

ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΟΙΚΙΑΚΗΣ ΖΗΤΗΣΗΣ ΕΝΕΡΓΕΙΑΣ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ 1970-2003*

Υπό

Μιχαήλ Α. Πολέμη
Επιτροπή Ανταγωνισμού**

Abstract

ASSESSMENT OF RESIDENTIAL ENERGY DEMAND IN GREECE DURING THE PERIOD 1970-2003

This paper with the title “Assessment of residential energy demand in Greece during the period 1970-2003” attempts to cast light on the main determinants of residential energy demand in Greece. For this purpose we used cointegration analysis in order to capture short-run and long-run effects of oil and electricity demand respectively. From the empirical analysis that spans the period 1970-2003, we find that in the long-run oil and electricity demand appears to be income elastic and price inelastic respectively. We also find that natural gas, which is taken into account through the inclusion of a broken trend (1997-2003), appears to affect energy demand and thus the magnitude of the relevant elasticities. JEL Classifications: O38; Q41.

Keywords: Residential energy demand, cointegration, natural gas, broken trend.

1. Εισαγωγή - Βιβλιογραφική Επισκόπηση

Η ζήτηση ενέργειας στον οικιακό τομέα (νοικοκυριά) προκύπτει ως αποτέλεσμα της ανάγκης των νοικοκυριών για τη θέρμανση των χώρων και του νερού, το μαγείρεμα και τη χρήση διάφορων ηλεκτρικών συσκευών. Τόσο η θέρμανση χώρων και νερού, όσο και το μαγείρεμα, αποτελούν χρήσεις στις οποίες μπορεί να παρατηρηθεί υποκατάσταση μεταξύ διαφορετικών τύπων καυσίμου, γεγονός που δεν ισχύει στην περίπτωση των ηλεκτρικών συσκευών (Μάντζος, 1997, σελ. 75).

* Ο συγγραφέας αισθάνεται την ανάγκη να ευχαριστήσει από καρδιάς τον αναπληρωτή καθηγητή του Πανεπιστημίου Αθηνών κ. Β. Ράπανο και τον καθηγητή του Εθνικού Μετσοβίου Πολυτεχνείου κ. Π. Κάπρο για τα χρήσιμα σχόλια και τις στοχευμένες παρατηρήσεις τους, οι οποίες βελτίωσαν σημαντικά την εικόνα του άρθρου.

** Οι απόψεις στο συγκεκριμένο άρθρο αφορούν αποκλειστικά τον συγγραφέα και όχι την Επιτροπή Ανταγωνισμού.

Σύμφωνα με την εγχώρια και διεθνή βιβλιογραφία, η ζήτηση ενέργειας του οικιακού τομέα ποσοτικοποιείται εμπειρικά μέσα από την εφαρμογή ad-hoc υποδειγμάτων, τα οποία στο σύνολό τους ακολουθούν τη μέθοδο της συνολοκλήρωσης. Οι περισσότερες από αυτές τις μελέτες εφαρμόζουν τη μεθοδολογία των Engle and Granger (1987, σελ. 255), με σκοπό να υπολογίσουν τις παραμέτρους που επηρεάζουν την οικιακή ζήτηση ενέργειας (Bentzen and Engsted, 1993, σελ. 10, Fouquet, 1995, σελ. 240, Beenstock et al., 1999, σελ. 173). Παρόλα αυτά, έχουν καταγραφεί στη βιβλιογραφία και άλλες μελέτες, οι οποίες χρησιμοποιούν τη διαδικασία της μέγιστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood estimation procedure), που αναπτύχθηκε από τους Johansen and Juselius¹. Ενδεικτικά αναφέρονται οι μελέτες των Silk and Joutz, 1997, σελ. 495 και Beenstock et al., 1999, σελ. 169. Ειδικότερα, οι Beenstock et al., (1999, σελ. 170), χρησιμοποίησαν τριμηνιαία στοιχεία για το Ισραήλ με σκοπό να συγκρίνουν τρία δυναμικά υποδείγματα που εκτιμούν τη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας από τα νοικοκυριά.

Επιπρόσθετα, αναφέρεται και η μελέτη των Rapanos and Polemis (2005, σελ. 1782), η οποία εφαρμόζει τη μεθοδολογία των Engle and Granger με σκοπό την εκτίμηση της ζήτησης 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 Hondroyiannis (2004, σελ. 323), μέσα από την εφαρμογή ενός διανυσματικού αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος (VECM).

Τέλος, για την εκτίμηση της μακροχρόνιας συνάρτησης ζήτησης ενέργειας, οι περισσότερες μελέτες χρησιμοποιούν ετήσια στοιχεία (Donatos and Mergos, 1991, σελ. 44, Silk and Joutz, 1997, σελ. 495, Clements and Madlener, 1999, σελ. 192, Christodoulakis et al., 2000, σελ. 399 και Rapanos and Polemis, 2005, σελ. 1783), ενώ μικρός αριθμός μελετών χρησιμοποιεί τριμηνιαία ή μηνιαία στοιχεία (Fouquet, 1995, σελ. 240, Beenstock et al., 1999, σελ. 169, Hondroyiannis, 2004, σελ. 323). Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζει η μελέτη του Tserkezos (1992, σελ. 228), ο οποίος εξέτασε το πρότυπο της ζήτησης οικιακής ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα χρησιμοποιώντας τριμηνιαία και μηνιαία στοιχεία. Σύμφωνα με τα ευρήματα της συγκεκριμένης μελέτης, το διαθέσιμο εισόδημα, η θερμοκρασία και η τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας αποτελούν σημαντικούς προσδιοριστικούς παράγοντες της οικιακής ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας. Ανάλογα ευρήματα παρέχουν οι μελέτες των Donatos and Mergos (1991, σελ. 46), Agostini, et al., (1992, σελ. 282), Silk and Joutz (1997, σελ. 509), Christodoulakis et al., (2000, σελ. 415), Rapanos and Polemis (2005, σελ. 1787).

2. Δεδομένα – Έλεγχοι Στασιμότητας

Η εμπειρική ανάλυση, που χρησιμοποιείται στο παρόν άρθρο, ενσωματώνει την τεχνική της συνολοκλήρωσης μέσω της εφαρμογής της μεθοδολογίας Johansen (βλ. Charemza and Deadman, 1997, σελ. 84), η οποία επιτρέπει την εκτίμηση των ελαστικοτήτων ζήτησης οικιακής ενέργειας στη μακροχρόνια και βραχυχρόνια περίοδο.

Τα στατιστικά στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν για την εκτίμηση των εξισώσεων ζήτησης οικιακής ενέργειας, αφορούν δεδομένα χρονολογικών σειρών και καλύπτουν την περίοδο 1970-2003. Η κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας (CELEC), είναι εκφρασμένη σε κιλοβατώρες (KWH), ενώ η κατανάλωση πετρελαίου θέρμανσης (COIL) σε χιλιάδες λίτρα. Τα στοιχεία των δύο παραπάνω μεταβλητών είναι διαθέσιμα από τον Διεθνή Οργανισμό Ενέργειας (IEA). Το ΑΕΠ (GDP), είναι εκφρασμένο σε σταθερές τιμές (εκατομμύρια ευρώ), έτους βάσης 1995 και είναι διαθέσιμο από την Eurostat (Newcronos - Theme 2). Οι τιμές της ηλεκτρικής ενέργειας (RPELEC), και του πετρελαίου θέρμανσης (RPOIL), είναι διαθέσιμες από τον Διεθνή Οργανισμό Ενέργειας (Energy Prices and Taxes), και έχουν στη συνέχεια αποπληθωριστεί με βάση τον γενικό δείκτη τιμών καταναλωτή (CPI).

Η τιμή του υγραερίου θέρμανσης (LPG)³, η οποία έχει αποπληθωριστεί με βάση το γενικό δείκτη τιμών καταναλωτή (CPI), είναι διαθέσιμη από το Υπουργείο Ανάπτυξης (Διεύθυνση Εσωτερικού Εμπορίου). Τέλος, ο αριθμός των καταναλωτών (HOUS) ηλεκτρικής ενέργειας χαμηλής τάσης (νοικοκυριά) είναι διαθέσιμος από τη Δημόσια Επιχείρηση Ηλεκτρισμού (ΔΕΗ), και ειδικότερα από τη Γενική Διεύθυνση Διανομής (Διεύθυνση Εμπορίας μη Επιλεγμένων Πελατών).

Για να ελεγχθεί η στασιμότητα των παραπάνω χρονολογικών σειρών, χρησιμοποιήθηκαν οι (επαυξημένοι) έλεγχοι Dickey-Fuller περί ύπαρξης μοναδιαίων ριζών (Banerjee et al., 1993, σελ. 100-103), οι έλεγχοι των Phillips-Perron (Phillips and Perron, 1988, σελ. 338), καθώς και ο έλεγχος KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin). Τα αποτελέσματα από την εξέταση της ύπαρξης μοναδιαίων ριζών στα επίπεδα και τις πρώτες διαφορές των μεταβλητών παρουσιάζονται στον Πίνακα 1.

Από την εξέταση του σχετικού πίνακα, μπορεί να υποστηριχθεί ότι σε πρώτο στάδιο δεν μπορεί να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας) για τα επίπεδα (levels) των μεταβλητών του υποδείγματος. Επομένως, όλες οι σειρές του υποδείγματος εκτός από τη μεταβλητή που αφορά

στον αριθμό των ημερών θέρμανσης (HDD) δεν είναι στάσιμες. Σύμφωνα με τον έλεγχο Phillips-Perron, η κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας (CELEC) εμφανίζεται στάσιμη ως προς τα επίπεδα. Από τη συνδυασμένη όμως χρήση των στατιστικών Dickey-Fuller και KPSS προκύπτει ότι η μεταβλητή είναι ολοκληρωμένη πρώτου βαθμού (στάσιμη ως προς τις πρώτες διαφορές). Αντιθέτως, εάν χρησιμοποιηθούν οι πρώτες διαφορές των μεταβλητών, η υπόθεση της στασιμότητας -με βάση τους σχετικούς ελέγχους στασιμότητας- γίνεται δεκτή. Επομένως εκτός από τη μεταβλητή που εκφράζει το συνολικό αριθμό ημερών θέρμανσης (HDD), οι υπόλοιπες μεταβλητές του υποδείγματος περιέχουν μια μοναδιαία ρίζα, δηλαδή είναι ολοκληρωμένες πρώτου βαθμού $I(1)$. Το γεγονός ότι η μεταβλητή (HDD), είναι στάσιμη στα επίπεδα και επομένως $I(0)$, δηλώνει ότι δεν μπορούν να εκτιμηθούν τυχόν μακροχρόνια αποτελέσματα που μπορεί να επιφέρει η τελευταία στη ζήτηση για οικιακή ενέργεια. Η απουσία όμως της συγκεκριμένης μεταβλητής από τη συνολοκληρωμένη εξίσωση δεν συνεπάγεται την έλλειψη βραχυχρόνιων επιδράσεων (Bentzen and Engsted, 1993, σελ. 12).

Έχοντας εξασφαλίσει ότι οι χρονολογικές σειρές (GDP, CELEC, COIL, RPELEC, RPOIL, RPLPG, HOUS), δεν είναι στάσιμες, αλλά $I(1)$, εξετάζονται τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά των (ντετερμινιστικοί όροι). Αναλυτικότερα, με τη συνδυασμένη χρήση των στατιστικών Φ_2 και τ_μ , προκύπτει ότι η γεννήτωρος διαδικασία (data generation process), για τις μεταβλητές COIL, RPELEC, RPOIL και HOUS χαρακτηρίζεται από απουσία ντετερμινιστικών όρων (τάση και σταθερός όρος). Σε αντιδιαστολή, για τις μεταβλητές GDP, CELEC και RPLPG εξαιτίας του ότι η στατιστική Φ_2 είναι στατιστικά σημαντική κάτω από την υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας και ισχύει η σχέση $|\tau_\mu| < 1.64$, συμπεραίνεται ότι ο σταθερός όρος είναι στατιστικά σημαντικός.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Έχοντας εξασφαλίσει ότι οι μεταβλητές έχουν τον ίδιο βαθμό ολοκλήρωσης $I(1)$, σε ένα δεύτερο στάδιο εξετάζεται η ύπαρξη ή όχι διανυσμάτων συνολοκλήρωσης, τα οποία όπως είναι γνωστό εκφράζουν την μακροχρόνια σχέση που συνδέει τις μεταβλητές του υποδείγματος (βλ. επόμενη ενότητα).

3. Οικονομετρική Ανάλυση – Εκτιμήσεις

Εξαιτίας αντικειμενικών προβλημάτων (χαμηλή δύναμη των ελέγχων στατιστικής σημαντικότητας), που ανακύπτουν από την εφαρμογή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (OLS), στις εξισώσεις συνολοκλήρωσης, οι μακροχρόνιες ελαστικότητες τιμών και εισοδήματος για τις εξισώσεις ζήτησης

ενέργειας θα εκτιμηθούν εφαρμόζοντας την (πολυμεταβλητή) μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας, όπως πρώτα αναπτύχθηκε από τους Johansen (1988, σελ. 232), και Johansen and Juselius (1992, σελ. 393). Η συγκεκριμένη μεθοδολογική προσέγγιση, βασίζεται στην εκτίμηση του παρακάτω αυτοπαλίνδρομου σχήματος (VAR):

$$Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_k Y_{t-k} + BX_t + e_t, \quad e_t \sim \text{IN}(0, \Sigma) \quad (1)$$

Στη σχέση (1) με Y_t συμβολίζεται το $(p \times 1)$ διάνυσμα των μη-στάσιμων $I(1)$ μεταβλητών για το υπόδειγμα ζήτησης πετρελαίου θέρμανσης, με δ συμβολίζεται το $(p \times 1)$ διάνυσμα των σταθερών όρων, A_1, \dots, A_k είναι μήτρες $(p \times p)$ των παραμέτρων του υποδείγματος, με X_t συμβολίζεται το διάνυσμα των προσδιοριστικών μεταβλητών (τάση, σταθερός όρος), και τέλος με e_t συμβολίζεται το $(p \times 1)$ διάνυσμα των διαταρακτικών όρων (Gaussian)⁴. Ένα σημαντικό πλεονέκτημα του VAR, είναι ότι μπορεί και εκτιμά δυναμικές σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών χωρίς να είναι απαραίτητο να επιβληθούν ισχυροί a-priori περιορισμοί. Η εξίσωση (1), μπορεί να μετασχηματιστεί στο κάτωθι υπόδειγμα (VECM)

$$\Delta Y_t = \delta + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-1} + BX_t + e_t \quad (2)$$

όπου η μήτρα $\Pi_i = -I + A_1 + \dots + A_i$ ($\forall i = 1, \dots, k-1$), περιέχει πληροφορηση σχετικά με τις βραχυχρόνιες προσαρμογές των μεταβλητών στις μεταβολές της μήτρας Y_t και η μήτρα $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k A_j$ ενσωματώνει τις μακροχρόνιες μεταβολές.

Στο οικονομομετρικό υπόδειγμα ζήτησης οικιακής ενέργειας, λαμβάνεται υπόψη ως εξωγενής μεταβλητή η επίδραση του φυσικού αερίου, η οποία άρχισε να εκδηλώνεται από το 1997 και έπειτα. Λόγω έλλειψης ολοκληρωμένης χρονολογικής σειράς, η επίδραση του φυσικού αερίου στην κατανάλωση ενέργειας από τα νοικοκυριά, γίνεται αισθητή (βραχυχρόνια), μέσω της δημιουργίας μιας επιπλέον (εξωγενούς) μεταβλητής, η οποία λαμβάνει την τιμή μηδέν την περίοδο 1970-1996 και έπειτα ακολουθεί τη μορφή της γραμμικής τάσης (broken linear trend). Η μεταβλητή αυτή (ψευδο-τάση), αντανακλά όλες τις μεταβολές (βλ. υποκατάσταση μεταξύ των μορφών ενέργειας), που ενδέχεται να επηρεάζουν βραχυχρόνια το πρότυπο της ενεργειακής ζήτησης.

Το πρόβλημα όμως που δημιουργείται από την εισαγωγή της ψευδο-τάσης, έγκειται στο γεγονός ότι ενώ η εύρεση συνολοκλήρωσης (μακροχρόνια σχέση) μεταξύ των ενδογενών μεταβλητών των υποδειγμάτων ζήτησης ενέργειας ισχύει σε κατάσταση σταθερής ισορροπίας, (steady-state equilibrium), όταν δημιουργούνται «καινοτομίες» (innovations) όπως η εισαγωγή του φυσικού αερίου, τότε παύει να υφίσταται η σχέση αυτή (long-run relation). Με άλλα

λόγια, η εύρεση συνολοκλήρωσης συνεπάγεται ότι οι μεταβλητές που περιλαμβάνονται στο(α) διάνυσμα(ατα) συνολοκλήρωσης, είναι στάσιμες γύρω από μια τάση (trend). Σε περίπτωση που εμφανιστεί κάποια εξωγενής διαταραχή (innovation), όπως συμβαίνει από την επίδραση του φυσικού αερίου, τότε η «νέα» μακροχρόνια σχέση ισορροπίας παύει να είναι στάσιμη γύρω από την τάση. Δηλαδή, παύει να υφίσταται η «παλιά» σχέση και η μέθοδος Johansen που εφαρμόζεται στην περίπτωση αυτή δεν έχει έννοια μακροχρόνια. Παρόλα αυτά, επειδή συντρέχουν σοβαρές προϋποθέσεις που δικαιολογούν την αργίσι εισαγωγή του φυσικού αερίου σε υποδείγματα οικιακής ζήτησης ενέργειας, επιλέχθηκε η ενσωμάτωση της εξωγενούς μεταβλητής (broken trend), παρόλο που δεν εμφανίζεται στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, χωρίς να αλλοιώνονται τα αποτελέσματα της ανάλυσης.

Στις σχέσεις (3) και (4), παρουσιάζεται η εξειδίκευση των δύο υποδειγμάτων οικιακής ζήτησης ενέργειας (πετρελαίου θέρμανσης και ηλεκτρικής ενέργειας), ενώ τα πρόσημα υποδηλώνουν τη σχέση (θετική ή αρνητική), που αναμένεται να έχουν οι εν λόγω μεταβλητές⁵.

$$COIL=f(GDP^+, RPOIL^-, HDD^+) \quad (3)$$

$$CELEC=f(GDP^+, RPELEC^-, RPLPG^{+?}, HDD^+, HOUS^+) \quad (4)$$

Θα πρέπει να τονιστεί ότι η επίδραση του φυσικού αερίου στην οικιακή ζήτηση ενέργειας λήφθηκε υπόψη και μέσω διχοτομικής μεταβλητής, η οποία λαμβάνει την τιμή μηδέν για τα έτη 1970-1996 και τιμή ίση με τη μονάδα την υπόλοιπη περίοδο του δείγματος (1997-2003). Τα αποτελέσματα όμως δεν ήταν ικανοποιητικά με το πρόβλημα να επικεντρώνεται στην υψηλή τιμή της εισοδηματικής ελαστικότητας μακροχρόνια (>2) και για το σκοπό αυτό κρίθηκε σκόπιμη η μη-εισαγωγή της.

Στον Πίνακα 2, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της ανάλυσης συνολοκλήρωσης για τις δύο εξειδικεύσεις (specifications), της ζήτησης οικιακής ενέργειας (πετρέλαιο θέρμανσης και ηλεκτρική ενέργεια). Προκειμένου να ελεγχθεί η ύπαρξη ή όχι συνολοκλήρωσης, χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος μεγίστης πιθανοφάνειας των Johansen και Juselius ή αλλιώς «reduced rank procedure», στη βάση εξέτασης δύο εναλλακτικών στατιστικών (ελέγχων), που αφορούν στις μέγιστες ιδιοτιμές (maximum eigenvalues), και τη στατιστική ίχνους (trace statistic).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα, προκύπτει ότι και τα δύο στατιστικά κριτήρια (έλεγχος μεγίστων ιδιοτιμών και στατιστική ίχνους), που

χρησιμοποιήθηκαν για την ύπαρξη διανύσματος(των) συνολοκλήρωσης στα δύο VAR, παρέχουν σαφείς ενδείξεις για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης. Αναλυτικότερα, στο VAR που εκτιμά τη μακροχρόνια οικιακή ζήτηση πετρελαίου θέρμανσης (άνω τμήμα πίνακα), διαπιστώνεται σύμφωνα με τον έλεγχο της μέγιστης ιδιοτιμής (maximum eigenvalue), ή ύπαρξη μιας σχέσης (ενός διανύσματος) συνολοκλήρωσης, αφού σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 0.01$, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ($H_0: r = 0$), ενώ παράλληλα δεν γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση ($H_1: r = 2$). Το αποτέλεσμα αυτό φαίνεται να επιβεβαιώνεται εάν χρησιμοποιηθεί και η στατιστική ίχνους (trace statistic).

Ανάλογα αποτελέσματα ισχύουν και στην περίπτωση εκτίμησης του VAR για την οικιακή ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας (κάτω τμήμα πίνακα 2). Σύμφωνα με τους δύο ελέγχους συνολοκλήρωσης, υποστηρίζεται η ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης για κάθε VAR, γεγονός που ισοδυναμεί με την ύπαρξη μακροχρόνιας στάσιμης σχέσης μεταξύ των μεταβλητών των δύο υποδειγμάτων.

Έχοντας εξασφαλίσει την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης και στις δύο εξειδικεύσεις του οικιακού προτύπου ζήτησης ενέργειας, στη συνέχεια εξετάζεται η στατιστική σημαντικότητα των μεταβλητών που περιλαμβάνονται στις δύο (μακροχρόνιες) σχέσεις συνολοκλήρωσης αντίστοιχα. Από τα αποτελέσματα του Πίνακα 3, στον οποίο παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των στατιστικών LR, προκύπτει ότι όλες οι μεταβλητές -εκτός από την τιμή του υγραερίου- που περιλαμβάνονται στα δύο διανύσματα συνολοκλήρωσης είναι στατιστικά σημαντικές.

Με βάση τα παραπάνω, προκύπτει ότι η (κανονικοποιημένη) σχέση συνολοκλήρωσης για την εκτίμηση των μακροχρόνιων ελαστικότητας ζήτησης πετρελαίου από τα νοικοκυριά, μπορεί να αναπαρασταθεί από την παρακάτω λογαριθμική σχέση:

$$\text{COIL} = 3.34 + 1.22 \text{ GDP} - 0.46 \text{ RPOIL} + 0.02 \text{ TREND} + U \quad (5)$$

Με βάση τη σχέση (5) και σε συνδυασμό με τα αποτελέσματα του Πίνακα 3, προκύπτει ότι όλοι οι συντελεστές (ελαστικότητες) της μακροχρόνιας εξίσωσης ζήτησης πετρελαίου θέρμανσης έχουν τα αναμενόμενα από τη θεωρία πρόσημα. Ειδικότερα, η ζήτηση πετρελαίου θέρμανσης ως προς το εισόδημα εμφανίζεται ελαστική με την αντίστοιχη ελαστικότητα να εκτιμάται σε 1.22. Η εξέλιξη αυτή υποδηλώνει ότι, σε μια αύξηση (σοκ) του εισοδήματος (ΑΕΠ), η κατανάλωση πετρελαίου θέρμανσης από τα νοικοκυριά, θα αυξηθεί μακροχρόνια και μάλιστα με μεγαλύτερο ρυθμό. Η ίδια ελαστικότητα ως προς την

τιμή (own price elasticity), είναι μικρότερη της μονάδας και αρνητική (-0.46). Το μέγεθος της υποδηλώνει ότι σε μια αύξηση της τιμής του πετρελαίου θέρμανσης κατά 10%, η μεταβολή που θα επιφέρει στην κατανάλωση πετρελαίου μακροχρόνια στο βαθμό που οι υπόλοιποι παράγοντες παραμένουν σταθεροί (*ceteris paribus*), θα ισοδυναμεί με μείωση ίση με 4,6%. Τα παραπάνω αποτελέσματα δεν διαφέρουν σημαντικά από παρόμοιες εμπειρικές μελέτες (Donatos and Mergos, 1991, σελ. 45, Christodoulakis et al., 2000, σελ. 401 και Rapanos and Polemis, 2005, σελ. 1785). Ειδικότερα, στη μελέτη των Christodoulakis et al., (2000, σελ. 401), η μακροχρόνια εισοδηματική ελαστικότητα του οικιακού/εμπορικού τομέα εκτιμήθηκε σε 1.51, ενώ στη μελέτη των Rapanos and Polemis, (2005, σελ. 1785), το μέγεθος της υπολογίζεται σε 1.08. Η ελαστικότητα τιμής στις δυο προηγούμενες μελέτες εκτιμήθηκε σε επίπεδα χαμηλότερα της μονάδας της τάξης του -0.24 και -0.39 αντίστοιχα.

Αντίστοιχα, η (κανονικοποιημένη) σχέση συνολοκλήρωσης για την εκτίμηση των μακροχρόνιων ελαστικότητων οικιακής ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας, δίνεται παρακάτω

$$CELEC = -9.49 + 1.14GDP - 0.21 RPELEC + 0.08RPLPG + 1.92 HOUS + 0.05TREND + U \quad (6)$$

Με βάση την παραπάνω σχέση και τον Πίνακα 3, προκύπτουν τα ακόλουθα συμπεράσματα

α) Η εισοδηματική ελαστικότητα της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας εκτιμήθηκε σε 1.14, ικανοποιώντας τις *a priori* προσδοκίες (ελαστική ζήτηση). Το μέγεθος της ελαστικότητας αν και μικρότερο σε σχέση με προηγούμενες εμπειρικές μελέτες (Donatos and Mergos, 1991, σελ. 46, Christodoulakis et al., 2000, σελ. 401, Hondroyiannis, 2004, σελ. 327 και Rapanos and Polemis, 2005, σελ. 1785), παρέχει σαφείς ενδείξεις ότι ο οικιακός τομέας της ελληνικής οικονομίας βρίσκεται σε αρχικό στάδιο ανάπτυξης και καταναλώνει τόσο ηλεκτρική ενέργεια όσο και πετρέλαιο θέρμανσης σχετικά πιο γρήγορα από τη μεγέθυνση της δραστηριότητάς του. Παρόλα αυτά, σύμφωνα με σχετικές μελέτες (PAE, 2003, σελ. 35), εκτιμάται ότι ο οικιακός τομέας θα παρουσιάσει θεαματική μείωση της ελαστικότητας ως προς το Α.Ε.Π, η οποία θα κινηθεί ελάχιστα κάτω της μονάδας κατά την επόμενη δεκαετία και θα τείνει στο μηδέν μακροχρόνια⁶.

β) Η ίδια ελαστικότητα ως προς την τιμή είναι μικρότερη της μονάδας, αρνητική και στατιστικά σημαντική (LR-test = 6.20), ενώ το μέγεθος της δεν διαφέρει σημαντικά σε σχέση με παρόμοιες εμπειρικές μελέτες (βλ. Donatos

and Mergos, 1991, σελ. 46, Christodoulakis et al., 2000, σελ. 401 και Rapanos and Polemis, 2005, σελ 1785).

γ) Η ελαστικότητα ηλεκτρικής ενέργειας ως προς την τιμή του υγραερίου (RPLPG) εμφανίζει θετικό πρόσημο αλλά δεν είναι στατιστικά σημαντική. Το γεγονός αυτό, εξηγεί ότι η ηλεκτρική ενέργεια και το υγραέριο που χρησιμοποιούν τα νοικοκυριά (LPG), δεν εμφανίζουν σχέση υποκαταστασιμότητας μεταξύ τους. Ο κύριος λόγος που δικαιολογεί την παραπάνω εξέλιξη οφείλεται μεταξύ των άλλων και στο γεγονός ότι ο αριθμός των αγροτικών νοικοκυριών που κατά κύριο λόγο χρησιμοποιούν υγραέριο έχει μειωθεί σημαντικά τα τελευταία έτη σε σχέση με το παρελθόν, υποδηλώνοντας έναν ισχυρό βαθμό αστικοποίησης.

Η ηλεκτρική ενέργεια εξάλλου, είναι ένα ομοιογενές προϊόν, το οποίο δεν μπορεί να θεωρηθεί εναλλάξιμο με κανένα άλλο (φυσικό αέριο, πετρέλαιο, λοιπά υγρά καύσιμα), ή με λοιπές πρωτογενείς πηγές ενέργειας, επειδή τα προϊόντα αυτά δεν είναι δυνατό να υποκαταστήσουν ουσιαστικά τις διάφορες χρήσεις του ηλεκτρισμού, παρά μόνο με σημαντικές δαπάνες υποδομής (PAE, 2004, σελ. 130). Ωστόσο αξίζει να σημειωθεί ότι σε παλαιότερη μελέτη η οποία αφορά την περίοδο 1961-1986 εντοπίζεται σχέση υποκαταστασιμότητας μεταξύ της οικιακής κατανάλωσης ηλεκτρικής ενέργειας και του υγραερίου (Donatos and Mergos, 1991, σελ. 46).

δ) Ο αριθμός των καταναλωτών χαμηλής τάσης (HOUS) συνδέεται θετικά με την κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας (1.92), με αποτέλεσμα να αποτελεί σημαντικό προσδιοριστικό παράγοντα ζήτησης ερμηνεύοντας παράλληλα τη διαχρονική αύξηση της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας από τον οικιακό τομέα, η οποία γίνεται ιδιαίτερα αισθητή κατά τη χρονική περίοδο αναφοράς (Donatos and Mergos, 1991, σελ. 46).

Συμπερασματικά, τονίζεται ότι οι μακροχρόνιες ελαστικότητες -ανά κατηγορία οικιακής ενέργειας- που εκτιμήθηκαν για την περίοδο 1970-2003 δεν διαφοροποιούνται σημαντικά σε σχέση με αντίστοιχες μελέτες προηγούμενων ετών⁷. Το γεγονός αυτό υποδηλώνει μια διαχρονικά σταθερή τάση ως προς την κατανάλωση ενέργειας που χαρακτηρίζει τον οικιακό τομέα (νοικοκυριά).

Έχοντας εκτιμήσει τις μακροχρόνιες ελαστικότητες, σε ένα δεύτερο στάδιο εκτιμώνται τα υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος (ECM) για τις δύο κατηγορίες οικιακής ενέργειας, οι συντελεστές των οποίων αποτελούν τις βραχυχρόνιες ελαστικότητες. Με άλλα λόγια τα υποδείγματα που θα εκτιμηθούν δίνονται από τις παρακάτω δύο σχέσεις

$$\Delta \ln(\text{COIL}_t) = a_0 + \sum_{i=1}^k a_{1i} \Delta \ln(\text{COIL}_{t-i}) + \sum_{i=0}^f a_{2i} \Delta \ln(\text{GDP}_{t-i}) + \sum_{i=0}^w a_{3i} \Delta \ln(\text{RPOIL}_{t-i}) + \sum_{i=0}^n a_{4i} \Delta \ln(\text{HDD}_{t-i}) + \gamma[\ln(\text{COIL}_{t-1} - 1.22 \ln \text{GDP}_{t-1} + 0.46 \text{RPOIL}_{t-1} - 0.02 \text{TREND}_{t-1} - 3.34)] + u_t \quad (7)$$

$$\Delta \ln(\text{CELEC}_t) = a_0 + \sum_{i=1}^k a_{1i} \Delta \ln(\text{CELEC}_{t-i}) + \sum_{i=0}^f a_{2i} \Delta \ln(\text{GDP}_{t-i}) + \sum_{i=0}^w a_{3i} \Delta \ln(\text{RPELEC}_{t-i}) + \sum_{i=0}^n a_{4i} \Delta \ln(\text{RPLPG}_{t-i}) + \sum_{i=0}^n a_{5i} \Delta \ln(\text{HDD}_{t-i}) + \sum_{i=0}^p a_{6i} \Delta \ln(\text{HOUS}_{t-i}) + \gamma[\ln \text{CELEC}_{t-1} - 1.14 \ln \text{GDP}_{t-1} + 0.21 \ln \text{RPELEC}_{t-1} - 0.08 \ln \text{RPLPG}_{t-1} - 1.92 \ln \text{HOUS}_{t-1} - 0.05 \text{TREND} + 9.49] + u_t \quad (8)$$

Στις παραπάνω σχέσεις, η τάξη των υστερήσεων (lag-order) k, l, m, n, o, p επιλέχθηκε έτσι ώστε τα κατάλοιπα να είναι σφαιρικά (white noise)⁸. Στον Πίνακα 4, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από την εκτίμηση των δύο υποδειγμάτων διόρθωσης σφάλματος. Πιο συγκεκριμένα, αναφορικά με τη βραχυχρόνια συνάρτηση ζήτησης πετρελαίου θέρμανσης (στήλη 1), παρατηρείται ότι όλοι οι συντελεστές έχουν τα αναμενόμενα από τη θεωρία πρόσημα. Η βραχυχρόνια ελαστικότητα ως προς το εισόδημα είναι ελαστική και εκτιμήθηκε σε 1.05. Σε αντίθεση, ανελαστική εμφανίζεται η ζήτηση ως προς την τιμή πετρελαίου θέρμανσης με το μέγεθός της να εκτιμάται σε -0.39 . Οι ημέρες θέρμανσης, συνδέονται θετικά με την κατανάλωση πετρελαίου. Ο συντελεστής γ , ο οποίος υποδηλώνει την ταχύτητα προσαρμογής προς τη μακροχρόνια ισορροπία, έχει το αναμενόμενο από τη θεωρία αρνητικό πρόσημο, και εκφράζει ότι το 88% της απόκλισης από τη μακροχρόνια ισορροπία διορθώνεται στην τρέχουσα περίοδο. Τα παραπάνω αποτελέσματα είναι ικανοποιητικά όταν χρησιμοποιηθούν στατιστικά κριτήρια. Ο βαθμός προσαρμογής R^2 και στις δύο εξειδικεύσεις είναι σχετικά υψηλός για υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (0.58), ενώ οι διαγνωστικοί έλεγχοι που χρησιμοποιήθηκαν υποδηλώνουν ότι δεν υπάρχουν σημάδια αυτοσυσχέτισης, ετεροσκεδαστικότητας και ARCH επιδράσεων στη ζήτηση πετρελαίου θέρμανσης.

Ανάλογα αποτελέσματα δίνει και η βραχυχρόνια συνάρτηση ηλεκτρικής ενέργειας (στήλη 2). Ειδικότερα, η ζήτηση για ηλεκτρική ενέργεια στη βραχυχρόνια περίοδο εμφανίζεται ανελαστική ως προς το εισόδημα, με το μέγεθος της αντίστοιχης ελαστικότητας ίσο με 0.39. Αυτό σημαίνει ότι βραχυχρόνια τα νοικοκυριά τείνουν να αυξάνουν (μειώνουν) αναλογικά λιγότερο τη ζήτησή τους για ηλεκτρική ενέργεια σε σχέση με τις μεταβολές του εισοδήματός τους.

Η εκτίμηση αυτή επιβεβαιώνεται και από τις μελέτες των Rapanos and Polemis (2005, σελ. 1785). και Hondroyiannis (2004, σελ. 330), στις οποίες το μέγεθος της εισοδηματικής ελαστικότητας διαμορφώνεται σε 0.36 και 0.20 αντίστοιχα.

Η βραχυχρόνια ζήτηση οικιακής ηλεκτρικής ενέργειας είναι ανεξάρτητη από τις μεταβολές της ίδιας τιμής καθώς ο σχετικός συντελεστής αν και με αρνητικό πρόσημο εντούτοις δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός. Η διαπίστωση αυτή, η οποία επιβεβαιώνεται και στη μελέτη του Hondroyiannis (2004, σελ. 331), οφείλεται στο ότι οι τιμές της ηλεκτρικής ενέργειας που επιβαρύνονται οι οικιακοί καταναλωτές είναι διοικητικά καθοριζόμενες⁹. Επομένως, οι καταναλωτές δεν έχουν εναλλακτικές δυνατότητες σε μια μεταβολή της τιμής της ηλεκτρικής ενέργειας στο βαθμό που όπως τονίστηκε και προηγουμένως η ηλεκτρική ενέργεια αποτελεί μη εναλλάξιμο αγαθό, δεν έχει δηλαδή στενά υποκατάστατα.

Ο οικιακός τομέας δεν επηρεάζεται βραχυχρόνια από τις μεταβολές της τιμής του υγραερίου καθώς ο αντίστοιχος συντελεστής δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός, αποτέλεσμα που ενισχύει την αρχική υπόθεση ότι η ηλεκτρική ενέργεια δεν έχει στενά υποκατάστατα. Θετική και αναμενόμενη είναι η σχέση που αναπτύσσεται ανάμεσα στην κατανάλωση οικιακής ηλεκτρικής ενέργειας και τον αριθμό των καταναλωτών (νοικοκυριά) με το μέγεθος της παραμέτρου να διαμορφώνεται σε χαμηλότερο επίπεδο στη βραχυχρόνια (1.64), σε σχέση με τη μακροχρόνια περίοδο.

Τέλος, ο αριθμός των ημερών θέρμανσης -μεταβλητή η οποία ενσωματώνει τις αλλαγές στη θερμοκρασία (proxy variable)- συνδέεται θετικά με τη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας αλλά εμφανίζει μια ιδιαίτερα χαμηλή στατιστικά σημαντική σχέση. Το αποτέλεσμα αυτό φαίνεται να επιβεβαιώνεται και από τις μελέτες των Hondroyiannis (2004, σελ. 331), και Donatos and Mergos (1991, σελ. 46), γεγονός που οφείλεται στις οικιακές χρήσεις της ηλεκτρικής ενέργειας (φωτισμός, ψύξη χώρων, κ.ο.κ)¹⁰. Το μέγεθος του συντελεστή γ (ταχύτητα προσαρμογής), υποδηλώνει ότι το 71% της απόκλισης από τη μακροχρόνια ισορροπία διορθώνεται στην τρέχουσα περίοδο. Οι παραπάνω εκτιμήσεις είναι ικανοποιητικές και με στατιστικά κριτήρια, αφού το συγκεκριμένο υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος, ακολουθεί μερικές από τις βασικές υποθέσεις ενός οικονομετρικού υποδείγματος (ομοσκεδαστικότητα, έλλειψη αυτοσυσχέτισης).

4. Συμπεράσματα

Η εμπειρική ανάλυση της ζήτησης ενέργειας στην Ελλάδα, ακολουθεί την προσέγγιση των διαρθρωτικών υποδειγμάτων μερικής ισορροπίας. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της εμπειρικής ανάλυσης, η οποία ενσωματώνει την τεχνική της συνολοκλήρωσης (cointegration), μέσω της εκτίμησης υποδειγμάτων διόρθωσης σφάλματος, το πρότυπο της οικιακής ζήτησης ενέργειας στην

Ελλάδα δεν διαφοροποιείται σημαντικά σε σχέση με αυτό που επικρατεί στις λοιπές αναπτυσσόμενες χώρες (ασιατικές χώρες, Βραζιλία, χώρες Ιβηρικής Χερσονήσου). Τα βασικότερα ευρήματα από τις εκτιμήσεις που προηγήθηκαν είναι τα ακόλουθα

α) Η οικιακή ζήτηση πετρελαίου θέρμανσης ως προς το εισόδημα εμφανίζεται ελαστική τόσο στη μακροχρόνια όσο και στη βραχυχρόνια περίοδο, σε αντίθεση με τις ίδιες ελαστικότητες τιμής, οι οποίες διαμορφώνονται σε αρκετά χαμηλά επίπεδα (ανελαστική ζήτηση). Η επίδραση του φυσικού αερίου, το οποίο «εισήχθη» στο ενεργειακό ισοζύγιο της χώρας το 1997 λήφθηκε υπόψη με την εισαγωγή γραμμικής τάσης (broken trend) για την περίοδο 1997-2003. Τα εμπειρικά αποτελέσματα είναι περισσότερο ρεαλιστικά όταν στα υπό εξέταση οικιακά υποδείγματα ζήτησης ενέργειας περιληφθεί η γραμμική τάση.

β) Η οικιακή ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας ως προς το εισόδημα, εμφανίζεται ελαστική μακροχρόνια και ανελαστική βραχυχρόνια, εξέλιξη που εναρμονίζεται με τα αποτελέσματα παρόμοιων εμπειρικών μελετών. Η ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας επηρεάζεται αρνητικά από την ίδια τιμή μόνο μακροχρόνια, ενώ στη βραχυχρόνια περίοδο η τιμή της ηλεκτρικής ενέργειας αφήνει ανεπηρέαστη τη ζήτηση. Η ηλεκτρική ενέργεια δεν εμφανίζει σχέση υποκαταστασιμότητας με το υγραέριο (LPG), ενώ ο αριθμός των καταναλωτών (χαμηλής τάσης), συνδέεται θετικά με την κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας ερμηνεύοντας παράλληλα μέρος από τη διαχρονική αύξηση της ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας από τον οικιακό τομέα

γ) Το χαμηλό ύψος των ιδίων ελαστικότητας τιμής του οικιακού τομέα, συνεπάγεται ότι μεταβολές στην τιμολογιακή πολιτική του πετρελαίου θέρμανσης -είτε μέσω επιβολής φορολογίας, είτε μέσω αυξομειώσεων της τιμής- μπορεί να επιφέρουν σημαντικά αποτελέσματα ως προς το ύψος των φορολογικών εσόδων δημιουργώντας όμως αμφιβολίες σχετικά με τον περιορισμό της κατανάλωσης στα επιτρεπτά επίπεδα που θέτει το Πρωτόκολλο του Κιότο (+25% των αερίων του θερμοκηπίου την περίοδο 2008-2012 σε σχέση με τα επίπεδα του 1990).

Παράρτημα (Appendix)

ΠΙΝΑΚΑΣ 1: Έλεγχοι για την Ύπαρξη Μοναδιαίων Ριζών στις Μεταβλητές του Υποδείγματος

Μεταβλητές	Υστερήσεις	Έλεγχοι Dickey-Fuller				Έλεγχοι Phillips-Perron				Έλεγχοι KPSS +				
		τ_t	Φ_3	τ_μ	Φ_2	τ	τ_t	τ_μ	τ_t	τ_μ	τ_t	τ_μ	τ_t	τ_μ
Επίπεδα														
GDP	0	-3.04	5.13	-1.54	10.75**		-3.05	-1.68		1.56**	0.18	0.75**	0.11	I(1)
CELEC	0	-3.00	6.32	-1.23	13.25**		-3.89*	-7.22**		1.66**	0.41**	0.75**	0.19*	I(1)
COIL	0	-3.11	4.87	-0.64	3.52	2.41	-3.11	-0.20		1.61**	0.20*	0.75**	0.14*	I(1)
RPELEC	0	-2.44	2.90	-0.75	4.12	2.16	-2.46	-0.56		1.55**	0.19*	0.73*	0.12	I(1)
RPOIL	2	-2.23	3.21	-2.36	4.05	0.46	-1.77	-2.01		0.22	0.19*	0.15	0.12	I(1)
RPLPG	0	-1.43	1.93	-1.56	9.85**		-1.50	-1.61		1.54**	0.28**	0.69*	0.15*	I(1)
HOUS	1	-3.15	5.79	-2.86	6.52*	1.71	-2.14	-2.05		1.64**	0.41**	0.74**	0.20*	I(1)
HDD	0	-5.13**	-	-	-	-	-5.35**	-4.73**		0.25	0.12	0.24	0.14*	I(0)
Πρώτες Διαφορές														
Δ (GDP)	0	-4.52**	-	-	-	-	-4.45**	-4.58**		0.23	0.18*	0.21	0.17*	I(0)
Δ (CELEC)	0	-5.86**	-	-	-	-	-	-		0.41**	0.14*	0.61*	0.17*	I(0)
Δ (COIL)	0	-6.86**	-	-	-	-	-16.52**	-10.16**		0.05	0.04	0.10	0.08	I(0)
Δ (RPELEC)	0	-5.32**	-	-	-	-	-7.70**	-7.86**		0.05	0.05	0.10	0.10	I(0)
Δ (RPOIL)	2	-4.28**	-	-	-	-	-5.52**	-4.91**		0.03	0.03	0.13	0.08	I(0)
Δ (RPLPG)	0	-5.85**	-	-	-	-	-6.18**	-5.72**		0.19	0.05	0.20	0.07	I(0)
Δ (HOUS)	1	-3.62*	-	-	-	-	-3.53*	-3.15*		0.03	0.05	0.12	0.17*	I(0)
Δ (HDD)	-	-	-	-	-	-	-	-		-	-	-	-	-

Οι έλεγχοι στασιμότητας που χρησιμοποιούνται προκύπτουν από την OLS εκτίμηση του αυτοπαλίνδρομου σχήματος: $\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + \gamma + \sum \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t$ (1). Με τ συμβολίζεται η t-στατιστική που χρησιμοποιείται για τον έλεγχο σημαντικότητας του συντελεστή β όταν η χρονική τάση (time trend) δεν συμπεριλαμβάνεται στο υπό εκτίμηση υπόδειγμα (1), ενώ αντίστοιχα με τ συμβολίζεται η t-στατιστική που χρησιμοποιείται για τον έλεγχο σημαντικότητας του συντελεστή β όταν η χρονική τάση συμπεριλαμβάνεται στο υπό εκτίμηση υπόδειγμα (1). Με τ συμβολίζεται η t-στατιστική που χρησιμοποιείται για τον έλεγχο σημαντικότητας του συντελεστή β στο υπό εκτίμηση υπόδειγμα (1) δεν υπάρχουν ντετερμινιστικοί όροι (τάση και σταθερά). Ο αριθμός των υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής καθορίζεται χρησιμοποιώντας μια επαναληπτική διαδικασία με σκοπό την εξάλειψη της αυτοσυσχετίσης στα κατάλοιπα χρησιμοποιώντας ελέγχους (LM), Φ_1 και Φ_2 είναι οι από κοινού έλεγχοι για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και γραμμικής τάσης στο υπόδειγμα (1) καθώς και μοναδιαίας ρίζας, γραμμικής τάσης και σταθερού όρου. Οι κριτικές τιμές για τους ελέγχους μοναδιαίων ριζών Phillips-Perron δίνονται στο Dickey and Fuller (1981, σελ. 428). η_m και η_t είναι οι στατιστικές KPSS για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης ότι η σειρά που εξετάζεται είναι στάσιμη I(0), όταν τα κατάλοιπα εκτιμώνται από μια εξίσωση παλινδρόμησης που περιλαμβάνει μόνο το σταθερό όρο και το σταθερό όρο και τη χρονική τάση αντίστοιχα. Οι κριτικές τιμές για η_m και η_t σε επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 5% και 1% δίνονται στο (Kwiatkowski et al., 1992, σελ. 162). (+) Η μηδενική υπόθεση στον έλεγχο KPSS –σε αντίθεση με τους υπόλοιπους ελέγχους– υποδηλώνει στασιμότητα, ενώ η αποδοχή της εναλλακτικής υπόθεσης ισοδυναμεί με ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. (*) δηλώνει στατιστική σημαντικότητα για $\alpha = 0,05$. (**) δηλώνει στατιστική σημαντικότητα για $\alpha = 0,01$.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης Johansen και Juselius ανά
Μορφή Οικιακής Ενέργειας

Μηδενική Υπόθεση	Εναλλακτική Υπόθεση	Ιδιοτιμή	Κριτικές τιμές	
			95%	99%
Ζήτηση πετρελαίου θέρμανσης: COIL = f(GDP, RPOIL)				
<i>Έλεγχος μέγιστων ιδιοτιμών</i>				
r = 0	r = 1	25.56 ^a	17.89	22.99
r < = 1	r = 2	6.29	11.44	15.69
<i>Στατιστική ίχνους</i>				
r = 0	r = > 1	32.69 ^a	24.31	29.75
r < = 1	r = > 2	7.13	12.53	16.31
Ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας: CELEC= f(GDP, RPELEC, RPLPG, HOUS)				
<i>Έλεγχος μέγιστων ιδιοτιμών</i>				
r = 0	r = 1	45.52 ^a	33.46	38.77
r < = 1	r = 2	17.09	27.07	32.24
<i>Στατιστική ίχνους</i>				
r = 0	r = > 1	90.81 ^a	68.52	76.07
r < = 1	r = > 2	45.28	47.21	54.46

r: υποδηλώνει τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Οι έλεγχοι συγκρίνονται με τις κριτικές τιμές των Johansen και Juselius (1992).

^{a,b} δηλώνει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 0.01.

Πηγή: Οικονομετρικοί Υπολογισμοί

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Έλεγχοι Στατιστικής Σημαντικότητας των Μεταβλητών στα δύο VAR

Μεταβλητές	LR test των περιορισμών στα δύο VAR	
	Πετρέλαιο	Ηλεκτρική ενέργεια
COIL	9.85 ^a	-
CELEC	-	9.77 ^a
GDP	5.42 ^b	6.34 ^b
RPOIL	12.11 ^a	6.88 ^a
RPELEC	4.31 ^b	6.20 ^b
RPLPG	-	2.10
HOUS	-	12.21 ^a

Η στατιστική LR ακολουθεί ασυμπτωτικά την κατανομή χ^2 με βαθμούς ελευθερίας τον αριθμό των σχέσεων (διανυσμάτων) συνολοκλήρωσης (εδώ 1 βαθμός ελευθερίας).

^{a,b} δηλώνουν απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 0.01 και 0.05 αντίστοιχα.

Πηγή: Οικονομετρικοί Υπολογισμοί

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

Αποτελέσματα Υποδειγμάτων Διόρθωσης Σφαλμάτων
(Βραχυχρόνιες Εξισώσεις)

Μεταβλητές	$\Delta(\text{COIL})$ (1)	$\Delta(\text{CELEC})$ (2)
c	0.009 (0.40)	0.01 (1.19)
$\Delta(\text{GDP})$	1.05 ^b (2.24)	0.39 ^a (2.59)
$\Delta(\text{RPOIL})$	-0.39 ^a (-3.14)	-
$\Delta(\text{RPELEC})$	-	-0.02 (-0.31)
$\Delta(\text{RPLPG})$	-	0.002 (0.03)
$\Delta(\text{HDD})$	0.39 ^c (1.90)	0.07 ^c (1.71)
$\Delta(\text{HOUS})$	-	1.64 ^a (5.13)
γ	-0.88 ^a (-3.93)	-0.71 ^a (-4.14)
Διαγνωστικοί έλεγχοι		
Συντελεστής προσδιορισμού (R^2)	0.58	0.78
Διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού (\bar{R}^2)	0.49	0.72
F- στατιστική	6.90 [0.00]	14.8 [0.00]
Durbin-Watson	2.07	1.94
Breusch-Godfrey LM Test	0.29 [0.59]	0.01 [0.91]
LM (5)	0.84 [0.53]	0.20 [0.95]
White test	1.78 [0.12]	1.42 [0.23]
J. Bera	1.76 [0.41]	0.15 [0.92]
ARCH test	0.22 [0.63]	0.52 [0.47]
LMARCH (5)	0.39 [0.84]	0.45 [0.80]

Πηγή: Οικονομετρικοί Υπολογισμοί

Οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι τιμές της στατιστικής t-student,^{a,b,c} δηλώνουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδα 0.01, 0.05 και 0.10 αντίστοιχα. LM (5) και LMARCH (5) είναι LM test για πέμπτου βαθμού αυτοσυσχέτιση και αυτοπαλίνδρομη ετεροσκεδαστικότητα (ARCH). Οι αριθμοί στις παρενθέσεις εκφράζουν τα p values. Ο συντελεστής c αναφέρεται στο σταθερό όρο.

Σημειώσεις

1. βλ. Johansen (1988, σελ. 235), και Johansen and Juselius (1992, σελ. 213).
2. Σε αρκετές μελέτες χρησιμοποιούνται οι βαθμοώρες ή βαθμομέρες ψύξης και θέρμανσης ως δείκτες (proxies) μέτρησης των μεταβολών της θερμοκρασίας (Beenstock et al., 1999, σελ. 175 και Rapanos and Polemis, 2005, σελ. 1783). Άλλες εμπειρικές μελέτες χρησιμοποιούν τη μέση μηνιαία ή ετήσια θερμοκρασία, η οποία καταγράφεται στους σταθμούς μέτρησης της επικράτειας σταθμισμένη με τον πληθυσμό των περιοχών τους (Hondroyiannis, 2004, σελ. 323).
3. Η κατηγορία αυτή περιλαμβάνει το υγραέριο μείγμα, το οποίο αποτελείται από 80% βουτάνιο και 20% προπάνιο και χρησιμοποιείται -εμφιαλωμένο σε δοχεία 10 και 25 κιλών- κατά κύριο λόγο για οικιακές χρήσεις (θέρμανση, μαγείρεμα, ζέσταμα νερού, φωτισμός). Από το 1992 και έπειτα, οι τιμές του υγραερίου διαμορφώνονται ελεύθερα στην αγορά και δεν υπόκεινται σε παρεμβάσεις (ceiling prices), εκ μέρους του κράτους (Προεδρικό Διάταγμα 76/92-ΦΕΚ 35/3.3.92).
4. Ανάλογη σχέση ισχύει για το υπόδειγμα ζήτησης ηλεκτρικής ενέργειας.
5. Το πρόσημο του αριθμού των ημερών θέρμανσης (HDD) στη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας δεν είναι a priori γνωστό καθώς η ηλεκτρική ενέργεια δεν χρησιμοποιείται σε μεγάλο βαθμό από τα νοικοκυριά για θέρμανση χώρων, αλλά για να ικανοποιήσει περισσότερο λοιπές ανάγκες (μαγείρεμα, ζέσταμα νερού, δροσισμός χώρων, φωτισμός). Στο αποτέλεσμα αυτό συμφωνούν και οι Mirasgedis, et al. (2006, σελ. 210).
6. Σύμφωνα με την ίδια μελέτη, υποστηρίζεται ότι για το σύνολο της οικονομίας, η ελαστικότητα της ηλεκτρικής ενέργειας ως προς το Α.Ε.Π από 1,97 που εκτιμήθηκε την περίοδο 1990-2000 θα παρουσιάσει σημαντική μείωση μέσα στα επόμενα έτη και θα κυμανθεί σε 0,65 έναντι 0,5 της αντίστοιχης στην Ευρωπαϊκή Ένωση.
7. Ενδεικτικά σύμφωνα με τη μελέτη των Beenstock et al. (1999, σελ. 177), στην οποία εκτιμάται η ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας για την Ινδία την περίοδο 1973Q1-94Q4, η μακροχρόνια ελαστικότητα τιμής και εισοδήματος κυμαίνεται από -0.57 έως -0.21 και 1.00 έως 1.08 αντίστοιχα.
8. Η τάξη των σχετικών υστερήσεων, τέθηκε αρχικά ίση με 1 (ετήσια στοιχεία), και στη συνέχεια απαλείφοντας τις μη-στατιστικά σημαντικές παραμέτρους προέκυψαν τα υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος που παρουσιάζονται στον Πίνακα 5
9. Λόγω απουσίας πραγματικού ανταγωνισμού στην προμήθεια ηλεκτρικής ενέργειας στην Ελλάδα, τα τιμολόγια χαμηλής τάσης των οικιακών καταναλωτών καθορίζονται με απόφαση του Υπουργού Ανάπτυξης ύστερα από σύμφωνη γνώμη της ΠΑΕ.
10. Εναλλακτικά, θα μπορούσε να εξεταστεί η επίδραση του αριθμού των ημερών ψύξης (cooling degree days), στη ζήτηση ηλεκτρικής ενέργειας από τα νοικοκυριά. Επειδή όμως η χρήση των κλιματιστικών μηχανημάτων στον οικιακό τομέα έχει εμφανίσει αύξηση την τελευταία μόλις δεκαετία, η ανεύρεση κατάλληλης χρονολογικής σειράς δεν στάθηκε εφικτή.

Βιβλιογραφία

- Μάντζος, Α. (1997). Σχεδίαση και Κατασκευή Ενεργειακού Μοντέλου Προσομοίωσης της Ισορροπίας των Ενεργειακών Αγορών. Εθνικό Μετσόβιο Πολυτεχνείο. Διδακτορική Διατριβή.
- ΡΑΕ, (2003). Μακροχρόνιος Ενεργειακός Σχεδιασμός της Ελλάδος για την Περίοδο 2001-2010, Σχέδιο σε Δημόσια Διαβούλευση.
- ΡΑΕ, (2004). Έκθεση Πεπραγμένων της ΡΑΕ: Ιανουάριος 2003 - Μάρτιος 2004.
- Χρήστου (2002). Εισαγωγή στην Οικονομετρία Τόμος Β'. Εκδόσεις Gutenberg, 2002.
- Agostini, P., Botteon, M., and Carraro, C. (1992). A Carbon Tax to Reduce CO₂ Emissions in Europe. *Energy Economics*, 14 (4), 279-290.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J.W. and Hendry D.F. (1993). Co-Integration, Error-Correction and the Econometric Analysis of non-Stationary Data. *Oxford University Press*.
- Beenstock, M., Goldin E., Nabot, D. (1999). The Demand for Electricity in Israel. *Energy Economics*, 21, 168-183.
- Bentzen, J. and Engsted, T. (1993). Short and Long Run Elasticities in Energy Demand: a Cointegration Approach. *Energy Economics*, 15, 9-16.
- Charemza, W.W. and Deadman, D.F. (1997). New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression. 2nd ed. *Edward Elgar, Cheltenham*.
- Christodoulakis, N.M., Kalyvitis. S.C., Lalas, D.P. and Pesmajoglou, S. (2000). Forecasting Energy Consumption and Energy Related CO₂ Emissions in Greece: An Evaluation of the Consequences of the Community Support Framework II and Natural Gas Penetration. *Energy Economics*, 22, 395-422.
- Clements, M.P., Madlener, R., (1999). Seasonality, Cointegration and Forecasting UK Residential Energy Demand. *Scottish Journal of Political Economy*, 46 (2), 185-206.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller, (1979). Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Donatos, G.S., and Mergos, G.J. (1991). Residential Demand for Electricity: the Case of Greece. *Energy Economics*, 13(1), 41-47.
- Engle, R.E., and Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Fouquet, R. (1995). The Impact of VAT Introduction on UK Residential Energy Demand. *Energy Economics*, 17(3), 237-247.
- Fouquet, R., Pearson, R., Hawdon, D., Robinson, C. and Stevens, P. (1997). The Future of UK Final User Energy Demand. *Energy Policy*, 25(2), 231-240.
- Greene, W.H. (2000). Econometric Analysis (4 ed). *Macmillan*, New York.
- Hondroyiannis, G. (2004). Estimating Residential Demand for Electricity in Greece. *Energy Economics*, 26, 319-334.

- Johansen, S. (1992). Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis, *Journal of Econometrics*, 52, 389-402.
- Johansen, S., (1988). Statistical and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius, (1992). Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53, 211-244.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Mirasgedis, S., Sarafidis, Y., Georgopoulou, E., Lalas, D., Moschovits, M., Karagiannis, F. and Papakonstantinou, D. (2006). Models for mid-term Electricity Demand Forecasting Incorporating Weather Influences. *Energy*, 31(2-3), 208-227.
- Phillips, P.C.B. and P. Perron, (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335-346.
- Rapanos, V. and Polemis, M. (2005). Energy Demand and Environmental Taxes: The Case of Greece. *Energy Policy*, 33, 1781-1788.
- Silk, J. and Joutz, F. (1997). Short-run and Long-run Elasticities in US Residential Electricity Demand: a Co-Integration Approach. *Energy Economics*, 19, 493-513.
- Tserkezos, E. (1992). Forecasting Residential Electricity Consumption in Greece Using Monthly and Quarterly Data. *Energy Economics*, 3, 226-231.