Labandeira et.al(2012), Nakajima (2010), Narayan et. Smyth(2009), Zachariadis et. Pashourtidou(2007), Gam et. Rejeb(2012), Narayan et.al(2007), Ziramba(2008), Amarawickrama et. Hunt(2008), Amusa et.al(2009), Narayan et. Smyth(2005), De Vita et.al(2006), Pielow et.al(2012), Pourazarm et. Cooray(2013), Amjadi et.al(2010), Beenstoc et.al(1999), Psiloglou et.al(2009), Bjorner et.al(2001), Ediger et. Akar(2007), Komerschen et. Porter(2004), Lee et.al(1997), Silik et. Joutz(1997), Gianfreda et. Grossi(2012), Hayn et.al(2014), Mouratori et.al(2014), Lim et.al(2014), Yan et. Dolly(2014), Zhou et. Teng(2013), Dulleck et. Kaufmann(2004), Fullerton et.al(2012), Narayan et. Smyth(2009), Narayan et.al(2007), Bessec et. Fouquau(2008), Arthur et.al(2012).

Δ) Ανεργία

Η ανεργία και ο πληθωρισμός είναι δύο μεγάλα οικονομικά προβλήματα που αντιμετωπίζουν σχεδόν όλες οι οικονομίες (Kooros et.al 2006). Ενώ η επίπτωση του πληθωρισμού θα μπορούσε να θεωρηθεί από τις πιο σοβαρές για την οικονομία, δεν έχει άμεσες αρνητικές κοινωνικο-πολιτικές συνέπειες σε αντίθεση με την ανεργία που οδηγεί στην επιδείνωση των κοινωνικών δεινών (Chukuezi 2009). Πολλές μελέτες επικεντρώνουν τις προσπάθειές τους στην εξεύρεση λύσεων για το υψηλό ποσοστό

ανεργίας μέσω της ανάπτυξης της γεωργίας (Ingwe et.al2009) και την ανάπτυξη της επιχειρηματικότητας μεταξύ των νέων (Awogbenle et. Iwuamadi 2010).



*Διάγραμμα 2.4: Εξέλιξη του δείκτη Ανεργίας στην Ελλάδα για την περίοδο 1980-2015.
Πηγή στοιχείων: ΕΛΣΤΑΤ*

Μελέτες ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας με παράγοντα την απασχόληση:

Zhouet. Teng (2013), Halvorsen et. Larsen (2001), Rapanos et. Polemis (2006)

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΡΙΤΟ

ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

3.1 Πολλαπλή Γραμμική Παλινδρόμηση

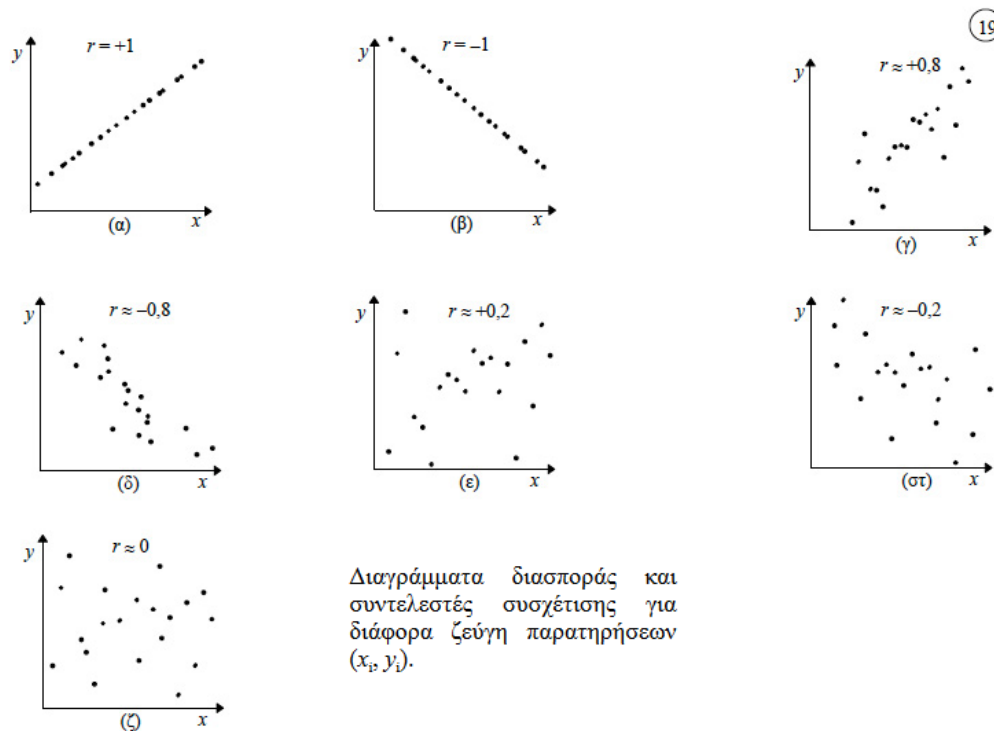
3.1.1 Γενικά

Ο κλάδος της στατιστικής που εξετάζει τη σχέση μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών με απώτερο σκοπό την πρόβλεψη μιας από αυτές μέσω των άλλων χαρακτηρίζεται με την ονομασία ανάλυση παλινδρόμησης (regression analysis). Οι μεταβλητές αυτές θα πρέπει να είναι ποσοτικές, δηλαδή να εκφράζονται είτε σε κλίμακα διαστημάτων (interval scale) είτε σε αναλογική κλίμακα (ratio scale). Κάθε μεταβλητή έχει έναν αριθμό τιμών (values) ή παρατηρήσεων (observations) ή περιπτώσεων (cases). Η μεταβλητή που θέλουμε να εκτιμήσουμε ή να προβλέψουμε λέγεται εξαρτημένη (dependent) και οι μεταβλητές που θεωρούνται δεδομένες λέγονται ανεξάρτητες (independents) ή ερμηνευτικές (explanatory) (Κιτίδου Κ. 2010)³.

Η σχέση που συνδέει την εξαρτημένη μεταβλητή με τις ανεξάρτητες είναι στατιστική (statistical) και όχι συναρτησιακή (functional). Στη στατιστική σχέση, για κάθε τιμή της ανεξάρτητης μεταβλητής υπολογίζεται μια θεωρητική τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής, ενώ η πραγματική τιμή της βρίσκεται μέσα σε ένα εύρος τιμών, το οποίο περιέχει τη θεωρητική τιμή. Στη συναρτησιακή σχέση, δηλαδή σε μια εξίσωση, κάθε τιμή της ανεξάρτητης μεταβλητής δίνει πάντα την ίδια τιμή στην εξαρτημένη μεταβλητή (μορφή $Y=f(x)$, όπου Y και x η εξαρτημένη και η ανεξάρτητη μεταβλητή αντίστοιχα). Ωστόσο, για ευκολία χρησιμοποιούμε τον όρο «εξισώσεις παλινδρόμησης», παρόλο που δεν πρόκειται για εξίσωση αλλά για στατιστικό μοντέλο.

Αν παραστήσουμε τα ζεύγη $(X(i), Y(i))$ των παρατηρήσεων δυο μεταβλητών σε ένα σύστημα ορθογώνιων αξόνων, παρατηρούμε ότι προκύπτει μια διασπορά των σημείων που αντιστοιχούν στις μεταβλητές που εξετάζουμε. Η παράσταση αυτή των σημείων καλείται στικτό διάγραμμα ή διάγραμμα διασποράς (scatter diagram, scatterplot) και μπορεί να μας δώσει σημαντικές πληροφορίες για τη σχέση εξάρτησης που ενδεχομένως υπάρχει μεταξύ των μεταβλητών τις οποίες εξετάζουμε. Το απεικονιστικό αυτό εργαλείο, χρησιμοποιείται ως ένα πρώτο αλλά καθοριστικό στάδιο κατά την επιλογή των ανεξάρτητων μεταβλητών.

³Κιτίδου Κ., 2010. Πανεπιστημιακές Σημειώσεις εισαγωγής στην παλινδρόμηση, Δημοκρίτειο Πανεπιστήμιο Θράκης.



Σχ. 3.1: Παραδείγματα μορφών Διαγραμμάτων Διασποράς και των συσχετίσεων που παρουσιάζουν οι μεταβλητές

Για τιμές του συντελεστή συσχέτισης r κοντά στο $+1$, -1 οι μεταβλητές παρουσιάζουν δυνατή συσχέτιση, ενώ για τιμές του r κοντά στο 0 , οι μεταβλητές τείνουν να είναι γραμμικά ασυσχέτιστες.

Η πιο απλή διαδικασία προσαρμογής μιας γραμμής σε ένα διάγραμμα διασποράς είναι, βέβαια, «με το μάτι». Αυτή όμως έχει πολλά μειονεκτήματα, παρά την απλότητά της. Το κυριότερο είναι η έλλειψη αντικειμενικότητας, αφού διάφορα άτομα μπορούν να χαράξουν διαφορετικές μεταξύ τους γραμμές. Ακόμα και το ίδιο άτομο μπορεί να χαράζει διαφορετικές γραμμές κάθε φορά. Χρειαζόμαστε λοιπόν μια ακριβέστερη μέθοδο για την προσαρμογή μιας γραμμής σε τέτοιου είδους δεδομένα.

Μια μέθοδος που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση των παραμέτρων της γραμμής παλινδρόμησης που προσαρμόζεται καλύτερα στα δεδομένα, είναι η μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων (least squares method). Η μέθοδος αυτή συνίσταται στον προσδιορισμό των παραμέτρων της γραμμής παλινδρόμησης, έτσι ώστε να ελαχιστοποιείται το άθροισμα των τετραγώνων των σφαλμάτων e_i ($e_i = |Y_i - \hat{Y}|$, δηλαδή $\sum e_i \rightarrow \min$).

3.1.2 Βασικές υποθέσεις

Για να εφαρμόσουμε την ανάλυση παλινδρόμησης και να είναι στατιστικά έγκυρα τα αποτελέσματα που θα προκύψουν, θα πρέπει να ισχύουν ορισμένες υποθέσεις, τόσο για τα δεδομένα του δείγματος που θα χρησιμοποιηθούν στην ανάλυση παλινδρόμησης, όσο και για τον πληθυσμό από τον οποίο πάρθηκε το δείγμα. Οι υποθέσεις αυτές είναι:

1. Να ξέρουμε ότι η πραγματική εξίσωση του πληθυσμού, που συνδέει την εξαρτημένη μεταβλητή Y με την ανεξάρτητη X είναι της μορφής που θέλουμε να προσαρμόσουμε.
2. Οι τιμές της X μεταβλητής να είναι γνωστές σταθερές (fixed), όχι τυχαίες.
3. Οι τιμές της Y να είναι τυχαίες (random).
4. Οι τιμές της Y να είναι ασυσχέτιστες (uncorrelated).
5. Η διασπορά ή μεταβλητότητα ή διακύμανση (variance) της Y να είναι ομοιογενής (homogeneous), δηλαδή σταθερή, σε όλο το εύρος των τιμών των X μεταβλητών.
6. Αν, εκτός από την εκτίμηση των συντελεστών παλινδρόμησης, θέλουμε να εκτιμήσουμε διαστήματα εμπιστοσύνης (confidence intervals) ή να κάνουμε ελέγχους στατιστικών υποθέσεων (null hypotheses tests) με το t ή F κριτήριο, τότε οι τιμές της Y πρέπει επιπλέον να ακολουθούν την κανονική κατανομή.
7. Αν, εκτός από την εκτίμηση των συντελεστών παλινδρόμησης, θέλουμε να εκτιμήσουμε διαστήματα εμπιστοσύνης (confidence intervals) ή να κάνουμε ελέγχους στατιστικών υποθέσεων (null hypotheses tests) με το t ή F κριτήριο, τότε οι τιμές της Y πρέπει επιπλέον να είναι και ανεξάρτητες (independent).

Παρόλο που οι βασικές υποθέσεις ποτέ δεν πληρούνται με την αυστηρή στατιστική έννοια, τα αποτελέσματα που παίρνουμε με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων θα είναι έγκυρα, όταν οι υποθέσεις ικανοποιούνται κατά προσέγγιση και το μέγεθος του δείγματος είναι μεγάλο. Αν δε συμβαίνουν αυτά, τότε ίσως θα πρέπει να επανεξετάσουμε το μοντέλο παλινδρόμησης, να το απορρίψουμε ή να εφαρμόσουμε κάποια άλλη μέθοδο παλινδρόμησης, εκτός των συνηθισμένων ελάχιστων τετραγώνων.

Η απευθείας εξέταση της εξαρτημένης μεταβλητής Y δεν είναι και τόσο χρήσιμη στην παλινδρόμηση, επειδή οι παρατηρήσεις παίρνουν τιμές που είναι συνάρτηση του επιπέδου μέτρησης της ανεξάρτητης μεταβλητής. Έτσι, η εξέτασή της γίνεται έμμεσα με την εξέταση των καταλοίπων (e). Μπορούμε, λοιπόν, να εκφράσουμε την 3^{η} , 4^{η} , 5^{η} , 6^{η} και 7^{η} υπόθεση ως εξής:

1. Τα σφάλματα (κατάλοιπα) πρέπει να είναι **τυχαία**.
2. Τα σφάλματα πρέπει να είναι **ασυσχέτιστα**.
3. Η διακύμανση των καταλοίπων πρέπει να είναι **ομοιογενής (σταθερή)** σε όλο το εύρος των πραγματικών τιμών Y .
4. Τα κατάλοιπα πρέπει να ακολουθούν την **κανονική κατανομή**.
5. Τα κατάλοιπα πρέπει να είναι **ανεξάρτητα**.

3.1.3 Διαστήματα Εμπιστοσύνης και Έλεγχοι Υποθέσεων

Για την εκτίμηση των διαστημάτων εμπιστοσύνης (confidence intervals) για τους συντελεστές παλινδρόμησης β_i μπορούν να χρησιμοποιηθούν οι γενικές στατιστικές σχέσεις που ισχύουν για την εκτίμηση παραμέτρων του πληθυσμού. Έτσι, κάθε συντελεστής παλινδρόμησης παίρνει τιμές μέσα σε ένα κλειστό διάστημα που υπολογίζεται από τη σχέση:

$$b_i - t\left(\frac{\alpha}{2}, n - 2\right) s_b \leq b_i \leq b_i + t\left(\frac{\alpha}{2}, n - 2\right) s_b$$

όπου:

b_i = ο εκτιμητής του συντελεστή παλινδρόμησης β_i .

s_b = το τυπικό σφάλμα εκτίμησης του συντελεστή β_i .

$t\left(\frac{\alpha}{2}, n - 2\right)$ = η τιμή της t (student κατανομής, για πιθανότητα ή επίπεδο σημαντικότητας) $\alpha/2$ και $(n-p)$ βαθμούς ελευθερίας.

p = αριθμός συντελεστών παλινδρόμησης.

n = μέγεθος δείγματος (αριθμός παρατηρήσεων).

Αν το διάστημα εμπιστοσύνης περιέχει την τιμή μηδέν, τότε ο συντελεστής παλινδρόμησης β_i δε διαφέρει στατιστικά σημαντικά από το μηδέν (για πιθανότητα α). Συνεπώς, θα πρέπει να επανεξετάσουμε (ή να απορρίψουμε) το αντίστοιχο μοντέλο παλινδρόμησης.

3.1.4 Έλεγχοι Υποθέσεων

ι) F-έλεγχος και ανάλυση διακύμανσης

Για να ελεγχθεί αν ένα μοντέλο παλινδρόμησης είναι σημαντικό (significant), δηλαδή αν έστω και ένας συντελεστής παλινδρόμησης (εκτός του σταθερού όρου, αν υπάρχει) διαφέρει στατιστικά σημαντικά από το μηδέν, υπολογίζουμε την ποσότητα F ως εξής:

$$F = \frac{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{p-1}}{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n-p}}$$

όπου:

Y = η πραγματική τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής.

$\hat{Y}$ = η εκτιμηθείσα τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής.

$\bar{Y}$ = ο μέσος όρος της εξαρτημένης μεταβλητής.

n = το μέγεθος του δείγματος.

p = ο αριθμός των συντελεστών παλινδρόμησης (αν πρόκειται για γραμμική παλινδρόμηση με σταθερό όρο $p=k+1$).

Η μηδενική υπόθεση (null hypothesis) είναι: $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$

και η εναλλακτική της (alternative): $H_1: b_i \neq 0$ για τουλάχιστον ένα i

Αν $F \leq F(\alpha, p, n-p)$ δεχόμαστε την H_0 , ενώ αν $F \geq F(\alpha, p, n-p)$ δεχόμαστε την H_1 .

ii) t-έλεγχος

Για να ελεγχθεί η σημαντικότητα οποιουδήποτε συντελεστή παλινδρόμησης β_i υπολογίζουμε την ποσότητα t ως εξής:

$$t = \frac{b_i}{s_{b_i}}$$

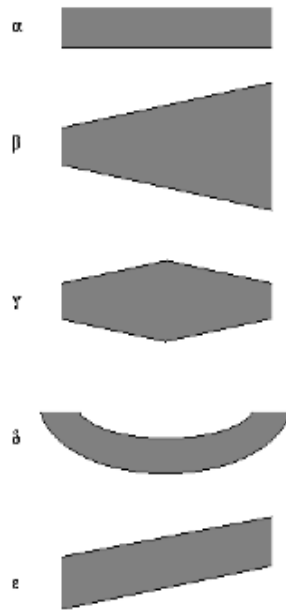
Η μηδενική υπόθεση είναι: $H_0: \beta_i = 0$
και η εναλλακτική της: $H_1: \beta_i \neq 0$

3.1.5 Επάρκεια του μοντέλου

Αν οι στατιστικοί έλεγχοι που περιγράφηκαν δώσουν τα επιθυμητά αποτελέσματα, αυτό δε σημαίνει πως το μοντέλο παλινδρόμησης είναι κατάλληλο για την εκτίμηση της εξαρτημένης μεταβλητής, γιατί μπορεί να μην πληρούνται μια ή περισσότερες υποθέσεις. Συνήθως τέτοιες παραβιάσεις δεν εντοπίζονται με το t ή το F κριτήριο. Αν η παραβίαση κάποιας υπόθεσης είναι σημαντική, τότε δε μπορούμε να πούμε πως η επιλεγμένη εξίσωση παλινδρόμησης προσαρμόζεται ικανοποιητικά στα δεδομένα. Για να ελέγξουμε, λοιπόν, την επάρκεια (sufficiency) ενός μοντέλου, μπορούμε να εφαρμόσουμε διάφορους μαθηματικούς και γραφικούς ελέγχους. Οι βασικότεροι έλεγχοι αφορούν τον γραφικό έλεγχο ομοιογένειας της διακύμανσης και τους γραφικούς ελέγχους κανονικότητας.

i) Γραφική μέθοδος ελέγχου ομοιογένειας της διακύμανσης

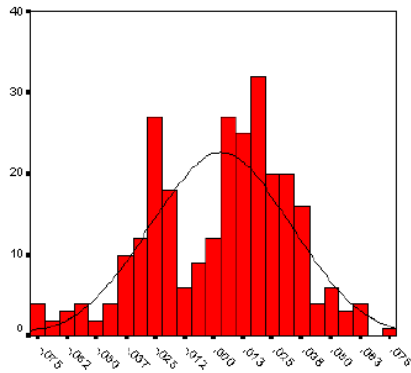
Για να ελέγξουμε την ομοιογένεια της διακύμανσης της Y ή των σφαλμάτων e με γραφικό τρόπο, μπορούμε να κατασκευάσουμε το διάγραμμα διασποράς των τιμών Y_i με τις τιμές X_i (αν έχουμε μόνο μια ανεξάρτητη μεταβλητή) ή των e_i με τις Y_i . Τα παραπάνω γραφικά μπορούν να μας αποκαλύψουν την ύπαρξη ανεπάρκειας του μοντέλου παλινδρόμησης. Όταν τα σημεία του γραφικού δίνουν την εντύπωση ότι συγκεντρώνονται μέσα σε μια στενή οριζόντια λωρίδα γύρω από το μηδέν, τότε η διασπορά των σφαλμάτων είναι σταθερή, όπως φαίνεται στην περίπτωση α του σχήματος 3.2. Η περίπτωση (β) του σχήματος υποδεικνύει πως η διασπορά των σφαλμάτων δεν είναι σταθερή, αλλά αύξουσα συνάρτηση της μεταβλητής που βρίσκεται στον άξονα των x . Η μορφή (γ) του σχήματος δείχνει πως η μεταβλητή που βρίσκεται στον άξονα των x μάλλον ακολουθεί τη διωνυμική κατανομή (binomial distribution), πράγμα που είναι ανεπίτρεπτο στην ανάλυση παλινδρόμησης με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων. Τέλος, οι περιπτώσεις (δ) και (ε) του σχήματος είναι μια ένδειξη πως στην εξίσωση θα έπρεπε να περιληφθούν μια ή περισσότερες ανεξάρτητες μεταβλητές ή ότι πρέπει να γίνει κάποιος μετασχηματισμός. Οι παρατηρήσεις για τις περιπτώσεις (β), (δ) και (ε) του σχήματος ισχύουν και για τα γραφικά με κλίσεις προς την αντίθετη κατεύθυνση.



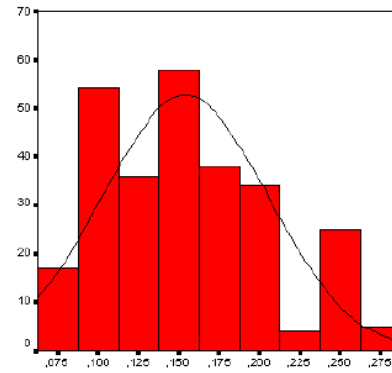
Μορφές γραφικών υπολοίπων.

ii) Γραφικοί μέθοδοι ελέγχου κανονικότητας

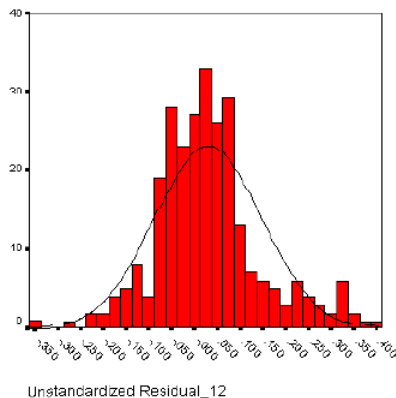
Υπάρχουν διάφορες γραφικές μέθοδοι για τον έλεγχο της κανονικότητας μιας μεταβλητής. Το ιστόγραμμα συχνοτήτων (frequency histogram) χρησιμοποιείται πάρα πολύ στη συνήθη στατιστική ανάλυση. Εμφανίζοντας στο ιστόγραμμα την κανονική καμπύλη μπορούμε να δούμε γραφικά κατά πόσο τα δεδομένα προσεγγίζουν την κανονική κατανομή. Στα παρακάτω σχήματα δίνονται τα ιστογράμματα 4 μεταβλητών. Μαθηματικοί έλεγχοι έδειξαν πως οι 2 πρώτες δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή, ενώ η τελευταία την ακολουθεί (για πιθανότητα $\alpha=1\%$). Ωστόσο, θα μπορούσαμε ίσως να πούμε πως και η 3η μεταβλητή προσεγγίζει ικανοποιητικά την κανονική κατανομή.



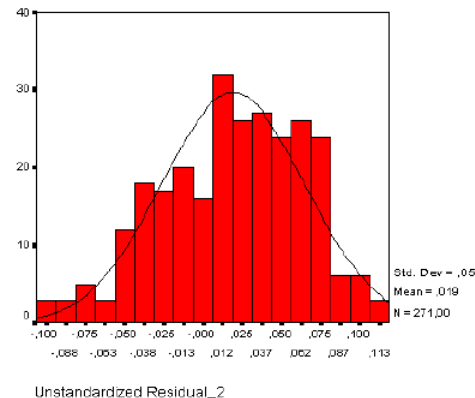
Ιστόγραμμα της 1^{ης} μεταβλητής.



Ιστόγραμμα της 2^{ης} μεταβλητής.



Ιστόγραμμα της 3^{ης} μεταβλητής.



Ιστόγραμμα της 4^{ης} μεταβλητής.

iii) Ο Έλεγχος Πολυσυγγραμμικότητας

Στην ανάλυση της πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης, μεταξύ των παλινδρομωσών μεταβλητών X μπορεί να εμφανιστεί πολυσυγγραμμικότητα (multicollinearity), με την έννοια της ύπαρξης γραμμικής εξάρτησης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών. Η ισχυρή γραμμική εξάρτηση μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών επηρεάζει δραματικά την εκτίμηση των συντελεστών παλινδρόμησης, με την έννοια της αύξησης των διασπορών τους.

iv) Ο Έλεγχος Durbin-Watson

Η εφαρμογή του στατιστικού ελέγχου DW προϋποθέτει ότι η συνάρτηση παλινδρόμησης περιλαμβάνει σταθερό όρο, ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού και στις ανεξάρτητες μεταβλητές με χρονικές υστερήσεις της εξαρτημένης. Η DW στατιστική χρησιμοποιείται για τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης πρώτου βαθμού:

$$DW = \sum_{t=2}^n \frac{(e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

Αν το δείγμα είναι αρκετά μεγάλο ώστε: $\sum_{t=1}^n e_t^2 = \sum_{t=2}^n e_t^2 = \sum_{t=2}^n e_{t-1}^2$ τότε $DW = 2(1 - \hat{p})$, όπου $\hat{p}$ ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων της $e_t = pe_t + u_t$

Η υπόθεση που ελέγχεται είναι η $H_0: p=0$ έναντι της $H_1: p \neq 0$

ν) Ο Έλεγχος των Sapiro-Wilk

Ένας άλλος πολύ γνωστός έλεγχος καλής προσαρμογής για την κανονική κατανομή, είναι ο έλεγχος κανονικότητας των Shapiro και Wilk. Εμπειρικές μελέτες έχουν δείξει ότι αυτός ο έλεγχος έχει υψηλή ισχύ σε πολλές περιπτώσεις σε σύγκριση με πολλούς άλλους ελέγχους της σύνθετης υπόθεσης της κανονικότητας.

Έστω $X_1, X_2, \dots, X_n$ δείγμα n παρατηρήσεων πάνω στην τυχαία μεταβλητή X , της οποίας η άγνωστη συνάρτηση κατανομής είναι:

$$F_X(x), x \in R$$

Οι προς έλεγχο υποθέσεις είναι οι εξής:

H_0 : η $F_X(x)$ είναι η συνάρτηση κατανομής της κανονικής κατανομής με άγνωστη μέση τιμή και άγνωστη διασπορά.

H_1 : η $F_X(x)$ είναι η συνάρτηση κατανομής μίας μη κανονικής κατανομής.

Η στατιστική συνάρτηση για τον έλεγχο των υποθέσεων αυτών είναι η

$$T_3 = \frac{[\sum_{i=1}^k a_i (X^{n-i+1} - X^i)]^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$

Όπου X^i είναι η i παρατήρηση του διατεταγμένου κατά αύξουσα τάξη μεγέθους δείγματος, k είναι ένας ακέραιος αριθμός περίπου ίσος με $n/2$ και $a_i, i=1,2,\dots,k$ είναι σταθεροί συντελεστές.

Η στατιστική συνάρτηση T_3 συχνά συμβολίζεται με W και ο έλεγχος συχνά ονομάζεται έλεγχος W . Παρατηρούμε ότι οι μικρές τιμές της στατιστικής συνάρτησης T_3 είναι εκείνες οι οποίες αποτελούν ένδειξη ότι η μηδενική υπόθεση δεν είναι αληθής. Επομένως, ο κανόνας απόφασης είναι ο εξής: Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας α εάν η τιμή της στατιστικής συνάρτησης T_3 είναι μικρότερη από το α -ποσοστιαίο σημείο της κατανομής της, όπως αυτό δίνεται από αντίστοιχους πίνακες.

3.1.6 Επιλογή της καλύτερης εξίσωσης

Για να επιλέξουμε την καλύτερη εξίσωση, μέσα από ένα πλήθος εξισώσεων, δεν υπάρχει ένα και μοναδικό κριτήριο. Εδώ θα περιγραφούν διάφορα κριτήρια που έχουν

προταθεί, τα οποία αναφέρονται ως κριτήρια σύγκρισης (comparison criteria) ή κριτήρια αξιολόγησης (evaluation criteria) ή κριτήρια επιλογής (selection criteria). Το γεγονός ότι το κάθε κριτήριο, όταν υπολογιστεί για την ίδια εξίσωση, δεν οδηγεί αναγκαστικά στο ίδιο συμπέρασμα, κάνει αναγκαία και την προσωπική κρίση του ερευνητή.

i) Τυπικό σφάλμα εκτίμησης

Το τυπικό σφάλμα εκτίμησης των θεωρητικών τιμών ή των υπολοίπων (standard error of the estimate) είναι ένα από τα πιο χρησιμοποιούμενα μέτρα σύγκρισης. Για την καλύτερη εξίσωση θα πρέπει να έχει την ελάχιστη τιμή και υπολογίζεται από τον τύπο:

$$\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n - p}}$$

όπου:

Y_i = οι παρατηρηθείσες τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής.

$\hat{Y}_i$ = οι εκτιμηθείσες τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής.

n = αριθμός των παρατηρήσεων.

p = αριθμός των συντελεστών παλινδρόμησης.

Με άλλα λόγια, είναι η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης των υπολοίπων. Ιδανική τιμή του παραπάνω στατιστικού είναι η ελάχιστη. Για να γίνει σύγκριση εξισώσεων με το τυπικό σφάλμα εκτίμησης, οι εξισώσεις θα πρέπει να έχουν την ίδια εξαρτημένη μεταβλητή. Συνεπώς, αν σε κάποια εξίσωση, ανάμεσα σε αυτές που είναι προς σύγκριση, η εξαρτημένη μεταβλητή έχει μετασχηματιστεί, η εξίσωση αυτή θα πρέπει να λυθεί ως προς την αρχική (μη μετασχηματισμένη) εξαρτημένη μεταβλητή.

ii) Συντελεστές Προσδιορισμού

Ένα ακόμη κριτήριο που χρησιμοποιείται για τη σύγκριση εξισώσεων είναι οι συντελεστές προσδιορισμού (coefficients of determination). Σχετικά με τους συντελεστές προσδιορισμού, έχουν προταθεί διάφοροι τύποι υπολογισμού τους, ενώ έχει συζητηθεί πολύ και η καταλληλότητά τους, ως κριτηρίων σύγκρισης εξισώσεων. Δύο από τους πιο συνηθισμένους τύπους είναι αυτοί που περιγράφονται παρακάτω. Από αυτούς, ο πρώτος αναφέρεται ως συντελεστής προσδιορισμού (coefficient of determination) R^2 , ενώ ο δεύτερος ως διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού (adjusted coefficient of determination) R_{adj}^2 και ιδανική τιμή τους είναι η μονάδα.

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$R_{adj}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-p} \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}$$

όπου:

Y_i = οι παρατηρηθείσες τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής.

$\hat{Y}$ = οι εκτιμηθείσες τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής.

$\bar{Y}$ = ο αριθμητικός μέσος των παρατηρηθεισών τιμών.

n = ο αριθμός των παρατηρήσεων.

p = ο αριθμός των συντελεστών παλινδρόμησης.

Οι παραπάνω συντελεστές προσδιορισμού εκφράζουν το ποσοστό της μεταβλητότητας της εξαρτημένης μεταβλητής που εξηγείται από την ύπαρξη των ανεξάρτητων μεταβλητών στο μοντέλο και παίρνουν τιμές στο διάστημα $[0,1]$. Όσο πιο κοντά στη μονάδα είναι η τιμή τους, τόσο πιο καλά προσαρμόζεται το μοντέλο παλινδρόμησης στα δεδομένα. Ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού προτιμάται από μερικούς ερευνητές για την αποφυγή της διαρκούς αύξησης της τιμής του R^2 με την προσθήκη νέων ανεξάρτητων μεταβλητών στο μοντέλο και για τη σύγκριση εξισώσεων που προσαρμόζονται όχι μόνο σε ένα συγκεκριμένο σύνολο δεδομένων, αλλά επίσης σε δυο ή περισσότερα εντελώς διαφορετικά σύνολα δεδομένων.

Εδώ πρέπει να αναφερθεί ότι, για τη σύγκριση μεταξύ μοντέλων γραμμικής παλινδρόμησης με και χωρίς σταθερό όρο, είναι καλύτερα να χρησιμοποιείται το τυπικό σφάλμα εκτίμησης των θεωρητικών τιμών και όχι ο συντελεστής προσδιορισμού. Ανεξάρτητα από το αν υπάρχει ή όχι σταθερός όρος σε ένα μη γραμμικό μοντέλο, ο R^2 δεν έχει καμιά φανερή σημασία.

3.2 Ανάλυση Χρονοσειρών

3.2.1 Γενικά για τις χρονοσειρές

Σε αντίθεση με τα καθοριστικά υποδείγματα (όπως τα υποδείγματα πολλαπλής παλινδρόμησης), τα στοχαστικά υποδείγματα βασίζονται στην ιδέα ότι μια χρονολογική σειρά, της οποίας οι διαδοχικές τιμές συσχετίζονται σε μεγάλο βαθμό, μπορεί να θεωρηθεί ότι έχει παραχθεί από μια στοχαστική διαδικασία, δηλαδή οι τιμές αυτές αποτελούν ένα σύνολο διατεταγμένων στο χρόνο τυχαίων μεταβλητών που εξελίσσονται διαχρονικά σύμφωνα με ορισμένο νόμο πιθανότητας.

Ένα απλό παράδειγμα μιας στοχαστικής χρονολογικής σειράς y_t είναι να θεωρήσουμε ότι οι διαδοχικές μεταβολές των τιμών της είναι ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές με μέσο το μηδέν, δηλαδή υπακούουν στο υπόδειγμα:

$$y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t$$

Όπου $E(\varepsilon_t)=0$ και $E(\varepsilon_t\varepsilon_s)=0$ για $t\neq s$. Μια τέτοια διαδικασία θα μπορούσε να είχε προέλθει από διαδοχικές ρίψεις ενός νομίσματος. Οι δυσκολίες που αντιμετωπίζουμε στην ανάλυση χρονολογικών σειρών βρίσκονται στην επιλογή του πιο κατάλληλου υποδείγματος για να περιγράψουμε τη δεδομένη χρονολογική σειρά. Η διαδικασία που ακολουθείται συνήθως είναι η εξέταση της δομής των ιστορικών δεδομένων της χρονολογικής σειράς με συγκεκριμένα στατιστικά μέτρα, που αναφέρονται συνοπτικά παρακάτω.

Τα τρία κυριότερα στοιχεία της ανάλυσης χρονοσειρών είναι η περιγραφή, η επεξήγηση και η πρόβλεψη των εξαρτημένων μεταβλητών. Η περιγραφή επιτυγχάνεται με τη βοήθεια διαφόρων γραφημάτων, η επεξήγηση χρησιμοποιώντας κάποιας μορφής μοντέλα για να ερευνηθούν οι μηχανισμοί δημιουργίας της χρονοσειράς και η πρόβλεψη περιλαμβάνει τη χρησιμοποίηση ενός μοντέλου για να προβλεφθούν οι μελλοντικές τιμές της σειράς. Τέλος, η ανάλυση χρονοσειρών χωρίζεται σε τρεις κύριες κατηγορίες όπως φαίνονται παρακάτω:

- Στις μεθόδους εξομάλυνσης
- Στις μεθόδους διάσπασης των χρονοσειρών.
- Στην ανάλυση κατά Box-Jenkins ή ανάλυση ARIMA

Οι δύο πρώτες μέθοδοι είναι αιτιοκρατικές σε αντίθεση με την τελευταία η οποία είναι στοχαστική.

Στο κεφάλαιο αυτό θα εξεταστούν κάποιες βασικές έννοιες που χρειάζονται στην ανάλυση των χρονολογικών σειρών. Πρώτα, θα οριστεί η έννοια της στασιμότητας στις χρονολογικές σειρές και θα ακολουθήσει ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (έλεγχος στασιμότητας). Έπειτα, παρουσιάζονται τα σημαντικότερα στοχαστικά υποδείγματα χρονοσειρών (υποδείγματα ARMA) καθώς και η μεθοδολογία των Box-Jenkins που χρησιμοποιείται όταν οι σειρές δεν είναι στάσιμες.

3.2.2 Η έννοια της στασιμότητας

Οι χρονολογικές σειρές διακρίνονται σε στάσιμες (stationary) και μη στάσιμες (non-stationary) σειρές. Αν τα χαρακτηριστικά της στοχαστικής διαδικασίας μεταβάλλονται διαχρονικά, τότε η διαδικασία αυτή είναι μη στάσιμη και είναι πολύ δύσκολο να παρατηρηθεί η χρονολογική σειρά με κάποιο αλγεβρικό υπόδειγμα. Αν όμως η στοχαστική διαδικασία παραμένει σε ισορροπία γύρω από ένα σταθερό μέσο επίπεδο, τότε μπορεί η διαδικασία να αναλυθεί μέσω ενός υποδείγματος με σταθερούς συντελεστές που μπορούν να εκτιμηθούν με βάση τα ιστορικά δεδομένα.

Μια στοχαστική διαδικασία είναι αυστηρώς στάσιμη (strictly stationary) όταν οι ιδιότητες της δεν επηρεάζονται από μια αλλαγή στην αρχή μέτρησης του χρόνου. Αυτό σημαίνει ότι η συνδυασμένη συνάρτηση πιθανότητας με αρχή το χρονικό σημείο t , δηλαδή $f(y_t, y_{t+1}, \dots, y_{t+T})$ είναι ακριβώς η ίδια με τη συνδυασμένη συνάρτηση πιθανότητας με αρχή το χρονικό σημείο $t+k$, την $f(y_{t+k}, y_{t+1+k}, \dots, y_{t+T+k})$. Το k παριστάνει μια αυθαίρετη μετακίνηση κατά μήκος του

άξονα του χρόνου είτε προς τα εμπρός είτε προς τα πίσω, δηλαδή μπορεί να είναι είτε θετικό είτε αρνητικό. Οπότε, από τη στιγμή που δεν μεταβάλλεται η συνάρτηση πιθανότητας με το χρόνο, δεν θα μεταβάλλεται ούτε η περιθωριακή συνάρτηση πιθανότητας και το ίδιο θα ισχύει και για όλες τις διμεταβλητές συναρτήσεις πιθανότητας. Όλα αυτά συνεπάγονται ότι ο μέσος και η διακύμανση του δεν μεταβάλλονται με μια αλλαγή του χρόνου, ενώ οι συνδιακυμάνσεις θα είναι συναρτήσεις μόνο της υστέρησης k . Επομένως, θα δίνονται από τους τύπους:

$$E(Y_1) = E(Y_2) = \dots = E(Y_t) = \mu$$

$$V(Y_1) = V(Y_2) = \dots = V(Y_T) = V(Y_t) = \sigma^2$$

$$Cov(Y_1 + Y_{1+k}) = Cov(Y_2 + Y_{2+k}) = \dots = Cov(Y_T + Y_{T+k}) = \gamma_k$$

Ο αυστηρός ορισμός της στασιμότητας αναφέρεται σε όλες τις ιδιότητες μιας στοχαστικής διαδικασίας, γι' αυτό όταν ικανοποιούνται μόνο οι παραπάνω συνθήκες, η στοχαστική διαδικασία χαρακτηρίζεται ως ασθενώς στάσιμη (weakly stationary). Για την περαιτέρω ανάλυση, θα είναι αρκετό μια χρονολογική σειρά να είναι ασθενώς στάσιμη. Δηλαδή, αρκεί να ισχύουν τα εξής:

$$E(Y_t) = \mu, \text{ ανεξάρτητη από το } t$$

$$V(Y_t) = \sigma^2, \text{ ανεξάρτητη από το } t$$

$$Cov(Y_t, Y_{t+k}) = Cov(Y_{t+m}, Y_{t+m+k}) = \gamma_k, \text{ ανεξάρτητη από το } t$$

Οι περισσότερες όμως χρονολογικές σειρές που αφορούν οικονομικά μεγέθη είναι μη στάσιμες καθώς περιέχουν τάση, εποχικότητα και κυκλικές κυμάνσεις. Επειδή η ανάλυση των μη στάσιμων χρονολογικών σειρών είναι πολύ δύσκολη, μπορεί κανείς να μετατρέψει μια μη στάσιμη χρονολογική σειρά σε στάσιμη με κατάλληλες τεχνικές και μετά να εφαρμόσει τις μεθόδους ανάλυσης στάσιμων χρονολογικών σειρών που είναι πολύ απλούστερες. Για παράδειγμα, πολλές χρονολογικές σειρές μετατρέπονται σε στάσιμες, αφαιρώντας την τάση ή παίρνοντας διαδοχικά πρώτες διαφορές στα δεδομένα. Για τον έλεγχο της στασιμότητας μιας χρονολογικής σειράς έχουν αναπτυχθεί στη βιβλιογραφία διάφορα στατιστικά κριτήρια τα οποία παρουσιάζονται στα στις επόμενες παραγράφους.

3.2.3 Η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (autocorrelation function ACF)

Ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης είναι ένας στατιστικός δείκτης ο οποίος χρησιμοποιείται στην ανάλυση χρονοσειρών για τον καθορισμό της τυχαιότητας ή μη της χρονοσειράς. Ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης r_k δείχνει την συσχέτιση της χρονοσειράς με τον εαυτό της για παρατηρήσεις που απέχουν μεταξύ τους k περιόδους και ορίζεται ως:

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2}$$

Ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης r_1 φανερώνει τον τρόπο με τον οποίο σχετίζονται διαδοχικές παρατηρήσεις της χρονοσειράς, ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης r_2 φανερώνει τον τρόπο με τον οποίο σχετίζονται παρατηρήσεις της χρονοσειράς που απέχουν δύο χρονικές περιόδους κ.ο.κ. Η γραφική παράσταση των συντελεστών αυτοσυσχέτισης για $1, 2, \dots, k$ καθυστερήσεις ονομάζεται συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (autocorrelation function - ACF). Με τον υπολογισμό των συντελεστών αυτοσυσχέτισης, για διάφορες χρονικές υστερήσεις μιας χρονοσειράς, μπορούμε να απαντήσουμε στα παρακάτω ερωτήματα:

- i. Είναι τα δεδομένα τυχαία;
- ii. Είναι η χρονοσειρά μη σταθερή;
- iii. Εάν είναι μη σταθερή, ποιο είναι το πρότυπο τάσης;
- iv. Είναι τα δεδομένα εποχικά;
- v. Εάν είναι εποχικά, ποιο είναι το εποχικό πρότυπο;

Τυχαία χρονοσειρά θεωρείται η χρονοσειρά για την οποία κάθε παρατήρηση είναι ανεξάρτητη από οποιαδήποτε άλλη παρατήρηση της χρονοσειράς. Σε μία τυχαία χρονοσειρά το 95% των συντελεστών αυτοσυσχέτισης βρίσκονται στο διάστημα που ορίζεται από τις τιμές $\pm \frac{1,96}{\sqrt{n}}$ όπου n είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων της χρονοσειράς. Εάν υπάρχουν συντελεστές αυτοσυσχέτισης των οποίων οι τιμές βρίσκονται εκτός των παραπάνω ορίων (δηλαδή είναι στατιστικά διάφοροι του μηδενός) τότε υπάρχει συσχέτιση ανάμεσα σε παρατηρήσεις της χρονοσειράς και η χρονοσειρά δεν μπορεί να θεωρηθεί τυχαία.

Ένα παράδειγμα τυχαίας χρονοσειράς είναι το μοντέλο λευκού θορύβου το οποίο περιγράφεται από τη σχέση $Y_t = c + e_t$ (Y_t είναι η παρατήρηση κατά την χρονική στιγμή t , c είναι μία σταθερή τιμή και e_t είναι η τιμή του τυχαίου σφάλματος της συγκεκριμένης παρατήρησης). Το μοντέλο λευκού θορύβου είναι θεμελιώδες μοντέλο και χρησιμοποιείται ευρύτατα στις τεχνικές ανάλυσης χρονοσειρών.

Μη Σταθερή (μη στάσιμη) χρονοσειρά θεωρείται η χρονοσειρά η οποία εμφανίζει μεταβολή στα στατιστικά χαρακτηριστικά της όπως για παράδειγμα η μεταβολή στον μέσο διαχρονικά. Για μία μη σταθερή χρονοσειρά οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης είναι στατιστικά διάφοροι του μηδενός για αρκετές από τις πρώτες χρονικές υστερήσεις και μόνο σταδιακά πέφτουν στο μηδέν. Η χρονοσειρά σε αυτήν την περίπτωση εμφανίζει κάποιο πρότυπο τάσης το οποίο πρέπει να εξαλειφθεί για την περαιτέρω ανάλυση της χρονοσειράς. Η εξάλειψη τάσης από τα δεδομένα της χρονοσειράς επιτυγχάνεται με τη χρήση της μεθόδου της διαφορίσης. Οι σειρές διαφορών πρώτης τάξης προκύπτουν από τις διαφορές των διαδοχικών παρατηρήσεων της αρχικής χρονοσειράς:

$$Y'_t = Y_t - Y_{t-1}$$

Οι σειρές διαφορών πρώτης τάξης έχουν $n-1$ δεδομένα όταν οι παρατηρήσεις της χρονοσειράς είναι n . Εάν οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης των δεδομένων των πρώτων διαφορών εξακολουθούν να πλησιάζουν το μηδέν σταδιακά τότε δεν έχει επιτευχθεί σταθερή κατάσταση. Σε αυτήν την περίπτωση διαφορίζουμε τα δεδομένα όσες φορές χρειαστεί μέχρι να δημιουργήσουμε μια σταθερή κατάσταση.

Ένα παράδειγμα μη σταθερής χρονοσειράς είναι το μοντέλο τυχαίου περιπάτου το οποίο περιγράφεται από τη σχέση $Y_t = Y_{t-1} + e_t$ (Y_t είναι η παρατήρηση κατά τη χρονική στιγμή t , Y_{t-1} είναι η παρατήρηση κατά τη χρονική στιγμή $t-1$ και e_t είναι η τιμή του τυχαίου σφάλματος της παρατήρησης κατά τη χρονική στιγμή t). Το μοντέλο τυχαίου περιπάτου είναι θεμελιώδες μοντέλο επίσης και χρησιμοποιείται για μη σταθερές χρονοσειρές.

Μία χρονοσειρά η οποία παρουσιάζει ένα εποχικό πρότυπο επαναλαμβάνει τον εαυτό της κατά τη διάρκεια μιας συγκεκριμένης περιόδου του χρόνου. Σε μια χρονοσειρά η οποία εμφανίζει εποχικότητα οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης συγκεκριμένων χρονικών υστερήσεων είναι στατιστικά διάφοροι του μηδενός. Έχουμε ένα τριμηνιαίο εποχικό πρότυπο εάν το r_k για χρονικές υστερήσεις 4, 8, 12, κ.λπ. είναι σημαντικό ενώ υπάρχει ένα μηνιαίο εποχικό πρότυπο εάν το r_k για χρονικές υστερήσεις 12, 24, 36, κ.λπ. είναι σημαντικό. Όταν μία χρονοσειρά εμφανίζει κάποιο εποχικό πρότυπο τότε πρέπει το εποχικό πρότυπο να εξαλειφθεί για την περαιτέρω ανάλυση της χρονοσειράς. Η εξάλειψη του εποχικού προτύπου πραγματοποιείται με τη χρήση της μεθόδου των εποχιακών διαφορών. Ορίζουμε εποχιακή διαφορά την διαφορά μιας παρατήρησης της χρονοσειράς από την αντίστοιχη παρατήρηση του προηγούμενου έτους. Επομένως για μία χρονοσειρά η οποία εμφανίζει ένα μηνιαίο εποχικό πρότυπο η εποχιακή διαφορά δίνεται από τον τύπο:

$$Y'_t = Y_t - Y_{t-12}$$

3.2.4 Η συνάρτηση μερικών αυτοσυσχετίσεων (Partial autocorrelation function-PACF)

Οι συντελεστές μερικής αυτοσυσχέτισης μετρούν το βαθμό της σχέσης μεταξύ των Y_t και Y_{t-k} όταν οι επιδράσεις όλων των άλλων χρονικών υστερήσεων 1,2,3, ... , $k-1$ έχουν αφαιρεθεί. Ο συντελεστής μερικής αυτοσυσχέτισης τάξης k συμβολίζεται με α_k και μπορεί να υπολογισθεί εφαρμόζοντας τη μέθοδο της πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης με εξαρτημένη μεταβλητή την Y_t και ανεξάρτητες μεταβλητές τις $Y_{t-1}, \dots, Y_{t-k}$:

$$Y_t = b_0 + b_1 Y_{t-1} + \dots + b_k Y_{t-k}$$

Ο συντελεστής α_k ισούται με τον συντελεστή b_k . Ο πρώτος συντελεστής μερικής αυτοσυσχέτισης α_1 είναι πάντα ίσος με τον πρώτο συντελεστή αυτοσυσχέτισης r_1 .

3.2.5 Στοχαστικά Υποδείγματα Χρονοσειρών

Στα στοχαστικά υποδείγματα χρονοσειρών ο τυχαίος παράγοντας αποτελεί το μηχανισμό μέσα από τον οποίο δημιουργείται η χρονολογική σειρά. Το απλούστερο δυνατό σχήμα χρονολογικής σειράς είναι αυτό της τυχαίας μεταβλητής ή αλλιώς του ονομαζόμενου λευκού θορύβου (white noise).

i) Λευκός θόρυβος

Μια σειρά χαρακτηρίζεται ως λευκός θόρυβος αν στην ουσία δεν έχει κανένα ευκρινές σχήμα ή πρότυπο. Αν μια σειρά, έστω ε_t , λέγεται ότι είναι λευκός θόρυβος αν έχει σταθερό μέσο όρο (συνήθως μηδέν), σταθερή διακύμανση και οι τιμές της δεν αυτοσυσχετίζονται. Πιο συγκεκριμένα, η υπόθεση του λευκού θορύβου συνεπάγεται για όλα τα t τα εξής:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$Var(\varepsilon_t) = \sigma^2$$

$$Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0 \text{ για } k \neq 0$$

Μια τέτοια σειρά είναι πάντα στάσιμη και επιπλέον έχει μηδενικούς συντελεστές αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης.

ii) Βασικές κατηγορίες στοχαστικών υποδειγμάτων

Γενικά, υπάρχουν τρεις βασικές κατηγορίες στοχαστικών υποδειγμάτων και χρονοσειρών. Αυτές είναι:

- Τα Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα ή Υποδείγματα AR (Autoregressive Models)
- Τα Υποδείγματα Κινητών Μέσων ή Υποδείγματα MA (Moving Average Models)
- Τα Μεικτά Υποδείγματα ή Υποδείγματα ARIMA (Autoregressive Moving Average Models) που είναι συνδυασμός των δυο προηγούμενων.

Στη συνέχεια, θα εξεταστούν κάθε μία από αυτές τις τρεις κατηγορίες υποδειγμάτων χρονολογικών σειρών.

ο Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα

Η γενική μορφή ενός αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος είναι η εξής:

$$Y_t = \delta + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

όπου οι παράμετροι $\delta, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$ και ε_t μετρούν τα τυχαία σφάλματα, τα οποία θεωρούνται λευκός θόρυβος, δηλαδή ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές με μέσο όρο το μηδέν και σταθερή διακύμανση. Πρόκειται για ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης, όπου η εξαρτημένη μεταβλητή Y_t δεν παλινδρομεί σε ανεξάρτητες μεταβλητές, αλλά στις

προηγούμενες τιμές της ίδιας της μεταβλητής Y_t . Για αυτό και ονομάζεται αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (Autoregressive model) τάξεως p και συμβολίζεται ως $AR(p)$. Η γενική μορφή ενός αυτοπαλίνδρου υποδείγματος μπορεί να εκφραστεί και με βάση τον τελεστή υστέρησης L ως εξής:

$$(1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p) y_t = \varepsilon_t$$

ο τελεστής παλινδρόμησης L μετατοπίζει προς τα πίσω την μεταβλητή που πολλαπλασιάζει δηλαδή είναι:

$$L^p Y_t = Y_{t-p}$$

και $A(L) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p = 0$ είναι το πολυώνυμο μέσω του οποίου προκύπτουν τα συμπεράσματα για ένα $AR(p)$ υπόδειγμα. Πιο συγκεκριμένα οι συνθήκες στασιμότητας για το $AR(p)$ υπόδειγμα προσδιορίζονται από τις ρίζες της χαρακτηριστικής εξίσωσης του $A(L)$:

$$X^p - \alpha_1 X^{p-1} - \dots - \alpha_p = 0 \quad (1)$$

Έτσι, για να είναι στάσιμο ένα $AR(p)$ υπόδειγμα θα πρέπει οι ρίζες της χαρακτηριστικής εξίσωσης (1) να είναι όλες μικρότερες της μονάδας σε απόλυτες τιμές ή αλλιώς να βρίσκονται όλες μέσα στον μοναδιαίο κύκλο.

• Υποδείγματα Κινητού Μέσου

Η γενική μορφή ενός υποδείγματος κινητών μέσων είναι η εξής:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

όπου τα θ είναι σταθεροί παράμετροι και ε_t είναι ο λευκός θόρυβος. Στο υπόδειγμα αυτό θεωρείται ότι η χρονολογική σειρά Y_t δημιουργείται ως ένας σταθμικός μέσος των τυχαίων σφαλμάτων των q προηγούμενων περιόδων και ονομάζεται υπόδειγμα κινητών μέσων (Moving Average) τάξεως q συμβολισμένο ως $MA(q)$. Κάθε υπόδειγμα MA πεπερασμένης τάξεως q είναι πάντα στάσιμο διότι πληρούνται όλες οι συνθήκες στασιμότητας που αφορούν τον σταθερό μέσο, την διακύμανση και την αυτοσυνδιακύμανση, οι οποίες είναι πεπερασμένες και ανεξάρτητες του t . Συχνά χρειάζεται να εκφραστεί μια MA διαδικασία σε αυτοπαλίνδρομη μορφή. Αυτό όμως δεν είναι πάντα εφικτό εκτός και αν πληρούνται οι αναγκαίες συνθήκες αντίστοιχες με αυτές που απαιτήθηκαν στα AR υποδείγματα προκειμένου να ικανοποιείται η υπόθεση της στασιμότητας. Αν πληρούνται αυτές οι συνθήκες τότε το MA υπόδειγμα είναι αντιστρέψιμο που σημαίνει ότι μπορεί να μετατραπεί σε AR υπόδειγμα άπειρης τάξεως. Αντίστοιχα ισχύει ότι ένα AR υπόδειγμα είναι αντιστρέψιμο αν μπορεί να λάβει τη μορφή ενός MA υποδείγματος άπειρης τάξεως. Για την αντιστρεψιμότητα ενός $MA(q)$ υποδείγματος θα πρέπει οι ρίζες της χαρακτηριστικής εξίσωσης του πολυωνύμου:

$$\theta(L) = 1 - \theta_1(L) - \dots - \theta_q L^q$$

να είναι όλες μέσα στο μοναδιαίο κύκλο ή αλλιώς οι ρίζες του $\Theta(L) = 0$ να βρίσκονται έξω από τον μοναδιαίο κύκλο.

• Μεικτά Υποδείγματα

Προηγουμένως, έγινε αναφορά σε δύο πολύ σημαντικές κατηγορίες υποδειγμάτων, τα αυτοπαλίνδρομα (AR) και τα υποδείγματα κινητών μέσων (MA). Τα υποδείγματα αυτά έχουν συγκεκριμένα χαρακτηριστικά τα οποία προσδιορίζονται εξετάζοντας τις συναρτήσεις αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης του στατιστικού δείγματος παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς. Εντούτοις, υπάρχουν πολλές περιπτώσεις που τα χαρακτηριστικά αυτά δεν εμπίπτουν ούτε στην κατηγορία AR υποδειγμάτων αλλά ούτε και στα MA. Έτσι, αν τα δεδομένα μιας χρονολογικής σειράς έχουν συναρτήσεις συσχέτισης ή μερικής αυτοσυσχέτισης που δεν φαίνονται να μηδενίζονται μετά από κάποιο σημείο αλλά φθίνουν και οι δύο με αργό ρυθμό, τότε έχουμε στοιχεία και των δύο μορφών AR και MA.

Στις περιπτώσεις αυτές, κατασκευάζονται υποδείγματα που περιέχουν και τα δύο παραπάνω οπότε προκύπτουν τα μεικτά υποδείγματα ARMA. Η γενική μορφή ενός ARMA (p,q) υποδείγματος ορίζεται ως εξής:

$$Y_t = \delta + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

Χρησιμοποιώντας τα πολυώνυμα των τελεστών υστέρησης ισχύει:

$$A(L) = \delta + \theta(L)\varepsilon_t$$

Όπου: $A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$ και $\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q$

όπου : p, q: οι σταθερές που ορίζουν την τάξη των AR και AM αντίστοιχα

$A(L)$: είναι το πολυώνυμο βάση του οποίου μπορούν να προκύψουν συμπεράσματα για τη στασιμότητα ενός AR υποδείγματος $\theta(L)$: είναι το πολυώνυμο βάση του οποίου μπορούν να προκύψουν συμπεράσματα για τη αντιστρεψιμότητα ενός MA ή AR υποδείγματος πεπερασμένης τάξεως.

Αν μια διαδικασία ARMA (p,q) είναι στάσιμη, τότε το πολυώνυμο $A(L)$ είναι αντιστρέψιμο και άρα πολλαπλασιάζοντας με $A^{-1}(L)$ εξασφαλίζεται μια μορφή άπειρου τάξεως:

$$Y_t = A^{-1}\delta + A^{-1}(L)\theta^{-1}(L)\varepsilon_t$$

Οι ιδιότητες των ARMA υποδειγμάτων είναι ένας συνδυασμός των ιδιοτήτων των AR και MA υποδειγμάτων. Ένα ARMA(p,q) υπόδειγμα θα είναι στάσιμο αν οι ρίζες του πολυωνύμου $A(L)$ είναι εκτός του μοναδιαίου κύκλου (συνθήκες στασιμότητας του AR τμήματος του υποδείγματος ARMA) και αντιστρέψιμο αν οι ρίζες του $\theta(L)$ είναι εκτός του μοναδιαίου κύκλου (συνθήκες αντιστρεψιμότητας του MA τμήματος του υποδείγματος ARMA).

• Υποδείγματα ARIMA

Η ανάλυση που προηγήθηκε για τα AR, MA και ARMA υποδείγματα ήταν βασισμένη στην υπόθεση ότι οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες. Σε πολλές περιπτώσεις όμως ιδίως στα οικονομικά οι σειρές είναι μη στάσιμες. Για τον λόγο αυτό οι Box και Jenkins προτείνουν την μετατροπή των σειρών σε στάσιμες παίρνοντας δια-φορές πρώτης, δεύτερης ή και μεγαλύτερης τάξης. Εφόσον εξασφαλιστεί η στασιμότητα με τις διαφορές, τότε ακολουθεί η γνωστή ανάλυση προσαρμογής του κατάλληλου ARMA(p,q) υποδείγματος στην μετασχηματισμένη σειρά.

Έστω $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ είναι οι παρατηρήσεις μιας χρονολογικής σειράς στις αρχικές τις τιμές, τότε παίρνοντας πρώτες διαφορές ισχύει:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = (1 - L)Y_t$$

Αν η μετασχηματισμένη σειρά ΔY_t είναι στάσιμη τότε το υπόδειγμα που προσαρμόζεται στη μετασχηματισμένη σειρά ονομάζεται ολοκληρωμένο πρώτης τάξεως ARMA(p,q) ή αλλιώς αυτοπαλίνδρομο ολοκληρωμένο υπόδειγμα κινητών μέσων όρων (Autoregressive Integrated Moving Average) και συμβολίζεται ως ARIMA(p,1,q). Γενικά αν d είναι ο αριθμός των διαφορών που πρέπει να πάρει ένα ολοκληρωμένο υπόδειγμα προκειμένου να γίνει στάσιμο, τότε το υπόδειγμα που προσαρμόζεται στην αρχική σειρά Y_t ονομάζεται αυτοπαλίνδρομο ολοκληρωμένο υπόδειγμα κινητών μέσων τάξεως (p,d,q) και συμβολίζεται ως ARIMA(p,d,q).

3.2.6 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Το πρώτο και σημαντικότερο βήμα πριν την κατασκευή του οικονομετρικού υποδείγματος είναι ο έλεγχος της στασιμότητας των χρονολογικών σειρών (unit-root test), δηλαδή να εξεταστεί αν αυτές περιέχουν μοναδιαίες ρίζες. Μια χρονολογική σειρά χαρακτηρίζεται ως στάσιμη όπως ήδη έχει αναφερθεί αν τα στατιστικά χαρακτηριστικά της δεν μεταβάλλονται με τον χρόνο, δηλαδή σε μια στάσιμη σειρά ο μέσος όρος, η διακύμανση και οι αυτοσυνδιακυμάνσεις των τιμών της να είναι σταθερά μεγέθη ανεξάρτητα από τον χρόνο. Αν οι χρονολογικές σειρές δεν είναι στάσιμες, οι έλεγχοι που εφαρμόζονται πολλές φορές οδηγούν σε εσφαλμένα αποτελέσματα.

Για το λόγο αυτό θα εξεταστούν αν οι χρονολογικές σειρές του υποδείγματος είναι στάσιμες στα επίπεδα τους και σε περίπτωση που δεν είναι θα καθοριστεί το επίπεδο στο οποίο αυτές γίνονται στάσιμες. Η μεθοδολογία που θα χρησιμοποιηθεί είναι αυτή των Dickey-Fuller [απλός έλεγχος των Dickey-Fuller (DFtest) και επαυξημένος έλεγχος των Dickey-Fuller (ADFtest)].

• Απλός έλεγχος των Dickey-Fuller

Οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (unit-root test) εφαρμόστηκαν για πρώτη φορά στο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα AR(1), δηλαδή σε ένα υπόδειγμα όπου η εξαρτημένη του

μεταβλητή εξαρτάται από την τιμή που είχε η μεταβλητή αυτή μια χρονική περίοδο πριν. Συγκεκριμένα, οι Dickey και Fuller (1979) χρησιμοποίησαν τρεις διαφορετικές εξισώσεις μορφής AR(1) όπως φαίνονται παρακάτω για τη διεξαγωγή των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας.

$$y_t = ay_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$y_t = \delta + ay_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$y_t = \delta + \gamma_t + ay_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

όπου τα κατάλοιπα ε_t είναι λευκός θόρυβος (white noise) έχουν δηλαδή μέσο όρο μηδέν, σταθερή διακύμανση και οι τιμές τους είναι ασυσχέτιστες μεταξύ τους. Η εξίσωση (2) χρησιμοποιείται όταν ο μέσος όρος της σειράς είναι μηδέν, η εξίσωση (3) αναφέρεται όταν ο μέσος όρος της σειράς είναι διάφορος του μηδενός και τέλος η εξίσωση (4) είναι για όταν ο μέσος όρος της σειράς είναι διάφορος του μηδενός και υπάρχει χρονική τάση t στη σειρά.

Στις τρεις εξισώσεις εξετάζεται αν η τιμή του a είναι ίση με 1 (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας). Σαν μηδενική υπόθεση στον απλό έλεγχο των Dickey-Fuller (DF test) έχουμε ότι η τιμή της παραμέτρου a είναι ίση με 1 (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, μη στάσιμη σειρά) και σαν εναλλακτική υπόθεση ότι η τιμή a είναι μικρότερη της μονάδας (στάσιμη σειρά).

Επομένως, πρέπει να ελεγχθεί ο ακόλουθος στατιστικός έλεγχος:

$$H_0 : a = 1$$

$$H_1 : a < 1$$

Για να γίνει αυτός ο έλεγχος οι Dickey-Fuller μέσω πειραμάτων Monte-Carlo βρήκαν μια κατάλληλη μη συμμετρική κατανομή που χρησιμοποίησαν για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης. Ο έλεγχος αυτός γίνεται με την βοήθεια της κατανομής t -Student, αλλά η σύγκριση για την αποδοχή ή όχι της μηδενικής υπόθεσης γίνεται με τις κριτικές τιμές του Mac Kinnon.

Για την εξίσωση (2) η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t -Student του συντελεστή είναι μικρότερο από την κριτική τιμή t_1 των πινάκων Dickey-Fuller. Η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης για την εξίσωση (3) γίνεται όταν το στατιστικό t -Student του συντελεστή είναι μικρότερο από την κριτική τιμή t_2 των πινάκων Dickey-Fuller και τέλος, έχοντας την εξίσωση (4) απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση όταν το στατιστικό t -Student του συντελεστή είναι μικρότερο από την κριτική τιμή t_3 των πινάκων Dickey-Fuller.

- **Ο επαυξημένος έλεγχος των Dickey-Fuller**

Ο απλός έλεγχος Dickey-Fuller χρησιμοποιείται στην περίπτωση όπου το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα είναι πρώτης τάξης AR(1), δεν μπορεί όμως να χρησιμοποιηθεί ο ίδιος έλεγχος όταν το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα είναι μεγαλύτερης τάξης. Έστω ότι το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα είναι p τάξης AR(p) που είναι της μορφής:

$$y_t = \delta_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Αν στο παραπάνω υπόδειγμα προστεθεί και αφαιρεθεί πρώτα ο όρος $a_p y_{t-p}$ και μετά ο όρος $(a_{p-1} + a_p) y_{t-p+1}$ και κ.λπ. τότε η εξίσωση (5) λαμβάνει την μορφή:

$$\Delta y_t = \delta_0 + \beta y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Όπου: $\beta = (a_1 + a_2 + \dots + a_p) - 1$

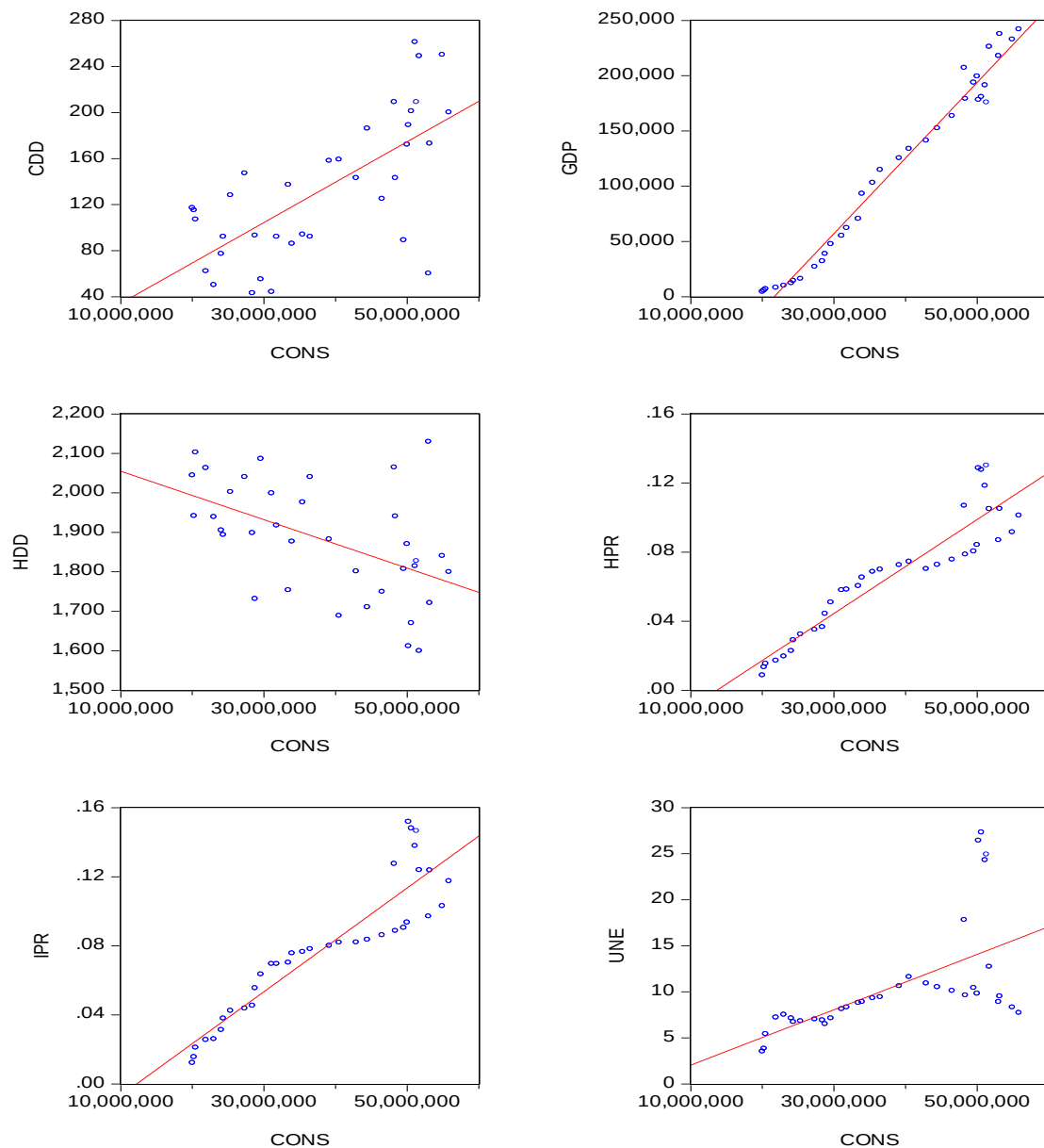
Ο έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας τώρα βασίζεται στη μηδενική υπόθεση ότι η τιμή του β στην εξίσωση (6) είναι ίση με το μηδέν έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι η τιμή του β είναι μικρότερη του μηδενός. Ο έλεγχος αυτός είναι ίδιος με τον απλό έλεγχο των Dickey-Fuller και διαφέρει μόνο στο ότι η εξίσωση παλινδρόμησης έχει τώρα επαυξηθεί με τις υστερήσεις του ΔY_t , για αυτό και ο έλεγχος αυτός ονομάζεται επαυξημένος έλεγχος των Dickey-Fuller (ADF).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΕΤΑΡΤΟ
ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

4.1 Μοντέλο ανάλυσης-Περιβαλλοντικοί Παράγοντες

4.1.1 Παρουσίαση μοντέλου

Προτού προβούμε στην παρουσίαση των αποτελεσμάτων της πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης, αξίζει να εξετάσουμε την σχέση μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής και των ανεξάρτητων μέσω ενός διαγράμματος διασποράς (scatterplot). Από τα διαγράμματα διασποράς θα λάβουμε μια πρώτη γραφική αντίληψη για την σχέση των μεταβλητών (θετική ή αρνητική).



Σχήμα 4.1: Διαγράμματα διασποράς (scatterplots) ερμηνευτικών μεταβλητών

Από τα παραπάνω διαγράμματα διασποράς, μπορούμε εύκολα να εντοπίσουμε μια θετική συσχέτιση της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας μεταξύ του ΑΕΠ (GDP) και της τιμής της (IPR, HPR). Αντίθετα, από τις μεταβλητές του καιρού (CDD, HDD) δεν μπορούμε να λάβουμε ένα καθαρό αποτέλεσμα. Ωστόσο, η έλλειψη μιας ξεκάθαρης

τάσης, δεν συνεπάγεται μη ύπαρξη συσχέτισης των μεταβλητών. Κατά την διαμόρφωση του τελικού μοντέλου, δεν εξετάζεται ξεχωριστά η επίδραση κάθε μεταβλητής αλλά η επίδραση όλων των μεταβλητών ταυτόχρονα στην διαδικασία προσδιορισμού της διακύμανσης της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας. Αυτή ακριβώς η εξέταση των συσχετίσεων μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών καθορίζει το τελικό προσδιοριστικό μοντέλο. Για τον λόγο αυτό, κάποιες μεταβλητές που εμπειρικά αναμένουμε να συμπεριληφθούν στα μοντέλα, τελικά απορρίπτονται ως στατιστικά μη σημαντικές.

Για τον προσδιορισμό της εξέλιξης της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας σε μακροπρόθεσμη κλίμακα, αναλύουμε αρχικά ένα μοντέλο με ερμηνευτικές μεταβλητές θερμοκρασιών του περιβάλλοντος. Το μοντέλο μας υποθέτει ότι η ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας (εξαρτημένη μεταβλητή) εξαρτάται από τη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας τα προηγούμενα έτη (μεταβλητή διαμόρφωσης της τάσης) και των βαθμοημερών θέρμανσης και ψύξης⁴.

Η εξίσωση παλινδρόμησης του αρχικού μοντέλου έχει την ακόλουθη μορφή:

$$cons = c + c_1 cons(-1) + c_2 cdd + c_3 hdd + e_t \quad \textbf{(Μοντ. 1)}$$

$$e_t = \beta_1 e_{t-3} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

Όπου:

cons: Η κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας (GWh)

cons(-1): Η κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας των προηγούμενων ετών (GWh)

hdd: Οι βαθμοημέρες θέρμανσης (ή θερμοημέρες) (C°)

cdd: Οι βαθμοημέρες ψύξης (ή ψυχροημέρες)(C°)

Σύμφωνα με το *Estimate Output* του μοντέλου (Πίνακας 5.1 Παραρτήματος) το p-value όλων των ερμηνευτικών μεταβλητών είναι εντός των επιθυμητών ορίων (<0,05). Αυτό σημαίνει ότι έχουμε πολύ μικρή πιθανότητα να κάνουμε στατιστικό σφάλμα τύπου Α, απορρίπτοντας την αρχική υπόθεση H₀: c_i = 0, ότι δηλαδή οι μεταβλητές αυτές δεν είναι σημαντικές, για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Συνεπώς οι μεταβλητές βαθμοημέρες ψύξης (CDD), βαθμοημέρες θέρμανσης (HDD), και καταγεγραμμένη κατανάλωση (CONS(-1)) θεωρούνται σημαντικές για το μοντέλο.

Με αριθμητική αντικατάσταση των συντελεστών των μεταβλητών:

$$cons = -6.142.585 + 1,04 cons(-1) + 8.645,36 cdd + 2.742,26 hdd + e_t$$

⁴ Η αρχική προσπάθεια ήταν μοντελοποίηση για την περίοδο 1980-2015, παρόλα αυτά τα στοιχεία των μέσων ημερήσιων θερμοκρασιών που χορηγήθηκαν από την ΕΜΥ, παρουσίαζαν σοβαρές ελλείψεις από το 2005 ως το 2015 στο σύνολο των μετεωρολογικών σταθμών της χώρας και προκειμένου να διασφαλισθεί η ακεραιότητα των αποτελεσμάτων, περιορίσαμε την περίοδο εφαρμογής του Μοντέλου 1 ως το 2004.

$$e_t = -0,55e_{t-3} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Καθώς τα δεδομένα βρίσκονται σε αριθμητική κλίμακα οι συντελεστές των τριών ερμηνευτικών μεταβλητών εκφράζουν την μεταβολή της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας σε ποσοτική κλίμακα ως προς τη μεταβολή μίας μονάδας μέτρησης της μεταβλητής.

4.1.2 Ακρίβεια μοντέλου

Η ακρίβεια του συγκεκριμένου μοντέλου πρόβλεψης είναι ιδιαίτερα υψηλή δεδομένου ότι ο συντελεστής προσδιορισμού R και ο προσαρμοσμένος συντελεστής προσδιορισμού R_{adj} διαμορφώνονται πολύ πάνω από 99%. Αναλυτικά αποτελέσματα για την εκτίμηση των αποτελεσμάτων προσαρμογής του μοντέλου παρουσιάζονται στο πίνακα 5.1 του Παραρτήματος.

4.1.3 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Γίνεται αρχικά ο έλεγχος της στασιμότητας των χρονολογικών σειρών, δηλαδή εξετάζεται αν αυτές περιέχουν μοναδιαίες ρίζες. Σύμφωνα με τον πίνακα 5.2 του παραρτήματος, οι ρίζες είναι εντός του μοναδιαίου κύκλου και συνεπώς η σειρά μας χαρακτηρίζεται στάσιμη και μπορούμε με ασφάλεια να εξάγουμε συμπεράσματα από τους ελέγχους των καταλοίπων.

4.1.4 Έλεγχος προϋποθέσεων χρήσης μοντέλου

Για πιθανή ύπαρξη έντονης γραμμικής εξάρτησης μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών, γεγονός που θα μας δημιουργούσε λάθος εκτίμηση ως προς τους συντελεστές παλινδρόμησης, καθώς αυξάνεται σε μεγάλο βαθμό η διασπορά τους, διεξάγουμε έλεγχο πολυσυγγραμμικότητας μεταβλητών. Τα αποτελέσματα του E-Views παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα και σύμφωνα με αυτά οι συντελεστές γραμμικής εξάρτησης είναι αρκετά μικρότεροι της μονάδας και συνεπώς δεν απορρίπτεται καμία ερμηνευτική μεταβλητή.

	CONS	CDD	HDD
CONS	1,000	0,685	-0,511
CDD	0,685	1,000	-0,545
HDD	-0,511	-0,545	1,000

Πίνακας 4.1: Συντελεστές γραμμικής εξάρτησης ερμηνευτικών μεταβλητών Μοντέλου 3

Εφόσον οι μεταβλητές χρήσης του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές και ταυτόχρονα ερμηνεύουν ένα μεγάλο ποσοστό της διακύμανσης της εξαρτημένης μεταβλητής, μπορούμε να προχωρήσουμε στην διαδικασία ελέγχου των προϋποθέσεων χρήσης του μακροπρόθεσμου μοντέλου.

➤ Κανονικότητα των καταλοίπων

Για τον έλεγχο της κανονικότητας των σφαλμάτων χρησιμοποιούμε το ιστόγραμμα συχνοτήτων και την στατιστική ποσότητα Jarque & Bera.

Από το ιστόγραμμα συχνοτήτων παρατηρούμε ότι τα κατάλοιπα προσεγγίζουν ικανοποιητικά την καμπύλη της κανονικής κατανομής με δείκτη κύρτωσης 2,42 (Πίνακας 5.3 Παραρτήματος). Επίσης το p-value της στατιστικής ποσότητας Jarque & Bera είναι $0,648 > 0,05$, δηλαδή δεν απορρίπτουμε την αρχική υπόθεση και μπορούμε με ασφάλεια να εξάγουμε το συμπέρασμα ότι τα κατάλοιπα του μοντέλου ακολουθούν την κανονική κατανομή.

➤ **Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας καταλοίπων (Heteroskedasticity Test-Breusch-Pagan-Godfrey)**

Για τον έλεγχο της ομοσκεδαστικότητας (ομοιογένεια της διακύμανσης), διενεργούμε το Breusch-Pagan-Godfreytest του οποίου τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.4 του παραρτήματος. Παρατηρούμε ότι P-Value ($\chi^2(3)$) $= 0,267 > 0,05$ συνεπώς δεν απορρίπτεται η αρχική υπόθεση και άρα δεν παρουσιάζεται ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα.

➤ **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων**

Για τον έλεγχο της ανεξαρτησίας των καταλοίπων χρησιμοποιούμε:

- ο τον έλεγχο των Durbin-Watson,

Για την επιβεβαίωση της επάρκειας του μοντέλου, μας ενδιαφέρει ο δείκτης Durbin-Watson να προσεγγίζει την τιμή 2 και ταυτόχρονα να απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0 (όπου $pvalue < 0.05$) περί τυχαιότητας των καταλοίπων. Ο συνδυασμός των δυο συνθηκών υποδηλώνει ότι έχουμε επιτύχει ανεξαρτησία μεταξύ των καταλοίπων. Παρατηρούμε (πίνακας 5.1 Παραρτήματος) ότι στο μοντέλο μας ο δείκτης Durbin-Watson είναι 2,43 και η τιμή $Prob(F\text{-Statistic}) = 0,00 < 0,05$, τιμές που αποτελούν ενδείξεις περί μη αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων 1^{ου} βαθμού.

- ο το διάγραμμα χρονικής εξέλιξης των καταλοίπων (Actual, fitted residual graph)

Για να απορρίψουμε την υπόθεση της συσχέτισης των καταλοίπων πρέπει οι τιμές του διαγράμματος χρονικής εξέλιξης, να εμφανίζουν μια τυχαία κατανομή γύρω από το μηδέν και ταυτόχρονα να μην εμφανίζεται ένα συγκεκριμένο μοτίβο, γεγονός που επαληθεύεται στο δικό μας μοντέλο (πίνακας 5.5 Παραρτήματος).

- ο τον οπτικό έλεγχο αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων (Correlogram Q-stat και Correlogram Squared Residuals)

Παρατηρούμε στον πίνακα 5.6 και 5.7 του Παραρτήματος την μη ύπαρξη σειριακής αυτοσυσχέτισης, μερικής αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα για 16 χρονικές υστερήσεις καθώς στη γραφική απεικόνιση όλοι οι συντελεστές είναι ξεκάθαρα εντός του διαστήματος εμπιστοσύνης (95%).

- ο τον έλεγχο Αυτοσυσχέτισης (Serial Correlation LM Test).

Ο έλεγχος των Breusch & Godfrey (1978) ανήκει στην οικογένεια των Lagrange Multiplier (LM) ελέγχων. Χρησιμοποιείται για την εύρεση σειριακής αυτοσυσχέτισης οποιασδήποτε τάξης και δεν υποθέτει ότι δεν υπάρχουν χρονικές υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής σαν ερμηνευτικές μεταβλητές (Ντεγιαννάκης Σ., 2014).

Παρατηρούμε ότι η P-Value των καταλοίπων μέχρι 2^η τάξη, καθώς και P-Value chi-square = 0,122 > 0,05, συνεπώς η αρχική υπόθεση δεν απορρίπτεται κι άρα επιβεβαιώνουμε ότι τα κατάλοιπα είναι ασυσχέτιστα (πίνακας 5.8 Παραρτήματος)

4.1.5 Προβλεπτική ικανότητα μοντέλου

Από την ανάλυση που προηγήθηκε, καταφέραμε με σημαντική ακρίβεια να μοντελοποιήσουμε την μακροπρόθεσμη ζήτηση της ηλεκτρικής ενέργειας, καθώς και να εντοπίσουμε τους αντίστοιχους προσδιοριστικούς παράγοντες. Σε αυτό την παράγραφο, εξετάζουμε το μοντέλο, ως προς την μακροπρόθεσμη προβλεπτική του ικανότητα για διάστημα τεσσάρων ετών. Το διάστημα που επιλέχθηκε είναι από το 2001 ως το 2004 και τα αποτελέσματα θα συγκριθούν με τα πραγματικά δεδομένα μας σε αριθμητική και γραμμική κλίμακα⁵.

Συνεπώς για την εξαγωγή συμπερασμάτων χρησιμοποιούμε το Μοντέλο 1 από το οποίο δημιουργούμε ένα δυναμικό μοντέλο πρόβλεψης με έτος αναφοράς το 2000. Έτσι δημιουργούμε το Μοντέλο 1α (Πίνακας 5.9 Παραρτήματος):

$$\log(cons) = -7.480.865 + 1,05cons(-1) + 6.560,19cdd + 3.346,41hdd + e_t \quad \text{Μοντ. 1α}$$

$$e_t = -0,68e_{t-3} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

Για το Μοντέλο 1α έγιναν επιτυχώς όλοι οι παραπάνω έλεγχοι προσαρμοστικότητας των παραγράφων 4.1.3 και 4.1.4 και μπορούμε με ασφάλεια να εξετάσουμε την προβλεπτική του ικανότητα.

Τα κριτήρια αξιολόγησης του E-Views με βάση τις προβλέψεις παρουσιάζονται στον πίνακα 5.10 του Παραρτήματος. Η σύγκριση τιμών της πρόβλεψης ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας και η απόκλιση από τις πραγματικές τιμές είναι οι εξής:

⁵Σημαντική παράμετρος, η οποία δεν μπορεί να μοντελοποιηθεί ποσοτικά αλλά ταυτόχρονα επηρεάζει σημαντικά στην εξέλιξη της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας, αποτελεί το ποσοστό επιτυχίας των αυξανόμενων μέτρων εξοικονόμησης ενέργειας, τα οποία λαμβάνονται από όλα τα ανεπτυγμένα κράτη, αλλά και στην δική μας περίπτωση από το ελληνικό Υπουργείο Ανάπτυξης. Για την παραγωγή στατιστικά ορθών προβλέψεων, υιοθετούμε την υπόθεση του Α.Δ.Μ.Η.Ε. στο «Σενάριο Αναφοράς» του, ότι τα μέτρα εξοικονόμησης ενέργειας δεν έχουν σημαντική επίδραση στην εξέλιξη του φορτίου.

ΕΤΟΣ	Πραγματική τιμή (GWh)	Τιμή πρόβλεψης (GWh)	Απόκλιση (%)
2001	44.475.288	44.098.849	-0,85
2002	46.552.467	45.584.035	2,08
2003	48.421.523	47.447.601	-2,01
2004	49.560.063	49.522.816	-0,07

Πίνακας 4.2: Σύγκριση πραγματικών τιμών ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας με τιμές πρόβλεψης για την περίοδο 2001-2004 στην Ελλάδα

Παρατηρούμε ότι το μοντέλο κάνει ακριβής πρόβλεψη και συγκεκριμένα για τα δύο από τα τέσσερα συνολικά χρόνια παρουσιάζει απόκλιση μικρότερη του 1% σε απόλυτες τιμές μεταξύ πραγματικών τιμών ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας και τιμών πρόβλεψης και 2% για τα υπόλοιπα δύο χρόνια. Η γραφική αναπαράσταση των παραπάνω μεγεθών παρουσιάζεται στον πίνακα 5.11 του Παραρτήματος.

4.2 Μοντέλο ανάλυσης-Οικονομικοί παράγοντες

4.2.1 Παρουσίαση μοντέλου

Προκειμένου να καταγράψουμε περισσότερες ερμηνευτικές μεταβλητές, οι οποίες προσδιορίζουν της ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας, δημιουργήσαμε ένα δεύτερο μοντέλο (Μοντ. 2) επιλέγοντας τις οικονομικές μεταβλητές που περιγράφονται στην παράγραφο 2.4, δηλαδή το ΑΕΠ (GDP), την ανεργία (UNE) και την τιμή ηλεκτρικής ενέργειας για οικιακή (HPR) και βιομηχανική χρήση (IPR).

Για πιθανή ύπαρξη έντονης γραμμικής εξάρτησης μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών, γεγονός που θα μας δημιουργούσε λάθος εκτίμηση ως προς τους συντελεστές παλινδρόμησης, καθώς αυξάνεται σε μεγάλο βαθμό η διασπορά τους, διεξάγουμε έλεγχο πολυσυγγραμμικότητας μεταβλητών. Τα αποτελέσματα του E-Views παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα και σύμφωνα με αυτά οι συντελεστές γραμμικής εξάρτησης μεταξύ GDP, HPR και IPR είναι αρκετά κοντά στην μονάδα και συνεπώς οι ερμηνευτικές μεταβλητές των τιμών της ηλεκτρικής ενέργειας απορρίπτονται.

	CONS	GDP	HPR	IPR	UNE
CONS	1,000	0,989	0,930	0,917	0,599
GDP	0,989	1,000	0,900	0,886	0,535
HPR	0,930	0,900	1,000	0,997	0,807
IPR	0,917	0,886	0,997	1,000	0,819
UNE	0,599	0,535	0,807	0,819	1,000

Πίνακας 4.3: Συντελεστές γραμμικής εξάρτησης ερμηνευτικών μεταβλητών Μοντέλου 2

Έτσι δημιουργούμε το Μοντέλο 2 (Πίνακας 5.12 Παραρτήματος):

$$\text{cons} = c + c_1 gdp + c_2 une + e_t \quad (\text{Μοντ. 2})$$

$$e_t = \beta_1 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

και με αριθμητική αντικατάσταση των συντελεστών των μεταβλητών:

$$\text{cons} = 21.381.625 + 130,11 gdp + 231.567,20 une + e_t$$

$$e_t = 0,70 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

Καθώς τα δεδομένα βρίσκονται σε αριθμητική κλίμακα οι συντελεστές των τριών ερμηνευτικών μεταβλητών εκφράζουν την μεταβολή της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας σε ποσοτική κλίμακα ως προς τη μεταβολή μίας μονάδας μέτρησης της μεταβλητής.

Σύμφωνα με τα παραπάνω διαγράμματα διασποράς (σχήμα 4.1), μπορούμε εύκολα να εντοπίσουμε αρχικά τη θετική συσχέτιση μεταξύ της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας (CONS), του ΑΕΠ (GDP) και του ποσοστού ανεργίας (UNE).

4.2.2 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Γίνεται αρχικά ο έλεγχος της στασιμότητας των χρονολογικών σειρών, δηλαδή εξετάζεται αν αυτές περιέχουν μοναδιαίες ρίζες. Σύμφωνα με τον πίνακα 5.13 του παραρτήματος, οι ρίζες είναι εντός του μοναδιαίου κύκλου και συνεπώς η σειρά μας χαρακτηρίζεται στάσιμη και μπορούμε με ασφάλεια να εξάγουμε συμπεράσματα από τους ελέγχους των καταλοίπων.

4.2.3 Ακρίβεια μοντέλου

Η ακρίβεια του συγκεκριμένου μοντέλου πρόβλεψης είναι ιδιαίτερα υψηλή δεδομένου ότι ο συντελεστής προσδιορισμού R και ο προσαρμοσμένος συντελεστής προσδιορισμού R_{adj} διαμορφώνονται πάνω από 99%. Αναλυτικά αποτελέσματα για την εκτίμηση των αποτελεσμάτων προσαρμογής του μοντέλου παρουσιάζονται στο πίνακα 5.12 του Παραρτήματος.

4.2.4 Έλεγχος προϋποθέσεων χρήσης μοντέλου

Εφόσον οι μεταβλητές χρήσης του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές και ταυτόχρονα ερμηνεύουν ένα μεγάλο ποσοστό της διακύμανσης της εξαρτημένης μεταβλητής, μπορούμε να προχωρήσουμε στην διαδικασία ελέγχου των προϋποθέσεων χρήσης του μοντέλου.

➤ Κανονικότητα των καταλοίπων

Για τον έλεγχο της κανονικότητας των σφαλμάτων χρησιμοποιούμε το ιστόγραμμα συχνοτήτων και την στατιστική ποσότητα Jarque & Bera.

Από το ιστόγραμμα συχνοτήτων παρατηρούμε ότι τα κατάλοιπα δεν προσεγγίζουν ικανοποιητικά την καμπύλη της κανονικής κατανομής με δείκτη κύρτωσης 4,04 (Πίνακας 5.14 Παραρτήματος). Το p-value της στατιστικής ποσότητας Jarque & Bera είναι $0,09 > 0,05$, δηλαδή δεν απορρίπτουμε την αρχική υπόθεση και μπορούμε με ασφάλεια να εξάγουμε το συμπέρασμα ότι τα κατάλοιπα του μοντέλου ακολουθούν την κανονική κατανομή.

➤ **Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας καταλοίπων (Heteroskedasticity Test- Breusch-Pagan-Godfrey)**

Για τον έλεγχο της ομοσκεδαστικότητας (ομοιογένεια της διακύμανσης), διενεργούμε το Breusch-Pagan-Godfrey test του οποίου τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 5.15 του Παραρτήματος. Παρατηρούμε ότι P-Value (chi-square(2)) = $0,07 > 0,05$ συνεπώς δεν απορρίπτεται η αρχική υπόθεση και άρα δεν παρουσιάζεται ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα. Το ίδιο αποτέλεσμα μας έδωσαν και τα τεστ White και Engle.

➤ **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων**

Για τον έλεγχο της ανεξαρτησίας των καταλοίπων χρησιμοποιούμε:

- ο τον έλεγχο των Durbin-Watson,

Για την επιβεβαίωση της επάρκειας του μοντέλου, μας ενδιαφέρει ο δείκτης Durbin-Watson να προσεγγίζει την τιμή 2 και ταυτόχρονα να απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0 (όπου $pvalue < 0.05$) περί τυχαιότητας των καταλοίπων. Ο συνδυασμός των δυο συνθηκών υποδηλώνει ότι έχουμε επιτύχει ανεξαρτησία μεταξύ των καταλοίπων. Παρατηρούμε (πίνακας 5.12 Παραρτήματος) ότι στο μοντέλο μας ο δείκτης Durbin-Watson είναι 1,86 και η τιμή $Prob(F\text{-Statistic}) = 0,00 < 0,05$, τιμές που αποτελούν ενδείξεις περί μη αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων 1^{ου} βαθμού.

- ο το διάγραμμα χρονικής εξέλιξης των καταλοίπων (Actual, fitted residual graph)

Για να απορρίψουμε την υπόθεση της συσχέτισης των καταλοίπων πρέπει οι τιμές του διαγράμματος χρονικής εξέλιξης, να εμφανίζουν μια τυχαία κατανομή γύρω από το μηδέν και ταυτόχρονα να μην εμφανίζεται ένα συγκεκριμένο μοτίβο, γεγονός που επαληθεύεται στο δικό μας μοντέλο (πίνακας 5.16 του Παραρτήματος).

- ο τον οπτικό έλεγχο αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων (CorrelogramQ-stat και Correlogram Squared Residuals)

Παρατηρούμε στον πίνακα 5.17 και 5.18 του Παραρτήματος την μη ύπαρξη σειριακής αυτοσυσχέτισης, μερικής αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα για 16 χρονικές υστερήσεις καθώς στη γραφική απεικόνιση όλοι οι συντελεστές είναι εντός του διαστήματος εμπιστοσύνης (95%).

- ο τον έλεγχο Αυτοσυσχέτισης (Serial Correlation LM Test).

Ο έλεγχος των Breusch & Godfrey (1978) ανήκει στην οικογένεια των Lagrange Multiplier (LM) ελέγχων. Χρησιμοποιείται για την εύρεση σειριακής αυτοσυσχέτισης οποιασδήποτε τάξης και δεν υποθέτει ότι δεν υπάρχουν χρονικές υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής σαν ερμηνευτικές μεταβλητές (Ντεγιαννάκης Σ., 2014).

Παρατηρούμε ότι η P-Value των καταλοίπων μέχρι 2^η τάξη, καθώς και P-Value chi-square = 0,32 > 0,05 συνεπώς η αρχική υπόθεση γίνεται αποδεκτή κι άρα επιβεβαιώνουμε ότι τα κατάλοιπα είναι ασυσχέτιστα (πίνακας 5.19 Παραρτήματος)

4.2.5 Προβλεπτική ικανότητα μοντέλου

Ως προς την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος που περιγράφεται στην παράγραφο 4.1.5 (δυναμικό μοντέλο με έτος αναφοράς το 2013). Το διάστημα που επιλέχθηκε να εξεταστεί είναι από το 2014 ως το 2015 και τα αποτελέσματα συγκρίνονται με τα πραγματικά δεδομένα μας σε αριθμητική και γραμμική κλίμακα. Είναι σημαντικό να σημειώσουμε ότι στο τέλος της περιόδου εφαρμογής του μοντέλου (1980-2013) είχαμε πολύ απότομες μεταβολές του ΑΕΠ (σχήμα 2.1) και της ανεργίας (σχήμα 2.4) στην Ελλάδα λόγω της έντασης της οικονομικής κρίσης.

Τα κριτήρια αξιολόγησης του E-Views με βάση τις προβλέψεις παρουσιάζονται στον πίνακα 5.21 του Παραρτήματος. Η σύγκριση τιμών της πρόβλεψης ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας και η απόκλιση από τις πραγματικές τιμές είναι οι εξής:

ΕΤΟΣ	Πραγματική τιμή (GWh)	Τιμή πρόβλεψης (GWh)	Απόκλιση (%)
2014	50.228.000	50.115.022	0,22
2015	51.355.000	49.506.130	-3,60

Πίνακας 4.2: Σύγκριση πραγματικών τιμών ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας με τιμές πρόβλεψης για την περίοδο 2014-2015 στην Ελλάδα

Παρατηρούμε ότι το μοντέλο μας παρουσιάζει μία μεγάλη ακρίβεια στην μεσοπρόθεσμη πρόβλεψη του (1 έτος), ενώ αυτή μειώνεται για μακροπρόθεσμη (2 έτη), αλλά παραμένει σε αποδεκτά επίπεδα. Η γραφική σύγκριση των παραπάνω μεγεθών παρουσιάζεται στον πίνακα 5.22 του Παραρτήματος.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΕΜΠΤΟ
ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΡΟΟΠΤΙΚΕΣ

5.1 Συμπεράσματα

Σύμφωνα με τους σκοπούς της μελέτης πραγματοποιήθηκε μια επιτυχής καταγραφή και ανάλυση των προσδιοριστικών παραγόντων ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας, με τη χρήση δύο μοντέλων πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης, οι οποίοι είναι το ΑΕΠ, οι βαθμοημέρες θέρμανσης και ψύξης και η ανεργία.

Υπάρχει πληθώρα μελετών στη βιβλιογραφία, η οποία προσεγγίζει το ζήτημα του προσδιορισμού παραγόντων που επηρεάζουν τη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας. Από την επισκόπηση της, προκύπτει ότι η σχέση τιμής και ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας είναι ανελαστική. Δηλαδή μεταβολές στην τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας δεν έχουν σαν αποτέλεσμα τη μεταβολή της κατανάλωσης. Συνεπώς οι πολιτικές των κρατών για εξοικονόμηση ενέργειας θα πρέπει να δίνουν βαρύτητα σε άλλα μέτρα κι όχι σε τιμολογιακούς παράγοντες. Στη δική μας μελέτη η τιμή ηλεκτρικής ενέργειας δεν αναλύθηκε καθώς παρουσίασε έντονη γραμμική εξάρτηση με το ΑΕΠ, αλλά μπορεί να αποτελέσει αντικείμενο μελλοντικής συμπληρωματικής μελέτης. Επίσης εκτός από την τιμή, συνήθως προσδιοριστικός παράγοντας που χρησιμοποιείται είναι το εισόδημα που μοντελοποιείται μέσω του ΑΕΠ, το οποίο φαίνεται να έχει μια θετικά ελαστική σχέση με την κατανάλωση και μαζί με τις βαθμοημέρες, επηρεάζουν σε μεγαλύτερο βαθμό τις βραχυπρόθεσμες και μεσοπρόθεσμες αναλύσεις ή την πρόβλεψη ηλεκτρικής ενέργειας.

Στις συνθήκες της δικής μας μελέτης οι προσδιοριστικοί παράγοντες που εντοπίστηκαν αρχικά (Μοντέλο 1) να επηρεάζουν τη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας είναι οι βαθμοημέρες ψύξης και θέρμανσης, καθώς και η καταγεγραμμένη ζήτηση, η οποία δρα ως μεταβλητή διαμόρφωσης της τάσης. Τα συμπεράσματα που μπορούμε να εξάγουμε είναι, σύμφωνα με τους συντελεστές των ερμηνευτικών μεταβλητών, ότι η αύξηση κατά 1°C των βαθμοημερών ψύξης (CDD), δηλαδή η άνοδος της θερμοκρασίας σε μία ημέρα της θερινής περιόδου κατά 1°C πάνω από τους 25°C , θα επιφέρει αύξηση κατά 8.645,36GWh στην κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας, καθώς θα αυξηθεί η ανάγκη μας για ψύξη. Αντίστοιχα η αύξηση κατά 1°C των βαθμοημερών θέρμανσης (HDD), δηλαδή η μείωση της θερμοκρασίας σε μία ημέρα της χειμερινής περιόδου κατά 1°C κάτω από τους 20°C , θα επιφέρει αύξηση κατά 2.742,26GWh στην κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας, καθώς θα αυξηθεί η ανάγκη μας για θέρμανση. Η διαφορά στην κατανάλωση μεταξύ των εποχών οφείλεται στο ότι, για την ψύξη σχεδόν αποκλειστικό μέσο είναι η ηλεκτρική ενέργεια, ενώ για θέρμανση υπάρχουν εναλλακτικές πηγές όπως πετρέλαιο, φυσικό αέριο, ξύλα κλπ. Το ποσοστό της μεταβολής της κατανάλωσης (αύξηση ή μείωση) σε σχέση με την καταγεγραμμένη κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας του προηγούμενου έτους (CONS(-1)) είναι 4%, το οποίο προσεγγίζει αρκετά τα πραγματικά ποσοστά μεταβολών που παρουσιάζονται στην παραπάνω ενότητα 1.2.4.

Ως προς την ικανότητα μεσο-μακροπρόθεσμης πρόβλεψης της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας το μοντέλο 1 μας έδειξε ιδιαίτερη ακρίβεια για χρονικό ορίζοντα 4 ετών με μέγιστη απόλυτη απόκλιση από τις πραγματικές τιμές 2,08%. Θεωρούμε το

αποτέλεσμα πολύ ικανοποιητικό και το μοντέλο θα μπορούσε να βοηθήσει στην πρόβλεψη ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας κάτω από διαφορετικά σενάρια θερμοκρασιών, αυξάνοντας ή μειώνοντας τις βαθμομημέρες θέρμανσης και ψύξης, ανάλογα με τις καιρικές προβλέψεις και υποθέσεις. Ενδεικτικά πεδίο χρήσης θα μπορούσε να είναι οι προβλέψεις ζήτησης ενέργειας λόγω της κλιματικής αλλαγής, η οποία μπορεί να οδηγήσει σε μεγαλύτερες αιχμές ειδικότερα τους καλοκαιρινούς μήνες. Η ικανότητα πρόβλεψης είναι επίσης πολύ χρήσιμη στον ενεργειακό σχεδιασμό της χώρας, προγραμματίζοντας τις προμήθειες καυσίμων, τις συντηρήσεις μεγάλων μονάδων παραγωγής και τις εισαγωγές ηλεκτρικής ενέργειας.

Το μοντέλο 2 επιβεβαιώνει τα συμπεράσματα της βιβλιογραφίας και φανερώνει την θετικά αναλογική σχέση του ΑΕΠ με τη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα μεταβολή του ΑΕΠ κατά 1 μονάδα θα αυξήσει την κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας κατά 130,11GWh. Με άλλα λόγια η ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με την οικονομική ανάπτυξη της χώρας και δεδομένης της εξάρτησης αυτής, απρόβλεπτες ενεργειακές κρίσεις μπορούν να έχουν αρνητική επίδραση στην εθνική οικονομία. Αναγνωρίζοντας έτσι την αναγκαιότητα της οικονομικής ανάπτυξης παράλληλα με την προώθηση περιβαλλοντικής ευθύνης, πρέπει να γίνεται καλή επιλογή μακροπρόθεσμων ενεργειακών πολιτικών. Αντίστοιχα το μοντέλο δείχνει μια παρόμοια σχέση μεταξύ ανεργίας και κατανάλωσης. Μία μονάδα αύξησης του ποσοστού της ανεργίας, θα επιφέρει αύξηση στην κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας κατά 231.567,20GWh. Αυτό πιθανόν να εξηγείται από το γεγονός ότι οι πολίτες που δεν έχουν εργασία, μένουν περισσότερες ώρες στο σπίτι και αυξάνουν με τις δραστηριότητες τους την οικιακή ζήτηση (ψυχαγωγία, θέρμανση, ψύξη, μαγείρεμα κλπ). Η προβλεπτική του ικανότητα είναι λίγο μικρότερη από αυτήν του μοντέλου 1 μακροπρόθεσμα, αλλά το ίδιο καλή μεσοπρόθεσμα, παρόλο που οι ερμηνευτικές μεταβλητές παρουσιάζουν πολύ απότομες μεταβολές τα τελευταία χρόνια λόγω της οικονομικής κρίσης στη χώρα. Το μοντέλο θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί για μεσοπρόθεσμη πρόβλεψη της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας χρησιμοποιώντας εναλλακτικά τα αισιόδοξα και απαισιόδοξα σενάρια μεταβολής του ΑΕΠ, αλλά και της ανεργίας, που παρουσιάζουν οι μελετητές, ώστε να πραγματοποιείται ένας αξιόπιστος ενεργειακός προγραμματισμός.

Τέλος στα πλαίσια της προβλεπτικής ικανότητας των μοντέλων μας, δεν έγινε προσπάθεια σύγκρισης των προβλέψεων του ΑΔΜΗΕ, οι οποίες περιλαμβάνονται στη Μελέτη Επάρκειας Ισχύος περιόδου 2017-2023 του Οργανισμού, καθώς στις παραδοχές που κάνει, περιλαμβάνει και την κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας σε μη διασυνδεδεμένα νησιά (Άνδρο, Πάρο, Νάξο, Μύκονο και Σύρο), για τα οποία υπάρχει σχεδιασμός ενεργειακής σύνδεσης με την ηπειρωτική χώρα από το 2017.

5.2 Προοπτικές

Ενδιαφέρον παρουσιάζει ο εμπλουτισμός του μοντέλου μας και η επίδρασή τους με επιπλέον παραμέτρους πέραν αυτών που συναντάμε συνήθως στη βιβλιογραφία, όπως τα μέτρα εξοικονόμησης ενέργειας, που υιοθετούνται από τα σύγχρονα κράτη, όταν

αυτά λάβουν ποσοτικοποιημένη μορφή. Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζει η ενεργειακή συμπεριφορά των Ελλήνων καταναλωτών, η οποία καταγράφεται ήδη από την ΕΛΣΤΑΤ από το 2012, ώστε να υπάρχουν στοιχεία για την εξοικονόμηση ενέργειας (Πίνακας 5):

Θέρμανση χώρων	63,7
Παραγωγή Ζεστού Νερού Χρήσης	5,7
Μαγείρεμα	17,3
Ψύξη Χώρων	1,3
Φωτισμός	1,7
Συσκευές (Ηλεκτρικές/Ηλεκτρονικές)	10,2
Σύνολο	100

Πηγή: ΕΛΣΤΑΤ, Κατανάλωση Ενέργειας στα Νοικοκυριά περίοδος 2011-2012.

Πίνακας 5: Ποσοστιαία (%) κατανομή της συνολικής κατανάλωσης ενέργειας κατά τελική χρήση

Μια μοντελοποίηση της οικιακής κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας θα ήταν χρήσιμη στην εθνική προσπάθεια εξοικονόμησης ενέργειας, έναντι της δέσμευσης της Ελλάδας για συγκράτηση της αύξησης των εκπομπών CO₂ (Kyoto, 1998). Για την επίτευξη μιας ορθολογικής χρήσης της ενέργειας στον κτιριακό τομέα, σημαντικό παράγοντα αποτελεί και ο σωστός ενεργειακός σχεδιασμός των νέων κατασκευών. Πρωτεύοντα ρόλο στην εκλογή της τελικής κατασκευαστικής λύσης για τα υπό κατασκευή κτίρια θα πρέπει να έχει η ενεργειακή τους κατανάλωση.

Τέλος, επέκταση της μελέτης θα μπορούσε να αποτελέσει η σύγκριση των προσδιοριστικών παραγόντων της ζήτησης για την ελληνική αγορά με άλλες οικονομίες, οι οποίες βρέθηκαν σε αντίστοιχο περιβάλλον οικονομικής πίεσης, όπως η Ιταλία και η Πορτογαλία.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

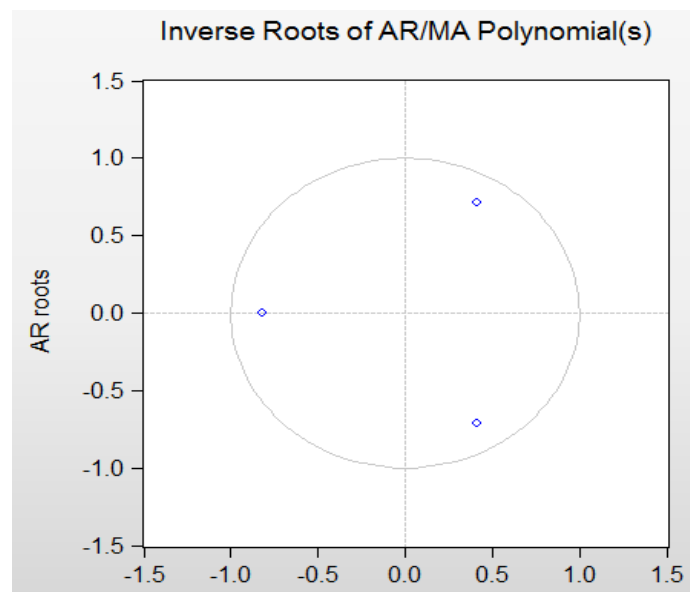
Πίνακες αποτελεσμάτων ελέγχων στο E-Views

Μοντέλο 1

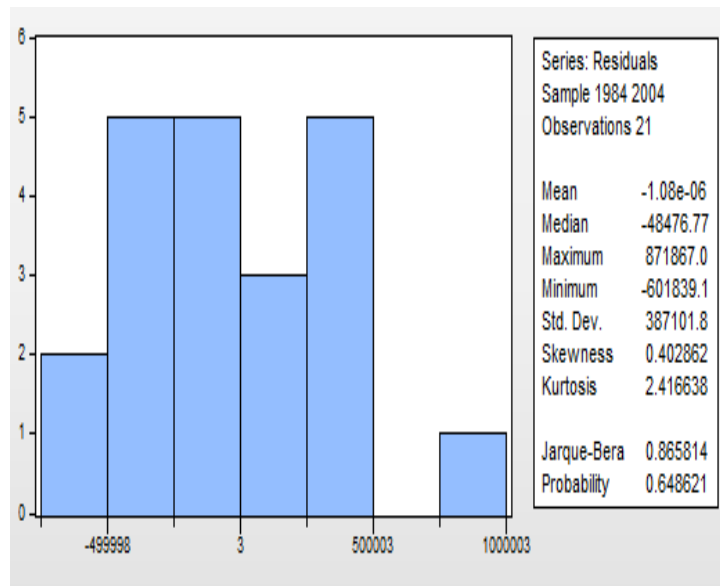
Dependent Variable: CONS
Method: Least Squares
Date: 01/30/17 Time: 17:27
Sample (adjusted): 1984 2004
Included observations: 21 after adjustments
Convergence achieved after 18 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6142585.	2369275.	-2.592601	0.0196
CONS(-1)	1.040495	0.013188	78.89640	0.0000
CDD	8645.359	2825.180	3.060109	0.0075
HDD	2742.260	1085.197	2.526969	0.0224
AR(3)	-0.551233	0.180872	-3.047641	0.0077
R-squared	0.997843	Mean dependent var	34530486	
Adjusted R-squared	0.997303	S.D. dependent var	8334267.	
S.E. of regression	432793.0	Akaike info criterion	28.99816	
Sum squared resid	3.00E+12	Schwarz criterion	29.24686	
Log likelihood	-299.4807	Hannan-Quinn criter.	29.05214	
F-statistic	1850.148	Durbin-Watson stat	2.437157	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.41+.71i	.41-.71i	-.82	

Πίνακας 5.1: Estimate output Μοντέλου 1



Πίνακας 5.2: Έλεγχος στασιμότητας Μοντέλου 1



Πίνακας 5.3: Ιστόγραμμα Καταλοίπων Μοντέλου 1

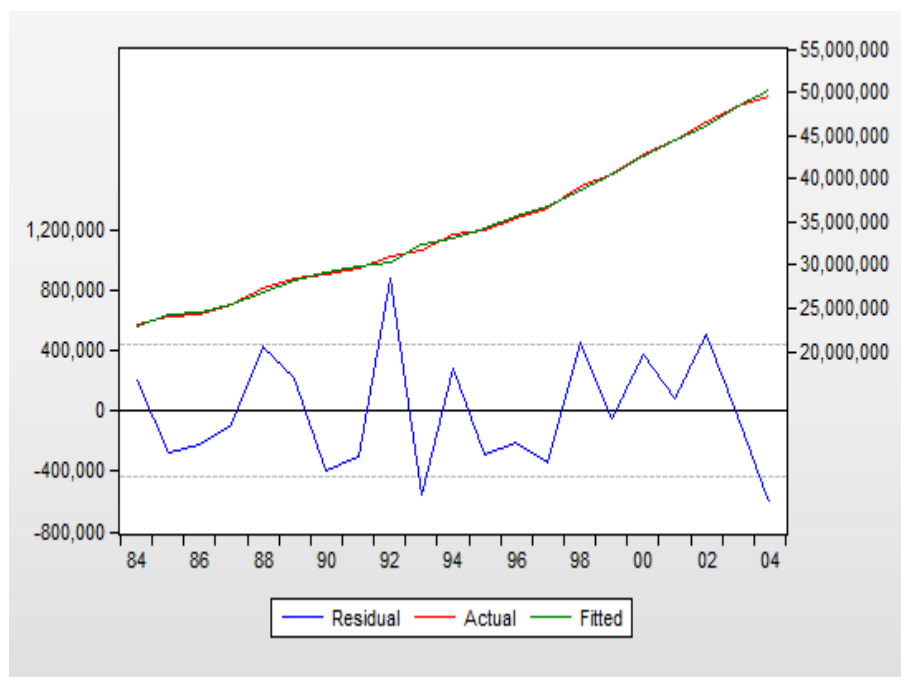
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.310384	Prob. F(3,17)	0.3035
Obs*R-squared	3.944084	Prob. Chi-Square(3)	0.2676
Scaled explained SS	1.621722	Prob. Chi-Square(3)	0.6545

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 01/30/17 Time: 17:55
Sample: 1984 2004
Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.09E+11	8.40E+11	-0.129394	0.8986
CONS(-1)	7653.205	5761.796	1.328267	0.2016
CDD	-1.96E+09	1.12E+09	-1.743594	0.0993
HDD	1.09E+08	3.87E+08	0.281251	0.7819
R-squared	0.187814	Mean dependent var		1.43E+11
Adjusted R-squared	0.044486	S.D. dependent var		1.74E+11
S.E. of regression	1.70E+11	Akaike info criterion		54.72728
Sum squared resid	4.92E+23	Schwarz criterion		54.92624
Log likelihood	-570.6365	Hannan-Quinn criter.		54.77046
F-statistic	1.310384	Durbin-Watson stat		2.173614
Prob(F-statistic)	0.303526			

Πίνακας 5.4: Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας καταλοίπων Μοντέλου 1



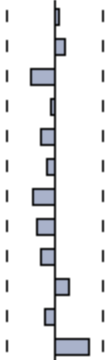
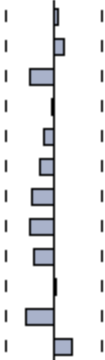
Πίνακας 5.5: Διάγραμμα Χρονικής Εξέλιξης Καταλοίπων Μοντέλου 1

Date: 01/30/17 Time: 18:01
Sample: 1984 2004
Included observations: 21
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.285	-0.285	1.9656	
		2 -0.046	-0.139	2.0196	0.155
		3 -0.157	-0.235	2.6813	0.262
		4 0.138	0.006	3.2220	0.359
		5 -0.233	-0.266	4.8621	0.302
		6 0.078	-0.117	5.0563	0.409
		7 -0.175	-0.300	6.1155	0.410
		8 0.172	-0.119	7.2153	0.407
		9 -0.095	-0.210	7.5820	0.475
		10 0.171	-0.074	8.8613	0.450
		11 0.073	0.113	9.1162	0.521
		12 -0.195	-0.307	11.166	0.429

Πίνακας 5.6: Διάγραμμα αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης καταλοίπων Μοντέλου 1

Date: 01/30/17 Time: 18:02
Sample: 1984 2004
Included observations: 21
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.031	0.031	0.0229
		2	0.084	0.083	0.2033
		3	-0.216	-0.223	1.4583
		4	-0.027	-0.018	1.4788
		5	-0.130	-0.096	1.9927
		6	-0.074	-0.116	2.1690
		7	-0.190	-0.191	3.4198
		8	-0.167	-0.221	4.4593
		9	-0.121	-0.179	5.0463
		10	0.123	0.020	5.7064
		11	-0.091	-0.260	6.1041
		12	0.303	0.170	11.027

Πίνακας 5.7: Διάγραμμα αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης των τετραγώνων των καταλοίπων Μοντέλου 1

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.753231	Prob. F(2,14)	0.2092
Obs*R-squared	4.206201	Prob. Chi-Square(2)	0.1221

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 01/30/17 Time: 18:05
Sample: 1984 2004
Included observations: 21
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2082520.	2543709.	0.818694	0.4267
CONS(-1)	-0.001473	0.012783	-0.115198	0.9099
CDD	209.8630	2737.534	0.076661	0.9400
HDD	-1074.694	1191.079	-0.902286	0.3822
AR(3)	-0.070517	0.197198	-0.357596	0.7260
RESID(-1)	-0.635697	0.342363	-1.856790	0.0845
RESID(-2)	-0.410987	0.351479	-1.169308	0.2618
R-squared	0.200295	Mean dependent var	-1.08E-06	
Adjusted R-squared	-0.142435	S.D. dependent var	387101.8	
S.E. of regression	413752.9	Akaike info criterion	28.96513	
Sum squared resid	2.40E+12	Schwarz criterion	29.31330	
Log likelihood	-297.1338	Hannan-Quinn criter.	29.04069	
F-statistic	0.584410	Durbin-Watson stat	1.962900	
Prob(F-statistic)	0.737417			

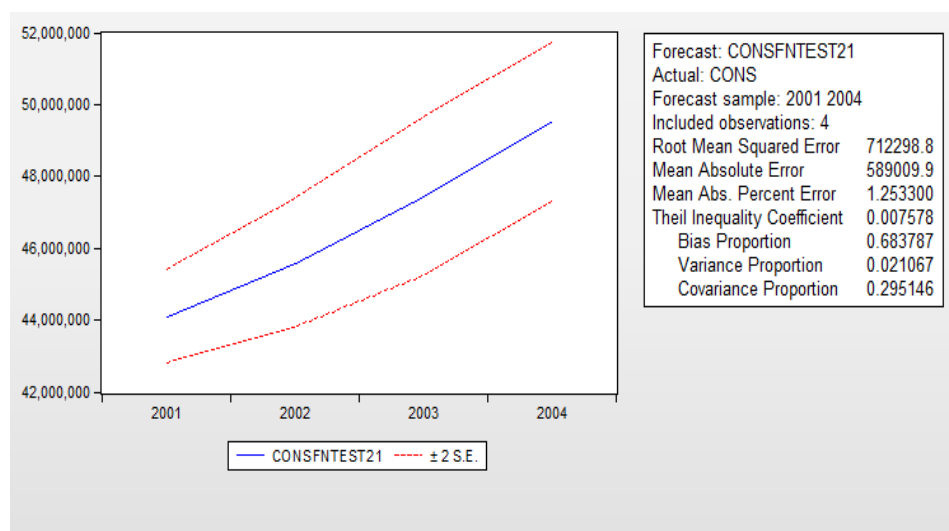
Πίνακας 5.8: Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καταλοίπων Μοντέλου 1

Μοντέλο 1^α

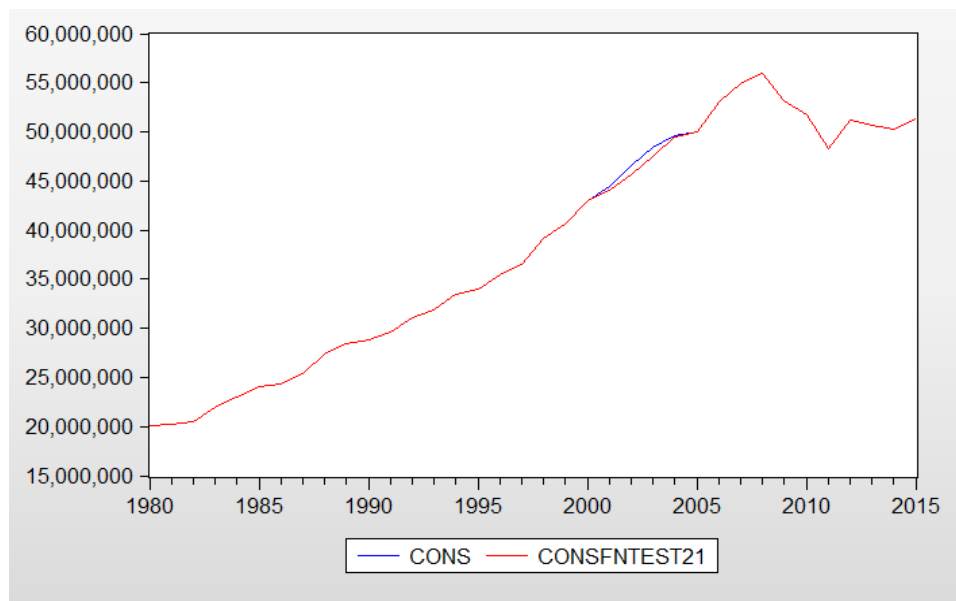
Dependent Variable: CONS
Method: Least Squares
Date: 01/26/17 Time: 15:56
Sample (adjusted): 1984 2000
Included observations: 17 after adjustments
Convergence achieved after 17 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7480865.	2560729.	-2.921381	0.0128
CONS(-1)	1.053188	0.015118	69.66366	0.0000
CDD	6560.191	3122.070	2.101231	0.0574
HDD	3346.411	1203.986	2.779443	0.0167
AR(3)	-0.684577	0.201061	-3.404825	0.0052
R-squared	0.996114	Mean dependent var	31537109	
Adjusted R-squared	0.994819	S.D. dependent var	5992697.	
S.E. of regression	431360.0	Akaike info criterion	29.02720	
Sum squared resid	2.23E+12	Schwarz criterion	29.27227	
Log likelihood	-241.7312	Hannan-Quinn criter.	29.05156	
F-statistic	769.0134	Durbin-Watson stat	2.487842	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.44+.76i	.44-.76i	-.88	

Πίνακας 5.9: Estimate output Μοντέλου 1α



Πίνακας 5.10: Κριτήρια αξιολόγησης πρόβλεψης ετών 2001 ως 2004



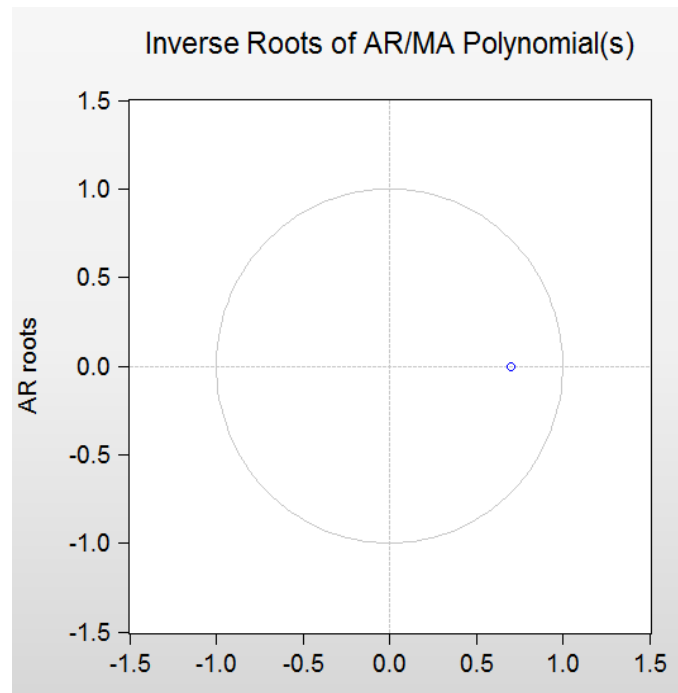
Πίνακας 5.11: Σύγκριση μεταξύ πραγματικών τιμών ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας (cons) και πρόβλεψης (consfntest21) για τα έτη 2001 ως 2004

Μοντέλο 2

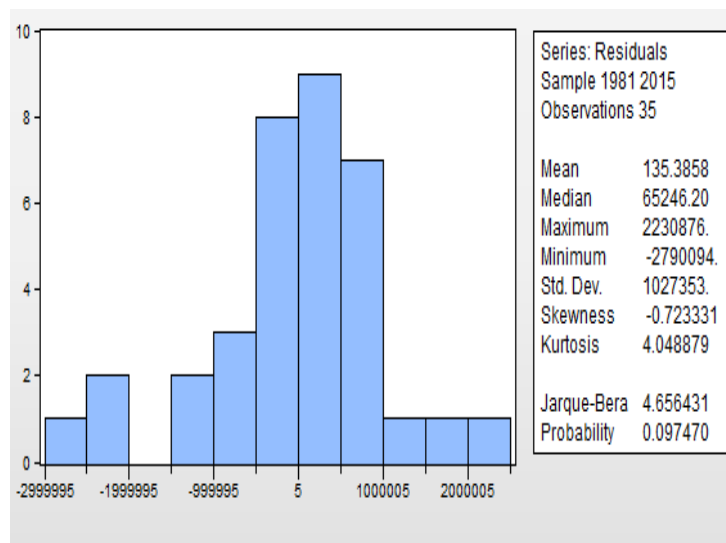
Dependent Variable: CONS
Method: Least Squares
Date: 01/25/17 Time: 15:40
Sample (adjusted): 1981 2015
Included observations: 35 after adjustments
Convergence achieved after 28 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	21381625	1355364.	15.77555	0.0000
GDP	130.1081	9.649606	13.48325	0.0000
UNE	231567.2	96623.68	2.396589	0.0228
AR(1)	0.701815	0.169221	4.147337	0.0002
R-squared	0.992301	Mean dependent var	38810883	
Adjusted R-squared	0.991556	S.D. dependent var	11708459	
S.E. of regression	1075916.	Akaike info criterion	30.72245	
Sum squared resid	3.59E+13	Schwarz criterion	30.90021	
Log likelihood	-533.6429	Hannan-Quinn criter.	30.78381	
F-statistic	1331.814	Durbin-Watson stat	1.862035	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.70			

Πίνακας 5.12: Estimate output Μοντέλου 2



Πίνακας 5.13: Έλεγχος στασιμότητας Μοντέλου 2



Πίνακας 5.14: Ιστόγραμμα Καταλοίπων Μοντέλου 2

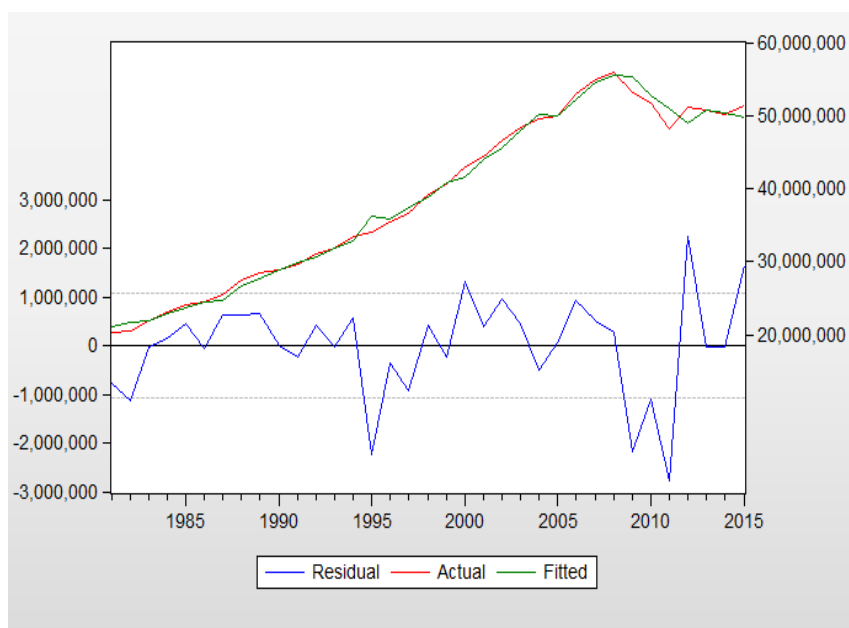
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.839470	Prob. F(2,32)	0.0733
Obs*R-squared	5.275173	Prob. Chi-Square(2)	0.0715
Scaled explained SS	6.307817	Prob. Chi-Square(2)	0.0427

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 01/31/17 Time: 16:31
Sample: 1981 2015
Included observations: 35

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.90E+11	6.32E+11	-0.458063	0.6500
GDP	4804132.	4217525.	1.139088	0.2631
UNE	7.01E+10	5.78E+10	1.213236	0.2339
R-squared	0.150719	Mean dependent var	1.03E+12	
Adjusted R-squared	0.097639	S.D. dependent var	1.82E+12	
S.E. of regression	1.73E+12	Akaike info criterion	59.27260	
Sum squared resid	9.53E+25	Schwarz criterion	59.40591	
Log likelihood	-1034.270	Hannan-Quinn criter.	59.31862	
F-statistic	2.839470	Durbin-Watson stat	1.824646	
Prob(F-statistic)	0.073252			

Πίνακας 5.15: Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας καταλοίπων Μοντέλου 2



Πίνακας 5.16: Διάγραμμα Χρονικής Εξέλιξης Καταλοίπων Μοντέλου 2

Date: 01/31/17 Time: 16:41
Sample: 1981 2015
Included observations: 35
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.023	0.023	0.0200
		2	0.167	0.166	1.1134 0.291
		3	-0.213	-0.227	2.9527 0.228
		4	-0.145	-0.169	3.8252 0.281
		5	-0.142	-0.063	4.6981 0.320
		6	-0.102	-0.099	5.1614 0.397
		7	-0.118	-0.165	5.8061 0.445
		8	-0.149	-0.214	6.8682 0.443
		9	-0.080	-0.150	7.1842 0.517
		10	-0.061	-0.162	7.3759 0.598
		11	-0.182	-0.423	9.1665 0.516
		12	0.131	-0.152	10.138 0.518
		13	0.144	-0.043	11.359 0.498
		14	0.364	0.065	19.515 0.108
		15	0.128	-0.100	20.570 0.113
		16	0.141	-0.014	21.931 0.110

Πίνακας 5.17: Διάγραμμα αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης καταλοίπων Μοντέλου 2

Date: 01/31/17 Time: 16:43
Sample: 1981 2015
Included observations: 35
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.219	0.219	1.8194
		2	0.152	0.109	2.7254 0.099
		3	0.100	0.050	3.1325 0.209
		4	-0.035	-0.085	3.1828 0.364
		5	-0.010	-0.005	3.1867 0.527
		6	0.007	0.021	3.1888 0.671
		7	-0.040	-0.034	3.2611 0.775
		8	-0.091	-0.089	3.6587 0.818
		9	0.009	0.052	3.6626 0.886
		10	-0.091	-0.079	4.0962 0.905
		11	-0.005	0.032	4.0975 0.943
		12	-0.051	-0.058	4.2420 0.962
		13	-0.082	-0.053	4.6397 0.969
		14	0.110	0.152	5.3848 0.966
		15	0.006	-0.029	5.3873 0.980
		16	0.203	0.200	8.2086 0.915

Πίνακας 5.18: Διάγραμμα αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης των τετραγόνων των καταλοίπων Μοντέλου 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.003349	Prob. F(2,29)	0.3790
Obs*R-squared	2.265136	Prob. Chi-Square(2)	0.3222

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 01/31/17 Time: 16:50

Sample: 1981 2015

Included observations: 35

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-859850.2	1518669.	-0.566187	0.5756
GDP	2.663729	10.23523	0.260251	0.7965
UNE	26956.37	99574.14	0.270717	0.7885
AR(1)	-0.217314	0.259329	-0.837986	0.4089
RESID(-1)	0.249102	0.297178	0.838224	0.4088
RESID(-2)	0.353654	0.251811	1.404442	0.1708
R-squared	0.064718	Mean dependent var		135.3858
Adjusted R-squared	-0.096537	S.D. dependent var		1027353.
S.E. of regression	1075800.	Akaike info criterion		30.76983
Sum squared resid	3.36E+13	Schwarz criterion		31.03646
Log likelihood	-532.4721	Hannan-Quinn criter.		30.86187
F-statistic	0.401339	Durbin-Watson stat		1.859705
Prob(F-statistic)	0.843835			

Πίνακας 5.19: Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καταλοίπων Μοντέλου 2

Μοντέλο 2α

Dependent Variable: CONS

Method: Least Squares

Date: 01/31/17 Time: 17:00

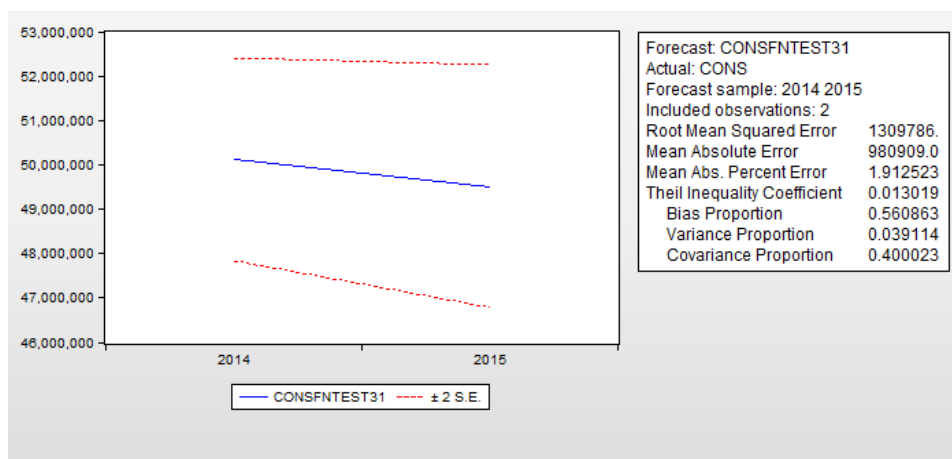
Sample (adjusted): 1981 2013

Included observations: 33 after adjustments

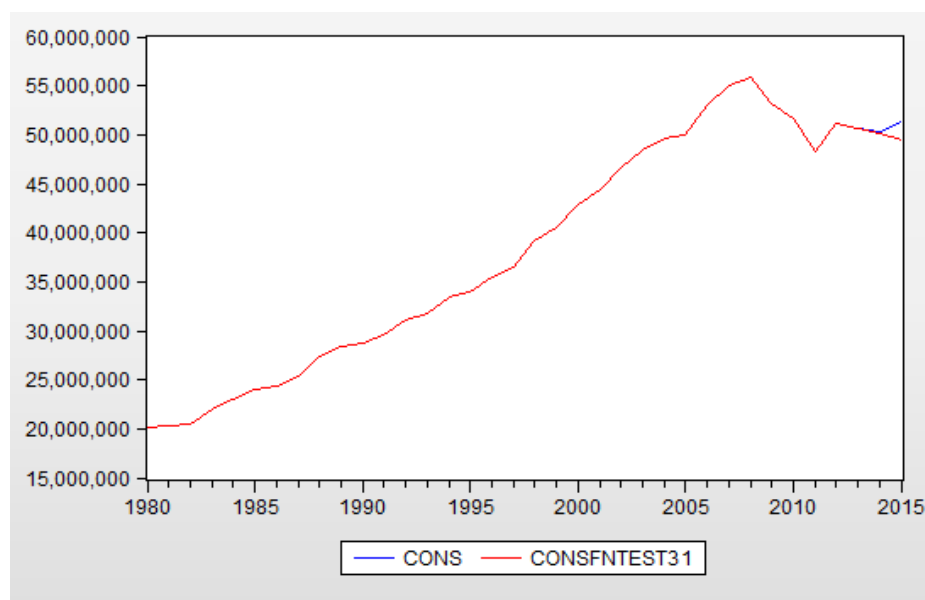
Convergence achieved after 64 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	21551944	1337120.	16.11818	0.0000
GDP	129.6887	9.616611	13.48590	0.0000
UNE	206859.6	97065.43	2.131136	0.0417
AR(1)	0.696535	0.166985	4.171228	0.0003
R-squared	0.992427	Mean dependent var		38084785
Adjusted R-squared	0.991644	S.D. dependent var		11667113
S.E. of regression	1066516.	Akaike info criterion		30.71091
Sum squared resid	3.30E+13	Schwarz criterion		30.89230
Log likelihood	-502.7299	Hannan-Quinn criter.		30.77194
F-statistic	1266.833	Durbin-Watson stat		1.944324
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.70			

Πίνακας 5.20: Estimate output Μοντέλου 2α



Πίνακας 5.21: Κριτήρια αξιολόγησης πρόβλεψης ετών 2014 ως 2015



Πίνακας 5.22: Σύγκριση μεταξύ πραγματικών τιμών ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας (cons) και πρόβλεψης (consfnstest31) για τα έτη 2014 ως 2015

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. Athkoralala P.P.A.W., Wilson C., 2010. Estimating short and long-term residential demand for electricity: New evidence from Sri Lanka. *Energy Economics* 32, 534-540.
2. Bentzen J., Engsted T., 1993. Short- and long-run elasticities in energy demand: A cointegration approach. *Energy Economics*, 9-16.
3. Okajima S., Okajima H., 2013. Estimation of Japanese price elasticities of residential electricity demand, 1990-2007. *Energy Economics* 40, 433-474.
4. Jamil F., Ahmad E., 2011. Income and price elasticities of electricity demand: Aggregate and sector-wise analyses. *Energy Policy* 39, 5519-5527.
5. Hodroyiannis G., 2004. Estimating residential demand for electricity in Greece. *Energy Economics* 26, 319-334.
6. Dergiades T., Tsoulfidis L., 2008. Estimating residential demand for electricity in the United States 1965-2006. *Energy Economics* 30, 2722-2730.
7. Dergiades T., Martinopoulos G., Tsoulfidis L., 2013. Energy consumption and economic growth: Parametric and non-parametric causality testing for the case of Greece. *Energy Economics* 36, 686-697.
8. Donatos S.G., Mergos G.J., 1989. Energy demand in Greece: The impact of the two energy crises. *Energy Economics*, 147-152.
9. Edogdu E., 2007. Electricity demand analysis using cointegration and ARIMA modeling: A case study of Turkey. *Energy Policy* 35, 1129-1146.
10. Ahmed T., Muttaqi A., Agalgaonkar P., 2012. Climate change impacts on electricity demand in the State of New South Wales, Australia. *Applied Energy* 98, 376-383.
11. An N., Zhao W., Wang J., Shang D., Zhao E., 2013. Using multi-output feedforward neural network with empirical mode decomposition based signal filtering for electricity demand forecasting. *Energy* 49, 279-288.
12. Kale R.V., Pohekar S.D., 2014. Electricity demand and supply scenarios for Maharashtra (India) for 2030: An application of long range energy alternatives planning. *Energy Policy* 72, 1-13.
13. Halicioglu F., 2007. Residential electricity demand dynamics in Turkey. *Energy Economics* 29, 199-210.
14. Kim M.S., 2013. Modeling special-day effects for forecasting intraday electricity demand. *European Journal of Operational Research* 230, 170-180.
15. Lim K.M., Lim S.Y., Yoo S.H., 2014. Short- and long-run elasticities of electricity demand in the Korean service sector. *Energy Policy* 67, 517-521.
16. Shazly A.E., 2013. Electricity demand analysis and forecasting: A panel cointegration approach. *Energy Economics* 40, 251-258.
17. Torriti J., 2014. A review of time use models of residential electricity demand. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 37, 265-272.
18. Azvedo I.M.L., Granger M., Lave L., 2011. Residential and regional electricity consumption in the U.S. and EU: How much will higher prices reduce CO2 emissions? *The Electricity Journal* 24, 21-29.

19. Mirasgedis S., Sarafidis Y., Georgopoulou E., Lalas D.P., Moschovits M., Karagiannis F., Papakonstantinou D., 2006. Models for mid-term electricity demand fore-casting incorporating weather influences. *Energy* 31, 208-227.
20. Fullerton T.M., Juarez D.A., Walke A.G., 2012. Residential electricity consumption in Seattle. *Energy Economics* 34, 1693-1699.
21. Halvorsen B., Larsen B.M., 2001. The flexibility of household electricity demand over time. *Resource and Energy Economics* 32, 1-18.
22. Labandeira X., Labeaga J.M., Otero X.L., 2012. Estimation of elasticity price of electricity with incomplete information. *Energy Economics* 34, 627-633.
23. Narayan P.S., Smyth R., 2009. Multivariate granger causality between electricity consumption, exports and GDP: Evidence from a panel of Middle Eastern countries. *Energy Policy* 37, 229-236.
24. Zachariadis T., Pashourtidou N., 2007. An empirical analysis of electricity consumption in Cyprus. *Energy Economics* 29, 183-198.
25. Gam I., Rejeb J.B., 2012. Electricity demand in Tunisia. *Energy Policy* 45, 714-720.
26. Narayan P.K., Smyth R., Prasad A., 2007. Electricity consumption in G7 countries: A panel cointegration analysis of residential demand elasticities. *Energy Policy* 35, 4485-4494.
27. Ziramba E., 2008. The demand for electricity in South Africa. *Energy Policy* 36, 3460-3466.
28. Amarawickrama H.A., Hunt L.C., 2008. Electricity demand for Sri Lanka: A time series analysis. *Energy* 33, 724-739.
29. Amusa H., Amusa K., Mabugu R., 2009. Aggregate demand for electricity in South Africa: An analysis using the bounds testing approach to cointegration. *Energy Policy* 37, 4167-4175.
30. Narayan P.S., Smyth R., 2005. The residential demand for electricity in Australia: an application of the bounds testing approach to cointegration. *Energy Policy* 33, 467-474.
31. De Vita G., Endresen K., Hunt L.C., 2006. An empirical analysis of energy demand in Namibia. *Energy Policy* 34, 3447-3463.
32. Pielow A., Sioshansi R., Roberts M., 2012. Modeling short-run electricity demand with long-term growth rates and consumer price elasticity in commercial and industrial sectors. *Energy* 46, 533-540.
33. Pourazarm E., Cooray A., 2013. Estimating and forecasting residential electricity demand in Iran. *Economic Modelling* 35, 546-558.
34. Amjadi M.H., Nezamabadi-pour H., 2010. Estimation of electricity demand of Iran using two heuristic algorithms. *Energy Conversion and Management* 51, 493-497.
35. Beenstock M., Golding E., Nabot D., 1999. The demand for electricity in Israel. *Energy Economics* 21, 168-183.
36. Psiloglou B.E., Giannakopoulos C., Majithia S., Petrakis M., 2009. Factors affecting electricity demand in Athens, Greece and London, UK: A comparative assessment. *Energy* 34, 1855-1863.

37. Bjorner T., Togeby M., Jensen H.H., 2001. Industrial companies' demand for electricity: evidence from a micropanel. *Energy Economics* 23, 595-617.
38. Ediger V.S., Akar S., 2007. ARIMA forecasting of primary energy demand by dual in Turkey. *Energy Policy* 35, 1701-1708.
39. Kamerschen D.R., Porter D., 2004. The demand for residential, industrial and total electricity, 1973-1998. *Energy Economics* 26, 87-100.
40. Lee D.G., Lee B.W., Chang S.H., 1997. Genetic programming model for long-term forecasting of electric power demand. *Electric Power Systems Research* 40, 17-22.
41. Silik J.I., Joutz F.L., 1997. Short and long-run elasticities in US residential electricity demand: a cointegration approach. *Energy Economics* 19, 493-513.
42. Gianfreda A., Grossi L., 2012. Forecasting Italian electricity zonal prices with exogenous variables. *Energy Economics* 34, 2228-2239.
43. Hayn M., Bertsch V., Fichtner W., 2014. Electricity load profiles in Europe: The importance of household segmentation. *Energy Research & Social Science* 3, 30-45.
44. Muratori M., Leech B.A., Rizzoni G., 2014. Role of residential demand response in modern electricity markets. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 33, 546-553.
45. Yan J., Folly K., 2014. Investigation of the impact of demand elasticity on electricity market using extended Cournot approach. *Electrical Power and Energy Systems* 60, 347-356.
46. Zhou S., Teng F., 2013. Estimation of urban residential electricity demand in China using household survey data. *Energy Policy* 61, 394-402.
47. Dulleck U., Kaufmann S., 2004. Do customer information programs reduce household electricity demand?-the Irish program. *Energy Policy* 32, 1025-1032.
48. Narayan P.S., Smyth R., 2005. Electricity consumption, employment and real income in Australia evidence from multivariate Granger causality tests. *Energy Policy* 33, 1109-1116.
49. Bessec M., Fouquau J., 2008. The non-linear link between electricity consumption and temperature in Europe: A threshold panel approach. *Energy Economics* 30, 2705-2721.
50. Arthur M.d.F.S.R., Bond C.A., Wilson B., 2012. Estimation of elasticities for domestic energy demand in Mozambique. *Energy Economics* 34, 398-409.
51. Gomez L.M.B., Filippini M., Heimsch F., 2013. Regional impact of changes in disposable income on Spanish electricity demand: A spatial econometric analysis. *Energy Economics* 40, 558-566.
52. Adom P.K., Bekoe W., 2013. Modelling electricity demand in Ghana revisited: The role of policy regime changes. *Energy Policy* 61, 42-50.
53. Xu M., Hu Z., Wu J., Zhou Y., 2008. A hybrid society model for simulating residential electricity consumption. *Electrical Power and Energy Systems* 30, 569-574.
54. Atakhanova Z., Howie P., 2007. Electricity demand in Kazakhstan. *Energy Policy* 35, 3729-3743.

55. Donatos S.G., Mergos G.J., 1991. Residential demand for electricity: the case of Greece. *Energy Economics*, 41-47.
56. Chang P.C., Fan C.Y., Lin J.J., 2011. Monthly electricity demand forecasting based on a weighted evolving fuzzy neural network approach. *Electrical Power and Energy Systems* 33, 17-27.
57. Mousavi M.S., Mostafavi E.S., Hosseinpour F., 2014. Gene expression programming as a basis for new generation of electricity demand prediction models. *Computers & Industrial Engineering* 74, 120-128.
58. Powells G., Bulkeley H., Sandra B., Judson E., 2014. Peak electricity demand and flexibility of everyday life. *Geoforum* 55, 43-52.
59. Rapanos V.T., Polemis M.L., 2006. The structure of residential energy demand in Greece. *Energy Policy* 34, 3137-3143.
60. Tserzekos E.D., 1992. Forecasting residential electricity consumption in Greece using monthly and quarterly data. *Energy Economics*, 226-232.
61. Ντεγιαννάκης Σ., 2014. Εφαρμογές Οικονομετρίας με τη χρήση του πακέτου E-Views, Πανεπιστημιακές Σημειώσεις, ΠΜΣ Πάντειο Πανεπιστήμιο, 20-102.
62. Θεοχαρόπουλος Γ., 2015. Διερεύνηση των Προσδιοριστικών Παραγόντων και Μεθόδων Πρόβλεψης της Ζήτησης Ηλεκτρικής Ενέργειας. Διπλωματική Εργασία, ΕΜΠ, 18-70, 82-114.
63. Λαγουδάκη Δ., 2016. Μια Αυτοπαλίνδρομη Ανάλυση της Ηλεκτρικής Ενέργειας στην Ελλάδα. Διπλωματική Εργασία, ΕΜΠ, 14-46.
64. Bianco V., Manca O., Nardini S., 2009. Electricity consumption forecasting in Italy using linear regression models. *Energy Policy* 34, 1413–1421.
65. Kooros, S.K., Sussan, A.P. and Semetesy, M., 2006. The Impact of Oil Prices on Employment, *International Research Journal of Finance and Economics*, 5: 136-154.
66. Chukuezi, C.O., 2009. Poverty and Youth Restiveness in Nigeria: Implications for National. *Ozean, Journal of Social Sciences*, 2(2): 97 – 103.
67. Ingwe, R., Ushie, M., Ojong, F. E. and Okeme, I., 2009. Pursuing sustainable development through agroforestry in Nigeria: Geodemographic and spatial analyses of agroforestry implementation in 36 states and capital territory. *Journal of Sustainable Development in Africa*, 11(4), 101 – 133.
68. Awogbenle, A.C. and Iwuamadi, K.C. (2010). Youth unemployment: Entrepreneurship development programme as an intervention mechanism. *African Journal of Business Management*, 4(6), 831 – 835.
69. Τσιώνας Ευθ., 2010. *Εφαρμοσμένη Οικονομετρία*, Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών, Τμήμα Οικονομικής Επιστήμης, 1-70, 92-168.
70. Τζαβαλής Η., 2008. *Οικονομετρία*, Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών, Τμήμα Οικονομικής Επιστήμης, 5-170.
71. Bohi, Douglas R. (1981), *Analyzing demand behavior: a study of energy elasticities*, 1st ed. *Baltimore: Johns Hopkins University Press*, 1981.
72. Espey and Espey, 2004, Turning on the Lights: A Meta-Analysis of residential Electricity demand elasticities, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 36, pp: 65-81
73. Nakajima T., 2010. The residential demand for electricity in Japan: An examination using empirical panel analysis techniques. *Journal of Asian Economics* 21, 412-420.