Η παρούσα διερευνητική εργασία με τίτλο : "   Ταυτόχρονη Χρησιμοποίηση Στοιχείων με Διάφορη Χρονική Αθροιστικότητα στήν Εκτίμηση Οικονομετρικών Υποδειγμάτων " υποβλήθηκε σαν " διατριβή επι Διδακτορία " στό Πανεπιστήμιο Πειραιώς.

Η Γενική Συνέλευση του Τμήματος Οικονομικών Επιστημών του Πανεπιστημίου κατά την συνεδρίαση της 21ης Ιουνίου 1989 , την ενέκρινε με τον βαθμό " άριστα " και επέτρεψε την δημοσίευση της σύμφωνα με το άρθρο του Ν. 5343/32.

< Η έγκριση της διδακτορικής διατριβής υπο του Πανεπιστημίου Πειραιώς δέν ποδηλοί αποδοχήν των γνωμών του συγγραφέως.>>
(Νόμος 5343/32, άρθρο , παραγρ. 2)

Τίτλος πρωτοτύπου " Ταυτόχρονη Χρησιμοποίηση Στοιχείων με
Διάφορη Χρονική Αθροιστικότητα στήν Εκτίμηση
Οικονομετρικών Υποδειγμάτων"

"Simultaneous Use of Data whith Different
Time Aggregation in the Estimation of
Econometric Models"

ΠΡΟΛΟΓΟΣ.

Στή διατριβή αυτή αναπτύσσονται μέθοδοι εκτίμησης οικονομετρικών υποδειγμάτων χρησιμοποιόντας στοιχεία με διάφορη χρονική αθροιστικότητα.Οι μέθοδοι αυτοί βασίζονται κυρίως στήν μέθοδο της Μεγίστης Πιθανοφάνειας και αναπτύσσονται υπό μορφή αλγορίθμων για ενα μεγάλο φάσμα θεωρητικών εξειδικεύσεων με κύρια έμφαση στα δυναμικά υποδείγματα.

Σημαντικό μέρος της διατριβής αφιερώθηκε στήν εμπειρική εφαρμογή αυτών των μεθόδων με την εκτίμηση ενός Οικονομετρικού Συστήματος Εξισώσεων για την ερμηνεία και πρόβλεψη της Κατανάλωσης Ηλεκτρικής Ενέργειας στήν Ελλάδα.

Η ολοκλήρωση της διατριβής οφείλεται κατά μεγάλο μέρος στόν καθηγητή κ. Θεωδ. Γκαμαλέτσο και τους επίκουρους καθηγητές κ. Κ. Ρήγα και Λ. Θαλασσινό.Γιά τον λόγο αυτό θα ήθελα να τούς ευχαριστήσω θερμότατα διότι υπήρξαν για μία πενταετία πολύτιμοι διδάσκαλοι και συνεργάτες.

Τσερκέζος Δικαίος.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΕΝΟΤΗΤΑ II ΣΕΛΙΔΑ

(ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΤΗΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ)

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΙ

ΠΙΝΑΚΕΣ

ΣΧΕΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ

Σελ.

<< ΤΑΥΤΟΧΡΟΝΗ ΧΡΗΣΙΜΟΠΟΙΗΣΗ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ ΜΕ ΔΙΑΦΟΡΗ ΧΡΟΝΙΚΗ ΑΘΡΟΙΣΤΙΚΟΤΗΤΑ ΣΤΗΝ ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΩΝ >> .

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Οι ερευνητές και γενικά αυτοί οι οποίοι ασχολούνται στην εφηρμοσμένη έρευνα με πεδία εφαρμογής Οικονομικά και Κοινωνικά φαινόμενα αναλύοντας αιτιώδεις σχέσεις μεταξύ χρονολογικών σειρών , πολλές φορές αντιμετωπίζουν προβλήματα έλλειψης στοιχείων όσο αφορά την χρονολογική τους βάση . Δεν είναι σπάνιο φαινόμενο να εγκαταλείπονται σημαντικές μελέτες επειδή κάποιος ερευνητής στην προσπάθειά του να εκτιμήσει ένα Υπόδειγμα Τριμηνιαίας βάσης να έχει κάποια ή κάποιες χρονολογικές σειρές (ανεξάρτητες ή εξηρτημένες) διαθέσιμες μόνο σε ετήσια βάση , για ένα μέρος τουλάχιστον του δείγματος εκτίμησης .

Θα μπορούσε κανείς να αναφέρει το παράδειγμα της χώρας μας όπου τριμηνιαία στοιχεία είναι διαθέσιμα μόλις μετά το 1975 σε σταθερές τιμές και αυτό μόνο για μέρος των βασικών Μακροοικονομικών μεταβλητών . Κάθε προσπάθεια μοντελοποίησης με βάση τριμηνιαία στοιχεία στην Ελλάδα αποτυγχάνει[1] λόγω αυτής της έντονης έλλειψης τέτοιων στοιχείων . Δεν είναι φυσικά με όλα αυτά ασυσχέτιστο το γεγονός ότι ενώ έχουν δημιουργηθεί αρκετά Μακροοικονομετρικά υποδείγματα για την Ελληνική Οικονομία σε ετήσια βάση , μέχρι σήμερα δεν έχει παρουσιαστεί αντίστοιχη εργασία σε τριμηνιαία ή μηνιαία βάση . Και είναι γνωστή στους ερευνητές η απώλεια σημαντικής πληροφόρησης όταν η συμπερασματολογία μας μεταφέρεται από τριμηνιαίο ή μηνιαίο επίπεδο σε αντίστοιχο ετήσιας βάσης . Εντονα δυναμικά και εποχικά χαρακτηριστικά εξαφανίζονται λόγω της περιοριστικής χρονικής αθροιστικότητας , για να μην φθάνουμε στο σημείο να επισημάνουμε το μέγεθος του σφάλματος εξειδίκευσης που μπορεί να προέλθει από αυτή την χρονική αθροιστικότητα[2] .

Για την αντιμετώπιση τέτοιων προβλημάτων κατά καιρούς έχουν προταθεί διάφορες τεχνικές , τις οποίες κάποιος θα μπορούσε να κατατάξει σε δύο μεγάλες κατηγορίες .

Στην πρώτη κατηγορία ανήκουν εκείνες οι τεχνικές οι οποίες με βάση διάφορες τεχνικές , κυρίως μαθηματικές , προσπαθούν να προβλέψουν μέρος ή ακόμη και όλη την χρονολογική σειρά , βασιζόμενες κυρίως σ' αυθαίρετες υποθέσεις .

---

*

[1] Ανεξάρτητα πάντως από αυτό διάφοροι ερευνητές έχουν χρησιμοποιήσει τριμηνιαία στοιχεία περιορίζοντας την ανάλυσή τους στο επίπεδο μιας απλής εξίσωσης και όχι σ' ένα ολοκληρωμένο σύστημα εξισώσεων .

[2] Moriguchi c. , 1970 , " Aggregation Over Time in Macroeconomic Relations ",Internat. Economic Review Vol. 11 No 3 October 1970 .

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η δεύτερη κατηγορία και ίσως η πιο ενδιαφέρουσα είναι η κατηγορία εκείνων των τεχνικών οι οποίες με βάση κάποιο θεωρητικό (Οικονομικό ή γενικότερα Κοινωνικό) υπόβαθρο , προσπαθούν να δημιουργήσουν τα στοιχεία μιας σειράς συσχετίζοντάς την με άλλες σειρές όπου βάσει υποθέσεως συμμεταβάλλονται σ' ένα σχήμα αιτιωδών αλληλεξαρτήσεων .

Στην δεύτερη κατηγορία ανήκει και η έρευνά μας τόσο στο θεωρητικό όσο και στον εφηρμοσμένο χαρακτήρα της .

Οσο αφορά τον θεωρητικό χαρακτήρα της διατριβής , επικεντρώνεται στην εκτίμηση υποδειγμάτων στο πλέον αποσθροιστικό χρονικό επίπεδο . Οι μη διαθέσιμες πληροφορίες σ' αυτό το επίπεδο λαμβάνονται ως ελλειπείς (μηνιαίες ή τριμηνιαίες) παρατηρήσεις , οι οποίες θα εκτιμηθούν ταυτόχρονα με τις παραμέτρους του υπό εκτίμηση υποδείγματος τόσο υπό τον περιορισμό των πιθανά υπαρχόντων στοιχείων σε άλλο επίπεδο αθροιστικότητας , όσο και σε σχέση με την μαθηματική και στοχαστική εξειδίκευση η οποία υποθέτουμε (ή εκτιμάμε) ότι συνδέει την εξηρτημένη με τις ανεξάρτητες μεταβλητές .
Οσο αφορά τον εφηρμοσμένο χαρακτήρα της διατριβής , επικεντρώνεται στην εκτίμηση ενός Οικονομετρικού Συστήματος για την ανάλυση και πρόβλεψη της Τριμηνιαίας Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα .

Στην κατασκευή αυτού του υποδείγματος , αντιμετωπίσαμε έντονα το πρόβλημα των λαθεμένων παρατηρήσεων σε μηνιαίο επίπεδο . Ολες οι διαθέσιμες χρονολογικές σειρές παρουσίαζαν έντονη παραμόρφωση του εποχικού τους προτύπου το έτος 1979 και μερικές το έτος 1984 .

Αυτό ωφείλετο όπως μας εξηγήθηκε από την ΔΕΗ (Δημόσια Επιχείρηση Ηλεκτρισμού) σε απεργίες του προσωπικού , το έτος 1979 ,ενώ για μερικές σειρές που παρουσίασαν αρνητική κατανάλωση Η/Ε η κύρια αιτία ήταν το λογιστικό σύστημα που ακολουθεί η ΔΕΗ στην καταγραφή των στοιχείων της Κατανάλωσης Η/Ε. Η χρονική αθροιστικότητα των χρονολογικών σειρών από μηνιαίο σε τριμηνιαίο επίπεδο , δεν έλυνε το πρόβλημα μια και το εποχικό πρότυπο εξακολουθούσε να παρουσιάζει αλλοιώσεις .

Γιά την διόρθωση των χρονολογικών σειρών τα έτη 1979 και 1984 χρησιμοποιήσαμε μιά τεχνική "ελλειπών παρατηρήσεων" (Missing Observations Technique). Θεωρήσαμε τις λαθεμένα δημοσιευμένες παρατηρήσεις ως παραμέτρους ενός υποδείγματος με εξηρτημένη μεταβλητή την μεταβλητή με τα λάθος δημοσιευμένα στοιχεία. Αυτές οι παρατηρήσεις εκτιμώνται ταυτόχρονα με τις παραμέτρους του υποδείγματος λαμβάνοντας υπ' όψη τόσο τις (πιθανά) διαθέσιμες παρατηρήσεις της εξηρτημένης μεταβλητής σε άλλο Nested επίπεδο αθροιστικότητας (αποσθροιστικότητας) όσο και την μαθηματική και στοχαστική εξειδίκευση που συνδέει την εξηρτημένη με τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Οι εκτιμήσεις τόσο των παραμέτρων όσο και των παρατηρήσεων είναι εκτιμήσεις Μεγίστης Πιθανότητας όπως αποδεικνύεται και στο Παράρτημα 1 της Διατριβής.

Σε περίπτωση κατά την οποία έχουμε πρόβλημα λαθεμένων δημοσιευμένων στοιχείων γιά τις ανεξάρτητες μεταβλητές, δεν έχουμε παρά να μεγενθύνουμε με κάποιο τρόπο το συνολικό υπόδειγμα ούτως ώστε οι εξωγενείς μεταβλητές να γίνουν ενδογενείς.

Η διατριβή αποτελείται από τρεις ενότητες .

Στη πρώτη ενότητα αναπτύσσονται θεωρητικά υπό μορφή Αλγορίθμων η ταυτόχρονη χρησιμοποίηση στοιχείων με διάφορη χρονική αθροιστικότητα τόσο στην αποτελεσματικότερη εκτίμηση Οικονομετρικών Υποδειγμάτων όσο και στην διόρθωση χρονολογικών σειρών .

Ειδικώτερα :

- Στο Μέρος 1.1 δίδονται μία σειρά από σχέσεις Χρονικής Αθροιστικότητας .
- Στα Μέρη 1.2 έως και 1.6 παρουσιάζεται υπό μορφή αλγορίθμων η εφαρμογή των τεχνικών ταυτόχρονης χρησιμοποίησης στοιχείων με διάφορη χρονική αθροιστικότητα στην εκτίμηση μίας σειράς από οικονομετρικά υποδείγματα . Τα Υποδείγματα αυτά καλύπτουν μεγάλο φάσμα των δυνατών εξειδικεύσεων που συνήθως χρησιμοποιούνται στην εφαρμοσμένη και θεωρητική έρευνα . Η επιλογή των υποδειγμάτων αυτών έγινε με βάση την απλότητα εφαρμογής των μεθόδων διόρθωσης , αν και εδόθη μεγάλη σημασία στην εκτίμηση Δυναμικών Υποδειγμάτων . Όλοι οι αλγόριθμοι έχουν ομαδοποιηθεί ανάλογα με τον Nested χαρακτήρα τους και έχουν τυποποιηθεί σε απλές ρουτίνες εφαρμογής .

Τα Υποδείγματα τα οποία αναλύονται θεωρητικά στην ενότητα αυτή είναι :

- Το Υπόδειγμα ARARX(p) (Αυτοπαλίνδρομο Σχήμα με Αυτοσυσχετιζόμενα Κατάλοιπα) .
- Το Ανεξάρτητο Στοχαστικό (Κανονικό) Γραμμικό Υπόδειγμα και το Μερικώς Ανεξάρτητο Στοχαστικό (Κανονικό) Γραμμικό Υπόδειγμα .
- Το Κλασσικό Γραμμικό Υπόδειγμα με Αυτοσυσχετιζόμενα Κατάλοιπα .
- Το Κλασσικό Κανονικό Γραμμικό Υπόδειγμα .
- Δυναμικά Υποδείγματα .
  * Δυναμικά Υποδείγματα με Καθορισμένο Αριθμό Χρονικών Υστερήσεων.
  . Χρονικές Υστερήσεις Αριθμητικής Μορφής .
  . Αντίστροφη V Κατανομή Χρονικών Υστερήσεων .
  . Υποδείγματα με Πολυωνυμικά Κατανεμημένες Χρονικές Υστερήσεις.
  * Δυναμικά Υποδείγματα με Απεριόριστο Αριθμό Χρονικών Υστερήσεων .
  . Υποδείγματα με Γεωμετρικά Κατανεμημένες Χρονικές Υστερήσεις .
  . Γάμμα Υποδείγματα Χρονικών Υστερήσεων .
  . Μεικτά Πολυωνυμικά και Γεωμετρικά Υποδείγματα Κατανεμημένων Χρονικών Υστερήσεων .
  * Διάφορα άλλα Υποδείγματα Χρονικά Κατανεμημένων Υστερήσεων , όπως :
  . Το Υπόδειγμα Μερικής Προσαρμογής των Αποθεμάτων .
  . Το Αυτοπαλίνδρομο Υπόδειγμα με Moving Average Κατάλοιπα (ARMAX(q)
  . Το Υπόδειγμα των Αναπροσαρμοσμένων Προβλέψεων (Με Διάφορες Υποθέσεις όσο αφορά την Εξειδίκευση των Καταλοίπων) .

Τέλος πρέπει να αναφερθεί ότι σημαντικό μέρος της ανάλυσης στην ενότητα αυτή εδόθη στα υποδείγματα των Γεωμετρικά Κατανεμημένων Χρονικών Υστερήσεων , με ιδιαίτερη έμφαση σε τρόπους αντιμετώπισης του "truncation remeinder" στην εκτίμηση δυναμικών εξειδικεύσεων . Ειδικώτερα στο μέρος 1.15 πρωτότυπα προτείνεται μία Full Information Maximum Likelihood τεχνική για την αντιμετώπιση του "truncation remeinder" σε σχέση με την διόρθωση χρονολογικών σειρών και ταυτόχρονα εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος των Γεωμετρικά Κατανεμημένων Χρονικών Υστερήσεων .

Στην δεύτερη ενότητα γίνεται εμπειρική εφαρμογή των μεθόδων διόρθωσης χρονολογικών σειρών που αφορούν την Κατανάλωση Η/Ε στην Ελλάδα . Τα στοιχεία αυτά παρουσιάζουν σε μηνιαίο επίπεδο έντονα προ βλήματα αλλοίωσης του εποχικού τους πρωτύπου τα έτη 1979 και για μερικές μόνο σειρές το έτος 1984 . Τα προβλήματα αυτά οφείλονται στον τρόπο συλλογικής επεξεργασίας των στοιχείων Κατανάλωσης Η/Ε από την Δημόσια Επιχείρηση Ηλεκτρικού (ΔΕΗ) .

Ταυτόχρονα με την διόρθωση των στοιχείων εκτιμάται και ένα Οικονομετρικό Υπόδειγμα της Ελληνικής Οικονομίας για την ερμηνεία της μηνιαίας Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα την περίοδο 1976:1 - 1985:12 .

Στην ενότητα αυτή παρουσιάζονται :
- Τα Διαθέσιμα Στοιχεία .
- Ανάλυση των Χαρακτηριστικών των Χρονολογικών Σειρών της Κατανάλωσης Η/Ε .
- Διάφοροι Μέθοδοι Διόρθωσης των Χρονολογικών Σειρών .
  Εδώ γίνεται μία πλήρης ανάλυση εφαρμογής των μεθόδων διόρθωσης με βάση τα υποδείγματα :
  - . Το Κλασσικό Κανονικό Γραμμικό Υπόδειγμα .
  - . Το Υπόδειγμα των Γεωμετρικά Κατανεμημένων Χρονικών Υστερήσεων .
  - . Δυναμικά Συστήματα Εξισώσεων με Καθορισμένο Αριθμό Χρονικών Υστερήσεων .
  - . Δυναμικά Συστήματα Εξισώσεων με Ακαθόριστο Αριθμό Χρονικών Υστερήσεων .
- Εφαρμογές των Μεθόδων Διόρθωσης .

Οι εφαρμογές έγιναν σε δύο στάδια . Το στάδιο ελέγχου των μεθόδων διόρθωσης και το στάδιο τελικής διόρθωσης των στοιχείων. Ως στάδιο ελέγχου καθορίστηκε η χρονική περίοδος 1980:1 - 1985:12 όπου δεν υπάρχουν σφάλματα στις χρονολογικές σειρές .

Οι εφαρμογές καλύπτουν όλες τις μεταβλητές της Κατανάλωσης Η/Ε και είναι :
- * Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία .
  - . Υψηλή Τάση .
  - . Μέση Τάση .
  - . Χαμηλή Τάση .
- * Κατανάλωση Η/Ε στον Οικιακό Τομέα .
- * Κατανάλωση Η/Ε στον Αγροτικό Τομέα .
- * Κατανάλωση Η/Ε στον Εμπορικό Τομέα .
- * Κατανάλωση Η/Ε στον Δημόσιο Τομέα .
- * Λοιπή Κατανάλωση Η/Ε (Φωτισμός Οδών και Έλξη)

και τέλος
- * Συνολική Κατανάλωση Η/Ε μέσω ενός Μηνιαίου Οικονομετρικού Συστήματος Εξισώσεων .

Ενα από τα σημαντικότερα σημεία της ενότητας αυτής είναι η επαλήθευση των αποτελεσματικότερων μεθόδων στην αποτελεσματικότερη διόρθωση των χρονολογικών σειρών . Ειδικότερα επαληθεύεται εμπειρικά ένα θεώρημα που αποδεικνύεται σ'αυτή την μελέτη όσο αφορά την χρησιμοποίηση των Seemingly Unrelated Regression Models στην διόρθωση Χρονολογικών Σειρών . Χρησιμοποιώντας στοιχεία των επιμέρους κατηγοριών ανάλυσης Η/Ε στην Βιομηχανία (Υψηλή , Χαμηλή και Μέση Τάση), αποδεικνύουμε την υπεροχή των SURE εκτιμήσεων σε σχέση μ'αυτές των απλών Ελαχίστων Τετραγώνων για την διόρθωση χρονολογικών σειρών .

Η τρίτη ενότητα είναι αποτέλεσμα των δύο προηγουμένων , μια και γίνεται η προσπάθεια εκτίμησης ενός Οικονομετρικού Υποδείγματος της Ελληνικής Οικονομίας για την ερμηνεία της Τριμηνιαίας Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα . Η περίοδος δείγματος εκτίμησης είναι τα έτη 1976:1 έως 1987:4 . Τα χρησιμοποιηθέντα στοιχεία προέκυψαν από τα αντίστοιχα διορθωμένα της δεύτερης ενότητας .

Το υπόδειγμα αυτό αποτελείται από 18 εξισώσεις . Οι 7 είναι εξισώσεις συμπεριφοράς και οι υπόλοιπες είναι ταυτότητες και μηχανισμοί μετασχηματισμού των ανεξάρτητων μεταβλητών . Οι μέθοδοι εκτίμησης είναι των Ελαχίστων Τετραγώνων , των Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων και των Επαναληπτικών Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων . Το υπόδειγμα εξομοιώνεται τόσο Δυναμικά όσο και Στοχαστικά . Ειδικότερα στην ενότητα αυτή παρουσιάζεται :

- Μία σύντομη ανασκόπιση της Ελληνικής Βιβλιογραφίας .
- Μία κριτική παρουσίαση μιας Ερευνας του UNIPEDE για την Ερευνα της Κατανάλωσης Η/Ε σε 18 χώρες της Ευρώπης .
- Μία σειρά από δυναμικές εξειδικεύσεις για την εκτίμηση του Οικονομετρικού Συστήματος .
- Οι Εκτιμήσεις του Συστήματος .
- Δυναμική Εξομοίωση του Συστήματος .

Τέλος στο Παράρτημα παρουσιάζονται μία Τράπεζα Δεδομένων , τα Χρησιμοποιηθέντα Προγράμματα , και οι Δείκτες Προβλεπτικής Ικανότητας.

Η βιβλιογραφία είναι εκτενής και έχει χωρισθεί ανάλογα με τα ειδικά χαρακτηριστικά τόσο των θεωρητικών εξειδικεύσεων όσο και του τρόπου εκτίμησής των .

Μία σύντομη Ανασκόπιση - Συμπερασματολογία για όλη την διατριβή γίνεται στο τέλος αυτής της ενότητας .

ΕΝΟΤΗΤΑ Ι.

ΕΝΟΤΗΤΑ Ι

Εισαγωγικά

Στην ενότητα αυτή αναπτύσσονται θεωρικά υπο μορφή Αλγοριθμων τεχνικές για την ταυτοχρονη χρησιμοποίηση στοιχείων με διάφορη χρονική αθροιστικότητα τόσο στην Αποτελεσματικώτερη Εκτίμηση Οικονομετρικών Υποδειγμάτων όσο και στήν Διόρθωση Χρονολογικών Σειρών .

Οι τεχνικές βασίζονται στήν μεθοδολογία είναι της Μεγίστης Πιθανοφάνειας (Full Information Maximum Likelihood) . Σύμφωνα με την μέθοδο αυτή οι υπο διόρθωση παρατηρήσεις μιας χρονολογικής σειράς θεωρούνται σαν ελλιπείς παρατηρήσεις (Missing Observations).Οι παρατηρήσεις αυτές εκτιμούνται ταυτόχρονα με τις αλλες παραμέτρους της υπό εκτίμηση εξειδίκευσης οπου η μεταβλητή με τις ελλειπείς (υπό διόρθωση)παρατηρήσεις είναι η εξηρτημένη . Η εκτίμηση γίνεται με βάση τόσο τους (πιθανούς) περιορισμούς απο την ύπαρξη αναλόγων στοιχείων σ' άλλο επίπεδο χρονικής αθροιστικότητας όσο και σε σχέση με την μαθηματική και στοχαστική εξειδικευση που συνδέει την εξηρτημένη με τις ανεξάτητες μεταβλητές.Οι εκτιμήσεις οι οποίες θα προκύψουν είναι εκτιμήσεις Μεγίστης Πιθανότητας όπως αποδεικνύεται και στο Παραρτημα 1 του Παραρτήματος .

Τα υποδείγματα τα οποία χρησιμοποιήθηκαν για την παρουσίαση της μεθοδολογίας Διόρθωσης καλύπτουν ένα μεγάλο φάσμα των δυνατών εξειδικεύσεων πυο συνήθως χρησιμοποιούνται στην θεωρική και εφαρμοσμένη έρευνα. Η επιλογή των υποδειγμάτων αυτών εγινε με βάση την απλότητα εφαρμογής της μεθόδου διόρθωσης αν και δοθηκε μεγάλη προσοχή στην εκτίμηση δυναμικών υποδειγμάτων.

Οι υποθέσεις που έγιναν για την ελλειψη ή την διόρθωση των χρονολογικών σειρών είναι αρκετά γενικές και καλύπτουν όλες τις πιθανές περιπτώσεις που μπορούν να παρουσιαστούν στην εφαρμοσμένη έρευνα.

Οι Αλγόριθμοι εχουν προσαμοστεί στις γενικότερες μεθόδους εκτίμησης των παρουσιαζομένων υποδειγμάτων , έχουν ομαδοποιηθεί ανάλογα με των Nested χαρακτήρα τους και έχουν τυποποιηθεί σε απλές ρουτίνες εφαρμογής.

Ειδικώτερα στην ενότητα αυτή παρουσιάζονται :

-Στο Μέρος 1.1 δίδονται μια σειρά απο σχέσεις Χρονικής Αθροιστικότητας χρησιμοποιώντας αλγεβρα μητρών.

-Στα Μέρη 1.2 και 1.2.1 παρουσιάζεται η εφαρμογή της μεθόδου διόρθωσης για μια σειρά εξειδικεύσεων όπως :

- Το Αυτοπαλίνδρομο Σχήμα με Αυτοσυσχετιζόμενα Κατάλοιπα (ARARX(p)) ____ Μέρος 1.2

1.1 ΒΑΣΙΚΕΣ ΣΧΕΣΕΙΣ ΧΡΟΝΙΚΗΣ ΑΘΡΟΙΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ.

Μπορούμε να συσχετίσουμε τα δεδομένα ετήσιας βάσης με τα δεδομένα τριμηνιαίας βάσης μιας μεταβλητής y , με την ακόλουθη σχέση :

$$y^{a}_{1} = C_T \; y^{q}_{1} \qquad (1.1)$$

όπου :

y^{a}_{1} είναι ένα $(T_1/4 \times 1)$ διάνυσμα με τις $T_1/4$ ετήσιες παρατηρήσεις

y^{q}_{1} είναι ένα $T_1 \times 1$ διάνυσμα , το οποίο μας δίνει τις T_1 τριμηνιαίες παρατηρήσεις ,

και C_T είναι μια (Αθροιστική) μήτρα διαστάσεων $(T_1/4 \times T_1)$ της μορφής :

$$C_T = \begin{bmatrix} 1\;1\;1\;1\;0\;0\;0\;0 \ldots\ldots\ldots\ldots 0\;0\;0\;0 \\ 0\;0\;0\;0\;1\;1\;1\;1 \ldots\ldots\ldots\ldots 0\;0\;0\;0 \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ 0\;0\;0\;0\;0\;0\;0\;0 \ldots\ldots 1\;1\;1\;1\;0\;0\;0\;0 \\ 0\;0\;0\;0\;0\;0\;0\;0 \ldots\ldots 0\;0\;0\;0\;1\;1\;1\;1 \end{bmatrix} \qquad (1.2)$$

Ορίζοντας $\quad e'_4 = (1,1,1,1) \qquad (1.3)$

μπορούμε να γράψουμε την μήτρα C_T ως :

$$C_T = (I_{T_1/4} \otimes e'_4) \qquad (1.4)$$

όπου $I_{T/4}$ είναι μια μοναδιαία μήτρα διαστάσεων $(T_1/4 \times T_1/4)$ και $\otimes$ συμβολίζει το γινόμενο του Kronecker[1].

Με βάση τα παραπάνω δημιουργούμε τις παρακάτω σχέσεις Χρονικής Αθροιστικότητας

$$C_T \, C'_T = (I_{T_1/4} \otimes e'_4) \, (I_{T_1/4} \otimes e'_4)' =$$

$$= (I_{T_1/4} \otimes e'_4 \, e_4) = 4 \, I_{T_1/4} \qquad (1.5)$$

$$C'_T C_T = (I_{T_1/4} \otimes e_4 \, e'_4) =$$

---

*

[1]. Harvey A C .1981., "The Econometric Analysis of Time Series ",σελ. 358-359.

$$
= \left[\begin{array}{cc}
\begin{array}{cccc|} 1&1&1&1\\ 1&1&1&1\\ 1&1&1&1\\ 1&1&1&1 \end{array} & \bigcirc \\
\cdots\cdots\cdots & \cdots\cdots\cdots \\
 & \ddots \\
\cdots\cdots\cdots & \cdots\cdots\cdots \\
\bigcirc & \begin{array}{|cccc} 1&1&1&1\\ 1&1&1&1\\ 1&1&1&1\\ 1&1&1&1 \end{array}
\end{array}\right] = J \qquad (1.6)
$$

όπου J είναι μια block-diagonal μήτρα με (4x4) υπομήτρες από μονάδες σαν στοιχεία της διαγωνίου της , και 0 όλα τα άλλα στοιχεία .

$$C'_T(C_TC'_T\,)^{-1}C_T \;=\; (I_{T_1/4} \otimes e'_4)'\,(4\,I_{T_1/4})^{-1}\,(I_{T_1/4} \otimes e'_4)$$

$$= (I_{T_1} \otimes e_4\,e'_4) \qquad (1.7)$$

$$= 1/4\ \ C'_T\ \ C_T$$

Μια άλλη σημαντική σχέση αθροιστικότητας , η οποία συσχετίζει το διάνυσμα των τριμηνιαίων μέσων $\bar{y}^q_1$ με τα τριμηνιαίας βάσης δεδομένα y^q_1, είναι η ακόλουθη :

$$\bar{y}^q_1 = C'_T(C_TC'_T)^{-1}C_Ty^q_1 =$$

$$= 1/4 \quad J_{T_1}\,y^q_1 \qquad\qquad (1.8)$$

Η σχέση μεταξύ των ετήσιας βάσης δεδομένων και των τριμηνιαίων μέσων $\bar{y}^q_1$ είναι :

Από την σχέση (1.8) $\quad \bar{y}^q_1 = C'_T(C_TC'_T)^{-1}C_Ty^q_1$

$$C_Ty^q_1 = (C_TC'_T)(C_TC'_T)^{-1}C_Ty^q_1 \quad (1.9)$$

$$C_T\ \ \bar{y}^q_1 = y^a_1$$

Βασιζόμενοι στις σχέσεις που προηγήθηκαν μπορούμε να αποδείξουμε δύο ισότητες χρονικής αθροιστικότητας :

$$\begin{aligned} 1/4 \;\; y^{a}{}_{1}{}' \; y^{a}{}_{1} &= 1/4 \;\; (C_{T} \;\; y^{q}{}_{1})' \; (C_{T} \; \bar{y}^{q}{}_{1}) \\ &= 1/4 \;\; \bar{y}^{q}{}_{1}{}' \; C'_{T} \;\; C_{T} \;\; \bar{y}^{q}{}_{1} \end{aligned} \qquad (1.10)$$

και χρησιμοποιώντας την σχέση $C'_{T} \;\; C_{T} \; = 4 \; I_{T_1/4}$ μπορούμε να γράψουμε :

$$\begin{aligned} 1/4 \;\; y^{a}{}_{1}{}' \; y^{a}{}_{1} &= 1/4 \;\; \bar{y}^{q}{}_{1}{}' \;\; 4 \; I_{T_1/4} \; \bar{y}^{q}{}_{1} \\ &= \bar{y}^{q}{}_{1}{}' \; \bar{y}^{q}{}_{1} \end{aligned} \qquad (1.11)$$

οι σχέσεις (1.1) έως (1.11) ισχύουν για κάθε μεταβλητή.Για κάθε μεταβλητή (έστω X) ισχύει :

$$1/4 \; X^{q}{}_{1} \; y^{q}{}_{1} = \bar{X}^{q}{}_{1}{}' \; \bar{y}^{q}{}_{1} \qquad (1.12)$$

Τέλος σε περίπτωση που η χρονική αθροιστικότητα αναφέρεται σε μηνιαίο και ετήσιο επίπεδο , η μήτρα C είναι της μορφής :

$$C_{T} = \begin{bmatrix} 111111111111000000000000\text{......}000000000000 \\ 000000000000111111111111\text{......}000000000000 \\ 00000000000000000000000000\text{....}000000000000 \\ \\ \text{..................................} \\ \\ \text{..................................} \\ \\ \text{..................................} \\ \\ 000000000000\text{......}000000000000111111111111 \end{bmatrix}$$

1.2 ΑΥΤΟΠΑΛΙΝΔΡΟΜΟ ΣΧΗΜΑ ΜΕ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΖΟΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ (Autoregressive Model with Autocorrelated Residuals)

Το Υπόδειγμα ARARX(p)

Το υπόδειγμα

$$y_t = \sum_{i=1}^{m} a_i \, y_{t-i} + X'_t \, b + u_t \qquad t=1,2,\ldots,T$$

$$u_t = p_1 \, u_{t-1} + p_2 \, u_{t-2} + \ldots + p_p \, u_{t-p} + e_t \qquad (1.13)$$

$$e_t \quad NID(0,\sigma^2_e)$$

Το παραπάνω υπόδειγμα μπορεί να παρουσιαστεί χρησιμοποιώντας και μήτρες ως ακολούθως :

$$y = Ya + Xb + u \qquad (1.14)$$

$$Ru + R^{*}u^{*} = e \qquad (1.15)$$

$$E(e) = 0 \qquad (1.16)$$

$$D(e) = \sigma^2_e \, I_T$$

όπου οι μήτρες R και R* ορίζονται ως :

$$R = \begin{bmatrix} 1 & & & & \\ p_1 & 1 & & \bigcirc & \\ p_2 & p_1 & 1 & & \\ \cdot & & & 1 & \\ \cdot & & & & \\ p_p & & & & \\ 0 & p_p \cdots & p_2 & p_1 & 1 \end{bmatrix} \qquad R^{*} = \begin{bmatrix} p_p & \cdots\cdots & p_1 \\ & & \cdot \\ \bigcirc & & \cdot \\ & & p_p \\ & \bigcirc & \end{bmatrix}$$

$$u = (\, u_1 \,,\, u_2 \,,\, u_3 \ldots u_T \,)' \quad \text{και} \quad u^{*} = (\, u_{T-p} \,,\, \ldots \, u_0 \,)$$

Επιπλέον υποθέτουμε ότι υπάρχουν ελλειπείς (μηνιαίες ή τριμηνιαίες) παρατηρήσεις για την υποπερίοδο T_1 για την εξηρτημένη μεταβλητή y_t . Επίσης υποθέτουμε ότι για την εξηρτημένη μεταβλητή υπάρχουν διαθέσιμα ετήσια στοιχεία για την περίοδο αυτή . Χωρίζουμε τις μεταβλητές του (1.14) ως εξής :

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ \hline y_2 \end{bmatrix} , \; X = \begin{bmatrix} X_1 \\ \hline X_2 \end{bmatrix} , \; Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ \hline Y_2 \end{bmatrix} , \; u = \begin{bmatrix} u_1 \\ \hline u_2 \end{bmatrix} \qquad (1.17)$$

όπου y_1 είναι ένα $(T_1 \times 1)$ διάνυσμα δίδοντας τις T_1 παρατηρήσεις της εξηρτημένης μεταβλητής y_t (εδώ είναι $t=1..T_1$) . Για απλοποίηση των χειρισμών , υποθέτουμε ότι :

$$m = 1 \ , \ u^{*} = 0 \quad \text{και} \quad u_t = p\, u_{t-1} + e_t$$

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \ddots & & 0 \\ p_1 & \ddots & \ddots & \\ & \ddots & \ddots & \\ 0 & & p_1 & 1 \end{bmatrix} \qquad (1.18)$$

Βασιζόμενοι σ'αυτές τις υποθέσεις μπορούμε να γράψουμε το υπόδειγμα (1.14) σε διανυσματική μορφή ως :

$$y_t = a\, y_{t-1} + b'\, X_t + u_t \qquad (1.19)$$

με

$$u_t = p\, u_{t-1} + e_t \qquad (1.20)$$

και

$$e_t \sim NID(0,\sigma^2_e) \qquad (1.21)$$

Μετά από μια σειρά από απλούς αλγεβρικούς χειρισμούς , μπορούμε να γράψουμε το υπόδειγμα (1.19)-(1.20) με την εξής αυτοπαλίνδρομη μορφή

$$y_t = (a+p)\, y_{t-1} - a\, p\, y_{t-2} + b'\, X_t - p\, b'\, X_{t-1} + e_t \qquad (1.22)$$

με το e_t να έχει τις αυτές στοχαστικές ιδιότητες με αυτές της σχέσης (1.21).

Ακολουθώντας την τεχνική της Μεγίστης Πιθανότητας[1] οι εκτιμήσεις των ελλειπών τριμηνιαίων παρατηρήσεων της εξηρτημένης μεταβλητής θα γίνουν ταυτόχρονα με τις υπό εκτίμηση παραμέτρους του υποδείγματος (1.14). Ειδικώτερα , μεγιστοποιούμε την δεσμευμένη συνάρτηση πιθανότητας για όλη την χρονική περίοδο $(T_1 + T_2 = T)$ λαμβάνοντας τις ελλειπείς (τριμηνιαίες) παρατηρήσεις ως μεταβλητές οι οποίες θα πρέπει να εκτιμηθούν ταυτόχρονα με τις παραμέτρους του υποδείγματος (1.14) λαμβάνοντας υπ' όψη τόσο την πληροφόρηση που μας παρέχεται από τα υπάρχοντα ετήσια στοιχεία (για την y_t την περίοδο T_1) όσο και την μαθηματική και στοχαστική εξειδίκευση που συνδέει την εξηρτημένη με τις αντίστοιχες ανεξάρτητες μεταβλητές .

Υποθέτοντας ότι $u^{*} = 0$, η συνάρτηση των ελαχίστων τετραγώνων των καταλοίπων , $\Phi = (y_1 , a , b , p)$, είναι :

$$\Phi = (y_1,a,b,p) = \sum_{t=3}^{T} \left(y_t - (a+p)\, y_{t-1} + a\, p\, y_{t-2} - b'\, X_t + p\, b'\, X_{t-1} \right)^2$$

---

*

[1].Η μέθοδος της Μεγίστης Πιθανότητας παρουσιάζεται στό Παράρτημα 1.

Την παραπάνω σχέση ελαχιστοποιούμε τόσο σε σχέση με τις ελλειπείς (τριμηνιαίες) παρατηρήσεις y_1 όσο και τις παραμέτρους του υποδείγματος υπό τον περιορισμό των διαθέσιμων ετήσιων περιορισμών :

$$C\ y_1 = y^{a}{}_1$$

Για την ελαχιστοποίηση χρησιμοποιούμε μια Lagrangian τεχνική ελαχιστοποίησης της $\Phi(y_1,a,b,p)$ υπό τον περιορισμό των ετησίων στοιχείων , η οποία είναι η ακόλουθη :

$$\xi = \Phi(y_1,a,b,p) - 2\ \lambda'(\ y^{a}{}_1 - C\ y_1\ ) \qquad (1.23)$$

όπου :

$(T_{1/4} \times 4)$
λ είναι ένα διάνυσμα με τους πολλαπλασιαστές του Lagrange .

Διαφορίζοντας την (1.23) σε σχέση με το y_1 και μετά από μια σειρά από αλγεβρικούς χειρισμούς λαμβάνουμε την constrained εξίσωση :

$$M(a\ ,\ p)\ y_1 - F(a\ ,\ b\ ,\ p\ ,\ X_{+1}\ ,\ X_{+2}\ ,\ y_0\ ,\ y_{-1}) - C'\ \lambda = 0 \qquad (1.24)$$

όπου :

$$\underset{(T_1 \times T_1)}{M(a,p)} = \begin{bmatrix} m_1 & m_2 & m_3 & & \bigcirc \\ m_2 & \ddots & \ddots & \ddots & \\ m_3 & \ddots & \ddots & \ddots & m_3 \\ & \ddots & \ddots & \ddots & m_2 \\ \bigcirc & & m_3 & m_2 & m_1 \end{bmatrix}$$

$$\underset{(T_1 \times 1)}{F(a,b,\ldots)} =$$

$$\begin{bmatrix} b'\ X_1 - (a+p)\ b'\ X_2 + a\ p\ b'\ X_3 - a\ p\ y_{-1} + (1+ap)(a+p)\ y_0 \\ b'\ X_2 - (a+p)\ b'\ X_3 + a\ p\ b'\ X_4 - a\ p\ y_0 \\ \vdots \\ b'X_{T1+1} - (a+p)\ b'\ X_{T1+1} + a\ p\ b'\ X_{T1+1} - a\ p\ y_{T1+2} + (1+ap)(a+p)\ y_{T1+1} \end{bmatrix}$$

και $m_1 = 1 + (a+p)^2 + (a\ p)^2$

$m_2 = -\ (1+ap)(a+p)$

$m_3 = a\ p$.

Παρατηρώντας ότι DetN(a,p)[1] = 0 μπορούμε να γράψουμε την (1.24) ως :

$$y_1 - M^{-1} F - M^{-1} C' \lambda = 0 \qquad (1.25)$$

(Για απλοποίηση της παρουσίασης παραλείπουμε τους δείκτες όπου δεν χρειάζεται).

Πολλαπλασιάζοντας την (1.25) με C λαμβάνουμε :

$$C y_1 - C M^{-1} F - C M^{-1} C' \lambda = 0$$

λύνοντας ως προς :

$$\lambda = (CM^{-1} C')^{-1} (Cy_1 - CM^{-1} F)$$

και αντικαθιστώντας το λ στην (1.25) λαμβάνουμε :

$$y_1 - M^{-1} F - M^{-1} C' \ (CM^{-1} C')^{-1} (Cy_1 - CM^{-1} F) =0$$

$$y_1 = M^{-1} C' (CM^{-1} C')^{-1} Cy_1 + (I - M^{-1} C' (CM^{-1} C')^{-1} C) M^{-1} F \qquad (1.25a)$$

εάν

$$\underset{(T_1 x T_1)}{G(a,p)} = M^{-1} C' (CM^{-1} C')^{-1} C \qquad (1.26)$$

μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε

$Cy_1 = y^{a}_1 = C\bar{y}_1$ για να γράψουμε την (1.25a) ως :

$$\hat{y}_1 = G(\hat{a},\hat{p}) \ \bar{y}_1 + (I - G(\hat{a},\hat{p})) M^{-1} F \qquad (1.27)$$

Γνωρίζοντας $\hat{a},\hat{b},\hat{p},y_0,y_{-1},X_{+1},X_{+2}$ μπορούμε να λύσουμε την (1.27) ως προς τις ελλειπείς παρατηρήσεις $\hat{y}_1$. Αυτό συνεπάγεται μία Gauss-Seidel επαναληπτική διαδικασία για την εκτίμηση του $\hat{y}_1$. Τα $\hat{a},\hat{b}$ και $\hat{p}$ μπορούν να εκτιμηθούν από το υπόδειγμα (1.19)-(1.21) για την περίοδο T_2 όπου διαθέσιμα (τριμηνιαία) στοιχεία είναι διαθέσιμα σύμφωνα με τις υποθέσεις που έγιναν .

Για την παρουσίαση όλης της επαναληπτικής διαδικασίας μπορούμε να γράψουμε το υπόδειγμα (1.19)-(1.21) σε μορφή μητρών ως :

$$y = Zc + u \qquad (1.28)$$

$$Ru = e \qquad (1.29)$$

$$e \quad NID(0,\sigma^2_{e} I_T) \qquad (1.30)$$

και

$$Z = \left[Y : X \right], \ c = (a \quad b)'$$

---

[1]. Det=Ορίζουσα(Determinant).

πολλαπλασιάζοντας την (1.28) με R , όπου

$$R(y - Zc) = Ru = e \qquad (1.31)$$

η log-likelihood του υποδείγματος είναι :

$$L = -\frac{T}{2}\log 2\Pi - \frac{T}{2}\log \sigma^2_e - \frac{1}{2\sigma^2_e}(y - Zc)'\,R'\,R(y - Zc) \qquad (1.32)$$

Για να λάβουμε Μεγίστης Πιθανότητας εκτιμήσεις για θ = (a,b,p)' πρέπει να χρησιμοποιήσουμε μία Gauss-Newton επαναληπτική διαδικασία για την ελαχιστοποίηση της

$$S = e'\,e \qquad (1.33)$$

με e = R(y - Zc) = f(θ) (συνάρτηση των παραμέτρων) πραγματοποιώντας μια Taylor expansion της e = f(θ) κοντά σε κάποια τιμή , έστω $\tilde{\theta}$.

$$e = \tilde{e} + \left.\frac{\theta e}{\theta\theta}\right|_{\theta}(\theta - \tilde{\theta}) + \ldots \qquad (1.34)$$

έτσι $$\mathrm{Min}(e'e) = \mathrm{Min}\left(\tilde{e} + \left.\frac{\theta e}{\theta\theta}\right|_{\theta}(\theta - \tilde{\theta})\right)'\left(\tilde{e} + \left.\frac{\theta e}{\theta\theta}\right|_{\theta}(\theta - \tilde{\theta})\right) \qquad (1.35)$$

μας δίδει :

$$(\hat{\theta} - \tilde{\theta}) = -\left[\left.\frac{\theta e}{\theta\theta}\right|'_{\tilde{\theta}}\left.\frac{\theta e}{\theta\theta}\right|_{\tilde{\theta}}\right]^{-1}\left.\frac{\theta e}{\theta\theta}\right|'_{\tilde{\theta}}\tilde{e} \qquad (1.36)$$

ή $$\hat{\theta} = \tilde{\theta} - \left[\left.\frac{\theta e}{\theta\theta}\right|'_{\tilde{\theta}}\left.\frac{\theta e}{\theta\theta}\right|_{\tilde{\theta}}\right]^{-1}\left.\frac{\theta e}{\theta\theta}\right|'_{\tilde{\theta}}\tilde{e} \qquad (1.37)$$

Για να λάβουμε συνεπείς αρχικές τιμές για το θ μπορούμε να εφαρμόσουμε μία τεχνική βοηθητικών μεταβλητών στο υπόδειγμα (1.28) .

Μπορούμε τότε να χρησιμοποιήσουμε τα κατάλοιπα $\hat{u} = y - Z\tilde{c}$ για να εκτιμήσουμε το p χρησιμοποιώντας τον τύπο :

$$\tilde{p} = \frac{\sum_{t=2}^{T}\hat{u}_t\,\hat{u}_{t-1}}{\sum_{t=2}^{T}\hat{u}^2_{t-1}} \qquad (1.38)$$

όπου $\tilde{c} = (\tilde{a},\tilde{b})'$ είναι οι βοηθητικών μεταβλητών εκτιμήσεις της (1.28)

Μπορούμε τώρα χρησιμοποιώντας μίαν Gauss-Seidel επαναληπτική τεχνική να παρουσιάσουμε την συνολική διαδικασία για να εκτιμήσουμε ταυτόχρονα τις ελλειπείς (μηνιαίες ή τριμηνιαίες) παρατηρήσεις και τις παραμέτρους του υποδείγματος ως εξής :

Βήμα 1 . Εφαρμόζουμε μία βοηθητικών μεταβλητών τεχνική στην (1.28) για να λάβουμε $\tilde{c} = (\tilde{a} \quad \tilde{b})'$ και μέσω της (1.38) χρησιμοποιώντας τις T_2 παρατηρήσεις .

Βήμα 2 . Λαμβάνουμε μία πρώτη προσέγγιση των ελλειπών (τριμηνιαίων) παρατηρήσεων χρησιμοποιώντας την

$$\hat{y}_{1r-1} = G(\hat{a}_{r-1},\hat{p}_{r-1})\ \bar{y}_1 + \left[\ I - G(\hat{a}_{r-1},\widetilde{p}_{r-1})\ \right] M^{-1}\ F(\hat{a}_{r-1},\hat{b}^{r-1},\ldots)\ .$$

Βήμα 3 . Αντικαθιστούμε αυτές τις προσεγγίσεις στην (1.28) και εφαρμόζουμε την τεχνική των βοηθητικών μεταβλητών για να λάβουμε αρχικές τιμές για την επαναληπτική υπο-διαδικασία :

$$\hat{\theta}_r = \tilde{\theta}_{r-1} - \left[\frac{\theta e(\hat{y}_{1r-1})}{\theta\theta}\Bigg|'_{\tilde{\theta}_{r-1}} \frac{\theta e(\hat{y}_{1r-1})}{\theta\theta}\Bigg|_{\tilde{\theta}_{r-1}} \right]^{-1} \frac{\theta e(\hat{y}_{1r-1})}{\theta\theta}\Bigg|_{\tilde{\theta}_{r-1}} \tilde{e}_{r-1} \quad (1.39)$$

Επαναλαμβάνουμε αυτή την επαναληπτική υποδιαδικασία μέχρι σύγκλιση για να λάβουμε το $\hat{\theta}$. Καθορίζοντας

$\hat{a}_{r-1} = \hat{a}_r\ ,\ \hat{b}_{r-1} = \hat{b}_r\ ,\ \hat{p}_{r-1} = \hat{p}_r$

επιστρέφουμε στο Βήμα 2 .

Επαναλαμβάνουμε την όλη επαναληπτική διαδικασία μέχρι την σύγ -

Η παραπάνω εισηγηθείσα επαναληπτική , τύπου Gauss - Seidel τεχνική , είναι πολύ "ακριβή" από πλευράς μαθηματικών υπολογισμών . Μπορούμε πάντως να την απλοποιήσουμε αντικαθιστώντας την με μία επαναληπτική Gauss - Newton υποδιαδικασία (1.34) με ένα Residual Adjusted Aitken[1] εκτιμητή ο οποίος είναι και γνωστός ως Two-Step εκτιμητής του Hatanaka .

---

*

[1].Hatanaka Michio., 1974.," An Efficient Two-Step Estimator for the Dynamic Adjustment Model with Autoregressive Errors"Journal of Econometri σελ. 199-220.

Χρησιμοποιώντας ότι , δεδομένων των αρχικών συνεπών εκτιμήσεων των a , b , και p , μια επανάληψη της τεχνικής Gauss - Newton θα μας αποδώσει ασυμπτωτικά αποτελεσματικούς εκτιμητές , μπορούμε να γράψουμε την (1.39) ως :

$$\tilde{e}_t = -\frac{\theta e}{\theta e}\Big|_{\tilde{\theta}} (a - \tilde{a}) - \frac{\theta e}{\theta b}\Big|_{\tilde{\theta}} (b - \tilde{b}) - \frac{\theta e}{\theta p}\Big|_{\tilde{\theta}} (p - \tilde{p}) \qquad (1.40)$$

Αντικαθιστώντας τις σχέσεις

$$\left.\begin{aligned} \frac{\theta e}{\theta a}\Big|_{\tilde{\theta}} &= -(y_{t-1} - \tilde{p}y_{t-2}) \\ \frac{\theta e}{\theta b}\Big|_{\tilde{\theta}} &= -(X_t - \tilde{p}X_{t-1}) \\ \frac{\theta e}{\theta p}\Big|_{\tilde{\theta}} &= -(y_{t-1} - \tilde{a}y_{t-2} - \tilde{b}X_{t-1}) = -\hat{u}_{t-1} \end{aligned}\right\} (1.41)$$

και $\tilde{e}_t = y_t - \tilde{a}y_{t-1} - \tilde{b}X_t - \tilde{p}(y_{t-1} - \tilde{a}y_{t-2} - \tilde{b}X_{t-1}) \quad t=3,...T$

στην (1.40) λαμβάνουμε

$$y_t - \tilde{p}y_{t-1} = \tilde{a}(y_{t-1} - \tilde{p}y_{t-2}) + \tilde{b}(X_t - \tilde{p}X_{t-1}) + (p - \tilde{p})\hat{u}_{t-1} \qquad (1.42)$$

Παλινδρομώντας την $(y_t - \tilde{p}y_{t-1})$ με τις $(y_{t-1} - \tilde{p}y_{t-2})$, $(X_t - \tilde{p}X_{t-1})$ και $\hat{u}_{t-1}$ λαμβάνουμε εκτιμήσεις των a και b με άμεσο τρόπο από τις εκτιμήσεις των $(y_{t-1} - \tilde{p}y_{t-2})$ και $(X_t - \tilde{p}X_{t-1})$ της $\hat{u}_{t-1}$ ο προερχόμενος εκ δύο βημάτων εκτιμητής του p είναι ίσος με $p + \tilde{p}$.

Φυσικά στην παραπάνω εισηγειθείσα Gauss-Seidel επαναληπτική τεχνική , προβλήματα όπως ο τρόπος αντιμετώπισης της $u^* = 0$ παραμένουν για μικρά δείγματα και ειδικότερα όταν τα X_t παρουσιάζουν μακροχρόνια χρονική τάση[1].

Για να εκτιμήσουμε τις ασυμπτωτικές διακυμάνσεις των εκτιμήσεων $\hat{a}$, $\hat{b}$, $\hat{p}$, $\hat{y}_1$, $\hat{\sigma}^2$ χρειαζόμαστε να δημιουργήσουμε την μήτρα πληροφόρησης :

$$I_c = \left[\frac{\theta^2 \log L}{\theta\theta\ \theta\theta'}\Big|_{\hat{\theta}} \right] \qquad (1.43)$$

όπου L είναι η συνάρτηση πιθανότητας και $\theta=(y_1' , a , b , p , \sigma^2)'$.

*
---

[1].Harvey A C.,1981., "The Econometric Analysis of Time Series". σελ. 270-271.

Φυσικά η παραπάνω διαδικασία δεν λαμβάνει υπ' όψη τους ετήσιους περιορισμούς για τα ελλειπή τριμηνιαία στοιχεία . Μπορούμε να μεγενθύνουμε το θ , $\theta_f = (\theta' , \lambda')$ και η μήτρα πληροφόρησης είναι τώρα :

$$I_{uc} = - E \left[\frac{\theta^2 \log L^*}{\theta\theta_f \ \theta\theta'_f} \Bigg|_{\hat{\theta}_f} \right] \qquad (1.44)$$

Οι υπό περιορισμό διακυμάνσεις λαμβάνονται αντιστρέφοντας την (1.44) χωρίς την 6η γραμμή και στήλη (πρόκειται για την γραμμή και στήλη που αντιστοιχεί στο λ) . Αυτές οι υπό περιορισμό διακυμάνσεις είναι υποχρεωτικά μικρότερες από τις χωρίς περιορισμό εκτιμήσεις των διακυμάνσεων .

Επειδή η I_{cu} είναι θετικά ορισμένη , η αντίστροφος της υπομήτρας θα είναι μικρότερη απ' ότι η υπομήτρα της I^{-1}_{uc} .

Για λόγους καθαρά χώρου δεν θα αναπτύξουμε την ανάλυση για τον υπολογισμό μιας σχέσης για τον υπολογισμό της μήτρας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων η οποία είναι μια $(4+T_1+(T_1/4))$. Πάντως για λεπτομέρειες πάνω σε αυτό και για την παρουσίαση μιας σειράς από απλοποιήσεις ούτως ώστε να αποφεύγουμε την αντιστροφή μεγάλων μητρών , βλέπε G.L.Gilbert[1]

---

* Gilbert C L.,1975.,"Estimation of Regression Equations Using Mixed Annual and Quarterly Data." Research Paper .University of Bristol σελ.40-44.

1.3 ΤΟ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΟ ΣΤΟΧΑΣΤΙΚΟ ΓΡΑΜΜΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ (Independent Stochastic Linear Regression Model) και το ΜΕΡΙΚΩΣ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΟ ΣΤΟΧΑΣΤΙΚΟ ΓΡΑΜΜΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ (Autoregressive Linear Stochastic Model) .

Το υπόδειγμα αυτό είναι μια υποπερίπτωση του ARARX(p) υποδείγματος όταν R = I . Χρησιμοποιώντας συμβολισμό διανυσμάτων και όταν m = 1 μπορούμε να γράψουμε :

$$y_t = a\, y_{t-1} + b'\, X_t + u_t \qquad (1.45)$$

$$u_t \quad \text{NID}\ (0,\sigma^2_u) \qquad (1.46)$$

Για τις ίδιες υποθέσεις όσο αφορά τις ελλειπείς τριμηνιαίες παρατηρήσεις όπως στο ARARX(p) υπόδειγμα , μπορούμε να λάβουμε την υπό περιορισμό συνάρτηση πιθανότητας ως υποπερίπτωση της εξίσωσης (1.23) αν θέσουμε p = 0

$$\begin{bmatrix} 1+a^2 & -a & & & 0 \\ -a & 1+a^2 & \ddots & & \\ & \ddots & \ddots & \ddots & \\ & & \ddots & & -a \\ 0 & & & -a & 1+a^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_T \end{bmatrix}$$

$$- \begin{bmatrix} b'\, X_1 - a\, b'\, X_2 + a\, y_0 \\ b' X_2 - a\, b'\, X_3 \\ \cdot \quad\quad \cdot \\ \cdot \quad\quad \cdot \\ \cdot \quad\quad \cdot \\ \cdot \quad\quad \cdot \\ \cdot \quad\quad \cdot \\ \cdot \quad\quad \cdot \\ b'\, X_{T-1} - a\, b'\, X_T \\ b'\, X_T - a\, b'\, X_{T+1} + a\, y_{T+1} \end{bmatrix} - C'\, \lambda = 0 \qquad (1.47)$$

και καθορίζοντας

$$M = M(a) = \begin{bmatrix} 1+a^2 & -a & & \bigcirc \\ -a & 1+a^2 & \ddots & \\ & \ddots & \ddots & -a \\ \bigcirc & & -a & 1+a^2 \end{bmatrix} \qquad (1.48)$$

και

$$F = F(b\ ,\ a\ \ y_{T+1}\ ,\ X_T\ ,\ X_{T+1}) = \begin{bmatrix} b'\ X_1 - a\ b'\ X_2 + a\ y_o \\ b'\ X_2 - a\ b'\ X_3 \\ \vdots \quad\quad \vdots \\ b'\ X_{T-1} - a\ b'\ X_T \\ b'\ X_T - a\ b'\ X_{T+1} + a\ Y_{T+1} \end{bmatrix} \qquad (1.49)$$

μπορούμε να γράψουμε την (1.47) ως :

$$My_1 - F - C'\ \lambda = 0$$

Στην παραπάνω σχέση παρατηρείται ότι $\det(M) = \sum_{r=0}^{T_1+1} a^{2r} = 0$ και έτσι μπορούμε να γράψουμε :

$$y_1 - M^{-1}\ F - M^{-1}\ C'\ \lambda = 0$$

Ακολουθούμε την ίδια διαδικασία εκτίμησης όπως στο υπόδειγμα ARARX(p) και λαμβάνουμε την σχέση :

$$\hat{y}_1 = G(\hat{a})\ \bar{y}_1 + \left[I - G(\hat{a})\right] M^{-1}(\hat{a})\ F\ (\hat{a}\ ,\ \hat{b}\ ,\ y_o\ ,\ X_{T+1}\ ,\ y_{T+1}) \qquad (1.50)$$

όπου :

$$G(a) = M^{-1}\ C'\ (C\ M^{-1}\ C')^{-1}\ C \qquad (1.51)$$

Γνωρίζοντας ότι $\hat{a}$, $\hat{b}$ μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την (1.50) για να λάβουμε εκτιμήσεις για τα ελλειπή τριμηνιαία στοιχεία . Πρέπει να ακολουθηθεί μια Gauss - Seidel επαναληπτική διαδικασία για να εκτιμηθεί το $\hat{y}_1$. Τα $\hat{a}$ και $\hat{b}$ μπορούν να εκτιμηθούν από άμεση εφαρμογή της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων στο υπόδειγμα (1.45) για την υποπερίοδο T_2 για την οποία έχουμε διαθέσιμα τριμηνιαία στοιχεία .

Χρησιμοποιώντας τον συμβολισμό του υποδείγματος (1.28) μαζί με τις στοχαστικές υποθέσεις που εκφράζονται από την (1.46) μπορούμε να γράψουμε το επαναληπτικό αυτό σχήμα κατά την r-στή επανάληψη ως :

$$\hat{y}_{1r} = G(\hat{a}_{r-1})\ \bar{y}_1 + \left[I - G(\hat{a}_{r-1}) \right] M^{-1} F(\hat{a}_{r-1}\ ,\ \hat{b}_{r-1}\ ,\ y_0\ ,\ X_{T+1}\ ,\ y_{T+1}) \qquad (1.52)$$

$$\begin{bmatrix} \hat{a}_r \\ \\ \hat{b}_r \end{bmatrix} = \left[Z\ (\hat{y}_{1r})'\ Z\ (\hat{y}_{1r}) \right]^{-1} Z\ (\hat{y}_{1r})'\ y\ (\hat{y}_{1r}) \qquad (1.53)$$

Η γρήγορη σύγκλιση της παραπάνω επαναληπτικής διαδικασίας θα βοηθηθεί πολυ από την σωστή επιλογή των εξισώσεων αρχικών τιμών

$$\hat{a}_{r-1}\ ,\ \hat{b}_{r-1}\ .$$

1.4 ΤΟ ΓΡΑΜΜΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΜΕ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΖΟΜΕΝΑ ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ

Σε αυτό το μέρος αναλύουμε εκτενέστερα το με αυτοσυσχέτιση α΄ βαθμού μοντέλο , το οποίο μπορεί να θεωρηθεί σαν μια ειδική περίπτωση του μοντέλου ARARX(1) όταν a=0 ,και περιγράφεται από τις σχέσεις :

$$y_t = b' X_t + u_t \qquad (1.54)$$

$$u_t = p\, u_{t-1} + e_t \qquad (1.55)$$

$$e_t \sim NID\ (0, \sigma^2_e) \qquad (1.56)$$

Κάνοντας τις ίδιες ακριβώς υποθέσεις όπως στο μέρος που προηγήθηκε , σχετικά με τις ελλειπείς (τριμηνιαίες) παρατηρήσεις , μπορούμε να φθάσουμε στην υπό περιορισμούς (constrained) log-likelihood εξίσωση ως μια ειδική περίπτωση της σχέσης (1.24) θέτοντας a=0 .

Η υπό περιορισμούς log-likelihood εξίσωση μπορεί να γραφεί ως :

$$M(p)\ y_1 - F\ (b\ ,\ p\ ,\ X_{T+1}\ ,\ y_0\ ,\ y_{T+1}) - C'\ \lambda = 0 \qquad (1.57)$$

όπου :

$$p = \frac{\sum_{t=2}^{T} u_t\, u_{t-1}}{\sum_{t=2}^{T} u^2_{t-1}} \qquad (1.58)$$

και

$$F(p\ ,\ b\ ,\ y_0\ ,\ y_{T+1}\ ,\ X_{T+1}) = \begin{bmatrix} b'\ X_1 - p\ b'\ X_2 + p\ y_0 \\ b'\ X_2 - p\ b'\ X_3 \\ \cdot \qquad\qquad \cdot \\ \cdot \qquad\qquad \cdot \\ \cdot \qquad\qquad \cdot \\ b'\ X_T - p\ b'\ X_{T+1} + p\ Y_{T+1} \end{bmatrix} \qquad (1.59)$$

Μετά από μερικούς απλούς αλγεβρικούς χειρισμούς , λαμβάνουμε την

$$\hat{y}_1 = G(\hat{p})\ \bar{y}_1 + \left[I - G(\hat{p}) \right] M^{-1}\ (\hat{p})\ F(\hat{b}\ ,\ \hat{p}\ ,\ y_0\ ,\ y_{T+1}\ ,\ X_{T+1}) \qquad (1.60)$$

όπου :

$$G(\hat{p}) = M^{-1}\ C'\ (C\ M^{-1}\ C')^{-1}\ C \qquad (1.61)$$

Δοθέντων των $\hat{p}$ και $\hat{b}$ λύνουμε την (1.60) για να υπολογίσουμε τις τιμές που ελαχιστοποιούν για την $\hat{y}_1$. Αυτό μας οδηγεί σε μια επαναληπτική διαδικασία Gauss - Seidel για να γνωρίσουμε το $\hat{y}_1$. Οι τιμές "εκκίνησης" του αλγόριθμου μπορούν να προσδιορισθούν με τον ακόλουθο τρόπο :

Εφαρμόζουμε την Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων (Μ.Ε.Τ) στην σχέση (1.54) για αν επιτύχουμε μια πρώτη εκτίμηση του b και χρησιμοποιώντας τον εκτιμητή $\hat{b}$ πλέον , εκτιμούμε την

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{b}' X_t .$$

Μια πρώτη εκτίμηση του p μπορεί να επιτευχθεί χρησιμοποιώντας τον εκτιμητή :

$$\hat{p} = \frac{\sum_{t=2}^{T} \hat{u}_t \hat{u}_{t-1}}{\sum_{t=2}^{T} \hat{u}^2_{t-1}} \qquad (1.62)$$

Για πιο πλήρη παρουσίαση της επαναληπτικής διαδικασίας , γράφουμε το μοντέλο που ορίζεται από τις σχέσεις (1.54)-(1.56) με την ακόλουθη μητραϊκή μορφή .

$$y = X b + u \qquad (1.63)$$

$$R u = e \qquad (1.64)$$

$$e \sim NID \, (0, \sigma^2_e \, I_T)$$

και

$$R = \begin{bmatrix} (1-p^2)^{1/2} & & & \bigcirc \\ -p & 1 & & \\ & \ddots & 1 & \\ \bigcirc & & -p & 1 \end{bmatrix} \qquad (1.65)$$

Η συνάρτηση πιθανοφάνειας (likelihood function) για το σφαιρικά κανονικό σφάλμα e είναι :

$$L(e) \simeq \sigma^{-T}_{e} \exp \left[- e' \, e/2 \, \sigma^{2}_{e} \right]$$

Αν εκφράσουμε το e σε όρους R u , η L(e) μετασχηματίζεται σε :

$$L(u) \quad \sigma^{-T}_{e} \; (1 - p^{2})^{1/2} \exp - \left[\frac{u' \, R' \, R \, u}{2\sigma^{2}_{e}} \right]$$

όπου $(1 - p^{2})^{1/2}$ είναι η Jacobian του μετασχηματισμού

Απομονώνοντας τήν σ^{2}_{e} λαμβάνουμε την υπό περιορισμό Log-Likelihood

$$L = \text{const.} \; \frac{1}{2} \log (1 - p^{2}) - \frac{T}{2} \log \left[(1 - p^{2}) \; (y_{1} - X_{1} \, b)^{2} + \right.$$

$$\left. + \sum_{t=2}^{T} (y_{t} - X_{t} \, b - p \, y_{t-1} + p \, X_{t-1} \, b)^{2} \right] \qquad (1.66)$$

Η εκτίμηση του b που μεγιστοποιεί την (1.66) , υπό τον περιορισμό του p είναι :

$$\overline{b} = (X^{*\prime} \, X^{*})^{-1} \, X^{*\prime} \, y^{*} \quad \text{όπου } X^{*} = RX \text{ και } y^{*} = Ry \qquad (1.67)$$

Μια πρόταση είναι να εφαρμοσθεί μια μονοδιάστατη έρευνα πάνω στο p για το ανοιχτό διάστημα (-1 , 1) , υπολογίζοντας το $\overline{b}$ σε κάθε βήμα και εκτιμώντας την log-likelihood συνάρτηση αντί του αθροίσματος των τετραγώνων των σφαλμάτων . Αυτή η διαδικασία είναι αρκετά δαπανηρή από πλευράς υπολογισμών απ' την στιγμή που απαιτούνται 19 εκτιμήσεις ελαχίστων τετραγώνων με βήμα μεταβολής 0.1 .

Οι Beach και Mackinnon[1] πρότειναν μια επαναληπτική διαδικασία Cochrane - Orcutt για να βελτιώσει την υπολογιστική διαδικασία . Διαφορίζοντας την σχέση (1.66) ως προς το p , θέτοντας ίση με μηδέν και με απλούς αλγεβρικούς χειρισμούς μας κάνει την πρώτης τάξης συνθήκη :

$$f(p) = p^{3} + a \, p^{2} + b \, p + c = 0 \qquad (1.68)$$

όπου :

$$a = - \, (T - 2) \sum_{2}^{T} h_{t} \, h_{t-1} \; / \; \left[(T - 1) (\sum_{2}^{T} h^{2}_{t-1} - h^{2}_{1}) \right]$$

$$b = \quad (T - 1) \, h^{2}_{1} - T \sum_{2}^{T} h^{2}_{t-1} - \sum_{2}^{T} h^{2}_{t} \quad / \; (T - 1) (\sum_{2}^{T} h^{2}_{t-1} - h^{2}_{1})$$

*
---

[1].Beach M C καί Mackinnon J G.,1978.,"Maximum Likelihood Procedure for Regression with Aytocorrelated Errors." Econometrica σελ. 53-54.

$$c = T \sum_{2}^{T} h_t \, h_{t-1} \; / \; (T - 1)(\sum_{2}^{T} h^2_{t-1} - h^2_t)$$

και $h_t = y_t - X_t \hat{b}$ δοθέντος του $\hat{b}$.

Η κυβική f(p) ανήκει στην "αμείωτη περίπτωση" των κυβικών εξισώσεων και μια ρίζα της είναι :

$$\bar{p} = -2 \sqrt{ - \frac{\omega}{3 \cos\left(\frac{\varepsilon}{3} + \frac{\pi}{3} \right)} - \frac{a}{3} } \qquad (1.69)$$

όπου :

$$\varepsilon = \cos^{-1} \left[(q \sqrt{27}) \, / \, (2 \, \omega \sqrt{-p}) \right] \qquad (1.70)$$

$$\omega = \frac{b - a^2}{3} \quad , \quad q = c - ab/3 + 2a^3/27 \qquad (1.71)$$

Οι εξισώσεις (1.67) και (1.69) αποτελούν τα δύο κύρια συστατικά στοιχεία για να ξεκινήσει μια Cochrane - Orcutt επαναληπτική διαδικασία . Αυτή την διαδικασία κρίνουν σαν πολύ γρήγορη , στην μελέτη τους οι Beach και Mackinnon .

Τώρα θα περάσουμε στην περιγραφή μιας επαναληπτικής διαδικασίας Gauss - Seidel προκειμένου να πετύχουμε ταυτόχρονες εκτιμήσεις τόσο των ελλειπών τριμηνιαίων παρατηρήσεων όσο και των άλλων παραμέτρων .

Στάδιο 1.

Εφαρμόζουμε την Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων (Μ.Ε.Τ) στην σχέση (1.54) για την υποπερίοδο T_2 όπου τριμηνιαία στοιχεία είναι εξ' υποθέσεως διαθέσιμα , για να επιτύχουμε τον υπολογισμό του $\hat{b}$ και στην (1.62) για να υπολογίσουμε το $\hat{p}$.

Στάδιο 2.

Λαμβάνουμε κατά προσέγγιση τιμές των ελλειπών τριμηνιαίων παρατηρήσεων y_1 χρησιμοποιώντας την σχέση (1.60) .

Στάδιο 3.

Αντικαθιστούμε αυτές τις κατά προσέγγιση τιμές στο μοντέλο που ορίζουν οι σχέσεις (1.63) έως (1.64) και ξεκινούμε μια μικρότερη επαναληπτική διαδικασία μεταξύ των εξισώσεων (1.67) και (1.69) μέχρι να επιτευχθεί σύγκλιση . Οι εκτιμήσεις που λαμβάνονται κατά την τελευταία επανάληψη αυτής της υποδιαδικασίας , χρησιμοποιούνται ως νέες τιμές εκκίνησης για το στάδιο 2 .

Ο αλγόριθμος που περιγράφηκε παραπάνω , διαρκεί μέχρι να επιτευχθεί σύγκλιση .

Οπως στο μοντέλο ARARX(1) , η επαναληπτική διαδικασία του τύπου Gauss - Seidel που προτάθηκε έχει ένα μεγάλο υπολογιστικό κόστος . Ειδικά στο στάδιο 3 , αν η τιμή της likelihood αυξάνει σε κάθε βήμα , ο αλγόριθμος πρέπει συμπτωματικά να πλησιάσει σε ένα σχετικό (τοπικό) μέγιστο , άν και στην περίπτωση μιας επαναληπτικής διαδικασίας Cochrane - Orcutt[1] , κανείς δεν μπορεί να είναι σίγουρος πως αυτό είναι ένα σφαιρικό (ολικό) μέγιστο .

Τους υπολογισμούς μας μπορούμε να τους απλοποιήσουμε , χρησιμοποιώντας κάποιες πολύ γνωστές επαναληπτικές διαδικασίες με δύο στάδια , στην θέση της υποδιαδικασίας 3 . Τέτοιες διαδικασίες είναι των Durbin[2] , Klein[3] και Phillips[4] . Η πιο ελκυστική και εύκολη όμως είναι αυτή του Sargan[5] η οποία χρησιμοποιήθηκε από τον Hendry[6] , και ακόμα εκτενέστερα από τον Gilbert[7] στην ταυτόχρονη χρησιμοποίηση ετήσιων και τριμηνιαίων στοιχείων . Τα τυπικά σφάλματα των παραμέτρων και οι ελλειπείς τριμηνιαίες παρατηρήσεις , μπορούν να προσδιοριστούν όπως στο μοντέλο ARARX(1)[1] .

---

[1]. Harvey A C.,1981., " The Econometric Analysis of Time Series" σελ. 192-197.

[2].Γκαμαλέτσος Θ.,1973.,"Οικονομετρια" σελ.213-214

[3].Γκαμαλέτσος Θ.,1973.,"Οικονομετρια" σελ.211-212

[4].Phillips A.W.,"Estimation of Stochastic Difference Equations with Moving Average Disturbances".Paper Presented to the Econometric Society,San Francisco , 1966 .

[5].Sargan J.D.,1961,"The Maximum Likelihood Estimation of Economic Relationships with Autoregressive Residuals ". Econometrica 29 σελ. 414-426 .

[6].Hendry D.F.,1971,"Maximum Likelihood Estimation of Systems of Simultaneous regression equations with errors generated by a vector autoregressive process",International Economic Review 12 σελ. 257-272 .

[7].Βλέπε Gilbert G.L.,1977,"Regression Using Mixed Annual and Quarterly Data" Journal of Econometrics σελ. 221-239 .

1.5 ΤΟ ΚΛΑΣΣΙΚΟ ΚΑΝΟΝΙΚΟ ΓΡΑΜΜΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ[1]

Αν στο μοντέλο ARARX υποθέσουμε ότι a=0 και R=I , τότε καταλήγουμε στο Κλασσικό Κανονικό Γραμμικό Υπόδειγμα .

$$y = X\, b + u \qquad (1.72)$$

$$E(u) = 0 \qquad (1.73)$$

$$D(u) = \sigma^2{}_u\, I_T$$

$$u \sim NID\ (0, \sigma^2{}_u\, I_T)$$

Διατηρώντας και χρησιμοποιώντας τις ίδιες υποθέσεις για τις ελλειπείς (τριμηνιαίες) παρατηρήσεις όπως στο υπόδειγμα ARARX(p) , γράφουμε την υπό περιορισμούς log-likelihood εξίσωση , σαν μια ειδική περίπτωση της εξίσωσης (1.24) . Απλά θέτουμε a=0 και p=0 .

$$\begin{bmatrix} 1 & & \bigcirc \\ & 1 \ddots & \\ \bigcirc & & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_T \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} X_1 b \\ X_2 b \\ \vdots \\ X_T\, b \end{bmatrix} - C'\,\lambda = 0 \qquad (1.76)$$

ορίζοντας $F = X_1 b$ (1.77) η υπό περιορισμούς log-likelihood εξίσωση μπορεί να γραφεί ως :

$$y_1 - F - C'\,\lambda = 0 \qquad (1.78)$$

Η τελευταία σχέση μετά από εξάλειψη του λ μπορεί να γραφεί ως :

$$y_1 = F + C'\ (C\, C')^{-1}\ C\, y_1 - C'\ (C\, C')^{-1}\ C\, F \qquad (1.79)$$

Χρησιμοποιώντας την σχέση , $\overline{y}_1 = C'\ (C\, C')^{-1}\ C\, y_1$ η εξίσωση (1.79) μπορεί να γραφεί ως :

$$y_1 = F + \overline{y}_1 - C'(C\, C')^{-1}\ C\, F \qquad (1.80)$$

και από την στιγμή που $F = X_1\ b$, από την (1.77) καταλήγουμε στην σχέση :

$$y_1 = \overline{y}_1 + X_1\ b - \overline{X}_1\ b \qquad \text{ή}$$

$$y_1 = \overline{y}_1 + (X_1 - \overline{X}_1)\ b \qquad (1.81)$$

---

[1].Γκαμαλέτσος Θ.,1973,"Οικονομετρία",σελ. 161-173 .

Ετσι χρησιμοποιώντας το διάνυσμα με τους εκτιμημένους συντελεστές $\hat{b}$ μπορούμε να εκτιμήσουμε τις ελλειπείς (τριμηνιαίες) παρατηρήσεις προσθέτοντας στην μέση ετήσια παρατήρηση τις σταθμισμένες αποκλίσεις των ερμηνευτικών μεταβλητών από τους ετήσιους μέσους τους . Αυτό το αποτέλεσμα είναι ισοδύναμο με αυτό των Chow και Lin[1] .

Μπορούμε να επεκτείνουμε την ανάλυση των ελλειπών τριμηνιαίων στοιχείων στην περίπτωση του Κλασσικού Γραμμικού Υποδείγματος ακολουθώντας τρεις εναλλακτικές διαδικασίες . Οι δύο πρώτες , έχουν να κάνουν με την εκτίμηση του Κλασσικού Γραμμικού Υποδείγματος μέσω δύο διαφορετικών προσεγγίσεων των ελλειπών τριμηνιαίων στοιχείων . Η τρίτη διαδικασία , είναι η μικτή Theil - Goldberger[2] τεχνική εκτίμησης .

Η πρώτη εναλλακτική πρόταση , είναι να θέσουμε τις ετήσιες παρατηρήσεις των πρώτων $T_1/4$ χρόνων με τις τριμηνιαίες παρατηρήσεις των επόμενων T_2 τριμήνων , καταλήγοντας στο μοντέλο :

$$\begin{bmatrix} y^{*}_1 \\ \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^{*}_1 \\ \\ X_2 \end{bmatrix} b + \begin{bmatrix} u^{*}_1 \\ \\ u_2 \end{bmatrix} \qquad (1.82)$$

με τις ακόλουθες στοχαστικές ιδιότητες :

$$E = \begin{bmatrix} u^{*}_1 \\ u_2 \end{bmatrix} = 0$$

$$(1.83)$$

και

$$D \begin{bmatrix} u^{*}_1 \\ u_2 \end{bmatrix} = \sigma^2 \begin{bmatrix} 4I_{T_1/4} & 0 \\ & \\ 0 & I_{T_1} \end{bmatrix} = \sigma^2 Q_1$$

όπου : $E(u^{*}_1 u^{*}_1{}') = C E(u_1 u_1{}') C = 4 \sigma^2 I T_{1/4}$

---

[1].Chow G.C. και Lin A.,1971,"Best Linear Unbiased Interpolation Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Time Series",Review of Economics and Statistics σελ. 372-375 .

[2].Theil H. και A.S.Coldberger,1961,"On Pure and Mixed Statistical Estimation in Economics" International Economic Review σελ. 65-78 .

Τα κατάλοιπα του μοντέλου (1.82) επιδεικνύουν ετεροσκεδαστικότητα απ' την στιγμή που τα μη διαγώνια στοιχεία είναι μηδέν και τα μη διαγώνια είναι διαφορετικά μεταξύ τους .

Η δεύτερη εναλλακτική περίπτωση είναι να θέσουμε τους τριμηνιαίους μέσους y_1 , X_1 και u_1 με τις τριμηνιαίες παρατηρήσεις των επόμενων T_2 τριμήνων . Ετσι , καταλήγουμε στο μοντέλο :

$$\begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{X}_1 \\ \\ X_2 \end{bmatrix} b + \begin{bmatrix} \bar{u}_1 \\ \\ u_2 \end{bmatrix} \qquad (1.84)$$

με τις ακόλουθες στοχαστικές ιδιότητες :

$$E = \begin{bmatrix} \bar{u}_1 \\ u_2 \end{bmatrix} = 0$$

και

$$D \begin{vmatrix} \bar{u}_1 \\ u_2 \end{vmatrix} = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1/4(I_{T_1/4} \times e_4 e'_4) & \bigcirc \\ \bigcirc & I_{T_2} \end{bmatrix} = \sigma^2 Q_2 \qquad (1.85)$$

Τα κατάλοιπα του μοντέλου (1.82) επιδεικνύουν αυτοσυσχέτιση από την στιγμή που τα διαγώνια στοιχεία της μήτρας Q_2 δεν είναι ίσα , και τα μη διαγώνια στοιχεία δεν είναι ίσα , και είναι διάφορα του μηδέν .

Η τρίτη εναλλακτική προσέγγιση είναι ένας μικτός Theil - Goldberger εκτιμητής . Ακολουθώντας αυτή την προσέγγιση , εκτιμούμε την ακόλουθη τριμηνιαία εξίσωση :

$$y_2 = X_2 b + u_2 \qquad (1.86)$$

Λαμβάνοντας υπ' όψη την εξωτερική πληροφόρηση των παρεχομένων $T_{1/4}$ (αρχικών) παρατηρήσεων , το μοντέλο με τις $T_{1/4}$ ετήσιες παρατηρήσεις είναι :

$$y^*_1 = X^*_1 b + u^*_1 \qquad (1.87)$$

με

$$E(u^*_1) = 0$$

$$D(u^*_1) = 4 \sigma^2 I_{T_1/4}$$

$$E(X^*_1{}' u^*_1) = 0$$

Ο εκτιμητής των κανονικών ελαχίστων τετραγώνων είναι :

$$\tilde{b} = (X^{a}_{1}{}' \; X^{a}_{1})^{-1} \; X^{a}_{1}{}' \; y^{a}_{1} \qquad (1.88)$$

$$D(\tilde{b}) = 4 \; \sigma^{2} \; (X^{a}_{1}{}' \; X^{a}_{1})^{-1}$$

Γράφουμε την εξωτερική πληροφόρηση με την ακόλουθη μορφή :

$$\tilde{b} = I_{K} \; b + v$$

και όλο το μοντέλο ως :

$$\begin{bmatrix} y_{2} \\ \\ \tilde{b} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_{2} \\ \\ I_{K} \end{bmatrix} b + \begin{bmatrix} u_{2} \\ \\ v \end{bmatrix} \qquad (1.89)$$

με

$$E = \begin{bmatrix} u_{2} \\ v \end{bmatrix} = 0$$

και

$$D \begin{bmatrix} u_{2} \\ v \end{bmatrix} = \sigma^{2} \begin{bmatrix} \sigma^{2} \; I_{T_2} & 0 \\ & \\ 0 & D(\tilde{b}) \end{bmatrix} \qquad (1.90)$$

και ο εκτιμητής του Aitken (Generalized Least Squares) είναι ο :

$$\check{b} = \left((X_{2}{}' \; I_{K}) \begin{bmatrix} \sigma^{2} \; I_{T_1} & 0 \\ 0 & D(\tilde{b}) \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} X_{2} \\ I_{K} \end{bmatrix} \right)^{-1} (X_{2}{}' \; I_{K}) \begin{bmatrix} \sigma^{2} \; I_{T_1} & 0 \\ 0 & D(\tilde{b}) \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} y_{2} \\ \tilde{b} \end{bmatrix}$$

ή

$$\check{b} = \left[1/\sigma^{2} \; X_{2}{}' \; X_{2} + D(\tilde{b})^{-1} \right]^{-1} \left[1/\sigma^{2} \; X_{2}{}' \; y_{2} + D(\tilde{b})^{-1} \; \tilde{b} \right] =$$

$$= (1/4\ X^{a}{}_{1}{}'\ X^{a}{}_{1} + X_{2}{}'\ X_{2})(1/4\ X^{a}{}_{1}{}'\ y^{a}{}_{1} + X_{2}{}'\ y_{2}) \qquad (1.91)$$

Με $$D(\check{b}) = \sigma^{2} \left[1/4\ X^{a}{}_{1}{}'\ X^{a}{}_{1} + X_{2}{}'\ X_{2} \right]^{-1} \qquad (1.92)$$

Τώρα είμαστε σε θέση να αποδείξουμε το βασικό θεώρημα :

Θεώρημα

Η Μέθοδος της Μεγίστης Πιθανοφάνειας (ML), η Μέθοδος των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) και η Μέθοδος των Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων (GLS) για την εκτίμηση των υποδειγμάτων που ορίζουν οι σχέσεις (1.84) και (1.82) καθώς και ο μικτός εκτιμητής των Theil - Goldberger είναι ισοδύναμοι .

Πρώτα αποδεικνύουμε ότι οι OLS εκτιμήσεις του (1.84) και οι αντίστοιχες GLS του (1.82) είναι ισοδύναμοι αν τα κατάλοιπα u_1 και $u_1{}'$ είναι ανεξάρτητα .

Η εκτίμηση (GLS) της (1.82) είναι :

$$\hat{b} = \left[\begin{bmatrix} X^{a}{}_{1} \\ X_{2} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} 1/4\ I_{T_1/4} & 0 \\ 0 & I_{T_2} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} X^{a}{}_{1} \\ X_{2} \end{bmatrix} \right]^{-1} \begin{bmatrix} X^{a}{}_{1} \\ X_{2} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} 1/4\ I_{T_1/4} & 0 \\ 0 & I_{T_2} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} y^{a}{}_{1} \\ y_{2} \end{bmatrix}$$

$$= (1/4\ X^{a}{}_{1}{}'\ X^{a}{}_{1} + X_{2}{}'\ X_{2})^{-1}\ (1/4\ X^{a}{}_{1}{}'\ y^{a}{}_{1} + X_{2}{}'\ y_{2}) \qquad (1.93)$$

Με ορισμένους αλγεβρικούς μετασχηματισμούς , ο εκτιμητής (1.93) παίρνει την ακόλουθη μορφή :

$$\hat{b}' = (\bar{X}_{1}{}'\ \bar{X}_{1} + X_{2}{}'\ X_{2})^{-1}\ (\bar{X}_{1}{}'\ \bar{y}_{1} + X_{2}{}'\ y_{2}) \qquad (1.94)$$

ο οποίος είναι ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων της σχέσης (1.94) .

Η απόδειξη ότι η (1.93) και (1.94) είναι ισοδύναμες με την σχέση (1.91) είναι εύκολη . Συνεπώς ο μικτός εκτιμητής Theil - Goldberger είναι ισοδύναμος με τις σχέσεις (1.93) και (1.94) .

Το τρίτο μέρος αυτού του θεωρήματος είναι ότι η ML (Maximum Likelihood) μέθοδος είναι ισοδύναμη με τις τρεις παραπάνω προσεγγίσεις , και μπορεί να αποδειχθεί γράφοντας:

$$\hat{y}_1 - X_1\ b = \bar{y}_1 - \bar{X}_1\ b \qquad (1.95)$$

και αντικαθιστώντας αυτή την σχέση στο άθροισμα των τετραγωνικών σφαλμάτων του (1.72)

$$\varphi = (y_1 - X_1\ b)'\ (y_1 - X_1\ b) + (y_2 - X_2\ b)' + (y_2 - X_2\ b)$$

λαμβάνοντας την ακόλουθη σχέση :

$$\varphi = (\bar{y}_1 - \bar{X}_1\ b)'\ (\bar{y}_1 - \bar{X}_1\ b) + (y_2 - X_2\ b)' + (y_2 - X_2\ b)$$

η οποία είναι η συνάρτηση του αθροίσματος των τετραγώνων των καταλοίπων του μοντέλου (1.84) .

Οι επιπτώσεις αυτού του θεωρήματος , είναι προφανείς από πλευράς υπολογισμών .

Προκειμένου να εκτιμήσουμε το Κλασσικό Γραμμικό Υπόδειγμα , κάτω από τις υποθέσεις των ελλειπών τριμηνιαίων στοιχείων μπορούμε να διαλέξουμε ανάμεσα σε τρείς διαφορετικούς τύπους διαδικασιών εκτίμησης .

Πρώτον μπορούμε να εκτιμήσουμε τις ελλειπείς τριμηνιαίες παρατηρήσεις από την σχέση (1.81) . Χρειαζόμαστε μόνο μια εκτίμηση του b την οποία προφανώς λαμβάνουμε με την Μ.Ε.Τ για την υποπερίοδο T_2 όπου υπάρχουν τριμηνιαία στοιχεία .

Δεύτερον μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε τον μικτό Theil - Goldberger εκτιμητή , εκλογή η οποία εξαρτάται κατά το πλείστον από τις υπολογιστικές μας δυνατότητες .

Τρίτον , μπορούμε να εκτιμήσουμε την (1.84) άμεσα , χρησιμοποιώντας κλασσικά στατιστικά πακέτα για παλινδρόμηση . Αυτό που χρειάζεται είναι η αντικατάσταση τόσο των ελλειπών τριμηνιαίων παρατηρήσεων όσο και των αντίστοιχων τιμών των εξωγενών μεταβλητών , από τις μέσες τριμηνιαίες . Εδώ πρέπει να σημειωθεί ότι θα χρειαστούν κάποιες διορθώσεις στους βαθμούς ελευθερίας .

1.6 ΔΥΝΑΜΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ
(ΓΕΝΙΚΑ)

Η εφαρμογή της ταυτόχρονης χρησιμοποίησης στοιχείων με διάφορη αλλά nested πρώτου ή και δεύτερου βαθμού[1] χρονικής αθροιστικότητας θα γίνει σε μια σειρά από Δυναμικά Υποδείγματα . Τα υποδείγματα αυτά πρέπει να θεωρηθούν αντιπροσωπευτικά σε σχέση με όλο το φάσμα των δυναμικών υποδειγμάτων που έχουν προταθεί κατά καιρούς .

Η γενική μορφή ενός υποδείγματος χρονικών υστερήσεων (ανεξάρτητα εάν αυτό είναι καθορισμένου ή ακαθόριστου αριθμού χρονικών υστερήσεων) , είναι :

$$y_t = \sum_{j=0}^{\varphi} \beta_j L^j X_t + u_t \qquad (1.96)$$

(Για καθορισμένο (finite) αριθμό χρονικών υστερήσεων φ = κ , ενώ για μη καθορισμένο (infinite) φ = οο)

Για την παρουσίαση της εφαρμογής των τεχνικών ταυτόχρονης χρησιμοποίησης στοιχείων με διάφορη χρονική αθροιστικότητα , θα κάνουμε τις εξείς γενικές υποθέσεις :

Χωρίζουμε την σχέση (1.96) σε δύο υποπεριόδους του συνολικού δείγματος εκτίμησης :

$$\left[\frac{y_{1,t}}{y_{2,t}}\right] = \left[\frac{\sum_{j=0}^{\varphi} \beta_j L^j X_{1,t}}{\sum_{j=0}^{\varphi} \beta_j L^j X_{2,t}}\right] + \left[\frac{u_{1,t}}{u_{2,t}}\right] \qquad (1.97)$$

όπου :

$(T_1 \times 1)$
$y_{1,t}$: $(T_1 \times 1)$ διάνυσμα με ελλειπείς (τριμηνιαίες ή μηνιαίες) παρατηρήσεις της εξηρτημένης μεταβλητής .

$(T_2 \times 1)$
$y_{2,t}$: $(T_2 \times 1)$ διάνυσμα με τις υπάρχουσες (τριμηνιαίες ή μηνιαίες) παρατηρήσεις της εξηρτημένης μεταβλητής .

Η ερμηνεία των άλλων μεταβλητών είναι ανάλογη με αυτή που εδόθη αμέσως παραπάνω .

---

[1] Ο βαθμός χρονικής αθροιστικότητας συνδέει τα διάφορα επίπεδα αθροιστικότητας της χρονολογικής σειράς . Στοιχεία που προκύπτουν αθροιστικά (αποαθροιστικά) αλλά άμεσα είναι πρώτου βαθμού (Μηνιαία,Τριμηνιαία), ενώ στοιχεία που προκύπτουν αθροιστικά με ενδιάμεσο επίπεδ χρονικής αθροιστικότητας είναι δευτέρου βαθμού (Μηνιαία και Ετήσια με ενδιάμεσο στάδιο χρονικής αθροιστικότητας τα Τριμηνιαία) .

Δεδομένης της ύπαρξης διαθεσίμων ετησίων στοιχείων για την εξαρτημένη μεταβλητή για την υποπερίοδο T_1 , η όλη προσπάθειά μας θα επικεντρωθεί στην ταυτόχρονη εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος (1.97) και των ελλειπών τριμηνιαίων παρατηρήσεων της εξηρτημένης μεταβλητής όσο και την μαθηματική και στοχαστική εξειδίκευση που συνδέει την εξηρτημένη με τις ανεξάρτητες μεταβλητές . Με βάση τον συμβολισμό που ανεπτύχθη στα προηγούμενα οι χρονικά αθροιστικές διαθέσιμες παρατηρήσεις μπορούν να παρουσιασθούν με βάση τις σχέσεις :

$$C_{QA}\ y^{Q}_{1} = y^{a}_{1}$$

ή

$$C_{MA}\ y^{M}_{1} = y^{a}_{1}$$

ή

$$C_{MQ}\ y^{M}_{1} = y^{Q}_{1}$$

με :

$$C_{QA} = \begin{bmatrix} 1\ 1\ 1\ 1\ 0\ 0\ 0\ 0 \ldots\ldots\ldots 0\ 0\ 0\ 0 \\ 0\ 0\ 0\ 0\ 1\ 1\ 1\ 1 \ldots\ldots\ldots 0\ 0\ 0\ 0 \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ 0\ 0\ 0\ 0 \ldots\ldots\ldots 1\ 1\ 1\ 1\ 0\ 0\ 0\ 0 \\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0 \ldots\ldots\ldots 1\ 1\ 1\ 1 \end{bmatrix}$$

$$C_{MA} = \begin{bmatrix} 111111111111000000000000 \ldots 000000000000 \\ 000000000000111111111111 \ldots 000000000000 \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ 000000000000 \ldots 111111111111000000000000 \\ 000000000000000000000000 \ldots 111111111111 \end{bmatrix}$$

$$C_{MQ} = \begin{bmatrix} 1\ 1\ 1\ 0\ 0\ 0 \ldots\ldots\ldots 0\ 0\ 0 \\ 0\ 0\ 0\ 1\ 1\ 1 \ldots\ldots\ldots 0\ 0\ 0 \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ 0\ 0\ 0 \ldots\ldots\ldots 1\ 1\ 1\ 0\ 0\ 0 \\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0 \ldots\ldots\ldots 1\ 1\ 1 \end{bmatrix}$$

Τέλος τα σύμβολα M , Q , a σε κάθε μεταβλητή που θα παρουσιάζεται αναφέρονται στην χρονική αθροιστικότητα , Μηνιαία (Monthly) , Τριμηνιαία (Quarterly) και Ετήσια (Annual) .

1.7 ΔΥΝΑΜΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ με ΚΑΘΟΡΙΣΜΕΝΟ ΑΡΙΘΜΟ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ (Finite Lag Distributions)

Δεδομένου ενός δείγματος στοιχείων $(y_1, X_1), (y_2, X_2), \ldots (y_T, X_T)$ η γενική μορφή ενός δυναμικού υποδείγματος με καθορισμένο αριθμό χρονικών[1] υστερήσεων , είναι :

$$y_t = \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \ldots + \beta_k X_{t-k} + u_t \qquad (1.98)$$

$$(\beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \ldots + \beta_k L^k) X_t + u_t \qquad (1.99)$$

$$B(L) X_t + u_t \qquad (1.100)$$

με $$B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \ldots + \beta_k L^k \qquad (1.101)$$

και L είναι ο μετασχηματιστής χρονικών υστερήσεων (Lag Operator)[2]

Χρησιμοποιώντας τον συμβολισμό μητραϊκών υποδειγμάτων , η σχέση (1.98) μπορεί να γραφεί :

$$y = X\beta + u \qquad (1.102)$$

με

$$E(u) = 0$$

$$D(u) = \sigma^2_u I_T \qquad (1.103)$$

$$E(X' u) = 0$$

---

[1]. Σε περίπτωση που έχουμε σταθερό όρο , η (1.100) θα μπορούσε να γραφεί :

$$y_t = \alpha_0 + B(L) X_t + u_t$$

[2]. Ο μετασχηματιστής χρονικών υστερήσεων έχει τις εξείς ιδιότητες :

(1). $L [L(X_t)] = L^2 X_t = X_{t-2}$

(2). $L^m X_t = X_{t-m}$

(3). $(a L^m + b L^n) X_t = a L^m X_t + b L^n X_t = a X_{t-m} + b X_{t-n}$

με :

$$X = \begin{bmatrix} X_{\kappa+1} & X_{\kappa} & \cdots\cdots & X_1 \\ X_{\kappa+2} & X_{\kappa+1} & \cdots\cdots & X_2 \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ X_T & X_{T-1} & & X_{T-\kappa} \end{bmatrix} \qquad (1.104)$$

Η εκτίμηση της (1.102) με τις ιδιότητες που ορίζουν οι σχέσεις (1.103) μπορεί να γίνει με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων με βάση τις υποθέσεις του Κλασσικού Κανονικού Γραμμικού Υποδείγματος[1] .

Λόγω των προβλημάτων εκτίμησης έχουν κατά καιρούς προταθεί από διάφορους ερευνητές η εισαγωγή ενός σχήματος κατανομής των χρονικών αυτών υστερήσεων . Τα κυριώτερα σχήματα κατανομών χρονικών υστερήσεων είναι :

*

---

[1]. Με την εφαρμογή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων στην σχέση (1.102) παρουσιάζονται μια σειρά από προβλήματα εκτίμησης μερικά από τα οποία είναι :
- (α). Χάσιμο κ βαθμών ελευθερίας διότι η (1.102) μπορεί να εκτιμηθεί μόνο με (T-κ) παρατηρήσεις .
- (β). Πολλές φορές παρουσιάζεται έντονο πρόβλημα <u>πολυσυγγραμμικότητας (Multicollinearity)</u> με τα γνωστά αποτελέσματα επί των εκτιμήσεων .

1.8 ΧΡΟΝΙΚΕΣ ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ ΑΡΙΘΜΗΤΙΚΗΣ ΜΟΡΦΗΣ[1]
(Arithmetic Lag)

Με βάση την υπόθεση αυτή υποθέτουμε ότι οι συντελεστές χρονικών υστερήσεων ακολουθούν τους όρους μιας σταθερά φθίνουσας αριθμητικής προόδου . Ειδικώτερα :

$$\beta_j = \beta\, v_j \qquad 0 <= j <= \kappa$$

$$v_j = f(j) = (\kappa+t-j) \qquad (1.105)$$

$$\beta_j = 0 \qquad j >= \kappa$$

Αντικαθιστώντας την (1.105) στην σχέση (1.98) λαμβάνουμε :

$$y_t = \sum_{j=0}^{\kappa} \beta\, v_j\, X_{t-j} + u_t \quad = \beta \left[\sum_{j=0}^{\kappa} (\kappa+1-j)\, X_{t-j} \right] + u_t$$

(1.106) (1.107)

$$= \beta\, Z_t(\kappa) + u_t \qquad (1.108)$$

και χρησιμοποιώντας συμβολισμό μητρών , έχουμε :

$$= \beta\, Z + u \qquad (1.109)$$

Η όλη μεθοδολογία εκτίμησης πλέον καθίσταται μια επαναληπτική διαδικασία σε σχέση με τα κ , της μορφής :

$0 \leq \kappa \leq ?$

$$\min_{\hat{\beta}} \sum (y_t - \beta\, Z_t(\kappa))^2$$

Επιλογή της εξειδίκευσης
εκείνης με το μικρότερο
RSS

---

[1]. Iwing Fisher , Note on a Short-Gut Method for Calculating Distributed Lags , International Statistical Institute Bulletin 1937 , pp 323-327 .

Με βάση τις υποθέσεις όσο αφορά την διαθεσιμότητα των στοιχείων , η εκτίμηση της σχέσης (1.108) θα γίνει με βάση την μαθηματική διαδικασία (υποθέτοντας ότι έχουμε να εκτιμήσουμε ένα τριμηνιαίας βάσης υπόδειγμα , και η επιπλέον πληροφόρηση που έχουμε στην διάθεσή μας είναι ετήσια) .

Δεδομένου του κ ,

$$\min_{y^a_1 ,\ b} (y^* - Z(\kappa)\ b)'(y - Z(\kappa)\ b) \qquad (1.110)$$

$$C y^a_1 = y^*_1 \qquad (1.111)$$

το οποίο οδηγεί στην ανηγμένη μορφή :

$$\hat{y}^a_1 = \overline{y_1} + (Z(\kappa) - \bar{Z}(\kappa))\ \hat{b} \qquad (1.112)$$

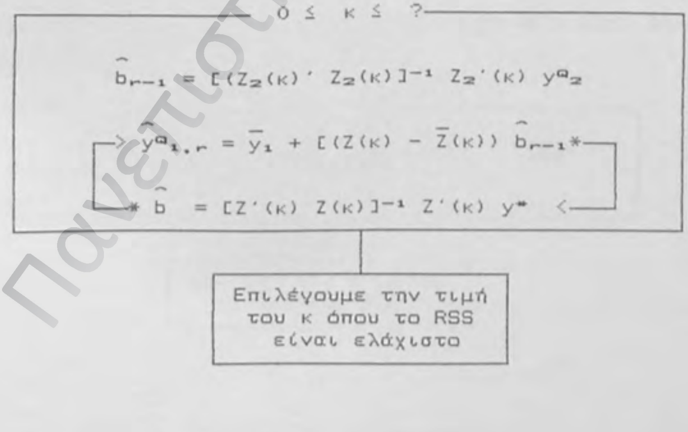
$$\hat{b} = (Z'(\kappa)\ Z(\kappa))^{-1}\ Z'(\kappa)\ y^* \qquad (1.113)$$

με :

$$y^* = \left[\frac{\hat{y}^a_1}{y^a_2} \right] \qquad (1.114)$$

Με βάση τις σχέσεις (1.110) και (1.114) η εφαρμογή της μεθόδου γίνεται με βάση την επαναληπτική διαδικασία :

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ 1.1



$0 \le \kappa \le ?$

$$\hat{b}_{r-1} = [(Z_2(\kappa)'\ Z_2(\kappa)]^{-1}\ Z_2'(\kappa)\ y^a_2$$

$$\hat{y}^a_{1,r} = \bar{y}_1 + [(Z(\kappa) - \bar{Z}(\kappa))\ \hat{b}_{r-1}*$$

$$* \ \hat{b} = [Z'(\kappa)\ Z(\kappa)]^{-1}\ Z'(\kappa)\ y^*$$

Επιλέγουμε την τιμή
του κ όπου το RSS
είναι ελάχιστο

Με βάση τις υποθέσεις όσο αφορά την διαθεσιμότητα των στοιχείων, η εκτίμηση της σχέσης (1.108) θα γίνει με βάση την μαθηματική διαδικασία (υποθέτοντας ότι έχουμε να εκτιμήσουμε ένα τριμηνιαίας βάσης υπόδειγμα, και η επιπλέον πληροφόρηση που έχουμε στην διάθεσή μας είναι ετήσια).

Δεδομένου του κ,

$$\min_{y^{a}_{1},\ b} (y^{*} - Z(\kappa)\ b)'(y - Z(\kappa)\ b) \qquad (1.110)$$

$$Cy^{a}_{1} = y^{*}_{1} \qquad (1.111)$$

το οποίο οδηγεί στην ανηγμένη μορφή :

$$\hat{y}^{a}_{1} = \overline{y_{1}} + (Z(\kappa) - \overline{Z}(\kappa))\ \hat{b} \qquad (1.112)$$

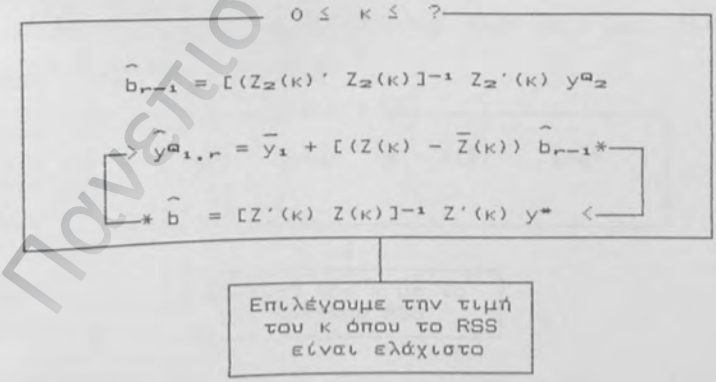
$$\hat{b} = (Z'(\kappa)\ Z(\kappa))^{-1}\ Z'(\kappa)\ y^{*} \qquad (1.113)$$

με :

$$y^{*} = \begin{bmatrix} \hat{y}^{a}_{1} \\ \hline y^{a}_{2} \end{bmatrix} \qquad (1.114)$$

Με βάση τις σχέσεις (1.110) και (1.114) η εφαρμογή της μεθόδου γίνεται με βάση την επαναληπτική διαδικασία :

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ 1.1



$0 \leq \kappa \leq ?$

$$\hat{b}_{r-1} = [(Z_{2}(\kappa)'\ Z_{2}(\kappa)]^{-1}\ Z_{2}'(\kappa)\ y^{a}_{2}$$

$$\hat{y}^{a}_{1,r} = \overline{y}_{1} + [(Z(\kappa) - \overline{Z}(\kappa))\ \hat{b}_{r-1}*$$

$$*\ \hat{b} = [Z'(\kappa)\ Z(\kappa)]^{-1}\ Z'(\kappa)\ y^{*}$$

Επιλέγουμε την τιμή του κ όπου το RSS είναι ελάχιστο

1.9 ΑΝΤΙΣΤΡΟΦΗ V ΚΑΤΑΝΟΜΗ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ

Με βάση την υπόθεση αυτή οι συντελεστές χρονικών υστερήσεων υποθέτουμε ότι ακολουθούν την κατανομή[1] :

$$\beta_j = \beta\ v_j \qquad (1.115)$$

$$\text{με} \quad v_j = \begin{cases} j & \text{για} \quad 0 \le j \le \kappa/2 \\ (\kappa - j) & \text{για} \quad \kappa/2 \le j \le \kappa \end{cases} \qquad (1.116)$$

Αντικαθιστώντας την (1.116) στην (1.98) λαμβάνουμε :

$$y_t = \sum_{j=0}^{\kappa/2} \beta\ v_j\ X_{t-j} + \sum_{j=(\kappa/2+1)}^{\kappa} \beta v_j\ X_{t-j} + u_t \qquad (1.117)$$

$$= \beta\ (Z_{1t} + Z_{2t}) + u_t \qquad (1.118)$$

$$\text{με} \quad Z_{1t} = \sum_{j=0}^{\kappa/2} (j)\ X_{t-j} \ , \quad Z_{2t} = \sum_{j=(\kappa/2+1)}^{\kappa} (\kappa - j)\ X_{t-j} \qquad (1.119)$$

ή χρησιμοποιώντας άλγεβρα μητρών :

$$y = Z_1\ \beta_1 + Z_2(\kappa) + u \qquad (1.120)$$

$$\beta = \left[\begin{array}{c} \beta_1 \\ \hline \beta_2 \end{array}\right] \qquad (1.121)$$

Η μέθοδος εκτίμησης της (1.120) εφ' όσον το u έχει όλες τις επιθυμητές ιδιότητες , είναι :

$0 \le \kappa \le ?$

$$\min_{\beta_1, \beta_2} (y - Z_1\beta_1 - Z_2\beta_2)'\ (y - Z_1\beta_1 - Z_2\beta_2)$$

Επιλογή του κ με το μικρότερο RSS

---

[1] Deleauu F.,1962,"The Demand for Capital Goods by Manufactures : A Study of Quarterly Time Series" . Econometrica .

Ενώ ο Αλγόριθμος για την ταυτόχρονη χρησιμοποίηση όλων των διαθέσιμων πληροφοριών με βάση τις υποθέσεις του μέρους 1.6, είναι :

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ 1.2

```
$0 \le \kappa \le ?$
    Για $t = T_1+1 , \dots , T$
        $Z = [\ Z_{1t}\ Z_{2t}\ ] , \quad Z_{1t} = \sum_{j=0}^{(\kappa/2)} j\, X_{t-j} , \quad Z_{2t} = \sum_{j=(\kappa/2+1)}^{\kappa} (\kappa - j)\, X_{t-j}$
        $\hat{\beta}_{r-1} = (Z'\ Z)^{-1}\ Z'\ y^{a}_{2}$
        --> $\hat{y}^{a}_{1,r} = \bar{y}_1 + (Z(\kappa) - Z(\bar{\kappa}))\ \hat{\beta}_{r-1}$
            $y^{*} = \begin{bmatrix} \hat{y}^{a}_{1} \\ \hline y^{a}_{2} \end{bmatrix}$
            $\hat{\beta}_{r} = [\ Z(\kappa)'\ Z(\kappa)\ ]^{-1}\ Z'(\kappa)\ y^{*}$
        <--
Επιλέγουμε την τιμή του κ , $\hat{\beta}$ , και $y^{a}_{1}$ εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο
```

1.10 ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΜΕ ΠΟΛΥΩΝΥΜΙΚΑ ΚΑΤΑΝΕΜΗΜΕΝΕΣ ΧΡΟΝΙΚΕΣ ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ
(Polynomial Distributed Lag Models)

Με βάση την υπόθεση αυτή οι συντελεστές των συντελεστών με χρονική υστέρηση του υποδείγματος

$$y_t = \sum^{m} \beta_j X_t + u_t \qquad (1.122)$$

μπορούν να προσεγγισθούν[1] από ένα πολυώνυμο n βαθμού :

$$\beta_j = f(j) \qquad (1.123)$$

$$f(\tau) = \sum_{i=0}^{n} \alpha_i (\tau)^i \qquad (1.124)$$

Το πολυώνυμο f(j) είναι ένα πολυώνυμο n βαθμού που είναι μια συνεχής συνάρτηση του j . Εξαρτάται από τους (n+1) , $\alpha_o, \alpha_1, ..\alpha_n$ συντελεστές . Με βάση τα παραπάνω οι (1.122) και (1.123) μπορούν να γραφούν ως :

$$\beta_\tau = \sum_{i=0}^{n} \alpha_i \tau^i \qquad \tau = 0,....,m$$

$$(1.125)$$

$$y_t = \sum_{\tau=0}^{m} \left(\sum_{i=0}^{n} \alpha_i \tau^i \right) X_{t-\tau} + u_t$$

$$= \sum_{i=0}^{n} \gamma_i \omega_{it} + u_t \qquad t = m+1,.....T \quad (1.126)$$

$$\text{με} \quad \omega_{it} = \sum_{\tau=0}^{m} \tau^i X_{t-\tau} \qquad i = 0,1.....n \quad (1.127)$$

Η (1.125) έχει όλες τις υποθέσεις του Κλασσικού Κανονικού Γραμμικού Υποδείγματος , και η εκτίμηση με βάση την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων δίνει BLUE εκτιμήσεις , των β_j , j = 0,1,...m .

Η μήτρα διακυμάνσεων των εκτιμήσεων $\hat{\beta}_j$, j=0,...m θα προέλθει γράφοντας : $\beta = S\,\alpha$

όπου S είναι μια (m+1)x(n+1) μήτρα της μορφής $S = (S_o,...S_m)'$ όπου

$S_o = (1,0,...0)'$ και $S_\tau = (\tau^o,\tau^1,...\tau^n)'$ $\tau = 1,...m$.

---

[1].Almon S.,1965,"The Distributed Lag between Capital Appropriations an
Net Expenditures". Econometrica σελ. 178-196 .

Εάν W είναι μια μήτρα (T − m + 1)x(n + 1) των μετασχηματισμένων παρατηρήσεων w_{it} , τότε :

$$E\left[(\hat{\beta} - \beta)\ (\hat{\beta} - \beta)' \right] = \sigma^2\ S\ (W'W)^{-1}\ S'$$

Η μέθοδος εκτίμησης της (1.122) , όπως έχει δημιουργηθεί από τους γράφοντες , ακολουθεί την εξής αλγοριθμική διαδικασία υπό μορφή μητρών . Στις γραμμές που ακολουθούν παρουσιάζουμε αναλυτικά την μέθοδο υπό μορφή μητρών μια και όλες αυτές οι μήτρες είναι Fetchable για κάποιον ο οποίος χρησιμοποιεί το πρόγραμμα ή καλύτερα την ρουτίνα ALMON_1 .

Δεδομένου του m (αριθμός χρονικών υστερήσεων) και n (βαθμός του πολυωνύμου) , τότε το πολυώνυμο (1.124) γράφεται :

$$P(n) = \alpha_0 + \alpha_1 n + \alpha_2 n^2 + \alpha_3 n^3$$

ή

$$\beta_0 = \alpha_0 + \alpha_1\ 0 + 0^2\ \alpha_2 + 0^3\ \alpha_3$$

$$\beta_1 = \alpha_0 + 1\ \alpha_1 + 1^2\ \alpha_2 + 1^3\ \alpha_3$$

$$\beta_2 = \alpha_0 + 2\ \alpha_1 + 2^2\ \alpha_2 + 2^3\ \alpha_3$$

$$\beta_3 = \alpha_0 + 3\ \alpha_1 + 3^2\ \alpha_2 + 3^3\ \alpha_3$$

ή

χρησιμοποιώντας μητραϊκό συμβολισμό :

$$\begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 2 & 4 & 8 \\ 1 & 3 & 9 & 27 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix}$$

ή

$$\beta = W\ \alpha \longrightarrow \alpha = W^{-1}\ \beta$$

Αν θέλουμε να έχουμε ένα n−1 βαθμού πολυώνυμο , τότε :

$$W^{-1}\ \beta = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix}$$

και η όλη διαδικασία εκτίμησης γίνεται γράφοντας την (1.122) υπό μορφή μητρών :

$$y = X\beta + u$$

$$\min_{\beta} \quad (y - X\beta)' \; (y - X\beta)$$

υπό τον περιορισμό :

$$W^{-1} \; \beta = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} = R_1\beta = 0$$

με R_1 η τελευταία γραμμή της μήτρας W^{-1}.

Γενικεύοντας τους περιορισμούς η όλη μεθοδολογία είναι ένα Restricted Least Squares πρόβλημα , όπου οι περιορισμοί είναι :

$$R_{n-q} \; \beta = 0$$

με R_{n-q} να είναι οι τελευταίοι n-q όροι της αντίστροφης μήτρας W^{-1} και όπου :

$$W = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots\cdots & 0 \\ 1 & 1 & 1 & \cdots\cdots & 1 \\ 1 & 2 & 2^2 \; 2^3 & & 2^n \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots\cdots & \cdots \\ 1 & n & n^2 \; n^3 & & n^n \end{bmatrix}$$

Ο εκτιμητής θα είναι :

$$y = X \; H_q \; \alpha_q + u = Z \; \alpha_q + e$$

με

$$Z = X \; H_q$$

$$\hat{\beta} = H_q \; \hat{\alpha}_q = H_q \; (Z'Z)^{-1} \; Z' \; y$$

$$\alpha_q \quad (\alpha_q \; , \; \sigma^2(Z'Z)^{-1})$$

$$E \left[\; (\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta) \; \right] = E \left[\; (H_q \; \hat{\alpha}_q - H_q \; \alpha)(H_q \; \hat{\alpha}_q - H_q \; \alpha)' \; \right] =$$

$$= H_q \; E \left[\; (\hat{\alpha}_q - \alpha_q)(\hat{\alpha}_q - \alpha_q)' \; \right] H'_q = \sigma^2 \; H_q \; (Z'Z)^{-1} \; H'_q$$

$$\text{και} \quad \hat{\beta} \quad (\beta \; , \; \sigma^2 H_q \; (Z'Z)^{-1} \; H'_q) \; .$$

Η εκτίμηση του υποδείγματος των Πολυωνυμικά Κατανεμημένων Χρονικών Υστερήσεων με βάση τις υποθέσεις για την χρονική αθροιστικότητα των διαθέσιμων χρονολογικών σειρών , είναι σχετικά εύλογη αν και πρόκειται για μια ακριβή διαδικασία από πλευράς εκτιμήσεων . Στον Αλγόριθμο που ακολουθεί , παρουσιάζουμε μόνο την φιλοσοφία εκτίμησης , χωρίς να επεισερχόμαστε σε επιμέρους λεπτομέρειες τις οποίες όμως θα παραθέσουμε στο Παράρτημα ως τεχνικά χαρακτηριστικά για τις ρουτίνες που έχουν γραφεί ειδικά για την αντιμετώπιση τέτοιων προβλημάτων .

Η όλη διαδικασία όπως περιγράφηκε παραπάνω υποθέτει γνωστό το m και η κάτι το οποίο σίγουρα δεν είναι μια ρεαλιστική περίπτωση. Για τον καθορισμό του βαθμού του πολυωνύμου (n) δεδομένου του m χρησιμοποιούμε το Likelihood Ratio Test ελέγχοντας τις υποθέσεις (Nasted Hypotheses).

$H_1 : q = n-1 \longrightarrow R_1\beta = 0$
$H_2 : q = n-2 \longrightarrow R_2\beta = 0$
.
.
$H_n : q = 0 \longrightarrow R_n\beta = 0$

και το Likelihood Ratio Test Statistic , είναι

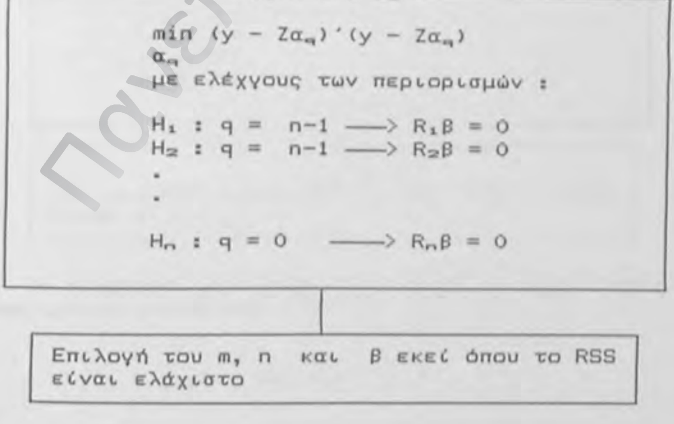
$$Y_{n-q} = \frac{\tilde{\beta}' R'_{n-q} [R_{n-q}(X'X)^{-1} R'_{n-q}]^{-1} R_{n-q} \tilde{\beta}}{(n-q)\hat{\sigma}^2} \quad F\,(n-q\ ,T-2n-1)$$

$\tilde{\beta}$ = Ελαχίστων Τετραγώνων Εκτιμητής.

$\hat{\sigma}^2$ = Ελαχίστων τετραγώνων εκτιμητής του σ^2 .

Οσο αφορά τον καθορισμό του m , ο προτεινόμενος αλγόριθμος ζήτησης προβλέπει μια επαναληπτική διαδικασία μετά σε κάποιο διάστημα τιμών των m

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG. 1.3



$\Delta_1 \le m \le \Delta_2$

$\min_{\alpha_q} (y - Z\alpha_q)'(y - Z\alpha_q)$

με ελέγχους των περιορισμών :

$H_1 : q = n-1 \longrightarrow R_1\beta = 0$
$H_2 : q = n-1 \longrightarrow R_2\beta = 0$
.
.
$H_n : q = 0 \longrightarrow R_n\beta = 0$

Επιλογή του m, n και β εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο

(Υπολογισμός Αρχικών Τιμών)
ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG. 1.3 (Συνέχεια)

$\Delta_1 \leq m \leq \Delta_2$

$$\min_{\alpha_q} (y - Z\alpha_q)'(y - Z\alpha_q)$$

με ελέγχους των περιορισμών :

$H_1 : q = n-1 \longrightarrow R_1\beta = 0$
$H_2 : q = n-1 \longrightarrow R_2\beta = 0$
.
.
.
$H_n : q = 0 \longrightarrow R_n\beta = 0$

Επιλογή του m, n και β εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο

$$\min_{\alpha_q ,\ \hat{y}_1} (y^* -Z\alpha_q)'(y^* -Z\alpha_q)$$

υπό τους περιορισμούς :

$C\hat{y}_1 = y^*_1$

$H_1 : q = n-1 \longrightarrow R_1\beta = 0$
$H_2 : q = n-2 \longrightarrow R_2\beta = 0$
.
.
$H_n : q = 0 \longrightarrow R_n\beta = 0$

$$y^* = \left[\begin{array}{c} \hat{y}_1 \\ \hline y_2 \end{array}\right]$$

Επιλογή του m,n,β και $\hat{y}_1$ εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο

Οι ελλειπείς (≡ χρονική αθροιστικότητα) εκτιμήσεις της εξηρτημένης μεταβλητής για $t = 1 \ldots. T_1$

$$y^*_1 = \bar{y}_1 + (Z_1 - \bar{Z}_1) \hat{\alpha}$$

1.11 ΔΥΝΑΜΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΜΕ ΑΠΕΡΙΟΡΙΣΤΟ ΑΡΙΘΜΟ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ INFINITE DISTRIBUTED LAG MODELS

Στην κατηγορία αυτή των υποδειγμάτων ανήκουν όλα εκείνα τα υποδείγματα που καθορίζονται από την (1.96) αν φ=oo , δηλαδή:

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j L^j X_t + u_t \tag{1.128}$$

$$\beta_j = \beta\, w_j \tag{1.129}$$

$$w_j = f(.) \tag{1.130}$$

$$\Sigma w_j = 1 \tag{1.131}$$

Στην κατηγορία αυτή των υποδειγμάτων θα αναπτύξουμε 4 υποδείγματα τα οποία επιλέχθηκαν με βάση την συχνότητα χρησιμοποίησής των, αλλά και τόν Nested χαρακτήρα τους.

1.12 ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΜΕ ΓΕΩΜΕΤΡΙΚΑ ΚΑΤΑΝΕΜΗΜΕΝΕΣ ΧΡΟΝΙΚΕΣ ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ. (Geometric Distributed Lags Model).

Το κύριο χαρακτηριστικό αυτών των υποδειγμάτων, είναι ότι υποθέτουν ότι οι συντελεστές των χρονικών υστερήσεων της (1.128) ακολουθούν τους όρους μιάς φθίνουσας γεωμετρικής προόδου[1].Ειδικώτερα υποθέτουμε ότι:

$$w_j = (1 - \lambda)\lambda^j \qquad 0 < \lambda < 1 \qquad (1.132)$$

και $$\Sigma w_j = (1 - \lambda)\ \Sigma\lambda^j = (1 - \lambda) - \frac{1}{(1-\lambda)} = 1 \qquad (1.133)$$

αντικαθιστώντας την (1.132) στην (1.128) λαμβάνουμε:

$$y_t = \beta\sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)\ \lambda^j\ X_{t-j} + u_t \qquad (1.134)$$

$$= \beta\ (1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j\ X_{t-j} + u_t \qquad (1.135)$$

$$= \beta\ (1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j\ L^j\ X_t + u_t \qquad (1.136)$$

χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία των τελεστών χρονικών υστερήσεων, και λαμβάνοντας υπ' όψη ότι :

$$(\ 1 - \lambda L\ )^{-1} = \frac{1}{1 - \lambda L} = 1 + \lambda + \lambda^2 + \dots \qquad (1.137)$$

η (1.137) μπορεί να γραφεί :

$$y_t = \beta(1-\lambda)\ \frac{1}{(1-\lambda L)}\ X_t + u_t \qquad (1.138)$$

Πολλαπλασιάζοντας την (1.138) επι (1 − λL), λαμβάνουμε :

$$(1 - \lambda L)y_t = \beta(1 - \lambda)\ X_t + (1 - \lambda L)\ u_t \qquad (1.139)$$

$$y_t - \lambda y_{t-1} = \beta(1 - \lambda)\ X_t + u_t - \lambda\ u_{t-1} \qquad (1.140)$$

$$y_t = \lambda\ y_{t-1} + \beta(1-\lambda)\ X_t + \varepsilon_t \qquad (1.141)$$

$$\varepsilon_t = u_t - \lambda\ u_{t-1} \qquad (1.142)$$

Η εκτίμηση της (1.141) με την (1.142) αντιστοιχεί σ' εκείνη την περίπτωση όπου η εφαρμογή της Μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων δεν δίνει καν συνεπείς[2] εκτιμήσεις.

---

[1] Koyck M.L.,1954,"Distributed Lags and Investment Analysis". North Holland Publishing Company , Amsterdam .

[2] Βλέπε: Γκαμαλέτσος Θ.: "Οικονομετρία", 1973 σελ. 135 .

Αλλωστε έχει παρατηρηθεί ότι η εφαρμογή της μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων στην (1.141) συνήθως δίνει υπερεκτιμημένες εκτιμήσεις του λ, με αποτέλεσμα να νομίζουμε ότι έχουμε μιά σχετικά αργά φθίνουσα κατανομή των χρονικών υστερήσεων.

Γιά την εκτίμηση της (1.141) με την (1.142) έχουν προταθεί διάφορες τεχνικές τις οποίες δεν θα αναπτύξουμε , άλλωστε μπορούν να ευρεθούν σε οποιοδήποτε εγχειρίδιο Οικονομετρικής θεωρίας . Η μέθοδος που θα επιλέξουμε είναι αυτή του Καθ. L. Klein[1] και ο λόγος της επιλογής αυτής θα γίνει φανερός αργότερα.

Σύμφωνα με τον καθ. L. Klein, μπορούμε να θέσουμε:

$$n_t = y_t - u_t \qquad (1.143)$$

τότε η (7.1.10) με την (7.1.11) μπορεί να γραφεί και ως:

$$y_t - u_t = \lambda\ y_{t-1} - \lambda\ u_{t-1} + \beta(1-\lambda)\ X_t \qquad (1.144)$$

ή

$$n_t = \lambda\ n_{t-1} + \beta(1-\lambda)\ X_t \qquad (1.145)$$

αντικαθιστώντας γιά την n_{t-1} , όταν:

$$n_{t-1} = \lambda\ n_{t-2} + \beta(1-\lambda)\ X_{t-1} \qquad (1.146)$$

$$n_{t-2} = \lambda\ n_{t-3} + \beta(1-\lambda)\ X_{t-2} \qquad (1.147)$$

λαμβάνουμε:

$$n_t = n_o\ \lambda^t + \beta(1-\lambda)\ [X_t+\lambda\ X_{t-1}+\lambda^2\ X_{t-2}+...+\lambda^{t-1}X_1]\ (1.148)$$

ή

$$y_t = n_o\ \lambda^t + \beta(1-\lambda)\ Z_t\ (\lambda) + u_t \qquad (1.149)$$

$$n_o = E(y_o) = \beta(1-\lambda) \sum_{j=0}^{oo} \lambda^j\ X_{-j} \qquad (1.150)$$

$$Z_t\ (\lambda) = \sum_{j=0}^{oo} \lambda^j\ X_{t-j} = [X_t + \lambda X_{t-1} +...+ \lambda^{t-1}X_1] \qquad (1.151)$$

Υποθέτοντας ότι u_t NID$(0,\sigma^2{}_u)$, εκτιμήσεις Μεγίστης Πιθανότητας της (1.149) μπορούν να ληφθούν ελαχιστοποιώντας την

$$\underset{\lambda,n_o,b}{\mathrm{Min}} \sum_{t=1}^{T} u_t = \mathrm{Min} \sum_{t=1}^{T} [y_t - n_o\ \lambda^t - \beta(1-\lambda)\ Z_t(\lambda)]^2 \qquad (1.152)$$

Η όλη μεθοδολογία εκτίμησης παρουσιάζεται στον Αλγόριθμο ALG 1.4.0 λόγος που παρουσιάζουμε αναλυτικά την μέθοδο εκτίμησης έγκειται στο ότι τα διαθέσιμα προγράμματα δεν εκτιμούν τέτοιες εξειδικεύσεις , και γιά αυτό γράψαμε μιά υπορουτίνα Koyck_A , βασισμένη στο RATS γιά να λάβουμε εκτιμήσεις των παραμέτρων της εξειδίκευσης (1.149).

---

[1].Klein L.R.,1958,"The Estimation of Distributed Lags".Econometrica σελ. 553-565 .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG. 1.4

$0 < \lambda < 1$

$$Z_{1t} = \lambda_t$$

$$X_o = 0$$

$$Z_{2t}(\lambda) = [X_t + \lambda X_{t-1} + \ldots + \lambda^{t-1} X_1]$$

$$= \lambda Z_{2,t-1}(\lambda) + X_t \qquad t = 1,2,3 \ldots T$$

$$Z = [Z_{1t} \vdots Z_{2t}(\lambda)]$$

$$\delta(\lambda) = \begin{bmatrix} n_o(\lambda) \\ \beta(1-\lambda) \end{bmatrix}$$

$$\hat{\delta}(\lambda) = (Z' Z)^{-1} Z' y$$

$$s^2(\lambda) = [y - Z\delta(\lambda)]' [y - Z\delta(\lambda)]$$

$$V(\delta) = (Z' Z)^{-1} s^2(\lambda)$$

επιλέγουμε την τιμή του λ
και των δ(λ) εκεί όπου το
$S^2(\lambda)$ είναι ελάχιστο.

Οσον αφορά τον όρο $n_o\lambda^t$ στην (1.149), πολλοί ερευνητές συνηθίζουν να μη τον λαμβάνουν υπ όψη κατά την εκτίμηση των παραμέτρων της (1.149), διότι για μεγάλες τιμές του t, το Z_{1t} γίνεται σχεδόν μηδέν

$$\lim_{t \to oo} Z_{1t} \longrightarrow 0 \qquad (1.153)$$

Παρ΄όλα αυτά στην ρουτίνα Koyk_1 το truncation remainder έχει ληφθεί κατά τους εξείς τρόπους, ακολουθώντας το άρθρο του Pesaran H. M
1973, "The Small Sample Problem of Truncation Remainders in the Estimation of Distriduted Lag Models with Autocorrelated Errors ", International Economic Review Vol. 14 No1 February 1973 .

1) Η παραδοσιακή μέθοδος αντιμετώπισης του προβλήματος, η οποία χρησιμοποιήθηκε από πολλούς ερευνητές, είναι η αντιμετώπιση του "truncation remainders" απο παράμετρο υπο εκτίμηση, η οποία θα πρέπει να εκτιμηθεί μαζί με τις αλλες παραμέτρους του υποδείγματος ταυτόχρονα . Αλλά οπως έχει αποδείξει ο Dhymes[1]P.Η εκτίμηση αυτής της παραμέτρου δεν είναι και συνεπής γι΄ αυτό και στην εργασία των Dhrymes, Klein και Steiglitz[2] οι συγγραφείς αυτοί επρότειναν να εκτιμηθεί η (1.149) θέτοντας $\eta_o = 0$

2) Επειδή η_o ειναι μια γραμμική συνάρτηση των ελλειπών (τριμηνιαίων) παρατηρήσεων X_o , X_{-1} , X_{-2} ,.... δηλαδή

$$\eta_o = \beta(1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j x_{-j} = f(X_{-j}) \qquad (1.154)$$

όλες οι μέθοδοι που ακολουθούν έχουν ως κοινό παρονομαστή την χρησιμοποίηση μεθόδων για την όσο το δυνατό μεγαλύτερη προσέγγιση της σχέσης (1.154) .

*

---

[1].Dhrymes P.J.,1969,"Efficient Estimation of Distributed Lags with Auto-Correlated Errors",International Economic Review (February) σελ. 41-67 .

[2].Dhrymes P.J.,L.R.Klein και Steiglitz K.,1970,"Estimation of Distributed Lags",International Economic Review σελ. 235-250.

1.13 ΣΤΑΘΕΡΗ ΑΡΧΙΚΗ ΤΙΜΗ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΞΗΡΤΗΜΕΝΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ

(Fixed Initial Value for the Dependent Variable)

Σε αυτή την περίπτωση , δεχόμαστε την παρακάτω υπόθεση .

$$y_o = 0$$

1.14 ΠΡΟΒΟΛΗ ΤΩΝ ΕΛΛΕΙΠΩΝ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΩΝ
(Backward Extrapolation of the Missing Data)

Η μέθοδος αυτή βασίζεται στην προς τα πίσω προβολή των τιμών της ανεξάρτητης μεταβλητής X_t . Και αυτό διότι θα πρέπει να αναμένουμε ότι οι περισσότερες Οικονομικές χρονοσειρές προσεγγιστικά ακολουθούν ένα πρώτου ή μεγαλύτερου βαθμού Αυτοπαλίνδρομο σχήμα . Τέτοια εξωγενής πληροφόρηση μπορεί να χρησιμοποιηθεί στο να εκτιμήσουμε το n_o σε σχέση με το λ .

Υποθέτοντας ότι :

$$X_t = p_1 + p_2 X_{t-1} + \dots + \varepsilon_t \qquad (1.155)$$

τότε :
$$X_{-j} = X_1 r_2^{-j-1} + \frac{r_1}{1 - r_2} (1 - r_2^{-j-1}) \qquad (1.156)$$

$$\text{για } j = 0,1,\dots$$

και δεδομένου του $|\lambda| < |r_2|$ λαμβάνουμε :

$$n_o = \frac{1}{r_{2-\lambda}} \left(X_1 - \frac{r_1}{1-\lambda} \right) \qquad (1.157)$$

όπου r_1 και r_2 είναι εκτιμήσεις των p_1 και p_2 , και λαμβάνονται από τα διαθέσιμα στοιχεία της μεταβλητής X_t δεδομένου πάντοτε ότι το σχήμα που ακολουθεί αυτή η μεταβλητή είναι στάσιμο (stable) στον χρόνο (περίοδος δείγματος εκτίμησης) .

Και με αυτό τον τρόπο , το υπό εκτίμηση υπόδειγμα γράφεται ως :

$$\begin{aligned} y_t &= b\,(1-\lambda)\, Z_t + u_t \\ Z_t &= \lambda\, Z_{t-1} + X_t \qquad (t=2,\dots T) \end{aligned} \qquad (1.158)$$

με αρχική τιμή

$$Z_1(\lambda) = \frac{1}{r_2-\lambda} \left(r_2 X_1 - \frac{r_1\lambda}{1-\lambda} \right) \qquad (1.159)$$

και φυσικά να επαναληφθεί η επαναληπτική διαδικασία όπως αυτή που περιγράφηκε στον Αλγόριθμο ALG 1.4 .

Σε περίπτωση που η ερμηνευτική μεταβλητή μπορεί να προσεγγισθεί καλύτερα από ένα αυτοπαλίνδρομο σχήμα δευτέρου βαθμού AR(2) , τότε

$$Z_1(\lambda) = \frac{1}{r_3 + r_2\lambda - \lambda^2} \left(r_3 X_1 + \lambda X_2 - \frac{r_1 \lambda}{1 - \lambda} \right) \qquad (1.160)$$

και τέλος ασυμπτωτικές εκτιμήσεις των εκτιμήσεων Μεγίστης Πιθανότητας μπορούν να ληφθούν από την :

$$\text{Asy. Var}\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\lambda} \end{bmatrix} = \sigma^2 \begin{bmatrix} X'RX & \beta\, X'R\left(\dfrac{\theta\, Z}{\theta\, \lambda}\right) \\ \beta\left(\dfrac{\theta\, Z}{\theta\, \lambda}\right) RX & \beta^2 \left(\dfrac{\theta\, Z}{\theta\, \lambda}\right)' R \left(\dfrac{\theta\, Z}{\theta\, \lambda}\right) \end{bmatrix}^{-1}$$

$$X = \begin{bmatrix} Z_1 \\ Z_T \end{bmatrix}$$

$$\text{και} \quad \frac{\theta\, Z_t}{\theta\, \lambda} = Z_{t-1} + \lambda \frac{\theta\, Z_{t-1}}{\theta\, \lambda} \qquad t = 2,\ldots n$$

1.15 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΜΕΓΙΣΤΗΣ ΠΙΘΑΝΟΦΑΝΕΙΑΣ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΩΝ ΜΕ ΓΕΩΜΕΤΡΙΚΑ ΚΑΤΑΝΕΜΗΜΕΝΕΣ ΧΡΟΝΙΚΕΣ ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ .

Η μέθοδος αυτή έχει σχετικά όμοια φιλοσοφία με την προηγούμενη . Προσπαθεί με μια πιο ουσιαστική μεθοδολογία να κάνει backcasting των ελλειπών τριμηνιαίων παρατηρήσεων της ανεξάρτητης μεταβλητής X_t , δηλαδή τις παρατηρήσεις X_0 , X_{t-1} , X_{t-2} , ... και ειδικότερα να δημιουργήσει το

$$\eta_0 = \beta\ (1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} X_{-j} = f\ (\beta\ ,\ \lambda\ ,\ X_0\ ,\ X_{-1}\ ,\ X_{-2}\ ,\ \ldots)$$

δεδομένης της τιμής του λ .

Η προτεινόμενη μέθοδος μπορεί να κάνει δύο υποθέσεις για την συμπεριφορά της ανεξάρτητης μεταβλητής .

(Υπόθεση Α) $X_t = f(TR_t\ ,\ \text{Seasonal dummies}) + \varepsilon_t$ (1.161)

(Υπόθεση Β) $X_t = f(M_t\ ;\ ) + \varepsilon_t$ (1.162)

(Υπόθεση Γ) $X_t = f(TR_t\ ,\ M_t\ ) + \varepsilon_t$ (1.163)

Δεδομένων των σχέσεων (1.161) , (1.162) και (1.163) το Backcasting των ελλειπών τριμηνιαίων παρατηρήσεων θα γίνει τόσο με βάση τις παραπάνω εξειδικεύσεις όσο και με τον περιορισμό των διαθεσίμων ετησίων παρατηρήσεων της ανεξαρτήτου μεταβλητής , οι οποίες μπορούν να παρουσιασθούν ως εξής :

$$C' X^{Q}_1 = X^{A}_1$$

$$C = \begin{bmatrix} 1\ 1\ 1\ 1\ 0\ 0\ 0\ 0\ \ldots\ 0\ 0\ 0\ 0 \\ 0\ 0\ 0\ 0\ 1\ 1\ 1\ 1\ 0 \ldots\ 0\ 0\ 0\ 0 \\ . \\ . \\ 0\ 0\ 0\ 0\ \ldots\ 0\ 0\ 0\ 0\ 1\ 1\ 1\ 1 \end{bmatrix}$$

άρα η όλη μεθοδολογία θα μπορούσε να παρουσιασθεί από τον Αλγόριθμο

ALG. 1.5 .

Υποθέτοντας ότι η σχέση μεταξύ της ανεξάρτητης και των άλλων ανεξάρτητων μεταβλητών (M_t , TR_t κλπ.) μπορεί να παρουσιαστεί από την γραμμική σχέση (χρησιμοποιώντας μητραϊκό συμβολισμό) :

$X^{Q} = M^{Q}\gamma + \varepsilon^{Q}$ $\qquad t = T_1\ ,\ ..,\ T_2\ , \ldots\ ,\ T$ (1.164)

$T_2 = 1, \ldots . T$ (1.165)

Q ——> Quarterly

Χωρίζουμε την (1.164) ως εξής :

$$\left[\begin{array}{c} X^{q}_{1} \\ \hline X^{q}_{2} \end{array}\right] = \left[\begin{array}{c} M^{q}_{1} \\ \hline M^{q}_{2} \end{array}\right] \gamma + \left[\begin{array}{c} \varepsilon^{q}_{1} \\ \hline \varepsilon^{q}_{2} \end{array}\right] \qquad (1.166)$$

και επιθυμούμε να εκτιμήσουμε την $\widehat{X}^{q}_{1}$ υπό τον περιορισμό των υπαρχόντων ετήσιων στοιχείων τα οποία συνήθως είναι διαθέσιμα . Δηλαδή υπό τον περιορισμό :

$$C\ X^{q}_{1} = X^{a}_{1} \qquad (1.167)$$

όπου X^{a}_{1} τα διαθέσιμα ετήσια στοιχεία .

Η όλη διαδικασία πλέον είναι :

$$\min_{\widehat{X}^{q}_{1},\gamma} \left[\left[\begin{array}{c} \widehat{X}^{q}_{1} \\ \hline X^{q}_{2} \end{array}\right] - \left[\begin{array}{c} M^{q}_{1} \\ \hline M^{q}_{2} \end{array}\right] \gamma \right]' \left[\; * \; \right] \qquad (1.168)$$

υπό τον περιορισμό :

$$C\ X^{q}_{1} = X^{a}_{1}$$

Χρησιμοποιώντας τους πολλαπλασιαστές του Lagrange δεν είναι δύσκολο να φθάσουμε στην ανηγμένη μορφή

$$\widehat{X}^{q}_{1} = \overline{X}_{1} + (\ M_{1} - \overline{M}_{1})\ \widehat{\gamma} \qquad (1.169)$$

$$X^{*} = \left[\begin{array}{c} \widehat{X}^{q}_{1} \\ \hline X^{q}_{2} \end{array}\right] \qquad (1.170)$$

$$\widehat{\gamma} = (M'\ M)^{-1}\ M'\ X^{*} \qquad (1.171)$$

Η όλη διαδικασία λοιπόν εκτίμησης με βάση αυτή την πρόταση παρουσιάζεται αναλυτικότερα στον Αλγόριθμο ALG. 1.5 .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG. 1.5

Δεδομένης της σχέσης $X^a = M^a y + \varepsilon^a$

$$\min_{\hat{X}^a_1, y} \left[\left[\frac{\hat{X}^a_1}{X^a_2} \right] - \left[\frac{M^a_1}{M^a_2} \right] y \right]' \left[\quad * \quad \right]$$

υπό τον περιορισμό

$$C X^a_1 = X^{*}_1$$

οδηγεί στην επαναληπτική διαδικασία :

$$\longrightarrow \hat{X}^a_{1.r} = \bar{X}_1 + (M_1 - \bar{M}_1) y_{r-1} \quad *$$

$$X^{*} = \left[\frac{\hat{X}^a_{1.r}}{X^a_2} \right]$$

$$* \quad \hat{y}_r = (M' M)^{-1} M' X^{*} \longleftarrow$$

Το λαμβανόμενο τελικά $\hat{X}^a_1 = [X_0 , X_{-1} , \ldots\ldots]$

$0 \leq \lambda < 1$

Δημιουργούμε το $n_o = E(y_o) = \beta (1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j X_{-j}$ όσο πιο προσεγγιστικά μπορούμε , δηλαδή όσο πιο πολύ μεγάλο είναι το $1,\ldots T_1$ και πλέον έχουμε να εκτιμήσουμε την

$$y_t = \beta(1-\lambda) Z_{2t} + u_t$$

$$Z_{2t} = \lambda Z_{2t-1} + X_t \qquad t = 2,\ldots T$$

και αρχική τιμή n_o όπως καθορίστηκε παραπάνω

Διαλέγουμε την τιμή των λ όπου RSS είναι ελάχιστο

1.16 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΤΩΝ ΓΕΩΜΕΤΡΙΚΑ ΚΑΤΑΝΕΜΗΜΕΝΩΝ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ ΜΕ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΔΙΑΦΟΡΗΣ ΧΡΟΝΙΚΗΣ ΑΘΡΟΙΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ .

Η θεωρητική θεμελίωση της εκτίμησης του υποδείγματος των γεωμετρικά κατανεμημένων χρονικών υστερήσεων με διάφορη χρονική αθροιστικότητα δίνεται στις γραμμές που ακολουθούν:

Δεδομένου του λ το υπόδειγμα (1.149) υπό μορφή μητρών μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$y = M(\lambda)\gamma + u \qquad (1.172)$$

με

$$M(\gamma) = (\mu'_1, \mu'_2 \dots \mu'_T) \qquad (1.173)$$

$$y' = (y_1 , y_2 \dots y_T) \qquad (1.174)$$

$$u' = (u_1 , u_2 \dots u_T) \qquad (1.175)$$

$$\gamma' = [\eta_o \quad \beta(1-\lambda)] \qquad (1.176)$$

$$\mu_t = [Z_{1t} \vdots Z_{2t}] \qquad t=1,2,\dots T \qquad (1.177)$$

και

$$\begin{aligned} E(u) &= 0 \\ D(u) &= \sigma^2_u \, I_T \\ E(u'u) &= 0 \end{aligned} \qquad (1.178)$$

Με βάση τις γνωστές υποθέσεις γιά την διαθεσιμότητα των στοιχείων (τριμηνιαίων, μηνιαίων και ετήσιων), η (1.172) μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$\begin{bmatrix} y^a_1 \\ \hline y^a_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} M^a_1(\lambda) \\ \hline M^a_2(\lambda) \end{bmatrix} \gamma + \begin{bmatrix} u^a_1 \\ \hline u^a_2 \end{bmatrix} \qquad (1.179)$$

Με βάση την τεχνική που ακολουθούμε γιά εκτίμηση των y^a_1 (τριμηνιαίων) παρατηρήσεων της εξηρτημένης μεταβλητής, προσπαθούμε να ενσωματώσουμε στην μεθοδολογία όλες τις δυνατές πληροφορίες γιά την συμπεριφορά, τόσο της εξηρτημένης, όσο και της ανεξάρτητης μεταβλητής.

Μιά πληροφόρηση είναι τα διαθέσιμα ετήσια στοιχεία της εξηρτημένης μεταβλητής. Η πληροφορία αυτή ενσωματώνεται με την αθροιστική (χρονική) σχέση:

$$C\, y^a_1 = y^*_1 \qquad (1.180)$$

Το όλο πρόβλημα λοιπόν δεδομένου του λ μεταφράζεται σε:

$$\underset{y^{a}_{1},y}{\text{Min}} \; ((\frac{y^{a}_{1}}{y^{a}_{2}}) - (\frac{M^{a}_{1}(\lambda)}{M^{a}_{2}(\lambda)}) y)'(\ ) \qquad (1.181)$$

υπό τους $(T_1/4 \times 1)$ περιορισμούς:

$$C\ y^{a}_{1} = y^{a}_{1} \qquad (1.182)$$

ακολουθώντας μιά Lagrange Multiplier τεχνική γιά την ελαχιστοποίηση της τριμηνιαίας σχέσης (1.181) με τους $(T_1/4 \times 1)$ ετήσιους περιορισμούς έχουμε:

$$L_{LAGR} = ((\frac{y^{a}_{1}}{y^{a}_{2}}) - (\frac{M^{a}_{1}(\lambda)}{M^{a}_{2}(\lambda)})y)'(\ ) - 2k'((y^{a}_{1} - y^{a}_{1}) \qquad (1.183)$$

όπου L_{LAGR} = συνάρτηση του Lagrange και

K: $(\frac{T_1}{4} \times 1)$ διάνυσμα με τους Πολλαπλασιαστές του Lagrange.

Διαφορίζοντας την (1.183) ως πρός $\hat{y}^{a}_{1}$, θέτοντας ίσο με το μηδέν και μετά από μιά σειρά από σχετικά απλούς αλγεβρικούς χειρισμούς, λαμβάνουμε την "περιορισμένη" εξίσωση:

$$\hat{y}^{a}_{1} - M^{a}_{1}(\lambda)y - C'k = 0 \qquad (1.184)$$

Πολλαπλασιάζοντας με C και χρησιμοποιώντας τις σχέσεις χρονικής αθροιστικότητας:

$$C\ y^{a}_{1} = y^{a}_{1} = C\ \bar{y}_{1}$$

μπορούμε να λύσουμε ως πρός k.

$$k = (C'C)^{-1}\ C\ (y^{a}_{1} - M^{a}_{1}(\lambda)y) \qquad (1.185)$$

η οποία αν αντικατασταθεί στην (1.184) θα μας δώσει:

$$y^{a}_{1} = M^{a}_{1}(\lambda)y + C'(CC')^{-1}\ C\ y^{a}_{1} - C'(CC')^{-1}\ CM^{a}_{1}\ (\lambda)a \qquad (1.186)$$

Χρησιμοποιώντας τις ανάλογες σχέσεις χρονικής αθροιστικότητας:

$$\bar{y}_{1} = C'(CC')^{-1}\ C\ y^{a}_{1} \qquad (1.187)$$

$$\bar{M}_{1} = C'(CC')^{-1}\ C\ M^{a}_{1} \qquad (1.188)$$

η (1.186) μπορεί να γραφεί ως:

$$\hat{y}^{a}_{1} = \bar{y}_{1} + (M^{a}_{1}(\lambda) - \bar{M}_{1}(\lambda))\hat{\gamma} \qquad (1.189)$$

η οποία με την σειρά της προτείνει μία επαναληπτική διαδικασία γιά την ταυτόχρονη εκτίμηση, τόσο των παραμέτρων του υποδείγματος (1.172), όσο κ

των ελλειπών τριμηνιαίων παρατηρήσεων της εξηρτημένης μεταβλητής ($\hat{y}^{a}_{1}$). Γιά την υποπερίοδο $t = T_2,...T$.

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 1.6

```
0 ≤ λ < 1
    Min (y_2 − M_2(λ)γ)′ (y_2 − M_2(λ)γ)
     γ̂

Διαλέγουμε μιά τιμή του γ(έστω γ_r)
και λ όπου το RSS είναι ελάχιστο

0 ≤ λ < 1
    -> $\hat{y}^{a}_{1,r+1} = \bar{y}^{a}_{1} + [M^{a}_{1}(\lambda) - \bar{M}^{a}_{1}(\lambda)]\hat{\gamma}_{r}$
       $y^{*} = \begin{bmatrix} \hat{y}^{a}_{1,r+1} \\ \hline y^{a}_{2} \end{bmatrix}$
       $\hat{\gamma}_{r+1} = [M(\lambda)' M(\lambda)^{-1} M'(\lambda)y^{*}$ <-

Διαλέγουμε την τιμή του λ, $\hat{y}^{a}_{1}$ και γ
εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο.
```

1.17 ΓΑΜΜΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ. (Gamma Distributed Lag Model).

Το κύριο χαρακτηριστικό αυτών των υποδειγμάτων έγκειται στο ότι οι συντελεστές των χρονικών υστερήσεων της (1.128) ακολουθούν[1] τους όρους της μεταβλητής :

$$w_j = (i+1)^{\alpha/(1-\alpha)} \lambda^j \qquad (1.190)$$

$$0 \leq \alpha < 1 \qquad (1.191)$$

$$0 \leq \lambda < 1 \qquad (1.192)$$

(για $\alpha=0 \longrightarrow w_j = \lambda^j$ (Geometric Lag)

Το "peak" αυτής της κατανομής παρουσιάζεται στο σημείο :

$$j = - \frac{\alpha}{(1-\alpha)\log \lambda} -1 \qquad (1.193)$$

Με βάση την (1.190) η (1.132) μπορεί να γραφεί:

$$y_t = \beta \sum_{j=0}^{\infty} (j+1)^{\alpha/(1-\alpha)} \lambda^j X_{t-j} + u_t \qquad (1.194)$$

$$= \beta \sum_{j=0}^{t-1} (j+1)^{\alpha/(1-\alpha)} \lambda^j X_{t-j} + \qquad (1.195)$$

$$+ \beta \sum_{j=t}^{\infty} (j+1)^{\alpha/(1-\alpha)} \lambda^j X_{t-j} =$$

$$= \beta Z_t + n_t + u_t \qquad (1.196)$$

Η εφαρμογή της μεθοδολογίας του Klein δεν μπορεί να εφαρμοστεί εδώ ,μια και το "truncation remainder" εδώ είναι εξαρτώμενο του χρόνου (t) :

$$n_t = \beta \sum_{j=t}^{\infty} (j+1)^{\alpha/(1-\alpha)} \lambda^j X_{t-j} = f(\beta, \lambda, t) \qquad (1.197)$$

Επειδή όμως η επίδραση της μεταβλητής είναι ασυμπτωτικά ασήμαντη

μια και

$$\lim_{t \to \infty} n_t \longrightarrow 0$$

*

---

[1].Schmith P.,1974,"An Argument for the Usefulness of the Gamma Distributed Lag Model".International Economic Review σελ. 246-250 .

Το όλο πρόβλημα εκτίμησης πλέον μετασχηματίζεται :

$$\min_{\beta,\lambda,\alpha} \sum_{t=1}^{T} (y_t - \beta \sum (j+1)^{\alpha/(1-\alpha)} \lambda^j X_{t-j})^2 \quad (1.198)$$

Για την εκτίμηση των ασυμπτωτικών διακυμάνσεων για τις εκτιμήσεις $\widehat{\alpha}$, $\widehat{\beta}$, $\widehat{\lambda}$ και $\widehat{\sigma}^2$ θα γίνουν από την αντιστροφή της μήτρας Πληροφόρησης (Information Matrix).

$$J = - E \left[\frac{\theta^2 \log L}{\theta\theta \ \theta\theta'} \right] \quad (1.199)$$

Οπου L είναι η συνάρτηση Μεγίστης Πιθανοφάνειας, και θ′= (β,λ,α,σ²).Ποιό αναλυτικά η J μπορεί να γραφεί:

$$J = 1/\sigma^2 \begin{bmatrix} \Sigma Z^2_t & \beta \Sigma Z_t Z'_t & \beta \Sigma Z_t R_t & 0 \\ \beta \Sigma Z_t Z'_t & \beta^2 \Sigma Z'^2_t & \beta^2 \Sigma Z'_t R_t & 0 \\ \beta \Sigma Z_t R_t & \beta^2 \Sigma Z'_t R_t & \beta^2 \Sigma R^2_t & 0 \\ 0 & 0 & 0 & T/2\ \sigma^2 \end{bmatrix}$$

με

$$Zt = \sum_{j=0}^{t-1} w_j X_{t-j} = \sum_{j=0}^{t-1} (j+1)^{\alpha/(1-\alpha)} \lambda^j X_{t-j} \quad (1.200)$$

$$Z'_t = \frac{\theta Z_t}{\theta\lambda} = \sum_{j=0}^{t-1} j\ (j+1)^{\alpha/(1-\alpha)} \lambda^{j-1} X_{t-j} \quad (1.201)$$

$$R_t = \frac{\theta Z_t}{\theta\alpha} = \sum_{j=0}^{t-1} \log\ (j+1)\ (j+1)^{\alpha/1-\alpha} (1-\alpha)^{-2} \lambda^j X_{t-j} \quad (1.202)$$

Οι υπό εκτίμηση ασυμπτωτικές διακυμάνσεις είναι τα διαγώνια στοιχεία της μήτρας J^{-1}.

Γράφοντας την (1.128) υπό μορφή μητρών ,η ολη υπολογιστική διαδικασία παρουσιάζεται στον Αλγόριθμο ALG. 1.7 .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG. 1.7

$0 \leq \alpha < 1$

$0 \leq \lambda < 1$

$$Z^{*} = [\ \sum_{j=0}^{t-1} (j+1)^{\alpha/(1-\alpha)} \lambda^{j} X_{t-j}\ ]$$

$$Z^{*}_{t} = Z^{*}_{t-1} + X_{t} \quad t = 1,2,3...T\ . \qquad X_0=0$$

$$\min_{\beta} \ (y-Z^{*}\beta)'(y-Z\beta) \qquad \hat{\beta}$$

Επιλέγουμε την τιμή του α,λ,β και

$\hat{\sigma}^2$ εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο

Η εκτίμηση του (1.196) με βάση τις υποθέσεις που αναπτύχθηκαν πρωτύτερα , οσο αφορά την διαθεσιμότητα των στοιχείων σε διάφορα επίπεδα χρονικής αθροιστικότητας ,είναι σχεδόν παρόμοια με αυτή που προτείναμε στο Υπόδειγμα Κατανεμημένων Χρονικών Υστερήσεων. Η όλη διαδικασία εκτίμησης δίδεται απο τον Αλγόριθμο ALG. 1.8.

Γράφοντας την (1.196) όπως στην (1.197) και δεδομένων των λ και α :

$$\begin{bmatrix} \dfrac{y^{a}_{1}}{y^{a}_{2}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \dfrac{Z^{a}_{1}(\lambda,\alpha)}{Z^{a}_{2}(\lambda,\alpha)} \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} \dfrac{u^{a}_{1}}{u^{a}_{2}} \end{bmatrix} \qquad (1.203)$$

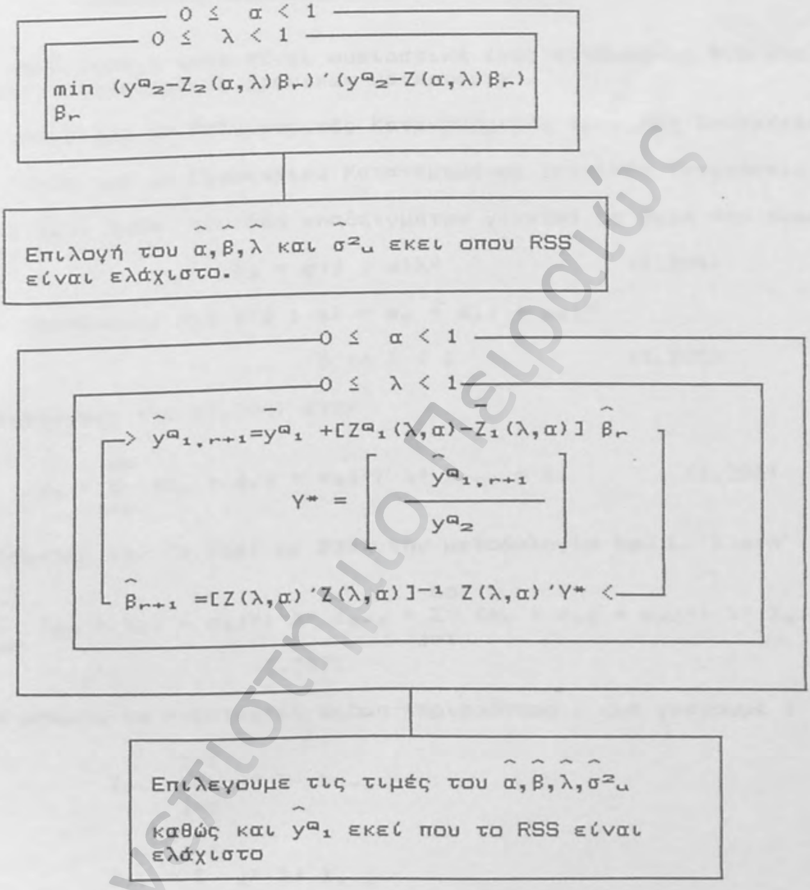
το όλο πρόβλημα πλέον είναι :

$$\min_{\beta,\hat{y}^{a}_{1}} \ (\ (\frac{\hat{y}^{a}_{1}}{y^{a}_{2}}) - (\frac{Z^{a}_{1}(\lambda,\alpha)}{Z^{a}_{2}(\lambda,\alpha)}\ \beta\ )'\ (\ .\ )$$

υπό τους περιορισμούς : $C\ y^{a}_{1} = y^{a}_{2}$

Η συνολική διαδικασία παρουσιάζεται στον Αλγόριθμο ALG 1.8 .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG. 1.8



```
0 ≤ α < 1
    0 ≤ λ < 1
        $\min_{\beta_r} (y^a_2 - Z_2(\alpha,\lambda)\beta_r)'(y^a_2 - Z(\alpha,\lambda)\beta_r)$

Επιλογή του $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\lambda}$ και $\hat{\sigma}^2_u$ εκει οπου RSS είναι ελάχιστο.

0 ≤ α < 1
    0 ≤ λ < 1
        -> $\hat{y}^a_{1,r+1} = \bar{y}^a_1 + [Z^a_1(\lambda,\alpha) - \bar{Z}_1(\lambda,\alpha)]\,\hat{\beta}_r$
           $Y^* = \begin{bmatrix} \hat{y}^a_{1,r+1} \\ \hline y^a_2 \end{bmatrix}$
           $\hat{\beta}_{r+1} = [Z(\lambda,\alpha)'Z(\lambda,\alpha)]^{-1} Z(\lambda,\alpha)'Y^*$ <-

Επιλεγουμε τις τιμές του $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\lambda}, \hat{\sigma}^2_u$
καθώς και $\hat{y}^a_1$ εκεί που το RSS είναι ελάχιστο
```

1.18 ΜΕΙΚΤΑ ΠΟΛΥΩΝΥΜΙΚΑ ΚΑΙ ΓΕΩΜΕΤΡΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΚΑΤΑΝΕΜΗΜΕΝΩΝ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ (Combined Almon And Koyck Distributed Lag Model)

Τα υποδείγματα αυτά είναι ουσιαστικά ένας συνδυασμός δύο υποδειγμάτων κατανεμημένων χρονικών υστερήσεων .

Α) Υπόδειγμα με Πολυωνυμικές Κατανεμημένες Χρονικές Υστερήσεις .

Β) Υπόδειγμα με Γεωμετρικά Κατανεμημένες Χρονικές Υστερήσεις .

Η σύνδεση αυτών των δύο υποδειγμάτων γίνεται με βάση την παρακάτω σχέση :

$$\beta_j = \varphi(j \ , \ a)\lambda^j \qquad (1.204)$$

όπου αν υποθέσουμε ότι $\varphi(j \ ; \ \alpha) = \alpha_0 + \alpha_1 j + \alpha_2 j^2$

και

$$0 <= \lambda < 1 \qquad (1.205)$$

αντικαθιστώντας την (1.204) στην

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha_0 + \alpha_1 j + \alpha_2 j^2)\ \lambda^j\ X_{t-j} + u_t \qquad (1.206)$$

αναπτύσοντας την (1.206) με βάση την μεθοδολογία του L. Klein'

$$y_t = \sum_{j=0}^{t-1} (\alpha_0 + \alpha_1 j + \alpha_2 j^2)\ \lambda^j\ X_{t-j} + \sum_{j=t}^{\infty} (\alpha_0 + \alpha_1 j + \alpha_2 j^2)\ \lambda^j\ X_{t-j} + u_t \qquad (1.207)$$

η οποία μπορεί να αναπτυχθεί ακόμη περισσότερο , άμα γράψουμε :

$$Z_{0t} = \sum_{j=0}^{t-1} j^0\ \lambda^j\ X_{t-j}$$

$$Z_{1t} = \sum_{j=0}^{t-1} j^1\ \lambda^j\ X_{t-j}$$

$$Z_{2t} = \sum_{j=0}^{t-1} j^2\ \lambda^j\ X_{t-j}$$

$$\sum_{j=t}^{\infty} (\alpha_0 + \alpha_1 j + \alpha_2 j^2)\ \lambda^j\ X_{t-j} = \lambda^t \sum_{j=0}^{\infty} \left[\alpha_0 + \alpha_1(t+j) + \alpha_2(t+j)^2 \right] \lambda^j\ X_{-j}$$

$$= \lambda^t \sum_{j=0}^{\infty} \left[\alpha_0 + \alpha_1(t+j) + \alpha_2(t^2 + j^2 + 2jt) \right] \lambda^j\ X_{-j} =$$

$$= \lambda^t \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha_0 + \alpha_1 j + \alpha_2 j^2) \lambda^j X_{t-j} + \lambda_t \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha_1 j + 2\alpha_2 j) \lambda^j X_{-j} +$$

$$+ \lambda^t \sum_{j=0}^{\infty} t^2 \alpha_2 \lambda^j X_{-j}$$

$$= \lambda^t \eta_0 + (t \lambda^t) \eta_1 + (t^2 \lambda^t) \qquad (1.208)$$

θέτοντας

$$\eta_0 = \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha_0 + \alpha_1 j + \alpha_2 j^2) \lambda^j X_{-j} = f(t) \qquad (1.209)$$

$$\eta_1 = \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha_1 j + 2\alpha_2 j) \lambda^j X_{-j} = f(t) \qquad (1.210)$$

$$\eta_2 = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_2 \lambda^j X_{-j} = f(t) \qquad (1.211)$$

Με βάση τα παραπάνω η υπό εκτίμηση σχέση είναι :

$$y_t = \alpha_0 Z_{0t} + \alpha_1 Z_{1t} + \alpha_2 Z_{2t} + \eta_0(\lambda^t) + \eta_1(t\lambda^t) + \eta_2(t^2\lambda^t) + u_t \qquad (1.212)$$

Επειδή τα η_0 , η_1 , και η_2 δεν είναι εξαρτώμενα από τον χρόνο μπορούν ως παράμετροι υπό εκτίμηση . Αλλωστε όπως έχει αποδειχθεί και από τον Drymes P. A.[1] η εκτίμησή του δεν δίνει συνεπείς εκτιμήσεις .

Στην περίπτωση που το πολυώνυμο φ(j,α) είναι μεγαλύτερου βαθμού τότε η υπό εκτίμηση σχέση μπορεί να γραφεί :

$$y_t = \sum_{j=0}^{K} \alpha_K Z_{Kt} + \sum_{j=0}^{K} \eta_K t^K \lambda^t + u_t \qquad (1.213)$$

με

$$Z_{Kt} = \sum_{j=0}^{t-1} j^K \lambda^K X_{t-j}$$

$$\eta_K = \sum_{j=0}^{\infty} \varphi(j , \alpha) \lambda^j X_{-j} \qquad \text{με } \alpha_K = 0 , K = K$$

$$\alpha_K = 0 , K = K$$

Πάντως ο αλγόριθμος εκτίμησης με βάση την προτεινόμενη μεθοδολογία , παρουσιάζεται στον Αλγόριθμο ALG 1.9 .

---

[1].P.J.Dhrymes,"Efficient Estimation of Distributed Lags with Autocorrelated Errors",International Economic Review,1969,σελ. 47-67 .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 1.9

```
$\Delta_1 < K < \Delta_2$
    $0 \leq \lambda < 1$
        $\min_{\alpha_\kappa, \eta_\kappa} \sum_{t=T_1+1}^{T} ( y_t - \sum_{j=0}^{K} \alpha_\kappa Z_{\kappa t} - \sum_{j=0}^{K} \eta_\kappa t^\kappa \lambda^t )^2$
        $K = 1,2,..K$
Επιλογή του λ και K για RSS να είναι ελάχιστο
$\Delta_1 < K < \Delta_2$
    $0 <= \lambda < 1$
        $\min_{\alpha_\kappa, \eta_\kappa, y_t} \sum_{t=1}^{T} ( y^*_t - \sum_{j=0}^{K} \alpha_\kappa Z_{\kappa t} - \sum_{j=0}^{K} \eta_\kappa t^\kappa \lambda^t )^2$
        υπό τους περιορισμούς:
            $\varphi_1 = 1 , \varphi_2 = \xi$
            $j = 1,...(T_1/4)$
                $\sum_{t=\varphi_1}^{\varphi_2} y_t = y^* j$
                $\varphi_1 = \varphi_1 + \xi , \varphi_2 = \varphi_2 + \xi^1$
        με  $y^*_t = \hat{y}_t$  για $t=1,....T_1$
            $y^*_t = y_t$  για $t=T_1+1 ,...T$
Επιλέγουμε την τιμή των $\kappa, \lambda, \alpha_\kappa, \eta_\kappa, \hat{y}_t$ εκεί που το RSS είναι ελάχιστο
```

Οι ελλειπείς παρατηρήσεις θα εκτιμηθούν[1] από:

$$\hat{y}_t = \bar{y}_t + \sum_{j=0}^{\kappa} (Z_{\kappa t} - \bar{Z}_{\kappa t})\, \hat{\alpha}_\kappa + \sum_{j=0}^{\kappa} (M_t - \bar{M}_t)\, \hat{\eta}_\kappa$$

$t = 1,2...T_1$

$M_t = t^\kappa \lambda^t$

---

[1] Το ξ αντιστοιχεί στο επίπεδο χρονικής αθροιστικότητας που χρησιμοποιούμε . Για τριμηνιαία στοιχεία ξ=4 και για μηνιαία ξ=12 εφ΄ όσον το υψηλότερο επίπεδο χρονικής αθροιστικότητας είναι ετήσιο .

ΔΙΑΦΟΡΑ ΑΛΛΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΚΑΤΑΝΕΜΗΜΕΝΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ

1.19 ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΜΕΡΙΚΗΣ ΠΡΟΣΑΡΜΟΓΗΣ ΤΩΝ ΑΠΟΘΕΜΑΤΩΝ (Stock Adjustment Model)

Το υπόδειγμα μερικής προσαρμογής των αποθεμάτων υποθέτει[1] ότι το αναμενόμενο επίπεδο της μεταβλητής (έστω y_t) είναι είναι εξαρτώμενο από το τρέχον ύψος της X_t , δηλαδή

$$y^*_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \qquad (1.214)$$

με

$$y_t - y_{t-1} = \gamma \ (y^*_t - y_{t-1}) \qquad (1.215)$$

$$0 <= \gamma <=1$$

$$\left.\begin{array}{l} \text{για } \ \gamma = 1 \longrightarrow y_t = y^*_t \\ \gamma = 0 \longrightarrow y_t = y_{t-1} \end{array}\right. \qquad (1.216)$$

$$\varepsilon_t \quad NID\ (0,\sigma^2_u)$$

Αντικαθιστώντας την (1.214) στην (1.215) λαμβάνουμε την :

$$y_t = (1-\lambda)\ \beta\ X_t + \lambda\ y_{t-1} + (1-\lambda)\ u_t \qquad (1.217)$$

Η εφαρμογή της μεθόδου εκτίμησης με βάση τα διαθέσιμα στοιχεία όπως αυτά περιγράφησαν στο μέρος 1.6 , για την περίπτωση του υποδείγματος αυτού είναι ακριβώς η ίδια με αυτή του Κλασσικού Κανονικού Γραμμικού Υποδείγματος . Αν φυσικά λάβουμε υπ' όψη την συνδιακύμανση των καταλοίπων και την εξειδικεύσουμε με ένα αυτοπαλίνδρομο πρώτου βαθμού , τότε η αντίστοιχη μέθοδος είναι αυτή του Κλασσικού Γραμμικού Υποδείγματος με αυτοσυσχετιζόμενα κατάλοιπα (Autocorrelation Model) .

---

*

[1].Γκαμαλέτσος Θ.,1973,"Οικονομετρία",σελ. 248-249 .

1.20 ΔΥΝΑΜΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ARMAX
ΑΥΤΟΠΑΛΙΝΔΡΟΜΟ ΣΧΗΜΑ ΜΕ MOVING AVERAGE ΚΑΤΑΛΟΙΠΑ.

Η γενική μορφή[1] αυτών των υποδειγμάτων είναι:

$$y_t = \alpha + \beta X_t + \lambda Y_{t-1} + (u_t - \lambda u_{t-1}) \qquad |\lambda|<1$$

$$u_t \ \text{NID}\ (0,\sigma^2{}_u\ I_T) \qquad (1.218)$$

Το κύριο χαρακτηριστικό αυτών των υποδειγμάτων είναι ότι η παράμετρος λ του Moving Average σχήματος είναι και παράμετρος της εξηρτημένης μεταβλητής, όταν αυτή εισέρχεται με χρονική υστέρηση στην εξειδίκευση.

Χρησιμοποιώντας το χαρακτηριστικό αυτό, μπορούμε να γράψουμε την (1.218) ως:

$$Z_t = \alpha + \lambda\ Z_{t-1} + \beta\ X_t \qquad (1.219)$$

$$Z_t = Y_t - u_t \qquad (1.220)$$

Συνεχής υποκατάσταση γιά το Z στην (1.220), μας δίνει:

$$Z_t = \alpha\ (1 + \lambda + \lambda^2 + \ldots + \xi^{t-1}) + \beta(X_t + \lambda X_{t-1} + \lambda^2 X_{t-2} + \ldots + \lambda^{t-1}X) +$$

$$+ Z_0\lambda^t \qquad (1.221)$$

ή

$$y_t = \alpha\ (1 + \lambda + \ldots + \lambda^{t-1}) + \beta\ X^*{}_t + Z_0\ \lambda^t + u_t \qquad (1.222)$$

όπου :

$$X^*{}_t = X_t + \lambda X_{t-1} + \lambda^2 X_{t-2} + \ldots + \lambda^{t-1} X_1 = \qquad (1.223)$$
$$= \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j X_{t-j}$$

και η οποία μπορεί να υπολογισθεί με βάση την σχέση:

$$X^*{}_t = X_t + \lambda X^*{}_{t-1} \qquad (1.224)$$

με

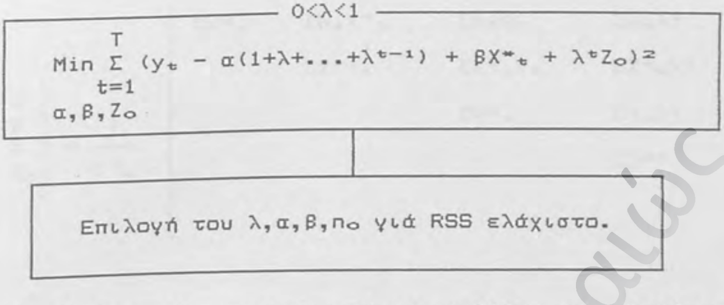
$$X^*{}_1 = X_1 \qquad (1.225)$$

γιά $0 \leq \lambda < 1$ η εκτίμηση της (1.221) μπορεί να γίνει ακολουθώντας την επαναληπτική τεχνική που δίνεται στον Αλγόριθμο ALG 1.10 .

---

*
[1].Harvey A.C.,1981,"The Econometric Analysis of Time Series". Phillip Allan σελ. 263-273 .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 1.10



$0<\lambda<1$

$$\underset{\alpha,\beta,Z_o}{\text{Min}} \sum_{t=1}^{T} (y_t - \alpha(1+\lambda+...+\lambda^{t-1}) + \beta X^{*}_{t} + \lambda^{t} Z_o)^2$$

Επιλογή του $\lambda, \alpha, \beta, n_o$ γιά RSS ελάχιστο.

η μήτρα $X(\lambda)$ κατά την εφαρμογή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων θα είναι:

$$X(\lambda) = \begin{bmatrix} 1 & X^{*}_{1} & \lambda \\ 1+\lambda & X^{*}_{2} & \lambda^2 \\ 1+\lambda+\lambda^2 & \cdot\ \cdot\ \cdot\ \cdot & \cdot \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ 1+\lambda+\lambda^2+...+\lambda^{n-1} & X^{*}_{n} & \lambda^{n} \end{bmatrix}$$

Οι ασυμπτωτικές εκτιμήσεις της μήτρας διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων των συντελεστών, θα προέλθουν από την μήτρα Πληροφόρησης (Information Matrix).

Η λογαριθμική συνάρτηση Μεγίστης Πιθανοφάνειας μπορεί να γραφεί ως:

$$\ln L = -\frac{T}{2}\ln(2\pi) - \frac{T}{2}\ln(\sigma^2_u) - \frac{1}{2\sigma^2_u}\sum u^2_t \qquad (1.226)$$

$$u_t = y_t - \alpha W_t - \beta X^{*}_{t} - Z_o\lambda^{t} \qquad (1.227)$$

$$W_t = 1 + \lambda + ... + \lambda^{t-1} \qquad (1.228)$$

Ετσι η αναμενόμενη τιμή της δεύτερης παραγώγου σε σχέση με την σ^2_u είναι μηδέν, η αντίστροφη μήτρα της μήτρας πληροφόρησης δεν θα περιέχει την μεταβλητή αυτή μέσα.

Η μήτρα πληροφόρησης γιά τις υπόλοιπες μεταβλητές είναι:

$$R\begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \\ \lambda \\ Z_o \end{bmatrix} = \frac{1}{\sigma^2{}_u} \begin{bmatrix} \Sigma W^2{}_t & \Sigma W_t X^*{}_t & \Sigma W_t V_t & \Sigma W_t \lambda^t \\ & \Sigma X^{*2}{}_t & \Sigma X^*{}_t V_t & \Sigma X^*{}_t \lambda^t \\ & & \Sigma V^2{}_t & \Sigma V_t \lambda^t \\ & & & \Sigma \lambda^{2t} \end{bmatrix} \qquad (1.229)$$

$$V_t = - \frac{\theta u_t}{\theta \lambda} \qquad (1.230)$$

$$= \alpha\,[1 + 2\lambda +\ldots+ (t-1)\lambda^{t-2}] + \beta[X_{t-1} + 2\lambda X_{t-1} + \ldots$$
$$\ldots + (t-1)\lambda^{t-2} X_2] + Z_o\lambda^{t-1} \qquad (1.231)$$

Η μέθοδος εκτίμησης του υποδείγματος ARMAX(1) με τις υποθέσεις των διαθεσίμων (τριμηνιαίων και ετήσιων) στοιχείων είναι ανάλογος αυτής των Υποδειγμάτων με Γεωμετρικά Κατανεμημένες Χρονικές Υστερήσεις .

1.21 ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΩΝ ΑΝΑΠΡΟΣΑΡΜΟΖΩΜΕΝΩΝ ΠΡΟΒΛΕΨΕΩΝ (Adaptive Expectations Model)

Με βάση το υπόδειγμα[1] αυτό :

$$y_t = KX^*_t + u_t \qquad (1.232)$$

$$(X^*_t - X^*_{t-1}) = (1 - \lambda)\ (X_t - X^*_{t-1}) \qquad (1.233)$$

με βάση την (1.232) και (1.233) λαμβάνουμε :

$$y_t = \lambda y_{t-1} + X(1-\lambda)\ X_t + u_t - \lambda u_{t-1} \qquad (1.234)$$

$$t = 1,...T$$

Η εκτίμηση του υποδείγματος (1.234) μπορεί να γίνει με βάση μια σειρά από υποθέσεις :

Υπόθεση I

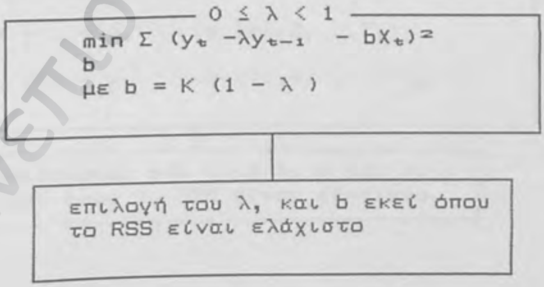
$$u_t - \lambda u_{t-1} = \varepsilon_{1t} \qquad (1.235)$$

$$\varepsilon_{1t} \quad \text{NID}\ (0,\sigma^2_1)$$

εδω υποθέτοντας ότι $y_0 = 0$ σταθερό, η συνάρτηση μεγίστης Πιθανοφάνειας

$$l(K,X,\sigma_1/\ \text{στοιχεία}) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2_1}\right)^{T/2} \text{εφ}\left(- \frac{1}{2\sigma^2_1} \sum_1^T (y_t-\lambda y_{t-1}-K(1-\lambda)X_t)^2 \right)$$

τότε η μεγίστης πιθανότητας εκτιμήσεις θα προέλθουν από την



$0 \leq \lambda < 1$

$\min\limits_{b} \Sigma\ (y_t - \lambda y_{t-1} - bX_t)^2$

με $b = K\ (1 - \lambda)$

επιλογή του λ, και b εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο

αλγόριθμος γιά την εκτίμηση της (1.233) με την υπόθεση I, είναι εύλογος και δίνεται στον Αλγόριθμο ALG 1.11 .

*

---

[1]. Zellner A. και Geisel M.,1970,"Analysis of Distributed Lag Models with Applications to Consumption Function Estimation". Econometrica , 865-887 .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 1.11

```
$0 \le \lambda < 1$
    $\min_{b} \Sigma (y_t - \lambda y_{t-1} - bX_t)^2$
Διαλέγουμε την τιμή του λ,b
για RSS ελάχιστο.
```

```
$0 \le \lambda < 1$
    $\min_{y,b} \Sigma (y^*_t - \lambda y_{t-1} - bX_t)^2$
    υπό τους περιορισμούς:
    $\varphi_1 = 1$    $\varphi_2 = \xi$
    $j = 1, \ldots (\frac{T_1}{\xi})$
        $\sum_{t=\varphi_1}^{\varphi_2} y_t = y^*_j$
        $\varphi_1 = \varphi_1 + \xi$    $\varphi_2 = \varphi_2 + \xi$
    με $y^*_t = \hat{y}_t$   για $t=1,2,\ldots T_1$
       $y^*_t = y_t$   γιά $t=T_1+1, \ldots, T_2$
Επιλέγουμε την τιμή λ, b και $y_t$
εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο.
```

Στον Αλγόριθμο ALG 1.11 θα πρέπει να παρατηρηθεί ότι η ύπαρξη της μεταβλητής y_{t-1} (εξηρτημένη με χρονική υστέρηση), δημιουργεί προβλήματα για τον υπολογισμό των ελλειπών (τριμηνιαίων ή μηνιαίων) παρατηρήσεων της εξηρτημένης μεταβλητής για την υποπερίοδο $t=1,...T_1$. Η λύση αυτών των προβλημάτων έγκειται στην ανάλογη περίπτωση του Αυτοπαλίνδρομου σχήματος AR(P) ή το Αυτοπαλίνδρομο Υπόδειγμα ARX(1)

Θέλοντας να αποφύγουμε το πρόβλημα των χρονικών υστερήσεων, θα καταφύγουμε στην εξής μεθοδολογία :

Γράφουμε την (1.234) ως

$$y_t = \lambda y_{t-1} + \beta(1-\lambda)X_t + \varepsilon_{1t} \qquad (1.236)$$

$$\varepsilon_{1t} \quad \text{NID } (0,\sigma^2_1) \qquad (1.237)$$

και χρησιμοποιώντας την στον "Final Form " ή " Dynamic Equilibrium Path " , έχουμε :

$$y_{t-1} = \lambda y_{t-2} + \gamma(1-\lambda) X_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \qquad (1.238)$$

$$y_t = \gamma[\gamma y_{t-2} + bX_{t-1} + \varepsilon_{t-1}] + bX_t + \varepsilon_t \qquad (1.239)$$

$$b = \beta (1 - \gamma)$$

και εξακολουθώντας αυτήν την διαδικασία m φορές λαμβάνουμε:

$$y_t = \gamma^{m+1} y_{t-m-1} + \sum_{j=0}^{m} \gamma^j bX_{t-j} + \sum_{j=0}^{m} \gamma^j \varepsilon_{t-j} \qquad (1.240)$$

Επειδή η παραπάνω εξίσωση έχει νόημα μόνο όταν:

$$\lim_{m \longrightarrow \infty} \gamma^m \longrightarrow 0$$

μπορούμε γιά m —> να θέσουμε τον πρώτο όρο της (1.240) ίσο με μηδέν.

Εάν lim γ^m 0 τότε τα αθροίσματα της (1.240) θα τείνουν στο άπειρο κα φυσικά δεν θα συγκλίνουν, με αποτέλεσμα να έχουμε αστάθεια στο υπόδειγμα. Επειδή όμως το $0 \leq \gamma < 1$ (εξ υποθέσεως) αυτό αποτελεί ικανό κριτήριο ευστάθειας.

Η εξίσωση (1.240) μπορεί τώρα να γραφεί ως:

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j bX_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j \varepsilon_{t-j}$$

Επειδή ενδιαφερόμεθα ουσιαστικά γιά προβλέψεις των ελλειπών (μηνιαίων ή τριμηνιαίων) παρατηρήσεων της εξηρτημένης μεταβλητής, αν λαμβάναμε την αναμενόμενη τιμή της (1.240), θά είχαμε:

$$E(y_t) = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j bX_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j E(\varepsilon_{t-j}) \qquad (1.241)$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^{j}(1-\gamma)\beta X_{t-j} \qquad (1.242)$$

Το οποίο ουσιαστικά είναι ένα υπόδειγμα Γεωμετρικά Κατανεμημένων Χρονικών Υστερήσεων (Koyck Lag Model) και το οποίο μπορεί να γραφεί (χρησιμοποιώντας τον μετασχηματισμό του καθ. L. Klein), ως:

$$E(y_t) = \beta \sum_{j=0}^{t-1} (1-\gamma)\gamma^{j} X_{t-j} + \gamma^{t} \sum_{j=0}^{\infty} \beta(1-\gamma)\gamma^{j} X_{-j} \qquad (1.243)$$

$$= \beta(1-\gamma) \sum_{j=0}^{t-1} \gamma^{j} X_{t-j} + \gamma^{t}(1-\gamma)\, \beta \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^{j} X_{-j} \qquad (1.244)$$

$$= \beta(1-\gamma) Z_{1t} + \eta_{0}\gamma^{t} \qquad (1.245)$$

με $Z_{1t} = \sum_{j=0}^{t-1} \gamma^{j} X_{t-j}$

$$\eta_{0} = (1-\gamma)\beta \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^{j} X_{-j} = f(t)$$

Επειδή δε, $\lim_{t \to \infty} \gamma^{t} \to 0$ μπορούμε να παραλείψουμε τον όρο η_0 (αν και αυτό θα έχει σίγουρα επιπτώσεις στην τελική διαμόρφωση των τιμών της (1.245). Αργότερα θα δούμε με ποιόν τρόπο μπορούμε να καλυτερεύσουμε αυτ την μεθοδολογία ελαχιστοποιώντας στο ελάχιστο τα μειονεκτήματα από την παράλειψη η_0).

Οι ελλειπείς (τριμηνιαίες και μηνιαίες) παρατηρήσεις θα εκτιμηθούν (αφού γνωρίζουμε φυσικά τα β και λ) από την σχέση:

$$\hat{y}_t = \bar{y}_t + (Z_{1t}(\gamma) - \bar{Z}_{1t}(\gamma))\, \beta(1-\gamma) \qquad (1.246)$$

Με βάση τα παραπάνω ο Αλγόριθμος ALG 1.11 θα πρέπει να τροποποιηθεί να γίνει:

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 1.12

```
$0 \le \lambda < 1$
    $\min_{b} \sum_{t=T_1+1}^{T} (y_t - \lambda y_{t-1} - bX_t)^2$

Διαλέγουμε την τιμή του λ,b γιά RSS ελάχιστο.

$0 \le \lambda < 1$
    $\min_{\hat{y}_t, b} \sum_{t=1}^{T} (y^*_t - \lambda y_{t-1} - bX_t)^2$
    υπό τους περιορισμούς
    $\varphi_1 = 1 \quad \varphi_2 = \xi$
    $j = 1, \ldots \frac{T_1}{\xi}$
        $\sum_{t=\varphi_1}^{\varphi_2} y_t = y^*_j$
        $\varphi_1 = \varphi_1 + \xi \qquad \varphi_2 = \varphi_2 + \xi$
    $\hat{y}_t \equiv y_t + (Z_t(\lambda) - \widehat{\bar{Z}_t(\lambda)})\beta(1-\lambda)$
    με $Z_t = (1-\lambda) \sum_{j=o}^{t-1} \lambda^j X_{t-j}$
    $y^*_t = \hat{y}_t$   γιά $t = 1, \ldots, T_1$
    $y^*_t = y_t$   γιά $t = T_1+1, \ldots, T.$

Επιλογή του λ, b και $\hat{y}_t$ γιά RSS ελάχιστο.
```

Υπόθεση II

Η δεύτερη υπόθεση όσο αφορά τα κατάλοιπα της (1.232) είναι

$$u_t\text{'s} \quad \text{NID}\ (0\ ,\sigma^2{}_2) \qquad (1.247)$$

και η (1.234) μπορεί να γραφεί ως

$$n_t = \lambda n_{t-1} + X(1-\lambda)X_t \qquad (1.248)$$

με

$$n_t = y_t - u_t$$

η οποία μέσα απο επαναστατική υποκατάσταση για n_{t-1} για ένα

$$n_t = n_o\lambda^t + \kappa(1-\lambda)\ [\ X_t + \lambda X_{t-1} + \lambda^2 X_{t-2} + \ldots\ldots + \lambda^{t-1}\ X_1]$$

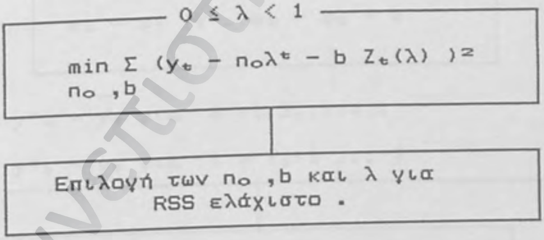
$$y_t = n_o\lambda^t + bZ_t(\lambda) + u_t \qquad (1.249)$$

$$b = (1-\lambda)\kappa$$

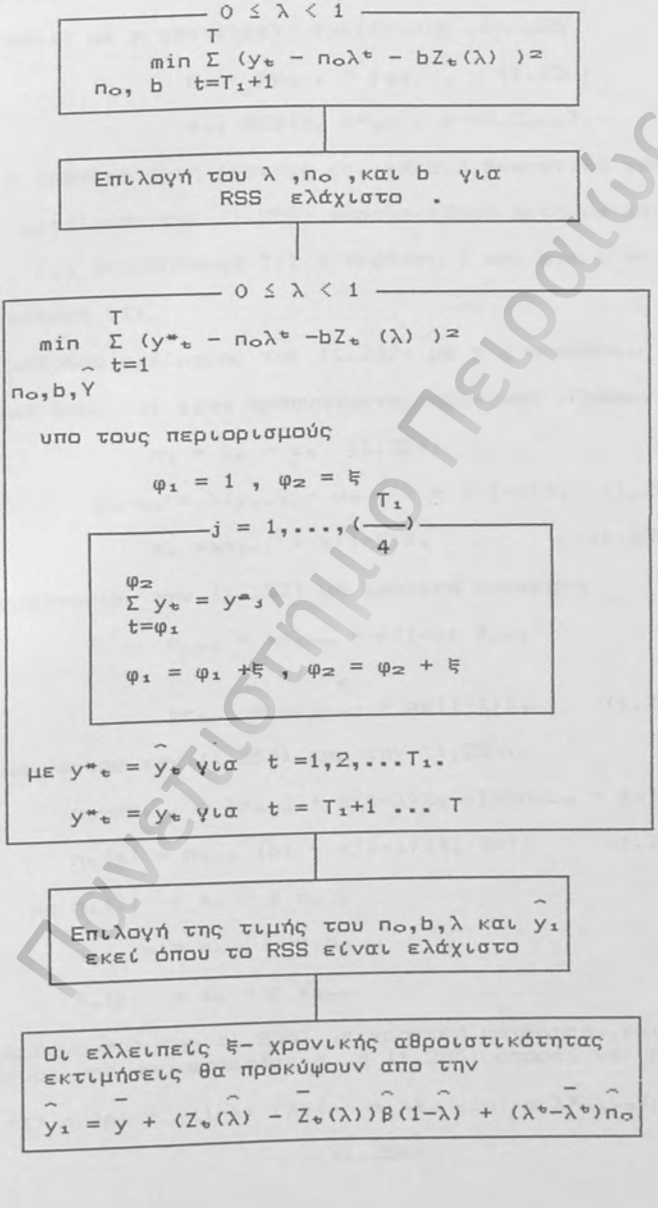
$$n_o = \text{initial value}$$

$$Z_t(\lambda) = [X_t + \lambda X_{t-1} + \ldots\ldots + \lambda^{t-1}\ X_1]$$

Η μέθοδος εκτίμησης της (1.249) δίδεται στον αλγόριθμο ALG 1.13



ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 1.13



```
0 ≤ λ < 1
    $\min_{n_o,\, b} \sum_{t=T_1+1}^{T} (y_t - n_o\lambda^t - bZ_t(\lambda))^2$

Επιλογή του λ ,n_o ,και b για RSS ελάχιστο .

0 ≤ λ < 1
    $\min_{n_o,b,\hat{Y}} \sum_{t=1}^{T} (y^*_t - n_o\lambda^t - bZ_t(\lambda))^2$
    υπο τους περιορισμούς
        $\varphi_1 = 1 , \varphi_2 = \xi$
        $j = 1,...,(\frac{T_1}{4})$
            $\sum_{t=\varphi_1}^{\varphi_2} y_t = y^*_j ,$
            $\varphi_1 = \varphi_1 + \xi , \varphi_2 = \varphi_2 + \xi$
    με $y^*_t = \hat{y}_t$ για $t = 1,2,...T_1.$
       $y^*_t = y_t$ για $t = T_1+1 ... T$

Επιλογή της τιμής του n_o,b,λ και $\hat{y}_1$ εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο

Οι ελλειπείς ξ- χρονικής αθροιστικότητας εκτιμήσεις θα προκύψουν απο την
    $\hat{y}_1 = \bar{y} + (Z_t(\hat{\lambda}) - \bar{Z}_t(\lambda))\hat{\beta}(1-\hat{\lambda}) + (\lambda^t - \bar{\lambda}^t)\hat{n}_o$
```

Υπόθεση III.

Τα κατάλοιπα u_t's ακολουθούν ένα πρώτου βαθμού αυτοπαλίνδρομο σχήμα AR(1) με ρ συντελεστή συσχέτισης ,δηλαδή

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_{3t} \qquad (1.250)$$

$$\varepsilon_{3t}\ \mathrm{NID}(0,\ \sigma^2{}_3)\ ,\ t=1,2,..T.$$

(Η υπόθεση αυτή έχοντας και κάποιο θεωρητικό υπόβαθρο υποθέτει οτι τα κατάλοιπα της (1.250) παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού AR(1) . Για ρ=1 Υπόθεση III = Υπόθεση I και για ρ =0 η Υπόθεση III ——> Υπόθεση II).

Η μέθοδος εκτίμησης της (1.232) με τις υποθέσεις (1.250) είναι ανάλογος όπως και στην προηγούμενη περίπτωση .Γράφοντας

$$\eta_t = y_t - u_t \quad (1.251)$$

$$y_t - u_t = \lambda(y_{t-1} - u_{t-1}) + X(1-\lambda)X_t \quad (1.252)$$

$$\eta_t = \lambda\eta_{t-1} + \kappa(1-\lambda)X_t \qquad (1.253)$$

λαμβάνοντας την (1.253) με χρονική υστέρηση

$$\eta_{t-1} = \lambda\eta_{t-2} + \kappa(1-\lambda)\ X_{t-1}$$

ή

$$\rho\eta_{t-1} = \lambda\rho y_{t-2} + \rho\kappa(1-\lambda)X_{t-1} \quad (1.254)$$

Αφαιρώντας την (1.254) απο την (1.253)

$$\eta_t - \rho\eta_{t-1} = \lambda\eta_{t-1} + \kappa(1-\lambda)X_t - [\lambda\rho\eta_{t-2} + \rho\kappa(1-\lambda)X_{t-1}]$$

$$\eta_t(\rho) = \eta_{t-1}\ (\rho) + \kappa(1-\lambda)(X_t\ (\rho)) \qquad (1.255)$$

με $\eta_t(\rho) = \eta_t - \rho\ \eta_{t-1}$

$\eta_{t-1}(\rho) = \eta_{t-1} - \rho\ \eta_{t-2}$

$X_t(\rho) = X_t - \rho\ X_{t-1}$

λαμβάνοντας την (1.255) με χρονική υστέρηση ,και μετά από μια σειρά απο υποκαταστάσεις ,η (1.255) μπορεί να γραφεί

$$\eta_t(\rho) = \lambda^t\ \eta_0(\rho) + \kappa(1-\lambda)\ [Xt(\rho) + \lambda X_{t-1}(\rho) + \lambda^2 X_{t-2}(\rho) + ... + \lambda^{t-1}X_1(\rho)]$$

$$(1.256)$$

και θέτοντας $y_t(p) = y_t - p y_{t-1}$ (1.257)

η (1.257) μπορεί να γραφεί ως

$$y_t(p) = \lambda^t n_o(p) + bZ_t(\lambda,p) + \varepsilon_{3t} \quad (1.258)$$

με $y_t(p) = y_t - y_{t-1}$

$$Z_t(\lambda,p) = X_t(p) + \lambda X_{t-1}(p) + \lambda^2 X_{t-2}(p) + \ldots + \lambda^{t-1} X_1$$

$$n_o = \sum_{j=o}^{oo} \lambda^j X(p)-j$$ (truncation remainder) (1.259)

$$X_t(p) = X_t - pX_{t-1}$$

Η εκτίμηση της (1.258) με τους περιορισμούς (1.259) μπορεί να γίνει με βάση την επαναληπτική τεχνική ,όπως αυτή παρουσιάζεται στον Αλγόριθμο ALG 1.14 .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 1.14

```
$-1 \le p \le 1$
    $0 \le \lambda < 1$
        $\min_{n_o(p),\beta} \sum_{t=1}^{T} (y_t(p)-\lambda^t n_o(p)-bZ(\lambda,p)^2$

Επιλογή του $n_o(p)$ ,β,λ,ρ εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο

$-1 \le p \le 1$
    $0 \le \lambda < 1$
        $n_o(p) = \sum_{j=o}^{oo} X(p)_{-j}$ , $X_t(p) = X_t - pX_{t-1}$
        $y_t(p) = y_t - py_{t-1}$ , $Z(\lambda,p)=[X_t(p) + X_t(p) + \lambda^2 X_t(p) +...+ \lambda^{t-1}X_1]$
        $\min_{n_o(p),b} \sum_{t=1}^{T} (y^*_t(p) - \lambda^t n_o(p) - \beta Z(\lambda,p))^2$
        υπο τους περιορισμούς
            $\varphi_1 = 1$ , $\varphi_2 = \xi$
        $j = 1,...(\frac{T_1}{\xi})$
            $\sum_{t=\varphi_1}^{\varphi_2} y_t = y^*_j$
            $\varphi_1 = \varphi_1 + \xi$ , $\varphi_2 = \varphi_2 + \xi$
        θέτοντας $\lim_{t \to oo} \lambda^t \to 0 \to n_o(p)\lambda^t = 0$
            $\to$ (final form) :
            $\to y_t = \sum_{j=o}^{oo} \beta(1-\lambda) Z(\lambda,p)_{t-j} + \sum_{j=o}^{oo} \lambda^j \varepsilon_{t-j} + f[Z(+- oo)$
                (Χρησιμοποιώντας εκ νέου την μέθοδο Klein )
            $\to \hat{y}_t = \bar{y}_t + (Z^*_t(\lambda,p) - \bar{Z}^*_t(\lambda,p)) \beta(1-\lambda)$
        και $Z^*_t(\lambda,p) = [Z_t(\lambda,p)+\lambda Z_{t-1}(\lambda,p) +\lambda^2 Z_{t-2}(\lambda,p) +...+\lambda^{t-1}Z_1(\lambda,p)]$

Επιλέγουμε τις τιμές λ,ρ,β $\hat{y}_1$ και $n_o$ για RSS είναι ελάχιστο
```

ΕΝΟΤΗΤΑ ΙΙ.

ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ
ΤΗΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε
ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ.
(ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1975:1 - 1987:12)

ΕΝΟΤΗΤΑ ΙΙ

Εισαγωγικά

Στην Ενότητα αυτή γίνεται η εμπειρική εφαρμογή των μεθόδων διόρθωσης των χρονολογικών σειρών της μηνιαίας Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα την περίοδο 1975:1- 1987:12. Τα στοιχεία αυτά για ορισμένα έτη παρουσιάζουν εντονες αλλοιώσεις του εποχικού τους προτύπου .Οι αλλοιώσεις παρουσιάζονται για όλες τις χρονολογικές σειρές το έτος 1979 ενω αρκετές έχουν προβλήματα και το 1984. Χαρακτηριστικό παράδειγμα η Κατανάλωση Η/Ε για τον Φωτισμό Οδών τον τέταρτο μήνα του έτους 1979 έχει αρνητικές τιμές.Οπως μας εξηγήθηκε απο την Δημόσια Επιχείρηση Ηλεκτρισμού τα προβλήματα που παρουσιάζονται τα έτη 1979 και 1984 οφείλωνται καθαρά σε λόγους που έχουν να κάνουν με τον τρόπο συλλογής και επεξεργασίας των στοιχειών της Κατανάλωσης Η/Ε συμπεριλαμβανομένων φυσικά και των απεργιακών κινητοποιήσεων του έτους 1979.

Το πρόβλημα της αλλοιωσης του εποχικού προτύπου δεν λύνεται σε καμμιά χρονολογική σειρά όταν αυτή αναλυθεί σ' τριμηνιαίο επίπεδο , καθιστώντας επιτακτική την ανάγκη διόρθωσης των χρονολογικών σειρών

Η διόρθωση των χρονολογικών σειρών έγινε εκτιμώντας ένα Οικονομετρικό Υπόδειγμα για την ερμηνεία της Μηνιαίας Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα .Το Υπόδειγμα αυτό είναι απλό και προσαρμοσμένο σε δύο βασικούς άξονες που συνδιάζουν λιγώτερο υπολογιστικό κόστος και όσο το δυνατόν αποτελεσματικότερη εκτίμηση των παραμέτρων με ταυτόχρονη διόρθωση των χρονολογικών σειρών .

Στην Ενότητα ΙΙ παρουσιάζονται :

-Τα Διαθέσιμα Στοιχεία της Κατανάλωσης της Η/Ε στην Ελλάδα Μέρος 2.1

-Χαρακτηριστικά των Χρονολογικών Σειρών Μέρος 2.2

-Μέθοδοι Διόρθωσης των Χρονολογικών Σειρών Μέρος 2.3

Ειδικώτερα στα Μέρη 2.3.4.1 εως και 2.3.4.4 γίνεται η παρουσίαση της Μεθόδου FIML για την διόρθωση χρονολογικών σειρών που είναι οι εξηρτημένες μεταβλητές στο:

Κλασσικό Κανονικό Γραμμικό Υπόδειγμα Μέρος 2.3.4.1

Υπόδειγμα των Γεωμετρικά Κατανεμημένων Χρονικών Υστερήσεων Μέρος 2.3.4.1

Δυναμικά Συστήματα Εξισώσεων με Καθορισμένο Αριθμό Χρονικών Υστερήσεων ______ Μέρος 2.3.4.2

Δυναμικά Συστήματα Εξισώσεων με Ακαθόριστο Αριθμό Χρονικών Υστερήσεων ______ Μέρος 2.3.4.3

Η εφαρμογή μεθόδων διόρθωσης γίνεται :

- Στην Συνολική Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία Μέρος 2.4.1

- Στην Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία κατά είδος παροχής (Υψηλή , Μέση και Χαμηλή Τάση) Μέρος 2.4.2.

Στο Μέρος 2.4.2 η διόρθωση των στοιχείων της κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία γίνεται με την εκτίμηση ενός αυτόνομου συστήματος ειδικά για την Βιομηχανία . Το Συστημα αυτό εκτιμάται με διάφορες τεχνικές εκτίμησης (OLS, SURE , ITERATIVE-SURE), αναλύεται δυναμικά και τελικά εξομοιώνεται με σχετικά καλά αποτελέσματα αν ληφθεί υπ'όψη η σημαντική έλλειψη στοιχείων σε μηνιαίο επίπεδο. Η περιόδους δειγματος εκτίμησης είναι το 1980 :1 -1985:12 για έλεγχο και επιδειξη των διαφόρων Μεθόδων .

Στο Μέρος 2.4.3 γίνεται διόρθωση των στοιχείων της κατανάλωσης της Η/Ε στην Βιομηχανία κατά είδος και την περιόδο δείγματος εκτίμησης 1976:1 -1987:12.

Στο Μέρος 2.5 γίνεται η διόρθωση των στοιχείων της Κατανάλωσης Η/Ε στον Οικιακό Τομέα .

Στο Μέρος 2.6 γίνεται η διόρθωση των στοιχείων της Κατανάλωσης Η/Ε στον Εμπορικό Τομέα .

Στο Μέρος 2.7 γίνεται η διόρθωση των στιχείων της Κατανάλωσης Η/Ε στον Εμπορικό Τομέα .

Στο Μέρος 2.8 γίνεται η διόρθωση των στοιχείων της Κατανάλωσης Η/Ε στον Δημόσιο Τομέα .

Στο Μέρος 2.9 γίνεται η διόρθωση της Λοιπής (Φωτισμός Οδών και Ελξη) Κατανάλωσης Η/Ε .

Στο Μέρος 2.10 γίνεται η διόρθωση της Συνολικής Κατανάλωσης Η/Ε μέσω του Οικονομετρικού Συστήματος για την διόρθωση της Μηνιαίας Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα .

2.1 ΤΑ ΔΙΑΘΕΣΙΜΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ

Τα διαθέσιμα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν σε αυτή τη μελέτη έχουν ληφθεί από διάφορες Υπηρεσίες , τόσο μέσω των διαφόρων περιοδικών δελτίων που εκδίδουν , όσο και μετά από απαίτησή μας .

Στοιχεία για την κατανάλωση Η/Ε στην Ελλάδα .

Τα στοιχεία αυτά αποτελούν τον κορμό της μελέτης και έχουν ληφθεί από το τμήμα προγραμματισμού της ΔΕΗ . Μας έχουν δοθεί μηχανογραφικώς σε μορφή πινάκων με το μικρότερο επίπεδο χρονικής αθροιστικότητας , τον μήνα , και διαστρωματικό επίπεδο που καλύπτει τόσο διάφορα είδη κατανάλωσης όσο και την Περιφερειακή ζων κατανομή.

Τα στοιχεία αυτά αναφέρονται σε :

Α. Κατανάλωση Η/Ε σε MWH .
Β. Εσοδα από πωλήσεις Η/Ε σε χιλ. δραχμές (τρέχουσες) .

Τα στοιχεία αυτά αναφέρονται στην περίοδο 1975:1 - 1987:12 και είναι :

1. Μηνιαίας βάσης (Monthly)
2. Τριμηνιαίας βάσης (Quarterly)
3. Εξαμηνιαίας βάσης (Exam)
4. Ετήσιας βάσης (Annual)

και αναφέρονται στις εξείς κατηγορίες :

1. Οικιακή Κατανάλωση Η/Ε (OIK)
2. Αγροτική Κατανάλωση Η/Ε (AGR)
3. Εμπορική κατανάλωση Η/Ε (EMP)
4. Φωτισμός οδών (FOT)
5. Δημόσιες Υπηρεσίες (DY)
6. Ελξη (ELXI)
7. Βιομηχανική κατανάλωση Η/Ε (BIOM)

και στα εξής είδη κατανάλωσης Η/Ε :

1. Χαμηλή τάση (XT)
2. Μέση Τάση (MT)
3. Υψηλή Τάση (YT)

Η Περιφερειακή[1] κατανομή της κατανάλωσης Η/Ε σύμφωνα με τα διαθέσιμα στοιχεία της ΔΕΗ , είναι :

1. Αττική (A)
2. Κεντρική Ελλάδα (K)
3. Μακεδονία - Θράκη (M)
4. Πελοπόννησος - Ηπειρος (P)
5. Νησιά (N)
6. Ελλάδα (E)

---

*

[1]. Η Περιφερειακή τους κατανομή δεν είναι αντίστοιχη με αυτήν του Υπουργείου Εσωτερικών .

Με βάση τα στοιχεία αυτά δημιουργήθη μια Τράπεζα Στοιχείων (Data Bank) σε διάφορα formats[1] για διάφορα πακέτα επεξεργασίας Στατιστικών Στοιχείων . Περισσότερα για αυτή την Τράπεζα Στοιχείων δίδονται στο Παράρτημα.

Η ονομασία των μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκε είναι :

Μηνιαία κατανάλωση Η/Ε στον Οικιακό Τομέα

MEOIK$_t$:	M	-	E	-	OIK	
	Μηνιαία		Ελλάδα		Οικιακός Τομέας	

Τριμηνιαία κατανάλωση Η/Ε στον Οικιακό Τομέα

QEOIK$_t$:	Q	-	E	-	OIK
	Τριμηνιαία		Ελλάδα		Οικιακός Τομέας

Ετήσια κατανάλωση Η/Ε στον Οικιακό Τομέα

AEOIK$_t$:	A	-	E	-	OIK
	Ετήσια		Ελλάδα		Οικιακός Τομέας

---

[1] Οσο αφορά τα FORMATS , τα στοιχεία είναι διαθέσιμα σε FREE / BINARY / RATS / WKS / DIF / PRN / TROLL / (Fortran Format)

με

WKS = Lotus Worksheets (WKS , WK1 , WRK , και WRI files)
DIF = Data Interchange Format
PRN = Lotus Ascii Print files

Οι παραπάνω συμβολισμοί μαζί με την προέκταση " _E " δηλαδή (MEOIK_E , MEAGR_E κλπ) αναφέρονται στα έσοδα από τις πωλήσεις Η/Ε (όταν δέν υπάρχει η προέκταση _E τότε αναφερόμαστε στην κατανάλωση Η/Ε σε MWH) .

Η επιμέρους κατανάλωση στα τρία διάφορα είδη (Χαμηλή Μέση και Υψηλή Τάση) παρίσταται με την επιπλέον προέκταση _XT , _MT , _YT ή _X , _M , _Y εξαρτώμενη πάντα από το μέγιστο μέγεθος του ονόματος , το οποίο δεν πρέπει να είναι περισσότερο από 8 χαρακτήρες) .

MEBIO_YT$_t$: Υψηλή Τάση (Βιομηχανία , Ελλάδα)
MEBIO_MT$_t$: Μέση Τάση (Βιομηχανία , Ελλάδα)
MEBIO_XT$_t$: Χαμηλή Τάση (Βιομηχανία , Ελλάδα)

Τέλος η περιφερειακή διάσταση της κατανομής της κατανάλωσης Η/Ε , στον συμβολισμό μας αναφέρεται ως

MjBIOM

με

j= (A) ——> Αττική
(K) Κεντρική Ελλάδα
(M) Μακεδονία - Θράκη
(P) Πελοπόννησος - Ηπειρος
(N) Νησιά
(E) Ελλάδα

Με βάση τον συμβολισμό που αναπτύχθηκε παραπάνω , θα μπορούσαμε την ονομασία της κάθε μεταβλητής να την γενικεύσουμε ως εξής :

Κατανάλωση Η/Ε

iλjκ_v

για :

i = M , Q , A

M = Μηνιαία = Monthly
Q = Τριμηνιαία = Quarterly
A = Ετήσια = Annual

λ = A , K , M , P , N

με

(A) = Αττική
(K) = Κεντρική Ελλάδα
(M) = Μακεδονία - Θράκη
(P) = Πελοπόννησος - Ηπειρος
(N) = Νησιά
(E) = Ελλάδα

j = OIK , AGR , EMP , FOT , DY , ELXI , BIOM

με

(OIK) = Οικιακή Κατανάλωση Η/Ε
(AGR) = Αγροτική Κατανάλωση Η/Ε
(EMP) = Εμπορική κατανάλωση Η/Ε
(FOT) = Φωτισμός οδών
(DY) = Δημόσιες Υπηρεσίες
(ELXI) = Ελξη
(BIOM) = Βιομηχανική κατανάλωση Η/Ε

και

v = XT , MT , YT

XT = Χαμηλή Τάση
MT = Μέση Τάση
YT = Υψηλή Τάση .

Ο αντίστοιχος συμβολισμός για τα έσοδα από πωλήσεις Η/Ε είναι :

iλjκE_v

Ε = Εσοδα από πωλήσεις Η/Ε σε χιλιάδες Δραχμές

Τέλος για να ανεφερόμεθα στο Σύνολο της Ελλάδας ή Περιφέρειας ο συμβολισμός του λ = TOT. Δηλαδή :

Συνολική Κατανάλωση Η/Ε στην Ελλάδα (μηνιαία)

$$METOT_t$$

και $METOTE_t$ για τα έσοδα από πωλήσεις

Με βάση τον συμβολισμό που παρουσιάσθηκε αμέσως προηγουμένως από τα στοιχεία της κατανάλωσης Η/Ε θα μπορούσαν να προκύψουν σε μηνιαία βάση οι σχέσεις :

Συνολική Κατανάλωση Η/Ε στην Ελλάδα (METOT)

$$(T.1)\ METOT_t = MEOIK_t + MEAGR_t + MEEMP_t + MEBIOM_t + MEDY_t + MEELXI_t + MEFOT_t .$$

Συνολικά Εσοδα από την Κατανάλωση Η/Ε στην Ελλάδα (METOTEt)

$$(T.2)\ METOTE_t = MEOIKE_t + MEAGRE_t + MEEMPE_t + MEBIOME_t + MEDYE_t + MEELXIE_t + MEFOTE_t .$$

Επίσης οι ταυτότητες
(Κατά κατηγορία κατανάλωσης)

$$(T.3)\ MEAGR_t = MEAGR\_XT_t + MEAGR\_MT_t$$

$$(T.4)\ MEAGRE_t = MEAGRE\_XT_t + MEAGRE\_MT_t$$

(T.5) $\mathrm{MEEMP}_t = \mathrm{MEEMP\_XT}_t + \mathrm{MEEMP\_MT}_t$

(T.6) $\mathrm{MEEMPE}_t = \mathrm{MEEMPE\_XT}_t + \mathrm{MEEMPE\_MT}_t$

(T.7) $\mathrm{MEBIOM}_t = \mathrm{MEBIOM\_XT}_t + \mathrm{MEBIOM\_MT}_t + \mathrm{MEBIOM\_YT}_t$

(T.8) $\mathrm{MEBIOME}_t = \mathrm{MEBIOME\_XT}_t + \mathrm{MEBIOME\_MT}_t + \mathrm{MEBIOME\_YT}_t$

(T.9) $\mathrm{MEDY}_t = \mathrm{MEDY\_XT}_t + \mathrm{MEDY\_MT}_t$

(T.10) $\mathrm{MEDYE}_t = \mathrm{MEDYE\_XT}_t + \mathrm{MEDYE\_MT}_t$

(Κατά χρήση)

Χαμηλή Τάση

(T.11) $\mathrm{METOT\_XT}_t = \mathrm{MEOIK\_XT}_t + \mathrm{MEAGR\_XT}_t + \mathrm{MEEMP\_XT}_t + \mathrm{MEBIOM\_XT}_t + {}$
$+ \mathrm{MEDY\_XT}_t + \mathrm{MEELXI\_XT}_t + \mathrm{MEFOT\_XT}_t$.

(T.12) $\mathrm{METOTE\_XT}_t = \mathrm{MEOIKE\_XT}_t + \mathrm{MEAGRE\_XT}_t + \mathrm{MEEMPE\_XT}_t + {}$
$\mathrm{MEBIOME\_XT}_t + \mathrm{MEDYE\_XT}_t + \mathrm{MEELXIE\_XT}_t + \mathrm{MEFOTE\_XT}_t$.

Μέση Τάση

(T.13) $\mathrm{METOT\_MT}_t = \mathrm{MEAGR\_MT}_t + \mathrm{MEEMP\_MT}_t + \mathrm{MEBIOM\_MT}_t + {}$
$+ \mathrm{MEDY\_MT}_t + \mathrm{MEELXI\_MT}_t$.

(T.14) $\mathrm{METOTE\_MT}_t = \mathrm{MEAGRE\_MT}_t + \mathrm{MEEMPE\_MT}_t + {}$
$+ \mathrm{MEBIOME\_MT}_t + \mathrm{MEDYE\_MT}_t + \mathrm{MEELXIE\_MT}_t$

Υψηλή Τάση

(T.15) $\mathrm{METOT\_YT}_t = \mathrm{MEBIOM\_YT}_t$
(T.16) $\mathrm{METOTE\_YT}_t = \mathrm{MEBIOME\_YT}_t$

(Περιφερειακή Κατανομή)

Κατά Περιφέρεια

(T.17) $\mathrm{METOT}_t = \mathrm{MATOT}_t + \mathrm{MKTOT}_t + \mathrm{MMTOT}_t + \mathrm{MPTOT}_t + \mathrm{MNTOT}_t$

(T.18) $\mathrm{METOTE}_t = \mathrm{MATOTE}_t + \mathrm{MKTOTE}_t + \mathrm{MMTOTE}_t + \mathrm{MPTOTE}_t + \mathrm{MNTOTE}_t$

Κατά Περιφέρεια – Κατηγορία Κατανάλωσης

$$\text{(T.19)}\quad \text{MEOIK}_t = \text{MAOIK}_t + \text{MKOIK}_t + \text{MMOIK}_t + \text{MPOIK}_t + \text{MNOIK}_t$$

$$\text{(T.20)}\quad \text{MEAGR}_t = \text{MAAGR}_t + \text{MKAGR}_t + \text{MMAGR}_t + \text{MPAGR}_t + \text{MNAGR}_t$$

$$\text{(T.21)}\quad \text{MEEMP}_t = \text{MAEMP}_t + \text{MKEMP}_t + \text{MMEMP}_t + \text{MPEMP}_t + \text{MNEMP}_t$$

$$\text{(T.22)}\quad \text{MEFOT}_t = \text{MAFOT}_t + \text{MKFOT}_t + \text{MMFOT}_t + \text{MPFOT}_t + \text{MNFOT}_t$$

$$\text{(T.23)}\quad \text{MEDY}_t = \text{MADY}_t + \text{MKDY}_t + \text{MMDY}_t + \text{MPDY}_t + \text{MNDY}_t$$

$$\text{(T.24)}\quad \text{MEELXI}_t = \text{MAELXI}_t + \text{MKELXI}_t + \text{MMELXI}_t + \text{MPELXI}_t + \text{MNELXI}_t$$

$$\text{(T.25)}\quad \text{MEBIOM}_t = \text{MABIOM}_t + \text{MKBIOM}_t + \text{MMBIOM}_t + \text{MPBIOM}_t + \text{MNBIOM}_t$$

Οπως φαίνεται από τις παραπάνω σχέσεις (Τ.1) – (Τ.25) αλλά και από άλλες δεκάδες που θα μπορούσαν να προκύψουν για τις διαφορετικές τιμές των i,λ,j,κ και ν , τα διαθέσιμα στοιχεία καλύπτουν ένα μεγάλο φάσμα από την κατανάλωση Η/Ε αποαθροιστικοποιημένο τόσο χρονικά (Μήνες , Τρίμηνα) όσο και διαστρωματικά (Είδη Κατανάλωσης , Περιφέρειες κλπ).

Θέλοντας να αποφύγουμε πλατειάσεις στην ανάλυσή μας για την διαχρονική συμπεριφορά της κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα θα περιορισθούμε μόνο στην περίπτωση του συνόλου της Ελλάδας . Ουσιαστικά θα ασχοληθούμε με το επίπεδο διαστρωματικής αθροιστικότητας που παρουσιάζεται από τις εξισώσεις :

Σύνολο Ελλάδας

Κατά Κατηγορία

$$\text{(T.26)}\quad \text{METOT}_t = \text{MEOIK}_t + \text{MEAGR}_t + \text{MEEMP}_t + \text{MEBIOM}_t + \\ + \text{MEDY}_t + \text{MEELXI}_t + \text{MEFOT}_t \, .$$

Κατά Είδος

$$\text{(T.27)}\quad \text{MEBIOM}_t = \text{MEBIOM\_YT}_t + \text{MEBIOM\_MT}_t + \text{MEBIOM\_XT}_t$$

Και γενικότερα με βάση τις ταυτότητες :

$$\text{(T.28)}\quad \text{METOT}_t = \text{MEOIK}_t + \text{MEAGR}_t + \text{MEEMP}_t + \text{MEDY}_t + \text{MEELXI}_t + \\ \text{MEFOT}_t + (\text{MEBIOM\_YT}_t + \text{MEBIOM\_MT}_t + \text{MEBIOM\_XT}_t)$$

$$\text{(T.29)}\quad \text{METOTE}_t = \text{MEOIKE}_t + \text{MEAGRE}_t + \text{MEEMPE}_t + \text{MEDYE}_t + \text{MEELXIE}_t + \\ \text{MEFOTE}_t + (\text{MEBIOME\_YT}_t + \text{MEBIOME\_MT}_t + \text{MEBIOME\_XT}_t)$$

2.2 ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΑ ΤΩΝ ΣΕΙΡΩΝ

Μια πρώτη προσέγγιση των χαρακτηριστικών της κάθε σειράς με βάση τις βασικές της συνιστώσες (εποχικότητα , τάση και ρυθμο χαρακτηριστικό) , έγινε για κάθε σειρά με βάση την στοχαστική εξειδίκευση :

$$(MEj\_v) = a + \sum_{j=1}^{\kappa} m_j \, TR^{j}_{t} + \sum_{j=1}^{12} q_j q_{jt} + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{ij} \, q_{jt} \, TR_t + u_t \qquad (2.1)$$

$$u_t \sim NID\,(0,\sigma^2_u) \qquad (2.2)$$

MEj_v = Εξηρτημένη μεταβλητή με
j=OIK, AGR, EMP, BIOM, DY, REST
v=XT, MT, YT
TR_t= Μακροχρόνια Τάση t=1,2,3,...T.

q_{jt}= ψευδομεταβλητές για j =1,2,3,..,12 kai t= 1,2,...,T.Οι μεταβλητές αυτές επιδρούν αθροιστικά στην διαμόρφωση της εξηρτημένης μεταβλητής και ε στοιχεία της (Tx12) μήτρας των ψευδομεταβλητών D.

$$D = [\; q_{1t} \; q_{2t} \; q_{3t} \; \ldots q_{12t} \;] =$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . & . \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$q_{jt}TR_t$ = ψευδομεταβλητές οι οποίες επιδρούν πολλαπλασιαστικά στην διαμόρφωση των τιμών της εξηρτημένης μεταβλητής .

α, m_i, q_j i= 1,2,...κ
j= 1,2,...12
ξ= 1,2,3.

Τα αποτελέσματα απο την εκτίμηση της (2.1) με την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων έχουν πινακοποιηθεί και παρουσιάζονται στους Πίνακες 2.1 και 2. Οι εκτιμήσεις έγιναν εφ'όσον είχαμε εξαλείψει απο το δείγμα εκτίμησης τις περιόδους εκείνες που έχουμε σφάλματα ή το εποχικό πρότυπο έχει αλλοιωθεί τους λόγους που αναφέρθηκαν προηγουμένως.Οι αριθμοί εντός αγγυλών είναι t-statistics.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.1

Εκτιμήσεις με Βάση την Εξειδίκευση (2.1)

	MEDIK$_t$	MEAGR$_t$	MEEMP$_t$	MEBIOM$_t$	METOT$_t$
1.Const	379352 [52]	2001 [0.8]	168687.5 [46]	16681.5 [41.3]	1419100 [90]
2.TR1	2794.6 [33]	– [–]	1251.2 [5.4]	6207.4 [5.4]	5639.7 [36]
3.TR2	– [–]	0.487 [2.9]	-19.35 [4]	-67.2 [3]	– [–]
4.TR3	– [–]	– [–]	0.126 [6]	0.2233 [2.2]	– [–]
5.Q1t	55464.8 [3.7]	– [–]	8027.5 [1.7]	– [–]	– [–]
6.Q2t	40123.5 [2.6]	– [–]	– [–]	-24059.3 [1.4]	-159270.4 [2.6]
7.Q3t	– [–]	– [–]	-10993.3 [3]	– [–]	-232314.6 [3.6]
8.Q4t	– [–]	6822.2 [1.80]	– [–]	– [–]	– [–]
9.Q5t	-26325.8 [3.0]	32902.7 [8]	– [–]	– [–]	-11611.5 [5.2]
10.Q6t	-69854.2 [4.5]	49421.7 [8]	– [–]	– [–]	-84748.1 [3.8]
11.Q7t	-115673.3 [9.6]	92557.1 [17]	16875.9 [2.5]	– [–]	-97569.4 [4.4]
12.Q8t	-11844.1 [7.5]	110284.4 [9.7]	30229.2 [3.4]	– [–]	-64143.6 [2.9]
13.Q9t	-111388.1 [7]	39604.3 [6.4]	17022.8 [2.4]	– [–]	-125989.0 [5.7]
14.Q10t	-94224.1 [5.9]	– [–]	– [–]	33857.2 [2.08]	-98774.1 [4.7]
15.Q11t	-79474.4 [9.1]	16406.3 [4]	– [–]	37468.8 [2.3]	-136013.3 [6.16]
16.Q12t	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
17.d11	1338.9 [6.9]	– [–]	– [–]	– [–]	763.5 [2.6]
18.d12	1604.8 [8.3]	– [–]	432.6 [3.5]	– [–]	11804.9 [2.6]
19.d13	2214.4 [8.8]	– [–]	– [–]	– [–]	12400.2 [2.6]
20.d14	778.4 [7]	– [–]	335.4 [2.8]	– [–]	– [–]
21.d15	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
22.d16	-576.7 [3]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
23.d17	– [–]	– [–]	215.8 [2.5]	– [–]	– [–]

(Συνεχίζεται)

Πηγή: Εκτιμήσεις της μελέτης.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.1
(Συνέχεια)

24.d18	-901.9 [4.7]	-1206.8 [3]	728.1 [3.3]	-629.9 [3.5]	– [–]
25.d19	-725.3 [3.7]	– [–]	420.7 [4.9]	– [–]	– [–]
26.d110	-811.1 [4.2]	– [–]	986.8 [5.5]	– [–]	– [–]
27.d111	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
28.d112	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
29.d21	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
30.d22	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	-151.9 [1.7]
31.d23	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	-165.9 [1.8]
32.d24	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
33.d25	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
34.d26	– [–]	4.54 [6]	13.66 [5.03]	– [–]	– [–]
35.d27	-5.13 [3]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
36.d28	– [–]	19.9 [7]	– [–]	– [–]	– [–]
37.d29	– [–]	8.23 [11.5]	– [–]	– [–]	– [–]
38.d210	– [–]	9.74 [3.7]	-5.02 [3]	– [–]	– [–]
39.d211	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
40.d212	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
41.d31	– [–]	– [–]	0.0079 [1.4]	– [–]	– [–]
42.d32	– [–]	– [–]	-0.021 [1.9]	– [–]	0.622 [1.35]
43.d33	-0.0714 [3.40]	– [–]	– [–]	– [–]	0.6471 [1.40]
44.d34	– [–]	– [–]	-0.0219 [2.00]	– [–]	– [–]
45.d35	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]

(Συνεχίζεται)

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.1
(Συνέχεια)

46.d36	– [–]	– [–]	-0.099 [4.50]	– [–]	– [–]
47.d37	– [–]	0.651 [8.90]	– [–]	– [–]	– [–]
48.d38	– [–]	– [–]	-0.0199 [1.65]	– [–]	– [–]
49.d39	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
50.d310	– [–]	-0.037 [1.62]	– [–]	– [–]	– [–]
51.d311	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]
52.d312	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]	– [–]

* Οι περίοδοι δείγματος για κάθε μεταβλητή είναι :
[illegible]

MEDIK$_t$: 1977:1 - 1987:12 εκτός 1979:1 - 1979:12 .
MEAGR$_t$: >> >> εκτός >> >>
MEEMP$_t$: >> >> εκτός 1979:1 - 1979:12 και 1983:1 - 1983:12
MEBIOM$_t$: >> >> εκτός >> >> >> >>
METOT$_t$: >> >> εκτός >> >>

Πηγή :Εκτιμήσεις της μελέτης.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.2

Εκτιμήσεις με βάση την εξειδίκευση (2.2) για την επιμέρους κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία .

	MEBIOM_YT	MEBIOM_MT	MEBIOM_XT
1.Const.	414828.0 [39]	239866.9 [84]	71629.18 [60]
2.TR1	2206.6 [6.3]	2669.8 [16]	279.9 [8.8]
3.TR2	-12.36 [4.8]	-29.54 [10]	-0.345 [1.5]
4.TR3	– [–]	0.1218 [8.7]	– [–]
5.Q1t	– [–]	-10318.2 [2.2]	– [–]
6.Q2t	-46821.3 [3.7]	– [–]	-10522.5 [4.6]

Πηγή :Εκτιμήσιες της μελέτης (Συνεχίζεται)

7.Q3t	- [-]	-8945.4 [2.7]	-8356.6 [6.2]
8.Q4t	- [-]	-8161.8 [1.90]	-10793.2 [8.09]
9.Q5t	- [-]	-15959.1 [2.6]	-11208.6 [8.04]
10.Q6t	-24862.7 [1.98]	-4890.06 [1.49]	-11355.7 [8.5]
11.Q7t	- [-]	- [-]	-11160.4 [8.3]
12.Q8t	- [-]	-22782.2 [3.2]	-14119.2 [5.8]
13.Q9t	- [-]	-12927.7 [4.9]	-9215.5 [6.9]
14.Q10t	- [-]	- [-]	-10338.7 [5.4]
15.Q11t	- [-]	8701.4 [3.3]	-2349.2 [1.76]
16.Q12t	- [-]	- [-]	- [-]
17.d11	- [-]	-355.08 [5.90]	- [-]
18.d12	- [-]	- [-]	68.71 [2.30]
19.d13	- [-]	- [-]	-43.65 [1.60]
20.d14	- [-]	-172.28 [2.80]	- [-]
21.d15	- [-]	-302.4 [2.10]	- [-]
22.d16	- [-]	- [-]	- [-]
23.d17	- [-]	-518.7 [4.20]	- [-]
24.d18	- [-]	-723.8 [3.10]	- [-]
25.d19	- [-]	- [-]	- [-]
26.d110	- [-]	108.4 [3.40]	- [-]
27.d111	- [-]	- [-]	- [-]
28.d112	- [-]	- [-]	- [-]
29.d21	- [-]	- [-]	- [-]
30.d22	- [-]	- [-]	- [-]
31.d23	- [-]	- [-]	- [-]

Πηγή :Εκτιμήσεις της μελέτης. (Συνεχίζεται)

32.d24	- [-]	- [-]	- [-]
33.d25	- [-]	- [-]	- [-]
34.d26	- [-]	- [-]	- [-]
35.d27	- [-]	3.05 [2.60]	- [-]
36.d28	- [-]	3.33 [2.00]	- [-]
37.d29	- [-]	- [-]	- [-]
38.d210	- [-]	- [-]	0.3555 [1.76]
39.d211	- [-]	- [-]	- [-]
40.d212	- [-]	- [-]	- [-]
41.d31	- [-]	-0.0054 [1.80]	- [-]
42.d32	- [-]	-0.0212 [5.70]	- [-]
43.d33	- [-]	- [-]	- [-]
44.d34	- [-]	- [-]	- [-]
45.d35	- [-]	0.01109 [1.40]	- [-]
46.d36	- [-]	-0.00986 [2.80]	- [-]
47.d37	- [-]	- [-]	- [-]
48.d38	- [-]	- [-]	- [-]
49.d39	- [-]	- [-]	- [-]
50.d310	- [-]	- [-]	- [-]
51.d311	- [-]	- [-]	- [-]
52.d312	- [-]	- [-]	- [-]

Οι περίοδοι δείγματος εκτίμησης για κάθε μεταβλητή με βάση την εξειδίκευση (2.2) είναι :

MEBIOM_YT$_t$: 1977:1 - 1987:12 εκτός 1979:1 - 1979:12
MEBIOM_MT$_t$: >> >> εκτός >> >>
MEBIOM_XT$_t$: >> >> εκτός >> >> και 1984:1 - 1984:1

Πηγή :Εκτιμήσεις της μελέτης

Η ανάλυση των στοιχείων των Πινάκων 2.1 και 2.2 είναι ενδιαφέρουσα για την μελέτη των δύο βασικών συνιστωσών που διαμορφώνουν την κατανάλωση Η/Ε τόσο σε σύνολο όσο και σε επιμέρους κατηγορίες κατανάλωσης . Δηλαδή την Μακροχρόνια Τάση όσο και την Εποχική Συνιστώσα όπως τουλάχιστον αυτές έχουν εξειδικευθεί στην σχέση (3.1.2.1)

Αν και η πληροφόρηση αυτή είναι ουσιαστικής σημασίας εμείς θα σταθούμε μόνο στα γενικά χαρακτηριστικά των σειρών που αναλύονται σε αυτή την μελέτη .

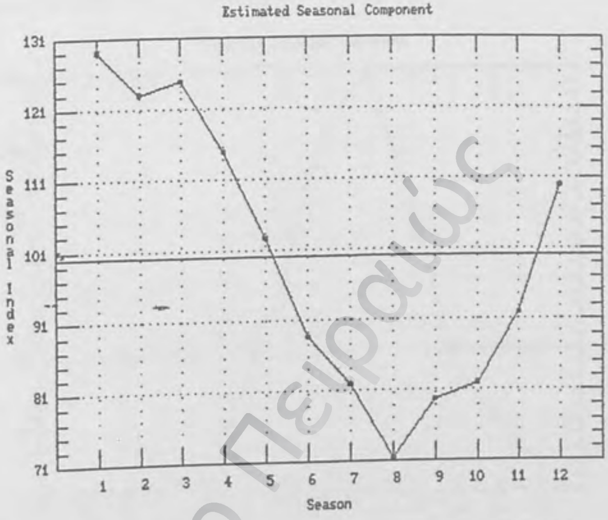
Για τις μεταβλητές του Πίνακα 2.1 έχουμε να παρατηρήσουμε :

- Ολες υφίστανται την επίδραση μιας Μακροχρόνιας Τάσης . Εκτός την Βιομηχανια , όλες οι μεταβλητές υφίστανται την επίδραση ενός σταθερού εποχικού πρωτύπου (Q_{1t},Q_{2t},...Q_{12t}) .
- Εντονο εποχικό πρώτυπο παρουσιάζει η κατανάλωση Η/Ε στον Εμπορικό τομέα .

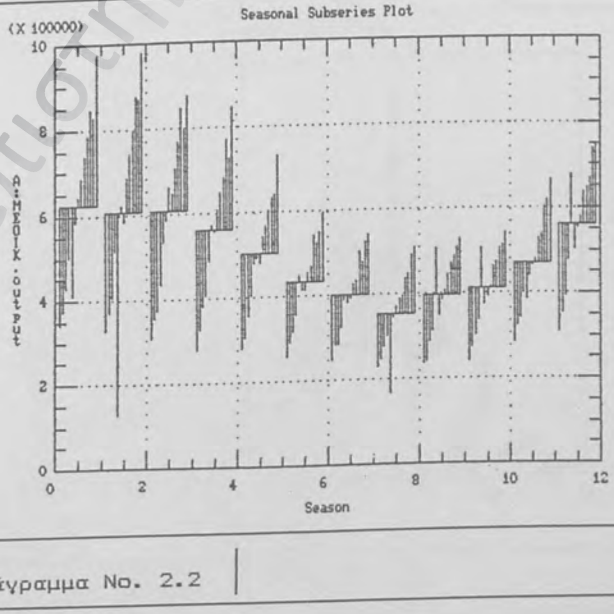
Στην κατανάλωση Η/Ε από τον Βιομηχανικό Τομέα σ' αθροιστικό επίπεδο με βάση τα στοιχεία του Πίνακα 2.1 δεν φαίνεται να υπάρχει κάποιο έντονο εποχικό Πρότυπο στην τελική διαμόρφωση των τιμών αυτής της μεταβλητής μακροχρόνια . Με βάση όμως τα στοιχεία του Πίνακα 2.2 έχουμε να παρατηρήσουμε τα εξής :

- Υπάρχει μια μακροχρόνια τάση αύξησης της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία τόσο σε σύνολο όσο και σ' επιμέρους κατηγορίες .
- Η υψηλή Τάση έχει μια τάση η οποία όμως δεν συνοδεύεται από ανάλογες εποχικές επιδράσεις .
- Η Μέση και η Χαμηλή Τάση έχει μια μακροχρόνια τάση αλλά συγχρόνως και έντονα εποχικά χαρακτηριστικά με μεγάλη όμως συγκέντρωση σ κάποιο σταθερό εποχικό πρότυπο .

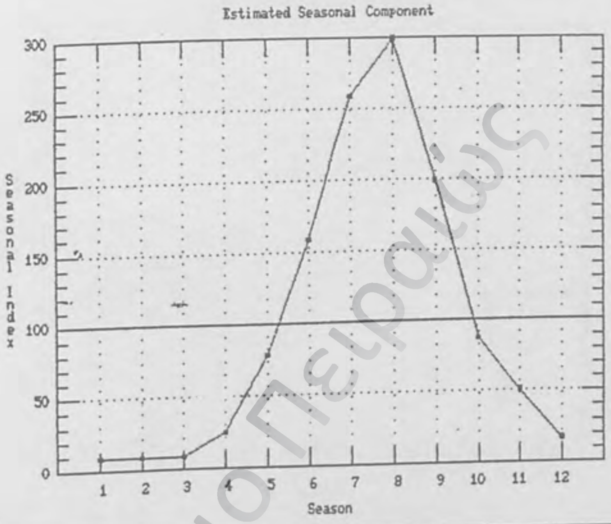
Το εποχικό πρότυπο (μέσο) κάθε μεταβλητής παρουσιάζεται μαζί με μι πλέον συγκεντρωτική παρουσίαση του εποχικού προτύπου , στα Σχεδιαγράμματ που ακολουθούν :



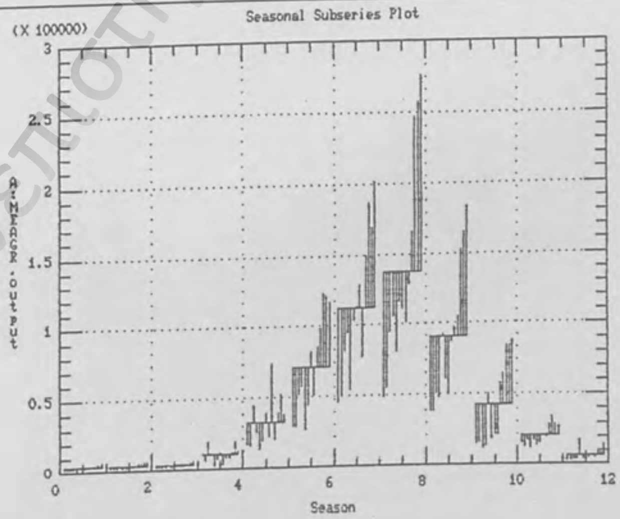
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΟΙΚ
Σχεδιάγραμμα No. 2.1



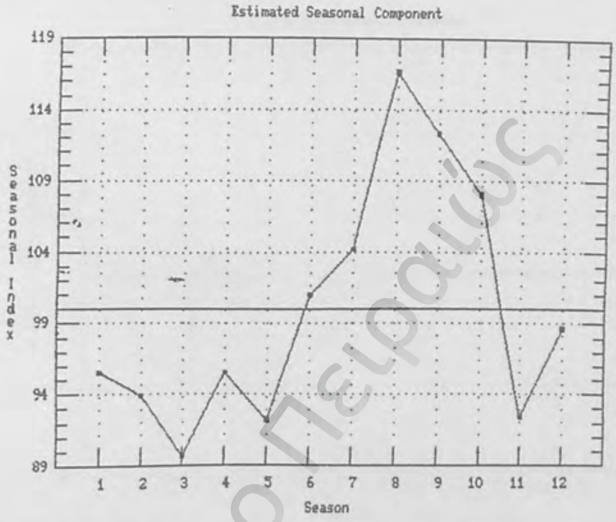
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΟΙΚ
Σχεδιάγραμμα No. 2.2



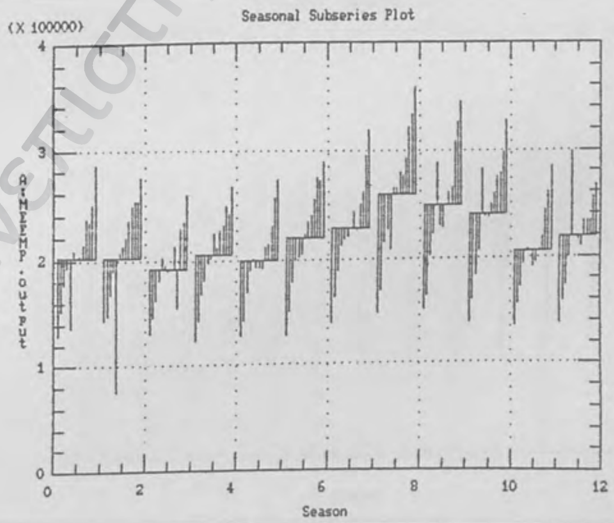
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : MEAGR
Σχεδιάγραμμα No. 2.3



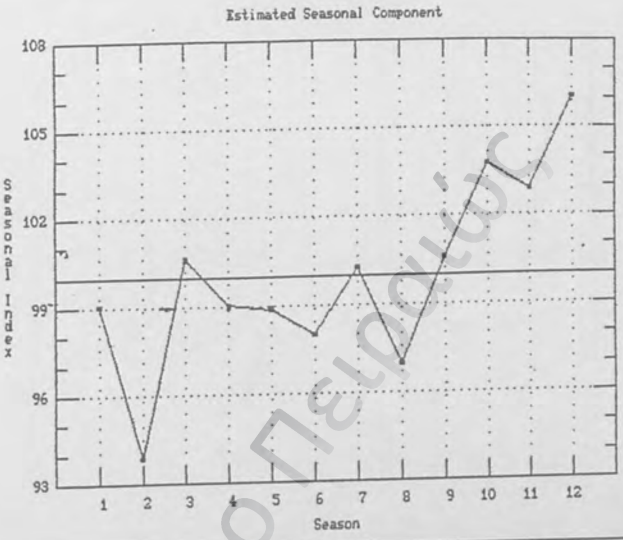
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : MEAGR
Σχεδιάγραμμα No. 2.4



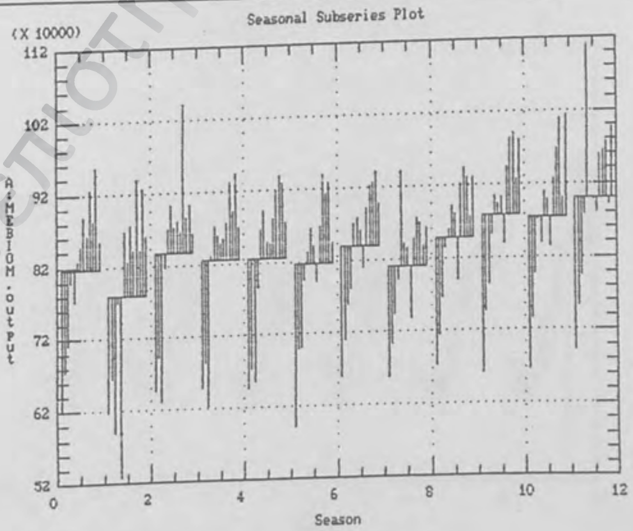
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : MEEMP
Σχεδιάγραμμα No. 2.5



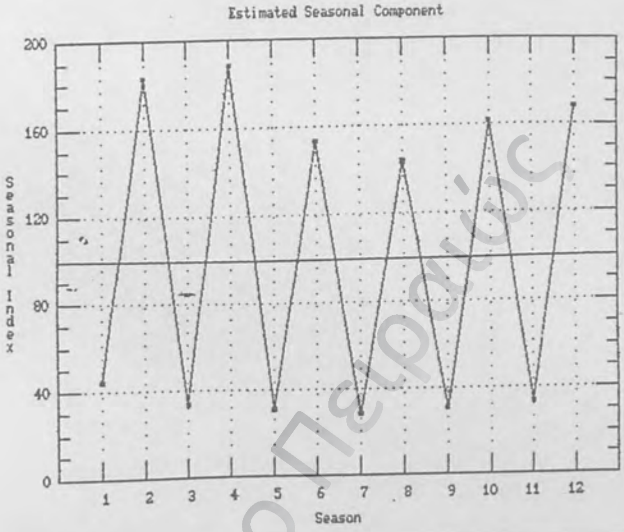
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : MEEMP
Σχεδιάγραμμα No. 2.6



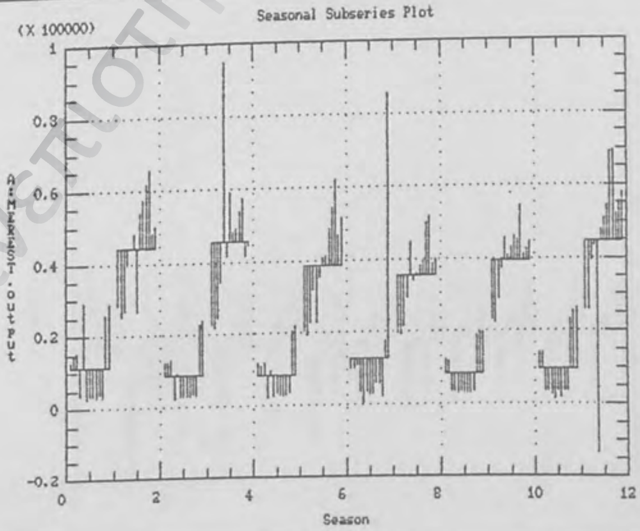
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΒΙΟΜ
Σχεδιάγραμμα No. 2.7



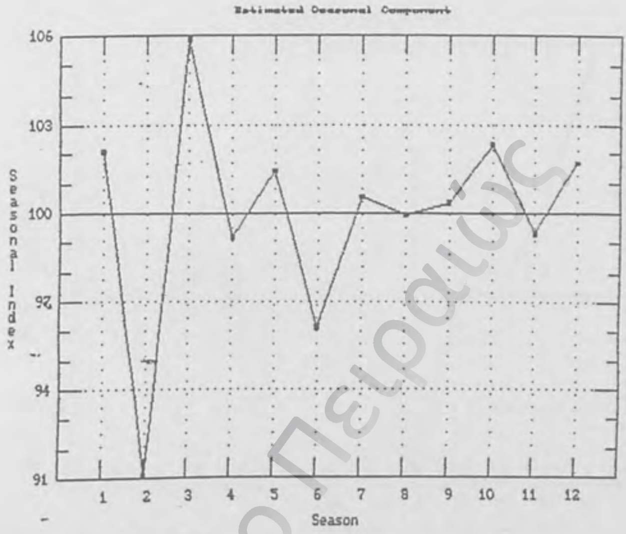
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΒΙΟΜ
Σχεδιάγραμμα No. 2.8



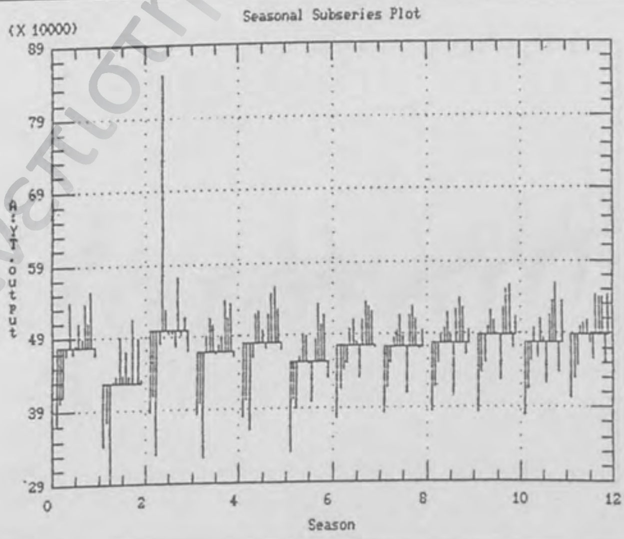
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : MEREST
Σχεδιάγραμμα No. 2.9



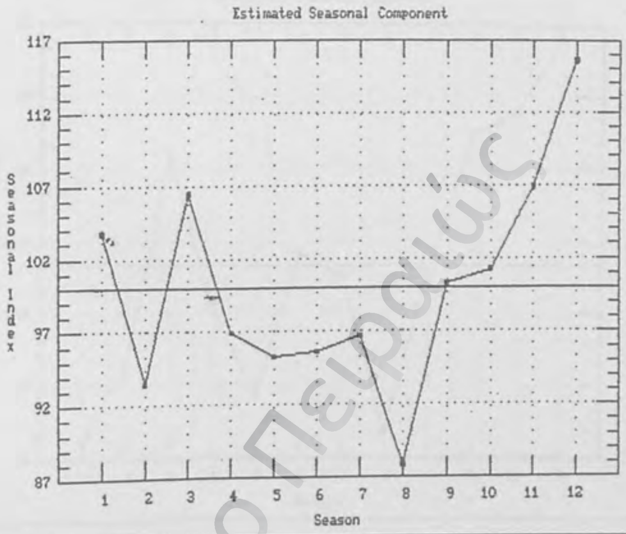
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : MEREST
Σχεδιάγραμμα No. 2.10



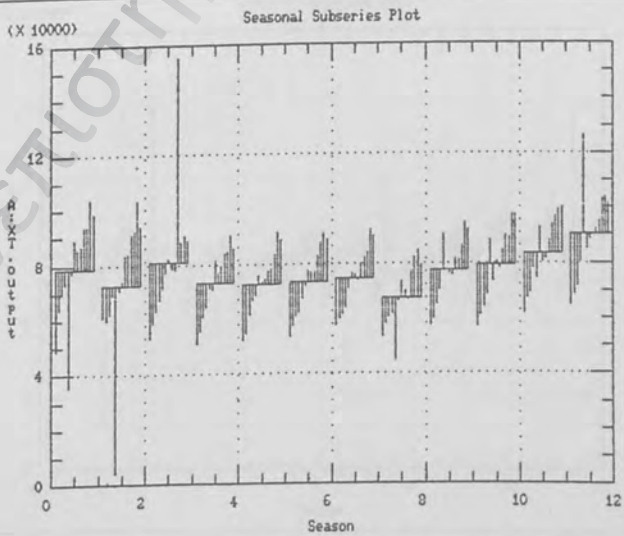
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΒΙΟΜ_ΥΤ
Σχεδιάγραμμα No.2.11



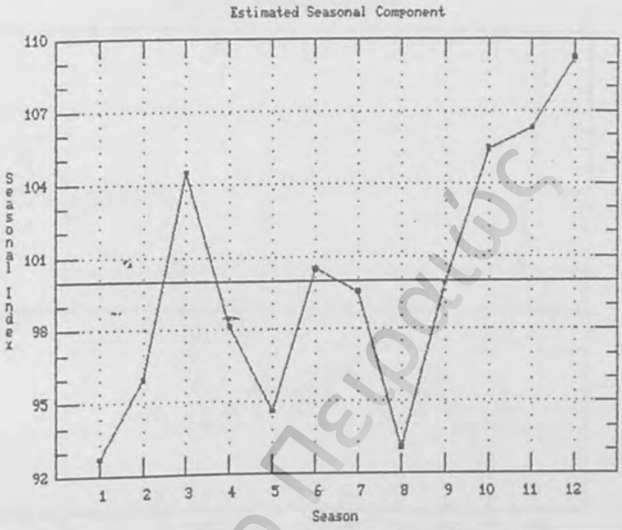
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΒΙΟΜ_ΥΤ
Σχεδιάγραμμα No. 2.12



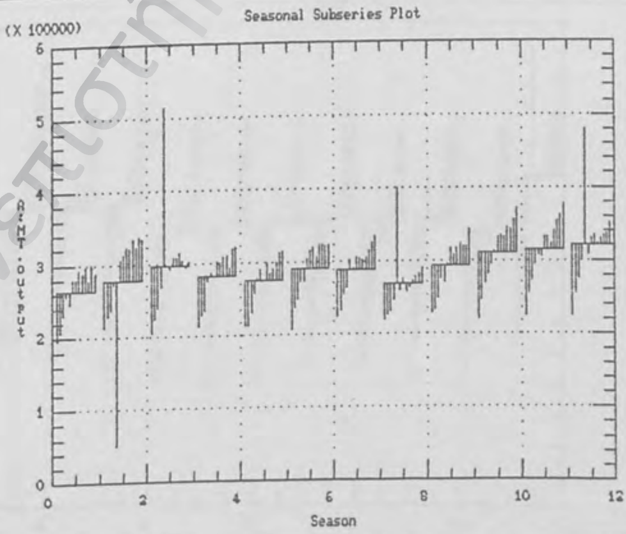
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΒΙΟΜ_ΧΤ
Σχεδιάγραμμα No. 2.13



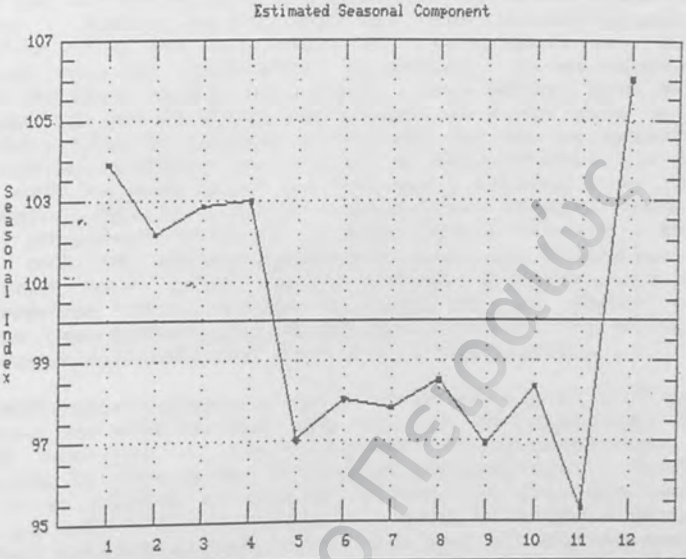
ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΒΙΟΜ_ΧΤ
Σχεδιάγραμμα No. 2.14



ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΒΙΟΜ_ΥΤ
Σχεδιάγραμμα No. 2.15



ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΒΙΟΜ_ΥΤ
Σχεδιάγραμμα No. 2.16



ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΤΟΤ
Σχεδιάγραμμα No. 2.17

ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΤΟΤ
Σχεδιάγραμμα No.2.18

Η σταθερότητα του εποχικού προτύπου (όποιας μορφής και αν είναι) στις σειρές κατανάλωσης Η/Ε έχει μια έντονη παραμόρφωση το έτος 1979 Αυτό όπως αναφέρθηκε και προηγουμένως ωφείλεται σε λόγους καθαρά συλλογής των στοιχείων από την Δημόσια Εταιρεία Ηλεκτρισμού (Απεργίες) . Επίσης τα έτη 1983 και 1984 μερικές σειρές είτε παρουσιάζουν αλλαίωση των εποχικών τους προτύπων είτε λαμβάνουν τιμές για μερικές περιόδους οι οποίες είναι εξωπραγματικές σε σχέση με την μέση συμπεριφορά τους . Στην μελέτη αυτή δεν θα ασχοληθούμε με την επίδραση που μπορεί να έχουν αυτά τα σφάλματα στις μεταβλητές , τόσο σε επίπεδο εκτίμησης όσο και σε επίπεδο προβλέψεων . Οσο αφορά το πρόβλημα των λαθεμένων παρατηρήσεων , η αντιμετώπισή του έχει κατά καιρούς γίνει με διάφορους τρόπους στην Διεθνή Βιβλιογραφία . Μεταξύ αυτών των προτάσεων υπάρχει τόσο η διόρθωση αυτών των μηνιαίων στοιχείων με βάση κάποια τεχνική , όσο και η απόρριψη από το δείγμα εκτίμησης αυτών των λαθεμένων παρατηρήσεων . Η δεύτερη λύση είναι φυσικά λαθεμένη a priori μια και αμέσως έχουμε απόρριψη μιας σειράς πληροφοριών με άμεσο αποτέλεσμα την μείωση τουλάχιστον της αποτελεσματικότητας των εκτιμήσεων που θα προκύψουν ακολουθώντας αυτή την μεθοδολογία .

Η μεθοδολογία διόρθωσης και αυτή μεταβάλλεται ανάλογα με το βαθμό της έντασης του προβλήματος αλλά και τις υπολογιστικές δυνατότητες του κάθε ερευνητή . Στο μέρος αυτό θα παρουσιάσουμε τρείς μεθοδολογίες διόρθωσης των λαθεμένων παρατηρήσεων . Οι δύο πρώτες μέθοδοι είναι γνωστές εμπειρικές μέθοδοι με ελάχιστο υπολογιστικό κόστος , με αποτέλεσμα αμφίβολο και όπως θα δούμε η εφαρμογή τους προυποθέτει μερικές σκληρές υποθέσεις για την συμπεριφορά της σειράς διαχρονικά . Η τρίτη μέθοδος είναι η μέθοδος της Μεγίστης Πιθανότητας σχετίζεται με την χρησιμοποίηση μηνιαίων και ετήσιων στοιχείων στην εκτίμηση υποδειγμάτων με με ελλιπείς μηνιαίες παρατηρήσεις (σφάλματα μέτρησης) , με την πρόσθετη πληροφόρηση ύπαρξης ορθών στοιχείων σε ετήσιο επίπεδο . Η μεθοδολογία αυτή έχει να λάβει πολλά από την θεωρία που αναπτύχθη στην προηγούμενη ενότητα μια και η φιλοσοφία της είναι η ταυτόχρονη χρησιμοποίηση των διαθεσίμων ετήσιων και μηνιαίων στοιχείων στην ταυτόχρονη εκτίμηση τόσο των παραμέτρων του υποδείγματος όσο και " ελλειπών " ή " εσφαλμένων " παρατηρήσεων . Η θεωρητική δικαιολόγηση της μεθόδου FILM είναι αυτή η οποία εδόθη στην προηγούμενη ενοτητα και βασίζεται σ' ένα θεώρημα το οποίο παρουσίασε ο T.W. Anderson[1] και το οποίο αργότερα χρησιμοποιήθηκε περισσότερο στην εκτίμηση υποδειγμάτων με ελλειπείς παρατηρήσεις .

Η μέθοδος παρουσιάζεται για πρώτη φορά τουλάχιστον απ' όσο γνωρίζει ο γράφων στην διόρθωση στοιχείων , και ειδικότερα στοιχεία κατανάλωσης Η/Ε , σε τέτοιο χρονικά όσο και διαστρωματικό αποσθροιστικό επίπεδο .

---

*

[1] Anderson ,T.W., 1957, "Maximun Likelihood Estimates for a Multivariate Normal Distribution When Some Observations are Missing ", Journal of the American Statistical Association pp.200-203.

2.3 ΜΕΘΟΔΟΙ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ.

2.3.1 ΜΕΘΟΔΟΣ 1

Η μέθοδος αυτή συνίσταται στην χρησιμοποίηση των προηγούμενων μηνιαίων παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς και τις ετήσιες ποσοστιαίες μεταβολές των ετών που έχουμε λαθεμένες παρατηρήσεις σε μηνιαία (ή ακόμα και τριμηνιαία) βάση . Ειδικότερα για τα έτη που έχουμε λαθεμένα στοιχεία υπολογίζουμε την μέση ετήσια αύξηση την οποία προσθέτουμε σε κάθε αντίστοιχη μηνιαία παρατήρηση του προηγούμενου έτους . Οι προκύπτουσες "διορθωμένες" παρατηρήσεις εκτός απροόπτου έχουν την μακροχρόνια τάση και πιάνουν το εποχικό πρότυπο που ακολουθεί η σειρά (με ορισμένες προυποθέσεις) και ταυτόχρονα αθροιζόμενες μας δίνουν ακριβώς το ετήσιας βάσης ορθό μέγεθος .

Αν υποθέσουμε ότι έχουμε λάθη μέτρησης σε μια χρονική σειρά το έτος 1979 , τότε η μέθοδος αυτή αλγεβρικά θα μπορούσε να παρουσιασθεί ως εξής :

Αν A_{78} = ετήσια παρατήρηση της μεταβλητής το έτος 1978
και
A_{79} = >> >> > >> > >> 1979

επίσης

q_{j78} = μηνιαία παρατήρηση της μεταβλητής το μήνα j=1,2,..,12 του έτους 1978 $(\sum_{j=1}^{12} q_{j78} = A_{78})$

q_{j79} = μηνιαία παρατήρηση της μεταβλητής το μήνα j=1,2,..,12 του έτους 1979 $(\sum_{j=1}^{12} q_{j79} = A_{79})$

Τότε σύμφωνα με την Μέθοδο 1 , είναι

$$\alpha = \left(\frac{A_{79} - A_{78}}{A_{78}} \right)$$

επίσης

$$q^{79}_1 = q^{78}_1 + \alpha q^{78}_1 = (1+\alpha) q^{78}_1$$

$$q^{79}_2 = q^{78}_2 + \alpha q^{78}_2 = (1+\alpha) q^{78}_2$$

.

.

$$\underline{q^{79}_{12} = q^{78}_{12} + \alpha q^{78}_{12} = (1+\alpha) q^{78}_{12}}$$

$$\Rightarrow A_{79} = \sum_{j=1}^{12} q_{j,79} = (1+\alpha) \sum_{j=1}^{12} q_{78} = (1+\alpha) A_{78}$$

$$\Rightarrow A_{79} = (1+\alpha)A_{78}$$

$$\Rightarrow A_{79} - A_{78} = \alpha A_{78} \quad \Rightarrow \alpha = \frac{A_{79} - A_{78}}{A_{78}} \qquad \text{q.e.d}$$

Η εφαρμογή αυτής της μεθόδου είναι σχετικά αυθαίρετη μια και βασίζεται σε σκληρές υποθέσεις . Η επιτυχία της εξαρτάται από την δυνατότητα της χρονολογικής σειράς να ακολουθεί μια μακροχρόνια τάση (κυρίως ευθύγραμμη) και ένα σταθερό εποχικό πρότυπο . Φυσικά πρόκειται για δύσκολη υπόθεση αν και πολλές χρονολογικές σειρές παρουσιάζουν τέτοια χαρακτηριστικά . Στην περίπτωση όμως που η χρονολογική σειρά παρουσιάζει έντονα κυκλικά χαραχτηριστικά και μεταβαλλόμενα εποχικά πρότυπα , τότε η επιτυχία της μεθόδου είναι αμφίβολη , ειδικότερα όταν το έτος 1979 βρίσκεται σε κάποιο ακραίο σημείο του κύκλου .

2.3.2. ΜΕΘΟΔΟΣ 2

Στην κατηγορία αυτή ανήκει μια σειρά από μεθόδους όπου χρησιμοποιούνται οι προηγούμενες τιμές της μεταβλητής για προβλέψεις-διόρθωση των εσφαλμένων παρατηρήσεων . Για τον σκοπό αυτό χρησιμοποιούμε συγκεκριμένες εξειδικεύσεις όπως οι :

$$P_t = (A_{t-12} \frac{A_{t-1}}{A_{t-13}}) \qquad (2.3)$$

$$P_t = \alpha + A_{t-12} \quad (\beta + \gamma \frac{A_{t-1} - A_{t-13}}{A_{t-13}}) \qquad (2.4)$$

όπου α,β,γ είναι παράμετροι υπό εκτίμηση με βάση κάποια επαναληπτική τεχνική .

2.3.3 ΜΕΘΟΔΟΣ 2Α

Η μέθοδος αυτή είναι αρκετά εφαρμόσιμη μια και βασίζεται στην απλή υπόθεση ότι η συμπεριφορά της μεταβλητής μπορεί να παρουσιασθεί με κάποια τάση

$$y_t = f(TR \; ; \; d \;) + \text{Seasonal Dummies} + u_t \qquad (2.5)$$

TR = Μακροχρόνια Τάση

$$u_t \sim NID(0,\sigma^2_u)$$

Οι διορθωμένες εκτιμήσεις λαμβάνονται με προβλέψεις της (2.5) για την περίοδο που έχουμε εσφαλμένα στοιχεία . Φυσικά οι εκτιμήσεις αυτές δεν είναι συνεπείς με τις αντίστοιχες ετήσιες . Μερικοί ερευνητές συνήθως βασιζόμενοι στα διαθέσιμα ετήσια στοιχεία λαμβάνουν κάποια από τις μηνιαίες παρατηρήσεις (συνήθως την τελευταία) εξ αφαίρεσης . Η επιτυχία της μεθόδου προυποθέτει σκληρές υποθέσεις για την διαχρονική συμπεριφορά της χρονολογικής σειράς .

2.3.4 Η ΜΕΘΟΔΟΣ ΤΗΣ ΜΕΓΙΣΤΗΣ ΠΙΘΑΝΟΤΗΤΑΣ (FIML METHOD)

2.3.4.1 ΤΟ ΚΛΑΣΣΙΚΟ ΚΑΝΟΝΙΚΟ ΓΡΑΜΜΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ

Η εφαρμογή της προτεινόμενης μεθόδου μπορεί να γίνει με βάση την εξειδίκευση του Κλασσικού Κανονικού Γραμμικού Υποδείγματος (Classic Normal Regression Model)[1] , με κύριο κορμό την σχέση :

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{\kappa} m_j\ TR^j{}_t + \sum_{j=0}^{f} b_j\ Z_{t-j} + \sum_{j=1}^{12} q_j q_{jt} + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{ij} q_{jt} TR_t$$

$$+ \sum_{j=1}^{12} q_j q_{jt} Z + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} \psi_{ij} q_{jt} TR^i{}_t\ Z_t + u_t \qquad (2.6)$$

$$t = 1975{:}01\ \ldots\ ,1987{:}12 \qquad (\ t=1,2,\ldots T\ \ ,\ \ \xi=3\ )$$

ή

χρησιμοποιώντας μια αλγεβρική παρουσίαση του υποδείγματος (3.1) με την άλγεβρα μητρών :

$$y = Zb + Sa + u \qquad (2.7)$$

με $S = [\ D\ D1\ D2\ D3\ SL\ SL1\ SL2\ SL3\ ]$

$E(u) = 0$ (2.8)
$V(u) = \sigma^2{}_u I_T$ (2.9)
$E(Z'u) = E(S'u) = 0$ (2.10)
$u \sim NID\ (0, \sigma^2{}_u I_T)$ (2.11)

και

y : είναι ένα (Tx1) διάνυσμα με την εξηρτημένη μεταβλητή σε μηνιαία βάση με τα σφάλματα μέτρησης για κάποια ή κάποιες υποπεριόδους του δείγματος εκτίμησης .
Z : είναι μια [Tx(1+κ+f+1)] μήτρα των ανεξάρτητων μεταβλητών , περιέχουσα τον σταθερό όρο (α) , τις δυνατές εξειδικεύσεις της μακροχρόνιας τάσης $TR^i{}_t$ για i=1,2,..,κ , και όλες τις άλλες δυνατές εξειδικεύσεις των ανεξαρτήτων μεταβλητών Z_{t-j} για j=0,1,2,..,f .

---

*
[1]. Γκαμαλέτσος Θ.,1973.,"ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΑ".,σελ.161-171.

S : μια (Tx58) μήτρα αποτελούμενη από τις επιμέρους μήτρες .
D : είναι μια μήτρα (Tx12) της μορφής

$$D = [\ q_{1t}\ q_{2t}\ q_{3t}\ q_{4t}\ q_{5t}\ q_{6t}\ q_{7t}\ q_{8t}\ q_{9t}\ q_{10t}\ q_{11t}\ q_{12t}\ ]$$

$$= \left[\begin{array}{cccccccccccc}
1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
. & . & . & . & & & & & & & & \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\
\hline
1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
. & . & . & . & & & & & & & & \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\
\hline
1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
. & . & . & . & & & & & & & & \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1
\end{array} \right]$$

D1 : είναι μια (Tx12) μήτρα με στοιχεία :

$$d_{1jt} = q_{jt}TR_t \quad \text{για } j = 1,2,...,12$$

D2 : είναι μια (Tx12) μήτρα με στοιχεία :

$$d_{2jt} = q_{jt}TR^2_t \quad \text{για } j = 1,2,...,12$$

D3 : είναι μια (Tx12) μήτρα με στοιχεία :

$$d_{3jt} = q_{jt}TR^3_t \quad \text{για } j = 1,2,...,12$$

SL : είναι μια (Tx12) μήτρα με στοιχεία :

$$Sl_{jt} = q_{jt}Z_t \quad \text{για } j = 1,2,..,12$$

SL1 : είναι μια (Tx12) μήτρα με στοιχεία :

$$Sl1_{jt} = q_{jt}TR_tZ_t \quad \text{για } j = 1,2,..,12$$

SL2 : είναι μια (Tx12) μήτρα με στοιχεία :

$$Sl2_{jt} = q_{jt}TR^2_tZ_t \quad \text{για } j = 1,2,..,12$$

SL3 : είναι μια (Tx12) μήτρα με στοιχεία :

$$S13_{jt} = q_{jt} TR^{3}{}_{t} Z_t \quad \text{για } j = 1,2,..,12$$

b : είναι ένα [(κ+f+2)x1] διάνυσμα με στοιχεία τις υπό εκτίμηση παραμέτρους που αντιστοιχούν στην (Tx58) μήτρα S΄ της σχέσης (2.7) .

u : (Tx1) διάνυσμα του τυχαίου όρου ο οποίος εισέρχεται αθροιστικά (Additive) στην εξειδίκευση (2.7) και ακολουθεί τις υποθέσεις του Κλασσικού Κανονικού Γραμμικού Υποδείγματος όπως αυτές δίδονται από τις σχέσεις (2.8) - (2.11)

Το υπόδειγμα (2.7) μπορεί να γραφεί :

$$y = x\ w + u \qquad (2.12)$$

με

$$x = [\ Z\ S\ ] \text{ και } w = \begin{bmatrix} b \\ a \end{bmatrix} \qquad (2.13)$$

Η χρησιμοποιηθείσα εξειδίκευση (2.6) θα μπορούσε να είναι ακόμα πιο πεπλεγμένη και δυναμικού χαραχτήρα τουλάχιστον όσο αφορά τον τρόπο που η εξηρτημένη μεταβλητή εισέρχεται στην εξειδίκευση (2.6) . Εξειδικεύσεις όπως αυτές του ταυτόχρονα Ασυσχέτιστου Γραμμικού Υποδείγματος σίγουρα μπορεί να χρησιμοποιηθεί αν και η χρονική υστέρηση η οποία εισάγεται στην εξειδίκευση δημιουργεί προβλήματα καθαρά υπολογιστικά και όχι μεθοδολογίας .

Θέλοντας να αμβλύνουμε τον περιορισμό που εισάγει η στατικότητα (τουλάχιστον όσον αφορά την εξηρτημένη μεταβλητή) θα τροποποιήσουμε την (2.6) εισάγοντας μια δυναμικού χαραχτήρα σύνδεση της μεταβολής της ανεξαρτήτου μεταβλητής σε σχέση με την αιτιώδη επίδραση της ανεξαρτήτου μεταβλητής Z_t . Ειδικότερα η (2.6) μπορεί να γραφεί :

$$y_t = \alpha + \sum_{j=0}^{oo} b_j Z_{t-j} + (\text{Seasonal}) + \text{Trends} + u_t \qquad (2.14)$$

$$b_j = b\ v_j \qquad (2.15)$$

$$v_j = (1-\kappa)\kappa^j \qquad (2.16)$$

$$\text{με } \ 0 <= \kappa < 1 \text{ και } \sum_{j} v_j = 1 \qquad (2.17)$$

Αντικαθιστώντας την (2.15) και (2.16) στην (2.14) λαμβάνουμε :

$$y_t = \alpha + b \sum_{j=0}^{oo} (1-\kappa)\kappa^j Z_{t-j} + (\text{Seasonal dummies}) + u_t \qquad (2.18)$$

Χρησιμοποιώντας την εισήγηση του καθηγητή L. Klein για την εκτίμηση υποδειγμάτων με χρονικές υστερήσεις , και μετά από μια σειρά από απλούς αλγεβρικούς χειρισμούς η (2.17) μπορεί να γραφεί :

$$y_t = \alpha + \eta_o Z_t + b(1-\kappa)Z_t t + (\text{Seasonal Dummies}) + u_t \qquad (2.19)$$

ή πλέον αναλυτικά :

$$y_t = \alpha + \eta_o Z_{1t} + \eta_1 Z_{2t} + \sum_{j=1}^{\kappa} m_j TR^j{}_t + \sum_{j=1}^{12} q_j q_{jt} + \sum_{i=1}^{3} \sum_{j=1}^{12} d_{ij} q_{jt} TR^t +$$

$$+ \sum_{j=1}^{12} q_j q_{jt} Z_{2t} + \sum_{i=1}^{3} \sum_{j=1}^{12} \psi_{ij} q_{jt} TR^i{}_t Z_{2t} + u_t \qquad (2.20)$$

με

$$\eta_1 = b(1-\kappa) \qquad (2.21)$$

$$Z_{1t} = \kappa^t \qquad (2.22)$$

$$Z_{2t} = \sum_{j=0}^{t-1} \kappa^j X_{t-j} \qquad (2.23)$$

$$\eta_o = E(y_o) = b(1-\kappa) \sum_{j=0}^{oo} \kappa\, X^j{}_{t-j} \text{ (truncation remainder)} \qquad (2.24)$$

και ο καθορισμός των ψευδομεταβλητών είναι ανάλογος με αυτόν της εξειδίκευσης (2.6) .

Δεδομένου ότι η μεταβλητή είναι μια συνάρτηση της άγνωστης παραμέτρου κ ,

$$Z_{2t} = \sum_{j=0}^{t-1} \kappa^j X_{t-j} = f(\kappa) \qquad (2.25)$$

δεδομένου του κ το υπόδειγμα (2.25) μπορεί να γραφεί με μητραϊκά υποδείγματα , ως :

$$y = \begin{bmatrix} 1 & Z_{1t} & Z_{2t}\,(\kappa) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha \\ \eta_o \\ \eta_1 \end{bmatrix} + Z'b' + S\,a + u$$

$$= \begin{bmatrix} Z(\kappa) & S \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b \\ a \end{bmatrix} + u \qquad (2.26)$$

όπου οι μεταβλητές έχουν το ίδιο νόημα όπως αυτό με την εξειδίκευση (2.6) . Το μόνο που αλλάζει είναι η μήτρα Ζ η οποία αντί της μεταβλητής Z_{t-j} για j=1,...,f , περιέχει τις δύο εξειδικεύσεις Z_{1t} και Z_{2t} όπως αυτές καθορίζονται με βάση τις σχέσεις (2.22) και (2.23) , δοθέντος πάντοτε μιας τιμής του κ , το οποίο μεταβάλλεται στο διάστημα τιμών

$$0 <= \kappa < 1$$

Η εξειδίκευση (2.20) μπορεί να γραφεί και αυτή όπως η αντίστοιχη (2.13) , ως εξής :

$$y = X(\kappa)w + u \qquad (2.27)$$

δηλαδή πάντοτε υπό τον περιορισμό της γνώσης του κ .

Υποθέτοντας ότι για κάποια περίοδο T_1 του δείγματος εκτίμησης $T = T_1+T_2$ υπάρχουν λάθη συλλογής και επεξεργασίας , για την εξηρτημένη μεταβλητή y^{m}_{t} (έστω y^{m}_{1}) , ενώ υπάρχουν ορθά ετήσια στοιχεία για αυτη την υποπερίοδο έστω y^{a}_{1} , τότε υφίσταται η εύλογη αθροιστική σχέση :

$$Cy^{m}_{1} = y^{a}_{1} \qquad (2.28)$$

όπου C είναι μια ($T_1/12$ x $T_1/12$) αθροιστική μήτρα της μορφής :

$$C = \begin{bmatrix} 1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;0\;0\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;0\;0\;0\;0\;0\;0 \\ 0\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;0\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;0\;.\;.\;0\;0\;0 \\ \\ \\ \\ 0\;0\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;0\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;0\;.\;.\;0 \\ 0\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;.\;0\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1\;1 \end{bmatrix}$$

(2.29)

και

y^{m}_{1} : (T_1 x 1) διάνυσμα με τις υπό εκτίμηση μηνιαίες και εσφαλμένα δημοσιευμένες παρατηρήσεις της μεταβλητής y^{m}_{t} .
y^{a}_{1} = [($T_1/12$) x 1] διάνυσμα με τις ($T_1/12$) διαθέσιμες ορθές ετήσιες παρατηρήσεις της ίδιας μεταβλητής .

Θέτοντας e_{12} = (1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1) ' (2.30) η μήτρα C μπορεί να γραφεί :

$$C = (I_{T/12} \otimes e_{12}{}') \qquad (2.31)$$

όπου $I_{T/12}$ είναι μια $((T_1/12) \times (T_1/12))$ μοναδιαία μήτρα και $\otimes$ είναι το γινόμενο Kronecker .

Αντίστοιχα με τις σχέσεις αθροιστικότητας όπως αυτές παρουσιάσθηκαν με βάση την $e_4=(1\ 1\ 1\ 1)'$, οι σχέσεις με βάση την :

$$e_{12} = (1\ 1\ 1\ 1\ 1\ 1\ 1\ 1\ 1\ 1\ 1\ 1)' \text{ είναι :}$$

$$CC' = (I_{T/12} \otimes e'_{12})\ (I_{T/12} \otimes e'_{12}) = (I_{T/12} \otimes e'_{12}e_{12})$$

$$= 12\ I_T \qquad (2.32)$$

$$C'C = (I_{T_1/12} \otimes e'_{12})\ (I_{T_1/12} \otimes e'_{12}) = (I_{T_1/12} \otimes e_{12}e'_{12})$$

$$(2.33)$$

και

$$C'(CC')^{-1} = (I_{T_1/12} \otimes e'_{12})\ (12\ I_{T_1/12})^{-1}\ (I_{T_1/12} \otimes e'_{12})$$

$$= \frac{1}{12}\ (I_{T_1/12} \otimes e'_{12}e_{12}) = \frac{1}{12}\ (C'C) \qquad (2.34)$$

οπου $C'C = J$ είναι μια $T_1 \times T_1$ block diagonal μήτρα με (12 x 12) blocks και σ' όλα τα άλλα σημεία της .

$$J=\left[\begin{array}{ccc}
\begin{matrix}111111111111\\111111111111\\111111111111\\111111111111\end{matrix} & & \\ \hline
0 & \begin{matrix}111111111111\\111111111111\\111111111111\\111111111111\end{matrix} & \\ \hline
 & 0 & 0 \\ \hline
 & & \begin{matrix}111111111111\\111111111111\\111111111111\\111111111111\end{matrix}
\end{array}\right]$$

Τέλος χρησιμοποιώντας τον παραπάνω συμβολισμό δεν είναι δύσκολο να εκφράσουμε με βάση μερικές απλές σχέσεις χρονικής αθροιστικότητας . Οι σχέσεις αυτές είναι :

$$\bar{y} = C'(CC')^{-1} Cy$$

$$= 1/12 \, (I_{T/12} \otimes e_{12}) \, (I_{T/12} \otimes e'_{12}) \, y$$

$$= 1/12 \, J \, y \qquad (2.35)$$

και ομοίως

$$y^{\alpha} = c \, \bar{y} \qquad (2.36)$$

με $\bar{y}$ είναι μια $(T_1 \times 1)$ μήτρα με τις μέσες μηνιαίες παρατηρήσεις της μεταβλητής y_t .

Σύμφωνα με την προτεινόμενη μεθοδολογία οι λαθεμένες παρατηρήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής θα εκτιμηθούν ταυτόχρονα με τις υπό εκτίμηση παραμέτρους της εξειδίκευσης (2.12) , λαμβάνοντας υπ' όψη τόσο τις διαθέσιμες ετήσιες (ορθές) παρατηρήσεις της εξηρτημένης μεταβλητής για την περίοδο που υπάρχει πρόβλημα , όσο και την συγκεκριμένη μαθηματική και στοχαστική εξειδίκευση που υπετέθη ότι συνδέει την εξηρτημένη με τις ανεξάρτητες μεταβλητές .
Η όλη μεθοδολογία μπορεί να παρουσιασθεί γραφικά στον Αλγόριθμο ALG1 , όπως αυτός παρουσιάζεται στο σχεδιάγραμμα 1. Αλγεβρικά οι βασικές της αρχές δίδονται από τις σχέσεις που ακολουθούν :

Γράφοντας την (2.12) ή την (2.24) δοθέντος του κ , ως εξείς :

$$\begin{bmatrix} y^{m}_{1} \\ \hline y^{m}_{2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x^{m}_{1} \\ \hline x^{m}_{2} \end{bmatrix} w + \begin{bmatrix} u^{m}_{1} \\ \hline u^{m}_{2} \end{bmatrix} \qquad (2.37)$$

όπου

y^{m}_{1} : $(T_1 \times 1)$ διάνυσμα με τις T_1 υπό διόρθωση μηνιαίες παρατηρήσεις της εξηρτημένης μεταβλητής .
x^{m}_{1} : $(T_1 \times 58)$ μήτρα με τις ανεξάρτητες μεταβλητές κ.λ.π.
Με βάση την προτεινόμενη μεθοδολογία , αλγεβρικά το όλο πρόβλημα είναι

$$\underset{w, y_1 m}{\text{Min}} \, \Phi = \text{Min} \, (Y^{m} - X^{m} w)' \, (Y^{m} - X^{m} w) \qquad (2.38)$$

υπό τον περιορισμό :

$$Cy^{m}_{1} = y^{a}_{1} \quad (\text{Διαθέσιμες ετήσιες}) \qquad (2.39)$$

όπου

$$y^{m} = \begin{bmatrix} y^{m}_{1} \\ \hline y^{m}_{2} \end{bmatrix} \qquad (2.40)$$

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.1

$$\min_{w,Y^m} \Phi = \mathrm{Min}\ (Y^m - X^m w)'\ (Y^m - X^m w)$$

S.T $$C\ y^m_1 = y^a_1$$

με $$Y^m = \left[\begin{array}{c} y^m_1 \\ \hline y^m_2 \end{array}\right]$$

$$\hat{W}_r = (y^m_2{}'\ X^m_2)^{-1}\ X^m_2{}' y^m_2$$

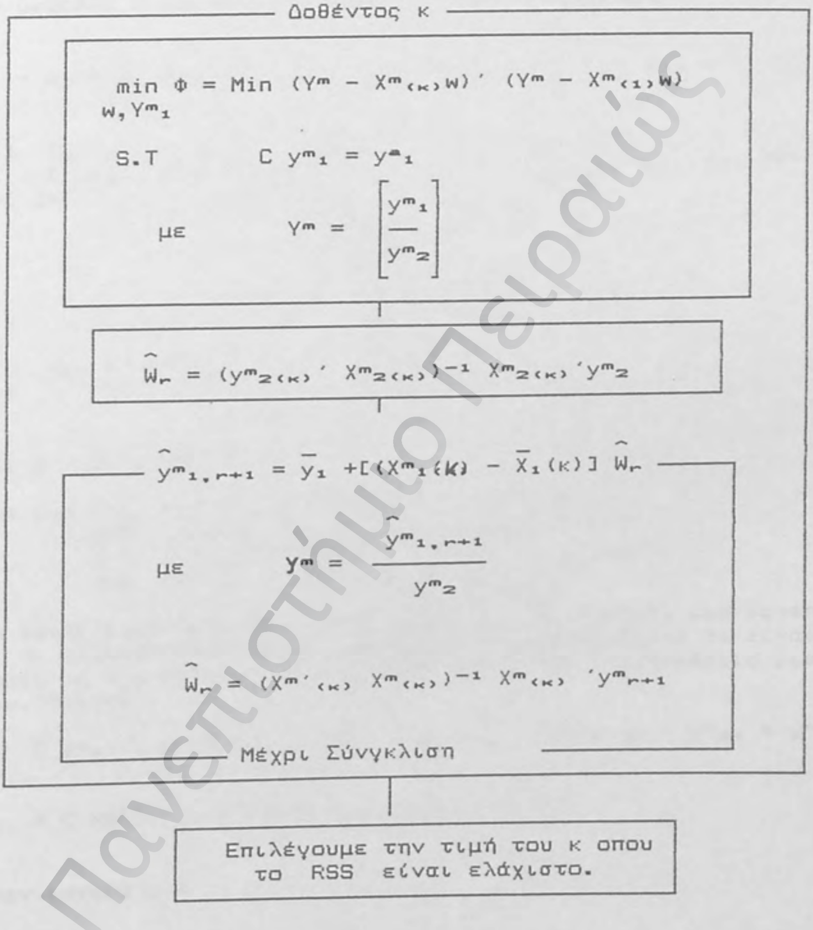
$$\hat{y}^m_{1,r+1} = \bar{y}_1 + (X^m_1 - \bar{X}_1)\ \hat{W}_r$$

με $$Y^m_{r+1} = \left[\begin{array}{c} \hat{y}^m_{1,r+1} \\ \hline y^m_2 \end{array}\right]$$

$$\hat{W}_r = (X^m{}'\ X^m)^{-1}\ X^m{}' y^m_{r+1}$$

Μέχρι Σύγλιση
(Until Convergency)

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.2



Δοθέντος κ

$$\min_{w, Y^{m}_{1}} \Phi = \mathrm{Min}\ (Y^{m} - X^{m}_{(\kappa)}w)'\ (Y^{m} - X^{m}_{(1)}w)$$

S.T $\quad C\ y^{m}_{1} = y^{m}_{1}$

με $\quad Y^{m} = \begin{bmatrix} y^{m}_{1} \\ \hline y^{m}_{2} \end{bmatrix}$

$$\hat{W}_{r} = (y^{m}_{2(\kappa)}{}'\ X^{m}_{2(\kappa)})^{-1}\ X^{m}_{2(\kappa)}{}'y^{m}_{2}$$

$$\hat{y}^{m}_{1,r+1} = \bar{y}_{1} + [(X^{m}_{1}(K) - \bar{X}_{1}(\kappa)]\ \hat{W}_{r}$$

με $\quad y^{m} = \dfrac{\hat{y}^{m}_{1,r+1}}{y^{m}_{2}}$

$$\hat{W}_{r} = (X^{m}{}'_{(\kappa)}\ X^{m}_{(\kappa)})^{-1}\ X^{m}_{(\kappa)}\ {}'y^{m}_{r+1}$$

Μέχρι Σύνγκλιση

Επιλέγουμε την τιμή του κ οπου το RSS είναι ελάχιστο.

2.3.4.2 ΔΥΝΑΜΙΚΑ ΣΥΣΤΗΜΑΤΑ ΕΞΙΣΩΣΕΩΝ ΜΕ ΚΑΘΟΡΙΣΜΕΝΟ ΑΡΙΘΜΟ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ .

Επειδή τα διαθέσιμα στοιχεία αθροιζόμενα μας δίδουν μία άλλη χρονολογική σειρά με επίσης λάθη δημοσίευσης , η γενίκευση των προηγούμενων μεθόδων σ΄επίπεδο συστήματος είναι η ακόλουθη :

$$\left.\begin{array}{l} y_{gt} = \alpha_g + \sum_{j=1}^{\kappa} m_{gj}\, TR^j{}_t + \sum_{j=0}^{f} b_{gj}\, Z_{t-j} + \sum_{j=1}^{12} q_{gj}\, q_{jt} + \\ + \sum_{i=1}^{11} \sum_{j=1}^{12} d_{gij}\, q_{jt}\, TR_t + \sum_{j=1}^{12} \varphi_{gj}\, q_{jt}\, Z_t + \sum_{i=1}^{11} \sum_{j=1}^{12} \psi_{gij}\, q_{jt}\, TR^i{}_t\, Z_t + u_{gt} \\ \qquad (2.41) \\ \sum_{g=1}^{5} y_{gt} = METOT_t \qquad (2.42) \end{array}\right\} A$$

και $g = 1,2,3,4$

όπου για $g=1 \;\text{-->}\; y_{1t} = MEOIK_t$

$g=2 \;\text{-->}\; y_{2t} = MEAGR_t$

$g=3 \;\text{-->}\; y_{3t} = MEEMP_t$

$g=4 \;\text{-->}\; y_{4t} = MEBIOM_t$

Η ταυτόχρονη λύση του Συστήματος Α , μας παρέχει μια συνέπεια ότι οι τελικά προκύπτουσες διορθωμένες παρατηρήσεις θα είναι συνεπείς με τις αντίστοιχες ετήσιες συνολικές παρατηρήσεις μια και αθροιζόμενες :

$$C\, y^m{}_{11} + C\, y^m{}_{21} + C\, y^m{}_{31} + C\, y^m{}_{41} = C(y^m{}_{11} + y^m{}_{21} + y^m{}_{31} + y^m{}_{41}) =$$

$$= C\, METOT^m{}_1 = METOT^a{}_1 (\text{ετήσια}) \qquad (2.43)$$

ή γενικότερα για

$$\sum_{g=1}^{4} C\, y^m{}_{g1} = METOT^a{}_1 \qquad (2.44)$$

Η παρουσίαση των εξισώσεων (2.41) μας επιτρέπει την ακόμη παραπέρα μεγένθυνση της προτεινόμενης τεχνικής για την αποτελεσματικότερη εκτίμηση ή διόρθωση των λαθεμένων παρατηρήσεων των εξηρτημένων μεταβλητών $y_{g,t}$ για g=1,..4 και t = 1....T .

Η χρησιμοποίηση κατά την εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος (2.41) σε οποιοδήποτε στάδιο των Αλγορίθμων ALG 2.1 και ALG 2.2 , θα κέρδιζε τουλάχιστον σε αποτελεσματικότητα αν οι εκτιμήσεις εγίνοντο με βάση το Seemingly Unrelated Regression Model και εφαρμόζαμε αυτές τις εκτιμήσεις στις ανοιγμένες μορφές :

$$\hat{y}^{m}_{gt} = \bar{y}_{gt} + (X_t - \bar{X}_t)\ \hat{w} \qquad (2.45)$$

για g = 1,2,3,4
και t = T_1 (υποπερίοδος με τις λαθεμένες παρατηρήσεις)

Ακόμη δε περισσότερο στην περίπτωση που αντί για τις ανεξάρτητες μεταξύ τους σχέσεις χρησιμοποιούσαμε τα στοιχεία $[\sigma_{ij}]$ της μήτρας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των καταλοίπων u_{gt} για g = 1,2,3,4 ούτως ώστε να σταθμίζουμε τις σχέσεις (2.45) .

Ειδικότερα η επέκταση της προτεινόμενης μεθοδολογίας να συμπεριλάβει την πληροφόρηση που μας παρέχει η μήτρα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των καταλοίπων :

$$(\Sigma \otimes I_T) = \begin{bmatrix} \sigma^2_{1u}I_T & \sigma^2_{12}I_T & \sigma^2_{13}I_T & \sigma^2_{14}I_T \\ \sigma^2_{21}I_T & \sigma^2_{2u}I_T & \sigma^2_{23}I_T & \sigma^2_{24}I_T \\ \sigma^2_{31}I_T & \sigma^2_{32}I_T & \sigma^2_{3u}I_T & \sigma^2_{34}I_T \\ \sigma^2_{41}I_T & \sigma^2_{42}I_T & \sigma^2_{43}I_T & \sigma^2_{4u}I_T \end{bmatrix} \qquad (2.46)$$

Για την παρουσίαση της μεθόδου έστω και σε γενικές γραμμές μια και έχει γίνει σε προηγούμενο μέρος έστω και υπό άλλη μορφή , θα γράψουμε τις εξισώσεις (2.41) ως δύο εξισώσεις :

$$Y^m = X^m a + u^m \qquad (2.47)$$

$$W^m = Z^m b + e^m \qquad (2.48)$$

ή $$\theta^m = K^m c + \xi \qquad (2.49)$$

θέτοντας $\theta^m = \begin{bmatrix} Y^m \\ W^m \end{bmatrix}$, $K^m = \begin{bmatrix} X^m & 0 \\ 0 & Z^m \end{bmatrix}$, $C = \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix}$ και $J = \begin{bmatrix} u^m \\ e^m \end{bmatrix}$

με στοχαστικές ιδιότητες :

$$E(\xi) = E\begin{bmatrix} u^m \\ e^m \end{bmatrix} = 0 \qquad (2.50)$$

$$D(\xi) = \begin{bmatrix} \sigma^2{}_u I_T & \sigma^2{}_{12} I_T \\ \sigma^2{}_{12} I_T & \sigma^2{}_e I_T \end{bmatrix} = (\Sigma \times I_T) \qquad (2.51)$$

με Σ μια 2x2 μήτρα της μορφής :

$$\Sigma = [\ \sigma^2{}_{ij}\ ] \text{ για } i = 1,2 \quad j = 1,2 \qquad (2.52)$$

$$\text{και } \sigma^2{}_{11} = \sigma^2{}_u \ , \quad \sigma^2{}_{22} = \sigma^2{}_e$$

επίσης καθορίζουμε την μήτρα $V = \Sigma^{-1}$ όπου

$$V = \begin{bmatrix} u_{11} & u_{12} \\ u_{21} & u_{22} \end{bmatrix} \qquad (2.53)$$

Επίσης υποθέτουμε Κανονικότητα στα κατάλοιπα της ξ, δηλ. $\xi \sim NID(0,\Sigma \otimes I_T)$,και ταυτόχρονα με βάση τις προηγούμενες υποθέσεις για τα εσφαλμένα στοιχεία της υποπεριόδου T_1 υποθέτουμε ότι έχουμε σφάλματα και στις δύο ανεξάρτητες μεταβλητές την ίδια χρονική περίοδο.(Το ότι έχουμε λάθη σ'όλες τις μεταβλητές και για την ίδια χρονική περίοδο δεν είναι καθόλου περιοριστικό στην εφαρμογή της προτεινόμενης μεθόδου). Επίσης υποθέτουμε ότι για την περίοδο T_1 υπάρχουν διαθέσιμα ορθά ετήσια στοιχεία για όλες τις ανεξάρτητες μεταβλητές.

Ενσωματώνοντας στην (2.49) τις παραπάνω υποθέσεις και πρόσθετες πληροφορίες (περιορισμοί ετησίων στοιχείων) , η (2.49) γράφεται.

$$\theta^{*m} = K^m c + \xi \qquad (2.54)$$

$$\text{με } \theta^{*m} = \begin{bmatrix} Y^{*m} \\ W^{*m} \end{bmatrix} \qquad (2.55)$$

$$Y^{*m} = \begin{bmatrix} Y^{*m}{}_1 \\ \hline Y^m{}_2 \end{bmatrix} \ , \quad y^{*m}{}_1 = \bar{y}^m{}_1 \qquad (2.56)$$

$$W^{*m}{}_1 = \left(\frac{W^{*m}{}_1}{W^m{}_2} \right) , \quad W^{*m}{}_1 = \bar{W}^m{}_1 \qquad (2.57)$$

Εκτιμήσεις - Διορθώσεις τών παρατηρήσεων της υποπεριόδου T_1 θα ληφθούν ταυτόχρονα με τις υπό εκτίμηση παραμέτρους c της εξειδίκευσης (2.54) λαμβάνοντας υπ'όψη τους περιορισμούς από τα διαθέσιμα ορθά δημοσιευμένα στοιχεία της υποπεριόδου T_1 .

Ειδικώτερα το όλο πρόβλημα πλέον είναι :

$$\text{Min}\ \Phi = \text{Min}\ (\ \theta^* - Kc\ )'\ (\ \Sigma^{-1} \otimes I_T\ )\ (\ \theta^* - Kc\ ) \qquad (2.58)$$

$$\tilde{y}^m{}_1\ ,\ \tilde{W}^m{}_1\ ,\ \hat{c}$$

υπό τους περιορισμούς

$$Cy^m{}_1 = y^a{}_1 \qquad (2.59)$$

$$CW_{m1} = W^a{}_1 \qquad (2.60)$$

Η ελαχιστοποίηση της (2.58) με τους περιορισμούς (2.59) και (2.60) μπορεί να γίνει χρησιμοποιόντας την τεχνική των πολλαπλασιαστών του Lagrange. Συνθέτουμε την

$$L = \Phi - 2\lambda'_1\ (Cy^m{}_1 - y^a{}_1) - 2\lambda'_2\ (CW^m{}_1 - W^a{}_1) \qquad (2.61)$$

όπου λ_1 και λ_2 είναι $((T_1/12)x1)$ διανύσματα με τους πολλαπλασιαστές του Lagrange.

Διαφοροποιόντας την (2.61) ως προς $y^m{}_1$, $y^m{}_1$ και λ_1 και λ_2 θέτοντας ίσο με το μηδέν και μετά από μια σειρά από απλούς σχετικά αλγεβρικούς χειρισμούς λαμβάνουμε

$$Q_1y^m{}_1 - F_1 - c'\lambda_1 = 0 \qquad (2.62)$$

$$Q_2y^m{}_2 - F_2 - c'\lambda_2 = 0 \qquad (2.63)$$

με

$$Q_1 = \begin{bmatrix} u_{11} & & & 0 \\ & u_{11} & & \\ & & \cdots & \\ 0 & & & u_{11} \end{bmatrix} \qquad Q_2 = \begin{bmatrix} u_{22} & & & 0 \\ & u_{22} & & \\ & & \cdots & \\ 0 & & & u_{22} \end{bmatrix}$$

και $$F_1 = au_{11}X_1 + bu_{21}Z_1 - u_{12}W_1 \qquad (2.64)$$

$$F_2 = bu_{22}Z_1 + au_{21}X_1 - u_{12}y_1 \qquad (2.65)$$

με X_1 , Z_1 , W_1 και y_1 διανύσματα ή μήτρες ανάλογα πώς έχουν ορισθεί για την υποπερίοδο T_1 .

Λύνοντας τις εξισώσεις (2.62) και (2.63) λαμβάνουμε

$$y^m{}_1 = Q_1{}^{-1}\ F_1 + Q_1{}^{-1}\ C'\ (\ CQ_2{}^{-1}\ C')^{-1}\ \ C\ (y^m{}_1 - Q_1{}^{-1}\ F_1) \qquad (2.66)$$

$$W^m{}_2 = Q_2{}^{-1}\ F_2 + Q_2{}^{-1}\ C'\ (CQ_1{}^{-1}\ C')^{-1}\ C\ (W_1 - Q_2{}^{-1}\ F_2) \qquad (2.67)$$

ή

$$\hat{Q}_1 y^m_1 - F_1 = \bar{Q}_1 y_1 - \bar{F}_1 \qquad (2.68)$$

$$Q_2 \hat{W}^m_2 - F_2 = Q_2 \bar{W}_2 - \bar{F}_2 \qquad (2.69)$$

άρα οι εκτιμήσεις θα προκύψουν από τις σχέσεις (2.66) και (2.67) οι οποίες όμως σχέσεις έχουν το μειονέκτημα ότι εξαρτώνται από τις άγνωστες τιμές του y^m_1 και W^m_1 . Μπορούμε όμως να χρησιμοποιούμε τις σχέσεις (2.68) και (2.69) αντιστοίχως στις σχέσεις (2.66) και (2.67) ούτως ώστε να λάβουμε τελικά τις σχέσεις :

$$y^m_1 - X^a_1 = \bar{y}_1 - \bar{X}^a_1 \qquad (2.70)$$

$$W^m_1 - Z_1 b = \bar{W}_1 - \bar{Z}_1 b \qquad (2.71)$$

ή

$$\hat{y}^m_1 = \bar{y}_1 + (X_1 - \bar{X}_1)\,\hat{a} \qquad (2.72)$$

$$\hat{W}^m_1 = \bar{W}_1 + (Z_1 - \bar{Z}_1)\,\hat{b} \qquad (2.73)$$

Γενικεύοντας λοιπόν για τις γ εξειδικεύσεις οι διορθωμένες εκτιμήσεις θα μπορούσαν να προέλθουν :

$$\hat{y}_{st}{}^m = \bar{y}_{st} + (X_t{}^m - \bar{X}_t)\,\hat{W} \qquad (2.74)$$

όπου $\hat{W}$ είναι ο Seeminghy Unrelated Regression Estimator

$$\hat{W} = (X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X)^{-1}\ X_1(\Sigma^{-1} \otimes I_T)\ y \qquad (2.75)$$

Αρα ο αλγόριθμος για τις διορθωμένες παρατηρήσεις θα είναι :

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.3

$$\min_{C,\hat{y}^m_1,\hat{W}^m_1} \Phi = \min_{C,\hat{y}^m_1,\hat{W}^m_1} (\theta^* - KC)' \, (\Sigma^{-1} \otimes I_T) \, (\theta^* - KC)$$

Subject to $C\,y^m_1 = y^a_1$
$C\,W^m_1 = W^a_1$

Αρχικές Τιμές

For the subperiod T_2

$$\hat{C} = \begin{matrix} a \\ b \end{matrix} = (K' \, (\Sigma^{-1} \otimes I_T)K)^{-1} \, X \, (\Sigma^{-1} \otimes I_T) \, \theta$$

$$\hat{y}^m_1 = \bar{y}_1 + (X_1 - \bar{X}_1)\,\hat{a}$$

$$\hat{W}^m_1 = \bar{W}_1 + (Z_1 - \bar{Z}_1)\,\hat{b}$$

$$Y^{*m} = \frac{\hat{y}^m_1}{y^m_2}, \quad W^{*m} = \frac{\hat{W}^m_1}{W^m_2}, \quad \theta^{*m} = \frac{Y^{*m}}{W^{*m}}$$

$$\hat{C} = \begin{pmatrix} a \\ b \end{pmatrix} = (K' \, (\Sigma^{-1} \otimes I_T)K)^{-1} \, X' \, (\Sigma^{-1} \otimes I_T) \, Y^{*m}$$

Μέχρι Σύνγκλιση

Ο Αλγόριθμος ALG 2.3 θα μπορούσε να γίνει πιο αποτελεσματικός αν χρησιμοποιούσαμε μία Iterative Generalized Least Squares τεχνική εκτίμησης .

2.3.4.3 ΔΥΝΑΜΙΚΑ ΣΥΣΤΗΜΑΤΑ ΕΞΙΣΩΣΕΩΝ ΜΕ ΑΚΑΘΟΡΙΣΤΟ ΑΡΙΘΜΟ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ .

(DYNAMIC SEEMINGLY UNRELATED SYSTENS WITH INFINITE DISTRIBUTED LAGS)

Η γενική μορφή αυτών των συστημάτων είναι :

$$y_{gt} = \alpha_g + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{1gj} Z_{g1t-j} + \dots + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{ngj} Z_{gnt-j} + \sum_{j=1}^{K} m_{gj} TR^{j}_{t} +$$

$$+ \sum_{j=1}^{12} q_{gj} q_{jt} + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{gij} q_{jt} TR_t + u_{gt} \qquad (2.76)$$

$$y_{gt} = \alpha_g + \sum_{i=1}^{n} (\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{gij} Z_{gi(t-j)}) + \sum_{j=1}^{K} m_{gj} TR^{j}_{t} +$$

$$+ \sum_{j=1}^{12} q_{gj} q_{jt} + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{gij} q_{jt} TR_t + u_{gt} \qquad (2.77)$$

με $$\beta_{gij} = v_{gij} \beta_{gi} \qquad (2.78)$$

$$v_{gij} = (1-\lambda_{gi}) \lambda_{gi}^{j} \qquad (2.79)$$

$$\Sigma v_{(gi)j} = \Sigma (1-\lambda_{gi}) \lambda_{gi}^{j} = 1 \qquad (2.80)$$

για $j=0,1,\dots$
$g=1,2,\dots m$ (εξισώσεις)
$i=1,2,\dots n$ (ανεξάρτητες μεταβλητές με ακαθόριστες χρονικές υστερήσεις) .
$\xi=3$

Η ερμηνεία των μεταβλητών είναι ανάλογη αυτής του προηγούμενου μέρους .

Χρησιμοποιώντας τις υποθέσεις του μοντέλου με γεωμετρικά κατανεμημένες χρονικές υστερήσεις (2.78) , η (2.76) μπορεί να γραφεί και

$$y_{gt} = \alpha_g + \sum_{i=1}^{n} \left(\sum_{j=0}^{oo} \beta_{gi} (1-\lambda_{gi}) \lambda^{j}_{gi} Z_{gi(t-j)} \right) + \sum_{j=1}^{\kappa} m_{gj} TR^{j}_{t} +$$

$$+ \sum_{j=1}^{12} q_{gj} q_{jt} + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{gij} q_{jt} TR_{t} + u_{gt} \qquad (2.81)$$

Χρησιμοποιώντας την τεχνική του κ. L. Klein για την εκτίμηση δυναμικών οικονομετρικών υποδειγμάτων , η (2.81) γράφεται :

$$y_{gt} = \alpha_g + \sum_{i=1}^{n} (\beta_{gi} (1-\lambda_{gi}) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^{j}_{gi} Z_{gi(t-j)} + \beta_{gi}(1-\lambda_{gi})$$

$$\sum_{j=t}^{oo} \lambda^{j}_{gi} Z_{gi,t-j}) + \sum_{j=1}^{\kappa} m_{gj} TR^{j}_{t} +$$

$$+ \sum_{j=1}^{12} q_{gj} q_{jt} + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{gij} q_{jt} TR_{t} + u_{gt} \qquad (2.82)$$

$$y_{gt} = \alpha_g + \sum_{i=1}^{n} (\beta_{gi} (1-\lambda_{gi}) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^{j}_{gi} Z_{git-j} + n_{gio} \lambda^{t}_{gi}) + \sum_{j=1}^{\kappa} m_{gj} TR^{j}_{t} +$$

$$+ \sum_{j=1}^{12} q_{gj} q_{jt} + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{gij} q_{jt} TR_{t} + u_{gt} \qquad (2.83)$$

ή

$$y_{gt} = \alpha_g + \sum_{i=1}^{n} (\beta_{gi} (1-\lambda_{gi}) X_{git} + n_{gio} \lambda^{t}_{gi}) + \sum_{j=1}^{\kappa} m_{gj} TR^{j}_{t} +$$

$$+ \sum_{j=1}^{12} q_{gj} q_{jt} + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{gij} q_{jt} TR_{t} + u_{gt} \qquad (2.84)$$

,

με $X_{git} = \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^{j}_{gi} Z_{git-j}$ (2.85)

$$n_{gio} = E(y_{go}) = \beta_{gi} \; (1-\lambda_{gi}) \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda_{gi})^{j} \; Z_{gi,-j} \qquad (2.86)$$

$i=1,2,...,n$ (Αριθμός των Ερμηνευτικών Μεταβλητών με Χρονικές Υστερήσεις)
$g=1,2,...,m$ (Αριθμός των εξηρτημένων μεταβλητών)
$\xi=3$
$t=1,2,...,T.$

Γράφοντας την (2.84) υπό μορφή μητρών , δεδομένων των λ_{gi}
$i=1,2,...,n$
$g=1,2,...,m$

$g=1$

$$\overset{(T\times1)}{y_1} = \overset{(T\times1)}{\alpha_1} + \overset{(T\times N)}{\begin{bmatrix} \lambda^{t}_{1,1} & \lambda^{t}_{1,2} & \cdots\cdots & \lambda^{t}_{1,n} \end{bmatrix}} \overset{(N\times1)}{\begin{bmatrix} n_{o,1,1} \\ n_{o,1,2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ n_{o,1,n} \end{bmatrix}}$$

$$+ \overset{(T\times N)}{\begin{bmatrix} X_{1,1,t} & X_{1,2,t} & \cdots & X_{1,N,t} \end{bmatrix}} \overset{(N\times1)}{\begin{bmatrix} \beta_{1,1} \; (1-\lambda_{1,1}) \\ \beta_{1,2} \; (1-\lambda_{1,2}) \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta_{1,N} \; (1-\lambda_{1,N}) \end{bmatrix}}$$

$$+ \overset{(T\times\kappa)}{\begin{bmatrix} TR_{t} & TR^{2}_{t} & \cdots\cdots & TR^{\kappa}_{t} \end{bmatrix}} \overset{(\kappa\times1)}{\begin{bmatrix} m_{1,1} \\ m_{1,2} \\ \cdot \\ \cdot \\ m_{1,\kappa} \end{bmatrix}}$$

$$+ \overset{(T\times12)}{\begin{bmatrix} q_{1t} & q_{2t} & \cdots & q_{12t} \end{bmatrix}} \overset{(12\times1)}{\begin{bmatrix} d_{1,1} \\ d_{1,2} \\ \cdot \\ \cdot \\ d_{1,12} \end{bmatrix}}$$

$$+ \overset{(T\times12)}{\begin{bmatrix} q_{1t}TR_t & q_{2t}TR_t & \ldots\ldots & q_{12t}TR_t \end{bmatrix}} \overset{(12\times1)}{\begin{bmatrix} d_{1,1}\\ d_{1,2}\\ .\\ .\\ d_{1,12}\end{bmatrix}}$$

$$+ \overset{(T\times12)}{\begin{bmatrix} q_{1t}TR^2_t & q_{2t}TR^2_t & \ldots\ldots & q_{12t}TR^2_t \end{bmatrix}} \overset{(12\times1)}{\begin{bmatrix} d_{2,1}\\ d_{2,2}\\ .\\ .\\ d_{2,12}\end{bmatrix}}$$

$$+ \overset{(T\times12)}{\begin{bmatrix} q_{1t}TR^3_t & q_{2t}TR^3_t & \ldots\ldots & q_{12t}TR^3_t \end{bmatrix}} \overset{(12\times1)}{\begin{bmatrix} d_{3,1}\\ d_{3,2}\\ .\\ .\\ d_{3,12}\end{bmatrix}} \qquad (2.87)$$

ή

$$y_1 = \alpha_1 + \Lambda_1 n_{o,1} + Z_1 b_1 + TR\ m_1 + Dq_1 + D_1 d_1 + D_2 d_2 + D_3 d_3 + u_1 \qquad (2.88)$$

ή

$$y_1 = \begin{bmatrix} 1 & \Lambda_1 & Z_1 & TR & D & D1 & D2 & D3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1\\ n_{o,1}\\ b_1\\ m_1\\ q_1\\ d_1\\ d_2\\ d_3 \end{bmatrix} + u_1$$

ή $$y_1 = \Psi_1 w_1 + u_1 \qquad (2.89)$$

με

$$\Psi_1 = \left[1\ \Lambda_1\ Z_1\ TR\ D\ D1\ D2\ D3 \right] \qquad (2.90)$$

$$w_1 = (\ \alpha_1\ n_{o,1}\ b_1\ m_1\ q_1\ d_1\ d_2\ d_3\ ) \qquad (2.91)$$

$$\Lambda_1 = \left[\lambda^t{}_{1,1}\ \lambda^t{}_{1,2}\ \ldots\ldots\ \lambda^t{}_{1,n} \right] \qquad (2.92)$$

$$Z_1 = \left[X_{1,1,t}\ X_{1,2,t}\ \ldots\ X_{1,N,t} \right] \qquad (2.93)$$

$$X_{g1t} = \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j{}_{g1}\ Z_{g1t-j} \qquad (2.94)$$

$$TR = \left[TR_t\ \ TR^2{}_t\ \ldots\ TR^K{}_t \right] \qquad (2.95)$$

$$TR_t = 1,2,\ldots T \qquad (2.96)$$

$$b_1 = (\beta_{11}(1-\lambda_{11})\ \ \beta_{12}(1-\lambda_{12})\ \ \ldots\ \beta_{1N}(1-\lambda_{1N}))' \qquad (2.97)$$

$$n_{o,1} = (\ n_{o,1,1}\ \ n_{o,1,2}\ \ \ldots\ n_{o,1,n})' \qquad (2.98)$$

$$m_1 = (m_{1,1}\ \ m_{1,2}\ \ \ldots\ m_{1,n})' \qquad (2.99)$$

$$D = \left[q_{1t}\ q_{2t}\ \ldots\ q_{12t} \right] \qquad (2.100)$$

$$q1 = \left[q_{1,1}\ q_{1,2}\ \ldots\ q_{1,12} \right]' \qquad (2.101)$$

$$D1 = \left[q_{1t}TR_t \; q_{2t}TR_t \; ..... \; q_{12t}TR_t \right] \qquad (2.102)$$

$$d_1 = (d_{1,1} \; d_{1,2} \; .... \; d_{1,12})' \qquad (2.103)$$

$$D2 = \left[q_{1t}TR^2_t \; q_{2t}TR^2_t \; ..... \; q_{12t}TR^2_t \right] \qquad (2.104)$$

$$d_2 = (d_{2,1} \; d_{2,2} \; .... \; d_{2,12})' \qquad (2.105)$$

$$D3 = \left[q_{1t}TR^3_t \; q_{2t}TR^3_t \; ..... \; q_{12t}TR^3_t \right] \qquad (2.106)$$

$$d_3 = (d_{3,1} \; d_{3,2} \; .... \; d_{3,12})' \qquad (2.107)$$

όπου D , D1 , D2 και D3 μήτρες με εποχικές μεταβλητές οι οποίες υποθέτουμε ότι διαμορφώνουν τα εποχικά χαρακτηριστικά της εξηρτημένης μεταβλητής , επιδρώντας είτε αθροιστικά είτς πολλαπλασιαστικά .

Ο καθορισμός των μεταβλητών είναι αυτός του προηγούμενου μέρους .

α_1 , $n_{o,1}$, b_1 , q_1 , d_1 , d_2 , και d_3 είναι παράμετροι υπό εκτίμηση δοθέντων πάντοτε των λ_{gj} για g=1,2,...m και j=1,2,...n .

Με βάση τον παραπάνω συμβολισμό το σύστημα (2.84) με τις m εξισώσεις , δοθέντων των λ_{g1} για g=1,...m και j=1,...n γράφεται :

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ . \\ . \\ . \\ . \\ y_m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \psi_1 & & & & \\ & \psi_2 & & & \\ & & . & & \\ & & & . & \\ & & & & \psi_m \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \\ . \\ . \\ . \\ . \\ w_m \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ . \\ . \\ . \\ . \\ u_m \end{bmatrix} \qquad (2.108)$$

ή

$$y = \Psi \, w + u \qquad (2.109)$$

με

$$E(u) = 0 \tag{2.110}$$

$$E(\Psi' u) = 0 \tag{2.111}$$

$$D(u) = E(uu') = \Phi = \Sigma \otimes I_T \tag{2.112}$$

και

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots\cdots & \sigma_{1m} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots\cdots & \sigma_{2m} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \sigma_{m1} & \sigma_{m2} & \cdots\cdots & \sigma_{mm} \end{bmatrix} \tag{2.113}$$

Οι εκτιμήσεις Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων , θα προέλθουν από την ελαχιστοποίηση της :

$$(y - \Psi\, w)'\, (\Sigma^{-1} \otimes I_T)\, (y - \Psi\, w) \tag{2.114}$$

ως προς w

Οι εκτιμητές Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων θα είναι :

$$\hat{w} = (\, \Psi\, (\Sigma^{-1} \otimes I_T)\, \Psi)^{-1}\ \Psi'\, (\Sigma^{-1} \otimes I_T)\, y \tag{2.115}$$

$$D(\hat{w}) = \left[\, \Psi'\, (\, \Sigma^{-1} \otimes I_T\,)\, \Psi \,\right]^{-1} \tag{2.116}$$

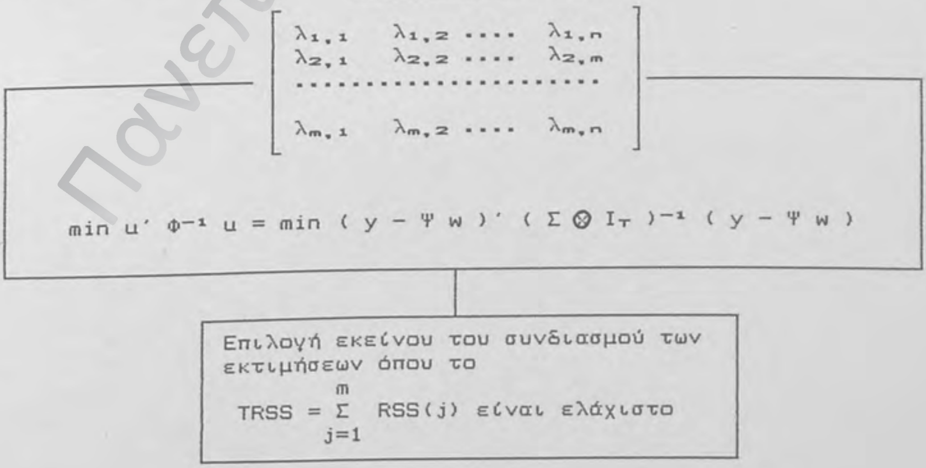
Δεδομένου ότι

$$\Psi = f_1\, (\lambda_{g1}\, , \ldots) \qquad g=1,2,\ldots.\ m \tag{2.117}$$

$$w = f_2\, (\lambda_{g1}\, , \ldots) \qquad i=1,2,\ldots\ n \tag{2.118}$$

Η όλη διαδικασία εκτίμησης του συστήματος μπορεί να περιγραφεί με τον Αλγόριθμο ALG 2.4 .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.4



$$\begin{bmatrix} \lambda_{1,1} & \lambda_{1,2} & \cdots & \lambda_{1,n} \\ \lambda_{2,1} & \lambda_{2,2} & \cdots & \lambda_{2,m} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \lambda_{m,1} & \lambda_{m,2} & \cdots & \lambda_{m,n} \end{bmatrix}$$

$$\min u'\, \Phi^{-1}\, u = \min\, (\, y - \Psi\, w\,)'\, (\, \Sigma \otimes I_T\,)^{-1}\, (\, y - \Psi\, w\,)$$

Επιλογή εκείνου του συνδιασμού των εκτιμήσεων όπου το

$$TRSS = \sum_{j=1}^{m} RSS(j)$$ είναι ελάχιστο

Η διαδικασία αριστοποίησης μπορεί να γίνει με τους πολλαπλασιαστές του Lagrange και η παρουσίασή της είναι ακριβώς η ίδια με αυτήν του προηγούμενου μέρους .

Η όλη διαδικασία ταυτόχρονης εκτίμησης των παραμέτρων , και διόρθωσης των στοιχείων των χρονολογικών σειρών δίδεται στον Αλγόριθμο Αλγ 25

Υποθέτοντας ότι για μια υποπερίοδο T_1 του δείγματος εκτίμησης υπάρχουν εσφαλμένα στοιχεία σε μηνιαία βάση ενώ τα αντίστοιχα ετήσια στοιχεία της περιόδου αυτής είναι τα ορθά , το όλο πρόβλημα ταυτόχρονης διόρθωσης των στοιχείων , και εκτίμησης των παραμέτρων του υποδείγματος είναι :

Δοθέντων των λ_{gj} $g=1,2,...m$ και $j=1,2,...n$

$$\min_{w\,,\,\hat{y}^m_1} (y^* - \Psi\, w)' \,(\Sigma \otimes I_T)^{-1}\, (y - \Psi\, w) \qquad (2.119)$$

υπό τους περιορισμούς :

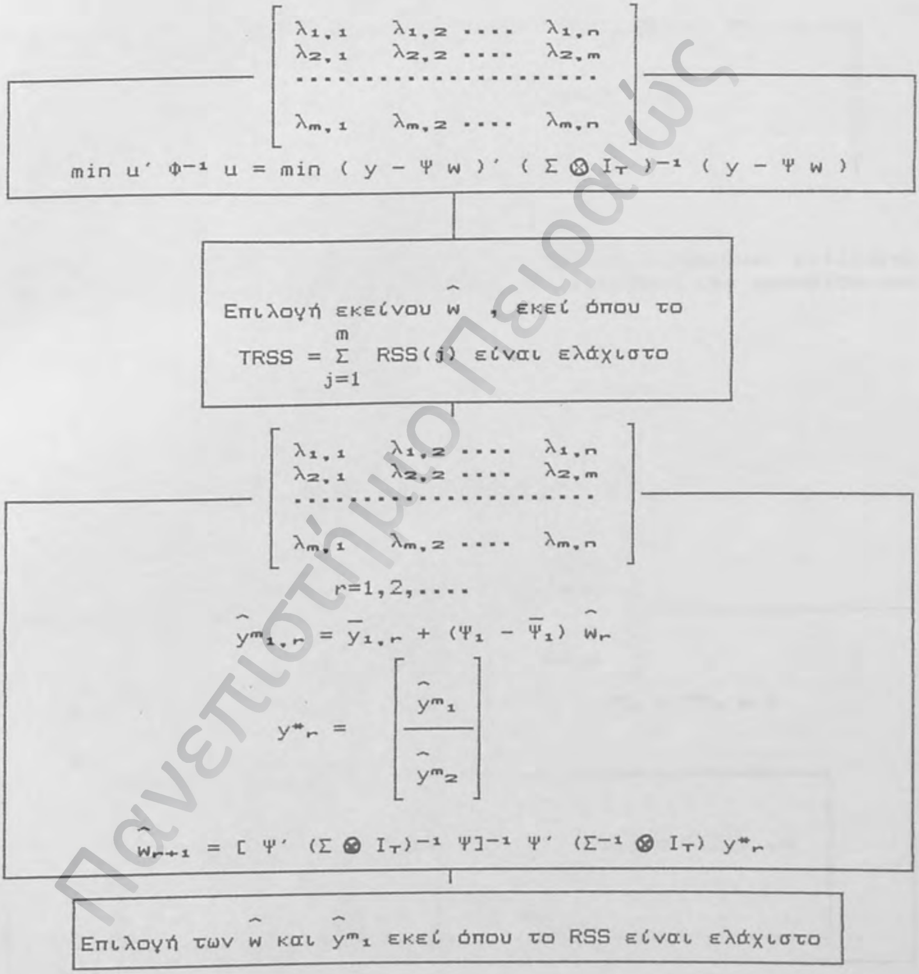
$$C\, y^m_1 = y^a_1 \qquad (2.120)$$

και

$$y^* = \left[\begin{array}{c} \hat{y}^m_1 \\ \hline \hat{y}^m_2 \end{array}\right] \qquad (2.121)$$

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.5

Αρχικές τιμές w για την Υποπερίοδο του δείγματος εκτίμησης με ορθά στοιχεία



$$\begin{bmatrix} \lambda_{1,1} & \lambda_{1,2} \;.... & \lambda_{1,n} \\ \lambda_{2,1} & \lambda_{2,2} \;.... & \lambda_{2,m} \\ .... & .... & .... \\ \lambda_{m,1} & \lambda_{m,2} \;.... & \lambda_{m,n} \end{bmatrix}$$

$$\min u' \Phi^{-1} u = \min (y - \Psi w)' (\Sigma \otimes I_T)^{-1} (y - \Psi w)$$

Επιλογή εκείνου $\hat{w}$, εκεί όπου το $TRSS = \sum_{j=1}^{m} RSS(j)$ είναι ελάχιστο

$$\begin{bmatrix} \lambda_{1,1} & \lambda_{1,2} \;.... & \lambda_{1,n} \\ \lambda_{2,1} & \lambda_{2,2} \;.... & \lambda_{2,m} \\ .... & .... & .... \\ \lambda_{m,1} & \lambda_{m,2} \;.... & \lambda_{m,n} \end{bmatrix}$$

$r=1,2,....$

$$\hat{y}^m_{1,r} = \bar{y}_{1,r} + (\Psi_1 - \bar{\Psi}_1) \hat{w}_r$$

$$y^*_r = \begin{bmatrix} \hat{y}^m_1 \\ \hline \hat{y}^m_2 \end{bmatrix}$$

$$\hat{w}_{r+1} = [\Psi' (\Sigma \otimes I_T)^{-1} \Psi]^{-1} \Psi' (\Sigma^{-1} \otimes I_T) y^*_r$$

Επιλογή των $\hat{w}$ και $\hat{y}^m_1$ εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο

Οι τιμές του r για r=1,2,3 είναι υπέρ αρκετές για να έχουμε άμεση σύγκλιση .

Η όλη διαδικασία πάντως θα μπορούσε αν όχι να επιταχυνθεί αλλά να είναι πλέον αποτελεσματική ως προς την αριστοποίηση αν οι εκτιμήσεις GLS γινόντουσαν iterative − GLS . Δηλαδή :

$$\hat{w}_{r+1} = [\, \psi' (\Sigma_r \otimes I_T)^{-1} \psi]^{-1} \psi' (\Sigma^{-1}{}_r \otimes I_T)\, y^*{}_r$$

$$\hat{r}_{ij} = 1/T \;\; \hat{u}'_j \, \hat{u}_i \qquad i,j=1,2,\ldots m$$

$$\Sigma_{r+1} = [\, \hat{\sigma}_{ij} \,]_{r+1}$$

Με βάση τα παραπάνω , ο τελικά προτεινόμενος Αλγόριθμος εκτίμησης των παραμέτρων του συστήματος με ταυτόχρονη διόρθωση των χρονολογικών σειρών , είναι :

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.5

$$\begin{bmatrix} \lambda_{1,1} & \lambda_{1,2} \cdots\cdots & \lambda_{1,n} \\ \lambda_{2,1} & \lambda_{2,2} \cdots\cdots & \lambda_{2,m} \\ \cdots\cdots & \cdots\cdots & \cdots\cdots \\ \lambda_{m,1} & \lambda_{m,2} \cdots\cdots & \lambda_{m,n} \end{bmatrix}$$

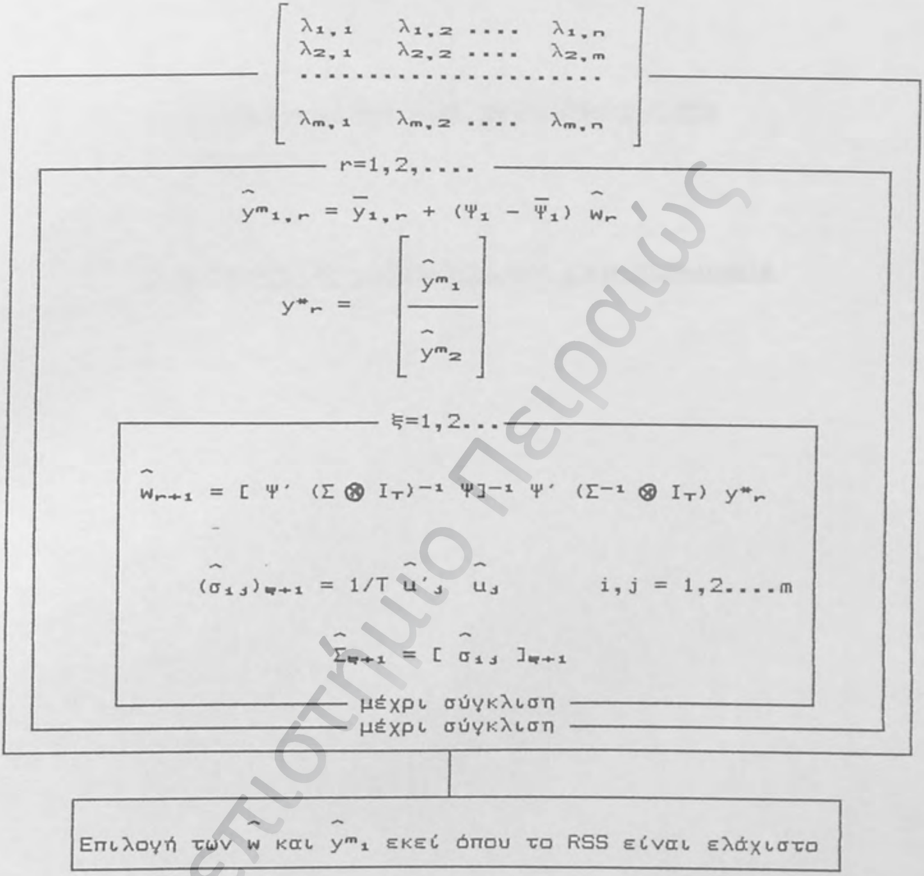
$$\min_{\hat{w}} \;(y^m{}_2 - \psi^m{}_2 \, w)' \, (\Sigma_\xi \otimes I_T)^{-1} \, (y^m{}_2 - \psi^m{}_2 \, w)$$

$\xi=1,2..$

$$(\hat{\sigma}_{ij})_{\xi+1} = 1/T \; \hat{u}'_j \;\; \hat{u}_j \qquad i,j = 1,2\ldots m$$

$$\hat{\Sigma}_{\xi+1} = [\, \hat{\sigma}_{ij} \,]_{\xi+1}$$

Επιλογή του $\hat{w}$ (έστω $\hat{w}r$) εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο



$$\begin{bmatrix} \lambda_{1,1} & \lambda_{1,2} \; \ldots\ldots & \lambda_{1,n} \\ \lambda_{2,1} & \lambda_{2,2} \; \ldots\ldots & \lambda_{2,m} \\ \ldots\ldots & \ldots\ldots & \ldots\ldots \\ \lambda_{m,1} & \lambda_{m,2} \; \ldots\ldots & \lambda_{m,n} \end{bmatrix}$$

r=1,2,....

$$\hat{y}^m_{1,r} = \bar{y}_{1,r} + (\Psi_1 - \bar{\Psi}_1)\,\hat{w}_r$$

$$y^*_r = \left[\begin{array}{c} \hat{y}^m_1 \\ \hline \hat{y}^m_2 \end{array}\right]$$

ξ=1,2...

$$\hat{w}_{r+1} = [\,\Psi' (\Sigma \otimes I_T)^{-1} \Psi]^{-1}\, \Psi' (\Sigma^{-1} \otimes I_T)\, y^*_r$$

$$(\hat{\sigma}_{ij})_{\xi+1} = 1/T\ \hat{u}'_i\ \hat{u}_j \qquad i,j = 1,2....m$$

$$\hat{\Sigma}_{\xi+1} = [\ \hat{\sigma}_{ij}\ ]_{\xi+1}$$

μέχρι σύγκλιση

μέχρι σύγκλιση

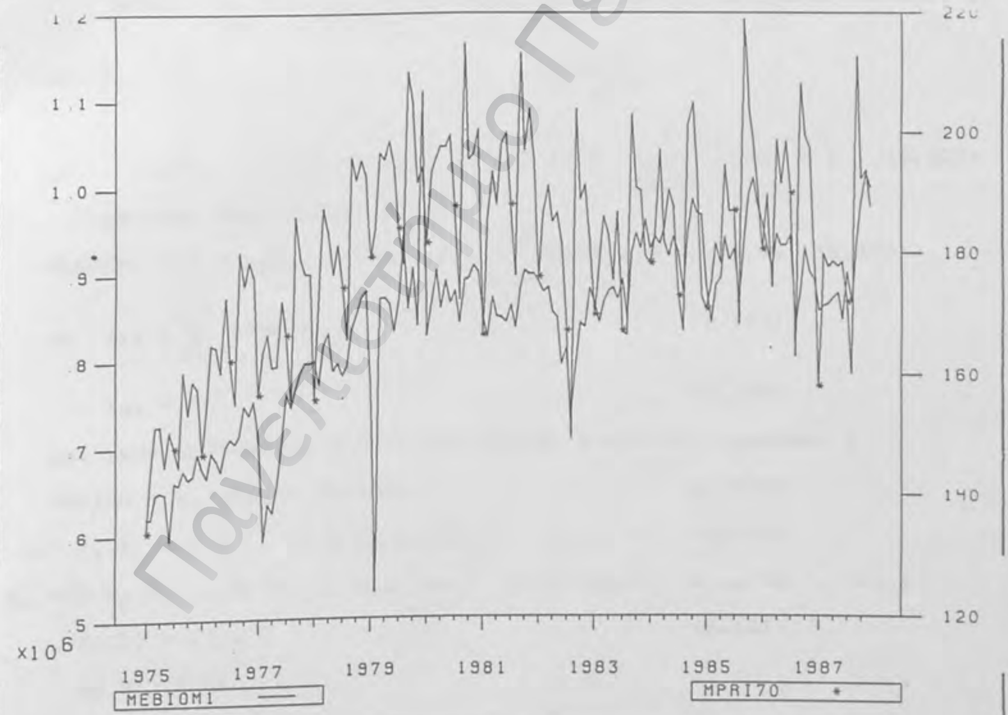
Επιλογή των $\hat{w}$ και $\hat{y}^m_1$ εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο

2.4 ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΟΝ ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΚΟ ΤΟΜΕΑ

2.4.1 ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΗΝ ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ

2.4.1 ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΗ ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ (ΣΥΝΟΛΟ)

Η κατανάλωση Η/Ε στον Βιομηχανικό τομέα στό μέρος αυτο αναλύεται την χρονική περίοδο 1975:1 1985:12 και είναι σε μηνιαία βάση . Τόσο από πληροφόρηση από την Υπηρεσία Μακροχρονίων προγραμμάτων της ΔΕΗ , όσο και από την γραφική παράσταση της μεταβλητής σε σχέση με τον Δείκτη Βιομηχανικής Παραγωγής (Κλάδοι 20-39 , έτος βάσης 1970=100) σχεδιάγραμμα (2.15) , εντοπίσαμε μια σειρά από σφάλματα μέτρησης τα έτη 1979 και 1984 . Τα σφάλματα αυτά οφείλονται κυρίως σε απεργιακές κινητοποιήσεις των εργαζομένων της ΔΕΗ .



ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΒΙΟΜ

ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : MPRI70

Σχεδιάγραμμα. 2.15

Η εφαρμογή της προτεινόμενης μεθοδολογίας όσο και των εναλλακτικών μεθόδων διόρθωσης των στοιχείων έχει έντονο ενδιαφέρον τόσο λόγω της ύπαρξης κάποιας σχέσης η οποία συνδέει την εξηρτημένη με τις ανεξάρτητες μεταβλητές που μπορεί να βασισθεί στην οικονομική θεωρία , όσο και την δυνατότητα που μας παρέχουν τα διαθέσιμα στοιχεία για σκληρούς ελέγχους της δυνατότητας των εναλλακτικών μεθόδων για επιτυχή διόρθωση των στοιχείων μιας χρονολογικής σειράς .

Χρησιμοποιώντας στοιχεία της υποπεριόδου 1980:1 1985:12 <u>όπου έχουμε στοιχεία χωρίς λάθη μέτρησης</u> (εκτος το έτος 1984) εκτιμήσαμε μια εξειδίκευση της μορφής :

$$MEBIOM_t = \alpha + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j \, MPRI_{t-j} + \sum_{j=1}^{\kappa} m_j TR^j{}_t + \sum_{j=1}^{12} q_j q_{jt} + \sum_{i=1}^{3} \sum_{j=1}^{12} d_{ij} q_{jt} TR^i{}_t + u_t \qquad (2.112)$$

όπου $MEBIOM_t$ = Μηνιαία Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία
$MPRI_t$= Μηνιαίας Βάσης Δείκτης Βιομηχανικής Παραγωγής (κλάδοι 20 -39 , 1970=100)

$$\text{και } \beta_j = \beta v_j \qquad (2.123)$$

$$v_j = \lambda(1-\lambda)^j \qquad (2.124)$$

$$\text{με } \quad 0 <= \lambda < 1 \text{ και } \sum v_j = (1-\lambda)\sum \lambda^j = \frac{1}{(1-\lambda)}(1-\lambda) = 1 \qquad (2.125)$$

Γράφοντας την (2.122) ώς :

$$MEBIOM_t = a + n_o Z_{1t} + b(1-\lambda) Z_{2t} + \sum_{j=1}^{\kappa} m_j TR^j{}_t + \ldots + u_t \qquad (2.126)$$

$$\text{με } \quad Z_{1t} = \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j MPRI_{t-j} \qquad (2.127)$$

$$Z_{2t} = \lambda^t \qquad (2.128)$$

και χρησιμοποιώντας συμβολισμό μητρών η (2.126) γράφεται :

$$MEBIOM = X_1(\lambda) W_1 + X_2(\lambda) W_2 + u \qquad (2.129)$$

$$\text{με } \quad X_1(\lambda) = [\ 1\ Z_1\ TR\ D\ D_1\ D_2\ D_3\ ] \qquad (2.130)$$

$$W_1 = [\alpha\ n_o\ M_1\ ..\ M_\kappa\ q_1\ ..\ q_{12}\ d_{12}\ ..\ d_{112}\ d_{212}\ ..\ d_{212}\ d_{31}\ ..\ d_{312}]'$$

$$X_2(\lambda) = [\ Z_2\ ] \qquad (2.131)$$

$$W_2 = b(1-\lambda)$$

$$\text{και } \quad E(u) = 0 \qquad (2.132)$$

$$D(u) = \sigma^2{}_u I_T$$

$$E(X'(\lambda)u) = 0$$

$$u \sim NID(0, \sigma^2{}_u I_T)$$

Εκτιμήσεις των παραμέτρων W ελήφθησαν ακολουθώντας μια επαναληπτική τεχνική σε σχέση με το λ στο διάστημα δυνατών τιμών του $0 \leq \lambda < 1$ με διάφορα επίπεδα προσέγγισης . Η μεθοδολογία αυτή παρουσιάζεται στον Αλγόριθμο ALG 2.7

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.7

```
$0 \leq \lambda < 1$
    $Z^*_0 = 0$
    $Z^*_2 = (1-\lambda) Z^*_{2,\lambda-1} + MPRI_t$
    $X_2(\lambda) = Z^*_2$
    $\min_{W_1, W_2} (MEBIOM - X_1(\lambda) W_1 - X_2(\lambda) W_2)' (\,.\,)$
Διαλέγουμε την τιμή του λ και τις αντίστοιχες των $W_1$ και $W_2$ με κριτήριο RSS να είναι ελάχιστο .
```

Η εφαρμογή της μεθόδου εκτιμησης έγινε με βάση τις υπορουτίνες κάποιου γνωστού πακέτου επεξεργασίας χρονολογικών σειρών . Στον Πίνακα 2.3 παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα της λειτουργίας του Αλγόριθμου ALG 2.7 για τιμές του λ στο κλειστό διάστημα τιμών [0 , 1] με βήμα μεταβολής 0.1 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.3

Αποτελέσματα Επαναληπτικής Διαδικασίας με βάση τον Αλγόριθμο ALG 2.7 και την (2.122) για τιμές του λ Ε (0.1 , 0.9) με $step_\lambda = 0.1$

λ	RSS	λ	RSS
.100000	.342824E+11	.600000	.200973E+11
.200000	.302080E+11	.700000	.207601E+11
.300000	.262492E+11	.800000	.182057E+11
.400000	.227344E+11	.900000	.259093E+11
.500000	.227511E+11		

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Θέλοντας να λάβουμε πιο ακριβείς εκτιμήσεις επαναλάβαμε την παραπάνω επαναληπτική διαδικασία στο διάστημα τιμών 0.70 - 0.72 με βήμα 0.01 . Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον Πίνακα 2.4

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.4

Αποτελέσματα Επαναληπτικής Διαδικασίας με βάση τον Αλγόριθμο
ALG 2.7 και την (2.122) για τιμές του λ Ε (0.701 , 0.720)
με $step_{\lambda}$ = 0.01

	λ	RSS		λ	RSS
2	.701000	.207693E+11	12	.711000	.152071E+11
3	.702000	.207793E+11	13	.712000	.152082E+11
4	.703000	.207899E+11	14	.713000	.152092E+11
5	.704000	.152216E+11	15	.714000	.152108E+11
6	.705000	.152179E+11	16	.715000	.152130E+11
7	.706000	.152148E+11	17	.716000	.152159E+11
8	.707000	.152122E+11	18	.717000	.152194E+11
9	.708000	.152102E+11	19	.718000	.152235E+11
10	.709000	.152088E+11	20	.719000	.152283E+11
11	.710000	.152080E+11	21	.720000	.152337E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Λαμβάνοντας ότι το ελάχιστο παρουσιάζεται για λ = 0.711 , οι εκτιμήσεις των παραμέτρων του υποδείγματος (2.122) είναι :

$$MEBIOM_t = -\underset{[3.9]}{415339.1} + \underset{[13.4]}{2047.913}*Z_{1t} + \underset{[10.0]}{837764.4}*Z_{2t} + \underset{[6.6]}{131757.3}*DUM84 -$$

$$-\underset{[7.5]}{12094.08}*TR_t + \underset{[9.9]}{464.02}*TR^2_t - \underset{[10.2]}{4.1065}*TR^3_t + \underset{[3.3]}{45260.05}\ Q_{3t} - \underset{[4.12]}{29646.2}*Q_{6t} -$$

$$-\underset{[3.05]}{1155.03}*Q_{3t}*TR_t + \underset{[2.8]}{65.68}*Q_{1t}*TR^2_t + \underset{[2.5]}{55.50}*Q_{2t}*TR^2_t - \underset{[3.1]}{1.2851}*Q_{1t}*TR^3_t -$$

$$-\underset{[2.9]}{1.1687}*Q_{2t}*TR^3_t - \underset{[1.74]}{0.09029}*Q_{8t}*TR^3_t - \underset{[2.94]}{0.08943}*Q_{9t}*TR^3_t \quad (2.133)$$

```
DEPENDENT VARIABLE     1      MEBIOM
FROM     1980: 1 UNTIL     1985:12
TOTAL OBSERVATIONS        72
SKIPPED/MISSING            0
USABLE OBSERVATIONS       72
DEGREES OF FREEDOM        56
R**2                .92197587
RBAR**2             .90107655
SSR            .15207770E+11
SEE            16479.300
DURBIN-WATSON   1.55824332
Q(  24)=    93.4342
SIGNIFICANCE LEVEL  .000000
```

Η ερμηνεία των μεταβλητών είναι εύλογη . Οσο αφορά την ψευδομεταβλητή DUM84 , αυτή ορίζεται ως :

$$DUM_{84}=\begin{cases} = 0 & 1980:1 - 1985:12 \\ = 1 & 1984:3 - 1984:3 \end{cases}$$

και χρησιμοποιήθηκε για να λάβει υπ' όψη μια ακραία παρατήρηση του έτους 1984 (μήνας τρίτος) .

Η (2.133) μπορεί να γραφεί χωρίς τις μετασχηματισμένες μεταβλητές Z_{1t} και Z_{2t} , ως εξείς :

$$MEBIOM_t = -\underset{[3.9]}{415339.1} + 2047.9*\sum_{j=o}^{oo} 0.711^j(1-0.711)MPRI70_{t-j} + \underset{[6.6]}{131757.3}*DUM84_t$$

$$-\underset{[7.5]}{12094.08}*TR_t + \underset{[9.9]}{464.02}*TR^2_t - \underset{[10.2]}{4.1065}*TR^3_t + \underset{[3.3]}{45260.05}\ Q_{3t} - \underset{[4.12]}{29646.2}*Q_{6t} -$$

$$-\underset{[3.05]}{1155.03}*Q_{3t}*TR_t + \underset{[2.8]}{65.68}*Q_{1t}*TR^2_t + \underset{[2.5]}{55.50}*Q_{2t}*TR^2_t - \underset{[3.1]}{1.2851}*Q_{1t}*TR^3_t -$$

$$-\underset{[2.9]}{1.1687}*Q_{2t}*TR^3_t - \underset{[1.74]}{0.09029}*Q_{8t}*TR^3_t - 0.08943*Q_{9t}*TR^3_t \quad (2.134)$$

```
DEPENDENT VARIABLE      1       MEBIOM
FROM     1980: 1 UNTIL     1985:12
TOTAL OBSERVATIONS        72
SKIPPED/MISSING            0
USABLE OBSERVATIONS       72
DEGREES OF FREEDOM        56
R**2                .92197587
RBAR**2             .90107655
SSR               .15207770E+11
SEE               16479.300
DURBIN-WATSON  1.55824332
Q(  24)=    93.4342
SIGNIFICANCE LEVEL   .000000
```

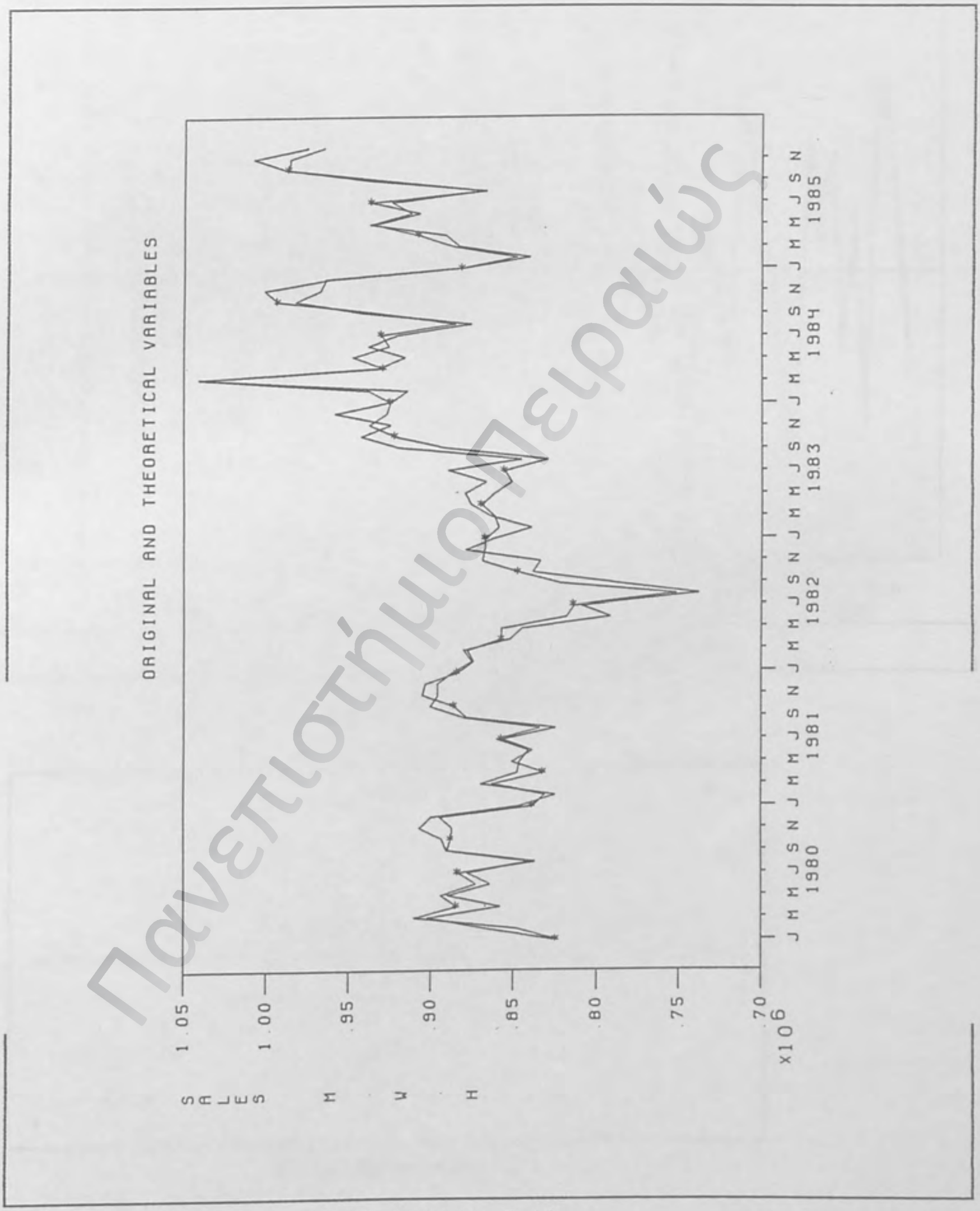
Οι εκτιμήσεις της 2.134 πρέπει να θεωρηθούν σχετικά ικανοποιητικές άν ληφθεί υπ' όψη η σημαντική έλλειψη στοιχείων τουλάχιστον σ' αυτό το επίπεδο χρονικής αθροιστικότητας (μηνιαία στοιχεία) . Μια πλέον επεξηγηματική παρουσίαση της ικανότητας της 2.134 για την ερμηνεία της διαχρονικής εξέλιξης της $MEBIOM_t$, δίδεται τόσο στον Πίνακα 2.5 όσο και στα Σχεδιαγράμματα 2.16 , 2.17 και 2.18 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.5

```
     CRITERIA TO EVALUATE THE FORECASTING PERFORMANCE
                            OF
        THE ESTIMATED MODEL .PERIOD :1976:1 - 1987:12
--------------------------------------------------------------
 TOTAL TIME PERIOD                           =     72
*----------------VARIABLES AS LEVELS---------------------------
 MEAN OF ACTUAL                              =    .88848E+06
 MEAN OF PREDICTION                          =    .88848E+06
 VARIANCE OF ACTUAL                          =    .27452E+10
 VARIANCE OF PREDICTION                      =    .25310E+10
 MEAN ERROR.                                 =   -.17285E-05
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                        =    11074.
 SUM OF SQUARED ERRORS.                      =    .15208E+11
 MEAN SQUARED ERROR.                         =    .21122E+09
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.               =    14635.
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                      =   -.28390E-01 %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.             =    1.2529      %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                     =    14533.
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.             =    .16474E-01
*--------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES ------------------*
 THEIL S U66                                 =    .38638
 McLaughlins Batting Average                 =    361.36
 MEAN SQUARE ERROR                           =    .27894E-03
 MEAN OF PREDICTION.                         =    .34521E-02
 MEAN OF ACTUAL.                             =    .32654E-02
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.            =    .43035E-01
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.               =    .43105E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.          =    .92481
 BIAS PROPORTION .............UM             =    .12487E-03
 VARIANCE PROPORTION..........US             =    .17929E-04
 COVARIANCE PROPORTION........UC             =    .99986
```

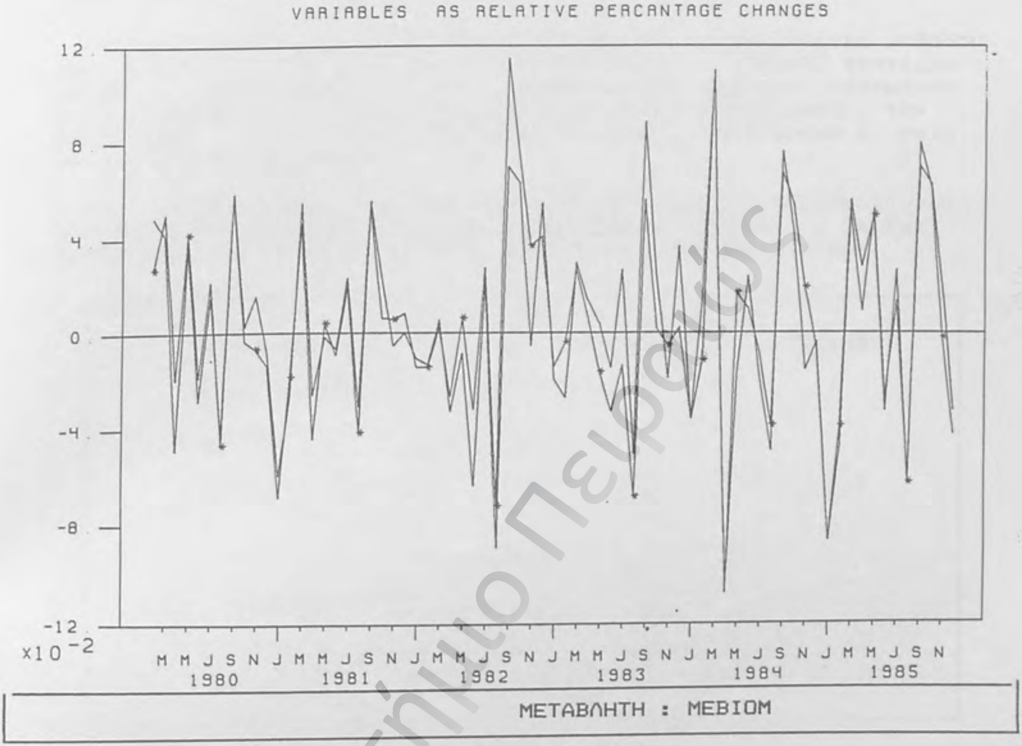
<u>Πηγή :</u> Εκτιμήσεις της μελέτης .

ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ-ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε.

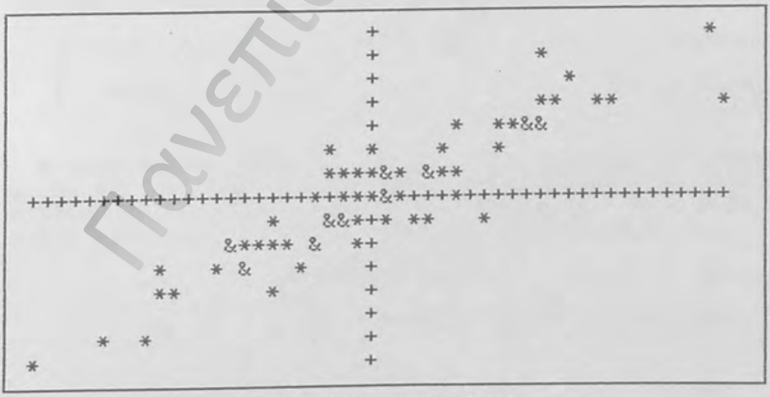


Σχεδιάγραμμα 2.16

ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ-ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε.



Σχεδιάγραμμα. 2.17



Σχεδιάγραμμα 2.18

Για την εφαρμογή και ταυτόχρονα έλεγχο της προτεινόμενης μεθόδου χρησιμοποιήσαμε στοιχεία της περιόδου 1980:1 - 1985:12 ταυτόχρονα με την εξειδίκευση (2.134) . Υποθέσαμε ότι υπάρχουν λαθεμένες δημοσιευμένες παρατηρήσεις την περίοδο 1982 και εφαρμόσαμε την προτεινόμενη τεχνική για την διόρθωσή τους , ταυτόχρονα μ΄ αυτή των εναλλακτικών μεθόδων .

Ειδικότερα , σύμφωνα με την προτεινόμενη τεχνική η μεθοδολογία διόρθωσης των μη ορθών μηνιαίων παρατηρήσεων $MEBIOM_t$, με την προυπόθεση ότι υπάρχουν διαθέσιμες ετήσιες $AEBIOM_t$, είναι

για λ Ε [0,1]

$$\min_{W_1, W_2, \widehat{MEBIOM}} (MEBIOM^* - X_1(\lambda)W_1 - X_2(\lambda)W_2)'(.) \qquad (2.135)$$

υπό τον περιορισμό

$$AEBIOM_{82} = C * MEBIOM_{1982:1-1982:12} \qquad (2.136)$$

$$\text{με} \quad MEBIOM^* = \begin{bmatrix} MEBIOM_{1980:1\ -\ 1981:12} \\ \widehat{MEBIOM}_{1982:1\ -\ 1982:12} \\ MEBIOM_{1983:1\ -\ 1983:12} \end{bmatrix}$$

Ακολουθώντας μια διαδικασία ελαχιστοποίησης με περιορισμούς (Lagrange Multipliers) , και μετά από μια σειρά από αλγεβρικούς χειρισμούς λαμβάνουμε την ανοιγμένη μορφή :

για λ Ε [0,1]

$$\widehat{MEBIOM} = \overline{MEBIOM} + (X_1(\lambda) - \overline{X}_1)\widehat{W}_1 + (X_2(\lambda) - \overline{X}_2)\widehat{W}_2 \qquad (2.137)$$

Η μεθοδολογία τόσο υπολογισμού των υπό εκτίμηση παραμέτρων W_1, W_2 και λ , όσο και των ορθών παρατηρήσεων της μεταβλητής MEBIOM παρουσιάζεται στόν Αλγόριθμο ALG. 2.8) έχοντας πρώτα απλοποιήσει την εξειδίκευση (2.134) ως :

$$MEBIOM = Z(\lambda)\xi + u \qquad (2.138)$$

$$\text{με} \quad Z(\lambda) = [\ X_1(\lambda)\ \ X_2(\lambda)\ ] \qquad (2.139)$$

$$\text{και} \quad \xi = \begin{bmatrix} W_1 \\ W_2 \end{bmatrix} \qquad (2.140)$$

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG. 2.8

$\lambda \in [0,1]$

$$\min_{\xi,\, \widehat{MEBIOM}_{1983:1-1983:12}} \Phi = \min\,(MEBIOM^* - Z(\lambda)\xi)(MEBIOM^* - Z(\lambda)\xi)$$

υπό τους περιορισμούς :

$$AEBIOM_{83} = C * MEBIOM_{1983:1-1983:12}$$

με

$$MEBIOM^* = \begin{bmatrix} MEBIOM_{1980:1-1981:12} \\ \widehat{MEBIOM}_{1982:1-1982:12} \\ MEBIOM_{1983:1-1983:12} \end{bmatrix}$$

$$\widehat{MEBIOM}^*_r = \overline{MEBIOM} + (Z(\lambda) - \overline{Z}(\lambda))\xi_{r-1}$$

$$MEBIOM^*_r = \begin{bmatrix} MEBIOM_{1980:1-1981:12} \\ \widehat{MEBIOM}_{1982:1-1982:12} \\ MEBIOM_{1983:1-1985:12} \end{bmatrix}$$

$$\xi_r = [\, Z(\lambda)'Z(\lambda) \,]^{-1} Z'(\lambda) MEBIOM^*$$

Διαλέξαμε την τιμή του λ,ξ και $MEBIOM_r$ όπου το RSS είναι ελάχιστο .

Για την λειτουργία του αλγόριθμου χρειαζόμαστε αρχικές τιμές ξ_{r-1}. Οι τιμές αυτές μπορούν να ευρεθούν από την εφαρμογή της μεθόδου εκτίμησης των παραμέτρων για την περίοδο δείγματος εκτίμησης χωρίς όμως να περιέχεται η περίοδος 1982:1 - 1982:12 .

Η εφαρμογή του Αλγορίθμου ALG. 2.8 έγινε για την περίοδο δείγματος εκτίμησης 1980:1 - 1985:12 , υποθέτοντας ότι έχουμε μη ορθά δημοσιευμένες παρατηρήσεις την περίοδο 1982:1 - 1982:12 . Φυσικά υπάρχουν τα αντίστοιχα αληθινά στοιχεία ούτως ώστε να γίνει σύγκριση όσο αφορά τις δυνατότητες της μεθόδου που προτείνεται . Εδώ θα πρέπει να αναφερθεί ο έντονος περιορισμός της δεδομένης μαθηματικής και στοχαστικής εξειδίκευσης (2.134) η οποία συνδέει την εξηρτημένη με τις ανεξάρτητες μεταβλητές . Στις παραγράφους που ακολουθούν θα παρουσιάσουμε την δυνατότητα της προτεινόμενης μεθόδου για την εξειδίκευση του υποδείγματος .

Αρχικές τιμές ξ_{r-1} για την επαναληπτική διαδικασία όπως αυτή καθορίζεται στον Αλγόριθμο ALG. 2.8 , υπολογίσθηκαν από την εφαρμογή της μεθόδου εκτίμησης των παραμέτρων της (2.134) , και είναι :

$$\xi_{r-1} = \left[\begin{array}{ll} \text{παράμετροι} & \text{t-statistics} \\ -415339.1 & -3.965122 \\ 2047.913 & 13.43259 \\ 837764.4 & 10.00924 \\ 131757.3 & 6.613850 \\ -12094.08 & -7.479419 \\ 464.0242 & 9.947938 \\ -4.106569 & -10.20525 \\ 45260.05 & 3.323077 \\ -29646.23 & -4.126951 \\ -1155.038 & -3.059030 \\ 65.68257 & 2.840568 \\ 55.50167 & 2.494285 \\ -1.285176 & -3.112557 \\ -1.168774 & -2.985947 \\ -.9029947\text{E}-01 & -1.747439 \\ -.8943476\text{E}-01 & -1.962284 \end{array}\right. \qquad (2.141)$$

Η εφαρμογή του Αλγόριθμου 2. 8 έδωσε μια σειρά από ενδιαφέροντα αποτελέσματα , τουλάχιστον όσο αφορά τον επαναληπτικό του χαρακτήρα και τον τρόπο υπολογισμού του ελαχίστου στόχου που κάθε φορά υποβάλλεται .

Καθορίζοντας ένα διάστημα μεταβολής του λ , 0.1 <λ< 0.9 και βήμα μεταβολής 0.1 λάβαμε τα αποτελέσματα του Πίνακα 2.5 για r=1,2 .Δηλαδή χρησιμοποιήσαμε μόνο δύο nested επαναλήψεις .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.5

Αποτελέσματα Εφαρμογής του Αλγόριθμου 2.8 για 0.1<λ<0.9 και r=1,2

λ	r=1	RSS	r=2	RSS
.10000	.10000	.28120E+11	.10000	.27648E+11
.20000	.20000	.24481E+11	.20000	.24467E+11
.30000	.30000	.21291E+11	.30000	.21272E+11
.40000	.40000	.18139E+11	.40000	.18119E+11
.50000	.50000	.15240E+11	.50000	.15217E+11
.60000	.60000	.13025E+11	.60000	.12990E+11
.70000	.70000	.12451E+11	.70000	.12364E+11
.80000	.80000	.16078E+11	.80000	.15780E+11
.90000	.90000	.29284E+11	.90000	.27621E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Σύμφωνα με τον Πίνακα 2.5 το ελάχιστο εντοπίζεται γύρω στο 0.7 με r=2 και RSS = 0.12364E+11 . Μια εκ νέου επανάληψη του Αλγόριθμου ALG 2.8 για τιμές γύρω από το 0.7 με r=1,2 , μας δίνει τα αποτελέσματα του Πίνακα 2.6 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.6

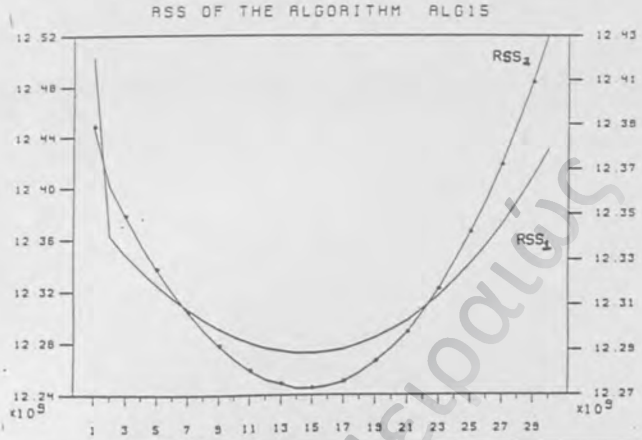
Αποτελέσματα της επαναληπτικής διαδικασίας με βάση τον Αλγόριθμο ALG.2.8 με 0.65<λ<0.71 και r=1,2 .

λ	r=1	RSS	r=2	RSS
.65000	.65000	.12503E+11	.65000	.12389E+11
.65200	.65200	.12363E+11	.65200	.12362E+11
.65400	.65400	.12349E+11	.65400	.12349E+11
.65600	.65600	.12337E+11	.65600	.12337E+11
.65800	.65800	.12326E+11	.65800	.12326E+11
.66000	.66000	.12316E+11	.66000	.12316E+11
.66200	.66200	.12307E+11	.66200	.12307E+11
.66400	.66400	.12299E+11	.66400	.12299E+11
.66600	.66600	.12292E+11	.66600	.12292E+11
.66800	.66800	.12286E+11	.66800	.12286E+11
.67000	.67000	.12281E+11	.67000	.12281E+11
.67200	.67200	.12277E+11	.67200	.12277E+11
.67400	.67400	.12275E+11	.67400	.12275E+11
.67600	.67600	.12273E+11	.67600	.12273E+11
.67800	.67800	.12273E+11	.67800	.12273E+11
.68000	.68000	.12274E+11	.68000	.12274E+11
.68200	.68200	.12276E+11	.68200	.12276E+11
.68400	.68400	.12280E+11	.68400	.12280E+11
.68600	.68600	.12285E+11	.68600	.12285E+11
.68800	.68800	.12291E+11	.68800	.12291E+11
.69000	.69000	.12298E+11	.69000	.12298E+11
.69200	.69200	.12307E+11	.69200	.12307E+11
.69400	.69400	.12317E+11	.69400	.12317E+11
.69600	.69600	.12329E+11	.69600	.12329E+11
.69800	.69800	.12342E+11	.69800	.12342E+11
.70000	.70000	.12356E+11	.70000	.12356E+11
.70200	.70200	.12372E+11	.70200	.12372E+11
.70400	.70400	.12390E+11	.70400	.12390E+11
.70600	.70600	.12409E+11	.70600	.12409E+11
.70800	.70800	.12430E+11	.70800	.12430E+11
.71000	.71000	.12452E+11	.71000	.12452E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Από τα στοιχεία του Πίνακα 2.6 προκύπτει μια πιο προσεγγιστική τιμή του ελαχίστου για λ = 0.678 με r=2 ή r=1 και RSS = 0.12273E+11 .

Εδώ είναι άξιο παρατήρησης ότι η τιμή του ελαχίστου στην τιμή λ=0.678 είναι ανεξάρτητη από την τιμή που θα λάβει το r δηλαδή : r=1 --> RSS_1 = 0.122273E+11 , και για r=2 --> RSS_2 = 0.122273E+11 . Πάντως αυτό με κανένα τρόπο δεν σημαίνει ότι η σύγκλιση του αλγόριθμου είναι ανεξάρτητη από την τιμή του r . Και αυτό φαίνεται καθαρώτατα στο Σχεδιάγραμμα 2.19 .



ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ :

Σχεδιάγραμμα 2.19

Στο σχεδιάγραμμα 2.19 φαίνεται καθαρά η επίδραση του r στην αποτελεσματικότερη εύρεση του ελαχίστου σημείου , ιδίως όταν βρισκόμαστε στην περιοχή γύρω από το ελάχιστο σημείο (Η καμπύλη RSS_2 κλίνει περισσότερο από την RSS_1) .

Οι προβλεφθείσες τιμές δίδονται στον Πίνακα 2.7 ταυτόχρονα με τις προβλέψεις από τις δύο άλλες εναλλακτικές μεθόδους .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.7

Δημοσιευμένες και Διορθωμένες Παρατηρήσεις της Μεταβλητής MEBIOM.
για την Περίοδο 1982:1 - 1982:12

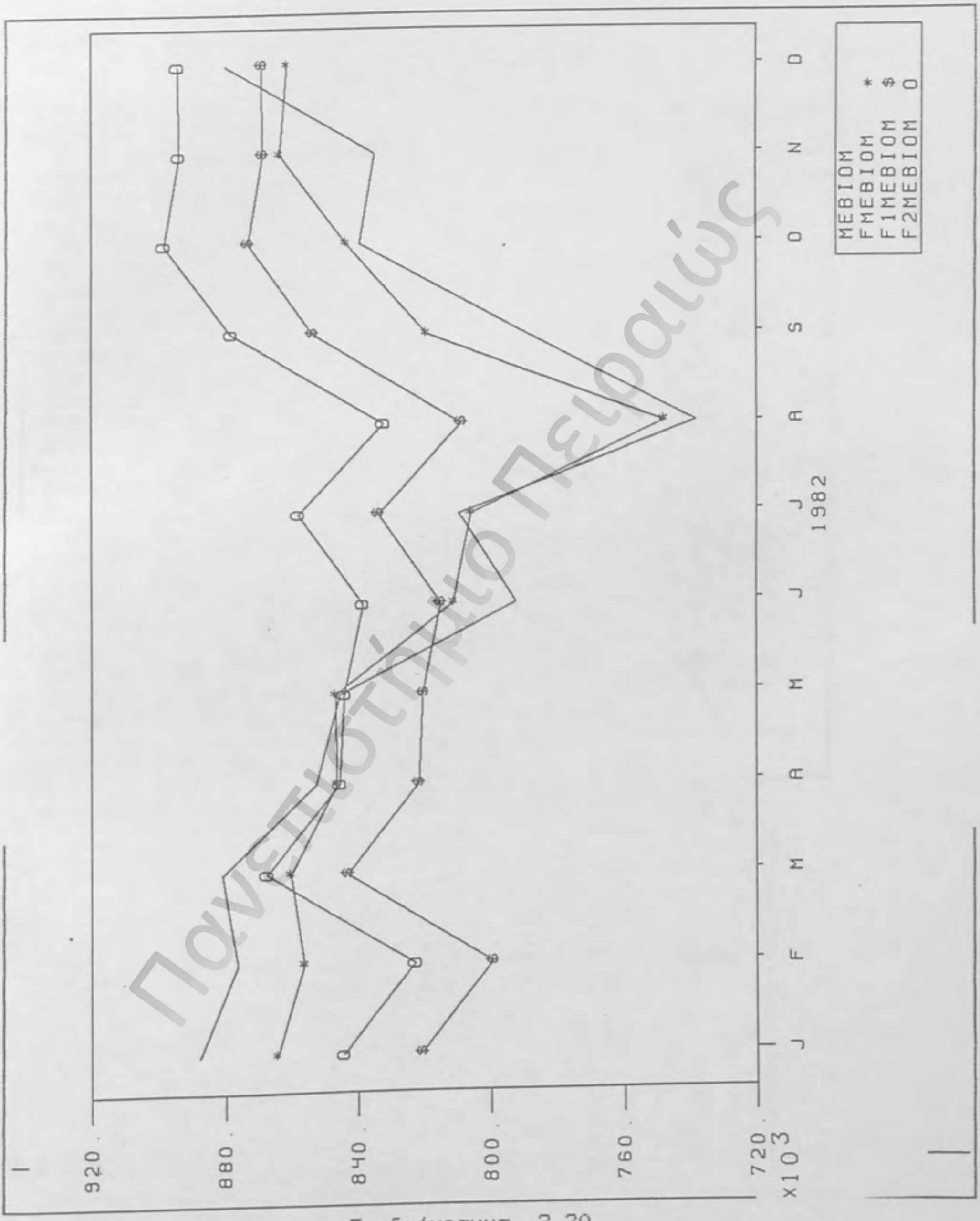
	MEBIOM	FMEBIOM	F1MEBIOM	F2MEBIOM
1982: 1	887678.	866055.	820708.	844440.
1982: 2	876236.	857567.	799633.	822756.
1982: 3	881036.	861427.	843255.	867639.
1982: 4	852759.	847086.	821850.	845615.
1982: 5	845661.	847382.	820562.	844290.
1982: 6	792690.	811970.	815166.	838738.
1982: 7	809897.	806772.	833932.	858046.
1982: 8	738457.	748204.	808924.	832315.
1982: 9	789860.	817842.	853443.	878122.
1982:10	839363.	841639.	873106.	898353.
1982:11	834937.	862042.	868708.	893828.
1982:12	879877.	860465.	869164.	894298.

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Από μια σύγκριση γραφική (Σχεδιάγραμμα 2.20) φαίνεται καθαρά η υπεροχή της προτεινόμενης μεθόδου όσο αφορά την δυνατότητα της να προβλέπει τις ορθές παρατηρήσεις μιας μεταβλητής όταν αυτές έχουν δημοσιευθεί λάθος.

Περισσότερα κριτήρια σύγκρισης των μεθόδων διόρθωσης δίδονται στους Πίνακες 2.8 , 2.9 , 2.10 και τα Σχεδιαγράμματα 2.21 , 2.22 και 2.23 .

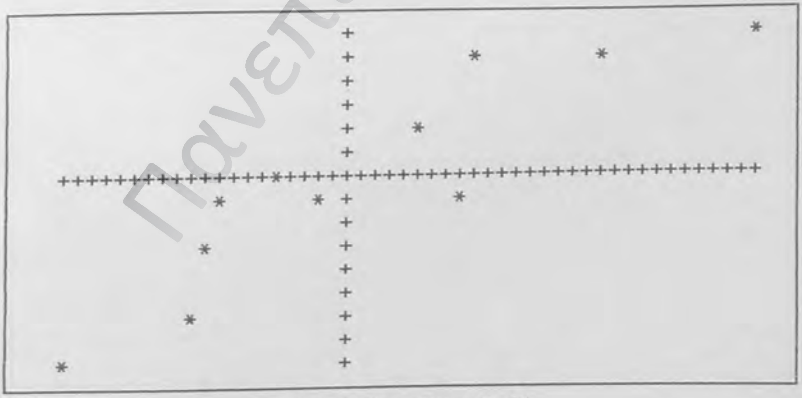
ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ-ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε.



Σχεδιάγραμμα 2.20

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.8

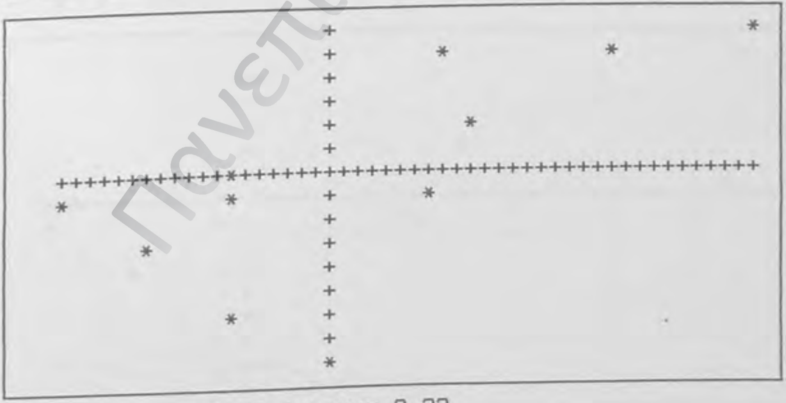
```
            ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
                 ΤΗΣ ΜΕΘΟΔΟΥ  FIML

 ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                        = 1982:1-1982:12
 ─────────────* VARIABLES AS LEVELS *────────────────────*
 MEAN OF ACTUAL                          =     .83570E+06
 MEAN OF PREDICTION                      =     .83570E+06
 VARIANCE OF ACTUAL                      =     .20754E+10
 VARIANCE OF PREDICTION                  =     .11863E+10
 MEAN ERROR.                             =     .87311E-10
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                    =     15310.
 SUM OF SQUARED ERRORS.                  =     .39048E+10
 MEAN SQUARED ERROR.                     =     .32540E+09
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.           =     18841.
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                  =    -.82143E-01 %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.         =     1.8289     %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                 =     18039.
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.         =     .21575E-01
*──────VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES ───────────────────*
 THEIL S U66                             =     .44756
 McLaughlins Batting Average             =     355.24
 MEAN SQUARE ERROR                       =     .45833E-03
 MEAN OF PREDICTION.                     =     .35539E-02
 MEAN OF ACTUAL.                         =     .35112E-03
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.        =     .51829E-01
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.           =     .48032E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.      =     .91215
 BIAS PROPORTION ..............UM        =     .22382E-01
 VARIANCE PROPORTION...........US        =     .31463E-01
 COVARIANCE PROPORTION.........UC        =     .94616

 ΠΗΓΗ ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ.
```



Σχεδιάγραμμα 2.21

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.9

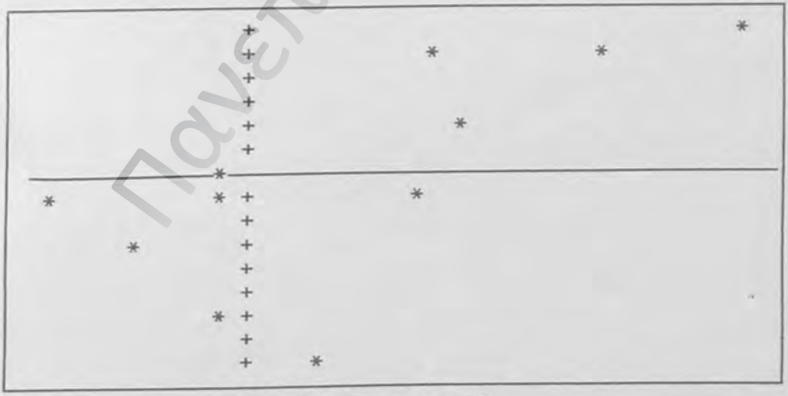
```
            ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
               ΤΗΣ ΜΕΘΟΔΟΥ : ΜΕΘΟΔΟΣ 1
--------------------------------------------------------------------
 ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                              = 1982:1-1982:12
*----------* VARIABLES AS LEVELS *-------------------------------*
 MEAN OF ACTUAL                                =    .83570E+06
 MEAN OF PREDICTION                            =    .83570E+06
 VARIANCE OF ACTUAL                            =    .20754E+10
 VARIANCE OF PREDICTION                        =    .64261E+09
 MEAN ERROR.                                   =    .38805E-10
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                          =    41346.
 SUM OF SQUARED ERRORS.                        =    .25851E+11
 MEAN SQUARED ERROR.                           =    .21542E+10
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.                 =    48477.
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                        =   -.25627      %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.               =    4.9871      %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                       =    46414.
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.               =    .56302E-01
*--------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES -------------------------*
 THEIL S U66                                   =    1.1209
 McLaughlins Batting Average                   =    287.91
 MEAN SQUARE ERROR                             =    .28746E-02
 MEAN OF PREDICTION.                           =    .10006E-01
 MEAN OF ACTUAL.                               =    .35112E-03
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.              =    .73139E-01
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.                 =    .48032E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.            =    .69055
 BIAS PROPORTION ............UM                =    .32427E-01
 VARIANCE PROPORTION.........US                =    .21929
 COVARIANCE PROPORTION.......UC                =    .74828
--------------------------------------------------------------------
  ΠΗΓΗ ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ.
```



Σχεδιάγραμμα 2.22

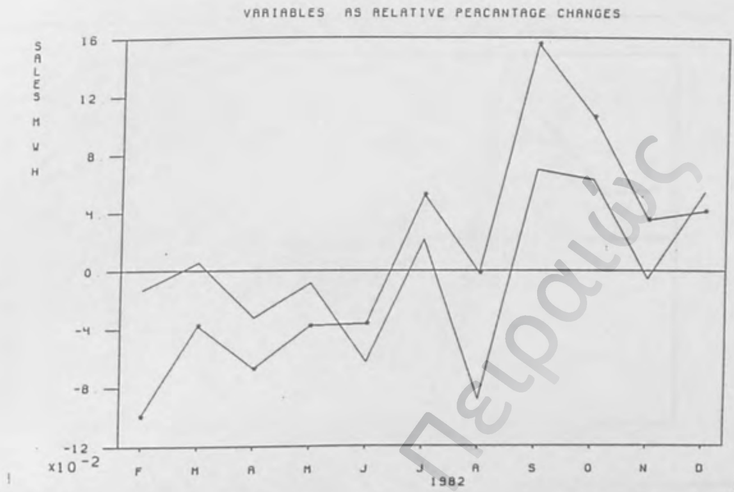
ΠΙΝΑΚΑΣ 2.10

```
         ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
            ΤΗΣ ΜΕΘΟΔΟΥ : ΜΕΘΟΔΟΣ 2

 ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                          = 1982:1-1982:12
*-------------* VARIABLES AS LEVELS *-------------------------*
 MEAN OF ACTUAL                            =    .83570E+06
 MEAN OF PREDICTION                        =    .85987E+06
 VARIANCE OF ACTUAL                        =    .20754E+10
 VARIANCE OF PREDICTION                    =    .68032E+09
 MEAN ERROR.                               =   -24166.
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                      =    43937.
 SUM OF SQUARED ERRORS.                    =    .33156E+11
 MEAN SQUARED ERROR.                       =    .27630E+10
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.             =    54902.
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                    =   -3.1553     %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.           =    5.4045     %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                   =    52564.
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.           =    .65913E-01
*---------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES ---------------------*
 THEIL S U66                               =    1.3967
 McLaughlins Batting Average               =    260.33
 MEAN SQUARE ERROR                         =    .44637E-02
 MEAN OF PREDICTION.                       =    .39212E-01
 MEAN OF ACTUAL.                           =    .35112E-03
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.          =    .75254E-01
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.             =    .48032E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.        =    .69055
 BIAS PROPORTION .............UM           =    .33832
 VARIANCE PROPORTION..........US           =    .16602
 COVARIANCE PROPORTION........UC           =    .49566

 ΠΗΓΗ ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ.
```

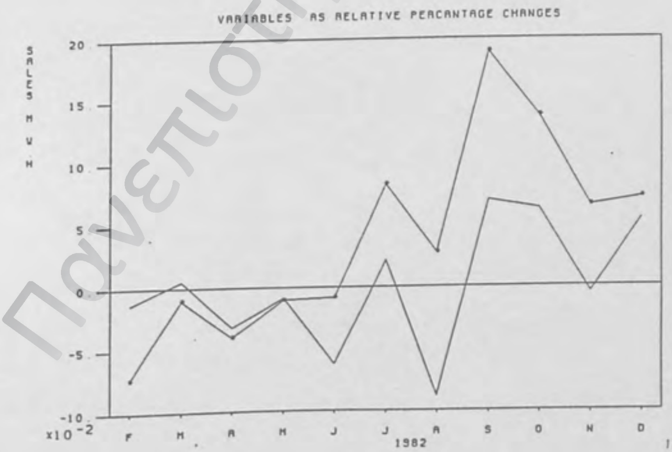


Σχεδιάγραμμα 2.23

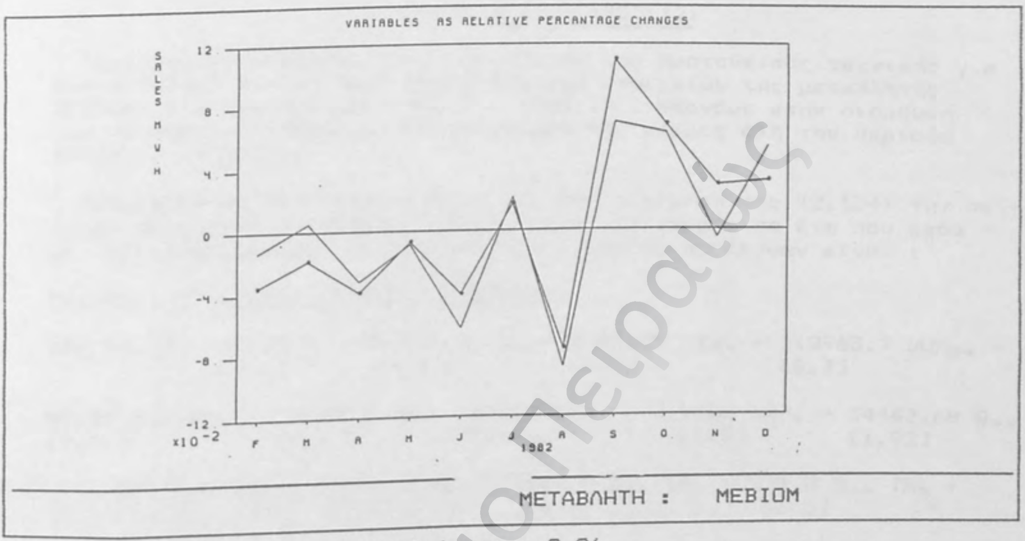
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ-ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε.



Σχεδιάγραμμα Νο. 2.24 ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΒΙΟΜ



Σχεδιάγραμμα Νο.2.25 ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : ΜΕΒΙΟΜ



Σχεδιάγραμμα 2.26

Διόρθωση των λαθεμένα δημοσιευμένων στοιχείων της κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία

(Περίοδος 1975:1 - 1985:12)

Λαμβάνοντας δεδομένη την χρησιμότητα της προταθείσας τεχνικής για την διόρθωση των μη ορθά δημοσιευμένων στοιχείων της μεταβλητής $MEBIOM_t$ για την περίοδο 1980:1 - 1985:12 , περνάμε στην διόρθωση των πραγματικά λαθεμένων παρατηρήσεων της σειράς όλη την περίοδο 1975:1 - 1985:12 .

Εφαρμόζοντας την ίδια τεχνική για την εκτίμηση της (2.134) την περίοδο δείγματος εκτίμησης 1975:1 - 1987:12 (χωρίς τα έτη που έχουμε λάθη δημοσίευσης) οι εκτιμήσεις οι οποίες προέκυψαν είναι :

Περίοδος Εκτίμησης 1976:1 - 1985:12

$$
\begin{aligned}
MEBIOM_t = &- \underset{[0.5]}{42123.9} + \underset{[4.3\ ]}{536126.7}\, Z_{1t} + \underset{[8.5]}{1543.49}\, Z_{2t} + \underset{[8.7]}{118963.7}\, DUM_{84} - \\
&- \underset{[7.0\ ]}{89193.8}\, DUMM_t + \underset{[2.6\ ]}{3669.8}\, TR_t - \underset{[2.1]}{49.13}\, TR^2_t - \underset{[1.9]}{0.2068}\, TR^3_t - \underset{[1.92]}{34442.68}\, Q_{4t} - \\
&- \underset{[2.3]}{22270.8}\, Q_{5t} - \underset{[3.3]}{31541.3}\, Q_{6t} - \underset{[3.7]}{5693.9}\, Q_{2t}\, TR_t + \underset{[1.6]}{372.8}\, Q_{4t}\, TR_t + \\
&+ \underset{[3.7]}{148.48}\, Q_{2t}\, TR^2_t - \underset{[2.3]}{3.46}\, Q_{8t}\, TR^2_t - \underset{[1.7]}{2.18}\, Q_{7t}\, TR^2_t - \underset{[3.7]}{0.924}\, Q_{2t}\, TR^3_t
\end{aligned}
\tag{2.142}
$$

```
DEPENDENT VARIABLE     3     MEBIOM1
  FROM     1976: 1 UNTIL    1985:12
     TOTAL OBSERVATIONS     120
     SKIPPED/MISSING         24
     USABLE OBSERVATIONS     96
     DEGREES OF FREEDOM      80
     R**2               .91744029
     RBAR**2            .90196034
     SSR            .57664216E+11
       SEE             26847.769
     DURBIN-WATSON    1.01930245
         Q(  27)=    75.6574
   SIGNIFICANCE LEVEL   .168845E-05
```

με

$$\lambda = 0.500 \tag{2.143}$$

$$Z_{1t}=n_o = E(MEBIOM_o) = \beta(1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j\, MPRI70_{t-j} \tag{2.144}$$

και $Z_{2t} = \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j\, MPRI70_{t-j}$ (2.145)

Η σχετική διαφοροποίηση της εκτιμηθείσας εξειδίκευσης (2.142) οφείλεται περισσότερο στο μεγαλύτερο μέγεθος δείγματος μια και η σημαντική αλλαγή έχει να κάνει με την μακροχρόνια τάση . Αλλά δεν θα πρέπει να ξεχνάμε ότι στην μακροχρόνια τάση ενσωματώνεται αθροιστικά η επίδραση όλων εκείνων των μεταβλητών που επιδρούν στην διαμόρφωση της εξαρτημένης μεταβλητής . Και είναι λογικό αυτή η επίδραση να αλλάζει κατά κάποιο μέρος της , και φυσικά να αλλάζει και ο τρόπος ενσωμάτωσής της στην εξειδίκευση (2.134) . Τέλος ο μικρός συντελεστής του D.W. , είναι ένδειξη ελλειπούς εξειδίκευσης της (2.1) και αυτό είναι σχετικά λογικό άν λάβει κάποιος υπ' όψη την σημαντική έλλειψη στοιχείων που υπάρχουν για εκτιμήσεις υποδειγμάτων σε μηνιαία βάση . Η στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών Z_{1t} και Z_{2t} καθώς και η τιμή του λ , επιβεβαιώνει την ύπαρξη συστηματικής μονόδρομης δυναμικής εξάρτησης μεταξύ των μεταβλητών $MPRI_t$ και $MEBIOM_t$ (θεωρούντες πάντοτε την $MPRI70_t$ ως proxy μεταβλητή για την Παραγωγή του Βιομηχανικού Τομέα) .

Η επιλογή των εκτιμήσεων της (2.142) βασίσθηκε στις εκτιμήσεις του Πίνακα 2.10 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.10

Αποτελέσματα Εφαρμογής του Αλγόριθμου ALG 2.7 με βάση την εξειδίκευση (2.142) για τιμές του λ Ε (0.1 , 0.9) και λ Ε (0.3 , 0.67) με $step_\lambda$ = 0.1 και $step_\lambda$ = 0.04 αντιστοίχως

λ	β	RSS	λ	β	RSS
.100	2310.2	.65423E+11	.30	2236.4	.57169E+11
.200	2293.2	.61057E+11	.34	2199.9	.55861E+11
.300	2236.4	.57169E+11	.38	2153.8	.54765E+11
.400	2126.8	.54313E+11	.42	2096.9	.53936E+11
.500	1945.0	.53353E+11	.46	2027.8	.53442E+11
.600	1669.1	.55423E+11	.50	1945.0	.53353E+11
.700	1279.8	.61658E+11	.51	1922.0	.53403E+11
.800	777.79	.72050E+11	.55	1820.2	.53932E+11
.900	239.22	.82644E+11	.59	1701.5	.55045E+11
			.63	1564.8	.56817E+11
			.67	1409.2	.59306E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Η εφαρμογή της μεθόδου διόρθωσης με βάση την εξειδίκευση (2.142) έγινε χρησιμοποιώντας τον Αλγόριθμο ALG 2.8 . Τα αποτελέσματα της πρώτης φάσης (επαναληπτική διαδικασία για την επανεκτίμηση της εξειδίκευσης (2.142) δίδονται στους Πίνακες 2.12 και 2.13 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.11

Αποτελέσματα Εφαρμογής του Αλγόριθμου ALG 2.8 στην (2.142) με λ Ε (0.1 , 0.9) με step$_{\lambda}$ =0.1 και r = 1,2,3,4 .

λ	β	RSS	λ	β	RSS
.100	147.97	.13909E+12	.500	67.711	.13782E+12
.100	139.27	.13563E+12	.500	67.578	.13782E+12
.100	139.02	.13555E+12	.500	67.567	.13782E+12
.200	123.13	.13602E+12	.600	46.829	.13837E+12
.200	123.07	.13602E+12	.600	46.630	.13837E+12
.200	123.07	.13602E+12	.600	46.607	.13837E+12
.300	105.92	.13657E+12	.700	24.651	.13860E+12
.300	105.86	.13657E+12	.700	24.348	.13860E+12
.300	105.86	.13657E+12	.700	24.310	.13860E+12
.400	87.429	.13719E+12	.800	.13708	.13776E+12
.400	87.341	.13719E+12	.800	-.38957	.13774E+12
.400	87.339	.13719E+12	.800	-.45359	.13774E+12
			.900	-29.992	.13184E+12
			.900	-31.359	.13166E+12
			.900	-31.517	.13165E+12

Πηγή : Εκτιμήσεις της Μελέτης

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.12

Αποτελέσματα Εφαρμογής του Αλγόριθμου ALG 2.8 στην (2.142) με λ Ε (0.1 , 0.3) με step$_{\lambda}$ =0.05 και r = 1,2,3 .

λ	β	RSS
.10000	149.99	.14065E+12
.10000	139.50	.13565E+12
.10000	139.07	.13555E+12
.15000	131.24	.13577E+12
.15000	131.20	.13577E+12
.15000	131.19	.13577E+12
.20000	123.10	.13602E+12
.20000	123.07	.13602E+12
.20000	123.07	.13602E+12
.25000	114.66	.13629E+12
.25000	114.63	.13629E+12
.25000	114.63	.13629E+12
.30000	105.90	.13657E+12
.30000	105.86	.13657E+12
.30000	105.86	.13657E+12

Πηγή : Εκτιμήσεις της Μελέτης

Τα αποτελέσματα των Πινάκων 2.12 και 2.13 σε σχέση πάντοτε με την προτεινόμενη μεθοδολογία διόρθωσης των στοιχείων , φέρνουν μια αλλαγή στην δυναμική αντίδραση της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία σε σχέση με μια αύξηση της παραγωγής της (MPRI70$_t$) .

Οι διορθωμένες παρατηρήσεις της μεταβλητής για τις περιόδους 1979:1 - 1979:12 και 1984:1 - 1984:12 δίδονται στον Πίνακα 2.13 . Οι διορθώσεις αυτές προέκυψαν από την εφαρμογή του Αλγόριθμου ALG.2.8 Τέλος οι γραφικές ανάλογες παραστάσεις δημοσιευμένων και διορθωμένων στοιχείων δίδονται στα σχεδιαγράμματα που ακολουθούν .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.14

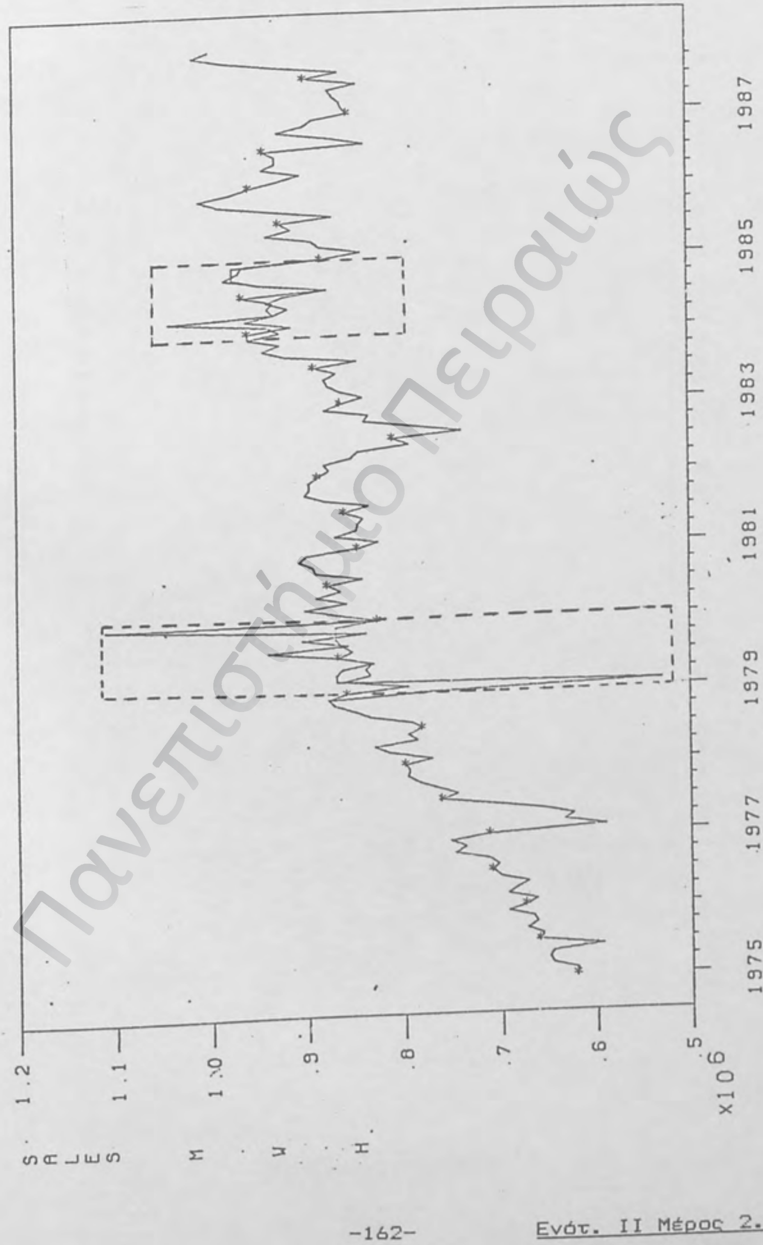
Δημοσιευμένες και Διορθωμένες Παρατηρήσεις της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία για τις περιόδους 1979:1 - 1979:12 και 1984:1 - 1984:12 .

	MEBIOM1	DMEBIOM		MEBIOM1	DMEBIO
1979: 1	772658.	858787.	1984: 1	925519.	958452
1979: 2	529936.	795847.	1984: 2	938236.	914281
1979: 3	869689.	862222.	1984: 3	.104099E+07	960587
1979: 4	870630.	835154.	1984: 4	932329.	931814
1979: 5	864005.	839314.	1984: 5	916626.	938273
1979: 6	831654.	833154.	1984: 6	938072.	931876
1979: 7	868443.	867385.	1984: 7	920825.	964333
1979: 8	939994.	852706.	1984: 8	876377.	877519
1979: 9	857454.	864770.	1984: 9	942802.	947239
1979:10	904511.	869907.	1984:10	982747.	974080
1979:11	838522.	870514.	1984:11	967953.	974713
1979:12	.110928E+07	871012.	1984:12	964438.	973746

Πηγή : Εκτιμήσεις της Μελέτης

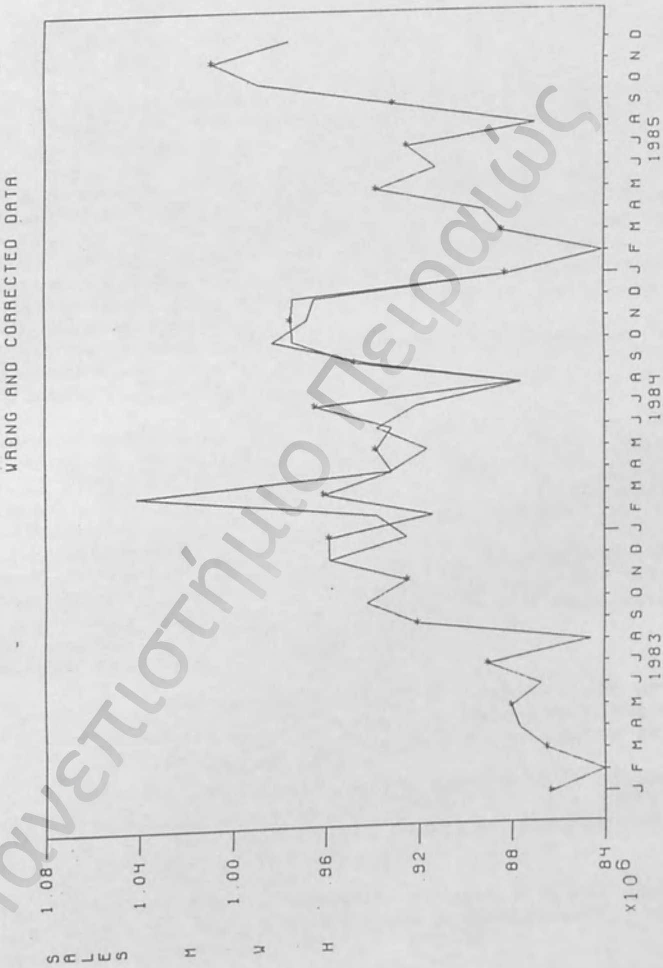
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ-ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε.

Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία



Σχεδιάγραμμα 2.27

ΑΒΣΠ
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ-ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε.



Σχεδιάγραμμα 2.28

2.4.2 ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΗΝ ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ ΚΑΤΑ ΕΙΔΟΣ

1. Υψηλή Τάση
2. Μέση Τάση
3. Χαμηλή Τάση

Θέλοντας να διερευνήσουμε ακόμη βαθύτερα στις δυνατότητες της προτεινόμενης μεθόδου για την διόρθωση μη ορθά δημοσιευμένων παρατηρήσεων θα την εφαρμόσουμε για την διόρθωση επιμέρους κατηγοριών κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία (Υψηλή τάση , Μέση τάση και Χαμηλή τάση) . Η διόρθωση θα γίνει με βάση τον Αλγόριθμο ALG 2.5 , με βάση το Seemingly Unrelated Model εκμεταλευόμενοι την δυνατότητα που μας παρέχεται από αυτή την μέθοδο να χρησιμοποιούμε την μήτρα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων των υπό εκτίμηση εξισώσεων , ως συμπληρωματική πληροφόρηση , ούτως ώστε να επιτύχουμε καλύτερη διόρθωση των μη ορθά δημοσιευμένων παρατηρήσεων των σειρών Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία .

Η εφαρμογή της μεθόδου FIML με βάση τον Αλγόριθμο ALG 2.5 όσο και των εναλλακτικών γίνεται σε δύο στάδια . Το στάδιο της δοκιμής των δυνατοτήτων της μεθόδου διόρθωσης και το στάδιο εφαρμογής της διόρθωσης .

Οσον αφορά το στάδιο δοκιμής των μεθόδων διόρθωσης η εφαρμογή έγινε με στοιχεία της περιόδου 1980:1 - 1985:12 όπου υπάρχουν ορθά διαθέσιμα στοιχεία για την κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία κατά είδος (Χαμηλή , Μέση και Υψηλή Τάση) . Κατ' αυτό τον τρόπο έχουμε την δυνατότητα ελέγχου των δυνατοτήτων κάθε μεθόδου για διορθώσεις των στοιχείων χρονολογικών σειρών με λάθη .

Οσον αφορά το στάδιο εφαρμογής , η τελικά επιλεγείσα μέθοδος διόρθωσης από το στάδιο δοκιμής χρησιμοποιείται για την τελική διόρθωση των χρονολογικών σειρών της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία κατά είδος (Χαμηλή , Υψηλή και Μέση Τάση) .

Στο Κεφάλαιο αυτό παρουσιάζουμε

- Στο μέρος 2.4.2.1 την μεθοδολογία εκτίμησης ενός μηνιαίας βάσης συστήματος για την ερμηνεία της κατα είδος Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία με περίοδο δείγματος εκτίμησης (1980:1 - 1985:12) .
- Στο μέρος 2.4.2.2 υποθέτοντας ότι έχουμε λάθη μέτρησης την υποπερίοδο του δείγματος εκτίμησης 1982:1 - 1982:12 εφαρμόζονται και συγκρίνονται οι διάφορες μέθοδοι διόρθωσης που παρουσιάσθηκαν στα μέρη 2.3.1 - 2.3.4 .

και τέλος

- Στο μέρος 2.4.2.3 την διόρθωση των χρονολογικών σειρών της Καθ' είδος Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία την περίοδο δείγματος εκτίμησης 1976:1 - 1987:12 .

2.4.3.1 Καθ' Είδος Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία
(Υψηλή , Μέση και Χαμηλή Τάση)

Στο μέρος αυτό γίνεται η εκτίμηση ενός Οικονομετρικού Συστήματος για την ερμηνεία της καθ' είδος Κατανάλωσης Η/Ε χρησιμοποιώντας στοιχεία της περιόδου 1980:1 - 1985:12 . μεταβλητές χρησιμοποιούνται οι επιμέρους κατηγορίες κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία . Οι κατηγορίες αυτές όπως δημοσιεύονται από την ΔΕΗ είναι :

Α. MEBIOM_YT = Κατανάλωση (Η/Ε) στην Βιομηχανία (Υψηλή Τάση)
Β. MEBIOM_MT = >> >> >> >> (Μέση Τάση)
Γ. MEBIOM_XT = >> >> >> >> (Χαμηλή Τάση)

Η εκτίμηση γίνεται τόσο με την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων όσο και την Επαναληπτική Μέθοδο των Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων .

Η χρησιμοποιηθείσα μαθηματική και στοχαστική εξειδίκευση είναι αυτή τ Ταυτόχρον Ασυσχέτιστ Συστημάτων Εξισώσεων (Seemingly Unrelated Regression Model) και ως βασική ερμηνευτική μεταβλητή εχρησιμοποιήθηκε ο Δείκτης Βιομηχανικής Παραγωγής $MPRI70_t$ (κλάδοι 20 - 39 , 1970=100) .

$$MEBIOM_{jt} = \alpha_j + \beta_j \sum_{i=0}^{oo} v^j_i \, MPRI70_{t-i} + \sum_{i=1}^{\kappa} m^j_i TR^i_t + \sum_{i=1}^{12} q_{ji} q_{it} +$$

$$+ \sum_{i=1}^{3} \sum_{i=1}^{12} d_{jit} TR^i_t + u_{jt} \qquad (2.143)$$

$j = 1,2,3$
$t = 1980:1 - 1985:12$

όπου $MEBIOM_{jt}$ αντιστοιχεί στις κατηγορίες

MEBIOM_YT , MEBIOM_XT και MEBIOM_MT για j=1,2 και 3 αντιστοίχως .

$MPRI70_t$ = Δείκτης Βιομηχανικής Παραγωγής (κλάδοι 20 - 39 , 1970=100)

$$v^j_i = \beta^j \, (1-\lambda^j)(\lambda^j)^i \qquad i = 1,2,3 \qquad (2.144)$$

Γράφοντας κάθε εξίσωση της (2.143) λαμβάνοντας υπ' όψη τις σχέσεις (2.144) .

για :

$$j = 1 \quad \text{MEBIOM\_YT}_t = a^{(1)} + n^{(1)}{}_0 Z^{(1)}{}_{1t} + b^2(1-\lambda^2) Z^1{}_{2t} + \ldots + u_{1t} \quad (2.145)$$

$$j = 2 \quad \text{MEBIOM\_MT}_t = a^{(2)} + n^{(2)}{}_0 Z^{(2)}{}_{1t} + b^2(1-\lambda^2) Z^2{}_{2t} + \ldots + u_{2t} \quad (2.146)$$

$$j = 3 \quad \text{MEBIOM\_XT}_t = a^{(3)} + n^{(3)}{}_0 Z^{(3)}{}_{3t} + b^2(1-\lambda^2) Z^2{}_{2t} + \ldots + u_{3t} \quad (2.147)$$

$$\text{με} \quad Z^{(1)}{}_{1t} = \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda^{(1)})^j \, \text{MPRI70}_{t-j} \qquad Z^{(1)}{}_{2t} = (\lambda^{(1)})^t \quad (2.148)$$

$$Z^{(2)}{}_{1t} = \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda^{(2)})^j \, \text{MPRI70}_{t-j} \qquad Z^{(2)}{}_{2t} = (\lambda^{(2)})^t \quad (2.149)$$

$$Z^{(3)}{}_{1t} = \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda^{(3)})^j \, \text{MPRI70}_{t-j} \qquad Z^{(3)}{}_{2t} = (\lambda^{(3)})^t \quad (2.150)$$

$$\text{και} \quad E(u_{it}\, u_{jt}) = \begin{bmatrix} \sigma_{11} I_T & \sigma_{12} I_T & \sigma_{13} I_T \\ \sigma_{21} I_T & \sigma_{22} I_T & \sigma_{23} I_T \\ \sigma_{31} I_T & \sigma_{32} I_T & \sigma_{33} I_T \end{bmatrix} = (\Sigma \otimes I_T) \quad (2.151)$$

Γράφοντας κάθε εξίσωση της (2.143) υπό μορφή μητρών

$$\text{MEBIOM\_YT} = X^{(1)}{}_1(\lambda^{(1)}) W^{(1)}{}_1 + X^{(1)}{}_2(\lambda^{(1)}) W^{(1)}{}_2 + u_1 \quad (2.152)$$

$$\text{MEBIOM\_MT} = X^{(2)}{}_1(\lambda^{(2)}) W^{(2)}{}_1 + X^{(2)}{}_2(\lambda^{(2)}) W^{(2)}{}_2 + u_2 \quad (2.153)$$

$$\text{MEBIOM\_XT} = X^{(3)}{}_1(\lambda^{(3)}) W^{(3)}{}_1 + X^{(3)}{}_2(\lambda^{(3)}) W^{(3)}{}_2 + u_3 \quad (2.154)$$

με

$$X^{(1)}{}_1(\lambda^{(1)}) = [\ 1 \ Z^{(1)}{}_1 \ TR^{(1)} \ D^{(1)} \ D^{(1)}1 \ D^{(1)}2 \ D^{(1)}3\ ] \quad (2.155)$$

$$X^{(2)}{}_1(\lambda^{(2)}) = [\ 1 \ Z^{(2)}{}_1 \ TR^{(2)} \ D^{(2)} \ D^{(2)}1 \ D^{(2)}2 \ D^{(2)}3\ ] \quad (2.156)$$

$$X^{(3)}{}_1(\lambda^{(3)}) = [\ 1 \ Z^{(3)}{}_1 \ TR^{(3)} \ D^{(3)} \ D^{(3)}1 \ D^{(3)}2 \ D^{(3)}3\ ] \quad (2.157)$$

$$\text{και} \quad X^{(1)}{}_2(\lambda^{(1)}) = [\ Z^{(1)}{}_2\ ] \quad (2.158)$$

$$X^{(2)}{}_2(\lambda^{(2)}) = [\ Z^{(2)}{}_2\ ] \quad (2.159)$$

$$X^{(3)}{}_2(\lambda^{(3)}) = [\ Z^{(3)}{}_2\ ] \quad (2.160)$$

Γράφοντας τις εξισώσεις (2.152) έως (2.160) πιο αθροιστικά έχουμε

$$y = X(\lambda^{(1)}\ \lambda^{(2)}\ \lambda^{(3)})\ W + u \qquad (2.161)$$

με

$$y = \begin{bmatrix} \text{MEBIOM\_YT} \\ \text{MEBIOM\_MT} \\ \text{MEBIOM\_XT} \end{bmatrix}$$

$$X(\lambda^{(1)}\ ,\ \lambda^{(2)}\ ,\ \lambda^{(3)}) =$$

$$\begin{bmatrix} X^{(1)}{}_1(\lambda^{(1)}) & X^{(1)}{}_2(\lambda^{(1)}) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & X^{(2)}{}_1(\lambda^{(2)}) & X^{(2)}{}_2(\lambda^{(2)}) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & X^{(3)}{}_1(\lambda^{(3)}) & X^{(3)}{}_2(\lambda^{(3)}) \end{bmatrix}$$

$$W = \begin{bmatrix} W^{(1)}{}_1 \\ W^{(1)}{}_2 \\ W^{(2)}{}_1 \\ W^{(2)}{}_2 \\ W^{(3)}{}_1 \\ W^{(3)}{}_2 \end{bmatrix}$$

με $E(u\,u') = \Phi = \Sigma \otimes I_T$ (2.162)

όπου

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{23} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} \end{bmatrix} \qquad (2.163)$$

Εκτιμήσεις Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων του Συστήματος (2.161) , μπορεί να γίνει με την ελαχιστοποίηση της :

$$\min_{W} u'\ \Phi^{-1}\ u = \min\ (y - X(\lambda^{(1)},\lambda^{(2)},\lambda^{(3)})'(.) \qquad (2.164)$$

δεδομένων των τιμών των $\lambda^{(1)}$, $\lambda^{(2)}$ και $\lambda^{(3)}$. Η ικανότητα που μας δίνει η εξειδίκευση (2.161) να χρησιμοποιήσουμε Separable Least Squares , μας οδηγεί στον εξής αλγόριθμο εκτίμησης των παραμέτρων της .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ 2.9

```
$0 \leq \lambda^{(1)} \leq 1$
    $0 \leq \lambda^{(2)} \leq 1$
        $0 \leq \lambda^{(3)} \leq 1$
            $\min_{W} \; u'\Phi^{-1}u$
                $\widehat{W} = [\, X'(\lambda^{(1)}\lambda^{(2)}\lambda^{(3)}) \; \Phi^{-1} \; X(.) \,]^{-1} \; X'(.)-1 \; y$
                $V(W) = [\, X'(.)( \Sigma^{-1} \otimes I) \; X(.)]^{-1}$
                $\widehat{\sigma}_{ij} = 1/T \quad \widehat{u}'_{i} \; \widehat{u}_{j} \qquad i,j = 1,2,3$ .

Διαλέγουμε την τιμή των $\lambda^{(1)}$ , $\lambda^{(2)}$ και $\lambda^{(3)}$
που έχουμε το ελάχιστο $TRSS = RSS^{(1)}+RSS^{(2)}+RSS^{(3)}$
```

Μια τροποποίηση του Αλγόριθμου ALG 2.9 για να λάβουμε υπ' όψη τον επαναληπτικό χαρακτήρα των Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων (Iterative Generalized Least Squares) , δίδεται στον Αλγόριθμο 2.10 .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ 2.10

```
$0 < \lambda^{(1)} \leq 1$
    $0 < \lambda^{(2)} \leq 1$
        $0 < \lambda^{(3)} \leq 1$
            $r=1,2,...$
                $\hat{W}_r = [ X'(\lambda^{(1)} \lambda^{(2)} \lambda^{(3)}) (\Sigma_r \otimes I_T)^{-1} X( . ) ]^{-1}$
                $\hat{W}_r = [X'(\lambda^{(1)} \lambda^{(2)} \lambda^{(3)})(\Sigma_r \otimes I_T)^{-1} X(.)]^{-1} [X(.)(\Sigma_r \otimes I_T)^{-1} y]$
                $[\sigma_{ij}]_r = \frac{1}{T} \hat{u}'_j \hat{u}_i$    $i=1,2,...m$ , $j=1,2,...n$
                $\Sigma_r = [\sigma_{ij}]_r$
            (Μέχρι Σύγκλιση)
Διαλέγουμε την τιμή των $\lambda^{(1)}$ , $\lambda^{(2)}$ και $\lambda^{(3)}$
που έχουμε το ελάχιστο $TRSS = RSS^{(1)}+RSS^{(2)}+RSS^{(3)}$
```

Εκτιμήσεις Ελαχίστων Τετραγώνων

Η εφαρμογή των μεθόδων εκτίμησης (τόσο σ' επίπεδο απλής εξίσωσης όσο και σ' επίπεδο συστήματος Αλγόριθμος ALG 2.10) για τις τρεις επιμέρους κατηγορίες κατανάλωσης Η/Ε δίδονται στις γραμμές που ακολουθούν :

Οι εκτιμήσεις αυτές έγιναν με προγράμματα[1] ειδικά για αυτές τις περιπτώσεις , μια και τα διαθέσιμα προγράμματα για τέτοιου είδους εκτιμήσεις είναι εντελώς ανύπαρκτα . Οι εκτιμήσεις βασίσθηκαν στους ανάλογους πίνακες όπου παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των επαναληπτικών διαδικασιών που προβλέπει η κάθε μέθοδος εκτίμησης .

1. Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Υψηλή Τάση)

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1980:1 - 1985:12
Μέθοδος Εκτίμησης : Μή Γραμμικά Ελάχιστα Τετράγωνα .

$$MEBIOM\_YT_t = \underset{[3.13]}{-\ 411410.0} + \sum_{j=o}^{\infty} v_j MPRI70_{t-j} \underset{[8.2]}{-\ 13798.4*TR_t} + \underset{[9.6]}{464.77*TR^2_t} -$$

$$\underset{[9.5]}{-\ 4.00*TR^3_t} + \underset{[3.3]}{29311.3*Q_{3t}} \underset{[2.8]}{-\ 45999.7*Q_{6t}} + \underset{[4.2]}{48211.6*Q_{8t}} + \underset{[2.2]}{511.1*Q_{4t}*TR_t} +$$

$$+ \underset{[3.6]}{756.85*Q_{5t}*TR_t} + \underset{[1.86]}{732.2*Q^{6t}*TR_t} + \underset{[2.4]}{522.6*Q^{7t}*TR_t} + \underset{[3.4]}{90.4*Q_{1t}*TR^2_t} +$$

$$+ \underset{[1.48]}{37.7*Q_{2t}*TR^2_t} \underset{[3.18]}{-\ 1.464*Q_{1t}*TR^3_t} \underset{[1.94]}{-\ 0.85026*Q_{2t}*TR^3_t}$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} v_j\ MPRI70_{t-j} = \sum_{j=o}^{t-1} \beta(1-\lambda)\lambda^j\ MPRI70_{t-j} + n_o\ \lambda^t \qquad (2.165)$$

$n_o = 521605.6$, $\beta(1-\lambda) = 1723.04$, $\lambda=-0.668$.

```
DEPENDENT VARIABLE      1      MEB1_YT
FROM     1980: 1 UNTIL    1985:12
TOTAL OBSERVATIONS       72     SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS      72     DEGREES OF FREEDOM      55
R**2               .82739035    RBAR**2          .77975845
SSR             .17428900E+11   SEE             18226.865
DURBIN-WATSON   1.11879944
Q(  24)=     99.1609        SIGNIFICANCE LEVEL   .000000
```

---

[1] Τα Προγράμματα αυτά είναι γραμμένα σε FORTRAN IV και ειδικά προσαρμοσμένα για να λειτουργούν με τις υπορουτίνες του RATS System .

Πίνακας 2.14

Αποτελέσματα Επαναληπτικής Διαδικασίας για την
Εκτίμηση της Εξειδίκευσης (2.165) $0.1 \leq \lambda \leq 0.9$ $step_{\lambda}=0.1$

1	.100000	.617197E+11
2	.200000	.321102E+11
3	.300000	.302561E+11
4	.400000	.263162E+11
5	.500000	.210379E+11
6	.600000	.184887E+11
7	.700000	.175286E+11
8	.800000	.208688E+11
9	.900000	.580297E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Πίνακας 2.15

Αποτελέσματα Επαναληπτικής Διαδικασίας για την
Εκτίμηση της Εξειδίκευσης (2.165) με $0.660 \underline{<}= \lambda \underline{<}= 0.720$ και $step_{\lambda}=0.02$

1	.660000	.174393E+11	16	.690000	.180430E+11
2	.662000	.174349E+11	17	.692000	.180529E+11
3	.664000	.174318E+11	18	.694000	.180643E+11
4	.666000	.174299E+11	19	.696000	.175221E+11
5	.668000	.174294E+11	20	.698000	.175246E+11
6	.670000	.174302E+11	21	.700000	.175286E+11
7	.672000	.174323E+11	22	.702000	.175341E+11
8	.674000	.185678E+11	23	.704000	.180720E+11
9	.676000	.185663E+11	24	.706000	.175888E+11
10	.678000	.185662E+11	25	.708000	.180564E+11
11	.680000	.185676E+11	26	.710000	.180512E+11
12	.682000	.174640E+11	27	.712000	.180478E+11
13	.684000	.174747E+11	28	.714000	.180461E+11
14	.686000	.180280E+11	29	.716000	.180462E+11
15	.688000	.180347E+11	30	.718000	.180482E+11
16	.690000	.180430E+11	31	.720000	.180521E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

2. Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Μέση Τάση)

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1980:1 - 1985:12
Μέθοδος Εκτίμησης : Μή Γραμμικά Ελάχιστα Τετράγωνα

$$MEBIOM\_MT_t = \underset{[1.9]}{39211.4} + \sum_{j=0}^{\infty} v_j MPRI70_{t-j} + \underset{[6.9]}{1846.6*TR_t} - \underset{[5.5]}{17.25*TR^2_t} -$$

$$- \underset{[7.8]}{28644.6*Q_{1t}} - \underset{[5.3]}{150739*Q_{3t}} - \underset{[7.4]}{20913.7*Q_{4t}} - \underset{[11.4]}{31442.3*Q_{5t}} - \underset{[3.07]}{8389.5*Q_{6t}} -$$

$$- \underset{[5.6]}{16101.2*Q_{7t}} - \underset{[13.3]}{45177.4*Q_{8t}} - \underset{[4.3]}{11720.13*Q_{9t}} + \underset{[1.76]}{4826.3*Q_{10t}} - \underset{[2.3]}{0.0797*Q_{1t}*TR^3_t}$$

(2.166)

$$\sum_{j=0}^{\infty} v_j \, MPRI70_{t-j} = \sum_{j=0}^{t-1} \beta(1-\lambda)\lambda^j \, MPRI70_{t-j} + n_o \lambda^t$$

$$n_o = \underset{[6.07]}{208474.8} \quad , \quad \beta(1-\lambda) = \underset{[6.28]}{381.58} \quad , \quad \lambda = 0.708 \, .$$

```
DEPENDENT VARIABLE    1      MEB1_MT
FROM     1980: 1 UNTIL     1985:12
TOTAL OBSERVATIONS        72     SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS       72     DEGREES OF FREEDOM      57
R**2               .94046929     RBAR**2          .92584772
SSR            .18821203E+10     SEE          5746.2731
DURBIN-WATSON  1.81881891
Q(  24)=    26.2444        SIGNIFICANCE LEVEL  .340881
```

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.16

Αποτελέσματα Επαναληπτικής Διαδικασίας για την
Εκτίμηση της Εξειδίκευσης (2.166) με $0.1 \leq \lambda \leq .9$ step$_\lambda$=0.1

1	.100000	.201523E+10
2	.200000	.193633E+10
3	.300000	.189004E+10
4	.400000	.192010E+10
5	.500000	.185269E+10
6	.600000	.190656E+10
7	.700000	.188264E+10
8	.800000	.190922E+10
9	.900000	.204486E+10

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.17

Αποτελέσματα Επαναληπτικής Διαδικασίας για την
Εκτίμηση της Εξειδίκευσης (2.166) με $0.608 \leq \lambda \leq 0.788$ step$_\lambda$=0.02

1	.608000	.191016E+10
2	.628000	.190143E+10
3	.648000	.189402E+10
4	.668000	.188815E+10
5	.688000	.188409E+10
6	.708000	.188212E+10
7	.728000	.188254E+10
8	.748000	.188568E+10
9	.768000	.189189E+10
10	.788000	.190157E+10

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

3. Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Χαμηλή Τάση)

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1980:1 - 1985:12
Μέθοδος Εκτίμησης : Μη Γραμμικά Ελάχιστα Τετράγωνα .

$$\text{MEBIOM\_XT}_t = \underset{[2.9]}{-\,6344.27} + \sum_{j=0}^{\infty} v_j \text{MPRI70}_{t-j} + \underset{[13.2]}{69767.4*\text{DUM84}} + \underset{[3.7]}{11.27*\text{TR}^2_t} -$$

$$- \underset{[2.7]}{0.1149*\text{TR}^3_t} + \underset{[5.28]}{10722.4*Q_{1t}} + \underset{[3.3]}{166.28*Q_{2t}*\text{TR}_t} + \underset{[1.41]}{65.8139*Q_{9t}*\text{TR}_t}$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} v_j \,\text{MPRI70}_{t-j} = \sum_{j=0}^{t-1} \beta(1-\lambda)\lambda^j \,\text{MPRI70}_{t-j} + n_o \lambda^t \quad (2.167)$$

$$n_o = \underset{[4.77]}{87027.38} \;,\; \beta(1-\lambda) = \underset{[5.87]}{223.26} \;,\; \lambda = 0.69 \,.$$

```
DEPENDENT VARIABLE   1      MEB1_XT
FROM    1980: 1 UNTIL    1985:12
TOTAL OBSERVATIONS      72     SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS     72     DEGREES OF FREEDOM      63
R**2             .87084752     RBAR**2          .85084721
SSR         .12243788E+10      SEE          4408.3315
DURBIN-WATSON   1.67826717
Q(  24)=    53.0513        SIGNIFICANCE LEVEL   .569526E-03
```

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.18

Αποτελέσματα Επαναληπτικής Διαδικασίας για την
Εκτίμηση της Εξειδίκευσης (2.167) με 0.1 $\leq$ λ $\leq$ .9 $step_\lambda$=0.1

1	.100000	.399132E+09
2	.200000	.401432E+09
3	.300000	.402558E+09
4	.400000	.413898E+09
5	.500000	.409198E+09
6	.600000	.428468E+09
7	.700000	.429295E+09
8	.800000	.431149E+09
9	.900000	.366279E+09

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.19

Αποτελέσματα Επαναληπτικής Διαδικασίας για την
Εκτίμηση της Εξειδίκευσης (2.167) με 0.3 $\leq$ λ $\leq$ .8 $step_\lambda$= 0.1

	λ	RSS		λ	RSS
1	.300	.154277E+10	1	.7000	.124725E+10
2	.330	.151379E+10	2	.7100	.124542E+10
3	.360	.148442E+10	3	.7200	.124429E+10
4	.390	.145487E+10	4	.7300	.124390E+10
5	.420	.142537E+10	5	.7400	.124431E+10
6	.450	.139619E+10	6	.7500	.124557E+10
7	.480	.136765E+10	7	.7600	.124776E+10
8	.510	.134011E+10	8	.7700	.125093E+10
9	.540	.131398E+10	9	.7800	.125515E+10
10	.570	.128973E+10	10	.7900	.126047E+10
11	.600	.126793E+10	11	.8000	.126696E+10
12	.630	.124922E+10			
13	.660	.123439E+10			
14	.690	.122438E+10			

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Η εφαρμογή του Αλγορίθμου 2.9 για την εκτίμηση του συστήματος των εξισώσεων (2.143) , έγινε για την περίοδο δείγματος εκτίμησης 1980:1 - 1985:12 . Πρόκειται για μια σχετικά δύσκολη επαναληπτική διαδικασία , σε σχέση τόσο με τα $\lambda^{(1)}$, $\lambda^{(2)}$ και $\lambda^{(3)}$ όσο και σε σχέση με την μήτρα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων . Θέλοντας να αποφύγουμε το μεγάλο κόστος υπολογισμών οι SURE εκτιμήσεις έγιναν μόνο σε δύο στάδια .

Στον Πίνακα 2.20 παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα εφαρμογής της επαναληπτικής διαδικασίας του Αλγόριθμου ALG 2.10 για τις τιμές των $\lambda^{(1)}$, $\lambda^{(2)}$ και $\lambda^{(3)}$

$$0.3 \le \lambda^{(1)} \le 0.9$$
$$0.3 \le \lambda^{(2)} \le 0.9$$
$$0.3 \le \lambda^{(3)} \le 0.9$$

Με βήματα μεταβολής $step_{\lambda 1} = 0.2$, $step_{\lambda 2} = 0.2$, $step_{\lambda 3} = 0.2$.

Ως κριτήριο επιλογής του σημείου σύγκλισης του Αλγόριθμου ALG 2.10 επιλέγει το:

$$TRSS = \sum_{j=1}^{3} RSS_{(j)} = RSS_{(1)} + RSS_{(2)} + RSS_{(3)} \qquad (2.168)$$

όπου $RSS_{(1)}$ = Residual Square Sum της Εξειδίκευσης (2.165)
$RSS_{(2)}$ = Residual Square Sum της Εξειδίκευσης (2.166)
$RSS_{(3)}$ = Residual Square Sum της Εξειδίκευσης (2.167)

Πίνακας 2.20

Αποτελέσματα Εφαρμογής του Αλγόριθμου 2.9 για την Εκτίμηση του Συστήματος (2.165),(2.166) και (2.167) με
$0.3 \le \lambda^{(1)} \le 0.9$, $0.3 \le \lambda^{(2)} \le 0.9$, $0.3 \le \lambda^{(3)} \le 0.9$

λ(1)	λ(2)	λ(3)	SSR_1	SSR_2	SSR_3	TRSS
0.3	0.3	0.3	0.3292E11	0.212E10	0.1558E10	3.65988E10
0.3	0.3	0.5	0.3264E11	0.2121E10	0.1357E10	3.6018E10
0.3	0.3	0.7	0.3235E11	0.2121E10	0.1224E10	3.5695E10
0.3	0.3	0.9	0.3247E11	0.2127E10	0.1400E10	3.5997E10
0.3	0.5	0.3	0.3289E11	0.1978E10	0.1557E10	3.6425E10
0.3	0.5	0.5	0.3263E11	0.1978E10	0.1357E10	3.5965E10
0.3	0.5	0.7	0.3236E11	0.1979E10	0.1224E10	3.5563E10
0.3	0.5	0.9	0.3246E11	0.1982E10	0.1401E10	3.5843E10
0.3	0.7	0.3	0.3292E11	0.1899E10	0.1558E10	3.6377E10
0.3	0.7	0.5	0.3266E11	0.19006E10	0.1357E10	3.5917E10
0.3	0.7	0.7	0.3239E11	0.1903E10	0.1225E10	3.5518E10
0.3	0.7	0.9	0.3249E11	0.1902E10	0.1403E10	3.5795E10
0.3	0.9	0.3	0.3310E11	0.2046E10	0.1557E10	3.6703E10
0.3	0.9	0.5	0.3279E11	0.2047E10	0.1357E10	3.6394E10
0.3	0.9	0.7	0.3244E11	0.2048E10	0.1225E10	3.5713E10
0.3	0.9	0.9	0.3256E11	0.2061E10	0.1405E10	3.6020E10
0.5	0.3	0.3	0.2436E11	0.2122E10	0.1553E10	2.8005E10
0.5	0.3	0.5	0.2430E11	0.2122E10	0.1355E10	2.7777E10
0.5	0.3	0.7	0.2419E11	0.2121E10	0.1224E10	2.7535E10
0.5	0.3	0.9	0.2425E11	0.2126E10	0.1398E10	2.7774E10
0.5	0.5	0.3	0.2434E11	0.1975E10	0.1553E10	2.7868E10
0.5	0.5	0.5	0.2422E11	0.1975E10	0.1355E10	2.762E10
0.5	0.5	0.7	0.2420E11	0.1975E10	0.1224E10	2.739E10
0.5	0.5	0.9	0.2425E11	0.1977E10	0.1399E10	2.7626E10

(Συνεχίζεται)

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.20 (Συνέχεια)

0.5	0.7	0.3	0.2435E11	0.1891E10	0.1553E10	2.7794E10
0.5	0.7	0.5	0.2430E11	0.1891E10	0.1356E10	2.7547E10
0.5	0.7	0.7	0.2421E11	0.1894E10	0.1225E10	2.7396E10
0.5	0.7	0.9	0.2426E11	0.1892E10	0.1401E10	2.7553E10
0.5	0.9	0.3	0.2442E11	0.2047E10	0.1553E10	2.802E10
0.5	0.9	0.5	0.2438E11	0.2047E10	0.1355E10	2.7782E10
0.5	0.9	0.7	0.2427E11	0.2048E10	0.1225E10	2.7543E10
0.5	0.9	0.9	0.2431E11	0.2062E10	0.1404E10	2.7776E10
0.7	0.3	0.3	0.1812E11	0.2123E10	0.1544E10	2.1787E10
0.7	0.3	0.5	0.1812E11	0.2122E10	0.1350E10	1.5248E10
0.7	0.3	0.7	0.1812E11	0.2121E10	0.1222E10	2.1463E10
0.7	0.3	0.9	0.1819E11	0.2123E10	0.1399E10	2.1712E10
0.7	0.5	0.3	0.1812E11	0.1973E10	0.1543E10	2.1636E10
0.7	0.5	0.5	0.1812E11	0.1974E10	0.1349E10	2.1443E10
0.7	0.5	0.7	0.1813E11	0.1974E10	0.1222E10	2.1326E10
0.7	0.5	0.9	0.1820E11	0.1974E10	0.1392E10	2.1573E10
0.7	0.7	0.3	0.1813E11	0.1884E10	0.1543E10	2.1557E10
0.7	0.7	0.5	0.1812E11	0.1885E10	0.1350E10	2.1355E10
0.7	0.7	0.7	0.1813E11	0.1888E10	0.1223E10	2.1241E10
0.7	0.7	0.9	0.1819E11	0.1886E10	0.1400E10	2.1516E10
0.7	0.9	0.3	0.1811E11	0.2045E10	0.1543E10	2.1698E10
0.7	0.9	0.5	0.1811E11	0.2045E10	0.1349E10	2.1504E10
0.7	0.9	0.7	0.1811E11	0.2047E10	0.1223E10	2.1381E10
0.7	0.9	0.9	0.1818E11	0.2058E10	0.1402E10	2.164E10
0.9	0.3	0.3	0.2897E11	0.2122E10	0.1542E10	3.263E10
0.9	0.3	0.5	0.2898E11	0.2121E10	0.1349E10	3.245E10
0.9	0.3	0.7	0.2898E11	0.2121E10	0.1222E10	3.2323E10
0.9	0.3	0.9	0.2912E11	0.2124E10	0.1398E10	3.2642E10
0.9	0.5	0.3	0.2899E11	0.1974E10	0.1542E10	3.2507E10
0.9	0.5	0.5	0.2900E11	0.1974E10	0.1349E10	3.2323E10
0.9	0.5	0.7	0.2900E11	0.1974E10	0.1222E10	3.2194E10
0.9	0.5	0.9	0.2914E11	0.1975E10	0.1398E10	5.2578E10
0.9	0.7	0.3	0.2898E11	0.1885E10	0.1542E10	3.4219E10
0.9	0.7	0.5	0.2899E11	0.1884E10	0.1395E10	3.2269E10
0.9	0.7	0.7	0.2899E11	0.1886E10	0.1225E10	3.210E10
0.9	0.7	0.9	0.2911E11	0.1886E10	0.1399E10	3.2385E10
0.9	0.9	0.3	0.2896E11	0.2045E10	0.1542E10	3.2547E10
0.9	0.9	0.5	0.2896E11	0.2045E10	0.1349E10	3.2354E10
0.9	0.9	0.7	0.2896E11	0.2045E10	0.1222E10	3.2225E10
0.9	0.9	0.9	0.2910E11	0.2053E10	0.1400E10	3.2553E10

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Με βάση τα αποτελέσματα του Πίνακα 2.20 , για να επιτύχουμε ακριβέστερες εκτιμήσεις επαναλάβαμε την παραπάνω διαδικασία στο διάστημα τιμών

$$0.65 \le \lambda^{(1)} \le 0.74$$
$$0.65 \le \lambda^{(2)} \le 0.74$$
$$0.65 \le \lambda^{(3)} \le 0.74$$

με βήματα μεταβολής $step_{\lambda 1} = step_{\lambda 2} = step_{\lambda 3} = 0.2$

Τα αποτελέσματα αυτής της διαδικασίας παρουσιάζονται στον Πίνακα 2.21 . Η επιλογή του σημείου σύγκλισης του Αλγόριθμου ALG 2.10 με βάση τα στοιχεία του Πίνακα 2.21 , είναι :

$$\lambda^{(1)} = 0.71$$
$$\lambda^{(2)} = 0.71$$
$$\lambda^{(3)} = 0.71$$

και οι εκτιμήσεις Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων στο σύστημα εξισώσεων .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.21

Αποτελέσματα Εφαρμογής του Αλγορίθμου ALG 2.9 για την Εκτίμηση
του Συστήματος (2.165),(2.166) και (2.167) για
λ(1) , λ(2) και λ(3) E (0.65,0.74)

$\lambda^{(1)}$	$\lambda^{(2)}$	$\lambda^{(3)}$	RSS_1	RSS_2	RSS_3	TRSS
0.65	0.65	0.65	0.1891E11	0.1897E10	0.1240E10	2.2047
0.65	0.65	0.68	0.1890E11	0.1898E10	0.1228E10	2.2025
0.65	0.65	0.71	0.1890E11	0.1898E10	0.1222E10	2.202
0.65	0.65	0.74	0.1890E11	0.1898E10	0.1222E10	2.202
0.65	0.68	0.65	0.1890E11	0.1890E10	0.1240E10	2.203
0.65	0.68	0.68	0.1890E11	0.1891E10	0.1228E10	2.2019
0.65	0.68	0.71	0.1890E11	0.1891E10	0.1222E10	2.2013
0.65	0.68	0.74	0.1890E11	0.1891E10	0.1222E10	2.2013
0.65	0.71	0.65	0.1980E11	0.1880E10	0.1240E10	2.292
0.65	0.71	0.68	0.1980E11	0.1885E10	0.1228E10	2.2913
0.65	0.71	0.71	0.1890E11	0.1889E10	0.1222E10	2.2007
0.65	0.71	0.74	0.1890E11	0.1889E10	0.1222E10	2.2011
0.65	0.74	0.65	0.1890E11	0.1890E10	0.1240E10	2.203
0.65	0.74	0.68	0.1890E11	0.1891E10	0.1228E10	2.2019
0.65	0.74	0.71	0.1890E11	0.1891E10	0.1222E10	2.2013
0.65	0.74	0.74	0.1890E11	0.1892E10	0.1223E10	2.2015
0.68	0.65	0.65	0.1834E11	0.1897E10	0.1239E10	2.1476
0.68	0.65	0.68	0.1834E11	0.1897E10	0.1228E10	2.1766
0.68	0.65	0.71	0.1834E11	0.1898E10	0.1221E10	2.1544
0.68	0.65	0.74	0.1834E11	0.1898E10	0.1224E10	2.1454
0.68	0.68	0.65	0.1834E11	0.1890E10	0.1239E10	2.1469
0.68	0.68	0.68	0.1834E11	0.1890E10	0.1228E10	2.1552
0.68	0.68	0.71	0.1834E11	0.1891E10	0.1221E10	2.1452
0.68	0.68	0.74	0.1834E11	0.1891E10	0.1222E10	2.1453
0.68	0.71	0.65	0.1833E11	0.1887E10	0.1239E10	2.1456
0.68	0.71	0.68	0.1834E11	0.1887E10	0.1228E10	2.1455
0.68	0.71	0.71	0.1834E11	0.1884E10	0.1222E10	2.1402
0.68	0.71	0.74	0.1834E11	0.1882E10	0.1222E10	2.1451
0.68	0.74	0.65	0.1833E11	0.1889E10	0.1239E10	2.1458
0.68	0.74	0.68	0.1833E11	0.1890E10	0.1228E10	2.1448
0.68	0.74	0.71	0.1833E11	0.1891E10	0.1222E10	2.1443
0.68	0.74	0.74	0.1833E11	0.1891E10	0.1222E10	2.1443

(Συνεχίζεται)

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.21 (Συνέχεια)

0.71	0.65	0.65	0.1808E11	0.1897E10	0.1239E10	2.1275
0.71	0.65	0.68	0.1808E11	0.1897E10	0.1227E10	2.1204
0.71	0.65	0.71	0.1808E11	0.1897E10	0.1221E10	2.1198
0.71	0.65	0.74	0.1809E11	0.1897E10	0.1222E10	2.1209
0.71	0.68	0.65	0.1808E11	0.1889E10	0.1239E10	2.1208
0.71	0.68	0.68	0.1808E11	0.1890E10	0.1227E10	2.1197
0.71	0.68	0.71	0.1808E11	0.1890E10	0.1221E10	2.1191
0.71	0.68	0.74	0.1809E11	0.1890E10	0.1222E10	2.1202
0.71	0.71	0.65	0.1808E11	0.1886E10	0.1239E10	2.1205
0.71	0.71	0.68	0.1808E11	0.1887E10	0.1227E10	2.1194
0.71	0.71	0.71	0.1808E11	0.1887E10	0.1221E10	2.1188
0.71	0.71	0.74	0.1808E11	0.1888E10	0.1222E10	2.119
0.71	0.74	0.65	0.1808E11	0.1888E10	0.1239E10	2.1207
0.71	0.74	0.68	0.1808E11	0.1889E10	0.1227E10	2.1196
0.71	0.74	0.71	0.1808E11	0.1890E10	0.1221E10	2.1191
0.71	0.74	0.74	0.1808E11	0.1891E10	0.1222E10	2.1193
0.74	0.65	0.65	0.1823E11	0.1896E10	0.1239E10	2.1265
0.74	0.65	0.68	0.1823E11	0.1896E10	0.1227E10	2.1353
0.74	0.65	0.71	0.1823E11	0.1897E10	0.1221E10	2.1348
0.74	0.65	0.74	0.1823E11	0.1897E10	0.1222E10	2.1349
0.74	0.68	0.65	0.1822E11	0.1889E10	0.1239E10	2.1348
0.74	0.68	0.68	0.1822E11	0.1889E10	0.1227E10	2.1336
0.74	0.68	0.71	0.1823E11	0.1889E10	0.1221E10	2.134

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Υψηλή Τάση).

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1980:1 - 1985:12
Μέθοδος Εκτίμησης : Επαναληπτική Μέθοδος μη Γραμμικών Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων .

$$MEBIOM\_YT_t = \underset{[3.8]}{-495770.9} + \sum_{j=o}^{oo} v_j\ MPRI70_{t-j} +$$

$$\underset{[9.3]}{-14571.9}*TR_t + \underset{[11.2]}{489.5}*TR^2_t - \underset{[11.2]}{4.22}*TR^3_t +$$

$$+ \underset{[3.8]}{28464.6}*Q_{3t} - \underset{[3.2]}{43884.05}*Q_{6t} + \underset{[4.8]}{46445.8}*Q_{8t} +$$

$$+ \underset{[2.5]}{480.07}*Q_{4t}*TR_t + \underset{[4.1]}{739.4}*Q_{5t}*TR_t + \underset{[2.08]}{687.8}*Q_{6t}*TR_t +$$

$$+ \underset{[2.7]}{492.08}*Q_{7t}*TR_t + \underset{[4.06]}{91.63}*Q_{1t}*TR^2_t + \underset{[1.89]}{40.36}*Q_{2t}*TR^2_t -$$

$$- \underset{[3.8]}{1.5121}*Q_{1t}*TR^3_t - \underset{[2.4]}{0.9047}*Q_{2t}*TR^3_t$$

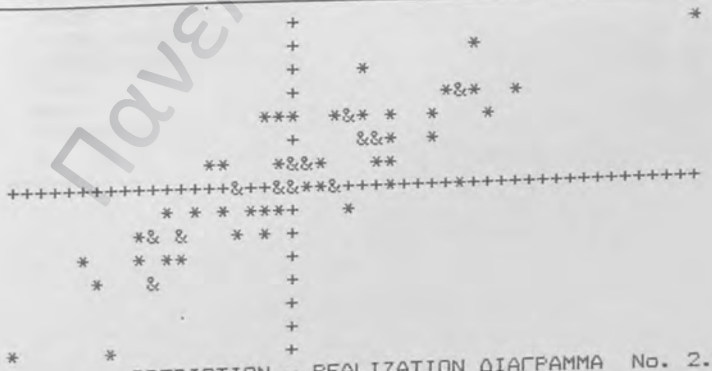
$$\sum_{j=o}^{oo} v_j\ MPRI70_{t-j} = \sum_{j=o}^{t-1} \beta(1-\lambda)\lambda^j\ MPRI70_{t-j} + n_o\ \lambda^t \quad (2.169)$$

$$n_o = \underset{[6.27]}{630700.5} \quad , \ \beta(1-\lambda^{(1)}) = \underset{[8.88]}{1644.2} \quad , \ \lambda^{(1)} = 0.71 \ .$$

```
EQUATION     1
DEPENDENT VARIABLE     3      MEB1_YT
FROM    1980: 1 UNTIL     1985:12
TOTAL OBSERVATIONS        72      SKIPPED/MISSING            0
USABLE OBSERVATIONS       72      DEGREES OF FREEDOM        55
R**2              .83106609      RBAR**2            .78192169
SSR           .18092553E+11      SEE          18137.131
DURBIN-WATSON  1.10256614
Q(  24)=    110.896        SIGNIFICANCE LEVEL  .000000
```

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.22

```
                 ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
                   ΤΟΥ ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ
 ------------------------------------------------------------------
 ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                              = 1976:1-1985:12
*--------------* VARIABLES AS LEVELS *------------------------------*
 MEAN OF ACTUAL                                =    .49867E+06
 MEAN OF PREDICTION                            =    .49867E+06
 VARIANCE OF ACTUAL                            =    .15084E+10
 VARIANCE OF PREDICTION                        =    .12511E+10
 MEAN ERROR.                                   =   -.47456E-06
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                          =    12409.
 SUM OF SQUARED ERRORS.                        =    .18272E+11
 MEAN SQUARED ERROR.                           =    .25378E+09
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.                 =    16042.
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                        =   -.11413      %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.               =    2.5184      %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                       =    15930.
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.               =    .32748E-01
*---------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES ---------------------------*
 THEIL S U66                                   =    .54508
 McLaughlins Batting Average                   =    345.49
 MEAN SQUARE ERROR                             =    .11051E-02
 MEAN OF PREDICTION.                           =    .49134E-02
 MEAN OF ACTUAL.                               =    .38303E-02
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.              =    .65204E-01
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.                 =    .60874E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.            =    .86327
 BIAS PROPORTION ..............UM              =    .10615E-02
 VARIANCE PROPORTION.........US                =    .16965E-01
 COVARIANCE PROPORTION........UC               =    .98197
 ------------------------------------------------------------------
 ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ
```



PREDICTION - REALIZATION ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ No. 2.30

Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Μέση Τάση).

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1980:1 - 1985:12
Μέθοδος Εκτίμησης : Επαναληπτική Μέθοδος μη Γραμμικών Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων .

$$
\begin{aligned}
MEBIOM\_MT_t = {} & \underset{[1.74]}{28865.3} + \sum_{j=0}^{\infty} v_j MPRI70_{t-j} + \\
& + \underset{[7.9]}{1893.05}*TR_t - \underset{[6.4]}{17.73}*TR^2_t - \underset{[8.5]}{27523.2}*Q_{1t} + \\
& - \underset{[5.7]}{14522.8}*Q_{3t} - \underset{[8.06]}{20139.9}*Q_{4t} - \underset{[12.3]}{30136.08}*Q_{5t} - \\
& - \underset{[3.06]}{7443.5}*Q_{6t} - \underset{[5.9]}{15097.8}*Q_{7t} - \underset{[14.5]}{43870.8}*Q_{8t} - \\
& - \underset{[4.3]}{10430.2}*Q_{9t} + \underset{[2.3]}{5645.8}*Q_{10t} - 0.07275*Q_{1t}*TR^3_t
\end{aligned}
$$

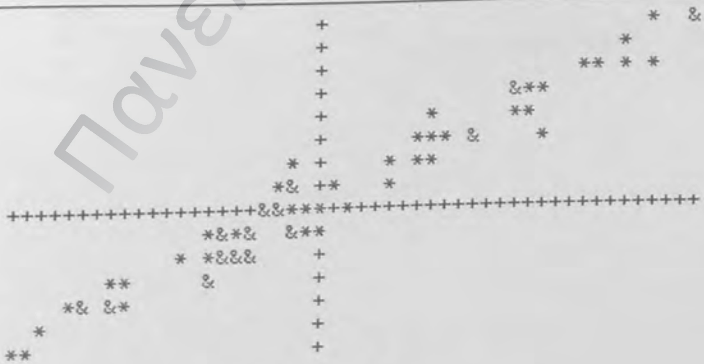
$$
\sum_{j=0}^{\infty} v_j\ MPRI70_{t-j} = \sum_{j=0}^{t-1} \beta(1-\lambda)\lambda^j\ MPRI70_{t-j} + n_o\ \lambda^t \qquad (2.170)
$$

$$
n_o = \underset{[7.03]}{216414.6}\ ,\ \beta(1-\lambda^{(2)}) = \underset{[7.28]}{392.45}\ ,\ \lambda^{(2)} = 0.71\ .
$$

```
EQUATION     2
DEPENDENT VARIABLE     1      MEB1_MT
FROM     1980: 1 UNTIL      1985:12
TOTAL OBSERVATIONS       72      SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS      72      DEGREES OF FREEDOM      57
R**2              .94000982      RBAR**2          .92527539
SSR          .18966470E+10      SEE           5768.4060
DURBIN-WATSON  1.82342761
Q( 24)=    24.5993        SIGNIFICANCE LEVEL  .427789
```

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.23

```
           ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
            ΤΟΥ ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

 ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                           = 1976:1-1985:12
*--------------* VARIABLES AS LEVELS *-----------------------*
 MEAN OF ACTUAL                             =    .30710E+06
 MEAN OF PREDICTION                         =    .30710E+06
 VARIANCE OF ACTUAL                         =    .44530E+09
 VARIANCE OF PREDICTION                     =    .41183E+09
 MEAN ERROR.                                =   -.35475E-06
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                       =    4062.4
 SUM OF SQUARED ERRORS.                     =    .18966E+10
 MEAN SQUARED ERROR.                        =    .26342E+08
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.              =    5168.5
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                     =   -.30718E-01 %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.            =    1.3314     %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                    =    5132.5
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.            =    .16764E-01
*---------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES ---------------------*
 THEIL S U66                                =    .19228
 McLaughlins Batting Average                =    380.77
 MEAN SQUARE ERROR                          =    .28606E-03
 MEAN OF PREDICTION.                        =    .61287E-02
 MEAN OF ACTUAL.                            =    .62513E-02
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.           =    .85987E-01
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.              =    .87747E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.         =    .98125
 BIAS PROPORTION ..............UM           =    .52542E-04
 VARIANCE PROPORTION...........US           =    .10829E-01
 COVARIANCE PROPORTION.........UC           =    .98912

 ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ
```



Σχεδιάγραμμα 2.31

Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Χαμηλή Τάση).

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1980:1 - 1985:12
Μέθοδος Εκτίμησης : Επαναληπτική Μέθοδος μη Γραμμικών Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων .

$$MEBIOM\_XT_t = -\underset{[2.8]}{67274.05} + \sum_{j=o}^{oo} v_j MPRI70_{t-j} +$$

$$+ \underset{[17.01]}{72070.8}*DUM_{84t} + \underset{[3.8]}{11.69113}*TR^2_t - \underset{[2.8]}{0.11763}*TR^3_t +$$

$$+ \underset{[5.6]}{10288.26}*Q_{1t} + 154.20*Q_{2t}*TR_t$$

$$\sum_{j=o}^{oo} v_j\ MPRI70_{t-j} = \sum_{j=o}^{t-1} \beta(1-\lambda)\lambda^j\ MPRI70_{t-j} + n_o\ \lambda^t \quad (2.171)$$

$$n_o = \underset{[5.2]}{93236.36}\ ,\ \beta(1-\lambda^{(3)}) = \underset{[6.12]}{214.71}\ ,\ \lambda^{(3)} = 0.7\ .$$

```
EQUATION     3
DEPENDENT VARIABLE     2      MEB1_XT
FROM     1980: 1 UNTIL     1985:12
TOTAL OBSERVATIONS     72      SKIPPED/MISSING           0
USABLE OBSERVATIONS    72      DEGREES OF FREEDOM       64
R**2              .86526346    RBAR**2           .85052666
SSR             .12461381E+10  SEE           4412.5851
DURBIN-WATSON  1.63961522
Q(  24)=     56.2541       SIGNIFICANCE LEVEL   .211605E-03
```

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.24

```
             ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
              ΤΟΥ ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

 ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                            = 1976:1-1985:12
*---------------* VARIABLES AS LEVELS *-------------------------*
 MEAN OF ACTUAL                              =     82710.
 MEAN OF PREDICTION                          =     82710.
 VARIANCE OF ACTUAL                          =     .13026E+09
 VARIANCE OF PREDICTION                      =     .11116E+09
 MEAN ERROR.                                 =    -.96708E-08
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                        =     3075.3
 SUM OF SQUARED ERRORS.                      =     .12461E+10
 MEAN SQUARED ERROR.                         =     .17307E+08
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.               =     4189.4
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                      =    -.25936      %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.             =     3.7370      %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                     =     4160.2
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.             =     .49615E-01
*----------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES ----------------------*
 THEIL S U66                                 =     .41438
 McLaughlins Batting Average                 =     358.56
 MEAN SQUARE ERROR                           =     .26859E-02
 MEAN OF PREDICTION.                         =     .12044E-01
 MEAN OF ACTUAL.                             =     .11352E-01
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.            =     .11892
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.               =     .12456
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.          =     .91041
 BIAS PROPORTION ..............UM            =     .17840E-03
 VARIANCE PROPORTION..........US             =     .11865E-01
 COVARIANCE PROPORTION........UC             =     .98796

 ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ
```

```
                  +                            *
                  +
                  +
                  +
                  +
                  +   *
                  +        *
                 *+&*  *  *
++++++++++++++++&*&&&&&+++++++++++++++++++++++++
             * &&&&&&
                & +
            *     +
                  +
                  +
*                 +
```

PREDICTION - REALIZATION ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ No. 2.32

2.4.2.1 Δυναμική Ανάλυση και Εξομοίωση του Συστήματος της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία .

Στο σύστημα των εξισώσεων (2.169) , (2.170) και (2.171) μαζί με την ταυτότητα :

$$\text{MEBIOM}_t = \text{MEBIOM\_YT}_t + \text{MEBIOM\_MT}_t + \text{MEBIOM\_XT}_t \qquad (2.172)$$

έχουν ενσωματωθεί μία σειρά από δυναμικά χαρακτηριστικά , η ανάλυση των οποίων εκτός του ότι είναι σημαντική για την κατανόηση της (δυναμικής) επίδρασης των ανεξάρτητων μεταβλητών επί των εξηρτημένων , αποτελεί και ένα κριτήριο της "λογικότητας" των εκτιμήσεών μας .

Στους Πίνακες 2.25 , 2.26 και 2.27 αναλύονται τα δυναμικά χαρακτηριστικά των εκτιμηθέντων εξειδικεύσεων (2.169) , (2.170) και (2.171) .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.25

Δυναμική Ανάλυση της Επίδρασης της Μεταβλητής MPRI70 στήν Διαμόρφωση τής Μεταβλητικότητας τής Εξηρτημένης Μεταβλητής MEBIOM_YT

	LAG DISTRIBUTION	LAG COEFFICINT.	INTERIM MULTIPL.	STANDARDIZED INTERIM MULTIPLIERS.
	v_j	$d_j = \beta v_j$	$d_J = \sum_{j=o}^{j} d_j$	$d_J^g = \frac{d_J^s}{d_\infty^s}$
0	.300000	1645.00	1645.00	.300007
1	.210000	1151.50	2796.50	.510011
2	.147000	806.050	3602.55	.657015
3	.102900	564.235	4166.79	.759917
4	.720300E-01	394.965	4561.75	.831949
5	.504210E-01	276.475	4838.22	.882371
6	.352947E-01	193.533	5031.76	.917666
7	.247063E-01	135.473	5167.23	.942373
8	.172944E-01	94.8310	5262.06	.959668
9	.121061E-01	66.3817	5328.44	.971774
10	.847426E-02	46.4672	5374.91	.980249
11	.593198E-02	32.5270	5407.44	.986181
12	.415239E-02	22.7689	5430.21	.990333
13	.290667E-02	15.9382	5446.14	.993240
14	.203467E-02	11.1568	5457.30	.995275
15	.142427E-02	7.80974	5465.11	.996699
16	.996988E-03	5.46682	5470.58	.997696
17	.697892E-03	3.82677	5474.40	.998394
18	.488524E-03	2.67874	5477.08	.998883
19	.341967E-03	1.87512	5478.96	.999225
20	.239377E-03	1.31258	5480.27	.999464
21	.167564E-03	.918808	5481.19	.999632
22	.117295E-03	.643166	5481.83	.999749
23	.821062E-04	.450216	5482.28	.999831
24	.574744E-04	.315151	5482.60	.999888
25	.402321E-04	.220606	5482.82	.999929
26	.281624E-04	.154424	5482.97	.999957
27	.197137E-04	.108097	5483.08	.999977
28	.137996E-04	.756678E-01	5483.16	.999990
29	.965972E-05	.529674E-01	5483.21	1.00000

ΑΘΡΟΙΣΜΑ .99998
ΜΕΣΟΣ 2.3333
ΔΙΑΜΕΣΟΣ 1.9434
ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ 7.7778

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.26

Δυναμική Ανάλυση της Επίδρασης της Μεταβλητής MEPRI70
στήν
Διαμόρφωση τής Μεταβλητικότητας τής Εξηρτημένης Μεταβλητής MEBIOM_MT

	LAG DISTRIBUTION v_j	LAG COEFFICINT. $d_j=\beta v_j$	INTERIM MULTIPL. $d_j^s = \sum_{j=0}^{j} d_j$	STANDARDIZED INTERIM MULTIPLIERS. $d_j^g := \frac{d_j^s}{d_\infty^s}$
0	.300000	393.000	393.000	.300007
1	.210000	275.100	668.100	.510011
2	.147000	192.570	860.670	.657015
3	.102900	134.799	995.469	.759917
4	.720300E-01	94.3593	1089.83	.831949
5	.504210E-01	66.0515	1155.88	.882371
6	.352947E-01	46.2361	1202.12	.917666
7	.247063E-01	32.3652	1234.48	.942373
8	.172944E-01	22.6557	1257.14	.959668
9	.121061E-01	15.8590	1273.00	.971774
10	.847426E-02	11.1013	1284.10	.980249
11	.593198E-02	7.77089	1291.87	.986181
12	.415239E-02	5.43963	1297.31	.990333
13	.290667E-02	3.80774	1301.12	.993240
14	.203467E-02	2.66542	1303.78	.995275
15	.142427E-02	1.86579	1305.65	.996699
16	.996988E-03	1.30605	1306.95	.997696
17	.697892E-03	.914238	1307.87	.998394
18	.488524E-03	.639967	1308.51	.998883
19	.341967E-03	.447977	1308.95	.999225
20	.239377E-03	.313584	1309.27	.999464
21	.167564E-03	.219509	1309.49	.999632
22	.117295E-03	.153656	1309.64	.999749
23	.821062E-04	.107559	1309.75	.999831
24	.574744E-04	.752914E-01	1309.82	.999888
25	.402321E-04	.527040E-01	1309.88	.999929
26	.281624E-04	.368928E-01	1309.91	.999957
27	.197137E-04	.258250E-01	1309.94	.999977
28	.137996E-04	.180775E-01	1309.96	.999990
29	.965972E-05	.126542E-01	1309.97	1.00000

ΑΘΡΟΙΣΜΑ .99998
ΜΕΣΟΣ 2.3333
ΔΙΑΜΕΣΟΣ 1.9434
ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ 7.7778

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.27

Δυναμική Ανάλυση της Επίδρασης της Μεταβλητής MPRI70
στήν
Διαμόρφωση τής Μεταβλητικότητας τής Εξηρτημένης Μεταβλητής MBIOM_XT

	LAG DISTRIBUTION	LAG COEFFICINT.	INTERIM MULTIPL.	STANDARDIZED INTERIM MULTIPLIERS.
	v_j	$d_j = \beta v_j$	$d_j^s = \sum_{j=o}^{j} d_j$	$d_j^g = \frac{d_j^s}{d_\infty^s}$
0	.300000	215.000	215.000	.300007
1	.210000	150.500	365.500	.510011
2	.147000	105.350	470.850	.657015
3	.102900	73.7450	544.595	.759917
4	.720300E-01	51.6215	596.217	.831949
5	.504210E-01	36.1351	632.352	.882371
6	.352947E-01	25.2945	657.646	.917666
7	.247063E-01	17.7062	675.352	.942373
8	.172944E-01	12.3943	687.747	.959668
9	.121061E-01	8.67603	696.423	.971774
10	.847426E-02	6.07322	702.496	.980249
11	.593198E-02	4.25125	706.747	.986181
12	.415239E-02	2.97588	709.723	.990333
13	.290667E-02	2.08311	711.806	.993240
14	.203467E-02	1.45818	713.264	.995275
15	.142427E-02	1.02073	714.285	.996699
16	.996988E-03	.714508	714.999	.997696
17	.697892E-03	.500156	715.500	.998394
18	.488524E-03	.350109	715.850	.998883
19	.341967E-03	.245076	716.095	.999225
20	.239377E-03	.171553	716.266	.999464
21	.167564E-03	.120087	716.386	.999632
22	.117295E-03	.840612E-01	716.471	.999749
23	.821062E-04	.588428E-01	716.529	.999831
24	.574744E-04	.411900E-01	716.571	.999888
25	.402321E-04	.288330E-01	716.599	.999929
26	.281624E-04	.201831E-01	716.620	.999957
27	.197137E-04	.141282E-01	716.634	.999977
28	.137996E-04	.988971E-02	716.644	.999990
29	.965972E-05	.692280E-02	716.651	1.00000

ΑΘΡΟΙΣΜΑ	.99998
ΜΕΣΟΣ	2.3333
ΔΙΑΜΕΣΟΣ	1.9434
ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ	7.7778

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης

Από τους Πίνακες (2.25) , (2.26) και (2.27) εκτός των άλλων προκύπτει ότι :

* Μία αύξηση του Δείκτη Βιομηχανικής Παραγωγής MPRI70 , δεδομένης της σταθερότητας των άλλων ερμηνευτικών μεταβλητών , θα επιφέρει μία αύξηση στην Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία . Η αύξηση αυτή δεν θα εκδηλωθεί αυτόματα . Θα υπάρχει μία σταδιακή εξέλιξη μέχρι την πλήρη εκδήλωσή της με τα εξής χαρακτηριστικά :

  - Στην Υψηλή Τάση το 99.7% θα εκδηλωθεί μετά από 15 μήνες .
  - Στην Μέση Τάση το 99.9% θα εκδηλωθεί μετά από 20 μήνες και
  - Στην Χαμηλή Τάση το 99.9% μετά από 19 ακριβώς μήνες .

Η δυναμική ανάλυση όλου του συστήματος των εξισώσεων (2.169) , (2.170) , (2.171) και (2.172) θα μπορούσε να γίνει θέτοντας το μέγιστο μέγεθος των χρονικών υστερήσεων ίσον με 10 . Το σύστημα εξισώσεων μπορεί να γραφεί ως :

Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Υψηλή Τάση).

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1980:1 - 1985:12
Μέθοδος Εκτίμησης : Επαναληπτικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$
\begin{aligned}
MEBIOM\_YT_t = & \underset{[3.8]}{-495770.9} + \sum_{j=0}^{10} v_j\, MPRI70_{t-j} + \\
& \underset{[9.3]}{-14571.9*TR_t} + \underset{[11.2]}{489.5*TR^2_t} - \underset{[11.2]}{4.22*TR^3_t} + \\
& + \underset{[3.8]}{28464.6*Q_{3t}} - \underset{[3.2]}{43884.05*Q_{6t}} + \underset{[4.8]}{46445.8*Q_{8t}} + \\
& + \underset{[2.5]}{480.07*Q_{4t}*TR_t} + \underset{[4.1]}{739.4*Q_{5t}*TR_t} + \underset{[2.08]}{687.8*Q_{6t}*TR_t} + \\
& + \underset{[2.7]}{492.08*Q_{7t}*TR_t} + \underset{[4.06]}{91.63*Q_{1t}*TR^2_t} + \underset{[1.89]}{40.36*Q_{2t}*TR^2_t} - \\
& - \underset{[3.8]}{1.5121*Q_{1t}*TR^3_t} - \underset{[2.4]}{0.9047*Q_{2t}*TR^3_t}
\end{aligned}
\qquad (2.173)
$$

με $v_0 = 1645$ $v_6 = 193.5$
$v_1 = 1151$ $v_7 = 135.4$
$v_2 = 806.05$ $v_8 = 94.8$
$v_3 = 564.23$ $v_9 = 66.3$
$v_4 = 394.96$ $v_{10} = 46.4$
$v_5 = 276.4$

Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Μέση Τάση).

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1980:1 - 1985:12
Μέθοδος Εκτίμησης : Επαναληπτικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$
\begin{aligned}
MEBIOM\_MT_t = {} & \underset{[1.74]}{28865.3} + \sum_{j=0}^{10} \mu_j MPRI70_{t-j} + \\
& + \underset{[7.9]}{1893.05*TR_t} - \underset{[6.4]}{17.73*TR^2_t} - \underset{[8.5]}{27523.2*Q_{1t}} + \\
& - \underset{[5.7]}{14522.8*Q_{3t}} - \underset{[8.06]}{20139.9*Q_{4t}} - \underset{[12.3]}{30136.08*Q_{5t}} - \\
& - \underset{[3.06]}{7443.5*Q_{6t}} - \underset{[5.9]}{15097.8*Q_{7t}} - \underset{[14.5]}{43870.8*Q_{8t}} - \\
& - \underset{[4.3]}{10430.2*Q_{9t}} + \underset{[2.3]}{5645.8*Q_{10t}} - 0.07275*Q_{1t}*TR^3_t
\end{aligned}
\tag{2.174}
$$

με

$\mu_0 = 393.0$
$\mu_1 = 275.1$
$\mu_2 = 192.5$
$\mu_3 = 134.7$
$\mu_4 = 94.35$
$\mu_5 = 66.25$
$\mu_6 = 46.23$
$\mu_7 = 32.36$
$\mu_8 = 22.65$
$\mu_9 = 15.86$
$\mu_{10} = 11.10$

*

Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Χαμηλή Τάση).

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1980:1 - 1985:12
Μέθοδος Εκτίμησης : Επαναληπτικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$
\begin{aligned}
MEBIOM\_XT_t = {} & - \underset{[2.8]}{67274.05} + \sum_{j=0}^{10} \xi_j MPRI70_{t-j} + \\
& + \underset{[17.01]}{72070.8*DUM_{84t}} + \underset{[3.8]}{11.69113*TR^2_t} - \underset{[2.8]}{0.11763*TR^3_t} + \\
& + \underset{[5.3]}{10288.26*Q_{1t}} + \underset{[4.1]}{154.20*Q_{2t}*TR_t}
\end{aligned}
\tag{2.175}
$$

με

$\xi_0 = 215.0$
$\xi_1 = 150.5$
$\xi_2 = 105.3$
$\xi_3 = 73.7$
$\xi_4 = 51.6$
$\xi_5 = 36.1$
$\xi_6 = 25.2$
$\xi_7 = 17.7$
$\xi_8 = 12.39$
$\xi_9 = 8.67$
$\xi_{10} = 6.07$

*

$$MEBIOM_t = MEBIOM\_YT_t + MEBIOM\_XT_t + MEBIOM\_XT_t \quad (2.176)$$

Η δυναμική ανάλυση του συστήματος (2.173) , (2.174) , (2.175) και (2.176) με βάση ένα shock στον Δείκτη Βιομηχανικής Παραγωγής MPRI70 , δίδεται στον Πίνακα 2.28 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.28

Ανάλυση της Επίδρασης μιας Μεταβολής του Δείκτη Βιομηχανικής Παραγωγής στην Δυναμική Εξέλιξη των Μεταβλητών MEBIOM_YT , MEBIOM_MT , MEBIOM_XT και MEBIOM .

RESPONSES TO ONE-STANDARD DEVIATION SHOCK IN MPRI70

	MPRI70	MEBIO_YT	MEBIO_MT	MEBIO_XT	MEBIOM.
0	1.00	1645.00	393.000	215.000	2253.00
1	.000	1151.00	275.000	150.000	1576.00
2	.000	806.000	192.000	105.000	1103.00
3	.000	564.000	134.000	73.0000	771.000
4	.000	394.000	94.0000	51.0000	539.000
5	.000	276.000	66.0000	36.0000	378.000
6	.000	193.000	46.0000	25.0000	264.000
7	.000	135.000	32.0000	17.0000	184.000
8	.000	94.0000	22.0000	12.0000	128.000
9	.000	66.0000	15.0000	8.70000	89.7000
10	.000	.000000	.000000	.000000	.000000
11	.000	.000000	.000000	.000000	.000000

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Τα στοιχεία του Πίνακα 2.28 εκτός του ότι επιβεβαιώνουν τα δυναμικά χαρακτηριστικά των εξισώσεων (2.170) , (2.171) και (2.172) που ανελήφθηκαν στους Πίνακες (2.25) , (2.26) και (2.27) , επιβεβαιώνουν και την ευστάθεια (stability) του συστήματος (2.169) , (2.170) και (2.172) . Η σύγλιση της μεταβλητής

$$LMEBIOM_j \longrightarrow 0$$

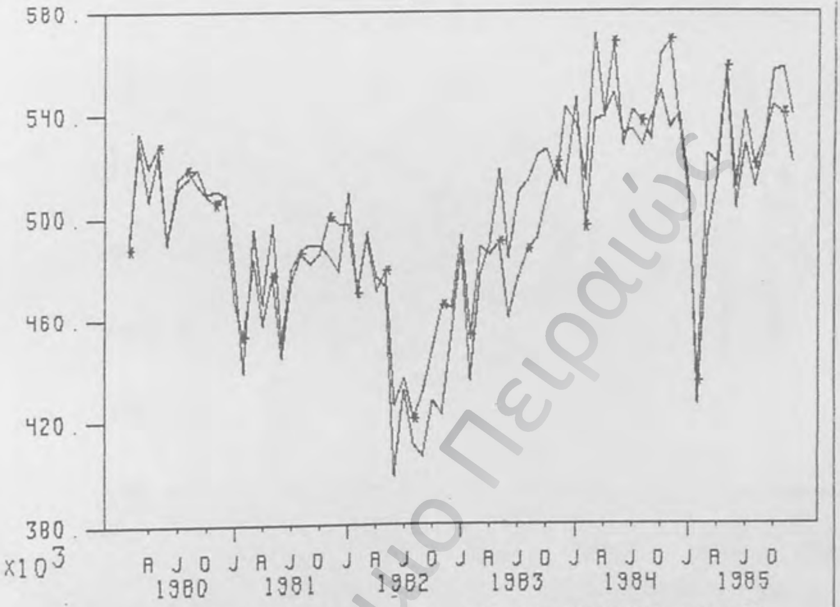
$$J \longrightarrow oo$$

με LMEBIOM$_j$ = Κατανομή της επίδρασης μιας αύξησης του Δείκτη Βιομηχανικής Παραγωγής , στην διαμόρφωση της Συνολικής Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία .

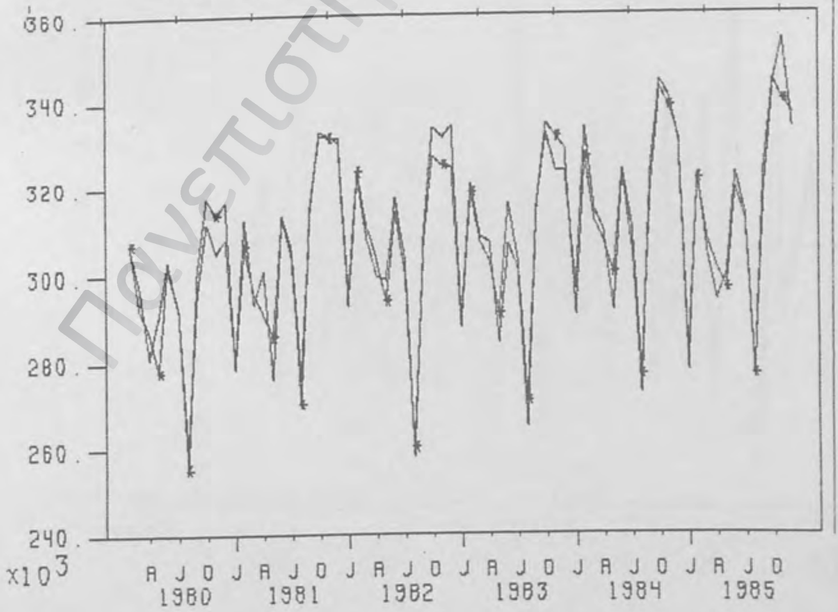
είναι η αναγκαία συνθήκη για την επίτευξη ευστάθειας στο σύστημα της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία .

Η δυναμική εξομοίωση του συστήματος της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία παρουσιάζεται στα Σχεδιαγράμματα (2.34) , [illegible] (2.35) .
(2.34) , (2.35) , (2.36) , (2.37)

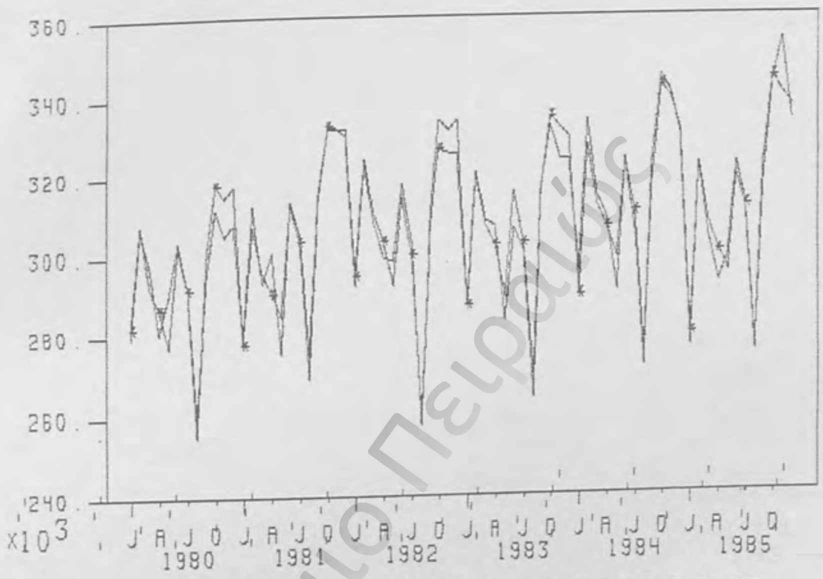
PLOT OF THE ORIGINAL AND THEORETICAL VALUES



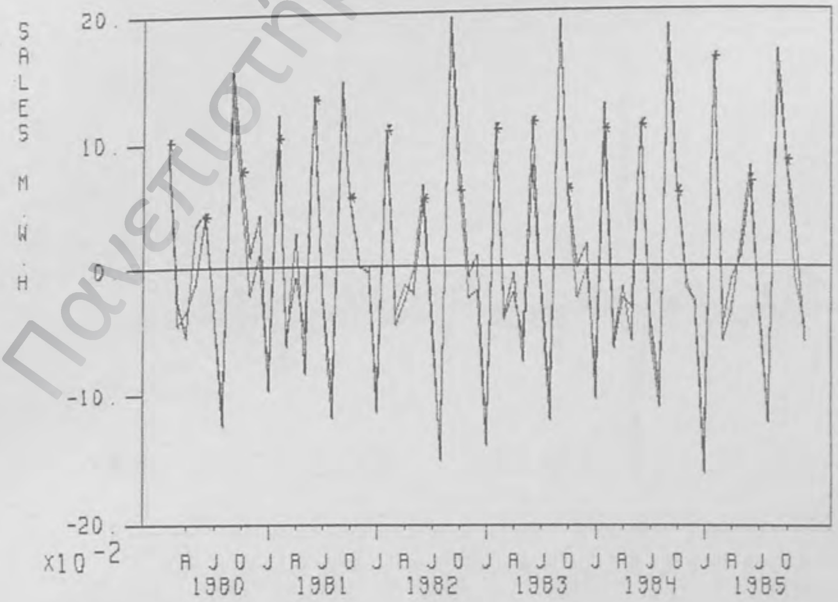
PLOT OF THE ORIGINAL AND THEORETICAL VALUES

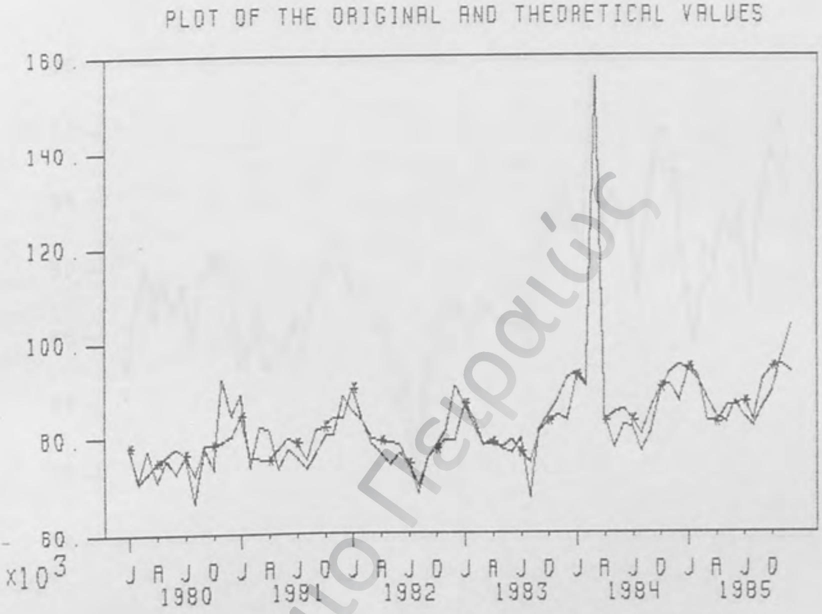


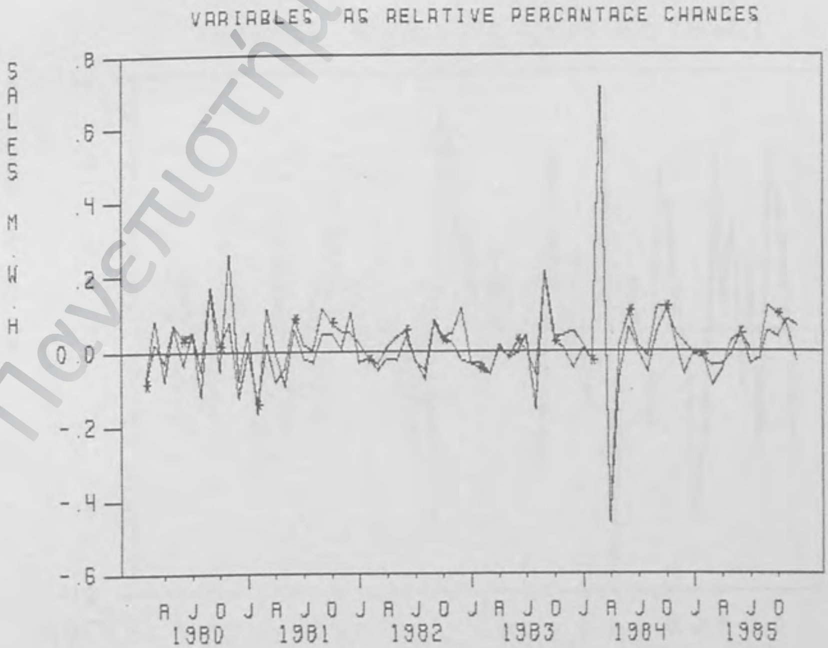
PLOT OF THE ORIGINAL AND THEORETICAL VALUES



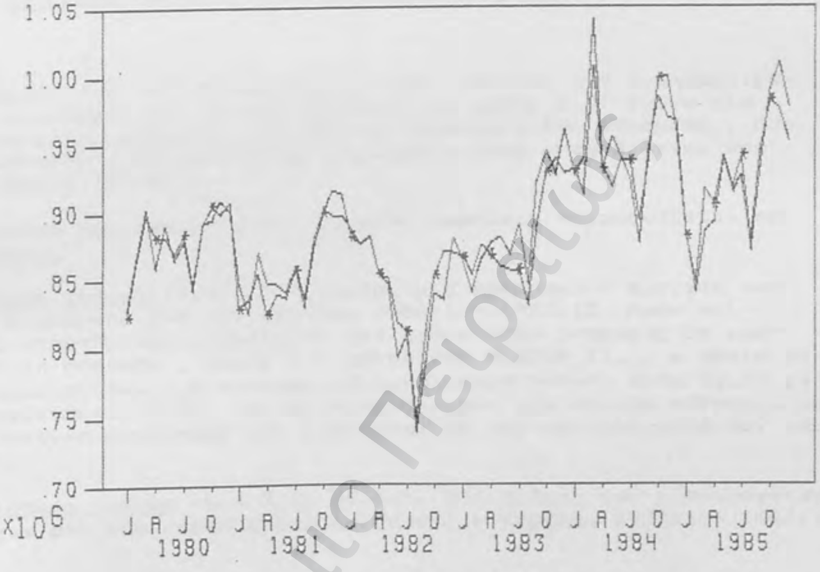
VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES



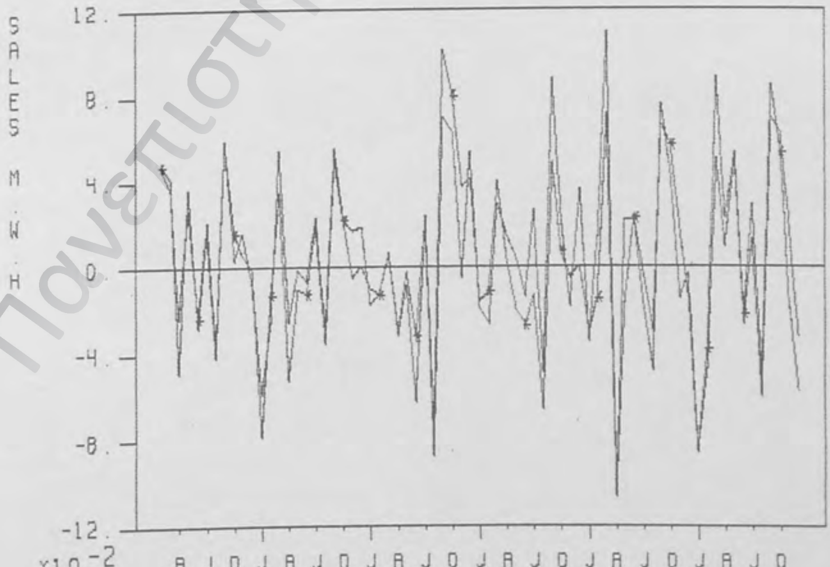

PLOT OF THE ORIGINAL AND THEORETICAL VALUES
160.
140.
120.
100.
80.
60.
X10^3
J A J O J A J O J A J O J A J O J A J O J A J O
1980
1981
1982
1983
1984
1985


VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES
SALES MW.H
.8
.6
.4
.2
0.0
-.2
-.4
-.6
A J O J A J O J A J O J A J O J A J O J A J O
1980
1981
1982
1983
1984
1985

PLOT OF THE ORIGINAL AND THEORETICAL VALUES



VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES



2.4.3 Διόρθωση των Στοιχείων της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία

Η εφαρμογή της προτεινόμενης μεθόδου (όσο και των εναλλακτικών μεθόδων διόρθωσης που παρουσιάσθηκαν στο μέρος 2.3) έγινε για τα στοιχεία της Βιομηχανίας τόσο σε επίπεδο απλής εξίσωσης , όσο και σε επίπεδο ενός συστήματος εξισώσεων όπως αυτό δίδεται από τις εξισώσεις (2.143).

Η διόρθωση των στοιχείων σ΄ αυτό το κεφάλαιο παρουσιάζεται σε <u>δύο στάδια .</u>

Στο <u>πρώτο στάδιο</u> (2.4.3.1) γίνεται μια εφαρμογή - έλεγχος των μεθόδων διόρθωσης για την περίοδο 1980:1 - 1985:12 όπου και οι τρεις εξηρτημένες μεταβλητές δεν έχουν λάθη μέτρησης σε καμμία χρονική περίοδο , εκτός την μεταβλητή $MEBIOM\_XT_t$, η οποία το 1984:3 παρουσιάζει μια εντελώς αδικαιολόγητη αύξηση κατά 82,9% χωρίς να υφίστανται λόγοι που να δικαιολογούν μια τέτοια αύξηση , και μια ουσιαστική επαναφορά της στα κανονικά της επίπεδα μετά τον μήνα 84:3 .

Στο <u>δεύτερο στάδιο</u> (2.4.3.2) γίνεται η διόρθωση των χρονολογικών σειρών για όλη την περίοδο του δείγματος εκτίμησης 1975:1 - 1987:12 .

2.4.3.1 Διόρθωση των Στοιχείων της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία Περίοδος 1980:1 - 1985:12

1. Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Υψηλή Τάση : ΥΤ)

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης: 1980:1 - 1985:12
Περίοδος Διόρθωσης Δείγματος: 1985:1 - 1985:12
Μέθοδος Εκτίμησης: Μη Γραμμικά Ελάχιστα Τετράγωνα .

Υποθέτοντας ότι οι παρατηρήσεις της περιόδου 1982:1 - 1982:12 δεν είναι ορθά δημοσιευμένες χρησιμοποιήσαμε τόσο την προτεινόμενη όσο και τις εναλλακτικές μεθόδους για την διόρθωση των στοιχείων . Η εφαρμογή του Αλγόριθμου ALG 2.5 με βάση την εξειδίκευση (2.165) έδω - σε μια σειρά από αποτελέσματα που παρουσιάζονται στους Πίνακες (2.29) και (2.30) .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.29

Αποτελέσματα Εφαρμογής του Αλγόριθμου ALG 2.5 με βάση την Εξειδίκευση (2.165) 0.1 <λ<0.9 , stepλ=0.1 και r=2

	RSS		RSS
λ = .10000		λ = .50000	
r .10000	.24515E+11	r .50000	.15624E+11
.10000	.24015E+11	.50000	.15613E+11
λ = .20000		λ = .60000	
r .20000	.21959E+11	r .60000	.14157E+11
.20000	.21950E+11	.60000	.14151E+11
λ = .30000		λ = .70000	
r .30000	.19813E+11	r .70000	.14056E+11
.30000	.19797E+11	.70000	.14017E+11
λ = .40000		λ = .80000	
r .40000	.17637E+11	r .80000	.17075E+11
.40000	.17621E+11	.80000	.16799E+11
λ = .50000		λ = .90000	
r .50000	.15624E+11	r .90000	.23883E+11
.50000	.15613E+11	.90000	.23394E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.30

Αποτελέσματα Εφαρμογής του Αλγόριθμου ALG 2.5 με βάση την Εξειδίκευση (2.165) 0.63 ≤ λ ≤ 0.71, stepλ=0.01 και r=5

		RSS			RSS
λ =	.63000		r	.67000	.13839E+11
	.63000	.14215E+11		.67000	.13839E+11
	.63000	.13937E+11		.67000	.13839E+11
r	.63000	.13919E+11	λ =	.68000	
	.63000	.13918E+11		.68000	.13872E+11
	.63000	.13917E+11		.68000	.13871E+11
λ =	.64000		r	.68000	.13871E+11
	.64000	.13871E+11		.68000	.13871E+11
	.64000	.13870E+11		.68000	.13871E+11
r	.64000	.13870E+11	λ =	.69000	
	.64000	.13870E+11		.69000	.13928E+11
	.64000	.13870E+11		.69000	.13928E+11
λ =	.65000		r	.69000	.13927E+11
	.65000	.13841E+11		.69000	.13927E+11
	.65000	.13840E+11		.69000	.13927E+11
r	.65000	.13840E+11	λ	.70000	
	.65000	.13840E+11		.70000	.14010E+11
	.65000	.13840E+11		.70000	.14010E+11
λ =	.66000		r	.70000	.14010E+11
	.66000	.14164E+11		.70000	.14010E+11
	.66000	.13855E+11		.70000	.14010E+11
r	.66000	.13832E+11	λ =	.71000	
	.66000	.13830E+11		.71000	.14121E+11
	.66000	.13830E+11		.71000	.14120E+11
λ =	.67000		r	.71000	.14120E+11
	.67000	.13840E+11		.71000	.14120E+11
	.67000	.13839E+11		.71000	.14120E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Αν και στο τέλος της μελέτης παρουσιάζουμε εκτενώς τα χρησιμοποιηθέντα προγράμματα , σε κάθε μια από τις τρεις κατηγορίες κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία παρουσιάζουμε αναλυτικότερα τον χρησιμοποιηθέντα αλγόριθμο . Στην περίπτωση της εξηρτημένης μεταβλητής MEBIOM_YT$_t$, ο αλγόριθμος αυτός είναι ο Αλγόριθμος ALG 2.11 .

Από την εφαρμογή Διόρθωσης του Αλγόριθμου ALG 2.11 οι διορθωμένες παρατηρήσεις που προέκυψαν παρουσιάζονται στον Πίνακα 2.31 μαζί με τις πραγματικές και τις αντίστοιχες διορθωμένες με βάση τις εναλλακτικές μεθόδους διόρθωσης .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ 2.11

Αρχικές Τιμές

```
                 DO L =10 , 990 , 10
                EVAL L1=(L*0.001)
              DISPLAY ' L = '  L1
                 SMPL 80:1 85:12
    SET  MZZ1 (1979:12) (1979:12)  =MPRI70(1979:12)
SET  MZZ1 (1980:1) (1985:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + MPRI70(T)
    SET  MZZ2 (1980:1)  (1985:12)  =L1**(T-1979:12)
 *-------------AVERAGES OF MZZ1 MZZ2 ---------------*
            SET MZZ1 1975:1 1979:12 = 0
            SET MZZ2 1975:1 1979:12 = 0
              SET MMZZ1  DATO DAT = 0
       EXECUTE MANNUAL1 MZZ1   AD11 DATO DAT
           @ MAVER1  AD11 MMZZ1  DATO DAT
              SET MMZZ2  DATO DAT = 0
       EXECUTE MANNUAL1 MZZ2   AD11 DATO DAT
           @ MAVER1  AD11 MMZZ2  DATO DAT
                   DO R= 1,5,1
   SET FMEB1_YT 1982:1 1982:12 =MMEB1_YT(T)          $
          + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*BETA(1)) $
          + ((MZZ2(T)-MMZZ2(T))*BETA(2)) $
           + ((TR1(T)-MTR1(T))*BETA(3)) $
           + ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(4)) $
           + ((TR3(T)-MTR3(T))*BETA(5)) $
          + (( Q3(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
          + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
          + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $
          + ((DD14(T)-MD14(T))*BETA(9)) $
          + ((DD15(T)-MD15(T))*BETA(10)) $
          + ((DD16(T)-MD16(T))*BETA(11)) $
          + ((DD17(T)-MD17(T))*BETA(12)) $
          + ((DD21(T)-MD21(T))*BETA(13)) $
          + ((DD22(T)-MD22(T))*BETA(14)) $
          + ((DD31(T)-MD31(T))*BETA(15)) $
           + ((DD32(T)-MD32(T))*BETA(16))

           SET FFQY DATO DAT =MEB1_YT(T)
         SET  FFQY 82:1 82:12 =FMEB1_YT(T)
              SMPL  1980:1 1985:12
```

```
                 OLS(NOPRINT)  FFQY
            #    MZZ1  MZZ2  TR1 TR2 TR3   $
 Q3 Q6 Q8 DD14 DD15 DD16 DD17 DD21 DD22 DD31 DD32 CONSTANT

                 EVAL RESSS = RSS
                DISPLAY  L1  RESSS

                   END DO  R
                    END DO L

                IEVAL DAT =(1985:12)
*                ΑΡΧΙΚΕΣ ΤΙΜΕΣ                          *
                  EVAL L1=0.710
                DISPLAY ' L = '  L1
    SET  MZZ1 (1979:12) (1979:12)  =MPRI70(1979:12)
 SET  MZZ1 (1980:1) (1985:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + MPRI70(T)
    SET  MZZ2 (1980:1)  (1985:12)  =L1**(T-1979:12)
                SMPL 1980:1 1985:12
                  SET NERROR / = 1
              SET NERROR 82:1 82:12 = 0
              OLS(SMPL=NERROR)  MEB1_YT
            #    MZZ1  MZZ2  TR1 TR2 TR3   $
 Q3 Q6 Q8 DD14 DD15 DD16 DD17 DD21 DD22 DD31 DD32 CONSTANT
                     PRJ FF
                  GRAPH(DATES) 2
                    # MEB1_YT
                       # FF
                  EVAL L1=0.6400
                DISPLAY ' L = '  L1
                  SMPL 80:1 85:12
    SET  MZZ1 (1979:12) (1979:12)  =MPRI70(1979:12)
 SET  MZZ1 (1980:1) (1985:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + MPRI70(T)
    SET  MZZ2 (1980:1)  (1985:12)  =L1**(T-1979:12)
   *          AVERAGES OF MZZ1 MZZ2                 *
             SET MZZ1 1975:1 1979:12 = 0
             SET MZZ2 1975:1 1979:12 = 0
               SET MMZZ1   DATO DAT = 0
          EXECUTE MANNUAL1 MZZ1   AD11 DATO DAT
             @ MAVER1  AD11 MMZZ1  DATO DAT
               SET MMZZ2   DATO DAT = 0
          EXECUTE MANNUAL1 MZZ2   AD11 DATO DAT
             @ MAVER1  AD11 MMZZ2  DATO DAT
                   DO R= 1,10,1
    SET FMEB1_YT 1982:1 1982:12 =MMEB1_YT(T)          $
            + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*BETA(1)) $
            + ((MZZ2(T)-MMZZ2(T))*BETA(2)) $
             + ((TR1(T)-MTR1(T))*BETA(3)) $
             + ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(4)) $
             + ((TR3(T)-MTR3(T))*BETA(5)) $
            + (( Q3(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
            + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
            + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $
            + ((DD14(T)-MD14(T))*BETA(9)) $
```

```
              + ((DD15(T)-MD15(T))*BETA(10)) $
              + ((DD16(T)-MD16(T))*BETA(11)) $
              + ((DD17(T)-MD17(T))*BETA(12)) $
              + ((DD21(T)-MD21(T))*BETA(13)) $
              + ((DD22(T)-MD22(T))*BETA(14)) $
              + ((DD31(T)-MD31(T))*BETA(15)) $
               + ((DD32(T)-MD32(T))*BETA(16))



               SET FFQY DATO DAT =MEB1_YT(T)
             SET  FFQY 82:1 82:12 =FMEB1_YT(T)
                      SMPL 82:1 82:12
                      *GRAPH(DATES) 2
                         *# MEB1_YT
                        *# FMEB1_YT
                    SMPL  1980:1 1985:12
                     OLS(NOPRINT)  FFQY
              #    MZZ1  MZZ2  TR1 TR2 TR3   $
Q3 Q6 Q8 DD14 DD15 DD16 DD17 DD21 DD22 DD31 DD32 CONSTAN

                        END DO R
```

ΤΕΛΙΚΕΣ ΔΙΟΡΘΩΣΕΙΣ

```
SET FMEB1_YT 1982:1 1982:12 =MMEB1_YT(T)          $
        + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*BETA(1)) $
        + ((MZZ2(T)-MMZZ2(T))*BETA(2)) $
         + ((TR1(T)-MTR1(T))*BETA(3)) $
         + ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(4)) $
         + ((TR3(T)-MTR3(T))*BETA(5)) $
        + (( Q3(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
        + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
        + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $
        + ((DD14(T)-MD14(T))*BETA(9)) $
        + ((DD15(T)-MD15(T))*BETA(10)) $
        + ((DD16(T)-MD16(T))*BETA(11)) $
        + ((DD17(T)-MD17(T))*BETA(12)) $
        + ((DD21(T)-MD21(T))*BETA(13)) $
        + ((DD22(T)-MD22(T))*BETA(14)) $
        + ((DD31(T)-MD31(T))*BETA(15)) $
         + ((DD32(T)-MD32(T))*BETA(16))

                SMPL 1982:1 1982:12
                   GRAPH(DATES) 2
                     # MEB1_YT
                     # FMEB1_YT
```

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.31

Πραγματικές και Διορθωμένες τιμές της μεταβλητής $MEBIO\_YT_t$
την Περίοδο 1982:1 - 1982:12

ENTRY	MEB1_YT	FMEB1_YT	F1MEB_YT	F2MEB_YT
1982: 1	509677.	468580.	449484.	451840.
1982: 2	470654.	445632.	411683.	413841.
1982: 3	494877.	469833.	464302.	466736.
1982: 4	476660.	454477.	436976.	439267.
1982: 5	472879.	464684.	466610.	469056.
1982: 6	398626.	417594.	422487.	424702.
1982: 7	432015.	429110.	449340.	451695.
1982: 8	410707.	416211.	456321.	458713.
1982: 9	405908.	434793.	458501.	460905.
1982:10	427704.	450016.	458972.	461378.
1982:11	422424.	464534.	454389.	456771.
1982:12	455669.	462337.	448737.	451089.
OBSERVATIONS	12	12	12	12
SAMPLE MEAN	448150.0	448150.0	448150.0	450499.4
VARIANCE	.1357772E+10	.3795591E+09	.2771318E+09	.2800451E+09
STANDARD DEVIATION	36847.95	19482.28	16647.28	16734.55
STAN. DEV. OF MEAN	10637.09	5624.048	4805.654	4830.848
T-STAT FOR MEAN=0	42.13089	79.68459	93.25473	93.25473
SIGNIFICANCE LEVEL	.3719152E-08	.3718988E-08	.3718988E-08	.3718988E-08

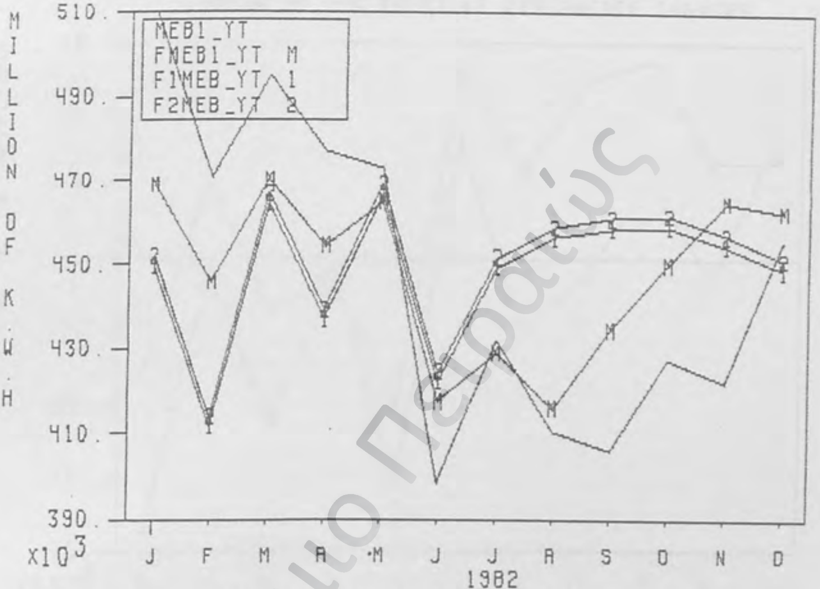
<u>Πηγή</u> : Εκτιμήσεις της μελέτης .

MEB1_YT = Πραγματικές τιμές της μεταβλητής MEBIOM_YT
FMEB1_YT = Διορθωμένες τιμές της μεταβλητής MEBIOM_YT
οι οποίες προκύπτουν από την FILM Μέθοδο.
F1MEB1_YT = Διορθωμένες τιμές με βάση την Μέθοδο 1.
F2MEB_YT = Διορθωμένες τιμές με βάση την Μέθοδο 2.

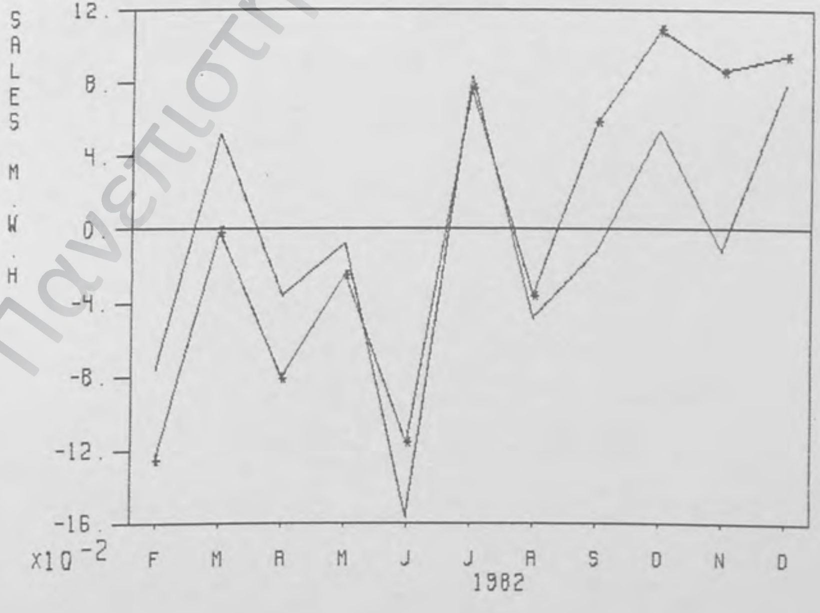
Οι γραφικές παρουσιάσεις των μεταβλητών του Πίνακα 2.31 δίδο - στα Σχεδιαγράμματα (2.38) , (2.39) και (2.40) ενώ μια σειρά από στατιστικά κριτήρια δίδονται στους Πίνακες (2.31) (2.32) και (2.33) αντιστοίχως .

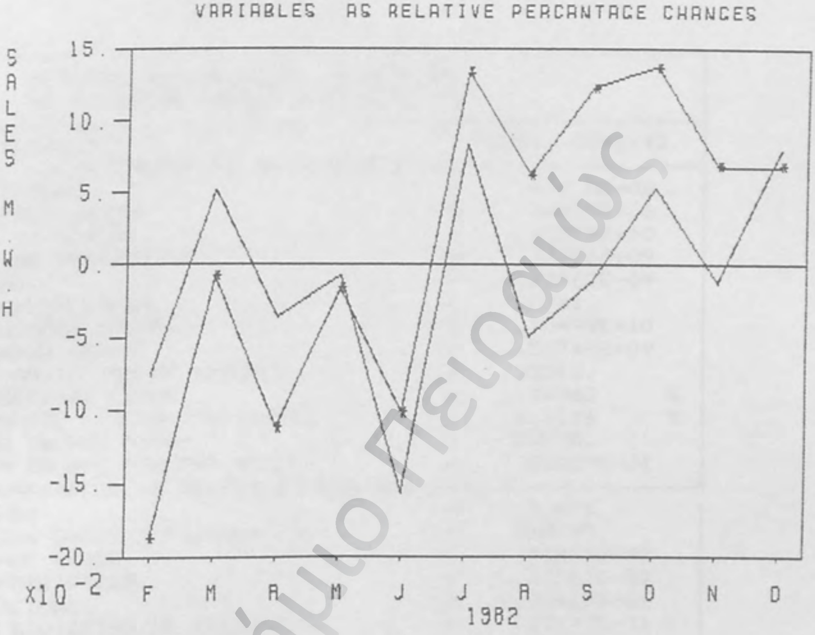
ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ - ΥΨΗΛΗ ΜΕΣΗ ΧΑΜΗΛΗ ΤΑΣΗ

__ESTIMATION OF THE WRONG OBSERVATIONS__



VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES




VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES
SALES M.W.H
15.
10.
5.
0.
-5.
-10.
-15.
-20.
X10 $^{-2}$
F
M
A
M
J
J
A
S
O
N
D
1982

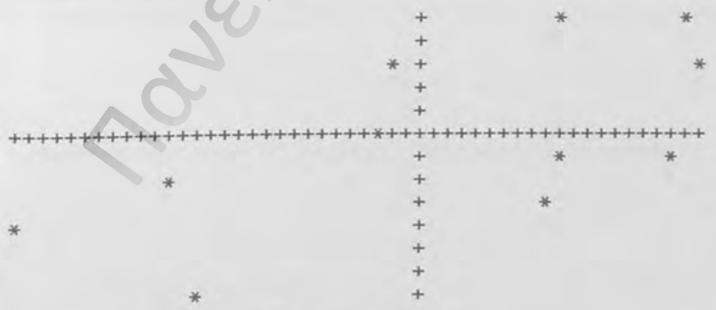
ΠΙΝΑΚΑΣ 2.32

```
          ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
          ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΜΕΘΟΔΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ FIML

 ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                          = 1982:1-1982:12
*-----------* VARIABLES AS LEVELS *----------------------*
 MEAN OF ACTUAL                            =     .44815E+06
 MEAN OF PREDICTION                        =     .44815E+06
 VARIANCE OF ACTUAL                        =     .13578E+10
 VARIANCE OF PREDICTION                    =     .37956E+09
 MEAN ERROR.                               =    -.17462E-09
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                      =     20741.
 SUM OF SQUARED ERRORS.                    =     .70499E+10
 MEAN SQUARED ERROR.                       =     .58749E+09
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.             =     25316.
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                    =    -.36362      %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.           =     4.6136      %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                   =     24238.
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.           =     .53837E-01
*-------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES -------------------*
 THEIL S U66                               =     .71476
 McLaughlins Batting Average               =     328.52
 MEAN SQUARE ERROR                         =     .24801E-02
 MEAN OF PREDICTION.                       =     .33381E-02
 MEAN OF ACTUAL.                           =    -.76417E-02
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.          =     .83142E-01
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.             =     .69542E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.        =     .81025
 BIAS PROPORTION .............UM           =     .48609E-01
 VARIANCE PROPORTION..........US           =     .74579E-01
 COVARIANCE PROPORTION........UC           =     .87681

  ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ
```

PREDICTION - REALIZATION

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.33

```
          ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
     ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΜΕΘΟΔΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ "ΜΕΘΟΔΟΣ 1"

 ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                        = 1982:1-1982:12
*-----------* VARIABLES AS LEVELS *------------------------*
 MEAN OF ACTUAL                          =      .44815E+06
 MEAN OF PREDICTION                      =      .44815E+06
 VARIANCE OF ACTUAL                      =      .13578E+10
 VARIANCE OF PREDICTION                  =      .27713E+09
 MEAN ERROR.                             =     -.19403E-10
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                    =      33771.
 SUM OF SQUARED ERRORS.                  =      .17413E+11
 MEAN SQUARED ERROR.                     =      .14511E+10
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.           =      39787.
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                  =     -.60384     %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.         =      7.5523     %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                 =      38093.
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.         =      .84748E-01
*---------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES --------------------*
 THEIL S U66                             =      1.1283
 McLaughlins Batting Average             =      287.17
 MEAN SQUARE ERROR                       =      .61800E-02
 MEAN OF PREDICTION.                     =      .95317E-02
 MEAN OF ACTUAL.                         =     -.76417E-02
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.        =      .10462
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.           =      .69542E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.      =      .67671
 BIAS PROPORTION ............UM          =      .47722E-01
 VARIANCE PROPORTION.........US          =      .19906
 COVARIANCE PROPORTION.......UC          =      .75322

 ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ
```



PREDICTION - REALIZATION

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.34

```
              ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
      ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΗΝ  ΜΕΘΟΔΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ "ΜΕΘΟΔΟΣ 2"

 ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                          = 1982:1-1982:12
*---------------* VARIABLES AS LEVELS *-------------------*
 MEAN OF ACTUAL                            =     .44815E+06
 MEAN OF PREDICTION                        =     .45050E+06
 VARIANCE OF ACTUAL                        =     .13578E+10
 VARIANCE OF PREDICTION                    =     .28005E+09
 MEAN ERROR.                               =   -2349.4
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                      =    33780.
 SUM OF SQUARED ERRORS.                    =    .17509E+11
 MEAN SQUARED ERROR.                       =    .14591E+10
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.             =    39896.
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                    =   -1.1312      %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.           =    7.5918      %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                   =    38198.
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.           =    .85725E-01
*---------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES ------------------*
 THEIL S U66                               =    1.1529
 McLaughlins Batting Average               =    284.71
 MEAN SQUARE ERROR                         =    .64527E-02
 MEAN OF PREDICTION.                       =    .14824E-01
 MEAN OF ACTUAL.                           =   -.76417E-02
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.          =    .10516
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.             =    .69542E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.        =    .67671
 BIAS PROPORTION ..............UM          =    .78217E-01
 VARIANCE PROPORTION...........US          =    .19665
 COVARIANCE PROPORTION.........UC          =    .72513

 ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ
```

PREDICTION - REALIZATION

2. Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Μέση Τάση)

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης: 1980:1 - 1985:12
Περίοδος Διόρθωσης Δείγματος: 1982:1 - 1982:12
Μέθοδος εκτίμησης: Iterative non-linear Least Squares (Simple Equation Approach) .

Με βάση την προτεινόμενη τεχνική όσο και τις άλλες εναλλακτικές μεθόδους Διόρθωσης και υποθέτοντας ότι έχουμε λάθος δημοσιευμένα στοιχεία την περίοδο 1982:1 - 1982:12 , οι εκτιμήσεις αντίστοιχες των Πινάκων (2.29) και (2.30) δίδονται στους Πίνακες (2.35) και (2.36) αντιστοίχως .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.35

Αποτελέσματα Εφαρμογής του Αλγόριθμου ALG 2.5 με βάση την Εξειδίκευση (2.166) και με $0.1 \leq \lambda \leq 0.9$, $step_\lambda = 0.1$ και $r = 2$

```
  .10000          .51718E+11          λ =    .60000
  .10000          .47458E+11             .60000          .45733E+11
λ =    .20000                            .60000          .45643E+11
  .20000          .46494E+11          λ =    .70000
  .20000          .46472E+11             .70000          .47116E+11
λ =    .30000                            .70000          .46925E+11
  .30000          .45829E+11
  .30000          .45806E+11          λ =    .80000
λ =    .40000                            .80000          .49835E+11
  .40000          .45401E+11             .80000          .49211E+11
  .40000          .45363E+11          λ =    .90000
λ =    .50000                            .90000          .49370E+11
  .50000          .45301E+11             .90000          .48513E+11
  .50000          .45244E+11
```

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.36

Αποτελέσματα Εφαρμογής του Αλγόριθμου ALG 2.5 με βάση την Εξειδίκευση (2.166) και με $0.57 \leq \lambda \leq 0.72$, $step_{\lambda} = 0.01$ και $r=4$

	RSS
λ = .57000	
.57000	.50620E+11
.57000	.45629E+11
.57000	.45453E+11
.57000	.45442E+11
λ = .58000	
.58000	.45497E+11
.58000	.45496E+11
.58000	.45496E+11
.58000	.45496E+11
λ = .59000	
.59000	.45560E+11
.59000	.45560E+11
.59000	.45559E+11
.59000	.45559E+11
λ = .60000	
.60000	.45632E+11
.60000	.45631E+11
.60000	.45631E+11
λ = .61000	
.61000	.45711E+11
.61000	.45711E+11
.61000	.45711E+11
.61000	.45711E+11
λ = .62000	
.62000	.45801E+11
.62000	.45800E+11
.62000	.45800E+11
.62000	.45800E+11
λ = .63000	
.63000	.45899E+11
.63000	.45898E+11
.63000	.45898E+11
.63000	.45898E+11
λ = .64000	
.64000	.46008E+11
.64000	.46007E+11
.64000	.46007E+11
.64000	.46007E+11
λ = .65000	
.65000	.46127E+11
.65000	.46126E+11
.65000	.46126E+11
.65000	.46126E+11
λ = .66000	
.66000	.46257E+11
.66000	.46256E+11
.66000	.46256E+11
.66000	.46256E+11
λ = .67000	
.67000	.46399E+11
.67000	.46397E+11
.67000	.46397E+11
.67000	.46397E+11
λ = .68000	
.68000	.46551E+11
.68000	.46550E+11
.68000	.46549E+11
.68000	.46549E+11
λ = .69000	
.69000	.46716E+11
.69000	.46714E+11
.69000	.46714E+11
.69000	.46714E+11
λ = .70000	
.70000	.46893E+11
.70000	.46891E+11
.70000	.46890E+11
.70000	.46890E+11
λ = .71000	
.71000	.47081E+11
.71000	.47079E+11
.71000	.47078E+11
.71000	.47078E+11
λ = .72000	
.72000	.47281E+11
.72000	.47278E+11
.72000	.47278E+11
.72000	.47277E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Τα αποτελέσματα διόρθωσης όλων των εναλλακτικών μεθόδων διόρθωσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 2.37 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.37

Πραγματικές και Διορθωμένες Τιμές της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία (Μέση Τάση) την περίοδο 1982:1 - 1982:12 .

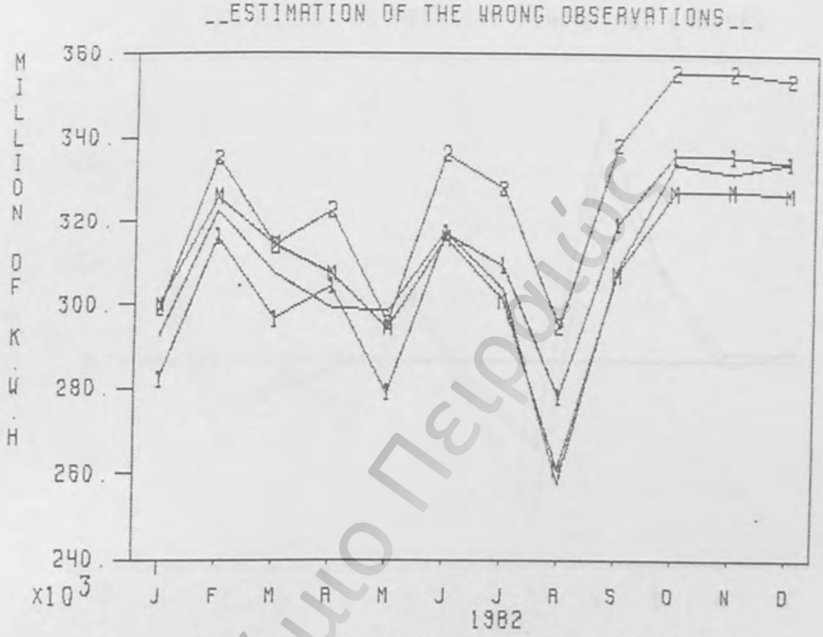
ENTRY	MEB1_MT 2	FMEB1_MT 81	F1MEB_MT103	F2MEB_MT104
1982: 1	292499.	299787.	282069.	298805.
1982: 2	322264.	325507.	316104.	334860.
1982: 3	307592.	314309.	296389.	313974.
1982: 4	299506.	307324.	304327.	322384.
1982: 5	298551.	294546.	279141.	295703.
1982: 6	317483.	315782.	317011.	335820.
1982: 7	303864.	300990.	309347.	327701.
1982: 8	257951.	261226.	278354.	294869.
1982: 9	308456.	307291.	319106.	338039.
1982:10	333701.	326656.	335552.	355461.
1982:11	331162.	327088.	335497.	355403.
1982:12	333761.	326283.	333891.	353702.

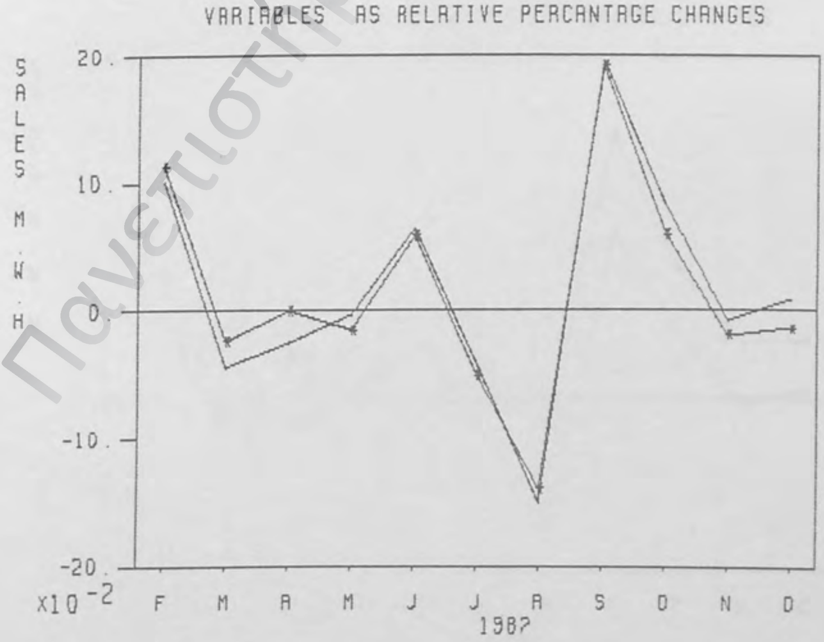
MEBIOM_MT = Πραγματικές τιμές της μεταβλητής MEBIOM_MT
FMEB_MT = Διορθωμένες τιμές της μεταβλητής με βάση την Μέθοδο FIML .
F1MEB_MT = Διορθωμένες τιμές της μεταβλητής με βάση την Μέθοδο 1.
F2MEB_MT = Διορθωμένες τιμές της μεταβλητής με βάση την Μέθοδο 2.

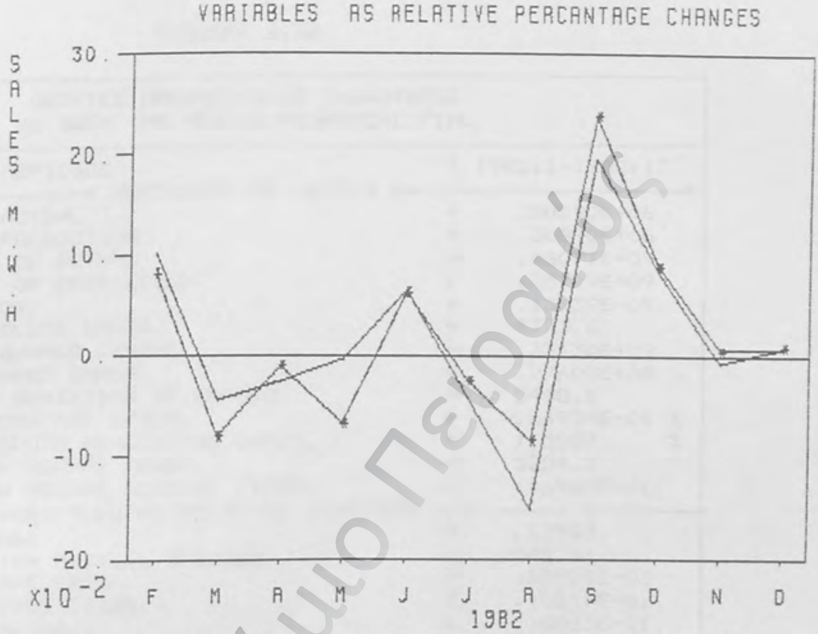
Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

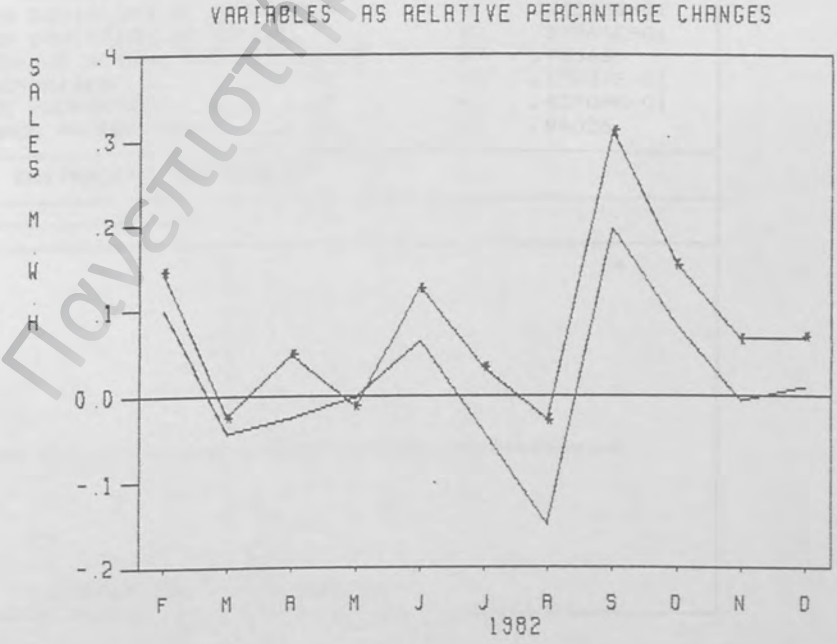
Οι γραφικές παραστάσεις των μεταβλητών του Πίνακα 2.37 δίδονται στα Σχεδιαγράμματα (2.41) , (2.42) , (2.43) και (2.44) , ενώ μία σειρά από ανάλογα στατιστικά κριτήρια προβλεπτικής ικανότητας δίδονται στους Πίνακες (2.38) , (2.39) και (2.40) .

ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ - ΥΨΗΛΗ ΜΕΣΗ ΧΑΜΗΛΗ ΤΑΣΗ






VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES
SALES M.W.H
30.
20.
10.
0.
-10.
-20.
X10^-2
F
M
A
M
J
J
A
S
O
N
D
1982

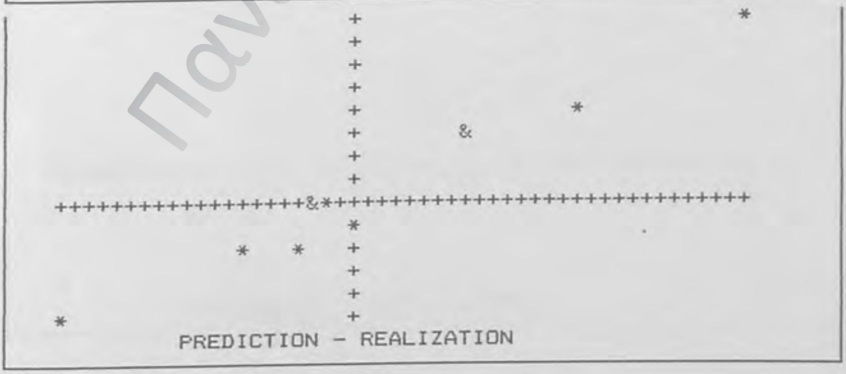

VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES
SALES M.W.H
.4
.3
.2
.1
0.0
-.1
-.2
F
M
A
M
J
J
A
S
O
N
D
1982

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.38

ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΜΕΘΟΔΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ FIML

```
ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                               = 1982:1-1982:12
*---------------* VARIABLES AS LEVELS *----------------------------*
MEAN OF ACTUAL                                 =     .30890E+06
MEAN OF PREDICTION                             =     .30890E+06
VARIANCE OF ACTUAL                             =     .46077E+09
VARIANCE OF PREDICTION                         =     .35729E+09
MEAN ERROR.                                    =     .13339E-09
MEAN ABSOLUTE ERROR.                           =     4723.6
SUM OF SQUARED ERRORS.                         =     .33130E+09
MEAN SQUARED ERROR.                            =     .27608E+08
STANDARD DEVIATION OF ERRORS.                  =     5488.0
MEAN PERCENTAGE ERROR.                         =    -.64939E-01 %
MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.                =     1.5287     %
ROOT MEAN SQUARE ERROR.                        =     5254.3
ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.                =     .16963E-01
*--------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES ----------------------------*
THEIL S U66                                    =     .17987
McLaughlins Batting Average                    =     382.01
MEAN SQUARE ERROR                              =     .25579E-03
MEAN OF PREDICTION.                            =     .13810E-01
MEAN OF ACTUAL.                                =     .15823E-01
STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.               =     .84513E-01
STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.                  =     .87864E-01
CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.             =     .98366
BIAS PROPORTION ..............UM               =     .15837E-01
VARIANCE PROPORTION..........US                =     .43904E-01
COVARIANCE PROPORTION........UC                =     .94026
```

ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ



ΠΙΝΑΚΑΣ 2.39

```
           ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
     ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΜΕΘΟΔΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ "ΜΕΘΟΔΟΣ 1"

 ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                            = 1982:1-1982:12
*--------------* VARIABLES AS LEVELS *--------------------*
 MEAN OF ACTUAL                              =     .30890E+06
 MEAN OF PREDICTION                          =     .30890E+06
 VARIANCE OF ACTUAL                          =     .46077E+09
 VARIANCE OF PREDICTION                      =     .45276E+09
 MEAN ERROR.                                 =    -.97013E-11
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                        =    7945.7
 SUM OF SQUARED ERRORS.                      =     .12544E+10
 MEAN SQUARED ERROR.                         =     .10454E+09
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.               =    10679.
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                      =    -.75846E-01 %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.             =     2.7041     %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                     =     10224.
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.             =     .35856E-01
*---------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES ---------------------*
 THEIL S U66                                 =     .38387
 McLaughlins Batting Average                 =     361.61
 MEAN SQUARE ERROR                           =     .11651E-02
 MEAN OF PREDICTION.                         =     .19328E-01
 MEAN OF ACTUAL.                             =     .15823E-01
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.            =     .90392E-01
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.               =     .87864E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.          =     .92722
 BIAS PROPORTION .............UM             =     .10544E-01
 VARIANCE PROPORTION..........US             =     .54842E-02
 COVARIANCE PROPORTION........UC             =     .98397

 ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ
```

```
             +                                    *
             +
             +
             +
             +           *
             +        *   *
             +
             +
++*+++++++++++&+++++++++++++++++++++++++++++++++++
           * +
 *       *   +
             +
             +
*            +
         PREDICTION - REALIZATION
```

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.40

ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΜΕΘΟΔΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ "ΜΕΘΟΔΟΣ 2"

```
ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                          = 1982:1-1982:12
*-----------* VARIABLES AS LEVELS *--------------------------*
MEAN OF ACTUAL                            =     .30890E+06
MEAN OF PREDICTION                        =     .32723E+06
VARIANCE OF ACTUAL                        =     .46077E+09
VARIANCE OF PREDICTION                    =     .50808E+09
MEAN ERROR.                               =    -18328.
MEAN ABSOLUTE ERROR.                      =     18802.
SUM OF SQUARED ERRORS.                    =     .53720E+10
MEAN SQUARED ERROR.                       =     .44766E+09
STANDARD DEVIATION OF ERRORS.             =     22099.
MEAN PERCENTAGE ERROR.                    =    -6.0135     %
MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.           =     6.1725     %
ROOT MEAN SQUARE ERROR.                   =     21158.
ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.           =     .71122E-01
*--------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES --------------------*
THEIL S U66                               =     .82413
McLaughlins Batting Average               =     317.59
MEAN SQUARE ERROR                         =     .53702E-02
MEAN OF PREDICTION.                       =     .79806E-01
MEAN OF ACTUAL.                           =     .15823E-01
STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.          =     .95755E-01
STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.             =     .87864E-01
CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.        =     .92722
BIAS PROPORTION .............UM           =     .76234
VARIANCE PROPORTION..........US           =     .11595E-01
COVARIANCE PROPORTION........UC           =     .22606
```

ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

```
    +                                            *
    +
    +
    +
    +                    *
    +                 *   *
    +
    +
++*+++++++++++&+++++++++++++++++++++++++++++++++++
    +      *
 *  +    *
    +
    +
*   +
         PREDICTION - REALIZATION
```

3. Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Χαμηλή Τάση)
Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης: 1980:1 - 1985:12
Περίοδος Διόρθωσης Δείγματος: 1984:1 - 1984:12
Μέθοδος Εκτίμησης: Μη Γραμμικά Ελάχιστα Τετράγωνα

Με βάση την προτεινόμενη τεχνική ,τον Αλγόριθμο ALG 2.5 και την εξειδίκευση (2.167) προέκυψαν μια σειρά από αποτελέσματα τα οποία παρουσιάζονται στους Πίνακες (2.41) και (2.42) .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.41

Αποτελέσματα Εφαρμογής του Αλγόριθμου ALG 2.5 με βάση την Εξειδίκευση (2.167) και με $0.57 \le \lambda \le 0.72$, $step_{\lambda} = 0.01$ και $r=4$

λ	RSS	λ	RSS
.10000	.14104E+10	.50000	.11092E+10
.10000	.13646E+10	.50000	.11087E+10
.20000	.13027E+10	.60000	.10462E+10
.20000	.13024E+10	.60000	.10453E+10
.30000	.12391E+10	.70000	.99174E+09
.30000	.12389E+10	.70000	.98971E+09
.40000	.11741E+10	.80000	.97624E+09
.40000	.11739E+10	.80000	.97112E+09
		.90000	.10793E+10

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.42

Αποτελέσματα Εφαρμογής του Αλγόριθμου ALG 2.5 με βάση την Εξειδίκευση (2.167) και με $0.70 \le \lambda \le 0.81$, $step_{\lambda} = 0.01$ και $r=4$

λ	RSS	λ	RSS
.70000	.10055E+10	.76000	.96986E+09
.70000	.99024E+09	.76000	.96980E+09
.70000	.98962E+09	.76000	.96980E+09
.71000	.98515E+09	.77000	.96862E+09
.71000	.98515E+09	.77000	.96862E+09
.72000	.98112E+09	λ = .78000	
.72000	.98109E+09	.78000	.97543E+09
.72000	.98109E+09	.78000	.96848E+09
.73000	.97749E+09	λ = .79000	
.73000	.97746E+09	.79000	.96900E+09
.73000	.97745E+09	.79000	.96894E+09
.74000	.97435E+09	λ = .80000	
.74000	.97431E+09	.80000	.97076E+09
.74000	.97431E+09	.80000	.97068E+09
.75000	.97178E+09	λ = .81000	
.75000	.97173E+09	.81000	.97374E+09
.75000	.97173E+09	.81000	.97365E+09
		.81000	.97364E+09

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Ο Αλγόριθμος ALG 2.12 είναι μία άμεση εξειδίκευση εφαρμογής του Αλγόριθμου ALG 2.5 για την περίπτωση της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία (Χαμηλή Τάση) .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ 2.12

Υπολογισμός αρχικών τιμών
για την λειτουργία του
Αλγορίθμου.

```
                     SMPL 1980:1 1987:12
                    IEVAL DATO =(1980:1)
                    IEVAL DAT =(1985:12)
 *----------------STARTING VALUES------------------------------*
                       EVAL L1=0.7400
                     DISPLAY ' L = '  L1
   DISPLAY '-------------------------------------------------'
          SET  MZZ1 (1979:12) (1979:12)  =PRI(1979:12)
      SET  MZZ1 (1980:1) (1985:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + PRI(T)
         SET  MZZ2 (1980:1)  (1985:12)  =L1**(T-1979:12)
                     SMPL 1980:1 1985:12
                       SET DUM84 / = 0
                   SET DUM84 84:3 84:3 = 1
                      SET NERROR / = 1
                  SET NERROR 82:1 82:12 = 0
                  OLS(SMPL=NERROR)  MEB1_XT
                #    MZZ1  MZZ2  TR2 TR3    $
                Q1  DD12  DD19 DUM84 CONSTANT
                      DO L =780,810,10
                      EVAL L1=(L*0.001)
                     DISPLAY ' L =  '  L1
                       SMPL 80:1 85:12
          SET  MZZ1 (1979:12) (1979:12)  =PRI(1979:12)
      SET  MZZ1 (1980:1) (1985:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + PRI(T)
         SET  MZZ2 (1980:1)  (1985:12)  =L1**(T-1979:12)
      *-----------AVERAGES OF MZZ1 MZZ2------------*
                 SET MZZ1 1975:1 1979:12 = 0
                 SET MZZ2 1975:1 1979:12 = 0
                  SET MMZZ1   DATO DAT = 0
             EXECUTE MANNUAL1 MZZ1   AD11 DATO DAT
               @ MAVER1  AD11 MMZZ1  DATO DAT
                  SET MMZZ2   DATO DAT = 0
             EXECUTE MANNUAL1 MZZ2   AD11 DATO DAT
               @ MAVER1  AD11 MMZZ2  DATO DAT
                        DO I= 1,3,1

        SET FMEB1_XT 1982:1 1982:12 =MMEB1_XT(T)          $
             + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*BETA(1)) $
             + ((MZZ2(T)-MMZZ2(T))*BETA(2)) $
              + ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(3)) $
              + ((TR3(T)-MTR3(T))*BETA(4)) $
              + (( Q1(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $
            + (( DD12(T) - MD12(T))*BETA(6))  $
             + (( DD19(T) - MD19(T))*BETA(7))
```

```
              SET FFQY DATO DAT =MEB1_XT(T)
            SET  FFQY 82:1 82:12 =FMEB1_XT(T)
                   SMPL  1980:1 1985:12
                    OLS(NOPRINT)   FFQY
              #    MZZ1  MZZ2  TR2 TR3     $
              Q1  DD12  DD19 CONSTANT DUM84

                     EVAL RESSS = RSS
                    DISPLAY  L1  RESSS

                          END DO  I
                          END DO L
```

Διαλέγουμε την τιμή του $\lambda^{(3)}$ για $RSS_{(3)}$ ελάχιστο

```
                 SMPL 1980:1 1987:12
                IEVAL DATO =(1980:1)
                IEVAL DAT =(1985:12)
                   EVAL L1=0.7400
                 DISPLAY ' L = '  L1
     SET  MZZ1 (1979:12) (1979:12)  =MPRI70(1979:12)
SET  MZZ1 (1980:1) (1985:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + MPRI70(T)
     SET  MZZ2 (1980:1)  (1985:12)  =L1**(T-1979:12)
                 SMPL 1980:1 1985:12
                   SET DUM84 / = 0
               SET DUM84 84:3 84:3 = 1
              SET MDUM84  DATO DAT = 0
         EXECUTE MANNUAL1 DUM84  AD11 DATO DAT
           @ MAVER1  AD11 MDUM84 DATO DAT
                  SET NERROR / = 1
              SET NERROR 82:1 82:12 = 0
              OLS(SMPL=NERROR)  MEB1_XT
             #    MZZ1  MZZ2  TR2 TR3    $
            Q1  DD12  DD19  CONSTANT   DUM84
                   EVAL L1=.7800
                 DISPLAY ' L = '  L1
                  SMPL 80:1 85:12
     SET  MZZ1 (1979:12) (1979:12)  =MPRI70(1979:12)
SET  MZZ1 (1980:1) (1985:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + MPRI70(T)
     SET  MZZ2 (1980:1)  (1985:12)  =L1**(T-1979:12)
   *-----------AVERAGES OF MZZ1 MZZ2-----------------*
              SET MZZ1 1975:1 1979:12 = 0
              SET MZZ2 1975:1 1979:12 = 0
               SET MMZZ1   DATO DAT = 0
         EXECUTE MANNUAL1 MZZ1   AD11 DATO DAT
            @ MAVER1  AD11 MMZZ1  DATO DAT
               SET MMZZ2   DATO DAT = 0
```

```
                    EXECUTE MANNUAL1 MZZ2   AD11 DATO DAT
                       @ MAVER1  AD11 MMZZ2  DATO DAT
                               EVAL BETA(8)= 0
                               DO I= 1,10,1
  SET FMEB1_XT 1982:1 1982:12 =MMEB1_XT(T)                $
           + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*BETA(1)) $
           + ((MZZ2(T)-MMZZ2(T))*BETA(2)) $
            + ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(3)) $
            + ((TR3(T)-MTR3(T))*BETA(4)) $
            + (( Q1(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $
         + (( DD12(T) - MD12(T))*BETA(6))   $
          + (( DD19(T) - MD19(T))*BETA(7))
 *                 + (( DUM84(T) - MDUM84(T))*BETA(8))
                     SMPL 82:1 82:12
                     GRAPH(DATES) 2
                        # MEB1_XT
                       # FMEB1_XT
             SET FFQY DATO DAT =MEB1_XT(T)
           SET  FFQY 82:1 82:12 =FMEB1_XT(T)
                  SMPL  1980:1 1985:12
                   OLS(NOPRINT)  FFQY
              #  - MZZ1  MZZ2  TR2 TR3    $
            Q1  DD12  DD19  CONSTANT DUM84
                        END DO  I
  SET FMEB1_XT 1982:1 1982:12 =MMEB1_XT(T)                $
           + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*BETA(1)) $
           + ((MZZ2(T)-MMZZ2(T))*BETA(2)) $
            + ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(3)) $
            + ((TR3(T)-MTR3(T))*BETA(4)) $
            + (( Q1(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $
         + (( DD12(T) - MD12(T))*BETA(6))   $
          + (( DD19(T) - MD19(T))*BETA(7))
```

Οι μη ορθές παρατηρήσεις της μεταβλητής MEBIO_XT, μαζί με τις αντίστοιχες διορθωμένες , με βάση τόσο την FIML τεχνική όσο και τις άλλες δύο εναλλακτικές δίδονται στον Πίνακα 2.43 μαζί με μια σειρά από στατιστικά κριτήρια.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.43

Πραγματικές και Διορθωμένες Τιμές της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία (Χαμηλή Τάση) την Περίοδο 1982:1 - 1982:12

ENTRY	MEB1_XT 4	FMEB1_XT 98	F1MEB_XT104	F2MEB_XT105
1982: 1	85502.0	92257.7	88187.8	92921.6
1982: 2	83318.0	84556.6	73249.6	77181.5
1982: 3	78567.0	81037.6	81557.0	85934.8
1982: 4	76593.0	80161.4	80776.2	85112.2
1982: 5	74231.0	79928.8	72784.3	76691.2
1982: 6	76581.0	78655.2	76831.9	80956.1
1982: 7	74018.0	74474.3	75142.4	79175.9
1982: 8	69799.0	67242.2	72528.4	76421.6
1982: 9	75496.0	71917.8	75858.7	79930.6
1982:10	77958.0	76393.9	79373.5	83634.1
1982:11	81351.0	78694.9	79774.3	84056.4
1982:12	90447.0	78540.8	87796.9	92509.7
OBSERVATIONS	12	12	12	12
MISSING OBS.	0	0	0	0
FROM 1982: 1 UNTIL	1982:12	1982:12	1982:12	1982:12
SAMPLE MEAN	78655.08	78655.08	78655.08	82877.14
VARIANCE	.3213392E+08	.3887979E+08	.2853088E+08	.3167605E 0
STANDARD DEVIATION	5668.679	6235.366	5341.430	5628.148
STAN. DEV. OF MEAN	1636.407	1799.995	1541.938	1624.706
T-STAT FOR MEAN=0	48.06573	43.69739	51.01053	51.01053
SIGNIFICANCE LEVEL	.3719027E-08	.3719098E-08	.3719008E-08	.3719008E-0

MEBIOM_MT = Πραγματικές τιμές της μεταβλητής MEBIOM_MT

FMEB_MT = Διορθωμένες τιμές της μεταβλητής με βάση την Μέθοδο FIML .

F1MEB_MT = Διορθωμένες τιμές της μεταβλητής με βάση την Μέθοδο 1.

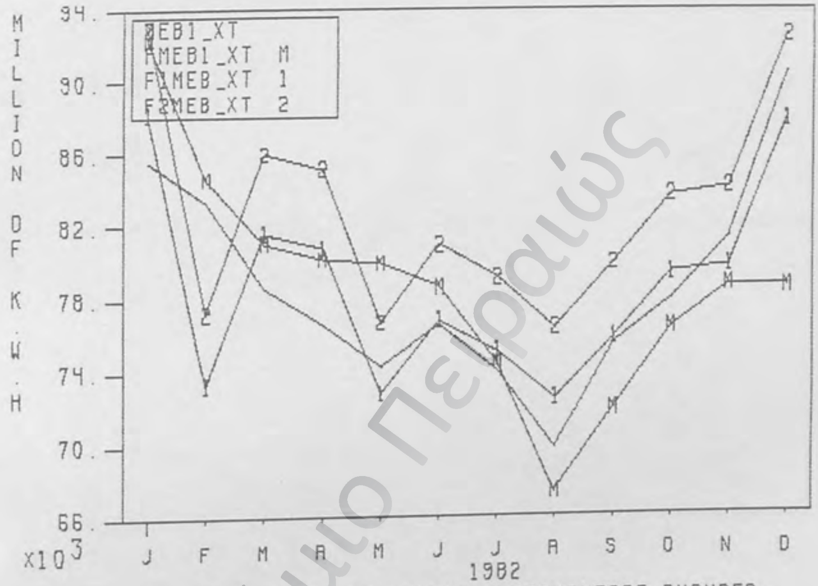
F2MEB_MT = Διορθωμένες τιμές της μεταβλητής με βάση την Μέθοδο 2.

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

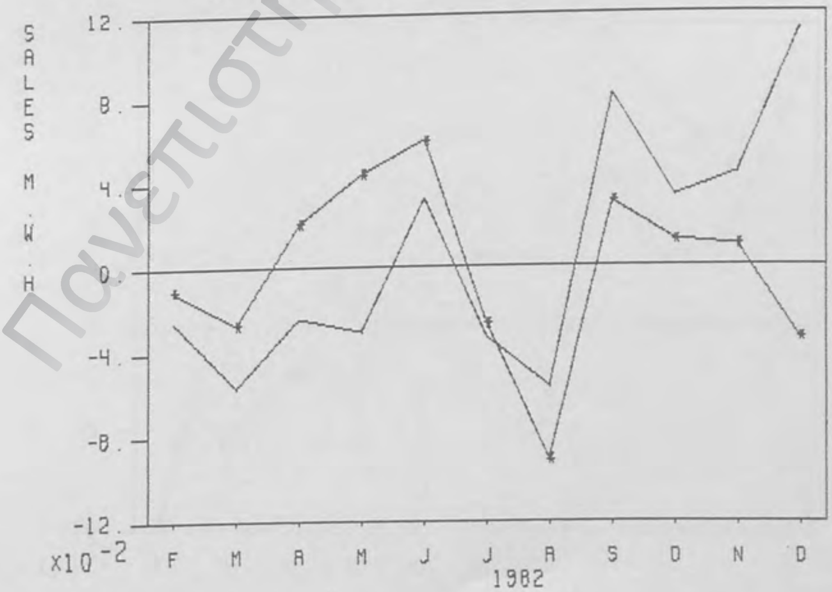
Οι γραφικές παραστάσεις των μεταβλητών του Πίνακα 2.43 δίδονται στα Σχεδιαγράμματα (2.44) , (2.45) , (2.46) και (2.47) , ενώ μια σειρά από ανάλογα στατιστικά κριτήρια προβλεπτικής ικανότητας δίδονται στους Πίνακες 2.44 , 2.45 και 2.46 .

ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ - ΥΨΗΛΗ ΜΕΣΗ ΧΑΜΗΛΗ ΤΑΣΗ

__ESTIMATION OF THE WRONG OBSERVATIONS__

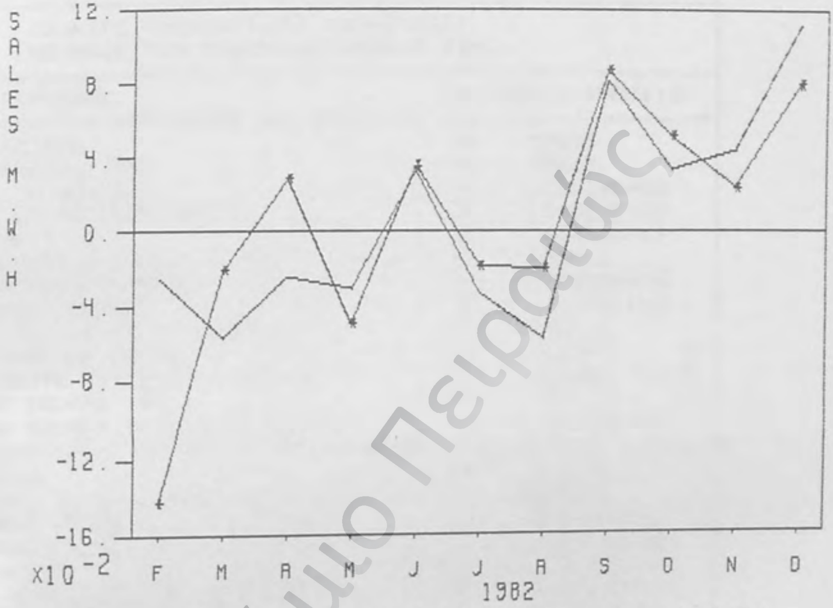


VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES

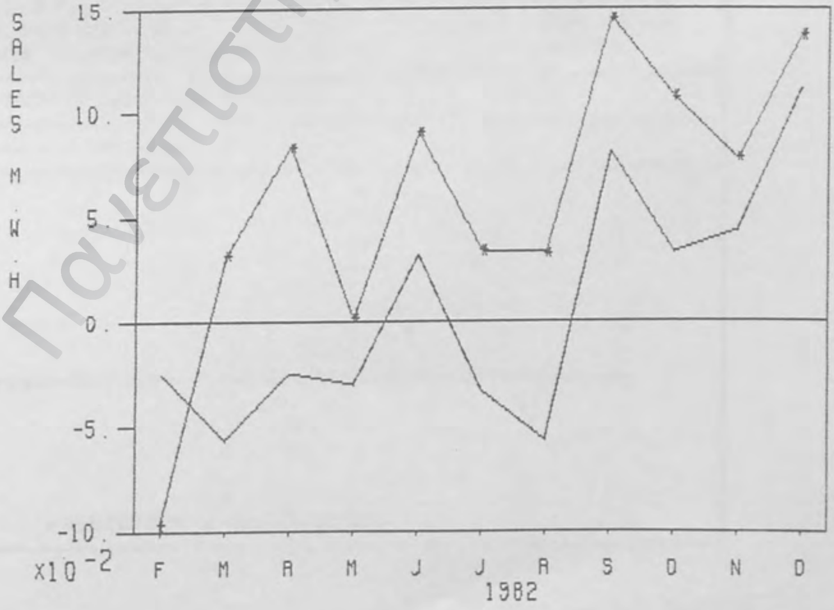


ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ - ΥΨΗΛΗ ΜΕΣΗ ΧΑΜΗΛΗ ΤΑΣΗ

VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES



VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES



ΠΙΝΑΚΑΣ 2.44

ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΜΕΘΟΔΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ FIML

```
 ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                              = 1982:1-1982:12
*--------------* VARIABLES AS LEVELS *--------------------------*
 MEAN OF ACTUAL                                =     78655.
 MEAN OF PREDICTION                            =     78655.
 VARIANCE OF ACTUAL                            =    .32134E+08
 VARIANCE OF PREDICTION                        =    .38880E+08
 MEAN ERROR.                                   =   -.48506E-11
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                          =    3710.2
 SUM OF SQUARED ERRORS.                        =    .27359E+09
 MEAN SQUARED ERROR.                           =    .22799E+08
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.                 =    4987.1
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                        =   -.11284       %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.               =    4.5858       %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                       =    4774.8
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.               =    .56768E-01
*---------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES ------------------------*
 THEIL S U66                                   =    1.0496
 McLaughlins Batting Average                   =    295.04
 MEAN SQUARE ERROR                             =    .33030E-02
 MEAN OF PREDICTION.                           =   -.15343E-02
 MEAN OF ACTUAL.                               =    .65661E-02
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.              =    .40833E-01
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.                 =    .54586E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.            =    .31013
 BIAS PROPORTION .............UM               =    .19866E-01
 VARIANCE PROPORTION..........US               =    .57265E-01
 COVARIANCE PROPORTION........UC               =    .92287
```

ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

```
                   *           +
                               +
                               +         *
                               +
                               +
                               +  *
                               +   *              *
                               +
+++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++
                               +
                           *   +     *
                     *         +             *
                               +
*                    *         +
         PREDICTION - REALIZATION
```

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.45

ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΜΕΘΟΔΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ "ΜΕΘΟΔΟΣ 1"

ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ = 1982:1-1982:12

----------- VARIABLES AS LEVELS *-----------*

MEAN OF ACTUAL = 78655.
MEAN OF PREDICTION = 78655.
VARIANCE OF ACTUAL = .32134E+08
VARIANCE OF PREDICTION = .28531E+08
MEAN ERROR. = .36380E-11
MEAN ABSOLUTE ERROR. = 2623.6
SUM OF SQUARED ERRORS. = .15754E+09
MEAN SQUARED ERROR. = .13128E+08
STANDARD DEVIATION OF ERRORS. = 3784.4
MEAN PERCENTAGE ERROR. = -.13003 %
MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR. = 3.2802 %
ROOT MEAN SQUARE ERROR. = 3623.3
ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR. = .44496E-01

-----------VARIABLES AS RELATIVE CHANGES -----------

THEIL S U66 = .81269
McLaughlins Batting Average = 318.73
MEAN SQUARE ERROR = .19801E-02
MEAN OF PREDICTION. = .46177E-02
MEAN OF ACTUAL. = .65661E-02
STANDARD DIVIATION OF PREDICTED. = .62777E-01
STANDARD DIVIATION OF ACTUAL. = .54586E-01
CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED. = .71901
BIAS PROPORTION ....UM = .19172E-02
VARIANCE PROPORTION...........US = .33883E-01
COVARIANCE PROPORTION.........UC = .96420

ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

```
                              +              *
                              +
                              +                *
                              +
                              +
                              +   *
                              +     *  *
                              +
+++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++++
                              +
*                             +    *
                   *      *   +
                              +
                         &    +
        PREDICTION - REALIZATION
```

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.46

ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΜΕΘΟΔΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ "ΜΕΘΟΔΟΣ 2"

```
ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                                   = 1982:1-1982:12
*---------------* VARIABLES AS LEVELS *-----------------------------*
MEAN OF ACTUAL                                     =     78655.
MEAN OF PREDICTION                                 =     82877.
VARIANCE OF ACTUAL                                 =     .32134E+08
VARIANCE OF PREDICTION                             =     .31676E+08
MEAN ERROR.                                        =    -4222.1
MEAN ABSOLUTE ERROR.                               =     5244.8
SUM OF SQUARED ERRORS.                             =     .37868E+09
MEAN SQUARED ERROR.                                =     .31557E+08
STANDARD DEVIATION OF ERRORS.                      =     5867.3
MEAN PERCENTAGE ERROR.                             =    -5.5048      %
MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.                    =     6.7323      %
ROOT MEAN SQUARE ERROR.                            =     5617.5
ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.                    =     .72295E-01
*----------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES ---------------------------*
THEIL S U66                                        =     1.2714
McLaughlins Batting Average                        =     272.86
MEAN SQUARE ERROR                                  =     .48465E-02
MEAN OF PREDICTION.                                =     .58544E-01
MEAN OF ACTUAL.                                    =     .65661E-02
STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.                   =     .66147E-01
STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.                      =     .54586E-01
CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.                 =     .71901
BIAS PROPORTION ..............UM                   =     .55744
VARIANCE PROPORTION...........US                   =     .27577E-01
COVARIANCE PROPORTION.........UC                   =     .41498
```

ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

PREDICTION - REALIZATION

Χρησιμοποιόντας τα στοιχεία των Πινάκων (2.31) , (2.37) και (2.43) μπορούμε σε μια πρώτη φάση να κάνουμε μερικούς γενικούς σχολιασμούς με βάση τα συγκεντρωτικά στοιχεία που δίδονται στον Πίνακα 2.47 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.47

Συγκριτική Παρουσίαση των Συντελεστών στάθμισης $\lambda^{(1)}$, $\lambda^{(2)}$ και $\lambda^{(3)}$ για τις τρεις διαφορετικές μεθόδους εκτίμησης	
Εκτιμήσεις Απλής Εξίσωσης	
Εξίσωση 1	$\lambda^{(1)} = 0.682$
Εξίσωση 2	$\lambda^{(2)} = 0.708$
Εξίσωση 3	$\lambda^{(3)} = 0.73$
SURE Εκτιμήσεις	
Εξίσωση 1	$\lambda^{(1)} = 0.71$
Εξίσωση 2	$\lambda^{(2)} = 0.71$
Εξίσωση 3	$\lambda^{(3)} = 0.74$
Εκτιμήσεις Απλής Εξίσωσης χρησιμοποιόντας την προτεινόμενη τεχνική υποθέτοντας μη ορθά δημοσιευμένες παρατηρήσεις	
Εξίσωση 1	$\lambda^{(1)} = 0.64$
Εξίσωση 2	$\lambda^{(2)} = 0.59$
Εξίσωση 3	$\lambda^{(3)} = 0.78$

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Απο τα στοιχεία του Πίνακα (2.47) προκύπτει οτι και με τις τρεις μεθόδους οι εκτιμήσεις των συντελεστών στάθμισης (λ) , είναι σχεδόν οι αυτές. Τέλος μία σύγκριση της προβλεπτικής ικανότητας της προτεινόμενης μεθόδου για την πρόβλεψη ή διόρθωση των λαθεμένα δημοσιευμένων παρατηρήσεων, δίδεται στον Πίνακα 2.48 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.48

Δείκτες Προβλεπτικής Ικανότητας των Εναλλακτικών Μεθόδων Διόρθωσης των Στοιχείων της περιόδου 1982:1 - 1982:12

	Μέθοδος	U_{66}	U^{M}	U^{S}	U^{C}	RMSE	RMSPE
Μεταβλητή (MEBOIM_YT)$_t$	1	1.12	0.047	0.19	0.75	38093	0.0847
	2	1.15	0.07	0.19	0.72	38198	0.0857
	FIML	0.71	0.048	0.07	0.8	24238	0.05383
Μεταβλητή (MEBIOM_MT)$_t$	1	0.38	0.0105	0.005	0.98	10224	0.0358
	2	0.82	0.723	0.0115	0.22	21158	0.016
	FIML	0.17	0.015	0.043	0.94	5254.3	0.016
Μεταβλητή (MEBIOM_XT)$_t$	1	0.81	0.019	0.033	0.96	3623.3	0.04449
	2	1.27	0.55	0.027	0.41	5617.3	0.07229
	FIML	1.04	0.019	0.057	0.922	4774.8	0.0567

Πηγή: Εκτιμήσεις της μελέτης .

Οι συγκεντρωτικές εκτιμήσεις του Πίνακα 2.48, μας παρέχουν την ικανότητα να έχουμε μια περίπτωση όπου όλες οι εναλλακτικές μέθοδοι να είναι ανταγωνιστικές μεταξύ τους. Βλέπουμε για παράδειγμα στην περίπτωση της Χαμηλής Τάσης (MEBIOM_XT) η Μέθοδος 1 να υπερτερεί σε σχέση με την FIML μέθοδο, τουλάχιστο όταν εμφανίζεται σε επίπεδο απλής εξίσωσης. Το φαινόμενο αυτό δεν είναι τυχαίο και πρέπει να συνδιασθεί με την δυνατότητα της FIML μεθόδου για την εκτίμηση των πραγματικών παραμέτρων της εξειδίκευσης (2.167).

ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΤΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ Σ'ΕΠΙΠΕΔΟ ΣΥΣΤΗΜΑΤΟΣ

ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ
ΥΨΗΛΗ - ΜΕΣΗ - ΧΑΜΗΛΗ ΤΑΣΗ ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ

Κλείνοντας την μεθοδολογία διόρθωσης των λαθεμένα δημοσιευμένων στοιχείων μιας σειράς θα εφαρμόσουμε την προτεινόμενη τεχνική σε επίπεδο συστήματος εξισώσεων (Seemingly Unrelated Regression Model) .

Οι εκτιμήσεις οι οποίες παρουσιάζονται στο μέρος αυτό βασίζονται στην μεθοδολογία που αναπτύχθηκε στο μέρος (Α.15) και έγινε λειτουργική χρησιμοποιώντας τον Αλγόριθμο ALG 2.13 . Ο Αλγόριθμος αυτός δεν εί ένας γενικής μορφής αλγόριθμος , αλλά πρόκειται για μια άμεση εφαρμογή στο συγκεκριμένο παράδειγμα διόρθωσης των στοιχείων στην κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία και κατ' επέκταση στις υποκατηγορίες αυτής (Υψηλή Τάση Μέση Τάση , και Χαμηλή Τάση) .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.13

```
                         DO L =750,750,30 ----------------------
                         DO K =700,750,30 --------------------  |
                         DO M =700,750,30 ------------------  | |
                                |                           | | |
*---------------------------------------------------------- | | |
     SET  MZZ1 (1979:12) (1979:12)  =PRI(1979:12)           | | |
 SET  MZZ1 (1980:1) (1985:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + PRI(T)     | | |
    SET  MZZ2 (1980:1)  (1985:12)  =L1**(T-1979:12)         | | |
  *------------------AVERAGES OF 1 -----------------        | | |
                SET MZZ1 1975:1 1979:11 = 0                 | | |
                SET MZZ2 1975:1 1979:12 = 0                 | | |
             SET MMZZ1   1975:1 1985:12  = 0                | | |
    EXECUTE MANNUAL1 MZZ1   AD11 (1975:1) (1985:12)         | | |
       @ MAVER1  AD11 MMZZ1  (1975:1) (1985:12)             | | |
           SET MMZZ2   (1975:1) (1985:12) = 0               | | |
    EXECUTE MANNUAL1 MZZ2   AD11 (1975:1) (1985:12)         | | |
       @ MAVER1  AD11 MMZZ2  (1975:1) (1985:12)             | | |
*-------------------------( equation 2 )--------------      | | |
     SET  MZZ1A (1979:12) (1979:12)  =PRI(1979:12)          | | |
SET  MZZ1A (1980:1) (1985:12)  =K1*(MZZ1A(T-1)) + PRI(T)    | | |
   SET  MZZ2A (1980:1)  (1985:12)  =K1**(T-1979:12)         | | |
               SET MZZ1A 1975:1 1979:11 = 0                 | | |
               SET MZZ2A 1975:1 1979:12 = 0                 | | |
               SET MMZZ1A 1975:1 1985:12 = 0                | | |
              SET MMZZ2A  1975:1 1985:12 = 0                | | |
   EXECUTE MANNUAL1 MZZ1A   AD11 (1975:1) (1985:12)         | | |
              @ MAVER1  AD11 MMZZ1A  DATO DAT               | | |
           SET MMZZ2A  (1975:1) (1985:12) = 0               | | |
   EXECUTE MANNUAL1 MZZ2A   AD11 (1975:1) (1985:12)         | | |
       @ MAVER1  AD11 MMZZ2A  (1975:1) (1985:12)            | | |
*-----------------------( EQUATION 3 )----------------      | | |
               SET MZZ1B 1975:1 1979:11 = 0                 | | |
               SET MZZ2B 1975:1 1979:12 = 0                 | | |
              SET  MMZZ1B 1975:1 1985:12 = 0                | | |
               SET MMZZ2B 1975:1 1985:12 = 0                | | |
     SET  MZZ1B (1979:12) (1979:12)  =PRI(1979:12)          | | |
```

ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε   ΑΒΣΠ
ΥΨΗΛΗ - ΜΕΣΗ - ΧΑΜΗΛΗ ΤΑΣΗ ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ

```
SET  MZZ1B (1980:1) (1985:12)  =M1*(MZZ1B(T-1)) + PRI(T)
    SET  MZZ2B (1980:1)  (1985:12)  =M1**(T-1979:12)
    EXECUTE MANNUAL1 MZZ1B   AD11 (1975:1) (1985:12)
        @ MAVER1  AD11 MMZZ1B  (1975:1) (1985:12)
           SET MMZZ2B   (1975:1) (1985:12) = 0
    EXECUTE MANNUAL1 MZZ2B   AD11 (1975:1) (1985:12)
        @ MAVER1  AD11 MMZZ2B  (1975:1) (1985:12)
*------------------------------------------------------------------
   set FMEB1_YT 1985:1 1985:12 =MMEB1_YT(T)                $
            + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*alfa(1)) $
            + ((MZZ2(T)-MMZZ2(T))*ALFA(2)) $
             + ((TR1(T)-MTR1(T))*ALFA(3)) $
             + ((TR2(T)-MTR2(T))*ALFA(4)) $
             + ((TR3(T)-MTR3(T))*ALFA(5)) $
             + (( Q3(T) - MQ1(T))*ALFA(6)) $
             + (( Q6(T) - MQ1(T))*ALFA(7)) $
             + (( Q8(T) - MQ1(T))*ALFA(8)) $
             + ((DD14(T)-MD14(T))*ALFA(9)) $
            + ((DD15(T)-MD15(T))*ALFA(10)) $
            + ((DD16(T)-MD16(T))*ALFA(11)) $
            + ((DD17(T)-MD17(T))*ALFA(12)) $
            + ((DD21(T)-MD21(T))*ALFA(13)) $
            + ((DD22(T)-MD22(T))*ALFA(14)) $
            + ((DD31(T)-MD31(T))*ALFA(15)) $
             + ((DD32(T)-MD32(T))*ALFA(16))

             SET FQY 80:1 85:12 = MEB1_YT(T)
            SET  FQY 85:1 85:12 = FMEB1_YT(T)
   SET FMEB1_MT 1982:1 1982:12 =MMEB1_MT(T)                $
           + ((MZZ1A(T)-MMZZ1A(T))*BATA(1)) $
           + ((MZZ2A(T)-MMZZ2A(T))*BATA(2)) $
             + ((TR1(T)-MTR1(T))*BATA(3)) $
             + ((TR2(T)-MTR2(T))*BATA(4)) $
             + (( Q1(T) - MQ1(T))*BATA(5)) $
             + (( Q3(T) - MQ1(T))*BATA(6)) $
             + (( Q4(T) - MQ1(T))*BATA(7)) $
             + (( Q5(T) - MQ1(T))*BATA(8)) $
             + (( Q6(T) - MQ1(T))*BATA(9)) $
            + (( Q7(T) - MQ1(T))*BATA(10)) $
            + (( Q8(T) - MQ1(T))*BATA(11)) $
            + (( Q9(T) - MQ1(T))*BATA(12)) $
            + (( Q10(T) - MQ1(T))*BATA(13)) $
            + (( DD31(T) - MD31(T))*BATA(14))

            SET  F1QY 80:1 85:12 =FMEB1_MT(T)
            SET  F1QY 82:1 82:12 =FMEB1_MT(T)
   SET FMEB1_XT 1982:1 1982:12 =MMEB1_XT(T)                $
           + ((MZZ1B(T)-MMZZ1B(T))*GAMA(1)) $
           + ((MZZ2B(T)-MMZZ2B(T))*GAMA(2)) $
             + ((TR2(T)-MTR2(T))*GAMA(3)) $
             + ((TR3(T)-MTR3(T))*GAMA(4)) $
             + (( Q1(T) - MQ1(T))*GAMA(5)) $
           + (( DD12(T) - MD12(T))*GAMA(6))   $
            + (( DD19(T) - MD19(T))*GAMA(7))
         SET  F2QY 1980:1 1985:12  = MEB1_XT(T)
```

```
                  SET  F2QY 82:1 82:12 = FMEB1_XT(T)

                            SUR(noPRINT) 3
                                 # 1
                                 # 2
                                 # 3

   ALFA(1) =BETA(1)      BATA(1) = BETA(18)   GAMA(1) = BETA(33)
   ALFA(2) =BETA(2)      BATA(2) = BETA(19)   GAMA(2) = BETA(34)
   ALFA(3) =BETA(3)      BATA(3) = BETA(20)   GAMA(3) = BETA(35)
   ALFA(4) =BETA(4)      BATA(4) = BETA(21)   GAMA(4) = BETA(36)
   ALFA(5) =BETA(5)      BATA(5) = BETA(22)   GAMA(5) = BETA(37)
   ALFA(6) =BETA(6)      BATA(6) = BETA(23)   GAMA(6) = BETA(38)
   |LFA(7) =BETA(7)      BATA(7) = BETA(24)   GAMA(7) = BETA(39)
            ALFA(8) =BETA(8)      BATA(8) = BETA(25)
            ALFA(9) =BETA(9)      BATA(9) = BETA(26)
           ALFA(10) =BETA(10)    BATA(10) = BETA(27)
           ALFA(11) =BETA(11)    BATA(11) = BETA(28)
           ALFA(12) =BETA(12)    BATA(12) = BETA(29)
           ALFA(13) =BETA(13)    BATA(13) = BETA(30)
           ALFA(14) =BETA(14)    BATA(14) = BETA(31)


                              END DO M
                              END DO K
                              END DO L

                                 .
                                 .
                  + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*alfa(1)) $
                  + ((MZZ2(T)-MMZZ2(T))*ALFA(2)) $
                   + ((TR1(T)-MTR1(T))*ALFA(3)) $
                   + ((TR2(T)-MTR2(T))*ALFA(4)) $
                   + ((TR3(T)-MTR3(T))*ALFA(5)) $
                   + (( Q3(T) - MQ1(T))*ALFA(6)) $
                   + (( Q6(T) - MQ1(T))*ALFA(7)) $
                   + (( Q8(T) - MQ1(T))*ALFA(8)) $
                   + ((DD14(T)-MD14(T))*ALFA(9)) $
                  + ((DD15(T)-MD15(T))*ALFA(10)) $
                  + ((DD16(T)-MD16(T))*ALFA(11)) $
                  + ((DD17(T)-MD17(T))*ALFA(12)) $
                  + ((DD21(T)-MD21(T))*ALFA(13)) $
                  + ((DD22(T)-MD22(T))*ALFA(14)) $
                  + ((DD31(T)-MD31(T))*ALFA(15)) $
                   + ((DD32(T)-MD32(T))*ALFA(16))

          SET FMEB1_MT 1982:1 1982:12 =MMEB1_MT(T)              $
                 + ((MZZ1A(T)-MMZZ1A(T))*BATA(1)) $
                 + ((MZZ2A(T)-MMZZ2A(T))*BATA(2)) $
                   + ((TR1(T)-MTR1(T))*BATA(3)) $
                   + ((TR2(T)-MTR2(T))*BATA(4)) $
                   + (( Q1(T) - MQ1(T))*BATA(5)) $
                   + (( Q3(T) - MQ1(T))*BATA(6)) $
                   + (( Q4(T) - MQ1(T))*BATA(7)) $
```

```
                    + (( Q5(T)  - MQ1(T))*BATA(8))  $
                    + (( Q6(T)  - MQ1(T))*BATA(9))  $
                   + (( Q7(T)  - MQ1(T))*BATA(10))  $
                   + (( Q8(T)  - MQ1(T))*BATA(11))  $
                   + (( Q9(T)  - MQ1(T))*BATA(12))  $
                   + (( Q10(T)  - MQ1(T))*BATA(13))  $
                   + (( DD31(T)  - MD31(T))*BATA(14))
         SET FMEB1_XT 1982:1 1982:12 =MMEB1_XT(T)              $
                  + ((MZZ1B(T)-MMZZ1B(T))*GAMA(1))  $
                  + ((MZZ2B(T)-MMZZ2B(T))*GAMA(2))  $
                    + ((TR2(T)-MTR2(T))*GAMA(3))  $
                    + ((TR3(T)-MTR3(T))*GAMA(4))  $
                    + (( Q1(T)  - MQ1(T))*GAMA(5))  $
                  + (( DD12(T)  - MD12(T))*GAMA(6))   $
                   + (( DD19(T)  - MD19(T))*GAMA(7))
```

Επιλέγουμε την τιμή των L(1) , L(2) και L(3) όπου

RSS(1) + RSS(2) + RSS(3) είναι ελάχιστο

Μια σειρά από εκτιμήσεις με βάση την λειτουργία του Αλγόριθμου ALG 2.14 δίδεται στον Πίνακα (2.49) .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.49

Αποτελέσματα επαναληπτικής διαδικασίας , όπως αυτή δίδεται στον Αλγόριθμο ALG 2.14 στο διάστημα τιμών

$0.65 \le \lambda^{(1)} \le 0.70 \quad 0.65 \le \lambda^{(2)} \le 0.70 \quad 0.65 \le \lambda^{(3)} \le 0.70$ με

$step_1 = 0.025 \quad step_2 = 0.025 \quad step_3 = 0.025$

	$\lambda^{(1)}$	$\lambda^{(2)}$	$\lambda^{(3)}$	RSS1	RSS2	RSS3	TRSS
1:	.650	.650	.650	.244137E+11	.339088E+09	26482.5	.102395
2:	.650	.650	.675	.238888E+11	.331786E+09	26280.2	.101958
3:	.650	.650	.700	.237154E+11	.329381E+09	26217.1	.101871
4:	.650	.650	.725	.236658E+11	.328688E+09	26206.5	.101959
5:	.650	.650	.750	.236694E+11	.328744E+09	26224.2	.102184
6:	.650	.675	.650	.235803E+11	.327509E+09	26165.1	.101567
7:	.650	.675	.675	.235908E+11	.327648E+09	26167.8	.101653
8:	.650	.675	.700	.236050E+11	.327856E+09	26176.4	.101747
9:	.650	.675	.725	.236257E+11	.328143E+09	26191.8	.101902
10:	.650	.675	.750	.236570E+11	.328559E+09	26218.7	.102153
11:	.650	.700	.650	.235881E+11	.327613E+09	26174.0	.101577
12:	.650	.700	.675	.236026E+11	.327808E+09	26178.4	.101665
13:	.650	.700	.700	.236193E+11	.328038E+09	26187.2	.101758
14:	.650	.700	.725	.236395E+11	.328330E+09	26202.2	.101912
15:	.650	.700	.750	.236703E+11	.328750E+09	26228.4	.102159
16:	.675	.650	.650	.229229E+11	.318370E+09	25873.2	.100861
17:	.675	.650	.675	.230051E+11	.319517E+09	25917.2	.101066
18:	.675	.650	.700	.230481E+11	.320110E+09	25941.2	.101208
19:	.675	.650	.725	.230789E+11	.320529E+09	25963.6	.101383
20:	.675	.650	.750	.231113E+11	.320990E+09	25992.0	.101641
23:	.675	.675	.700	.230725E+11	.320458E+09	25954.7	.101229
24:	.675	.675	.725	.230921E+11	.320716E+09	25970.3	.101384
25:	.675	.675	.750	.231195E+11	.321113E+09	25996.2	.101632
26:	.675	.700	.650	.230611E+11	.320290E+09	25954.8	.101060
27:	.675	.700	.675	.230749E+11	.320479E+09	25958.6	.101151
28:	.675	.700	.700	.230898E+11	.320690E+09	25966.6	.101244
29:	.675	.700	.725	.231079E+11	.320943E+09	25981.7	.101396
30:	.675	.700	.750	.231348E+11	.321324E+09	26006.0	.101642
31:	.700	.650	.650	.225845E+11	.313673E+09	25730.5	.100506
32:	.700	.650	.675	.226826E+11	.315031E+09	25781.6	.100731
33:	.700	.650	.700	.227317E+11	.315715E+09	25808.6	.100881
34:	.700	.650	.725	.227635E+11	.316152E+09	25831.0	.101057
35:	.700	.650	.750	.227948E+11	.316594E+09	25859.4	.101314
36:	.700	.675	.650	.227370E+11	.315790E+09	25812.2	.100721
37:	.700	.675	.675	.227507E+11	.315983E+09	25817.4	.100817
38:	.700	.675	.700	.227641E+11	.316171E+09	25825.1	.100911
39:	.700	.675	.725	.227817E+11	.316410E+09	25839.7	.101064
40:	.700	.675	.750	.228071E+11	.316757E+09	25864.7	.101308
41:	.700	.700	.650	.227565E+11	.316061E+09	25826.1	.100744
42:	.700	.700	.675	.227696E+11	.316253E+09	25831.1	.100836
43:	.700	.700	.700	.227833E+11	.316434E+09	25838.1	.100928
45:	.700	.700	.750	.228244E+11	.316998E+09	25875.5	.101319

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Σύμφωνα με τα κριτήρια του Πίνακα 2.49 ο τελικά επιλεγής συνδυασμός είναι η υπ' αριθμόν 31 επαναληπτική διαδικασία , όπου

$$\lambda^{(1)} = 0.70 \quad , \lambda^{(2)} = 0.65 \quad , \quad \text{και } \lambda^{(3)} = 0.65$$

Η επανεκτίμηση του συστήματος των εξισώσεων (2.143) με βάση την προταθείσα τεχνική μας έδωσε τις εξείς διορθωμένες παρατηρήσεις της περιόδου 1982:1 - 1982:12 και για τις τρείς κατηγορίες κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία (Πίνακας 2.50) .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.50

Ορθές και Διορθωμένες Παρατηρήσεις της Κατανάλωσης Η/Ε στην
Βιομηχανία (Υψηλή,Χαμηλή και Μέση Τάση) .
Περίοδος Διόρθωσης Δείγματος 1982:1 - 1982:12

	MEB1_YT	FMEB1_YT	MEB1_MT	FMEB1_MT	MEB1_XT	FMEB1_XT
1982: 1	509677.	473439.	292499.	299233.	85502.0	91556.6
1982: 2	470654.	450055.	322264.	325168.	83318.0	83534.0
1982: 3	494877.	471042.	307592.	313978.	78567.0	79956.2
1982: 4	476660.	455642.	299506.	306627.	76593.0	79165.1
1982: 5	472879.	466685.	298551.	293589.	74231.0	79146.5
1982: 6	398626.	420825.	317483.	314908.	76581.0	77985.2
1982: 7	432015.	430175.	303864.	300642.	74018.0	73847.1
1982: 8	410707.	417361.	257951.	260943.	69799.0	66939.2
1982: 9	405908.	429390.	308456.	308131.	75496.0	73042.0
1982:10	427704.	444513.	333701.	327431.	77958.0	78296.4
1982:11	422424.	459590.	331162.	328662.	81351.0	80506.9
1982:12	455669.	459083.	333761.	327478.	90447.0	79885.8

MEB1_YT = Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (Υψηλή Τάση) .
DMEB_YT = Διορθωμένη Η/Ε στην Βιομηχανία (Υψηλή Τάση) .

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.51

```
     CRITERIA TO EVALUATE THE FORECASTING PERFORMANCE
                           OF
        THE ESTIMATED MODEL .PERIOD :1962:1 - 1985:1
 ----------------------------------------------------------------
 TOTAL TIME PERIOD                             =      12
*----------------VARIABLES AS LEVELS---------------------------*
 MEAN OF ACTUAL                                =     .44815E+06
 MEAN OF PREDICTION                            =     .44815E+06
 VARIANCE OF ACTUAL                            =     .13578E+10
 VARIANCE OF PREDICTION                        =     .38183E+09
 MEAN ERROR.                                   =     .15037E-09
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                          =     18287.
 SUM OF SQUARED ERRORS.                        =     .55532E+10
 MEAN SQUARED ERROR.                           =     .46276E+09
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.                 =     22468.
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                        =    -.33362     %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.               =     4.0750     %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                       =     21512.
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.               =     .47851E-01
*---------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES -----------------------*
 THEIL S U66                                   =     .63058
 McLaughlins Batting Average                   =     336.94
 MEAN SQUARE ERROR                             =     .19303E-02
 MEAN OF PREDICTION.                           =     .18830E-02
 MEAN OF ACTUAL.                               =    -.76417E-02
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.              =     .76657E-01
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.                 =     .69542E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.            =     .83077
 BIAS PROPORTION ..............UM              =     .46997E-01
 VARIANCE PROPORTION...........US              =     .26227E-01
 COVARIANCE PROPORTION.........UC              =     .92678
```

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.52

```
      CRITERIA TO EVALUATE THE FORECASTING PERFORMANCE
                             OF
         THE ESTIMATED MODEL .PERIOD :1962:1 - 1985:1
 ----------------------------------------------------------------
 TOTAL TIME PERIOD                              =      12
*----------------VARIABLES AS LEVELS-----------------------------*
 MEAN OF ACTUAL                                 =    .30890E+06
 MEAN OF PREDICTION                             =    .30890E+06
 VARIANCE OF ACTUAL                             =    .46077E+09
 VARIANCE OF PREDICTION                         =    .37339E+09
 MEAN ERROR.                                    =    .36380E-10
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                           =    4356.1
 SUM OF SQUARED ERRORS.                         =    .28099E+09
 MEAN SQUARED ERROR.                            =    .23416E+08
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.                  =    5054.2
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                         =   -.55153E-01 %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.                =    1.4143      %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                        =    4839.0
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.                =    .15711E-01
*---------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES -------------------------*
 THEIL S U66                                    =    .16635
 McLaughlins Batting Average                    =    383.36
 MEAN SQUARE ERROR                              =    .21880E-03
 MEAN OF PREDICTION.                            =    .13945E-01
 MEAN OF ACTUAL.                                =    .15823E-01
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.               =    .85175E-01
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.                  =    .87864E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.             =    .98598
 BIAS PROPORTION ............UM                 =    .16109E-01
 VARIANCE PROPORTION.........US                 =    .33056E-01
 COVARIANCE PROPORTION.......UC                 =    .95084
```

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.53

```
      CRITERIA TO EVALUATE THE FORECASTING PERFORMANCE
                              OF
         THE ESTIMATED MODEL .PERIOD :1962:1 - 1985:1

 TOTAL TIME PERIOD                             =       12
*________________VARIABLES AS LEVELS______________________________*
 MEAN OF ACTUAL                                =     78655.
 MEAN OF PREDICTION                            =     78655.
 VARIANCE OF ACTUAL                            =     .32134E+08
 VARIANCE OF PREDICTION                        =     .3541E+08
 MEAN ERROR.                                   =    -.10914E-10
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                          =     2815.0
 SUM OF SQUARED ERRORS.                        =     .
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                       =     4061.8
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.               =     .48032E-01
*________VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES __________________________*
 THEIL S U66                                   =     .88032
 McLaughlins Batting Average                   =     311.97
 MEAN SQUARE ERROR                             =     .23234E-02
 MEAN OF PREDICTION.                           =    -.44874E-03
 MEAN OF ACTUAL.                               =     .65661E-02
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.              =     .44116E-01
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.                 =     .54586E-01
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.            =     .54662
 BIAS PROPORTION .............UM               =     .21179E-01
 VARIANCE PROPORTION..........US               =     .47176E-01
 COVARIANCE PROPORTION........UC               =     .93164
```

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Τα συμπεράσματά μας από την εφαρμογή της προτεινόμενης μεθόδου σ' επίπεδο συστήματος εξισώσεων (Seemingly Unrelated Regression Model) θα μπορούσαν σε γενικές γραμμές να παρουσιασθούν στους Πίνακες 2.54 και 2.55.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.54

Συγριτική Παρουσίαση των Εκτιμήσεων του Μέρους 4.1			
	Εκτίμηση του λ		Εκτίμηση του λ
Εκτιμήσεις απλής εξίσωσης		Εκτιμήσεις απλής εξίσωσης με βάση την προτεινόμενη μέθοδο	
Εξίσωση 1	$\lambda^{(1)}=0.682$	Εξίσωση 1	$\lambda^{(1)}=0.64$
Εξίσωση 2	$\lambda^{(2)}=0.708$	Εξίσωση 2	$\lambda^{(2)}=0.59$
Εξίσωση 3	$\lambda^{(3)}=0.73$	Εξίσωση 3	$\lambda^{(3)}=0.78$
SURE εκτιμήσεις		SURE εκτιμήσεις με βάση την προτεινόμενη μέθοδο	
Εξίσωση 1	$\lambda^{(1)}=0.71$	Εξίσωση 1	$\lambda^{(1)}=0.70$
Εξίσωση 2	$\lambda^{(2)}=0.71$	Εξίσωση 2	$\lambda^{(2)}=0.65$
Εξίσωση 3	$\lambda^{(3)}=0.74$	Εξίσωση 3	$\lambda^{(3)}=0.65$

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.55

Δείκτες Προβλεπτικής Ικανότητας της Διάρθρωσης των Στοιχείων με Βάση τις Μεθόδους 1, 2 και FIML .

	Μέθοδος	Δείκτες Προβλεπτική					U_{66}
Μεταβλητή (MEBIOM_YT)$_t$	1	1.12	0.047	0.19	0.75	38093	0.0847
	2	1.15	0.07	0.19	0.72	38198	0.0857
	FIML(Απ.εξ)	0.71	0.048	0.07	0.8	24238	0.05383
	FIML(SURE)	0.63	0.046	0.02	0.92	21512	0.04785
Μεταβλητή (MEBIOM_XT)$_t$	1	0.38	0.0105	0.005	0.98	10224	0.0358
	2	0.82	0.723	0.011	0.22	21158	0.0711
	FIML(Απ.εξ)	0.17	0.015	0.043	0.94	5254.3	0.016
	FIML(SURE)	0.16	0.016	0.033	0.95	4839.	0.0157
Μεταβλητή (MEBIOM_XT)$_t$	1	0.81	0.019	0.033	0.96	3623.3	0.044
	2	1.27	0.55	0.027	0.41	5617.3	0.072
	FIML(Απ.εξ)	1.04	0.019	0.057	0.92	4774.8	0.056
	FILM(SURE)	0.88	0.021	0.047	0.93	4061.8	0.048

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης.

Αν και η χρησιμοποιηθείσες μεταβλητές είναι αρκετά δύσκολα να μεγιστοποιηθούν τουλάχιστον σε μηνιαία βάση λόγω των γνωστών λόγων που προκύπτουν από την εφαρμογή της προτεινόμενης μεθόδου είναι ενθαρρυντικά . Με βάση τα στοιχεία των Πινάκων (2.54) και (2.55),μπορούν να προκύψουν μια σειρά από γενικές αλλά χρήσιμες προτάσεις :

* Από την εφαρμογή της προτεινόμενης μεθόδου οι εκτιμήσεις των συντελεστών των εξισώσεων ,είτε αυτές λαμβάνονται ως απλές εξισώσεις είτε ως ένα σύστημα εξισώσεων , δεν παρουσιάζουν διαφορές που θα μπορούσαν να αλλάζουν τα δυναμικά χαρακτηριστικά που έχουμε μοντελοποιήσει.

* Η προβλεπτική ικανότητα της προτεινόμενης μεθόδου είναι ουσιαστική τουλάχιστον συγκρινόμενη με τις άλλες εναλλακτικές μεθόδους (και ιδαίτερα σε χρονικές περιόδους όπου η μαθηματική και στοχαστική σχέση μεταξύ της εξηρτημένης και των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι υπό δοκιμασία).

* Η προβλεπτική ικανότητα της προτεινόμενης μεθόδου γίνεται ακόμη ουσιαστικώτερη όταν η προτεινόμενη μέθοδος από το επίπεδο της απλής εξίσωσης περνά στο επίπεδο ενός συστήματος εξιώσεων (SURE).

Τέλος κλείνοντας το μέρος αυτό πρέπει να αναφερθεί ότι για το δυναμικό σχήμα μεταξύ της κατανάλωσης (Η/Ε) στις επιμέρους κατηγορίες της Βιομηχανίας και τον δείκτη Βιομηχανίας Παραγωγής (proxy για το Προϊον της Βιομηχανίας) θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν πιο ευέλικτα σχήματα.Ειδικώτερα μια γενίκευση της υπόθεσης των Γεωμετρικά

Διόρθωση των Χρονολογικών Σειρών της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία (Υψηλή , Μέση και Χαμηλή Τάση)
Περίοδος 1975:1 - 1987:12

Για την Διόρθωση των στοιχείων Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία κατά είδος την περίοδο δείγματος εκτίμησης 1975:1 - 1978:12 ακολουθήθηκε ακριβώς η ίδια διαδικασία που παρουσιάσθηκε στο μέρος 2.4.1

Εγινε εκ νέου επανεκτίμηση των εξισώσεων του συστήματος (2.143) και εφαρμογή του Αλγόριθμου 2.5 . Οι διορθωμένες παρατηρήσεις για τις περιόδους που υπάρχουν σφάλματα , δίνονται στους Πίνακες 2.56 2.57 και 2.58 για την Υψηλή , Μέση και Χαμηλή Τάση . Οι αντίστοιχες γραφικές παραστάσεις τόσο για την περίοδο του δείγματος διόρθωσης όσο και την συνολική περίοδο του δείγματος διόρθωσης όσο και την συνολική περίοδο δείγματος δίδονται στα Σχεδιαγράμματα (2.45) , (2.46) , (2.47) , (2.48) , (2.49) , (2.50) και (2.51)

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.56

```
Δημοσιευμένα και Διορθωμένα Στοιχεία της
     Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία
              (Υψηλή Τάση)

ENTRY           MEB1_YT    1       DMEB_YT   86
   1979: 1       538867.            521272.
   1979: 2       435566.            474947.
   1979: 3       849078.            522238.
   1979: 4       513807.            525153.
   1979: 5       518124.            528099.
   1979: 6       491328.            507379.
   1979: 7       497137.            530592.
   1979: 8       495429.            530589.
   1979: 9       497324.            538185.
   1979:10       522427.            546436.
   1979:11       457085.            546323.
   1979:12       504473.            549432.

OBSERVATIONS                 12                  12
MISSING OBS.                  0                   0
FROM    1979: 1 UNTIL     1979:12             1979:12
SAMPLE MEAN              526720.4            526720.4
VARIANCE                 .1108594E+11        .4144393E+09
STANDARD DEVIATION       105289.8            20357.78
STAN. DEV. OF MEAN       30394.54            5876.786
T-STAT FOR MEAN=0        17.32944            89.62730
SIGNIFICANCE LEVEL       .6191187E-08        .3718988E-08
```

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.57

Δημοσιευμένα και Διορθωμένα Στοιχεία της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία (Μέση Τάση)

ENTRY	MEB1_MT 2	DMEB_MT 88
1979: 1	245885.	292232.
1979: 2	49891.0	311837.
1979: 3	514613.	305999.
1979: 4	285297.	302375.
1979: 5	277246.	291838.
1979: 6	272623.	315647.
1979: 7	300040.	307911.
1979: 8	399544.	279930.
1979: 9	269879.	312636.
1979:10	294065.	326494.
1979:11	306718.	323261.
1979:12	478842.	324483.

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

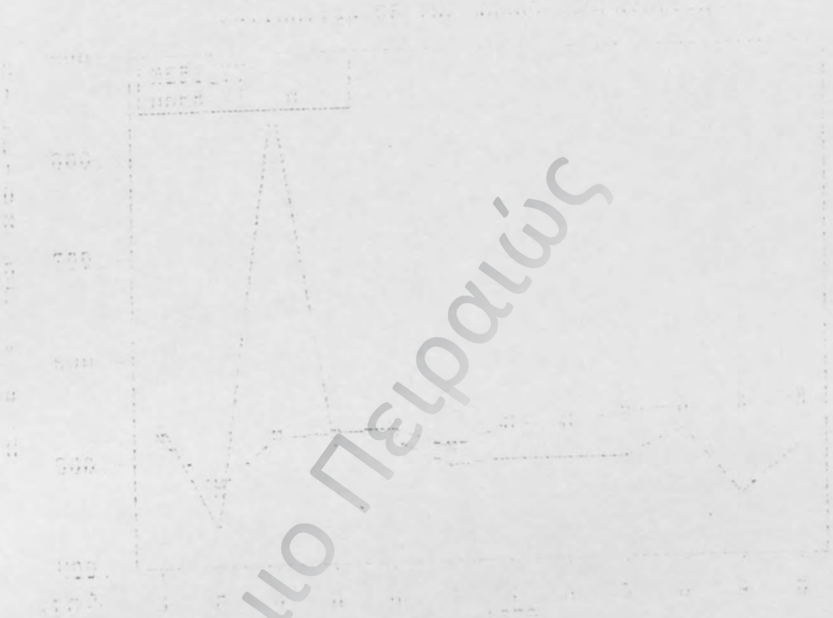
ΠΙΝΑΚΑΣ 2.58

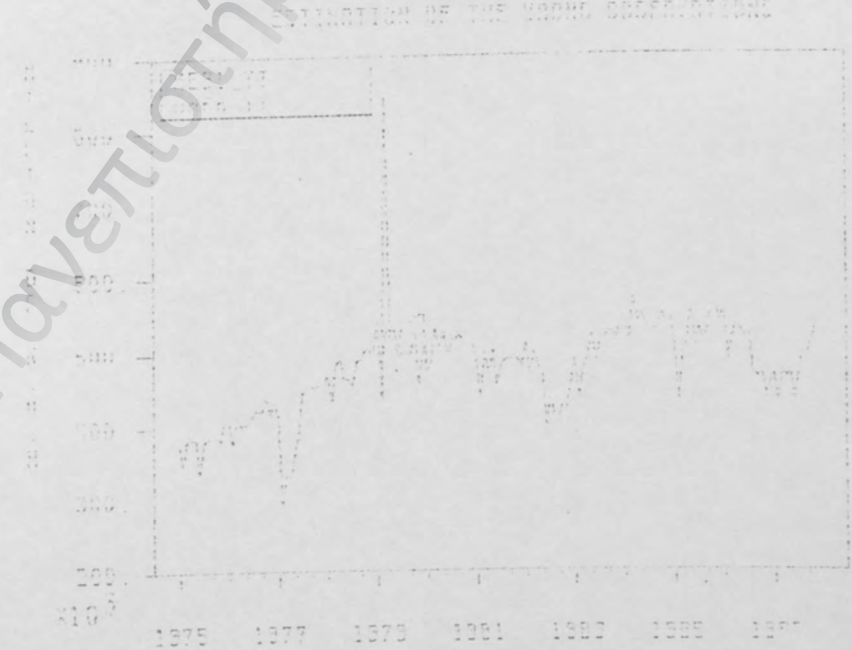
Δημοσιευμένα και Διορθωμένα Στοιχεία της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία (Χαμηλή Τάση)

ENTRY	MEB1_XT 3	DMEB_XT 86
1979: 1	35326.0	74573.5
1979: 2	4191.00	67672.0
1979: 3	71573.0	67432.6
1979: 4	71526.0	64952.6
1979: 5	68635.0	64465.4
1979: 6	67703.0	64416.9
1979: 7	71266.0	65534.3
1979: 8	45021.0	63114.0
1979: 9	90251.0	66719.4
1979:10	88019.0	66269.7
1979:11	74719.0	74426.2
1979:12	125960.	74613.3

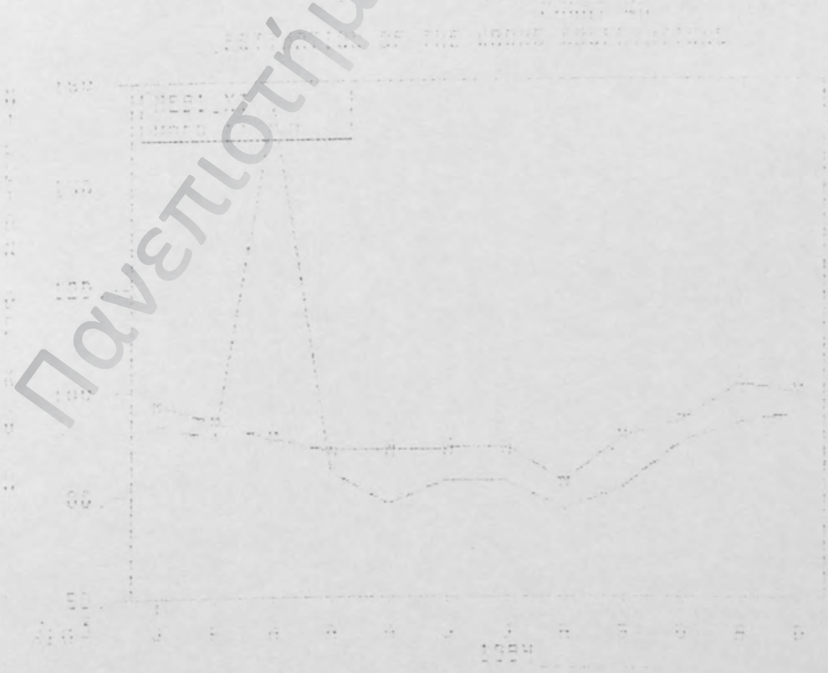
Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ
ΥΨΗΛΗ - ΧΑΜΗΛΗ - ΜΕΣΗ ΤΑΣΗ -ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ

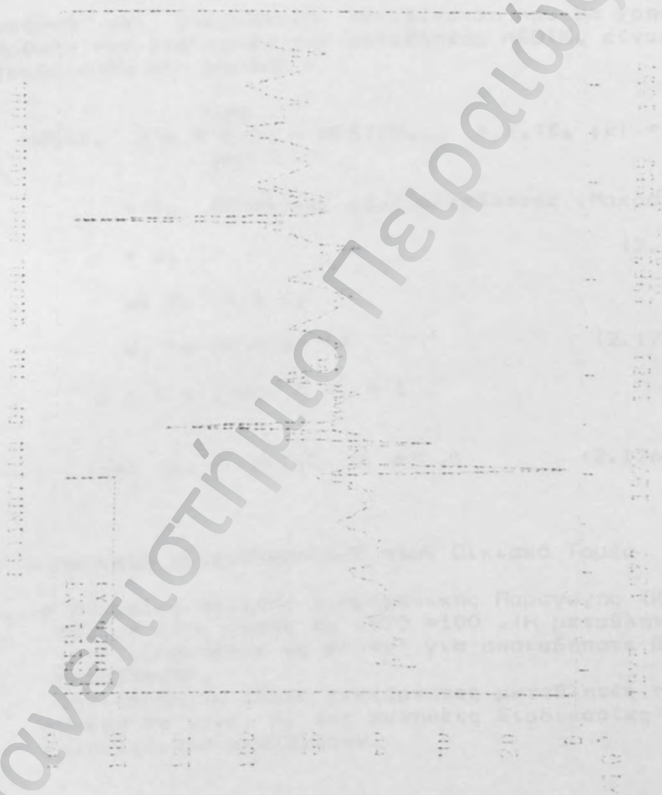




ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ
ΥΨΗΛΗ - ΧΑΜΗΛΗ - ΜΕΣΗ ΤΑΣΗ -ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ



ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ
ΥΨΗΛΗ - ΧΑΜΗΛΗ - ΜΕΣΗ ΤΑΣΗ -ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ



2.5 ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΤΗΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΣΤΟΝ ΟΙΚΙΑΚΟ ΤΟΜΕΑ .

Η εφαρμογή της μεθόδου Διόρθωσης FIML έγινε για την διόρθωση των στοιχείων της Κατανάλωσης Η/Ε στον Οικιακό Τομέα ($MEOIK_t$) για την περίοδο 1979:1 - 1979:12 .

Οπως φαινεται καθαρώτατα στα Σχεδιαγράμματα 2.56 και 2.57 το Εποχικό Πρότυπο αυτής της σειράς το έτος 1979 έχει αλλοιωθεί σημαντικά τόσο σε μηνιαίο όσο και τριμηνιαίο επίπεδο .

Η μαθηματική και στοχαστική εξειδίκευση που θα χρησιμοποιηθεί για την διόρθωση των στοιχείων της μεταβλητής $MEOIK_t$ είναι μια δυναμική εξειδίκευση της μορφής :

$$MEOIK_t = \alpha + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j \quad MPRI70_{t-j} + f_1(X_t\ ;\kappa) +$$

$$+ f_2 \quad (\text{Εποχικές ψευδομεταβλητές ,Μακροχρόνια Τάση})$$

$$+ u_t \quad . \qquad (2.174)$$

$$\text{με } \beta_j = \beta\ v_j$$

$$v_j = (1-\lambda)\ \lambda^j \qquad (2.175)$$

$$0 \le \lambda \le 1 \text{ και } \sum_j v_j = 1$$

$$\text{και } \quad u_t \sim \text{N.I.D } (0\ ,\sigma^2_{ut}) \qquad (2.176)$$

όπου :

$MEOIK_t$ = Μηνιαία κατανάλωση Η/Ε στον Οικιακό Τομέα (χιλ.KWH)

$MPRI70_t$ = Μηνιαίος Δείκτης Βιομηχανικής Παραγωγής (Κλάδοι 20-39) με έτος βάσης το 1970 =100 .(Η μεταβλητή αυτή χρησιμοποιήθηκε ως proxy[1] για οποιαδήποτε Εισοδηματική Μεταβλητή).

X_t = Οποιεσδήποτε άλλες ανεξάρτητες μεταβλητές η επιλογή των οποίων θα γίνει με τις συνήθεις διαδικασίες επιλογής ερμηνευτικών μεταβλητών.

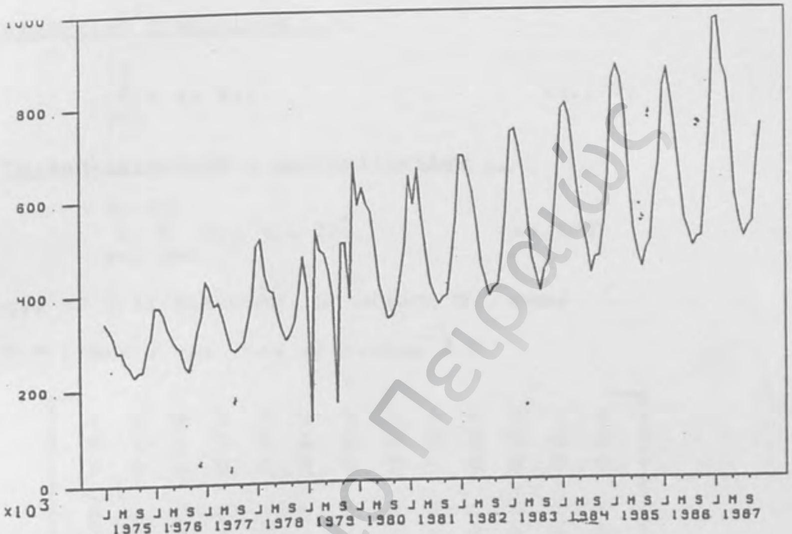
*

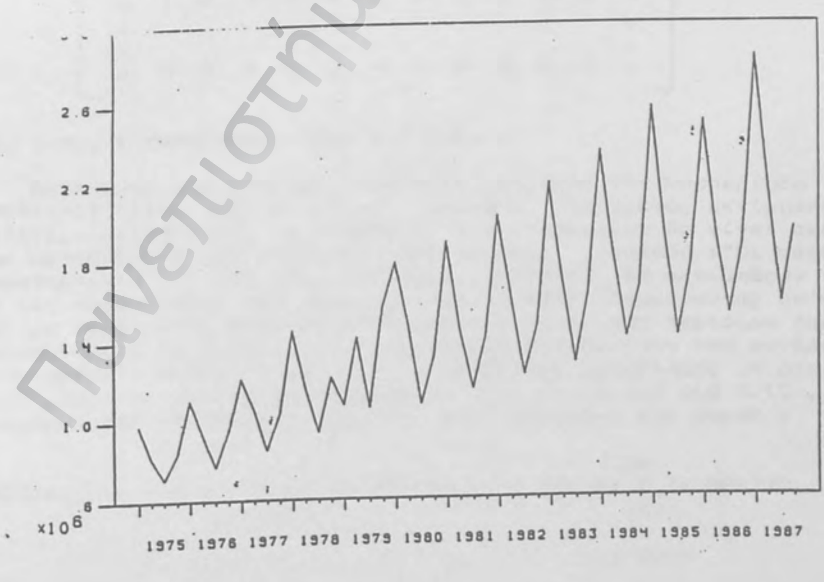
---

[1]. Maddala G.S.,1977.,<u>Econometrics</u>, σελ. 158-162 .

[2]. Το κατά πόσο αυτή η μεταβλητή θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί ως proxy για το εισόδημα των Νοικοκυρίων είναι μια περίπτωση που μπορεί να υποστεί έντονη κριτική αν λάβει κανείς υπ'όψη ότι τα τελευταία χρόνια η μεταβλητή αυτή έχει μείωση ενώ οι αντίστοιχες εισοδηματικές μεταβλητές είτε αυξάνονται , είτε παραμένουν στάσιμες (Τριμηνιαίο επίπεδο) .

Σχεδιάγραμμα 2.56





Σχεδιάγραμμα 2.57

Όσο αφορά τον καθορισμό των εποχικών ψευδομεταβλητών θα μπορούσαν να καθορισθούν ανάλογα με τον τρόπο που εισέρχονται στην εξειδίκευση (2.174) , ως εξής :

Προσθετικά (Additive).

$$\sum_{j=1}^{12} = q_j \, q_{jt} \qquad (2.177)$$

Πολλαπλασιαστικά (Multiplicative).

$$\sum_{i=1}^{11} \sum_{j=1}^{12} d_{ij} \, q_{it} \, TR_t^i \qquad (2.178)$$

με q_{jt} (T X 1) διάνυσμα της μήτρας Q , όπου

$$Q = [\, q_{1t} \, , \, q_{2t} \, , q_{3t} \, , \ldots , q_{12t} \,] =$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \ldots & & & & & & & & & & & & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ . & & & & & & & & & & & & . \\ . & & & & & & & & & & & & . \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

q_j , d_{ij} : παράμετροι υπό εκτίμηση .

Δεδομένου ότι υπάρχουν σφάλματα μέτρησης την υποπερίοδο T_1 = 1979:1-1979:12 με συνολική περίοδο δείγματος εκτίμησης 1976:1,...,1987:12 , η διόρθωση των στοιχείων θα γίνει ακολουθώντας την μεθοδολογία των ελλειπών παρατηρήσεων , δηλαδή :"Οι εσφαλμένες παρατηρήσεις της περιόδου 1979:1,...,1979:12 θα εκτιμηθούν ταυτόχρονα με τις παραμέτρους του υποδείγματος (2.174), λαμβάνοντας υπ'όψη τόσο της μη εσφαλμένες ετήσιες παρατηρήσεις αυτής της περιόδου όσο και την συγκεκριμένη μαθηματική και στοχαστικη εξειδίκευση που συνδέει την εξηρτημένη ($MEOIK_t$) με τις ανεξάρτητες μεταβλητές .Η όλη διαδικασία εκτίμησης παρουσιάζεται στον Αλγόριθμο ALG 2.12 , εφ' όσον γράψουμε την εξειδίκευση (2.174) στην ανηγμένη της μορφή :

$$MEOIK_t = \alpha + \beta \, (1-\lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j \, MPRI70_{t-j} + \beta (1-\lambda) \sum_{j=t}^{oo} \lambda^j \, MPRI70_{t-j} +$$

$$+ f_1 \, (X_t ; \kappa) + f_2 \, (.) + u_t \qquad (2.179)$$

θέτοντας :

$$Z_{1t} = \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^{j} MPRI70_{t-j} =$$

$$= [\ MPRI70_{t} + \lambda\ MPRI70_{t-1} + \ldots + \lambda^{t}\ MPRI70_{(1)}\ ] \quad (2.180)$$

$$\lambda^{t}\beta\ (1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_{j}\ X_{-j} = n_{o}\lambda^{t}$$

$$n_{o} = E(MEOIK_{(o)}) = \beta\ (1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^{j}\ X_{-j}$$

Η υπό εκτίμηση μορφή της εξειδίκευσης (2.174) δεδομένης της τιμής του λ , θα είναι :

$$MEOIK_{t} = \alpha + \beta(1-\lambda)Z_{1t} + n_{o}\lambda^{t} + f_{1}\ (X_{t};\kappa) + f_{2}\ (\quad) + u_{t} \quad (2.181)$$

ενώ ο Αλγόριθμος εκτίμησης :

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.14

$0 \le \lambda \le 1$

$$\min \sum_{t=1}^{T} \left(\text{ΜΕΟΙΚ}^{*}_{t} - \alpha - \beta(1-\lambda)\, Z_{1t} - n_o \lambda^{t} - f_1(X_t;\kappa) - f_2(q_j, d_{ij} \ldots) \right)^2$$

υπο τους περιορισμούς

$$\sum_{t\,=\,1979:1}^{1979:12} \text{ΜΕΟΙΚ}_t = \text{ΑΕΟΙΚ}_{79}$$

$$\text{και} \quad \text{ΜΕΟΙΚ}^{*}_{t} = \begin{bmatrix} \text{ΜΕΟΙΚ}_{1975:1-1975:12} \\ \\ \widehat{\text{ΜΕΟΙΚ}}_{1979:1-1979:12} \\ \text{ΜΕΟΙΚ}_{1980:1-1980:12} \end{bmatrix}$$

για $t = 1979:1, \ldots, 1979:12$

$$\widehat{\text{ΜΕΟΙΚ}}_t = \overline{\text{ΜΕΟΙΚ}}_t + (Z_{1t} - \overline{Z_{1t}})\, \hat{\beta}(1-\lambda) + (Z_{2t} - \overline{Z_{2t}})\, \hat{n}_o + $$
$$+ (f_1 - \overline{f_1}) + (f_2 - \overline{f_2})$$

Διαλέγουμε την τιμή του λ και των α , β, n_o , κ , q_j , d_{ij} και $\widehat{\text{ΜΕΟΙΚ}}$ εκεί που το RSS είναι ελάχιστο

Η λειτουργικότητα της μεθόδου όπως αυτή παρουσιάζεται με την Ρουτίνα Koyck δίνεται αναλυτικά στον Αλγόριθμο ALG 2.15 .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.15

$0 \leq \lambda < 1$ (ΒΗΜΑ 1)

(Αρχικές τιμές)

$$\min_{\alpha,\beta,n_o,\kappa,q_j,d_{ij}} \sum_{t} (\text{ΜΕΟΙΚ}_t - \alpha - \beta(1-\lambda))Z_{1t} - n_o\lambda_t - f_1(\ ) - f_2(\ .\ ))^2$$

με $t = 1976{:}1,\ldots 1978{:}1, 1980{:}1,\ldots 1987{:}12$

Επιλογή της τιμής του λ, α, β, n_o, κ, q_j και d_{ij} εκεί όπου RSS είναι ελάχιστο. (Αρχικές τιμές α_{r-1}, λ_{r-1}, β_{r-1}, n_{or-1}, k_{r-1}, q_{jr-1}, d_{ijr-1}.

$0 \leq \lambda < 1$

$r = 1, 2, \ldots$

$$\widehat{\text{ΜΕΟΙΚ}}j = \overline{\text{ΜΕΟΙΚ}j} + (Z_{1j} - \overline{Z_{1j}})\hat{\beta}(1-\hat{\lambda}) + (Z_{2j} - \overline{Z_{2j}})\hat{n}_o + (f_1 - \overline{f_1}) + (f_2 - \overline{f_2})$$

$j = 1979{:}1,\ldots 1979{:}12$

$$\text{ΜΕΟΙΚ}^*_t = \left[\begin{array}{l} \text{ΜΕΟΙΚ}_{75:1-78:12} \\ \text{ΜΕΟΙΚ}_{78:1-79:12} \\ \text{ΜΕΟΙΚ}_{80:1-87:12} \end{array}\right]$$

$$\min \sum_{t=1}^{T} (\text{ΜΕΟΙΚ}^*_t - \alpha - \beta(1-\lambda)Z_{1t} - n_o\lambda_t - f_1(X_t;\kappa) - f_2(q_j,d_{ij};))^2$$

υπό τον περιορισμό:

$$\sum_{t=1979:1}^{1979:12} \text{ΜΕΟΙΚ}_t = \text{ΑΕΟΙΚ}_{79}$$

Διαλέγουμε την τιμή του λ και των άλλων παραμέτρων εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο

Δοθέντος του $\hat{\lambda}$

r = 1, 2, ...

$$\widehat{MEOIK}_j = \overline{MEOIK}_j + (Z_{1j} - \overline{Z}_{1j})\hat{\beta}(1 - \hat{\lambda}) + (Z_{2j} - \overline{Z}_{2j})\hat{n}_o +$$

$$+ (f_1 - \overline{f_1}) + (f_2 - \overline{f_2})$$

j = 1979:1,...1979:12

$$MEOIK^*_t = \begin{bmatrix} MEOIK_{75:1-78:12} \\ MEOIK_{79:1-79:12} \\ MEOIK_{80:1-87:12} \end{bmatrix}$$

$$\underset{\alpha,\beta,n_o,\kappa,q_j,d_{ij}}{\mathrm{Min}} \sum_{t=1}^{T} (MEOIK^*_t - \alpha - \beta(1-\lambda)Z_{1t} - n_o\lambda_t - f_1(X_t;\kappa) - f_2(q_1,d_{ij}))^2$$

υπό τον περιορισμό:

$$\sum_{t=1979:1}^{1979:12} MEOIK_t = AEOIK_{79}$$

(Μέχρι Σύγκλιση)

Η σύγκλιση θα πρέπει να προέλθει μετά από δύο ή τρείς το πολύ επαναλήψεις γιά r.

Κάθε μεταβλητή που φέρει μιά παύλα (-), εκφράζει την μέση τριμηνιαία τιμή της μεταβλητής. Δηλαδή:

$$\overline{MEOIK}_{79:1-79:12} = \frac{\sum_{79:1}^{79:12} MEOIK_t}{12} \qquad (2.182)$$

Εκτίμηση της Συνάρτησης Κατανάλωσης Η/Ε στον Οικιακό Τομέα

Με βάση τον Αλγόριθμο ALG.2.12 αποτελέσματα της επαναληπτικής διαδικασίας του βήματος ένα, δίνονται στον Πίνακα 2.56 :

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.56

Αποτελέσματα Επαναληπτικής Διαδικασίας Εκτίμησης της (2.181) με βάση το Βήμα 1 του Αλγόριθμου ALG 2.15 με
$0 < \lambda \leq 1$ $step_{\lambda} = 0.1$

λ	RSS	β	λ	RSS	β
0.1	0.51504E+11	-437.7	0.6	0.526298E+11	96.66
0.2	0.518108E+11	-125.8	0.7	0.525734E+11	61.17
0.3	0.515609E+11	-350.4	0.8	0.535849E+11	29.96
0.4	0.529051E+11	-150.1	0.9	0.533472E+11	12.85
0.5	0.528333E+11	119.9			

Πηγή : Εκτιμήσεις της Μελέτης

Το ελάχιστο σημείο που προκύπτει από τον Πίνακα (2.56) είναι για $\lambda = 0.1$ και RSS = 0.51504E+11. Η τιμή αυτή απορρίπτεται διότι η τιμή του β που αντιστοιχεί σ' αυτό το το ελάχιστο είναι αρνητική. (Η αρνητικότητα της τιμής του συντελεστή β έρχεται σε αντίθεση με το θεωρητικό υπόβαθρο της εξειδίκευσης (2.181).) .

Το επόμενο ελάχιστο είναι για $\lambda = 0.7$ με RSS = 0.525734E+11 στο οποίο αντιστοιχεί μια θετική τιμή του β , και $\lambda = 0.9$ με RSS = 0.5334726+11 . Επαναλαμβάνουμε αυτή την επαναληπτική διαδικασία για τιμές του λ στο διάστημα $0.60 < \lambda < 0.80$ (Πίνακας 2.57) και τιμές του λ στο διάστημα $0.9 \leq \lambda \leq 0.99$ (Πίνακας 2.58) .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.57

Αποτελέσματα Επαναληπτικής Διαδικασίας Εκτίμησης της (2.181) με βάση το Βήμα 1 του Αλγορίθμου ALG 2.15
$0.6 \leq \lambda \leq 0.8$ $step_{\lambda} = 0.01$

λ	RSS	λ	RSS
0.60	0.526298E+11	0.70	0.525734E+11
0.61	0.526178E+11	0.71	0.525746E+11
0.62	0.526064E+11	0.72	0.525766E+11
0.63	0.525971E+11	0.73	0.525791E+11
0.64	0.525895E+11	0.74	0.525818E+11
0.65	0.525834E+11	0.75	0.525847E+11
0.66	0.525788E+11	0.76	0.525873E+11
0.67	0.525756E+11	0.77	0.525894E+11
0.68	0.525737E+11	0.78	0.535981E+11
0.69	0.52570E+11 *	0.79	0.535922E+11
		0.80	0.535849E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης

Εδώ η διαδικασία επιλογής έγκειται στην εκτίμηση της (2.181) πρώτα στα δύο διαφορετικά ελάχιστα . Κατόπιν επανεκτίμηση της κάθε εκτιμηθείσας εξειδίκευσης στα αντίστοιχα ελάχιστα και σύγκριση μεταξύ των .

Με βάση τα στοιχεία του Πίνακα (2.57) το ελάχιστο είναι για $\lambda=0.69$ με RSS = 0.52570E+11

Οι εκτιμήσεις της κατανάλωσης Η/Ε στον Οικιακό τομέα με βάση την εξειδίκευση (2.181) για $\lambda = 0.69$ είναι :

<u>Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης</u> 1976:1 - 1987:12 (χωρίς το έτος 1979:1 - 1979:12)

<u>Μέθοδος εκτίμησης</u> : Μη Γραμμικά Ελάχιστα Τετράγωνα .

$$
\begin{aligned}
MEOIK_t = {} & \underset{[9.3]}{278176.2} + \sum_{j=0}^{t-1} \underset{[3.12]}{208.7} (1 - 0.69\ ) \, 0.69^j \, MPRI70_{t-j} \\
& - \underset{[1.99]}{17762.0} \, DUMM_t + \underset{[15.6]}{2818.06} \, TR_t + \underset{[6.8]}{96603.9} \, Q_{1t} \\
& + \underset{[3.03]}{53181.6} \, Q_{2t} - \underset{[2.02]}{36335.15} \, Q_{6t} - \underset{[3.12]}{56754.4} \, Q_{7t} \\
& - \underset{[4.14]}{76078.71} \, Q_{8t} - \underset{[4.6]}{86657.7} \, Q_{9t} - \underset{[3.3]}{63394.07} \, Q_{10t} \\
& + \underset{[6.8]}{1755.3} \, Q_{2t} \, TR_t + \underset{[14.5]}{2070.5} \, Q_{3t} \, TR_t + \underset{[8.9]}{1252.07} \, Q_{4t} \, TR_t \\
& \underset{[1.82]}{184.4} \, Q_{5t} \, TR_t - \underset{[1.91]}{387.53} \, Q_{6t} \, TR_t - \underset{[2.3]}{597.2} \, Q_{7t} \, TR_t \\
& - \underset{[3.15]}{811.2} \, Q_{8t} \, TR_t - \underset{[1.83]}{418.5} \, Q_{9t} \, TR_t - \underset{[2.2]}{569.8} \, Q_{10t} \, TR_t \\
& + \underset{[3.7]}{13.20} \, Q_{1t} \, TR^2_t
\end{aligned}
\qquad (2.183)
$$

```
FROM      1976: 1 UNTIL      1985:12
TOTAL OBSERVATIONS     120
SKIPPED/MISSING         12
USABLE OBSERVATIONS    108
DEGREES OF FREEDOM      87
R**2                .97774413
RBAR**2             .97262784
SSR             .52573025E+11
SEE             24582.263
DURBIN-WATSON  2.36075928
Q(  30)=    63.1025
SIGNIFICANCE LEVEL  .381563E-03
```

$$
\text{όπου } DUM81\_87 \begin{cases} = 0 & 1976:1 - 1980:12 \\ = 1 & 1981:1 - 1987:12 \end{cases}
$$

Σύμφωνα με τα στοιχεία του Πίνακα 2.57 το ελάχιστο είναι στο σημείο λ = 0.97 με RSS = 522269E+11 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.58

Αποτελέσματα Επαναληπτικής Διαδικασίας Εκτίμησης της (2.181) με βάση το Βήμα 1 του Αλγόριθμου ALG 2.15 με $0.9 \leq \lambda \leq 0.99$ $step_\lambda = 0.01$

	λ	RSS
1	.900000	.524103E+11
2	.910000	.523700E+11
3	.920000	.523278E+11
4	.930000	.522864E+11
5	.940000	.522499E+11
6	.950000	.522235E+11
7	.960000	.522137E+11
8	.970000	.522269E+11
9	.980000	.522706E+11
10	.990000	.523711E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης

Για λ = 0.97 οι εκτιμήσεις της εξειδίκευσης (2.181) είναι :

$$MEOIK_t = \underset{[28]}{293073.4} + \sum_{j=0}^{t-1} 900(1-0.97)\, 0.97^j\, MPRI70_{t-j} - \underset{[1.92]}{13673.7}\, DUM +$$

$$+ \underset{[11.7]}{13.43}\, TR^2_t + \underset{[6.8]}{93871.2}\, Q_{1t} + \underset{[2.9]}{51421.3}\, Q_{2t} - \underset{[2.01]}{36241.3}\, Q_{6t} - \underset{[3.13]}{56912.7}\, Q_{7t} -$$

$$- \underset{[4.18]}{76806.8}\, Q_{8t} - \underset{[4.6]}{86752.06}\, Q_{9t} - \underset{[3.3]}{63503.7}\, Q_{10t} + \underset{[6.9]}{1770.2}\, Q_{2t}\, TR_t +$$

$$+ \underset{[14.6]}{2066.2}\, Q_{3t}\, TR_t + \underset{[8.9]}{1248.3}\, Q_{4t}\, TR_t + \underset{[1.82]}{183.10}\, Q_{5t}\, TR_t - \underset{[1.52]}{388.7}\, Q_{6t}\, TR_t -$$

$$- \underset{[2.3]}{600.0188}\, Q_{7t}\, TR_t - \underset{[3.18]}{814.71}\, Q_{8t}\, TR_t - \underset{[1.62]}{415.10}\, Q_{9t}\, TR_t -$$

$$\underset{[2.2]}{2.20}\, Q_{10t}\, TR_t - \underset{[3.6]}{13.53}\, Q_{1t}\, TR_{2t} \qquad (2.184)$$

```
FROM     1976: 1 UNTIL     1985:12
   TOTAL OBSERVATIONS     120
   SKIPPED/MISSING         12
   USABLE OBSERVATIONS    108
   DEGREES OF FREEDOM      87
   R**2                .97771302
   RBAR**2             .97258958
   SSR             .52646520E+11
     SEE             24599.439
   DURBIN-WATSON  2.34503366
        Q(  30)=    61.3239
SIGNIFICANCE LEVEL  .634641E-03
```

Οι εκτιμήσεις της παραπάνω εξειδίκευσης για τιμές του λ στο διάστημα (0.65,0.72) δίδονται στον Πίνακα 2.59

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.59

Αποτελέσματα Επαναληπτικής Διαδικασίας Εκτίμησης της (2.181) με βάση το βήμα 1 του Αλγόριθμου ALG 2.12 με $0.65 \leq \lambda \leq 0.72$ και $step_{\lambda} = 0.01$

	λ	RSS.
1	.650000	.729271E+11
2	.660000	.728852E+11
3	.670000	.728418E+11
4	.680000	.727946E+11
5	.690000	.727408E+11
6	.700000	.726773E+11
7	.710000	.726010E+11
8	.720000	.725085E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης .

Από τα στοιχεία των Πινάκων 2.58 και 2.59 προκύπτει η επιλογή της πρώτης εξειδίκευσης με λ = 0.97 οι εκτιμήσεις της οποίας είναι :

Κατανάλωση Η/Ε στον Οικιακό Τομέα

$$MEOIK_t = \underset{[29.7]}{302362.6} + \sum_{j=0}^{t-1} 166.6(1-0.97)\, 0.97^{j}\, MPRI70_{t-j} - \underset{[1.92]}{20265.8}\, DUM_{81-87} +$$

$$+ \underset{[11.8]}{2688.4}\, TR_t + \underset{[6.8]}{93715.2}\, Q_{1t} + \underset{[2.9]}{51220.02}\, Q_{2t} - \underset{[1.99]}{35730.8}\, Q_{6t} - \underset{[3.11]}{56461.8}\, Q_{7t} -$$

$$- \underset{[4.19]}{76680.03}\, Q_{8t} - \underset{[4.6]}{86383.46}\, Q_{9t} - \underset{[3.4]}{63140.6}\, Q_{10t} + \underset{[6.8]}{1756.4}\, Q_{2t}\, TR_t +$$

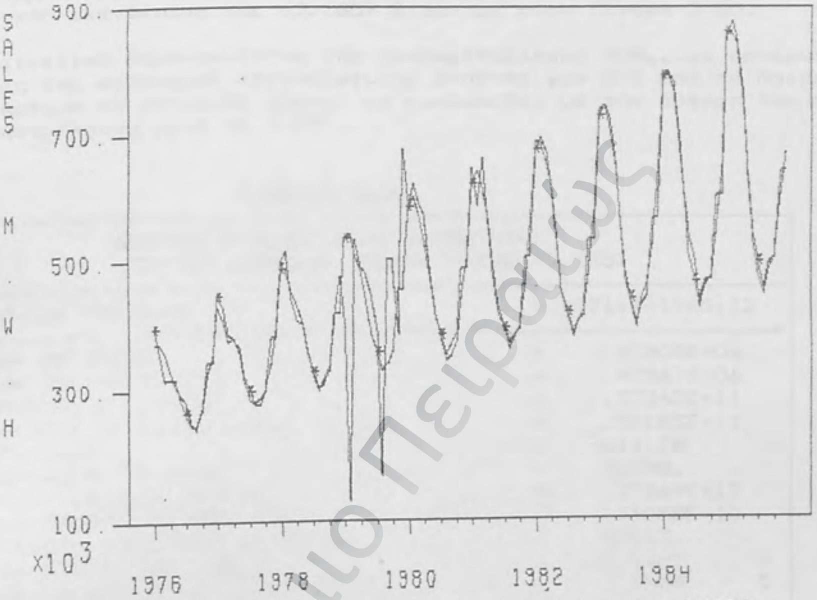
$$+ \underset{[14.5]}{2050.3}\, Q_{3t}\, TR_t + \underset{[8.8]}{1232.5}\, Q_{4t}\, TR_t + \underset{[1.82]}{168.70}\, Q_{5t}\, TR_t - \underset{[1.6]}{407.7}\, Q_{6t}\, TR_t -$$

$$- \underset{[2.4]}{619.72}\, Q_{7t}\, TR_t - \underset{[3.2]}{834.7}\, Q_{8t}\, TR_t - \underset{[1.68]}{430.77}\, Q_{9t}\, TR_t -$$

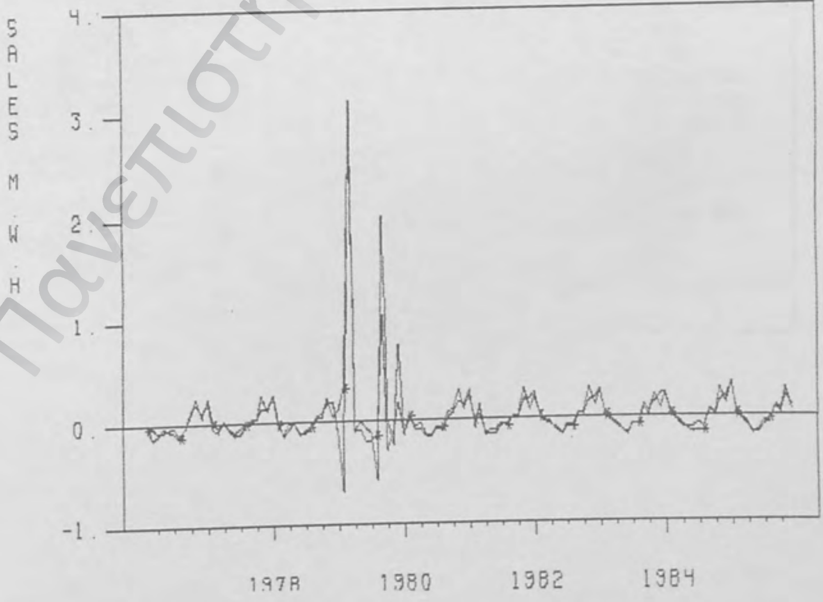
$$\underset{[2.2]}{5.74.84}\, Q_{10t}\, TR_t - \underset{[5.9]}{13.34}\, Q_{1t}\, TR_{2t} \quad (2.185)$$

```
FROM     1976: 1 UNTIL     1985:12
   TOTAL OBSERVATIONS      120
   SKIPPED/MISSING          12
   USABLE OBSERVATIONS     108
   DEGREES OF FREEDOM       87
   R**2                .97789068
   RBAR**2             .97280808
   SSR             .52226851E+11
     SEE             24501.196
   DURBIN-WATSON   2.36157591
       Q(  30)=     62.9926
SIGNIFICANCE LEVEL  .393857E-03
```

ORIGINAL AND THEORETICAL VARIABLES



VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES



Η γραφική παράσταση θεωρητικών και πραγματικών τιμών δίδεται στα Σχεδιαγράμματα Σχ. 2.58 και Σχ. 2.59, ενώ μια σειρά από κριτήρια προβλεπτικής ικανότητας της (2.185) δίδονται στον Πίνακα 2.60.

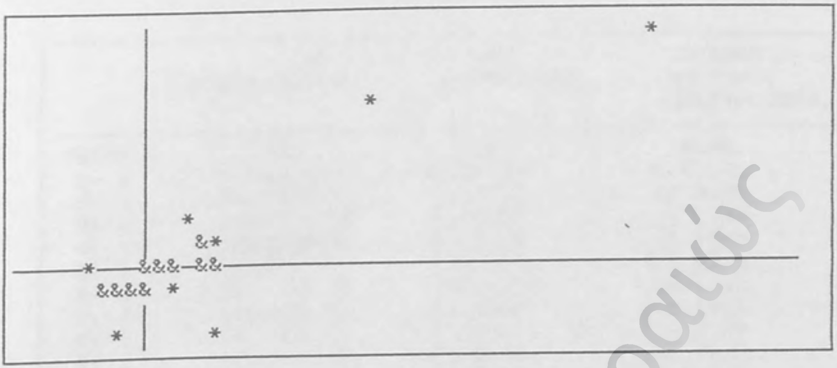
Η στατιστική σημαντικότητα της ψευδομεταβλητής DUM_{81-87} φανερώνει μια μείωση της αυτόνομης καταναλωτικής δαπάνης για Η/Ε από τα Νοικοκυριά , πράγμα το οποίο θα πρέπει να συνδυασθεί με την αύξηση των τιμών του πετρελαίου μετά το 1979 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.60

ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
ΤΟΥ ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ (2.185)

```
ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                              = 1976:1-1985:12
*-----------* VARIABLES AS LEVELS *-----------------------------*
MEAN OF ACTUAL                                =     .47805E+06
MEAN OF PREDICTION                            =     .47867E+06
VARIANCE OF ACTUAL                            =     .22262E+11
VARIANCE OF PREDICTION                        =     .20183E+11
MEAN ERROR.                                   =   -614.78
MEAN ABSOLUTE ERROR.                          =    26398.
SUM OF SQUARED ERRORS.                        =     .37269E+12
MEAN SQUARED ERROR.                           =     .31058E+10
STANDARD DEVIATION OF ERRORS.                 =    55963.
MEAN PERCENTAGE ERROR.                        =   -2.9657      %
MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.               =    7.9084      %
ROOT MEAN SQUARE ERROR.                       =    55730.
ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.               =     .31508
*--------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES --------------------------
THEIL S U66                                   =     .41560
McLaughlins Batting Average                   =    358.44
MEAN SQUARE ERROR                             =     .24658E-01
MEAN OF PREDICTION.                           =     .38347E-01
MEAN OF ACTUAL.                               =     .41908E-01
STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.              =     .31364
STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.                 =     .37552
CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.            =     .91162
BIAS PROPORTION .............UM               =     .51410E-03
VARIANCE PROPORTION..........US               =     .15527
COVARIANCE PROPORTION........UC               =     .84422
```

ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ



PREDICTION - REALIZATION ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ

Τέλος η μονόδρομη δυναμική σχέση εξάρτησης μεταξύ Εισοδήματος ($MPRI70_t$) και κατανάλωσης Η/Ε αναλύεται στον Πίνακα 2.61.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.61.

	LAG DISTRIBUTION[1]	LAG COEFFICINT.	INTERIM MULTIPL. MULTIPLIERS.	STANDARDIZED INTERIM
ENTRY	LAGD	LAG	CLAG	SCLAG
1: 1	.300000E-01	5.23000	5.23000	.500841E-01
2: 1	.291000E-01	5.07310	10.3031	.986656E-01
3: 1	.282270E-01	4.92091	15.2240	.145790
4: 1	.273802E-01	4.77328	19.9973	.191500
5: 1	.265588E-01	4.63008	24.6274	.235839
6: 1	.257620E-01	4.49118	29.1185	.278848
7: 1	.249892E-01	4.35644	33.4750	.320567
8: 1	.242395E-01	4.22575	37.7007	.361034
9: 1	.235123E-01	4.09898	41.7997	.400287
10: 1	.228069E-01	3.97601	45.7757	.438362
11: 1	.221227E-01	3.85673	49.6325	.475295
12: 1	.214590E-01	3.74103	53.3735	.511121
13: 1	.208153E-01	3.62880	57.0023	.545871
14: 1	.201908E-01	3.51993	60.5222	.579579
15: 1	.195851E-01	3.41433	63.9365	.612276
16: 1	.189975E-01	3.31190	67.2484	.643991
17: 1	.184276E-01	3.21255	70.4610	.674756
18: 1	.178748E-01	3.11617	73.5772	.704597
19: 1	.173385E-01	3.02269	76.5998	.733543
20: 1	.168184E-01	2.93200	79.5319	.761621
21: 1	.163138E-01	2.84404	82.3759	.788857
22: 1	.158244E-01	2.75872	85.1346	.815275
23: 1	.153497E-01	2.67596	87.8106	.840901
24: 1	.148892E-01	2.59568	90.4063	.865758
25: 1	.144425E-01	2.51781	92.9241	.889869
26: 1	.140092E-01	2.44228	95.3664	.913257
27: 1	.135890E-01	2.36901	97.7354	.935943
28: 1	.131813E-01	2.29794	100.033	.957949
29: 1	.127859E-01	2.22900	102.262	.979295
30: 1	.124023E-01	2.16213	104.424	1.00000
ΑΘΡΟΙΣΜΑ	.59899			
ΜΕΣΟΣ	32.333			
ΔΙΑΜΕΣΟΣ	22.757			
ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ	1077.8			

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης

---

[1]. Η ερμηνεία του Πίνακα 2.61 είναι ανάλογη αυτής των Πινάκων 2.25 , 2.26 και 2.27 του Μέρους 2.4.2.1 σελ. 186 .

Σύμφωνα με τα στοιχεία του Πίνακα 2.61 μια αύξηση της εισοδηματικής μεταβλητής θα έχει θετική επίδραση στην διαμόρφωση της κατανάλωσης Η/Ε από τα Νοικοκυριά στην Ελλάδα . Η επίδραση αυτή δεν θα εξαντληθεί εντός μιας περιόδου αλλά θα κατανεμηθεί διαχρονικά ακολουθώντας τους όρους μιας φθίνουσας γεωμετρικής προόδου . Ειδικώτερα :

- Το 52% της επίδρασης θα εξαντληθεί μέσα σε δύο μήνες ενώ
- Το 99.9% θα εξαντληθεί πλήρως μετά από 29 μήνες .

Σημαντική έλλειψη στοιχείων σε μηνιαίο επίπεδο μας αναγκάζει να δεχθούμε τις παραπάνω προτάσεις με σχετική επιφύλαξη . (Πάντως μια πλέον ουσιαστική ανάλυση τέτοιων δυναμικών επιδράσεων δίδεται στο μέρος 6.1 όπου αναλύονται οι παραπάνω σχέσεις εξάρτησης σε τριμηνιαίο επίπεδο , όπου υπάρχουν διαθέσιμα στοιχεία που χρησιμοποιούνται στην πρωτογενή μορφή τους και όχι ως proxy μεταβλητές.).

Διόρθωση των Στοιχείων της Κατανάλωσης Η/Ε στον Οικιακό Τομέα

Η διόρθωση των στοιχείων της κατανάλωσης Η/Ε από τα Νοικοκυριά έγινε με βάση την προταθείσα στο μέρος 2.3.4.1 μεθοδολογία για το έτος 1979:1 - 1979:12 και με βάση τον Αλγόριθμο ALG 2.16 .Ο Αλγόριθμος αυτός είναι ουσιαστικά η εφαρμογή του Αλγόριθμου ALG 2.15 στην συγκεκριμένη περίπτωση και με βάση την εξειδίκευση (2.181).

Η εφαρμογή του Αλγόριθμου ALG 2.15 έγινε για τιμές του i = 1,...5 (αριθμός r επαναλήψεων) και τιμές του λ στο κλειστό διάστημα [0,1] με βήμα μεταβολής $step_{\lambda} = 0.1$. Τα αποτελέσματα αυτά παρουσιάζονται στον Πίνακα 2.62 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.62

Αποτελέσματα επαναληπτικής διαδικασίας του Αλγόριθμου ALG 2.16 με βάση την εξειδίκευση (2.181)

λ	β	RSS	λ	β	RSS
.100	-47.310	.53439E+11	.620	73.210	.52867E+11
.100	-48.760	.53429E+11	.620	73.248	.52867E+11
.100	-48.842	.53429E+11	.620	73.254	.52867E+11
.140	-29.283	.53444E+11	.620	73.255	.52867E+11
.140	-29.123	.53444E+11	.620	73.255	.52867E+11
.140	-29.108	.53444E+11	.660	62.488	.52833E+11
.180	-9.3043	.53453E+11	.660	62.517	.52833E+11
.180	-9.1552	.53453E+11	.660	62.521	.52833E+11
.180	-9.1425	.53453E+11	.660	62.521	.52833E+11
.220	10.604	.53452E+11	.660	62.522	.52833E+11
.220	10.753	.53452E+11	.700	51.312	.52817E+11
.220	10.754	.53452E+11	.700	51.332	.52817E+11
.260	29.923	.53440E+11	.700	51.335	.52817E+11
.260	30.060	.53440E+11	.700	51.335	.52817E+11
.260	30.061	.53440E+11	.700	51.335	.52817E+11
.300	47.953	.53413E+11	.740	40.593	.52814E+11
.300	48.070	.53413E+11	.740	40.606	.52814E+11
.300	48.079	.53413E+11	.740	40.607	.52814E+11
.340	63.883	.53370E+11	.740	40.608	.52814E+11
.340	63.989	.53370E+11	.740	40.608	.52814E+11
.340	63.998	.53370E+11	.780	30.997	.52812E+11
.380	76.880	.53311E+11	.780	31.006	.52812E+11
.380	76.976	.53311E+11	.780	31.008	.52812E+11
.380	76.984	.53311E+11	.780	31.008	.52812E+11
.380	76.985	.53311E+11	.780	31.008	.52812E+11
.380	76.985	.53311E+11	.820	22.891	.52799E+11
.420	86.219	.53238E+11	.820	22.898	.52799E+11
.420	86.305	.53238E+11	.820	22.899	.52799E+11
.420	86.313	.53238E+11	.820	22.899	.52799E+11
.420	86.314	.53238E+11	.820	22.899	.52799E+11
.420	86.315	.53238E+11	.860	16.315	.52755E+11
.460	91.405	.53156E+11	.860	16.320	.52755E+11
.460	91.482	.53156E+11	.860	16.321	.52755E+11
.460	91.490	.53156E+11	.860	16.321	.52755E+11
.460	91.491	.53156E+11	.860	16.321	.52755E+11
.500	92.358	.53071E+11	.900	11.029	.52664E+11
.500	92.358	.53071E+11	.940	6.7168	.52551E+11
.540	89.083	.52990E+11	.940	6.7173	.52549E+11
.540	89.142	.52990E+11	.940	6.7176	.52549E+11
.540	89.150	.52990E+11	.940	6.7176	.52549E+11
.540	89.151	.52990E+11	.940	6.7176	.52549E+11
.540	89.151	.52990E+11	.980	4.1400	.52582E+11
.580	82.425	.52920E+11	.980	4.1227	.52567E+11
.580	82.475	.52920E+11	.980	4.1217	.52566E+11
.580	82.481	.52920E+11	.980	4.1216	.52566E+11
.580	82.482	.52920E+11	.980	4.1216	.52566E+11

Πηγή : Εκτιμήσεις της Μελέτης

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.16

```
EVAL L1= .97
SMPL 75:1 85:12
SET  MZZ1 (1975:12) (1975:12)  =MPRI70(1975:12)
SET  MZZ1 (1976:1) (1987:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + MPRI70(T)
SET  MZZ2 (1976:1)  (1987:12)  =L1**(T-1975:12)
SMPL 1976:1 1985:12
SET NERROR 1976:1 1985:12 = 1
SET NERROR 1979:1 1979:12 = 0
OLS(SMPL=NERROR)  MEOIK1
#    MZZ1   TR1 Q1 Q2 Q6 Q7 Q8 Q9 Q10 $
DD12 DD13 DD14 DD15 DD16 DD17 DD18 DD19 DD110 DD21 DUM1 CONSTANT
DO L =100,990,40
    EVAL L1=(L*0.001)
    DISPLAY ' L = ' L1
    SMPL 75:1 85:12
    SET  MZZ1 (1975:12) (1975:12)  =MPRI70(1975:12)
    SET  MZZ1 (1976:1) (1985:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + MPRI70(T)
    SET  MZZ2 (1976:1)  (1985:12)  =L1**(T-1975:12)
    *-----------AVERAGES OF MZZ1 MZZ2 -----------------*
    SET MMZZ1   DATO DAT = 0
    EXECUTE MANNUAL1 MZZ1   AD11 DATO DAT
    @ MAVER1  AD11 MMZZ1  DATO DAT
    SET MMZZ2   DATO DAT = 0
    EXECUTE MANNUAL1 MZZ2   AD11 DATO DAT
    @ MAVER1  AD11 MMZZ2  DATO DAT
    SET MDUM1  DATO DAT = 0
    EXECUTE MANNUAL1 DUM1  AD11 DATO DAT
    @ MAVER1  AD11 MDUM1  DATO DAT
    DO I= 1,5,1
        SET FMEOIK  1979:1 1979:12 =MMEOIK(T)  $
             + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*BETA(1)) $
             + ((TR1(T)-MTR1(T))*BETA(2)) $
             + (( Q1(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $
             + (( Q2(T) - MQ1(T))*BETA(4)) $
             + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $
             + (( Q7(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
             + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
             + ((DD15(T)-MD15(T))*BETA(13)) $
             + ((DD16(T)-MD16(T))*BETA(14)) $
             + ((DD21(T)-MD21(T))*BETA(19)) $
             + ((DUM1(T)-MDUM1(T))*BETA(20))
        SET FFQY DATO DAT =MEOIK1(T)
        SET  FFQY 79:1 79:12 =FMEOIK(T)
        SMPL  1976:1 1985:12
        OLS(NOPRINT) FFQY
        #    MZZ1   TR1 Q1 Q2 Q6 Q7 Q8 Q9 Q10 $
        DD12 DD13 DD14 DD15 DD16 DD17 DD18 DD19 DD110 DD21 DUM1 CONSTANT
        DISPLAY  L1 BETA(1) RSS
    END DO  I
END DO L
```

Η τιμή του λ=0.940 είναι πολύ κοντά στην ήδη εκτιμηθείσα τιμή του λ=0.97 πράγμα το οποίο ουσιαστικά βεβαιώνει την ικανότητα της εξειδίκευσης (2.181) για την ερμηνεία της μεταβλητικότητας της εξηρτημένης μεταβλητής και ταυτόχρονα εξασφαλίζει την ικανότητα της προτεινόμενης μεθόδου για την διόρθωση των εσφαλμένως δημοσιευμένων στοιχείων της περιόδου 1979:1 - 1979:12 .

Οι δημοσιευθείσες και διορθωμένες παρατηρήσεις της κατανάλωσης Η/Ε στον Οικιακό Τομέα για το έτος 1979:1 - 1979:12 δίδονται στον Πίνακα 2.63.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.63

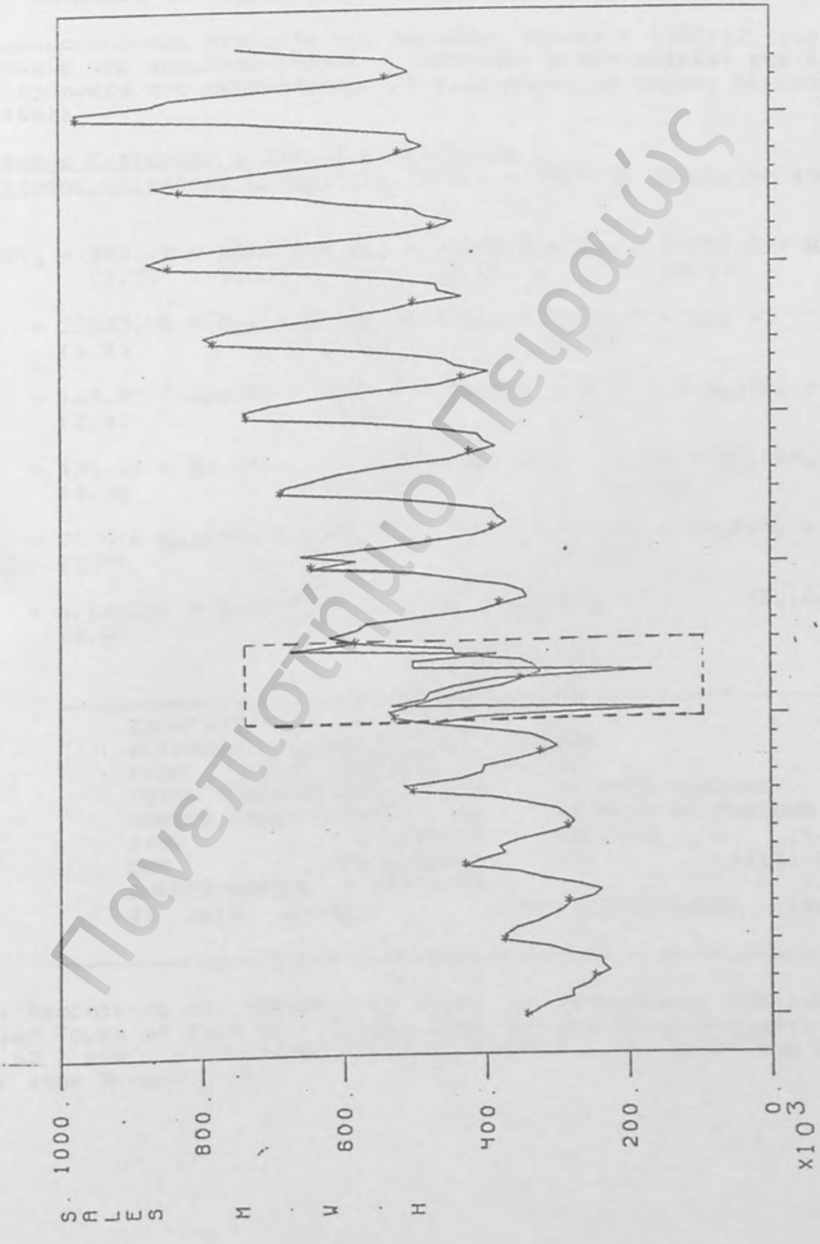
Δημοσιευμένες και Διορθωμένες* Παρατηρήσεις της Κατανάλωσης Η/Ε στα Νοικοκυριά .
Περίοδος Δείγματος Διόρθωσης : 1979:1 - 1979:12

ENTRY	MEOIK	DMEOIK
1979: 1	412349.	529034.
1979: 2	129168.	537959.
1979: 3	533898.	503002.
1979: 4	489077.	475320.
1979: 5	481602.	435920.
1979: 6	447640.	379035.
1979: 7	388963.	351672.
1979: 8	167032.	324235.
1979: 9	503948.	334899.
1979:10	504776.	354078.
1979:11	387179.	446489.
1979:12	675390.	449378.

* DMEOIK : Διορθωμένα στοιχεία .
Πηγή : Εκτιμήσεις της Μελέτης .

Τέλος στο Σχεδιάγραμμα Σχ.2.60 δίδονται τα αποτελέσματα της εφαρμογής της μεθόδου διόρθωσης .

Κατανάλωση Η/Ε στον Οικιακό Τομέα .



Σχ. 2.60

2.6 ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ (Η/Ε) ΣΤΟΝ ΑΓΡΟΤΙΚΟ ΤΟΜΕΑ

(Διόρθωση των Στοιχείων της Περιόδου: 1979:1 - 1979:12)

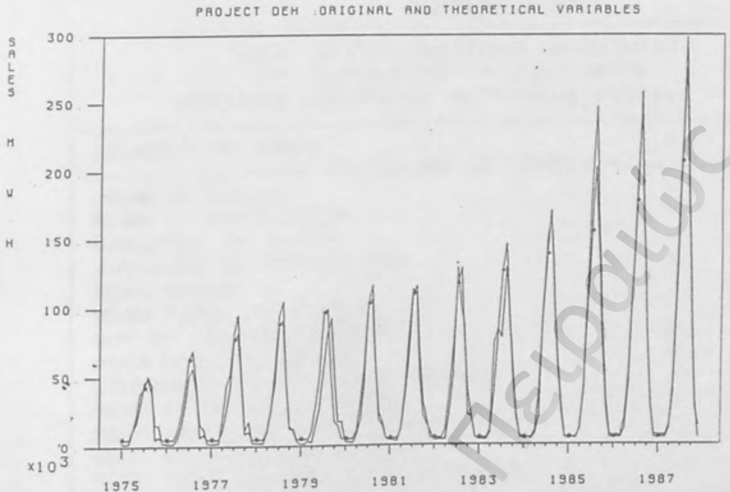
Χρησιμοποιώντας στοιχεία της περιόδου 1976:1 - 1987:12 (χωρίς τις παρατηρήσεις της περιόδου 1979:1 - 1979:12), ή εκτιμηθείσα εξειδίκευση γιά την ερμηνεία της κατανάλωσης Η/Ε στον Αγροτικό τομέα, δίνεται από την (2.186):

Μέθοδος Εκτίμησης : Ελάχιστα Τετράγωνα .
Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης: 1975:1 - 1987:12 (Χωρίς το έτος 1979).

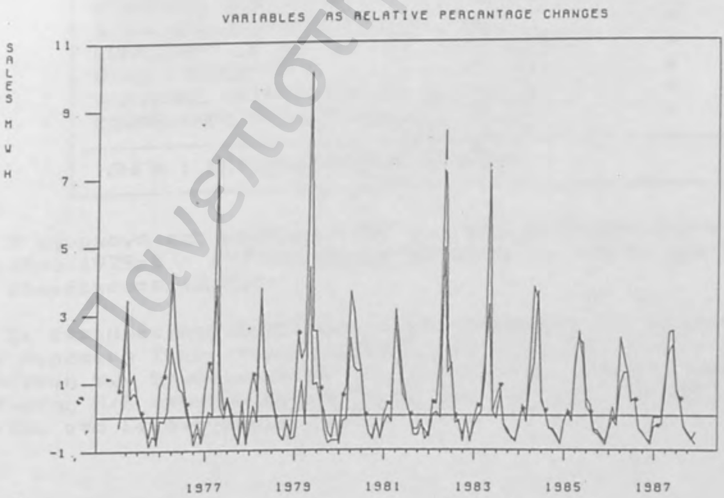
$$\begin{aligned}
MEAGR_t = {} & \underset{[3.3]}{4951.1} + \underset{[1.8]}{6328.8} * Q_{4t} + \underset{[2.5]}{16295.8} * Q_{5t} + \underset{[6.6]}{33752.5} * Q_{6t} + \\
& + \underset{[1.8]}{22833.02} * Q_{7t} + \underset{[2.07]}{30168.05} * Q_{8t} + \underset{[8.4]}{39265.3} * Q_{9t} + \\
& + \underset{[2.4]}{165.97} * Q_{5t}TR_t + \underset{[2.8]}{2257.4} * Q_{7t}TR_t + \underset{[2.7]}{2181.3} * Q_{8t}TR_t + \\
& + \underset{[4.7]}{170.01} * Q_{11t}TR_t + \underset{[9.5]}{4.1528} * Q_{6t}TR_t^2 - \underset{[2.13]}{24.53} * Q_{7t}TR_t^2 - \\
& - \underset{[2.3]}{27.5} * Q_{8t}TR_t^2 + \underset{[13.6]}{3.86} * Q_{10t}TR_t^2 + \underset{[2.5]}{0.1154} * Q_{7t}TR_t^3 + \\
& + \underset{[3.4]}{0.161336} * Q_{8t}TR_t^3 + \underset{[15.09]}{0.04208} * Q_{9t}TR_t^3 \qquad (2.186)
\end{aligned}$$

```
EQUATION     2
DEPENDENT VARIABLE      1      MEAGR
FROM    1975: 1 UNTIL    1987:12
TOTAL OBSERVATIONS      156     SKIPPED/MISSING          12
USABLE OBSERVATIONS     144     DEGREES OF FREEDOM      126
R**2            .96641513       RBAR**2            .96188384
SSR         .15585855E+11       SEE           11121.927
DURBIN-WATSON  1.27305958
Q( 36)=    66.5117          SIGNIFICANCE LEVEL  .146643E-02
```

Οι θεωρητικές και πραγματικές τιμές της κατανάλωσης Η/Ε στον Αγροτικό Τομέα με βάση την (2.186) δίδονται στα Σχεδιαγράμματα 2.61 και 2.62 , ενώ μία σειρά από κριτήρια προβλεπτικής ικανότητας δί - δονται στον Πίνακα 2.58 .



ΣΧΕΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2.61



ΣΧΕΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2.62

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.64

ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
ΤΟΥ ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ :1976:1 - 1985:12

ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ	=	156	
* VARIABLES AS LEVELS *			
MEAN OF ACTUAL	=	44583.	
MEAN OF PREDICTION	=	44756.	
VARIANCE OF ACTUAL	=	.30828E+10	
VARIANCE OF PREDICTION	=	.29917E+10	
MEAN ERROR.	=	-172.95	
MEAN ABSOLUTE ERROR.	=	7522.1	
SUM OF SQUARED ERRORS.	=	.21404E+11	
MEAN SQUARED ERROR.	=	.13721E+09	
STANDARD DEVIATION OF ERRORS.	=	11751.	
MEAN PERCENTAGE ERROR.	=	-20.734	%
MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.	=	39.004	
ROOT MEAN SQUARE ERROR.	=	11714.	
ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.	=	.61106	
* VARIABLES AS RELATIVE CHANGES *			
THEIL S U66	=	.68448	
McLaughlins Batting Average	=	331.55	
MEAN SQUARE ERROR	=	.89202	
MEAN OF PREDICTION.	=	.61894	
MEAN OF ACTUAL.	=	.40115	
STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.	=	1.5405	
STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.	=	1.3203	
CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.	=	.80428	
BIAS PROPORTION ....UM	=	.53171E-01	
VARIANCE PROPORTION..........US	=	.54367E-01	
COVARIANCE PROPORTION........UC	=	.89246	

ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

Η εφαρμογή της μεθόδου FIML για την διόρθωση των στοιχείων της περιόδου 1979:1 - 1979:12 έγινε με βάση τον Αλγόριθμο 2.17 και με την εξειδίκευση (2.186) .

Οι εκτιμηθείσες διορθωμένες παρατηρήσεις της Κατανάλωσης Η/Ε στον Αγροτικό Τομέα παρουσιάζονται στον Πίνακα 2.65 . Η γραφική παράσταση των δημοσιευμένων και διορθωμένων παρατηρήσεων της Κατανάλωσης Η/Ε στον Αγροτικό Τομέα για την περίοδο 1975:1 - 1987:12 δίδεται στο Σχεδιάγραμμα 2.63 .

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.17

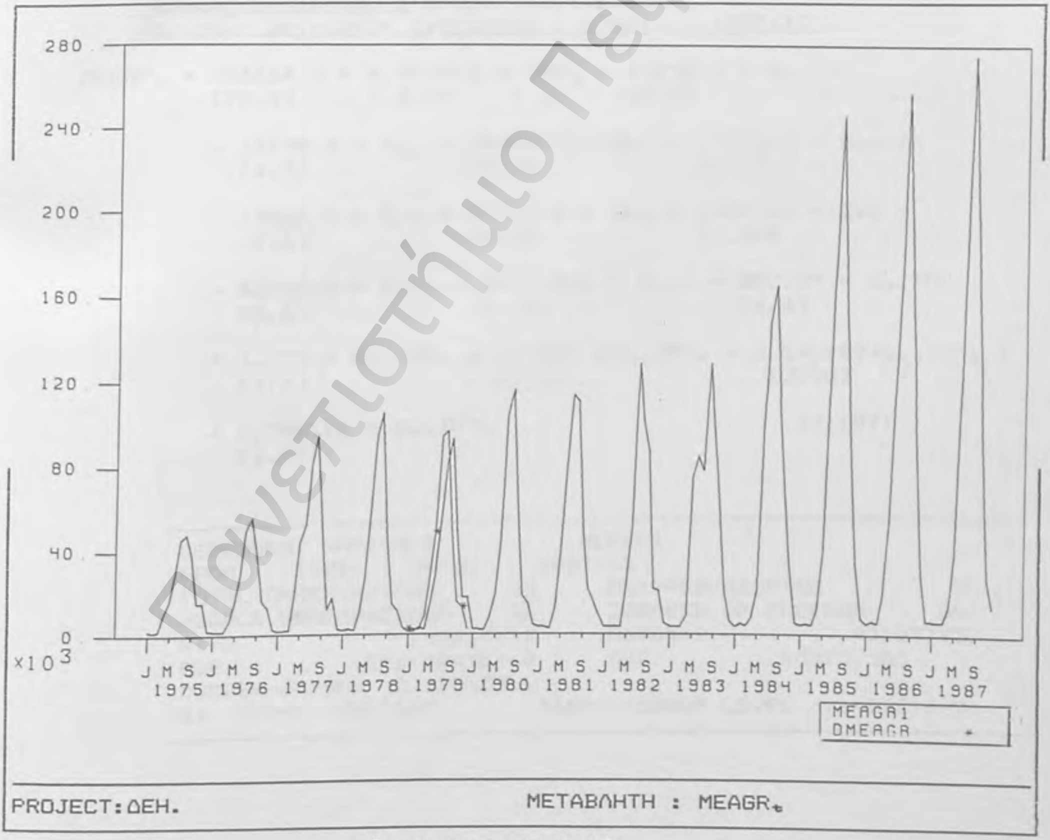
```
                    SMPL 1975:1 1987:12
              SET NERROR 1975:1 1987:12 = 1
              SET NERROR 1979:1 1979:12 = 0
                   EQUATION  2     MEAGR1
                   # Q4 Q5 Q6 Q7 Q8 Q9  $
DD15 DD17 DD18 DD111 DD26 DD27 DD28 DD210 DD37 DD38 DD39 CONSTANT
            OLS(EQUATION=2,SMPL=NERROR)    MEAGR1
              ------------ DO I= 1,7,1 ------------
            SET FMEAGR 1979:1 1979:12 =MMEAGR(T) $
                  + ((Q4(T)-MQ1(T))*BETA(1)) $
                + (( Q5(T) - MQ1(T))*BETA(2)) $
                + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $
                  + ((Q7(T)-MQ1(T))*BETA(4)) $
                + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $
                + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
                + ((DD15(T)-MD15(T))*BETA(7)) $
                + ((DD17(T)-MD17(T))*BETA(8)) $
                + ((DD18(T)-MD18(T))*BETA(9)) $
               + ((DD111(T)-MD111(T))*BETA(10)) $
                + ((DD26(T)-MD26(T))*BETA(11)) $
                + ((DD27(T)-MD27(T))*BETA(12)) $
                + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(13)) $
               + ((DD210(T)-MD210(T))*BETA(14)) $
                + ((DD37(T)-MD37(T))*BETA(15)) $
                + ((DD38(T)-MD38(T))*BETA(16)) $
                 + ((DD39(T)-MD39(T))*BETA(17))
                SET  FFQY DATO DAT =MEAGR1(T)
               SET  FFQY 79:1 79:12 =FMEAGR(T)
                      SMPL  DATO DAT
                     OLS(PRINT)  FFQY
                   # Q4 Q5 Q6 Q7 Q8 Q9  $
 DD15 DD17 DD18 DD111 DD26 DD27 DD28 DD210 DD37 DD38 DD39 CONST
              ------------ END DO  I ------------
            SET FMEAGR 1979:1 1979:12 =MMEAGR(T) $
                  + ((Q4(T)-MQ1(T))*BETA(1)) $
                + (( Q5(T) - MQ1(T))*BETA(2)) $
                + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $
                  + ((Q7(T)-MQ1(T))*BETA(4)) $
                + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $
                + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
                + ((DD15(T)-MD15(T))*BETA(7)) $
                + ((DD17(T)-MD17(T))*BETA(8)) $
                + ((DD18(T)-MD18(T))*BETA(9)) $
               + ((DD111(T)-MD111(T))*BETA(10)) $
                + ((DD26(T)-MD26(T))*BETA(11)) $
                + ((DD27(T)-MD27(T))*BETA(12)) $
                + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(13)) $
               + ((DD210(T)-MD210(T))*BETA(14)) $
                + ((DD37(T)-MD37(T))*BETA(15)) $
                + ((DD38(T)-MD38(T))*BETA(16)) $
                 + ((DD39(T)-MD39(T))*BETA(17))
```

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.65

Εκτιμηθείσες(Διορθωμένες)Παρατηρήσεις της Κατανάλωσης Η/Ε στον Αγροτικό Τομέα.

	DMEAGR		DMEAGR
1979: 1	2781.56	1979: 7	94342.8
1979: 2	2781.56	1979: 8	96853.3
1979: 3	2781.56	1979: 9	49748.4
1979: 4	9132.08	1979:10	15817.1
1979: 5	27843.4	1979:11	12851.4
1979: 6	48569.2	1979:12	2781.56

Πηγή: Εκτιμήσεις της μελέτης.



Σχεδιάγραμμα 2.63

2.7 ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΤΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ ΤΗΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ (Η/Ε) ΣΤΟΝ ΕΜΠΟΡΙΚΟ ΤΟΜΕΑ.

Στο μέρος αυτό αναλύεται η διόρθωση των στοιχείων της Κατανάλωσης Η/Ε στον Εμπορικό Τομέα . Η ανάλυση γίνεται σε δύο φάσεις . Η πρώτη φάση είναι η δοκιμή και σύγκριση των Μεθόδων Διόρθωσης για την περίοδο 1980:1 - 1987:12 , όπου υπάρχουν ορθά δημοσιευμένα στοιχεία .

Στη δεύτερη φάση γίνεται η διόρθωση των στοιχείων της Κατανάλωσης Η/Ε στον Εμπορικό Τομέα για την περίοδο 1976:1 - 1987:12 .

Διόρθωση των Στοιχείων της Περιόδου 1980:1 - 1987:12 .

Χρησιμοποιώντας τα αντίστοιχα στοιχεία της περιόδου 1980:1 - 1987:12 και υποθέτοντας ότι έχουμε εσφαλμένα δημοσιευμένες παρατηρήσεις γιά την περίοδο 1985:1 - 1985:12 και βάση με την προταθείσα τεχνική, οι εκτιμήσεις οι οποίες προέκυψαν είναι:

Μέθοδος Εκτίμησης : Ελάχιστα Τετράγωνα .
Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1980:1 - 1987:12

$$\begin{aligned} MEEMP_t = {} & \underset{[78.9]}{203664.7} + \underset{[18.3]}{8.544063} * TR^2_t + \underset{[2.6]}{11228.2} * Q_{2t} - \\ & - \underset{[4.5]}{19195.7} * Q_{3t} - \underset{[2.5]}{14808.3} * Q_{5t} + \underset{[4.5]}{19172.2} * Q_{6t} + \\ & + \underset{[2.6]}{15852.9} * Q_{7t} + \underset{[9.6]}{57993.6} * Q_{8t} + \underset{[1.76]}{14219.6} * Q_{9t} + \\ & + \underset{[8.6]}{36702.8} * Q_{10t} - \underset{[2.0]}{8423.411} * Q_{11t} + \underset{[4.3]}{587.09} * Q_{9t}TR_t + \\ & + \underset{[1.6]}{1.728} * Q_{1t}TR^2_t + \underset{[1.5]}{2.0987} * Q_{5t}TR^2_t + \underset{[2.08]}{2.840759} * Q_{7t}TR^2_t + \\ & + \underset{[2.07]}{2.788176} * Q_{8t}TR^2_t \qquad (2.187) \end{aligned}$$

```
DEPENDENT VARIABLE      1       MEEMP1
FROM    1980: 1 UNTIL     1987:12
TOTAL OBSERVATIONS      96      SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS     96      DEGREES OF FREEDOM      80
R**2             .94243194      RBAR**2          .93163793
SSR          .81213849E+10      SEE           10075.580
DURBIN-WATSON  2.19705765
Q(  27)=    38.7447        SIGNIFICANCE LEVEL  .668227E-01
```

Χρησιμοποιώντας τα αντίστοιχα στοιχεία γιά την περίοδο 1980:1 - - 1987:12. (χωρίς όμως την περίοδο 1985:1 - 1986:12). Οι εκτιμήσεις οι οποίες προέκυψαν είναι:

$$\begin{aligned}MEEMP_t = {} & \underset{[76.3]}{204205.4} + \underset{[17.8]}{8.505589} * TR^2_t + \underset{[2.2]}{9986.1} * Q_{2t} - \\ & - \underset{[4.6]}{21110.6} * Q_{3t} - \underset{[2.5]}{15083.9} * Q_{5t} + \underset{[3.6]}{16608.4} * Q_{6t} + \\ & + \underset{[2.6]}{15932.36} * Q_{7t} + \underset{[9.32]}{56965.36} * Q_{8t} + \underset{[1.7]}{13914.2} * Q_{9t} - \\ & - \underset{[2.08]}{9465.542} * Q_{11t} + \underset{[3.8]}{556.9957} * Q_{9t}TR_t + \underset{[1.66]}{1.9967} * Q_{1t}TR^2_t + \\ & + \underset{[1.74]}{2.236016} * Q_{5t}TR^2_t + \underset{[2.23]}{3.11585} * Q_{7t}TR^2_t \qquad (2.188)\end{aligned}$$

```
EQUATION      3
DEPENDENT VARIABLE       1      MEEMP
FROM     1980: 1 UNTIL      1987:12
TOTAL OBSERVATIONS        96     SKIPPED/MISSING          12
USABLE OBSERVATIONS       84     DEGREES OF FREEDOM       68
R**2               .94535216     RBAR**2           .93329749
SSR           .69751463E+10      SEE           10127.965
DURBIN-WATSON 2.16301998
Q(  27)=    30.6425           SIGNIFICANCE LEVEL  .286068
```

Μιά παρουσίαση των δυνατοτήτων της εκτιμηθείσας εξειδίκευσης (2.188) προβλεπτικούς σκοπούς εντός της περιόδου του δείγματος εκτίμησης δίνεται

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.66

ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
ΤΟΥ ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ (2.188)
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ :1986:1 - 1987:12

ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ	=	
* VARIABLES AS LEVELS *		
MEAN OF ACTUAL	=	.24461E+06
MEAN OF PREDICTION	=	.24436E+06
VARIANCE OF ACTUAL	=	.14850E+10
VARIANCE OF PREDICTION	=	.13874E+10
MEAN ERROR.	=	248.21
MEAN ABSOLUTE ERROR.	=	6846.1
SUM OF SQUARED ERRORS.	=	.82613E+10
MEAN SQUARED ERROR.	=	.86055E+08
STANDARD DEVIATION OF ERRORS.	=	9325.3
MEAN PERCENTAGE ERROR.	=	-.82497E-01 %
MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.	=	2.9938 %
ROOT MEAN SQUARE ERROR.	=	9276.6
ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.	=	.46379E-01
VARIABLES AS RELATIVE CHANGES		
THEIL S U66	=	.31869
McLaughlins Batting Average	=	368.13
MEAN SQUARE ERROR	=	.15185E-02
MEAN OF PREDICTION.	=	.89335E-02
MEAN OF ACTUAL.	=	.10007E-01
STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.	=	.11363
STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.	=	.12187
CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.	=	.94766
BIAS PROPORTION ....UM	=	.75896E-03
VARIANCE PROPORTION..........US	=	.44809E-01
COVARIANCE PROPORTION........UC	=	.95443

ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

Μιά παρουσίαση των δυνατοτήτων της εκτιμηθείσας εξειδίκευσης (2.188) προβλεπτικούς σκοπούς εντός της περιόδου του δείγματος εκτίμησης δίνεται

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.66

ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
ΤΟΥ ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ (2.188)
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ :1986:1 - 1987:12

ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ	=		
——— VARIABLES AS LEVELS *———*			
MEAN OF ACTUAL	=	.24461E+06	
MEAN OF PREDICTION	=	.24436E+06	
VARIANCE OF ACTUAL	=	.14850E+10	
VARIANCE OF PREDICTION	=	.13874E+10	
MEAN ERROR.	=	248.21	
MEAN ABSOLUTE ERROR.	=	6846.1	
SUM OF SQUARED ERRORS.	=	.82613E+10	
MEAN SQUARED ERROR.	=	.86055E+08	
STANDARD DEVIATION OF ERRORS.	=	9325.3	
MEAN PERCENTAGE ERROR.	=	-.82497E-01	%
MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.	=	2.9938	%
ROOT MEAN SQUARE ERROR.	=	9276.6	
ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.	=	.46379E-01	
———VARIABLES AS RELATIVE CHANGES ———			
THEIL S U66	=	.31869	
McLaughlins Batting Average	=	368.13	
MEAN SQUARE ERROR	=	.15185E-02	
MEAN OF PREDICTION.	=	.89335E-02	
MEAN OF ACTUAL.	=	.10007E-01	
STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.	=	.11363	
STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.	=	.12187	
CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.	=	.94766	
BIAS PROPORTION ....UM	=	.75896E-03	
VARIANCE PROPORTION..........US	=	.44809E-01	
COVARIANCE PROPORTION........UC	=	.95443	

ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

Οι προβλεφθείσες (εσφαλμένες) παρατηρήσεις της μεταβλητής MEEMP$_t$ γιά την περίοδο 1985:1 - 1985:12, με βάση την FIML τεχνική δίδονται στον Πίνακα 2.67, μαζί με τις αντίστοιχες που προκύπτουν από τις μεθόδους. (Μέθοδος 1 και Μέθοδος 2). Οι εκτιμήσεις της FIML μεθόδου βασίσθηκαν στην επαναληπτική τεχνική που δίνεται στον Αλγόριθμο ALG 2.18 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.67

Πραγματικές και Προβλεφθείσες Τιμές των Εσφαλμένων Παρατηρήσεων της Κατανάλωσης Η/Ε στον Εμπορικό Τομέα την Περίοδο 1985:1 - 1986:12.

ENTRY	MEEMP1	FMEEMP1	F1MEEMP	F2MEEMP
1985: 1	233922.	248228.	256354.	237465.
1985: 2	253326.	250157.	269086.	249259.
1985: 3	228702.	218346.	168274.	155875.
1985: 4	248007.	242415.	249947.	231530.
1985: 5	230038.	234915.	230878.	213866.
1985: 6	274989.	260092.	275900.	255570.
1985: 7	261368.	272946.	271495.	251490.
1985: 8	321506.	314175.	316876.	293527.
1985: 9	308480.	296265.	287375.	266200.
1985:10	277131.	285102.	297916.	275964.
1985:11	242724.	238515.	236921.	219463.
1985:12	232941.	251976.	252113.	233536.

F1MEEMP = Διορθωμένες Παρατηρήσεις της MEEMP$_t$ με βάση την Μέθοδο 1 .
F2MEEMP = Διορθωμένες Παρατηρήσεις της MEEMP$_t$ με βάση την Μέθοδο 2 .
FMEEMP = Διορθωμένες Παρατηρήσεις της MEEMP$_t$ με βάση την Μέθοδο FIML .

Πηγή: Εκτιμήσεις της μελέτης.

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ 2.18

```
                    SMPL 1980:1 1987:12
               SET NERROR 1980:1 1987:12 = 1
               SET NERROR 1985:1 1985:12 = 0
                      SMPL 80:1 87:12
                 EQUATION  3      MEEMP1
                      #     TR2     $
              Q2 Q3 Q5 Q6 Q7 Q8 Q9 Q10 Q11 $
             DD19 DD21 DD25 DD27 DD28 CONSTANT
           OLS(EQUATION=3,SMPL=NERROR)    MEEMP1
                     DO I= 1,7,1
 SET FMEEMP1 1985:1 1985:12 = MMEEMP(T) + ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(1)) $
              + ((Q2(T)-MQ1(T))*BETA(2)) $
             + (( Q3(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $
             + (( Q5(T) - MQ1(T))*BETA(4)) $
             + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $
              + ((Q7(T)-MQ1(T))*BETA(6)) $
             + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
             + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $
            + (( Q10(T) - MQ1(T))*BETA(9)) $
             + ((Q11(T)-MQ1(T))*BETA(10)) $
            + ((DD19(T)-MD19(T))*BETA(11)) $
            + ((DD21(T)-MD21(T))*BETA(12)) $
            + ((DD25(T)-MD25(T))*BETA(13)) $
            + ((DD27(T)-MD27(T))*BETA(14)) $
             + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(15))
          SET FF1QY 1975:1 1987:12 = MEEMP1(T)
           SET  FF1QY 85:1 86:12 = FMEEMP1(T)
                    SMPL  DAT1 DAT
                  OLS(PRINT)  FF1QY
                     #    TR2     $
              Q2 Q3 Q5 Q6 Q7 Q8 Q9 Q10 Q11 $
             DD19 DD21 DD25 DD27 DD28 CONSTANT
                      END DO  I
SET FMEEMP1 1985:1 1985:12 =MMEEMP(T) + ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(1)) $
             + ((Q2(T)-MQ1(T))*BETA(2)) $
            + (( Q3(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $
    + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $ + (( Q10(T) - MQ1(T))*BETA(9)) $
    + ((Q11(T)-MQ1(T))*BETA(10)) $ + ((DD19(T)-MD19(T))*BETA(11)) $
    + ((DD21(T)-MD21(T))*BETA(12)) $ + ((DD25(T)-MD25(T))*BETA(13)) $
   + ((DD27(T)-MD27(T))*BETA(14)) $ + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(15))
```

---

*

[1]. Αρχικές τιμές γιά την λειτουργία αυτού του επαναληπτικού σχήματος ελήφθησαν από την εκτίμηση της εξειδίκευσης (Ε3.1) την περίοδο 1980:1 - 1987:12 εκτός την περίοδο 1985:1 - 1985:12. Η σύγκλιση της επαναληπτικής διαδικασίας (Α) είναι σχεδόν αυτόματη μετά από μερικές επαναλήψεις.

όπου:

MTR2 : Μέσα τριμηνιαία στοιχεία της μακροχρόνιας τάσης. (TR^2_t)
MQ1 : Μέσα τριμηνιαία στοιχεία της ψευδομεταβλητής.
MD19 : " " " " " $q_{9t}*TR_t$
MD21 : " " " " " $q_{1t}*TR^2_t$
MD25 : " " " " " $q_{5t}*TR^2_t$
MD27 : " " " " " $q_{7t}*TR^2_t$
MD28 : " " " " " $q_{8t}*TR^2_t$

Η χρησιμοποίηση της ίδιας μέσης τριμηνιαίας ψευδομεταβλητής MQ1 γιά όλες τις ψευδομεταβλητές q_{1t}, q_{2t},...q_{12t} έγκειται στη μορφή των ψευδομεταβλητών αυτών (μοναδιαία παρατήρηση που μεταβάλεται αναλογικά καθ' όλους του μήνες).

Μιά συγκεντρωτική και συγκριτική ανάλυση της ικανότητας της κάθε μεθόδου, να προβλέπει τα ορθά τις εσφαλμένα δημοσιευμένες παρατηρήσεις της Κατανάλωσης Η/Ε στον εμπορικό τομέα της Ελληνικής Οικονομίας την περίοδο 1985:1 - 1985:12 δίνεται στον Πίνακα 2.68 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.68

Συγκριτική παρουσίαση της προβλεπτικής ικανότητας των μεθόδων :

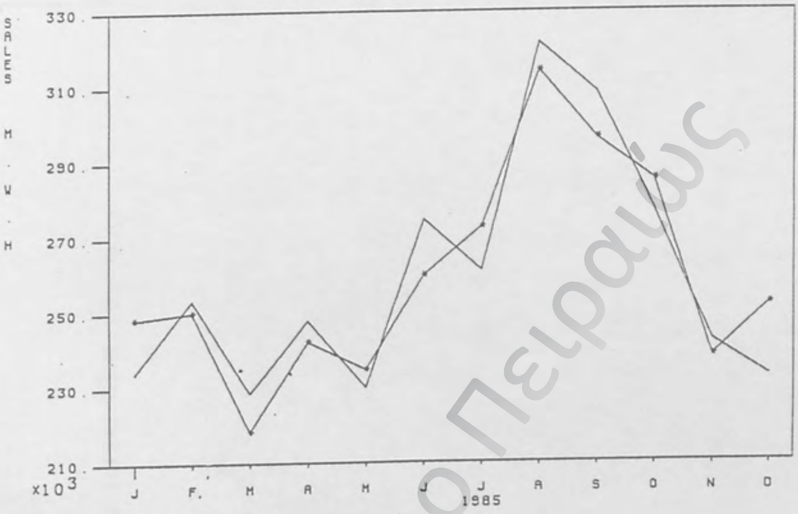
Μέθοδος 1, Μέθοδος 2 και Μέθοδος FIML
(M1) (M2) FIML

```
*————————* VARIABLES AS LEVELS *—   M1     ———      M2     ————     FIML -
 MEAN OF ACTUAL                  = .25943E+06  .25943E+06   .25943E+06
 MEAN OF PREDICTION              = .25943E+06  .25943E+06   .24031E+06
 VARIANCE OF ACTUAL              = .94780E+09  .94780E+09   .94780E+09
 VARIANCE OF PREDICTION          = .77080E+09  .14415E+10   .12369E+10
 MEAN ERROR.                     = .24253E-11 -.97013E-11   19116.
 MEAN ABSOLUTE ERROR.            = 9628.0      15328.       19805.
 SUM OF SQUARED ERRORS.          = .13795E+10  .58111E+10   .94538E+10
 MEAN SQUARED ERROR.             = .11496E+09  .48426E+09   .78782E+09
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.   = 11199.      22984.       29316.
 MEAN PERCENTAGE ERROR.          =-.19075      .16711E-01 % 7.3839      %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR  = 3.7616      6.1658     % 7.6789      %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.         = 10722.      22006.       28068.
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR  = .42520E-01  .92342E-01   .11300
*—VARIABLES AS RELATIVE  CHANGE————————————————————————————————————
 THEIL S U66                     = .34574      .72141       .95031
 McLaughlins Batting Average     = 365.43      327.86       304.97
 MEAN SQUARE ERROR               = .16440E-02  .71578E-02   .12421E-01
 MEAN OF PREDICTION.             = .74926E-03 -.85228E-03  -.74474E-01
 MEAN OF ACTUAL.                 = .60973E-02  .60973E-02   .60973E-02
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTE  = .10531      .15695       .14538
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.   = .11760      .11760       .11760
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDIC  = .94034      .84773       .84773
 BIAS PROPORTION ..............U = .17397E-01  .67473E-02   .52265
 VARIANCE PROPORTION...........U = .91965E-01  .21624       .62122E-01
 COVARIANCE PROPORTION.........U = .89064      .77701       .41522
```

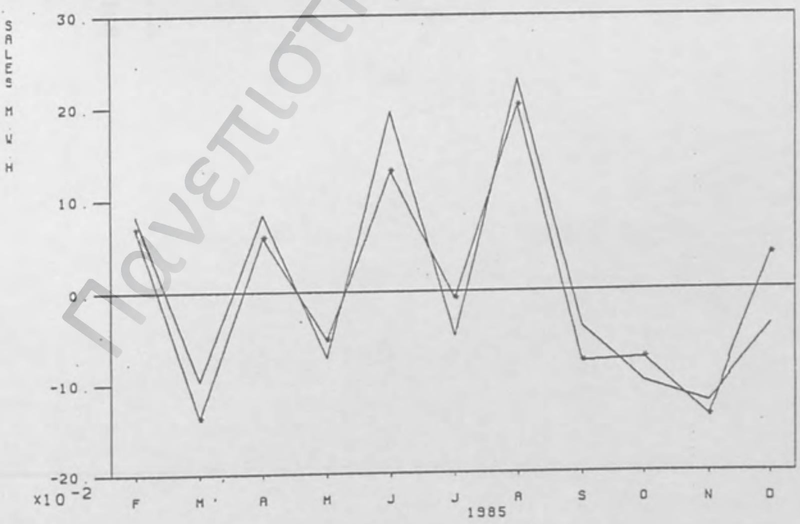
Πηγή: Εκτιμήσεις της μελέτης.

Η υπεροχή της προτεινόμενης τεχνικής είναι εμφανέστατη με βάση όλα τα κριτήρια του Πίνακα 2.68 . Η επιτυχία της προτεινόμενης μεθόδου γίνεται ακόμη μεγαλύτερη αν ληφθεί υπ' όψη ότι το θεωρητικό υπόβαθρο της εξειδίκευσης (2.187) από πλευράς Οικονομικής θεωρίας είναι από φτωχό έως ανύπαρκτο. Ουσιαστικά πρόκειται γιά μιά γεωμετρικά αύξουσα μακροχρόνια τάση και ένα σχετικά έντονα μεταβαλλόμενο μακροχρόνια εποχικό πρότυπο .

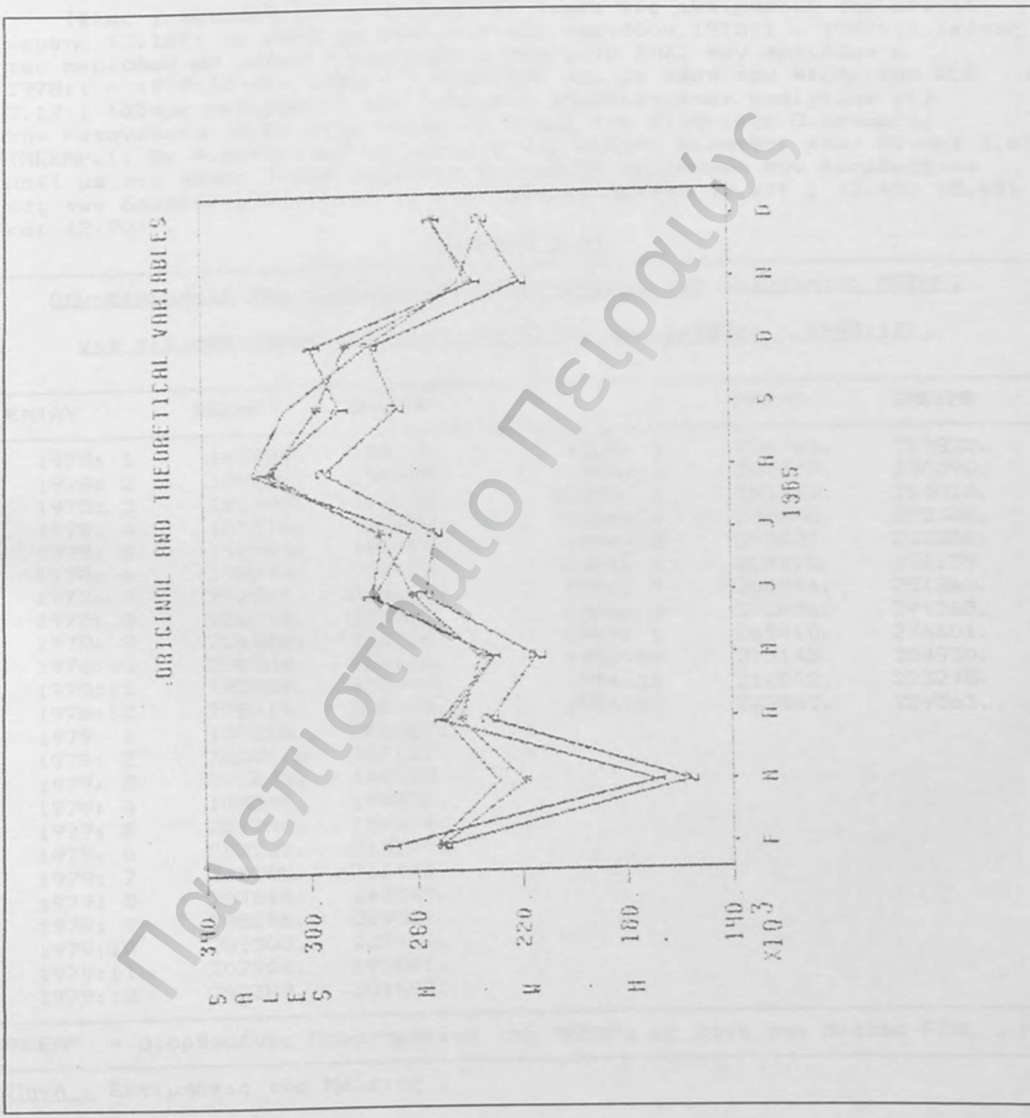
Η ικανότητα της FIML τεχνικής γιά την πρόβλεψη ή διόρθωση των εσφαλμένα δημοσιευμένων στοιχείων της μεταβλητής $MEEMP_t$, συμπληρώνεται και από τα Σχεδιαγράμματα 2.64 , 2.65 και 2.66. (Η ερμηνεία τους είναι εύλογη).



ΣΧΕΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2.64



ΣΧΕΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2.65



ΣΧΕΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2.66

]

Διόρθωση των Στοιχείων για τις Περιόδους 1978:1-1979:12 και 1984:1-1985:1

Τέλος χρησιμοποιώντας ως αρχικές τιμές τις εκτιμήσεις της εξειδίκευσης (2.187) με βάση τα στοιχεία της περιόδου 1975:1 - 1987:12 (εκτός των περιόδων με λάθος δημοσιευμένα στοιχεία δηλ. των περιόδων : 1978:1 - 1979:12 και 1984:1 - 1984:12) και με βάση τον Αλγόριθμο ALG 2.17 , λάβαμε εκτιμήσεις των λαθεμένα δημοσιευμένων στοιχείων γιά την Κατανάλωση (Η/Ε) στον Εμπορικό τομέα της Ελληνικής Οικονομίας ($MEEMP_t$). Οι διορθωμένες εκτιμήσεις της $MEEMP_t$ δίνονται στον Πίνακα 2.69 μαζί με τις λάθος δημοσιευμένες. Η γραφική παράσταση των διορθωμένων και των δημοσιευμένων δίνεται στο Σχεδιαγράμματα (2.67) , (2.68) (2.69) και (2.70) .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.69

Δημοσιευμένες και Διορθωμένες παρατηρήσεις της μεταβλητής $MEEMP_t$

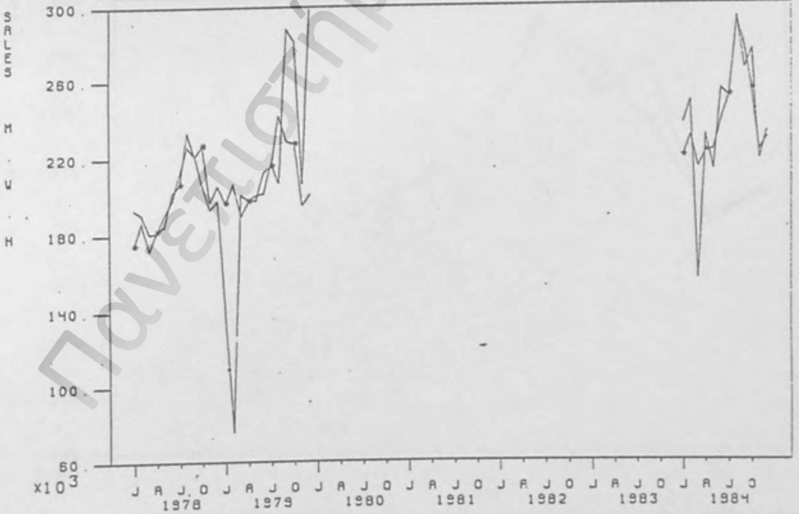
γιά τις περιόδους (1978:1 - 1979:12) και (1984:1 - 1985:12).

ENTRY	MEEMP	DMEEMP		MEEMP	DMEEMP
1978: 1	193583.	174735.	1984: 1	236760.	219825.
1978: 2	190929.	186960.	1984: 2	248519.	230390.
1978: 3	181148.	172310.	1984: 3	155412.	214020.
1978: 4	181516.	182458.	1984: 4	230843.	222388.
1978: 5	190560.	185166.	1984: 5	213231.	223258.
1978: 6	198570.	202140.	1984: 6	254812.	238335.
1978: 7	212599.	206690.	1984: 7	250744.	251260.
1978: 8	226249.	233468.	1984: 8	292656.	291368.
1978: 9	221826.	221564.	1984: 9	265410.	276601.
1978:10	206301.	226916.	1984:10	275145.	254930.
1978:11	193934.	197427.	1984:11	218812.	223248.
1978:12	198613.	205994.	1984:12	232843.	229563.
1979: 1	137258.	197057.			
1979: 2	76304.0	207157.			
1979: 3	201673.	190323.			
1979: 4	198504.	198228.			
1979: 5	201244.	198634.			
1979: 6	202207.	213247.			
1979: 7	218255.	216444.			
1979: 8	207614.	242349.			
1979: 9	288186.	229381.			
1979:10	281503.	227986.			
1979:11	207201.	195841.			
1979:12	298389.	201692.			

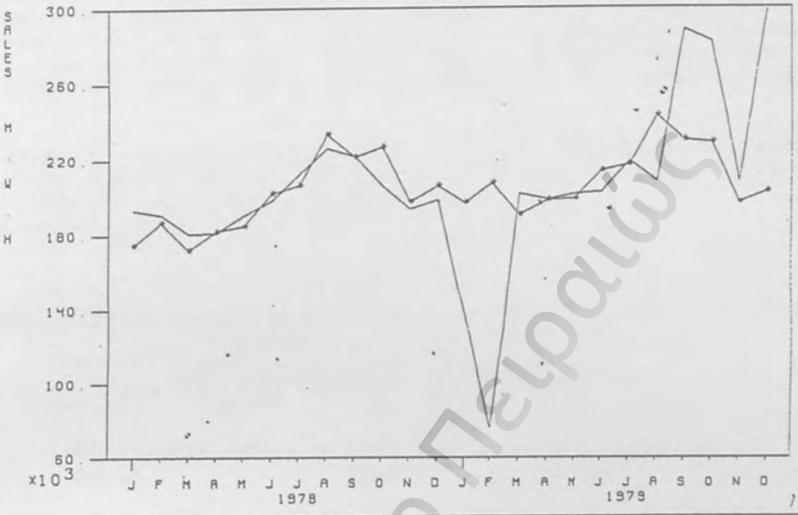
DMEEMP = Διορθωμένες Παρατηρήσεις της $MEEMP_t$ με βάση την Μέθοδο FIML .

Πηγή : Εκτιμήσεις της Μελέτης .

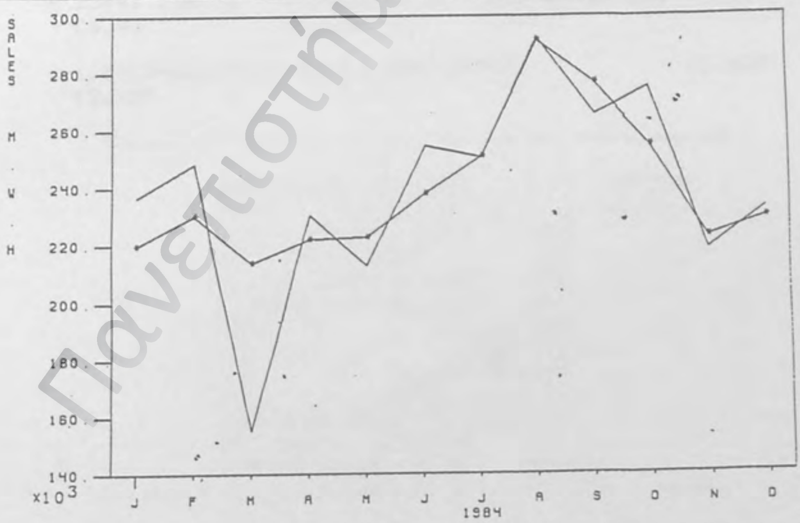
Σχεδιάγραμμα Νο.2.67 ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ :



Σχεδιάγραμμα Νο.2.68 ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ :



Σχεδιάγραμμα No.2.69 ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : MEEMP$_t$



Σχεδιάγραμμα No.2.70 ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ : MEEMP$_t$

Θα πρέπει να παρατηρήσουμε ότι γιά την εκτίμηση - διόρθωση των εσφαλμένων δημοσιευμένων παρατηρήσεων της μεταβλητής $MEEMP_t$ στο επαναληπτικό σχήμα δεν χρησιμοποιήθηκε η εκτιμημένη εξειδίκευση (2.187). Και αυτό διότι την περίοδο δείγματος εκτίμησης 1970:1 - 1987:12 συνέβει μιά μεταβολή στην Κατανάλωση (Η/Ε) στον εμπορικό τομέα.

Ειδικότερα, μετά το 1979 έχουμε μιά μετατόπιση της Κατανάλωσης (Η/Ε), τόσο στην αυτόνομη κατανάλωση, όσο και σ΄ αυτή η οποία ερμηνεύεται από την μακροχρόνια χρονική τάση.

Ειδικότερα εκτιμήθηκε η σχέση:

<u>Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης</u> 1975:1 - 1987:12. (εκτός των περιόδων 1978:1
1979:12 και 1984:1 - 1984:12).

$$
\begin{aligned}
MEEMP_t = {} & \underset{[41.4]}{129336.6} + \underset{[13.6]}{51064.6}*DUM2_t + \underset{[9.5]}{43.8556}*TR^2_t - \\
& - \underset{[8.6]}{39.72}*DUM1_t*TR^2_t + \underset{[2.3]}{9086.7}*Q_{2t} - \underset{[1.81]}{7344.03}*Q_{3t} + \\
& + \underset{[2.8]}{11496.3}*Q_{6t} + \underset{[2.4]}{13771.4}*Q_{7t} + \underset{[6.3]}{35175.2}*Q_{8t} + \underset{[2.4]}{14997.9}*Q_{9t} + \\
& + \underset{[6.4]}{25441.5}*Q_{10t} - \underset{[1.74]}{7038.7}*Q_{11t} + \underset{[3.9]}{269.4}*Q_{9t}*TR_t + \\
& + \underset{[2.15]}{1.0308}*Q_{7t}*TR^2_t + \underset{[4.46]}{2.115}*Q_{8t}*TR^2_t \qquad (2.189)
\end{aligned}
$$

```
DEPENDENT VARIABLE     1     MEEMP1
FROM    1975: 1 UNTIL    1987:12
TOTAL OBSERVATIONS     156
SKIPPED/MISSING         36
USABLE OBSERVATIONS    120
DEGREES OF FREEDOM     105
R**2              .96527560
RBAR**2           .96064568
SSR           .11794159E+11
SEE           10598.364
DURBIN-WATSON  2.14181466
Q(  30)=    118.344
SIGNIFICANCE LEVEL  .000000
```

Τα αποτελέσματα της εκτιμηθείσας εξειδίκευσης (2.189), είναι ικανοποιητικά αλλά χρήζουν περισσότερης ανάλυσης, ειδικώτερα όσον αφορά την επίδραση των ψευδομεταβλητών, τόσο στον σταθερό όρο, όσο και στην κλίση σε σχέση με την μεταβλητή μακροχρόνια χρονική τάση. Ειδικώτερα οι οριακοί συντελεστές :

$$\frac{\theta(MEEMP_t)}{\theta(TR^2_t)} = 43.8556 - 39.72 * DUM1 \qquad (2.190)$$

$$\frac{\theta(MEEMP_t)}{\theta(constant)} = 129336.6 + 51064.6 * DUM1 \qquad (2.191)$$

είναι γιά την περίοδο:

1975:1 - 1978:12

$$\frac{\theta(MEEMP_t)}{\theta(TR^2_t)} = 43.8556 \qquad (2.192)$$

$$\frac{\theta(MEEMP_t)}{\theta(constant)} = 12933.6 \qquad (2.193)$$

1979:1 - 1987:12

$$\frac{\theta(MEEMP_t)}{\theta(TR^2_t)} = 43.8556 - 39.72 = 9.13 \qquad (2.194)$$

$$\frac{\theta(MEEMP_t)}{\theta(constant)} = 129336.6 + 51064 = 180401.2 \qquad (2.195)$$

Με βάση τις εκτιμήσεις της (2.189), όσο και τις σχέσεις (2.190) - (2.195) προκύπτει μιά σημαντική μεταβολή στην συμπεριφορά της Εμπορικής Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα την περίοδο μετά το έτος 1978 .

Πάντως στην συγκεκριμένη μελέτη τα αποτελέσματα αυτά πρέπει να λαμβάνονται υπ΄ όψη πάντοτε με σχετική επιφύλαξη. Δεν θα πρέπει να μας διαφεύγει το γεγονός ότι προσπαθούμε μ΄ ενα σχετικά ψευδοϋπόδειγμα (Naive Model) να ερμηνεύσουμε μιά μεταβολή στην οποία ουσιαστικό ρόλο έπαιξαν οικονομικοί και κοινωνικοί παράγοντες οι οποίοι δεν λαμβάνονται υπ΄ όψη στην εκτίμηση της εξειδίκευσης (2.189), έστω και εάν η η συμπεριφορά τους έχει ληφθεί υπ΄ όψη έστω και αθροιστικά με την μακροχρόνια χρονική τάση. Σίγουρα χρειάζεται βαθύτερη ανάλυση αυτής της μεταβολής με βάση καλύτερα εξειδικευμένα υποδείγματα και περισσότερο ολοκληρωτικού χαρακτήρα (Simultaneous Regression Models). Η έλλειψη όμως διαθέσιμών στοιχείων σε μηνιαία βάση στην περίπτωση της Ελλάδας, κάνουν αυτό το έργο δύσκολο, αν όχι ακατόρθωτο, τουλάχιστον σε μηνιαία βάση.

Οσον αφορά την εφαρμογή της FIML μεθόδου για την διόρθωση Στοιχείων, με την εισαγωγή των ψευδομεταβλητών DUM1 και DUMTR = DUM1 * TR^2_t, δεν αλλάζει τίποτα. Τις θεωρούμε και αυτές όπως τις άλλες, ανεξάρτητες μεταβλητές .

2.8 ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΤΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ ΤΗΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΣΤΟΝ ΔΗΜΟΣΙΟ ΤΟΜΕΑ

Χρησιμοποιώντας στοιχεία της περιόδου 1975:1 - 1985:12 (χωρίς τα στοιχεία της περιόδου 1979:1 - 1979:12), οι εκτιμήσεις ελαχί - στων τετραγώνων , για την κατανάλωση Η/Ε από τον Δημόσιο Τομέα , είναι :

$$MEDY_t = \underset{[20]}{46413.0} + \underset{[2.03]}{135.49}\ TR_t + \underset{[1.71]}{0.00445}\ TR^2_t - \underset{[11.1]}{24492.42}\ Q_{1t} -$$

$$- \underset{[5.04]}{25767.8}\ Q_{2t} - \underset{[11.2]}{24999.9}\ Q_{3t} + \underset{[3.4]}{18641.5}\ Q_{4t} - \underset{[12.7]}{28105.12}\ Q_{5t} -$$

$$- \underset{[5.19]}{29529.9}\ Q_{6t} - \underset{[10.7]}{23738.5}\ Q_{7t} - \underset{[4.2]}{27052.4}\ Q_{10t} - \underset{[11.6]}{25581.3}\ Q_{11t} +$$

$$+ \underset{[3.4]}{650.07}\ Q_{2t}\ TR_t - \underset{[2.06]}{407.336}\ Q_{4t}\ TR_t + \underset{[3.3]}{674.11}\ Q_{6t}\ TR_t +$$

$$+ \underset{[2.8]}{6213.30}\ Q_{10t}\ TR_t - \underset{[2.25]}{3.37}\ Q_{2t}\ TR^2_t + \underset{[1.85]}{2.03}\ Q_{4t}\ TR^2_t - \underset{[2.6]}{3.9185}\ Q_{6t}\ TR^2_t +$$

$$+ \underset{[1.84]}{0.466}\ Q_{9t}\ TR^2_t - \underset{[2.6]}{3.94}\ Q_{10t}\ TR^2_t - \underset{[3.02]}{8547.06}\ DUM_t \qquad (2.196)$$

```
DEPENDENT VARIABLE     1      MEDY1
FROM     1975: 1 UNTIL    1985:12
TOTAL OBSERVATIONS     132
SKIPPED/MISSING         12
USABLE OBSERVATIONS    120
DEGREES OF FREEDOM      97
R**2              .88171234
RBAR**2           .85488421
SSR           .31424608E+10
SEE           5691.7926
DURBIN-WATSON  2.49676638
Q( 30)=    81.7951
SIGNIFICANCE LEVEL  .108696E-05
```

$MEDY_t$ = Μηνιαία Κατανάλωση Η/Ε στον Δημόσιο Τομέα (χιλ.KWH) .
DUM_t = Ψευδομεταβλητή

$$DUM \begin{cases} : 1975:1 - 1979:12 = 1 \\ : 1980:1 - 1985:12 = 0 \end{cases}$$

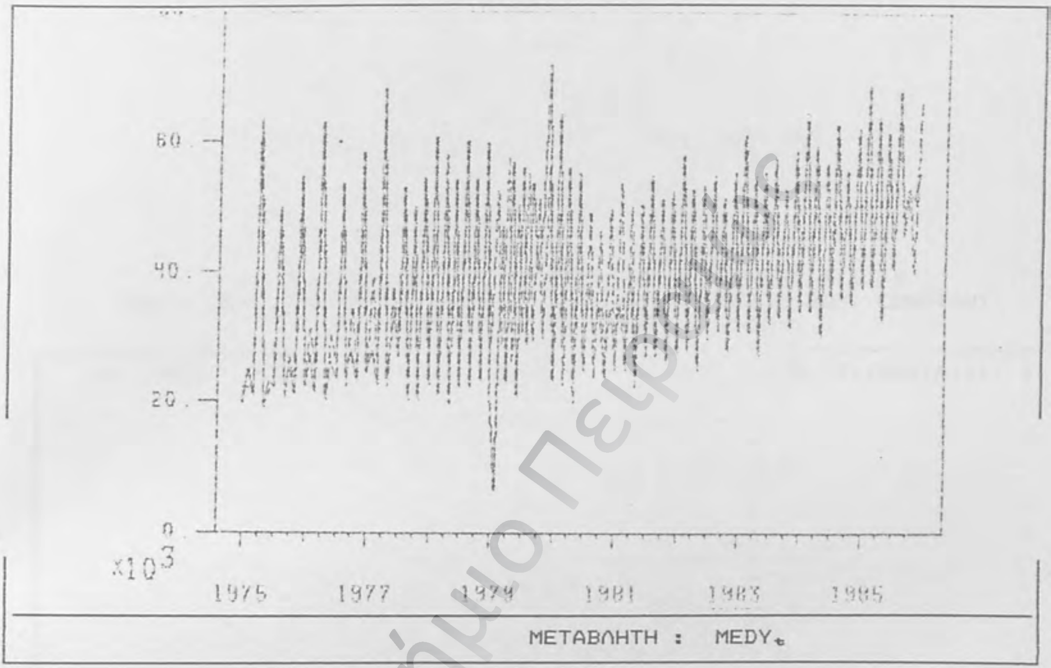
Μια σειρά από κριτήρια προβλεπτικής ικανότητας της εξειδίκευσης (2.196) δίδεται στον Πίνακα 2.70 και στο Σχεδιάγραμμα 2.71.
Οι διορθωμένες παρατηρήσεις της κατανάλωσης Η/Ε στον Δημόσιο Τομέα την περίοδο 1979:1 - 1979:12 βασίσθηκαν στην εφαρμογή του Αλγόριθμου ALG 2.18 και δίδονται στον Πίνακα 2.71.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.70

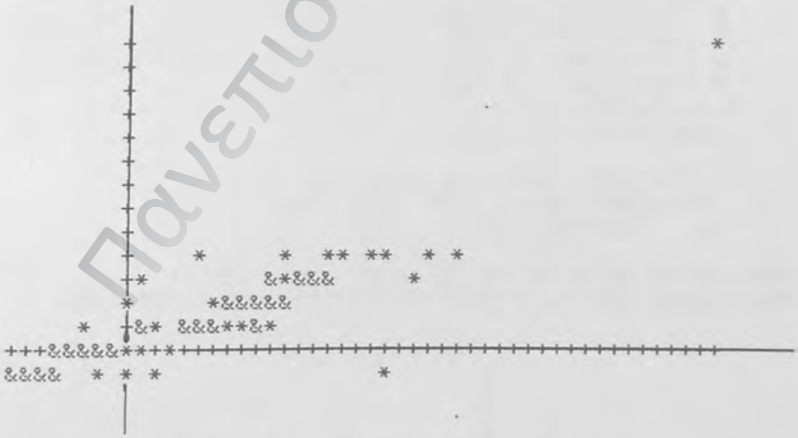
ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
ΤΟΥ ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ (2.196)
ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ :1976:1 - 1987:12

ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ	=	132	
—— VARIABLES AS LEVELS *——*			
MEAN OF ACTUAL	=	39316.	
MEAN OF PREDICTION	=	39498.	
VARIANCE OF ACTUAL	=	.23412E+09	
VARIANCE OF PREDICTION	=	.19306E+09	
MEAN ERROR.	=	-182.62	
MEAN ABSOLUTE ERROR.	=	5435.4	
SUM OF SQUARED ERRORS.	=	.11125E+11	
MEAN SQUARED ERROR.	=	.84284E+08	
STANDARD DEVIATION OF ERRORS.	=	9215.6	
MEAN PERCENTAGE ERROR.	=	-8.7171	%
MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.	=	19.862	%
ROOT MEAN SQUARE ERROR.	=	9180.6	
ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.	=	.69287	
——VARIABLES AS RELATIVE CHANGES ——			
THEIL S U66	=	.43280	
McLaughlins Batting Average	=	356.72	
MEAN SQUARE ERROR	=	.17677	
MEAN OF PREDICTION.	=	.24429	
MEAN OF ACTUAL.	=	.26952	
STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.	=	.75098	
STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.	=	.93333	
CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.	=	.89807	
BIAS PROPORTION ....UM	=	.36022E-02	
VARIANCE PROPORTION..........US	=	.18810	
COVARIANCE PROPORTION........UC	=	.80830	

ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ



Σχεδιάγραμμα.2.71



PREDICTION - REALIZATION ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ 2.19

```
                         SMPL 1975:1 1987:12
                    SET DUM1  1975:1 1987:12 = 0
                     SET DUM1 1980:1 1985:12 = 1
                       SET MDUM1  DATO DAT = 0
                EXECUTE MANNUAL1 DUM1  AD11 DATO DAT
                   @ MAVER1  AD11 MDUM1  DATO DAT
                         SMPL 1975:1 1985:12
                    SET NERROR 1975:1 1985:12 = 1
                    SET NERROR 1979:1 1979:12 = 0
                        EQUATION  2     MEDY1
        #  TR1 TR3   Q1 Q2 Q3 Q4 Q5 Q6 Q7 Q9 Q10 Q11  $
 DD12 DD14 DD16 DD110 DD22 DD24 DD26 DD29 DD210 DUM1 CONSTANT
                 OLS(EQUATION=2,SMPL=NERROR) MEDY1
                            DO I= 1,2,1
  SET FMEDY  1979:1 1979:12 =MMEDY(T) + ((TR1(T)-MTR1(T))*BETA(1)) $
                   +  ((TR3(T)-MTR3(T))*BETA(2)) $
                    + ((Q1(T)-MQ1(T))*BETA(3)) $
                    + ((Q2(T)-MQ1(T))*BETA(4)) $
                   + (( Q3(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $
                    + ((Q4(T)-MQ1(T))*BETA(6)) $
                    + ((Q5(T)-MQ1(T))*BETA(7)) $
                   + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $
                    + ((Q7(T)-MQ1(T))*BETA(9)) $
                  + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(10)) $
                  + (( Q10(T) - MQ1(T))*BETA(11)) $
                   + ((Q11(T)-MQ1(T))*BETA(12)) $
                  + ((DD12(T)-MD12(T))*BETA(13)) $
                  + ((DD14(T)-MD14(T))*BETA(14)) $
                  + ((DD16(T)-MD16(T))*BETA(15)) $
                 + ((DD110(T)-MD110(T))*BETA(16)) $
                  + ((DD22(T)-MD22(T))*BETA(17)) $
                  + ((DD24(T)-MD24(T))*BETA(18)) $
                  + ((DD26(T)-MD26(T))*BETA(19)) $
                  + ((DD29(T)-MD29(T))*BETA(20)) $
                 + ((DD210(T)-MD210(T))*BETA(21)) $
                   + ((DUM1(T)-MDUM1(T))*BETA(22))

                     SET FFQY DATO DAT =MEDY1(T)
                   SET  FFQY 79:1 79:12 =FMEDY(T)
                       SMPL  1975:1 1985:12
                           OLS      MEDY1
        #  TR1 TR3   Q1 Q2 Q3 Q4 Q5 Q6 Q7 Q9 Q10 Q11  $
 DD12 DD14 DD16 DD110 DD22 DD24 DD26 DD29 DD210 DUM1 CONSTANT
                            END DO  I
```

```
SET FMEDY  1979:1 1979:12 =MMEDY(T) + ((TR1(T)-MTR1(T))*BETA(1))
                  +  ((TR3(T)-MTR3(T))*BETA(2)) $
                   + ((Q1(T)-MQ1(T))*BETA(3)) $
                   + ((Q2(T)-MQ1(T))*BETA(4)) $
                  + (( Q3(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $
                   + ((Q4(T)-MQ1(T))*BETA(6)) $
                   + ((Q5(T)-MQ1(T))*BETA(7)) $
                  + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $
                   + ((Q7(T)-MQ1(T))*BETA(9)) $
                 + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(10)) $
                 + (( Q10(T) - MQ1(T))*BETA(11)) $
                  + ((Q11(T)-MQ1(T))*BETA(12)) $
                 + ((DD12(T)-MD12(T))*BETA(13)) $
                 + ((DD14(T)-MD14(T))*BETA(14)) $
                 + ((DD16(T)-MD16(T))*BETA(15)) $
                + ((DD110(T)-MD110(T))*BETA(16)) $
                 + ((DD22(T)-MD22(T))*BETA(17)) $
                 + ((DD24(T)-MD24(T))*BETA(18)) $
                 + ((DD26(T)-MD26(T))*BETA(19)) $
                 + ((DD29(T)-MD29(T))*BETA(20)) $
                + ((DD210(T)-MD210(T))*BETA(21)) $
                  + ((DUM1(T)-MDUM1(T))*BETA(22))
```

```
          SMPL  1975:1 1985:12
        SET   DMEDY  / =MEDY1(T)
    SET  DMEDY  79:1 79:12 = FMEDY(T)
            GRAPH(DATES) 2
                # MEDY1
                # DMEDY
```

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.71

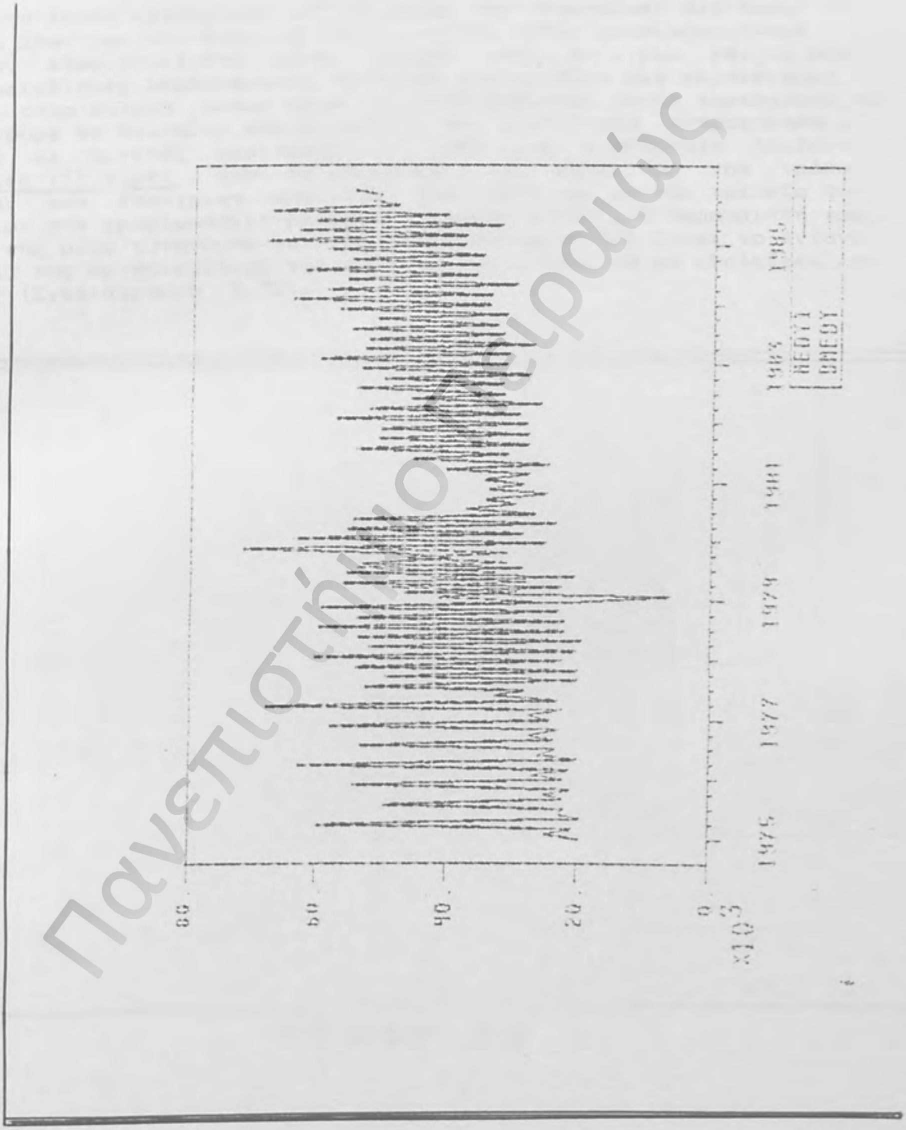
Δημοσιευμένες και Διορθωμένες παρατηρήσεις της μεταβλητής MEDY.
για την περίοδο 1979:1 - 1979:12

ENTRY	MEDY	DMEDY
1979: 1	19793.0	27595.2
1979: 2	6193.00	41559.7
1979: 3	46757.0	29955.6
1979: 4	22921.0	48854.0
1979: 5	56533.0	28398.1
1979: 6	20917.0	42684.5
1979: 7	55520.0	32658.5
1979: 8	28836.0	53963.2
1979: 9	53091.0	31423.7
1979:10	40093.0	47204.6
1979:11	48086.0	31092.6
1979:12	71358.0	54708.3

MEDY = Δημοσιευμένα Στοιχεία της Κατανάλωσης Η/Ε στον Δημόσιο Τομέα.
DMEDY = Διορθωμένα Στοιχεία της Κατανάλωσης Η/Ε στον Δημόσιο Τομέα.

<u>Πηγή</u> : Εκτιμήσεις της μελέτης

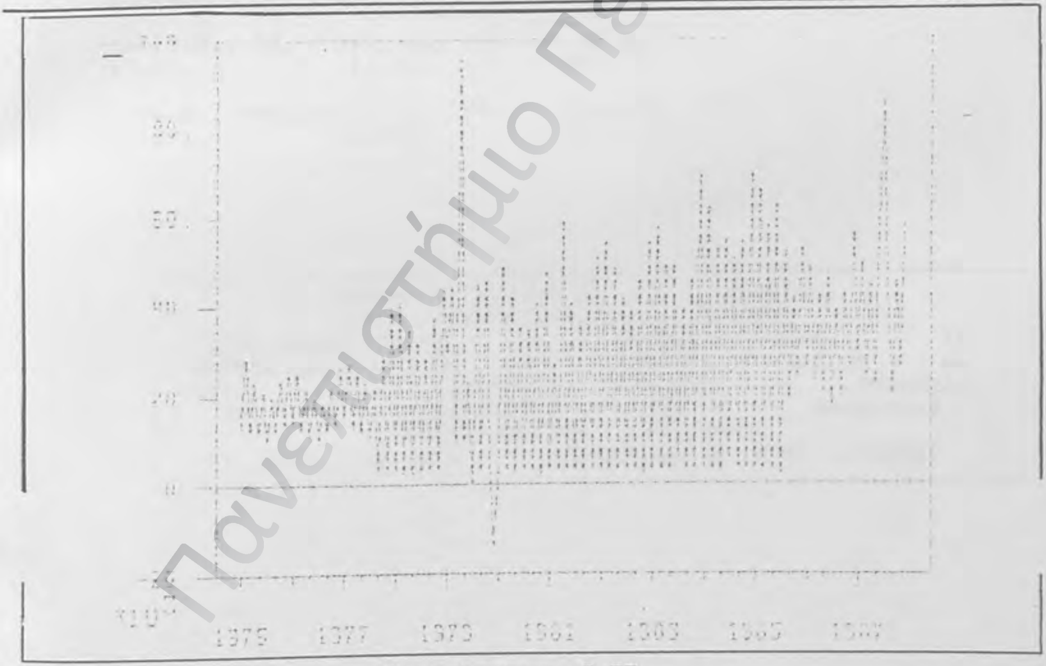
Οι δημοσιευμένες μαζί με τις διορθωμένες παρατηρήσεις της κατανάλωσης Η/Ε στον Δημόσιο Τομέα δίδονται στο Σχεδιάγραμμα 2.72



ΣΧΕΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2.72

2.9 ΛΟΙΠΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε (ΦΩΤΙΣΜΟΣ ΟΔΩΝ ΚΑΙ ΕΛΞΗ).

Σαν λοιπη κατανάλωση Η/Ε θεωρούμε την κατανάλωση Η/Ε στον Φωτισμό οδών και την Ελξη .Ο λόγος για τον οποίο χρησιμοποιήσαμε αυτή την αθροιστικότητα είναι καθαρά τεχνικός , μια και οι δύο αυτές μεταβλητές λαμβανόμενες αυτόνομα παρουσίαζαν μια συμπεριφορά όχι και τόσο ευλογη ,ουτως ώστε να μοντελοποιηθεί χωρίς ταυτόχρονα να καταφυγουμε σε δύσκολες εξειδικεύσεις και μεγαλύτερη πληροφόρηση . Αλλωστε σε αρκετές περιόδους κάθε μια ανεξάρτητη λάμβανε αρνητικές (!) τιμές , κατι το οποίο έχει να κάνει με τον τρόπο επιλογής των στοιχείων απο την ΔΕΗ αλλά και με την τράπεζα των στοιχείων που χρησιμοποιεί μέχρι και σήμερα η ΔΕΗ . Η παρουσίαση τους λοιπόν της μίας αυτόνομης κατηγορίας κατανάλωσης Η/Ε λύνει το έντονο πρόβλημα της αρνητικότητας των τιμών , χωρίς όμως να το εξαλείφει και εντελώς (Σχεδιάγραμμα 2.73).



Σχεδιάγραμμα. 2.73

Απο το Σχεδιάγραμμα 2.73 φαίνεται καθαρά το πρόβλημα που υπάρχει τ έτος 1979 όπου έχουμε αρνητική κατανάλωση το 1979 (τον 5ο μήνα) .

ΦΩΤΙΣΜΟΣ ΟΔΩΝ ΚΑΙ ΕΛΞΗ

Η μεθοδολογία διόρθωσης είναι παρόμοια με αυτή που ακολουθήθηκε στα προηγούμενα μέρη, και βασίσθηκε στην εκτιμηθείσα εξειδίκευση :

Περίοδος Δειγματος Εκτίμησης : 1975 :1-1985 :12 (χωρίς το έτος 1979 :1 -1979:12)

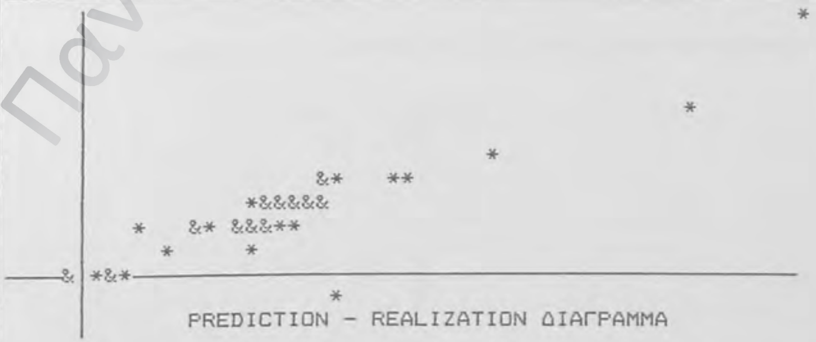
Μέθοδος Εκτίμησης : Ελαχιστα Τετράγωνα.

$$\begin{aligned}
MEREST_t = {} & \underset{[23.8]}{51348.0} + \underset{[3.6]}{0.003692}\, TR^3_t - \underset{[18.8]}{50679.7} Q_{1t} \\
& - \underset{[19.09]}{51133.9} Q_{3t} - \underset{[2.34]}{41382.71}\, Q_{4t} - \underset{[19.2]}{51361.3} Q_{5t} \\
& - \underset{[5.1]}{23579.06}\, Q_{6t} - \underset{[18.9]}{50661.3} Q_{7t} - \underset{[5.1]}{24206.3} Q_{8t} \\
& - \underset{[18.4]}{49268.4} Q_{9t} - \underset{[4.15]}{11101.25} Q_{10t} - \underset{[18.4]}{49280.06} Q_{11t} \\
& - \underset{[3.9]}{460.83} Q_{2t}\, TR_t + \underset{[1.7]}{767.7} Q_{4t}\, TR_t + \underset{[4.07]}{4.48}\, Q_{2t}\, TR^2_t \\
& - \underset{[1.87]}{3.71}\, Q_{4t}\, TR^2_t + \underset{[3.7]}{1.62}\, Q_{6t}\, TR^2_t + \underset{[2.44]}{1.046}\, Q_{8t}\, TR^2_t
\end{aligned} \qquad (2.197)$$

```
                DEPENDENT VARIABLE     1      MEREST2
                 FROM    1978: 1 UNTIL    1985:12
 TOTAL OBSERVATIONS     96      SKIPPED/MISSING            12
 USABLE OBSERVATIONS    84      DEGREES OF FREEDOM         66
 R**2              .96231031    RBAR**2             .95260236
   SSR            .16553306E+10    SEE           5008.0702
                   DURBIN-WATSON  2.60538442
  Q(  27)=    29.0526        SIGNIFICANCE LEVEL  .358351
```

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.72

```
              ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ
                 ΤΟΥ ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ
       ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ :1976:1 - 1985:12

 ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ                                =      96
*-------------* VARIABLES AS LEVELS *-------------------------*
 MEAN OF ACTUAL                                  =    25511.
 MEAN OF PREDICTION                              =    25020.
 VARIANCE OF ACTUAL                              =    .56302E+09
 VARIANCE OF PREDICTION                          =    .49646E+09
 MEAN ERROR.                                     =    490.38
 MEAN ABSOLUTE ERROR.                            =    4706.6
 SUM OF SQUARED ERRORS.                          =    .10196E+11
 MEAN SQUARED ERROR.                             =    .10620E+09
 STANDARD DEVIATION OF ERRORS.                   =    10360.
 MEAN PERCENTAGE ERROR.                          =   -.53779     %
 MEAN ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR.                 =    42.121     %
 ROOT MEAN SQUARE ERROR.                         =    10306.
 ROOT MEAN SQUARE PERCENT ERROR.                 =    .76645
*----------VARIABLES AS RELATIVE  CHANGES -----------------------*
 THEIL S U66                                     =    .27718
 McLaughlins Batting Average                     =    372.28
 MEAN SQUARE ERROR                               =    11.064
 MEAN OF PREDICTION.                             =    6.3536
 MEAN OF ACTUAL.                                 =    6.4128
 STANDARD DIVIATION OF PREDICTED.                =    9.1117
 STANDARD DIVIATION OF ACTUAL.                   =    10.143
 CORR.COEF.OF ACTUAL AND PREDICTED.              =    .94592
 BIAS PROPORTION ..............UM                =    .31646E-03
 VARIANCE PROPORTION...........US                =    .96209E-01
 COVARIANCE PROPORTION.........UC                =    .90347

 ΠΗΓΗ : ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ
```



PREDICTION - REALIZATION ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ 2.

```
            SMPL 1978:1 1985:12
              SET DUMM / = 0
        SET DUMM 1980:1 1985:12 = 1
       SET NERROR 1978:1 1985:12 = 1
       SET NERROR 1979:1 1979:12 = 0
         OLS(SMPL=NERROR)   MEREST2
  #  TR3 Q1 Q3 Q4 Q5 Q6 Q7 Q8 Q9 Q10 Q11  $
   DD12 DD14 DD22 DD24 DD26 DD28 CONSTANT

---------------------- DO I= 1,2,1 ----------------------

SET FMEREST  1979:1 1979:12 =MMEREST(T)  $
      +  ((TR3(T)-MTR3(T))*BETA(1)) $
       + ((Q1(T)-MQ1(T))*BETA(2)) $
      + (( Q3(T)  - MQ1(T))*BETA(3)) $
       + ((Q4(T)-MQ1(T))*BETA(4)) $
       + ((Q5(T)-MQ1(T))*BETA(5)) $
      + (( Q6(T)  - MQ1(T))*BETA(6)) $
      + (( Q7(T)  - MQ1(T))*BETA(7)) $
      + (( Q8(T)  - MQ1(T))*BETA(8)) $
      + (( Q9(T)  - MQ1(T))*BETA(9)) $
     + (( Q10(T)  - MQ1(T))*BETA(10)) $
      + ((Q11(T)-MQ1(T))*BETA(11)) $
     + ((DD12(T)-MD12(T))*BETA(12)) $
     + ((DD14(T)-MD14(T))*BETA(13)) $
     + ((DD22(T)-MD22(T))*BETA(14)) $
     + ((DD24(T)-MD24(T))*BETA(15)) $
     + ((DD26(T)-MD26(T))*BETA(16)) $
      + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(17))


       SET FFQY DATO DAT =MEREST2(T)
     SET  FFQY 79:1 79:12 =FMEREST(T)
            SMPL  1978:1 1985:12
                  OLS FFQY
  #  TR3 Q1 Q3 Q4 Q5 Q6 Q7 Q8 Q9 Q10 Q11  $
   DD12 DD14 DD22 DD24 DD26 DD28 CONSTANT

----------------------- END DO  I -----------------------
```

```
SET FMEREST  1979:1 1979:12 =MMEREST(T)  $
      +  ((TR3(T)-MTR3(T))*BETA(1)) $
      +  ((Q1(T)-MQ1(T))*BETA(2)) $
      + (( Q3(T)  - MQ1(T))*BETA(3)) $
      + ((Q4(T)-MQ1(T))*BETA(4)) $
      + ((Q5(T)-MQ1(T))*BETA(5)) $
      + (( Q6(T)  - MQ1(T))*BETA(6)) $
      + (( Q7(T)  - MQ1(T))*BETA(7)) $
      + (( Q8(T)  - MQ1(T))*BETA(8)) $
      + (( Q9(T)  - MQ1(T))*BETA(9)) $
      + (( Q10(T)  - MQ1(T))*BETA(10)) $
      + ((Q11(T)-MQ1(T))*BETA(11)) $
      + ((DD12(T)-MD12(T))*BETA(12)) $
      + ((DD14(T)-MD14(T))*BETA(13)) $
      + ((DD22(T)-MD22(T))*BETA(14)) $
      + ((DD24(T)-MD24(T))*BETA(15)) $
      + ((DD26(T)-MD26(T))*BETA(16)) $
      + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(17))
```

```
          SMPL  1975:1 1985:12
      SET   DMEREST2  / =MEREST2(T)
SET  DMEREST2  79:1 79:12 = FMEREST(T)
              GRAPH(DATES) 2
                 # MEREST2
                 # DMEREST2
```

Χρησιμοποιώντας την προτεινόμενη μεθοδολογία , με βάση την εξειδίκευση (2.197) ,οι διορθωμένες παρατηρήσεις προέκυψαν απο την εφαρμογή του αλγόριθμο ALG 2.19 ,και δίδονται στον Πίνακα (2.72) .

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.72

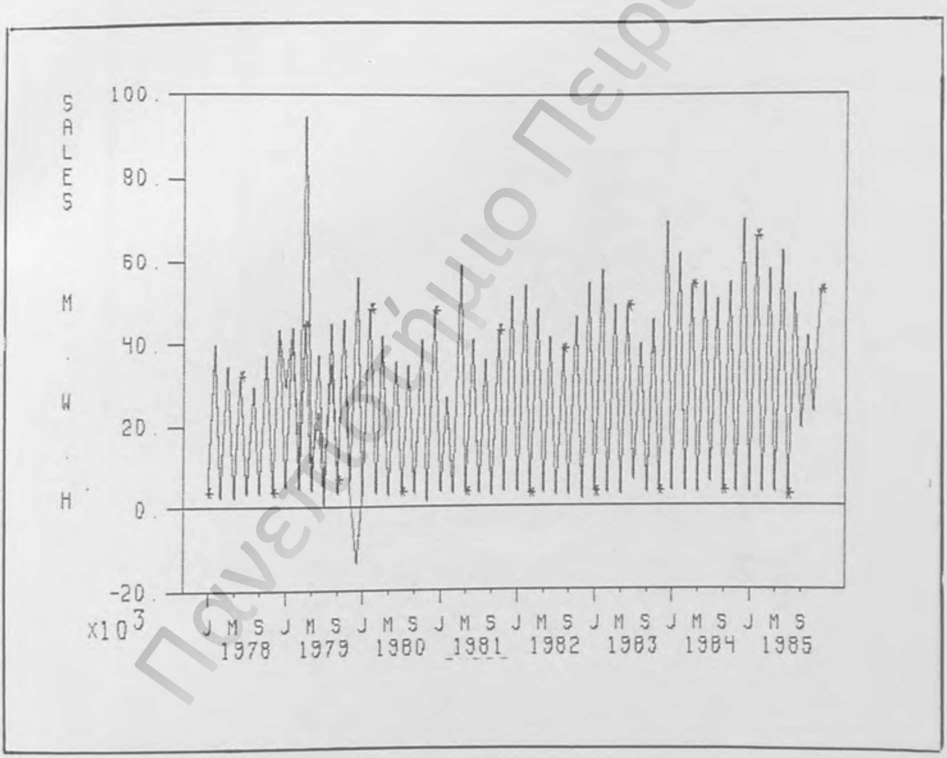
Δημοσιευμένες και Διορθωμένες Παρατηρήσεις της Λοιπής Κατανάλωσης Η/Ε σπτν Ελλάδα .Περίοδος 1979:1-1979:12

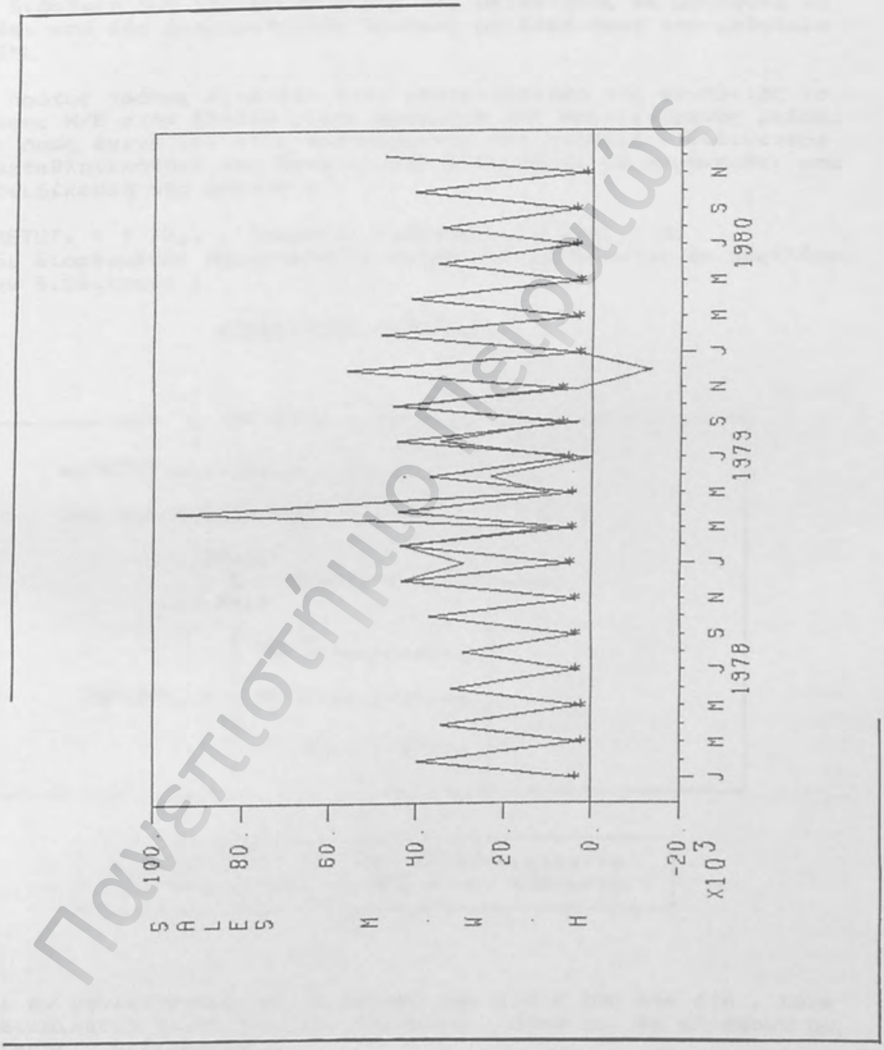
ENTRY	MEREST2 1	DMEREST2 70
1979: 1	29417.0	4922.91
1979: 2	43930.0	43867.3
1979: 3	9365.00	4545.86
1979: 4	94839.0	44430.7
1979: 5	9830.00	4400.66
1979: 6	22960.0	37056.5
1979: 7	680.000	5188.03
1979: 8	44500.0	35029.8
1979: 9	3325.00	6673.67
1979:10	45504.0	44889.4
1979:11	2883.00	6760.44
1979:12	-13348.0	56119.7

Πηγή : Εκτιμήσεις τής μελέτης.

ΦΩΤΙΣΜΟΣ ΟΔΩΝ ΚΑΙ ΕΛΞΗ

Η διαγραμματική παρουσίαση τών δημοσιευμένων και δφορθωμένων παρατηρήσε της Λοιπή Κατανάλωσης Η/Ε τόσο γιά τήν περίοδο του δείγματος διόρθωσης όσο κ του συνολικού δείγματος εκτίμησης δίδονται στά Σχεδιαγράμματα 2.74 και 2.75





ΣΧΕΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2.75

2.10 ΣΥΝΟΛΟ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ($METOT_t$)

Η διόρθωση των στοιχείων αυτής της μεταβλητής θα μπορούσε να προέλθει από δύο διαφορετικούς τρόπους με βάση όμως την μεθοδολογία FIML .

Ο πρώτος τρόπος έγκειται στην μοντελοποίηση της συνολικής κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα , και εφαρμογή της προτεινόμενης μεθοδολογίας όπως έγινε και στις προηγούμενες περιπτώσεις . Ειδικότερα αν η μεταβλητικότητα της Κατανάλωσης Η/Ε μπορεί να ερμηνευθεί από μια εξειδίκευση της μορφής :

$$METOT_t = f\ (X_{jt}\ ,\ \text{Seasonal Dummies}\ ....\ ;\ a) + u_t$$

τότε οι διορθωμένες παρατηρήσεις αυτής της μεταβλητής θα προέλθουν από την διαδικασία :

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.20

$$\min_{\hat{a},\, METOT_{79.1-79.12}} \sum_{t}^{T} (METOT^{*}_t - f(.))2$$

υπό τον περιορισμό

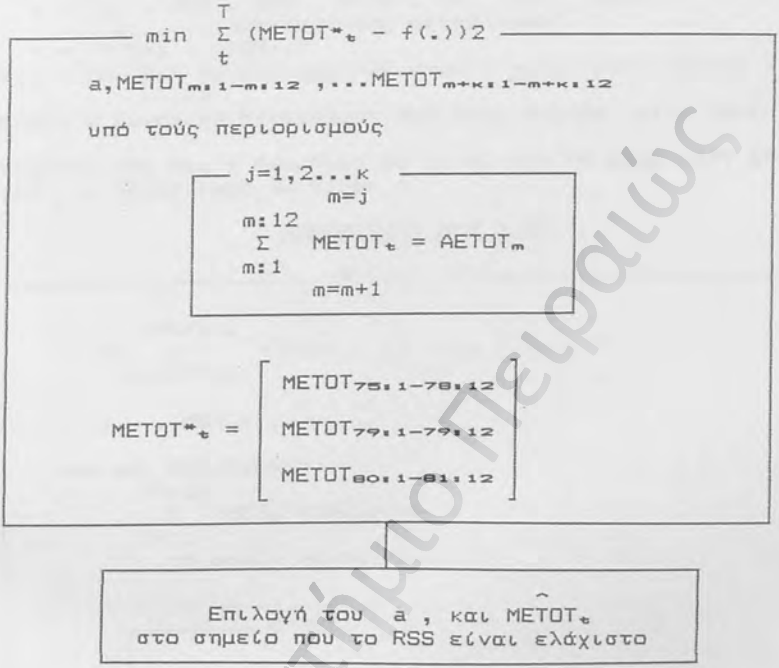
$$\sum_{79:1}^{79:12} METOT_t = AETOT_{1979.1}$$

$$METOT^{*}_t = \begin{bmatrix} METOT_{75.1-78.12} \\ METOT_{79.1-79.12} \\ METOT_{80.1-81.12} \end{bmatrix}$$

Επιλογή του a , και $METOT_{79.1-79.12}$
στο σημείο που το RSS είναι ελάχιστο

και αν γενικεύσουμε την διόρθωσή μας για m έως m+k έτη , τότε η όλη διαδικασία είναι εντελώς παρόμοια , μόνο που θα αλλάξουν οι περιορισμοί . Ειδικότερα :

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.21



$$\min_{a, METOT_{m:1-m:12}, \ldots METOT_{m+k:1-m+k:12}} \sum_{t}^{T} (METOT^*_t - f(.))2$$

υπό τούς περιορισμούς

$$j=1,2 \ldots k \quad m=j$$

$$\sum_{m:1}^{m:12} METOT_t = AETOT_m$$

$$m=m+1$$

$$METOT^*_t = \begin{bmatrix} METOT_{75:1-78:12} \\ METOT_{79:1-79:12} \\ METOT_{80:1-81:12} \end{bmatrix}$$

Επιλογή του a , και $\widehat{METOT}_t$
στο σημείο που το RSS είναι ελάχιστο

Ο Δεύτερος τρόπος συνίσταται στην χρησιμοποίηση των προηγούμενων εκτιμήσεων εκτιμήσεων σε σχέση με την ταυτότητα :

$$METOT_t = MEOIK_t + MEAGR_t + MEBIOM_t + MEEMP_t + MEDY_t + MEFOT_t + MEELXI_t \qquad (2.197)$$

Η αντιμετώπιση του προβλήματος με τον δεύτερο τρόπο είναι πιο ακριβή από πλευράς μαθηματικών υπολογισμών , παρέχει όμως συνέπεια στις εκτιμήσεις , μια και η ταυτότητα (2.197) λειτουργεί ως ασφαλιστική δεικλίδα μεταξύ των διορθώσεων στο σύνολο ($METOT_t$) και των επιμέρους διορθώσεων ($MEOIK_t$,...) .

Δεύτερος τρόπος αντιμετώπισης του προβλήματος μπορεί να παρουσιασθεί στον Αλγόριθμο ALG 2.21 χρησιμοποιώντας τις αρχικές σχέσεις :

$$MEj_t = f_j (X_{i.t} ; a_{ji}) + u_{jt} \qquad (2.198)$$

$$METOT_t = \sum_{j=1}^{7} MEj_t \quad (4.4.3.3) \qquad (2.199)$$

ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε

j = OIK , AGR , EMP , BIOM , DY , FOT , ELXI .
i = 1,2,....κ (ανεξάρτητες μεταβλητές)
t = 1975:1 - 1987:12
MEj_t = Μηνιαία κατανάλωση Η/Ε στην j χρήση στην Ελλάδα (χιλ.KWH)

$METOT_t$ = Συνολική Κατανάλωση Η/Ε στην Ελλάδα (χιλ. KWH)

Υποθέτοντας ότι η διόρθωση θα γίνει για το έτος 1979 δηλ 1979:1-1979:12 , ο Αλγόριθμος θα είναι :

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.23

```
j=1,2,...7
    Min $\sum_{t=1976:1}^{1987:12} (ME^{*}j_t - f_j(X_{it} ; a_{ji}))^2$
    $a_{ji}$ , $\widehat{ME}j_{79:1-79:12}$
    υπό τον περιορισμό
        $\sum_{79:1}^{79:12} MEj_t = AEj_{1979}$
        το οποίο οδηγεί στην ανηγμένη μορφή
        r=1,2....
            t=1979:1,....1979:12
                $\widehat{ME}j_t = \overline{ME}j_t + (f(\hat{a}) - \bar{f}(\hat{a}))$
        Μέχρι Σύγκλιση
    $ME^{*}j_t = \begin{bmatrix} MEj_{76:1-78:12} \\ \widehat{ME}j_{79:1-79:12} \\ MEj_{80:1-87:12} \end{bmatrix}$
t = 1979:1......1979:12
    $\widehat{METOT}_t = \sum_{j=OIK}^{ELXI} \widehat{ME}j_t$
    j = OIK , AGR , EMP , BIOM , DY , FOT , ELXI .
```

Η γενίκευση της μεθοδολογίας διόρθωσης για m περιορισμούς, για j=1,2,...L μεταβλητές και για i=1,...κ ανεξάρτητες μεταβλητές, δίνεται στον Αλγόριθμο ALG 2.24

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.24

```
j=1,2,...L
Αρχικές Τιμές
    $\min \sum_{\varphi}^{87:12} (MEj_t - f_j(X_{it} ; a_{ji}))^2$
    $\varphi_1 = t$                    $t = 1975:1 .... 1987:12$
    $\varphi = 0$                      (Χρονική Περίοδος για διόρθωση)
    $\varphi = \varphi_1 , \varphi_2 , ... \varphi_m$

    $MEj^*_t = \begin{bmatrix} MEj_{75:1-(\varphi - 1)} \\ \widehat{MEj}_{\varphi - \varphi} \\ MEj_{\varphi +1\ 87:12} \end{bmatrix}$

    $\min \sum_{75:1}^{87:12} (ME^*j_t - f_j (X_{it} ; a_{ji}))^2$
    $\alpha_{ji} , \widehat{MEj}_{\varphi - \varphi}$
    υπό τους περιορισμούς :
    j = 1,...,( $\frac{\varphi_2-\varphi_1}{12}$ )
        $\sum_{\xi}^{\xi+12} MEj_t = AEj_{\varphi}$      $\xi=\varphi_1$
        $\xi=\varphi_1+12$
    το οποίο οδηγεί στην ανηγμένη μορφή :
    r=1,2.....
        $t = \varphi_1,.....,\varphi_m$
            $\widehat{MEj}_t = \overline{ME}j_t + ( f(a_{ij}) - \overline{f}(a_{ij}))$
    Μέχρι Σύγκλιση

Διορθωμένες Εκτιμήσεις της Συνολικής
Κατανάλωσης Η/Ε
    $t = \varphi_1,...\varphi_m$
    $METOT_t = \sum_{j=1}^{L} MEj_t$
```

Θα μπορούσαμε να επεκτείνουμε ακόμη περισσότερο τον Αλγόριθμο ALG 2.24 από πλευράς μεθόδου εκτίμησης , και ιδιαίτερα αν τα κατάλοιπα των εξειδικεύσεων (2.198) είναι έντονα συσχετιζόμενα μεταξύ τους .

Γράφοντας την 2.198 υπό μορφή μητρών ως ένα Disturbance - Related Set of Regression Equations :

$$\begin{bmatrix} \text{MEOIK} \\ \text{MEAGR} \\ . \\ . \\ \text{MEDY} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f(X_1) & & & \\ & f(X_2) & & \\ & & & \\ & & & f(X_7) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ . \\ . \\ a_7 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \\ \\ u_7 \end{bmatrix}$$

ή

$$\text{MEJ} = Xa + u \qquad (2.200)$$

με

$$\text{MEJ}= \begin{bmatrix} \text{MEOIK} \\ \text{MEAGR} \\ . \\ . \\ \text{MEDY} \end{bmatrix} \qquad X = \begin{bmatrix} f(X_1) & & \\ & f(X_2) & \\ & & \\ & & f(X_7) \end{bmatrix} \qquad (2.201)$$

$$a \ (a_1 \ a_2 \ .... \ a_7)'$$

$$\text{και } E(u) = 0 \qquad (2.202)$$

$$D(u) = E(u'u) = \Phi = \Sigma \otimes I_T \qquad (2.203)$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & .... & \sigma_{17} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & .... & \sigma_{27} \\ . & . & & . \\ . & . & & . \\ . & . & & . \\ \sigma_{71} & \sigma_{72} & .... & \sigma_{77} \end{bmatrix} \qquad (2.204)$$

Με βάση τις σχέσεις (2.201) - (2.204) η μέθοδος διόρθωσης των στοιχείων της Συνολικής κατανάλωσης Η/Ε δίδεται παραστατικά στον Αλγόριθμο ALG 2.24 . Για την παρουσίαση της όλης μεθοδολογίας θα χωρίσουμε το υπόδειγμα (2.200)σε δυο υποπεριόδους του δείγματος εκτίμησης .

$$\left[\begin{array}{c} MEJ_A \\ \hline MEJ_D \end{array}\right] = \left[\begin{array}{c} X_A \\ \hline X_D \end{array}\right] a + \left[\begin{array}{c} u_A \\ \hline u_D \end{array}\right] \qquad (2.205)$$

Οι μεταβλητές με τον δείκτη A αντιστοιχούν σε περιόδους όπου δεν όπου τα στοιχεία των μεταβλητών αυτών θα πρέπει να διορθωθούν . (Αυτό ισχύει μόνο για τις εξηρτημένες μεταβλητές)

ΑΛΓΟΡΙΘΜΟΣ ALG 2.24A

Αρχικές Τιμές

$$\min_{\alpha} (u'_A\ (\Sigma \otimes I_T)^{-1}\ u_A) = \min\ (y_A - X_A\alpha)'\ \Phi^{-1}\ (y_A - X_A\alpha)$$

$$\widehat{MEJ}_D = M\bar{E}J_D + (X_D - \bar{X}_D)\ \hat{\alpha}$$

$$MEJ^{*} = \left[\begin{array}{c} MEJ_A \\ \hline \widehat{MEJ}_D \end{array}\right]$$

$$\min_{\alpha\ ,\ \widehat{MEJ}_D} (MEJ^{*} - X\alpha)'\ (\Sigma \times I_T)^{-1}\ (MEJ^{*} - X\alpha)$$

υπό τους περιορισμούς:

$$C\ MEJ_D = AEJ_D$$

που οδηγεί στην ανηγμένη μορφή

$$\widehat{MEJ}_D = M\bar{E}J_D + (X_D - \bar{X}_D)\ \hat{\alpha}$$

$$MEJ^{*} = \left[\begin{array}{c} MEJ_A \\ \hline \widehat{MEJ}_D \end{array}\right]$$

$$\hat{\alpha} = [\ X'\ (\Sigma \otimes I_T)^{-1}\ X\ ]^{-1}\ X'(\Sigma^{-1} \otimes I_T)\ MEJ^{*}$$

μέχρι σύγκλιση

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{1}{T}\ \hat{u}'_i\ \hat{u}'_j \qquad i,j = 1,\ldots.7$$

$$\hat{\Sigma} = [\ \hat{\sigma}_{ij}\ ]$$

Εφαρμογή

Η διόρθωση των στοιχείων της συνολικής κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα έγινε με βάση το σύστημα των εξισώσεων (2.206) - (2.211) :

Το Συνολικό Σύστημα Εξισώσεων

Το σύστημα των εξισώσεων που χρησιμοποιήθηκε για την διόρθωση των παρατηρήσεων της συνολικής Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα είναι :

ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε

$$(2.206) \qquad METOT_t = MEOIK_t + MEAGR_t + MEEMP_t + MEBIOM_t + MEDY_t + MEELXI_t$$

ΟΙΚΙΑΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε

$$(2.207) \qquad MEOIK_t = \alpha + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j \, MPRI70_{t-j} + \sum_{j=1}^{\kappa} m_j \, TR^j{}_t + \sum_{j=1}^{12} q_j q_{jt} +$$

$$+ \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{ij} \, q_{jt} \, TR_t + \sum_{j=1}^{\xi} \varphi_j q_{jt} \, MPRI70_t + \sum_{i=1}^{\xi-1} \sum_{j=1}^{\xi} \psi_{ij} q_{jt} \, TR^i{}_t \, MPRI70_t + u_t$$

$$(2.208) \qquad \beta_j = \beta(1-\lambda) \, \lambda^j$$

ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε

$$(2.209) \qquad MEBIOM_t = \alpha' + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j \, MPRI70_{t-j} + \sum_{j=1}^{\kappa} m_j \, TR^j{}_t + \sum_{j=1}^{12} q_j q_{jt} +$$

$$+ \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{ij} \, q_{jt} \, TR_t + \sum_{j=1}^{\xi} \varphi_j q_{jt} \, MPRI70_t + \sum_{i=1}^{\xi-1} \sum_{j=1}^{\xi} \psi_{ij} q_{jt} \, TR^i{}_t \, MPRI70_t + u_{2t}$$

$$(2.210) \qquad \gamma_j = \gamma(1-\kappa) \, \kappa^j$$

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΟΝ ΑΓΡΟΤΙΚΟ ΤΟΜΕΑ

$$(2.211) \qquad MEAGR_t = \alpha + \sum_{j=1}^{\kappa} m_t \, TR^j{}_t + \sum_{j=1}^{12} q_j q_{jt} + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{ij} \, q_{jt} \, TR^i{}_t + u_{3t}$$

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΟΝ ΕΜΠΟΡΙΚΟ ΤΟΜΕΑ

$$(2.212) \qquad MEEMP_t = \alpha + \sum_{j=1}^{\kappa} m_t \, TR^j{}_t + \sum_{j=1}^{12} q_j q_{jt} + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{ij} \, q_{jt} \, TR^i{}_t + u_{4t}$$

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΙΣ ΔΗΜΟΣΙΕΣ ΥΠΗΡΕΣΙΕΣ

$$\text{(2.213)} \qquad MEDY_t = \alpha + \sum_{j=1}^{\kappa} m_t \, TR^j_t + \sum_{j=1}^{12} q_j q_{jt} + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{ij} \, q_{jt} \, TR^i_t + u_{5t}$$

ΛΟΙΠΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε (ΦΩΤΙΣΜΟΣ ΟΔΩΝ ΚΑΙ ΕΛΞΗ)

$$\text{(2.214)} \qquad MEREST_t = \alpha + \sum_{j=1}^{\kappa} m_t \, TR^j_t + \sum_{j=1}^{12} q_j q_{jt} + \sum_{i=1}^{\xi} \sum_{j=1}^{12} d_{ij} \, q_{jt} \, TR^i_t + u_{6t}$$

$$= MEFOT_t + MEELXI_t$$

Το ξ στις εκτιμήσεις που έγιναν καθορίστηκε στην τιμή ξ=3 .

Οι εκτιμήσεις αυτού του συστήματος εξισώσεων έγιναν χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία της περιόδου 1976:1 - 1985:12 και παρουσιάζονται από τις εξισώσεις (2.212) - (2.218)

Οι δημοσιευμένες χρονολογικές σειρές κατανάλωσης Η/Ε μαζί με τις διορθωμένες παρουσιάζονται στα σχεδιαγράμματα Σχ. (2.76) - (2.81)

Εκτιμήσεις του Συστήματος
Εκτιμήσεις Ελαχίστων Τετραγώνων

Συνολική Κατανάλωση Η/Ε στον Οικιακό Τομέα

Περίοδος Δείγματος 1976:1 - 1985:12 (χωρίς το έτος 1979:1 - 1979:12)

$$MEOIK_t = \underset{[29.7]}{302362.6} + \sum_{j=0}^{t-1} 166.6(1-0.97)\, 0.97^j\, MPRI70_{t-j} - \underset{[1.92]}{20265.8}\, DUM_t +$$

$$+ \underset{[11.8]}{2688.4}\, TR_t + \underset{[6.8]}{93715.2}\, Q_{1t} + \underset{[2.9]}{51220.02}\, Q_{2t} - \underset{[1.99]}{35730.8}\, Q_{6t} - \underset{[3.11]}{56461.8}\, Q_{7t} -$$

$$- \underset{[4.19]}{76680.03}\, Q_{8t} - \underset{[4.6]}{86383.46}\, Q_{9t} - \underset{[3.4]}{63140.6}\, Q_{10t} + \underset{[6.8]}{1756.4}\, Q_{2t}\, TR_t +$$

$$+ \underset{[14.5]}{2050.3}\, Q_{3t}\, TR_t + \underset{[8.8]}{1232.5}\, Q_{4t}\, TR_t + \underset{[1.82]}{168.70}\, Q_{5t}\, TR_t - \underset{[1.6]}{407.7}\, Q_{6t}\, TR_t -$$

$$- \underset{[2.4]}{619.72}\, Q_{7t}\, TR_t - \underset{[3.2]}{834.7}\, Q_{8t}\, TR_t - \underset{[1.68]}{430.77}\, Q_{9t}\, TR_t -$$

$$\underset{[2.2]}{5.74.84}\, Q_{10t}\, TR_t - \underset{[5.9]}{13.34}\, Q_{1t}\, TR_{2t}$$

(2.215)

```
DEPENDENT VARIABLE     3      MEOIK1
FROM     1976: 1 UNTIL     1985:12
TOTAL OBSERVATIONS       120
SKIPPED/MISSING           12
USABLE OBSERVATIONS      108
DEGREES OF FREEDOM        87
R**2                .97789068
RBAR**2             .97280808
SSR             .52226851E+11
SEE             24501.196
DURBIN-WATSON  2.36157591
Q(  30)=    62.9926
SIGNIFICANCE LEVEL   .393857E-03
```

Κατανάλωση Η/Ε από την Βιομηχανία
Περίοδος Δείγματος 1975:1 - 1985:12 (χωρίς τα έτη 1979:1 - 1979:12
και 1984:1 - 1984:12)

$$\begin{aligned} MEBIOM_t = & - \underset{[0.5]}{42123.9} + \underset{[4.3\ ]}{536126.7}\ Z_{1t} + \underset{[8.5]}{1543.49}\ Z_{2t} + \underset{[8.7]}{118963.7}\ DUM_{84} - \\ & - \underset{[7.0\ ]}{89193.8}\ DUMM_t + \underset{[2.6\ ]}{3669.8}\ TR_t - \underset{[2.1]}{49.13}\ TR^2_t - \underset{[1.9]}{0.2068}\ TR^3_t - \underset{[1.92]}{34442.68}\ Q_{4t} - \\ & - \underset{[2.3]}{22270.8}\ Q_{5t} - \underset{[3.3]}{31541.3}\ Q_{6t} - \underset{[3.7]}{5693.9}\ Q_{2t}\ TR_t + \underset{[1.6]}{372.8}\ Q_{4t}\ TR_t + \\ & + \underset{[3.7]}{148.48}\ Q_{2t}\ TR^2_t - \underset{[2.3]}{3.46}\ Q_{8t}\ TR^2_t - \underset{[1.7]}{2.18}\ Q_{9t}\ TR^2_t - \underset{[3.7]}{0.924}\ Q_{2t}\ TR^3_t \end{aligned} \qquad (2.216)$$

```
DEPENDENT VARIABLE     3      MEBIOM1
  FROM    1976: 1 UNTIL     1985:12
     TOTAL OBSERVATIONS     120
     SKIPPED/MISSING         24
     USABLE OBSERVATIONS     96
     DEGREES OF FREEDOM      80
     R**2                .91744029
     RBAR**2             .90196034
     SSR             .57664216E+11
       SEE             26847.769
     DURBIN-WATSON   1.01930245
         Q(  27)=    75.6574
  SIGNIFICANCE LEVEL  .168845E-05
```

με $\lambda = 0.500$

$$Z = n_o = E(MEBIOM_o) = \beta(1-\lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j\ MPRI70_{t-j}$$

και $Z = \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j\ MPRI70_{t-j}$

Κατανάλωση Η/Ε στον Αγροτικό Τομέα
Περίοδος Δείγματος 1976:1 - 1985:12 (χωρίς το έτος 1979:1 - 1979:12)

$$\begin{aligned}
MEAGR_t = {} & \underset{[3.3]}{4951.1} + \underset{[1.8]}{6328.8} * Q_{4t} + \underset{[2.5]}{16295.8} * Q_{5t} + \underset{[6.6]}{33752.5} * Q_{6t} + \\
& + \underset{[1.8]}{22833.02} * Q_{7t} + \underset{[2.07]}{30168.05} * Q_{8t} + \underset{[8.4]}{39265.3} * Q_{9t} + \\
& + \underset{[2.4]}{165.97} * Q_{5t}TR_t + \underset{[2.8]}{2257.4} * Q_{7t}TR_t + \underset{[2.7]}{2181.3} * Q_{8t}TR_t + \\
& + \underset{[4.7]}{170.01} * Q_{11t}TR_t + \underset{[9.5]}{4.1528} * Q_{6t}TR^2_t - \underset{[2.13]}{24.53} * Q_{7t}TR^2_t - \\
& - \underset{[2.3]}{27.5} * Q_{8t}TR^2_t + \underset{[13.6]}{3.86} * Q_{10t}TR^2_t + \underset{[2.5]}{0.1154} * Q_{7t}TR^3_t + \\
& + \underset{[3.4]}{0.161336} * Q_{8t}TR^3_t + \underset{[15.09]}{0.04208} * Q_{9t}TR^3_t
\end{aligned}$$

(2.217)

```
EQUATION     2
DEPENDENT VARIABLE      1      MEAGR1
FROM     1975: 1 UNTIL     1987:12
TOTAL OBSERVATIONS       156     SKIPPED/MISSING           12
USABLE OBSERVATIONS      144     DEGREES OF FREEDOM       126
R**2                .96641513    RBAR**2             .96188384
SSR             .15585855E+11    SEE             11121.927
DURBIN-WATSON  1.27305958
Q(  36)=     66.5117        SIGNIFICANCE LEVEL  .146643E-02
```

Κατανάλωση Η/Ε στον Εμπορικό Τομέα
Περίοδος Δείγματος 1975:1 - 1985:12 (χωρίς τα έτη 1978:1 - 1979:12
και 1984:1 - 1984:12)

$$
\begin{aligned}
MEEMP_t = {} & \underset{[78.9]}{203664.7} + \underset{[18.3]}{8.544063} * TR^2_t + \underset{[2.6]}{11228.2} * Q_{2t} - \\
& - \underset{[4.5]}{19195.7} * Q_{3t} - \underset{[2.5]}{14808.3} * Q_{5t} + \underset{[4.5]}{19172.2} * Q_{6t} + \\
& + \underset{[2.6]}{15852.9} * Q_{7t} + \underset{[9.6]}{57993.6} * Q_{8t} + \underset{[1.76]}{14219.6} * Q_{9t} + \\
& + \underset{[8.6]}{36702.8} * Q_{10t} - \underset{[2.01]}{8423.411} * Q_{11t} + \underset{[4.3]}{587.09} * Q_{9t}TR_t + \\
& + \underset{[1.6]}{1.728} * Q_{1t}TR^2_t + \underset{[1.5]}{2.0987} * Q_{5t}TR^2_t + \underset{[2.08]}{2.840759} * Q_{7t}TR^2_t + \\
& + \underset{[2.07]}{2.788176} * Q_{8t}TR^2_t
\end{aligned}
$$

(2.218)

```
DEPENDENT VARIABLE    1       MEEMP1
FROM      1980: 1 UNTIL    1987:12
TOTAL OBSERVATIONS        96     SKIPPED/MISSING            0
USABLE OBSERVATIONS       96     DEGREES OF FREEDOM        80
R**2              .94243194     RBAR**2            .93163793
SSR           .81213849E+10     SEE            10075.580
DURBIN-WATSON  2.19705765
Q(  27)=    38.7447          SIGNIFICANCE LEVEL   .668227E-01
```

Κατανάλωση Η/Ε στον Δημόσιο Τομέα
Περίοδος Δείγματος 1975:1 - 1985:12 (χωρίς το έτος 1979:1 - 1979:12)

$$MEDY_t = \underset{[20]}{46413.0} + \underset{[2.03]}{135.49}\, TR_t + \underset{[1.71]}{0.00445}\, TR^2_t - \underset{[11.1]}{24492.42}\, Q_{1t} -$$

$$- \underset{[5.04]}{25767.8}\, Q_{2t} - \underset{[11.2]}{24999.9}\, Q_{3t} + \underset{[3.4]}{18641.5}\, Q_{4t} - \underset{[12.7]}{28105.12}\, Q_{5t} -$$

$$- \underset{[5.19]}{29529.9}\, Q_{6t} - \underset{[10.7]}{23738.5}\, Q_{7t} - \underset{[4.2]}{27052.4}\, Q_{10t} - \underset{[11.6]}{25581.3}\, Q_{11t} +$$

$$+ \underset{[3.4]}{650.07}\, Q_{2t}\, TR_t - \underset{[2.06]}{407.336}\, Q_{4t}\, TR_t + \underset{[3.3]}{674.11}\, Q_{6t}\, TR_t +$$

$$+ \underset{[2.8]}{6213.30}\, Q_{10t}\, TR_t - \underset{[2.25]}{3.37}\, Q_{2t}\, TR^2_t + \underset{[1.85]}{2.03}\, Q_{4t}\, TR^2_t - \underset{[2.6]}{3.9185}\, Q_{6t}\, TR^2_t +$$

$$+ \underset{[1.84]}{0.466}\, Q_{9t}\, TR^2_t - \underset{[2.6]}{3.94}\, Q_{10t}\, TR^2_t - \underset{[3.02]}{8547.06}\, DUM_t$$

(2.219)

```
                DEPENDENT VARIABLE     1      MEDY1
                FROM     1975: 1 UNTIL     1985:12
  TOTAL OBSERVATIONS      132      SKIPPED/MISSING           12
  USABLE OBSERVATIONS     120      DEGREES OF FREEDOM        97
  R**2              .88171234      RBAR**2            .85488421
    SSR          .31424608E+10       SEE             5691.7926
                    DURBIN-WATSON  2.49676638
 Q(  30)=    81.7951        SIGNIFICANCE LEVEL  .108696E-05
```

Λοιπή Κατανάλωση Η/Ε (Φωτισμός Οδών και Ελξη)
Περίοδος Δείγματος 1975:1 - 1985:12 (χωρίς το έτος 1979:1 - 1979:12)

$$MEREST_t = \underset{[23.8]}{51348.0} + \underset{[3.6]}{0.003692}\ TR^3_t - \underset{[18.8]}{50679.7}Q_{1t}$$

$$-\underset{[19.09]}{51133.9}Q_{3t} - \underset{[2.34]}{41382.71}\ Q_{4t} - \underset{[19.2]}{51361.3}Q_{5t}$$

$$-\ \underset{[5.1]}{23579.06}\ Q_{6t} - \underset{[18.9]}{50661.3}Q_{7t} - \underset{[5.1]}{24206.3}Q_{8t}$$

$$-\underset{[18.4]}{49268.4}Q_{9t} - \underset{[4.15]}{11101.25}Q_{10t} - \underset{[18.4]}{49280.06}Q_{11t}$$

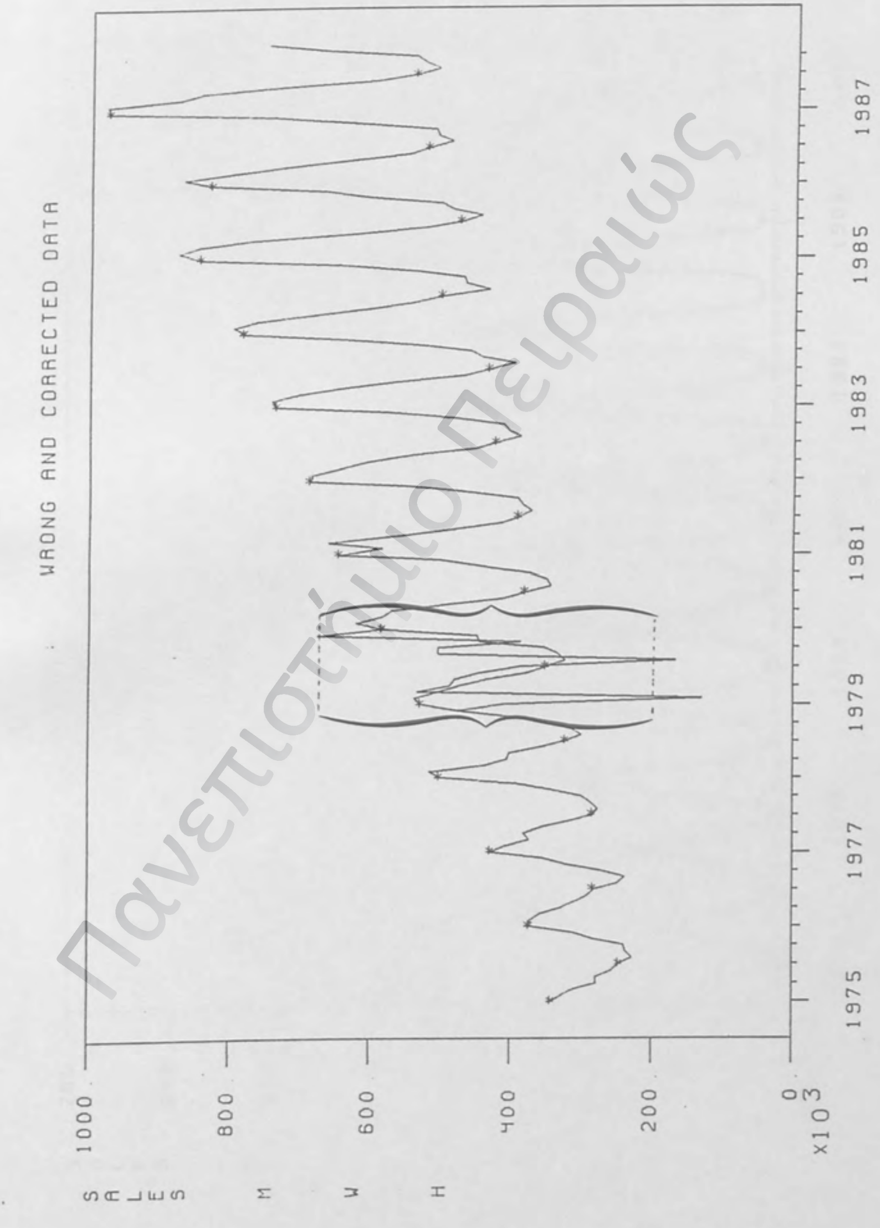
$$-\underset{[3.9]}{460.83}Q_{2t}\ TR_t + \underset{[1.7]}{767.7}Q_{4t}\ TR_t + \underset{[4.07]}{4.48}\ Q_{2t}\ TR^2_t$$

$$-\underset{[1.87]}{3.71}\ Q_{4t}\ TR^2_t + \underset{[3.7]}{1.62}\ Q_{6t}\ TR^2_t + \underset{[2.44]}{1.046}\ Q_{8t}\ TR^2_t \qquad (2.220)$$

```
            DEPENDENT VARIABLE    1     MEREST2
             FROM    1978: 1 UNTIL    1985:12
TOTAL OBSERVATIONS       96     SKIPPED/MISSING          12
USABLE OBSERVATIONS      84     DEGREES OF FREEDOM       66
R**2             .96231031      RBAR**2           .95260236
  SSR         .16553306E+10       SEE          5008.0702
              DURBIN-WATSON  2.60538442
 Q(  27)=   29.0526       SIGNIFICANCE LEVEL  .358351
```

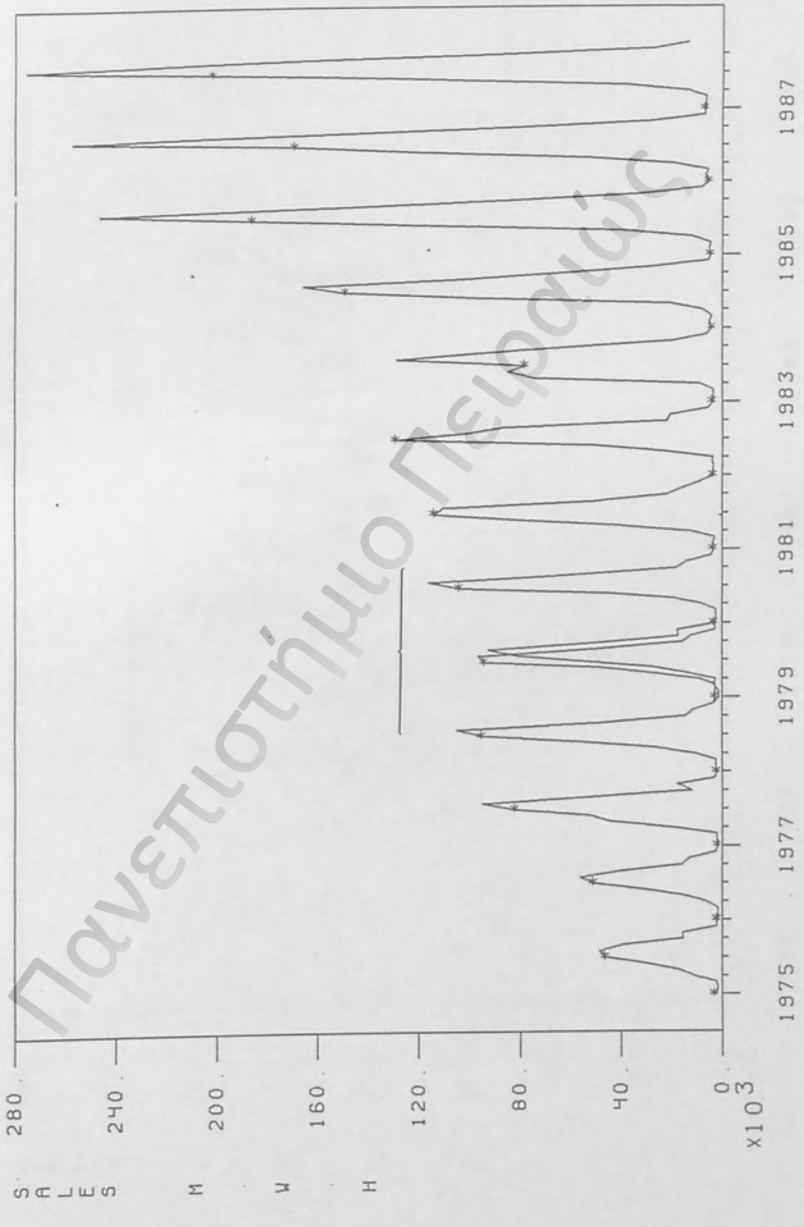
ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ

ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε

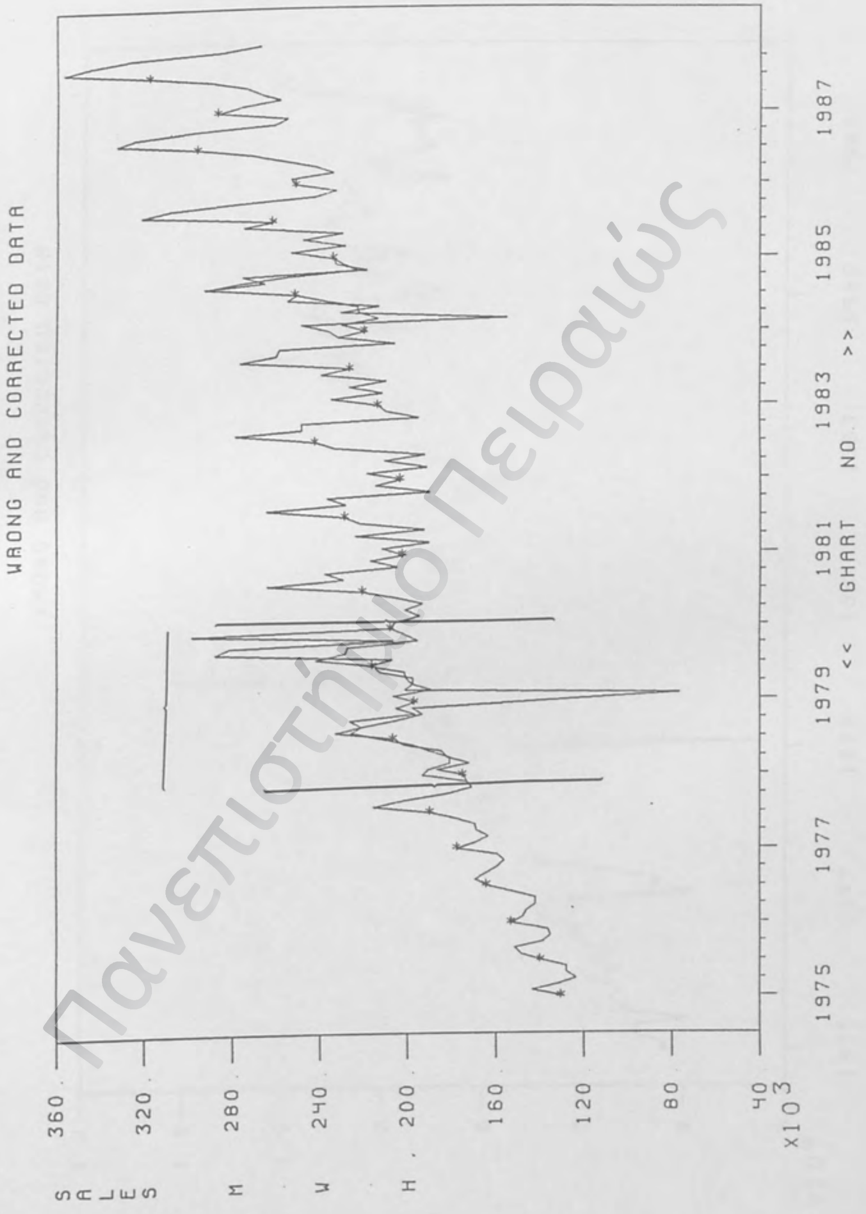


ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ

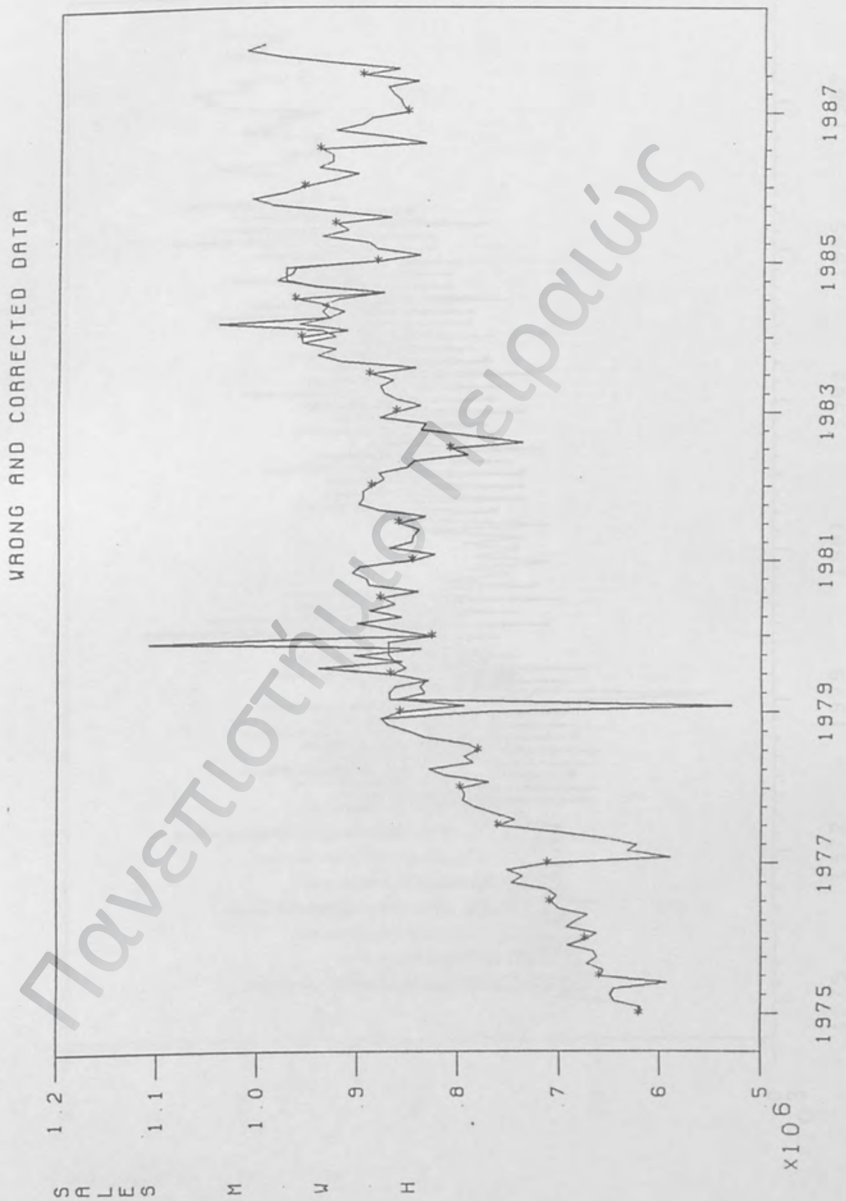
ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε



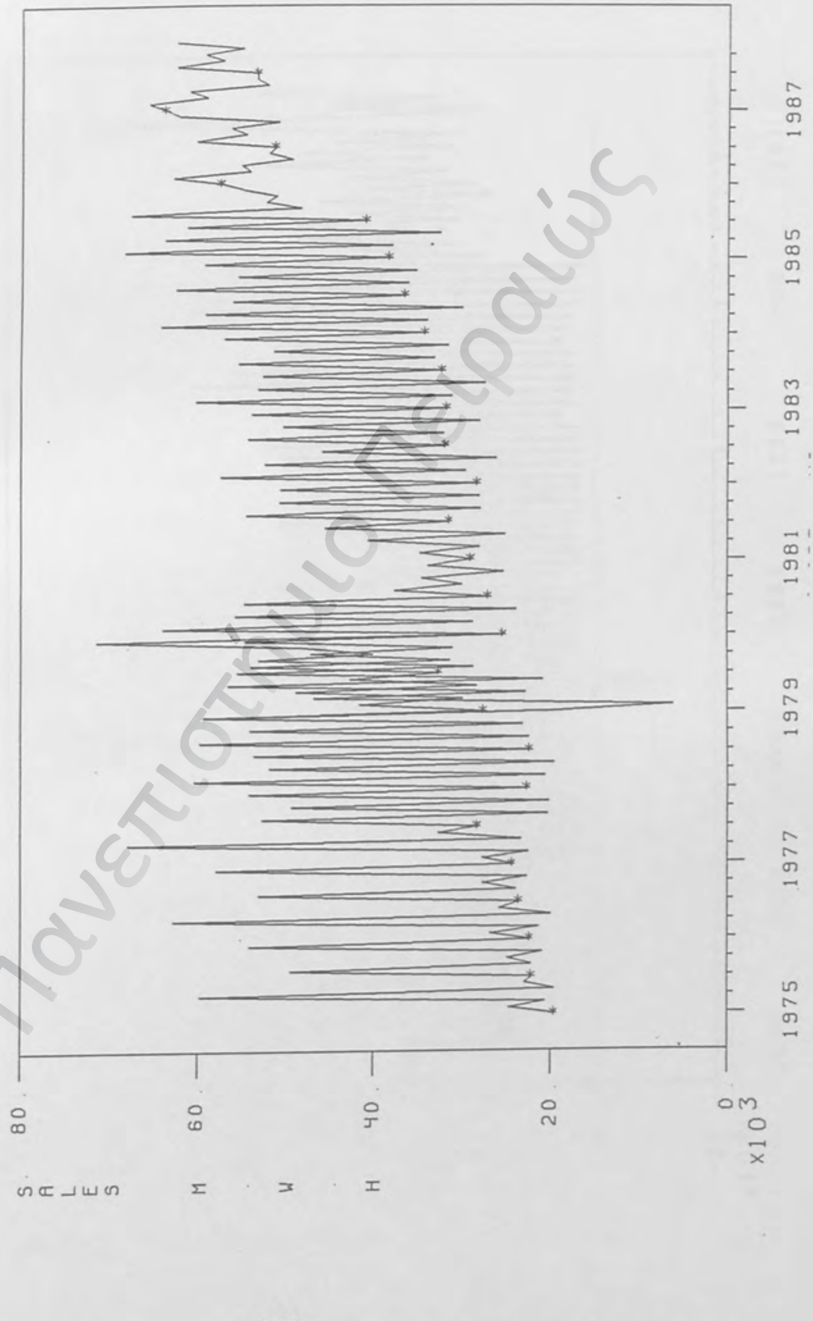
ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΑΒΣΠ
ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε



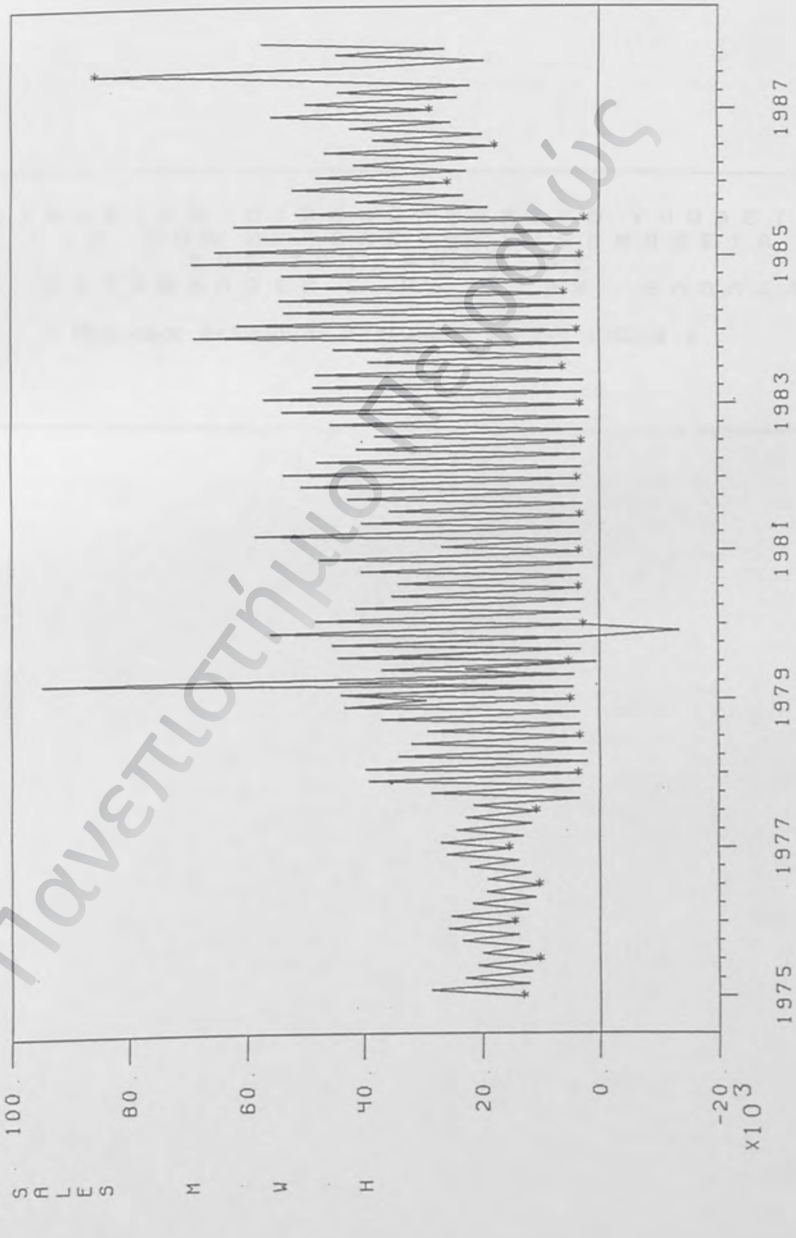
ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε



ΔΙΟΡΘΩΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε   ΑΒΣΠ
ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε



ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε



ΕΝΟΤΗΤΑ III.

ΕΝΑ ΔΥΝΑΜΙΚΟ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΓΙΑ ΤΗΝ ΠΡΟΒΛΕΨΗ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΗΣ ΤΡΙΜΗΝΙΑΙΑΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

(Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης 1975:1 1987:4)

Εισαγωγικά.

Στην Ενότητα III παρουσιάζουμε την εξειδίκευση και τις εκτιμήσεις ενός Δυναμικού Οικονομετρικού Συστήματος γιά την ερμηνεία της Τριμηνιαίας Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα. Πρόκειται γιά ένα κατ' εξοχήν δυναμικό Οικονομετρικό Σύστημα το οποίο εκτιμήθηκε με διάφορες μεθόδους εκτίμησης (OLS, SURE, ITER-SURE), σε διάφορα επίπεδα διαστρωματικής αθροιστικότητας[1] και με τριμηνιαία στοιχεία της περιόδου 1975:1 - 1987:4. Τα Στοιχεία αυτά έχουν προέλθει από διορθωμένα σε μηνιαίο επίπεδο με βάση την μεθοδολογία που παρουσιάσθηκε στην Ενότητα II.

Ειδικότερα η ενότητα αυτή αποτελείται από τα εξής μέρη:

Στο Μέρος 3.1. παρουσιάζεται επιλεκτική βιβλιογραφία γιά τις μεθόδους έρευνας της Κατανάλωσης Η/Ε. Η βιβλιογραφία είναι τόσο ελληνική, όσο και ξένη. Ιδιαίτερη έμφαση δίνεται στην ανάλυση μιάς έρευνας του UNIPEDE γιά την χρησιμότητα των μεθόδων ανάλυσης της Κατανάλωσης Η/Ε, από τα τμήματα Προγραμματισμού μιάς σειράς Εταιρειών Παροχής Η/Ε (Ιδιωτικές και Δημόσιες), 28 κρατών. Από την έρευνα αυτή προκείπτουν σημαντικά συμπεράσματα με κύρια διαπίστωση το μέτριο επίπεδο της χρησιμοποίησης Οικονομετρικής έρευνας στην ανάλυση και πρόβλεψη της Κατανάλωσης Η/Ε.

Στο Μέρος 3.2 παρουσιάζονται μιά σειρά από θεωρητικές εξειδικεύσεις δυναμικού χαρακτήρα στις οποίες βασίσθηκαν οι εκτιμήσεις του Τριμηνιαίου Οικονομετρικού Συστήματος, τόσο σ'επίπεδο απλής εξίσωσης, όσο και σ' επίπεδο αυτοτελούς συστήματος. Η επιλογή και ο τρόπος εκτίμησης των εκτιμηθέντων υποδειγμάτων έγινε με τέτοιο τρόπο ώστε να εξασφαλίζεται η Ταυτοποίηση[2] (Identification) θεωρητικής εξειδίκευσης και εκτιμηθέντος υποδείγματος.

Στο μέρος 3.3 παρουσιάζεται το εκτιμηθέν Τριμηνιαίο Δυναμικό Σύστημα γιά την ερμηνεία και πρόβλεψη της Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα. Η παρουσίαση του Συστήματος είναι συνοπτική μιά και η μεθοδολογία εκτίμησης είναι παρόμοια αυτής που ακολουθήθηκε στην εκτίμηση του Μηνιαίου Οικονομετρικού Συστήματος γιά την διόρθωση των στοιχείων της Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα. Με βάση μιά σειρά από κριτήρια προβλεπτικής ικανότητας γιά την περίοδο του δείγματος εκτίμησης γίνεται με βάση την μέθοδο εκτίμησης (OLS, SURE, ITER-SURE) η επιλογή του συστήματος εκείνου που θα χρησιμοποιηθεί γιά την ανάλυση και δυναμικές ή στοχαστικές προσομοιώσεις, της Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα.

*

---

[1].Οταν πλέον αναφερόμαστε σε διαστρωματική αθροιστικότητα (αποαθροιστικότητα), θα αναφερόμαστε σε χρήση Κατανάλωσης Η/Ε, δηλ. σε Οικιακή, Αγροτική, Εμπορική, Βιομηχανική, Φωτισμός Οδών, Ελξη και Δημόσιες Υπηρεσίες).

[2].Γκαμαλέτσος Θ., 1973., "Οικονομετρία", σελ. 322-327.

Στο Μέρος 3.4 γίνεται ανάλυση της δυναμικής της επίδρασης των εξω μεταβλητών του Τριμηνιαίου Συστήματος, στην διαχρονική διαμόρφωση της μεταβλητικότητας της Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα τόσο σε σύνολο όσο κα στις επιμέρους χρήσεις. Η ανάλυση αυτή συμπληρώνεται με την Δυναμική Προσομοίωση του Συστήματος της Κατανάλωσης Η/Ε με τα ανάλογα σχεδιαγράμ και τους αντίστοιχους Δείκτες Προβλεπτικής Ικανότητας.

Τέλος στην ενότητα αυτή έχουμε συμπεριλάβει μιά Γενική Ανασκόπηση μορφή τελικών Συμπερασμάτων γιά όλη την μελέτη.

3.1 Η ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΡΕΥΝΑ ΤΗΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε.

Η έρευνα της Κατανάλωσης Η/Ε σύμφωνα με την υπάρχουσα βιβλιογραφία φαίνεται να είναι σχετικά[1] σημαντική, τουλάχιστον όσον αφορά το μέγεθος και την ποικιλία των υποδειγμάτων που έχουν κατά καιρούς χρησιμοποιηθεί στην Διεθνή Βιβλιογραφία (Μία παρουσίαση αυτής της Βιβλιογραφίας δίδεται στην Ειδική Βιβλιογραφία 3 στο τέλος της μελέτης).

Στην Ελλάδα με βάση τη δημοσιευμένη βιβλιογραφία το επίπεδο της ανάλυσης της κατανάλωσης Η/Ε είναι σχετικά φτωχό. Ειδικώτερα μελέτες σ' υψηλά επίπεδα διαστρωματικής και διαχρονικής αθροιστικότητας (τριμηνιαία και μηνιαία) δεν υπάρχουν τη στιγμή αυτή στην Ελλάδα, με αποτέλεσμα σημαντική συμπερασματολογία για την ανάλυση και πρόβλεψη της συμπεριφοράς των Ελλήνων Καταναλωτών Η/Ε να μην αξιοποιείται.

Η σχετική Ελληνική Βιβλιογραφία δίδεται στις γραμμές που ακολουθούν. Πρέπει να αναφέρουμε ότι απλώς παραθέτουμε τη δημοσιευμένη Ελληνική Βιβλιογραφία, χωρίς σχετικά σχόλια.

1) Ν.Παντελάκη , για την περίοδο 1899 - 1950 . Η εργασία αυτή έχει ενδιαφέρον ιστορικό .....[1] .

2) Προγράμματα οικονομικής ανάπτυξης του Κ.Ε.Π.Ε. 1973 ..[2] ,1977 ..[3], ,1978.... ..[4] , 1981 - 1985 ...[5] , 1983 - 1987 ..[6] .

---

*

[1].Ν.Παντελάκη , " Η παραγωγή Ηλεκτρικής Ενέργειας στην Ελλάδα (1899 - 1950) . Από την ιδιωτική πρωτοβουλία στο μονοπώλιο " . 65η Συνάντηση των ερευνητών του Ιστορικού Αρχείου της Εθνικής τράπεζας της Ελλάδας , 15 - 5 - 1986 .

[2].Κ.Ε.Π.Ε. , " Πρόγραμμα Οικονομικής και Κοινωνικής Αναπτύξεως , 1976 - 1980 , περίοδος 1977 - 1980 " , προκαταρκτικά , Εθνικό Τυπογραφείο , Αθήνα 1977 .

[3] Κ.Ε.Π.Ε. , " Σχέδιο Προγράμματος Αναπτύξεως , 1976 - 1980 " , Κεφάλαιο για την ενέργεια , εσωτερική διανομή , Αθήνα 1977 .

[4] Κ.Ε.Π.Ε. , " Πρόγραμμα Οικονομικής και Κοινωνικής Αναπτύξεως " , Προκαταρκτικά , Σχέδιο 2 , Πολυγραφημένη έκδοση , Αθήνα 1978 .

[5] Κ.Ε.Π.Ε. , " Πρόγραμμα περιφερειακής ανάπτυξης 1981 - 1985 " , Αθήνα 1981 .

[6] Κ.Ε.Π.Ε. , " Πρόγραμμα Οικονομικής και Κοινωνικής Ανάπτυξης 1983 - 1987 " , Αθήνα 1983 .

3) Κ.Δελή , 1975 . Η εργασία αυτή αναφέρεται στην πρόβλεψη της ζήτησης Ηλεκτρικής Ενέργειας .....[6] .

4) Π.Ευθύμογλου , 1977 . Η μελέτη αυτή αναφέρεται στην ζήτηση ενέργειας από το βιομηχανικό τομέα . Γίνεται χρήση οικονομετρικών υποδειγμάτων .....[7] .

5) Εκθέσεις ενεργειακής πολιτικής του Εθνικού Συμβουλίου Ενεργείας , 1976 .....[8] , 1977 .....[9] .

6) Μ. Νικολινάκου , 1976 . Αποτελεί μια συλλογή εργασιών για το ενεργειακό πρόβλημα της Ελληνικής Οικονομίας .....[10].

7) Τεχνικό Επιμελητήριο Ελλάδας , 1987 . Πρακτική για το ενεργειακό πρόβλημα της Ελληνικής Οικονομίας .....[11].

8) Κ. Μητρόπουλου , 1978 . Η εργασία αυτή αναφέρεται στη ζήτηση ενέργειας για την περίοδο 1978 - 1982 ...[12]

9) Α. Σταυρόπουλου , 1980 .....[1] . Το βιβλίο αυτό δίνει μια εικόνα του ενεργειακού προβλήματος στον κόσμο και στην Ελλάδα .

---

[6] Κ. Δελής , " Πρόβλεψις της ζητήσεως Η.Ε. και επιλογή της συνολικής παραγωγικότητας " , Περιοδικό ΣΠΟΥΔΑΙ , τόμος ΚΕ΄ , τεύχ.1 , σελ.32-50 ,Πειραιάς.

[7] Prod.G.Efthymogloy , " Forecasts of Future energy requirements by the manufacturing sector of Greece " , ΣΠΟΥΔΑΙ , τόμ.ΚΖ΄ , τεύχ.1 , 1977 .

[8] Εθνικό Συμβούλιο Ενέργειας , " Εκθεση επί της ενεργειακής πολιτικής " , Αθήνα 1976 .

[9] Εθνικό Συμβούλιο Ενέργειας , " Εκθεση για την ενεργειακή πολιτική της Ελλάδος " Αθήνα 1977 .

[10] Μ. Νικολινάκου , " Ο Ενεργειακός τομέας της Ελληνικής Οικονομίας " Εκδ. Νέα Σύνορα , 1976 .

[11] Τ.Ε.Ε. , " Το Ενεργειακό πρόβλημα της Ελληνικής Οικονομίας σήμερα " Τεχνικά Χρονικά 3-4 , 5-6 , 1978 .

[12] Κ. Μητρόπουλου , " Η ζήτηση ενέργειας στην Ελληνική Οικονομία στην πενταετία 1978 - 1982 " Διπλωματική Εργασία στην έδρα της Βιομηχανικής Οργανώσεως του Ε.Μ.Π. , Αθήνα 1978 .

[1] Αλ. Σταυρόπουλος , " Το ενεργειακό πρόβλημα , το παρόν και το μέλλον " , εκδόσεις Καραμπερόπουλος , Πειραιάς 1980 .

10) Ε. Αργαλιά .....[2] . Δίνονται στατιστικά στοιχεία για το ενεργειακό ισοζύγιο στη χώρα μας .
11) Εθνικό Συμβούλιο Ενέργειας , ομάδα μελέτης τιμολόγησης ενέργειας , 1977 .....[3] .
12) Εθνικό Συμβούλιο Ενέργειας , υπολογισμός κόστους ηλεκτρικής ενέργειας .....[4] .
13) Π. Μηλιώτη - Ε. Αργαλιά , τιμολόγηση της ηλεκτρικής ενέργειας , 1978 .....[5] .
14) Εθνικό Συμβούλιο Ενέργειας , μελέτη για την υποκατάσταση ηλεκτρικής ενέργειας , 1980 .....[6] .
15) Κ. Ρήγα , περιγραφή οικονομετρικών ενεργειακών υποδειγμάτων , 1981 .....[7] .
16) Κ. Ρήγα , Εφαρμογή οικονομετρικών υποδειγμάτων , 1985 .....[8] .
17) Κ. Δελή , μελέτη σχετική με την τιμολογιακή πολιτική στον ηλεκτρισμό , 1987 .....[9] .
18) Ι. Σαμουηλίδη , μελέτη σχετική με την ανάλυση των ενεργειακών αναγκών 1982 ....[10] .

---

*

[1] Αλ. Σταυρόπουλος , " Το ενεργειακό πρόβλημα , το παρόν και το μέλλον " , εκδόσεις Καραμπερόπουλος , Πειραιάς 1980 .

[2] Ε. Αργαλιά " Το Ενεργειακό Ισοζύγιο της Ελλάδος " , Εθνικό Συμβούλιο Ενέργειας , 1978 .

[3] Εθνικό Συμβούλιο Ενέργειας , " Εκθεση ομάδος μελέτης τιμολογήσεως Ενέργειας " Ιανουάριος 1977 .

[4] Εθνικό Συμβούλιο Ενέργειας , " Υπολογισμός κόστους ηλεκτρικής ενέργειας από λιγνιτικό σταθμό Μεγαλουπόλεως και θερμικό σταθμό Μαζούτ " 14 Ιούλ. 1978 .

[5] Π. Μηλιώτη , Ε. Αργαλιά , " Η τιμολόγηση της Ηλεκτρικής Ενέργειας και των υγρών καυσίμων στην Ελλάδα " , Αθήνα , Σεπτέμβριος 1978 .

[6] Εθνικό Συμβούλιο Ενέργειας , " Μελέτη για την υποκατάσταση ηλεκτρικής ενέργειας με υγραέριο σε ορισμένες οικιακές χρήσεις " Φεβρ. 1980 .

[7] Κώστας Α. Ρήγας , " Οικονομετρικά Ενεργειακά υποδείγματα " , Πρακτικά 4ου Εθνικού Συνεδρίου Επιχειρησιακής Ερευνας , 24-26 Ιουνίου 1981 , ΣΠΟΥΔΑΙ , τόμος ΛΑ΄ , τεύχος 3 , Ιούλ - Σεπτ. 1981 .

[8] Κώστα Α. Ρήγα , " Η ζήτηση ενέργειας στην Ελλάδα.Εφαρμογές Οικονομετρικών Υποδειγμάτων " Δημερή συνάντηση με θέμα " Ερευνα και ανάπτυξη τεχνολογίας στην ενέργεια " , Υπ. Ερ. Τεχν. 1985 .

[9] Κ. Δελή , " Διάρθρωση κόστους και τιμολογιακή πολιτική στον τομέα του ηλεκτρισμού " ΙΟΒΕ , 1987 .

[10] Ι. Ε. Σαμουηλίδη , " Ανάλυση των ενεργειακών αναγκών της Ελληνικής Οικονομίας " , Κ.Ε.Π.Ε. Αθήνα , 1982 .

Οσον αφορά τη Διεθνή Βιβλιογραφία το ερευνητικό έργο είναι πλούσιο και πρωτότυπο. Αλλωστε η σημασία της ανάλυσης και πρόβλεψης Η/Ε έγινε αντιληπτή πριν αρκετά χρόνια διεθνώς, κάτι που πιστοποιείται τόσο από την ύπαρξη διαφόρων Ιδιωτικών Ινστιτούτων (EPRI)[1] που ασχολούνται ειδικά με την Κατανάλωση Η/Ε όσο και το ενδιαφέρον μεγάλων οργανισμών (UNIPEDE)[2]για το επίπεδο της έρευνας, όσον αφορά την ανάλυση και πρόβλεψη της Κατανάλωσης Η/Ε.

Με μία τέτοια έρευνα θα ασχοληθούμε σ' αυτή τη μελέτη αντί να καταφύγουμε σ' ένα μακρύ και ατελείωτο κατάλογο από μελέτες της κατανάλωσης Η/Ε, όπως γίνεται στις περισσότερες μελέτες. Θα αναλύσουμε μία έρευνα ,που έκανε η UNIPEDE μεταξύ των ερευνητικών τμημάτων Επιχειρήσεων Παροχής Η/Ε (Ιδιωτικών και Δημοσίων) 28 Κρατών μεταξύ των οποίων και η χώρα μας. Τα αποτελέσματα αυτής της έρευνας ,σίγουρα δεν ταυτίζονται με το ερευνητικό επίπεδο που υπάρχει σ' αυτές τις 28 χώρες,αλλά σίγουρα μας δίνουν τον εφαρμοσμένο χαρακτήρα αυτών των διαθεσίμων υποδειγμάτων ,που έχουν παρουσιασθεί κατά καιρούς στην Διεθνή Βιβλιογραφία. Είναι δε αυτό που μετράει στον καθορισμό της επιτυχίας ,της ένωσης της θεωρητικής και της Εφαρμοσμένης Οικονομετρίας.

Η έρευνα UNIPEDE χωρίζει τις μεθόδους ανάλυσης και πρόβλεψης σε τρεις μεγάλες κατηγορίες:

A. Autoprojective methods (Τεχνικές αυτοπροβολής)

1. Moving Average
2. Trend Extrapolation
3. Exponential Smoothing (Holt - Winters)
4. Stepwise Autoregression model
5. Decomposition methods (Census X-11 method)
6. ARIMA models (Box - Jenkins)
7. Markov Process
8. Other Autoprojective techniques.

B. Causal techniques (Τεχνικές Αιτιώτητας)

1. Regression techniques
2. Leading Indicators
3. Diffusion Index
4. Econometric Energy models
5. Medee model
6. Input - Output analysis (Leontief)
7. System Dynamics model (J.W. Forrester)
8. Transfer function model (Box - Jenkins)
9. Multiple time series model
10. Intervention analysis
11. Adaptive filtering (Kalman)
12. Other causal methods.

*
---

(1) EPRI : Electricity Production Instintute .
(2) UNIPEDE : Europian International Union of Producers and Distributors of Electric Energy .

Γ. Αλλες τεχνικές

1. Panel Census
2. Delphi methods
3. Historical Analogy
4. Market Research
5. Simulation models (Monte - Carlo techniques)
6. Successive Principle (Lichtenberg)
7. Logistic curve
8. Additional methods.

Οι χώρες που έλαβαν μέρος στην έρευνα αυτή ήταν .

1. Αυστρία (Austria - AUT)
2. Βέλγιο (Belgium - BEL)
3. Ομοσπ. Δημ. Γερμανίας (Fed. Rep. of Germany - BRD)
4. Ελβετία (Switzerland - CHE)
5. Χιλή (Chile - CHL)
6. Δανία (Denmark - DNK)
7. Αλγερία (Algeria - DZA)
8. Ισπανία (Spain - ESP)
9. Φιλλανδία (Finland - FIN)
10. Γαλλία (France - FRA)
11. Βρετανία (Great Britain - GBR)
12. Ελλάδα (Hellas - GRC)
13. Ουγγαρία (Hungary - HUN)
14. Ιρλανδία (Ireland - IRL)
15. Ισλανδία (Iseland - ISL)
16. Ισραήλ (Israel - ISR)
17. Ιταλία (Italy - ITA)
18. Ιαπωνία (Japan - JPN)
19. Μαρόκο (Marocco - MAR)
20. Ολλανδία (Netherland - NLD)
21. Νορβηγία (Norway - NOR)
22. Πολωνία (Poland - POL)
23. Πορτογαλία (Portugal - PRT)
24. Σαν Μαρίνο (San Marino - SMR)
25. Σουηδία (Sweden - SWE)
26. Τυνησία (Tunisia - TUN)
27. Τουρκία (Turkey - TUR)
28. Γιουγκοσλαβία (Yugoslavia - YUG)

Η έρευνα έγινε με ερωτηματολόγια και αφορούσε τις τεχνικές που χρησιμοποιούνται για ανάλυση και πρόβλεψη Η/Ε,οι απαντήσεις των οποίων κωδικοποιήθηκαν και με βάση μία απλή DATA BASE πινακοποιήθηκαν με βάση μία σειρά από κριτήρια.

Α). Σκοπός Εφαρμογής:
1. Βραχυχρόνιες Προβλέψεις.
2. Μεσοχρόνιες Προβλέψεις.
3. Μακροχρόνιες Προβλέψεις.
4. Διάσπαση Χρονολογικών Σειρών.
5. Ανάλυση Συσχετίσεων.
6. Εντοπισμός μη Κανονικής Συμπεριφοράς.
7. Απλές Στατιστικές Αναλύσεις.
8. Αλλοι Σκοποί.

Β). Τομείς Εφαρμογής:
1. Ενέργεια .
2. Ισχύς.
3. Αλλοι Τομείς.

Γ). Επίπεδο Εφαρμογής:
1. Σύνολο.
2. Καταναλωτές ή άλλες Κατηγορίες.
3. Κατά Κατηγορίες Περιοχές.

Δ). Στάδιο της Ερευνας:
1. Ηδη Περατωμένη.
2. Σ' Εξέλιξη.

Ε). Περίοδος Συλλογής Δεδομένων:
1. Ετος ή Μεγαλύτερη Περίοδος.
2. Μήνας.
3. Εβδομάδα.
4. Ημέρα.
5. Ωρα.
6. Πρώτα Λεπτά.

Ζ). Συχνότητα Υπολογισμών:
1. Ετήσιοι.
2. Τριμηνιαίοι.
3. Μηνιαίοι ή Εβδομαδιαίοι.
4. Ημερήσιοι ή μικρότερης συχνότητας.

Υπολογιστικές Μέθοδοι:
1. Μη Μηχανικές.
2. Μηχανικές Μέθοδοι Η/Ε.

Τύπος Λογισμικού:
1. Προγράμματα Γραμμένα από τις Επιχειρήσεις Η/Ε.
2. Προσαρμοσμένα Γενικά Προγράμματα.
3. Μη προσαρμοσμένα Γενικά Προγράμματα.

Επίπεδο Χρησιμότητας και Ερευνας:
1. Υψηλό.
2. Μέτριο.
3. Πολύ χαμηλό.

Γενική Χρησιμότητα:
1. Υψηλή.
2. Μέτρια.
3. Χαμηλή.

Μερικά από τα αποτελέσματα αυτής της έρευνας δίνονται στούς πίνακες που ακολουθούν , ενώ στον Πίνακα 3.1 δίνονται οι συντομογραφίες των τεχνικών που χρησιμοποιήθηκαν από τη συγκεκριμένη έρευνα .

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.1

ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΕΣ ΜΕΘΟΔΟΙ	ΣΥΝΤΟΜΟΓΡΑΦΙΕΣ
1. Moving Average	M.A.
2. Trend Extrapolation	T.E.
3. Exponential Smoothing	E.S.
4. Stepwise Autoregression Model	S.A.M.
5. Census X-11 Method	C.M.
6. ARIMA Model (Box-Jenkins)	B.J.
7. Markov Processes	M.P.
8. Other Autoprojective Techniques	O.A.T.
9. Regression Model	R.M.
10. Leading Indicator	L.I.
11. Diffusion Index	D.I.
12. Econometric Energy Models	E.E.M.
13. Medee Model	M.M.
14. Input - Output Model	I.O.M.
15. System Dynamics Model	S.D.M.
16. Transfer Function Model	T.F.M.
17. Multiple Time Series Model	M.T.S.
18. Intervention Analysis	I.A.
19. Adaptive Filtering	A.F.
20. Other Causal Method	O.C.M.
21. Panel Census	P.C.
22. Delphi Method	D.M.
23. Historical Analogy	H.A.
24. Market Research	M.R.
25. Simulation Models	S.M.
26. Succesive Principle	S.P.
27. Logistic Curve	L.C.
28. Additional Method	A.M.
TOTAL	TOTAL

Πηγή : Results of the questionnaire on forecasting and decomposing methods

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.2

Σκοπός εφαρμογής (Α3) :
1. Βραχυχρόνιες Προβλέψεις
2. Μεσοχρόνιες Προβλέψεις
3. Μακροχρόνιες Προβλέψεις
4. Διάσπαση της Χρονολογικής Σειράς
5. Ανάλυση Συσχετίσεων
6. Εντοπισμός μη Κανονικής Συμπεριφοράς .
7. Απλές Στατιστικές Ανάλυσης
8. Αλλοι Σκοποί

METHOD	A3-1	A3-2	A3-3	A3-4	A3-5	A3-6	A3-7	A3-8	SUM
1. M.A.	3	7	2	2	2	1	1	-	18
2. T.E.	3	11	15	5	5	1	2	-	42
3. E.S.	1	2	2	-	-	-	-	-	5
4. S.A.M.	-	-	-	-	-	-	-	-	-
5. C.M.	-	1	-	4	1	-	-	-	6
6. B.J.	5	6	-	2	2	1	-	-	16
7. M.P.	-	-	1	-	-	-	-	-	1
8. O.A.T.	2	5	7	-	1	-	1	-	16
9. R.M.	5	13	9	2	7	3	2	3	44
10. L.I.	-	-	-	-	-	-	-	-	-
11. D.I.	-	-	-	-	-	-	-	-	-
12. E.E.M.	1	3	8	-	1	1	1	1	16
13. M.M.	-	1	2	-	-	-	-	1	4
14. I.O.M.	-	-	-	-	-	-	-	-	-
15. S.D.M.	-	-	1	-	-	-	-	-	1
16. T.F.M.	3	2	1	-	1	-	1	-	8
17. M.T.S.	-	1	1	1	1	-	-	-	4
18. I.A.	1	2	1	1	1	1	-	-	7
19. A.F.	2	1	-	1	2	1	-	-	7
20. O.C.M.	-	-	-	-	-	-	-	-	-
21. P.C.	-	-	1	-	-	-	-	-	1
22. D.M.	-	-	-	-	-	-	-	-	-
23. H.A.	3	-	1	-	-	-	-	-	4
24. M.R.	2	2	7	1	2	1	1	1	17
25. S.M.	-	2	4	1	-	-	1	-	8
26. S.P.	-	-	-	-	-	-	-	-	-
27. L.C.	-	-	1	-	-	-	-	-	1
28. A.M.	3	5	3	-	1	1	2	2	17
TOTAL	34	64	67	20	27	11	12	8	243

Πηγή : Results of the questionnaire on forecasting and decomposing methods

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.3

Τομείς Εφαρμογής (Α4) :1. Ενέργεια
2. Ισχύς
3. Αλλοι Τομείς

METHOD	A4-1	A4-2	A4-3	SUM
1. M.A.	9	8	1	18
2. T.E.	14	28	2	36
3. E.S.	4	2	1	7
4. S.A.M.	–	–	–	–
5. C.M.	3	1	–	4
6. B.J.	7	6	–	13
7. M.P.	–	1	–	1
8. O.A.T.	5	7	–	12
9. R.M.	13	16	2	31
10. L.I.	–	–	–	–
11. D.I.	–	–	–	–
12. E.E.M.	9	3	1	13
13. M.M.	3	–	–	3
14. I.O.M.	–	–	–	–
15. S.D.M.	–	–	–	–
16. T.F.M.	4	2	–	6
17. M.T.S.	2	2	–	4
18. I.A.	3	2	–	5
19. A.F.	1	3	–	4
20. O.C.M.	–	–	–	–
21. P.C.	1	–	–	1
22. D.M.	–	–	–	–
23. H.A.	–	3	–	3
24. M.R.	5	5	–	10
25. S.M.	5	3	–	8
26. S.P.	–	–	–	–
27. L.C.	1	–	–	1
28. A.M.	4	5	–	9
TOTAL	93	89	7	189

Πηγή : Results of the questionnaire on forecasting and decomposing methods

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.4

Αποτελέσματα αναφερόμενα (Α5) :

1. Στο Σύνολο (όχι τομεακά)
2. Στους καταναλωτές ή άλλες κατηγορίες .
3. Σε Γεωγραφικές Περιοχές .

METHOD	A5-1	A5-2	A5-3	SUM
1. M.A.	7	4	5	16
2. T.E.	19	8	6	33
3. E.S.	4	1	–	5
4. S.A.M.	–	–	–	–
5. C.M.	4	–	–	4
6. B.J.	9	–	4	13
7. M.P.	1	–	–	1
8. O.A.T.	6	4	3	13
9. R.M.	19	12	2	33
10. L.I.	–	–	–	–
11. D.I.	–	–	–	–
12. E.E.M.	4	8	–	12
13. M.M.	–	3	–	3
14. I.O.M.	–	–	–	–
15. S.D.M.	1	–	–	1
16. T.F.M.	5	1	1	7
17. M.T.S.	2	–	1	3
18. I.A.	4	–	2	6
19. A.F.	2	–	3	5
20. O.C.M.	–	–	–	–
21. P.C.	–	1	–	1
22. D.M.	–	–	–	–
23. H.A.	3	–	1	4
24. M.R.	4	5	1	18
25. S.M.	3	4	–	7
26. S.P.	–	–	–	–
27. L.C.	1	–	–	1
28. A.M.	4	2	3	9
TOTAL	102	53	32	187

Πηγή : Results of the questionnaire on forecasting and decomposing methods

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.5

Στάδιο της Ερευνας (Α2) :
1.Ηδη Περατωμένη
2.Σε εξέλιξη

METHOD	A2-1	A2-2	SUM
1. M.A.	10	2	12
2. T.E.	23	3	26
3. E.S.	4	1	5
4. S.A.M.	-	-	-
5. C.M.	4	-	4
6. B.J.	6	5	11
7. M.P.	1	-	1
8. O.A.T.	7	2	12
9. R.M.	19	8	27
10. L.I.	-	-	-
11. D.I.	-	-	-
12. E.E.M.	8	-	8
13. M.M.	2	1	3
14. I.O.M.	-	-	-
15. S.D.M.	1	-	1
16. T.F.M.	1	4	5
17. M.T.S.	2	-	2
18. I.A.	1	3	4
19. A.F.	1	2	3
20. O.C.M.	-	-	-
21. P.C.	1	-	1
22. D.M.	-	-	-
23. H.A.	3	-	3
24. M.R.	7	-	7
25. S.M.	7	1	8
26. S.P.	-	-	-
27. L.C.	1	-	1
28. A.M.	7	1	8
TOTAL	116	33	149

Πηγή : Results of the questionnaire on forecasting and decomposing methods

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.6

Περίοδος Συλλογής Δεδομένων (D3) :
1.Ετος ή μεγαλύτερη περίοδος
2.Μήνας
3.Εβδομάδα
4.Ημέρα
5.Ωρα
6.Πρώτα Λεπτά

METHOD	D3-1	D3-2	D3-3	D3-4	D3-5	D3-6	SUM
1. M.A.	3	1	–	3	4	1	12
2. T.E.	11	7	1	1	3	3	26
3. E.S.	1	1	–	1	2	–	
4. S.A.M.	–	–	–	–	–	–	–
5. C.M.	–	3	–	1	–	–	4
6. B.J.	–	5	1	1	4	–	11
7. M.P.	–	–	–	–	1	–	1
8. O.A.T.	2	1	–	2	1	3	9
9. R.M.	8	7	1	3	5	2	26
10. L.I.	–	–	–	–	–	–	–
11. D.I.	–	–	–	–	–	–	–
12. E.E.M.	6	2	–	–	1	–	9
13. M.M.	2	–	–	–	–	–	2
14. I.O.M.	–	–	–	–	–	–	–
15. S.D.M.	–	1	–	–	–	–	1
16. T.F.M.	1	2	–	–	2	–	5
17. M.T.S.	–	1	–	1	–	–	2
18. I.A.	1	2	–	–	1	–	4
19. A.F.	–	1	–	–	2	–	3
20. O.C.M.	–	–	–	–	–	–	–
21. P.C.	1	–	–	–	–	–	1
22. D.M.	–	–	–	–	–	–	–
23. H.A.	–	–	–	2	–	1	3
24. M.R.	3	2	1	–	–	1	7
25. S.M.	3	1	2	1	–	–	7
26. S.P.	–	–	–	–	–	–	–
27. L.C.	1	–	–	–	–	–	1
28. A.M.	3	3	–	1	–	1	8
TOTAL	46	40	6	17	26	12	147

Πηγή : Results of the questionnaire on forecasting and decomposing methods

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.7

Συχνότητα Υπολογισμών (C2) : 1.Ετήσιοι ή και λιγότερο συχνοί
2.Τριμηνιαία
3.Μηνιαία ή Εβδομαδιαία
4.Ημερήσιοι ή και μεγαλύτερης συχνότητας

METHOD	C2-1	C2-2	C2-3	C2-4	SUM
1. M.A.	6	1	1	3	11
2. T.E.	15	3	3	4	25
3. E.S.	2	-	2	1	5
4. S.A.M.	-	-	-	-	-
5. C.M.	2	-	2	-	4
6. B.J.	3	2	-	4	9
7. M.P.	1	-	-	-	1
8. O.A.T.	4	3	2	-	9
9. R.M.	18	4	1	5	28
10. L.I.	-	-	-	-	-
11. D.I.	-	-	-	-	-
12. E.E.M.	8	1	2	-	11
13. M.M.	2	-	-	-	2
14. I.O.M.	-	-	-	-	-
15. S.D.M.	-	1	-	-	1
16. T.F.M.	2	-	1	2	5
17. M.T.S.	2	-	-	-	2
18. I.A.	2	-	-	1	3
19. A.F.	-	-	-	2	2
20. O.C.M.	-	-	-	-	-
21. P.C.	1	-	-	-	1
22. D.M.	-	-	-	-	-
23. H.A.	-	1	-	2	3
24. M.R.	6	2	1	-	9
25. S.M.	3	3	1	-	7
26. S.P.	-	-	-	-	-
27. L.C.	1	-	-	-	1
28. A.M.	5	1	1	3	10
TOTAL	83	22	17	27	149

Πηγή : Results of the questionnaire on forecasting and decomposing methods

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.8

Υπολογιστικές Μέθοδοι (C3) :
1. Μη Μηχανικές .
2. Μηχανικές Μέθοδοι (Η/Υ)

METHOD	C3-1	C3-2	SUM
1. M.A.	1	11	12
2. T.E.	5	24	29
3. E.S.	–	5	5
4. S.A.M.	–	–	–
5. C.M.	–	4	4
6. B.J.	–	11	11
7. M.P.	–	1	1
8. O.A.T.	3	7	10
9. R.M.	8	23	31
10. L.I.	–	–	–
11. D.I.	–	–	–
12. E.E.M.	4	7	11
13. M.M.	–	3	3
14. I.O.M.	–	–	–
15. S.D.M.	–	1	1
16. T.F.M.	–	5	5
17. M.T.S.	1	2	3
18. I.A.	–	4	4
19. A.F.	–	3	3
20. O.C.M.	–	–	–
21. P.C.	1	1	2
22. D.M.	–	–	–
23. H.A.	2	2	4
24. M.R.	5	6	11
25. S.M.	2	6	8
26. S.P.	–	–	–
27. L.C.	–	1	1
28. A.M.	3	7	10
TOTAL	35	134	169

Πηγή : Results of the questionnaire on forecasting and decomposing methods

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.9

Τύπος Λογισμικού (C6) :
1. Προγράμματα γραμμένα από Επιχειρήσεις
2. Προσαρμοσμένα Γενικά Προγράμματα
3. Μη Προσαρμοσμένα Γενικά Προγράμματα .

METHOD	C6-1	C6-2	C6-3	SUM
1. M.A.	8	–	3	11
2. T.E.	16	3	6	25
3. E.S.	3	2	–	5
4. S.A.M.	–	–	–	–
5. C.M.	2	–	2	4
6. B.J.	10	–	1	11
7. M.P.	1	–	–	1
8. O.A.T.	7	–	–	7
9. R.M.	16	3	5	24
10. L.I.	–	–	–	–
11. D.I.	–	–	–	–
12. E.E.M.	4	2	1	7
13. M.M.	–	2	1	3
14. I.O.M.	–	–	–	–
15. S.D.M.	1	–	–	1
16. T.F.M.	4	–	1	5
17. M.T.S.	2	–	–	2
18. I.A.	3	–	1	4
19. A.F.	3	–	–	3
20. O.C.M.	–	–	–	–
21. P.C.	1	–	–	1
22. D.M.	–	–	–	–
23. H.A.	1	1	–	2
24. M.R.	4	2	–	6
25. S.M.	6	–	–	6
26. S.P.	–	–	–	–
27. L.C.	1	–	–	1
28. A.M.	4	1	2	7
TOTAL	77	16	23	136

Πηγή : Results of the questionnaire on forecasting and decomposing methods

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.10

Επίπεδο Χρησιμότητας της Ερευνας (U1) :
1. Υψηλό
2. Μέτριο
3. Πολύ Χαμηλό

METHOD	U1-1	U1-2	U1-3	SUM
1. M.A.	4	7	–	11
2. T.E.	11	14	–	25
3. E.S.	2	3	–	5
4. S.A.M.	–	–	–	–
5. C.M.	2	2	–	4
6. B.J.	3	4	2	9
7. M.P.	1	–	–	1
8. O.A.T.	4	5	–	9
9. R.M.	13	10	3	26
10. L.I.	–	–	–	–
11. D.I.	–	–	–	–
12. E.E.M.	4	3	1	8
13. M.M.	2	–	–	2
14. I.O.M.	–	–	–	–
15. S.D.M.	–	1	–	1
16. T.F.M.	2	1	1	4
17. M.T.S.	1	1	–	2
18. I.A.	–	1	1	2
19. A.F.	1	–	–	1
20. O.C.M.	–	–	–	–
21. P.C.	–	1	–	1
22. D.M.	–	–	–	–
23. H.A.	1	2	–	3
24. M.R.	2	4	1	7
25. S.M.	3	3	1	7
26. S.P.	–	–	–	–
27. L.C.	–	–	1	1
28. A.M.	2	5	–	7
TOTAL	58	67	11	136

Πηγή : Results of the questionnaire on forecasting and decomposing metho

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.11

Γενική Χρησιμότητα (U2):
1. Υψηλή
2. Μέτρια
3. Χαμηλή

METHOD	U2-1	U2-2	U2-3	SUM
1. M.A.	6	4	–	10
2. T.E.	9	13	1	23
3. E.S.	2	2	–	4
4. S.A.M.	–	–	–	–
5. C.M.	3	–	1	4
6. B.J.	7	1	1	9
7. M.P.	1	–	–	1
8. O.A.T.	4	3	–	7
9. R.M.	8	7	3	18
10. L.I.	–	–	–	–
11. D.I.	–	–	–	–
12. E.E.M.	3	1	1	5
13. M.M.	1	–	–	1
14. I.O.M.	–	–	–	–
15. S.D.M.	–	1	–	1
16. T.F.M.	2	–	1	3
17. M.T.S.	1	1	–	2
18. I.A.	1	–	–	1
19. A.F.	1	–	–	1
20. O.C.M.	–	–	–	–
21. P.C.	–	1	–	1
22. D.M.	–	–	–	–
23. H.A.	1	1	–	2
24. M.R.	1	3	1	5
25. S.M.	1	5	–	6
26. S.P.	–	–	–	–
27. L.C.	–	1	–	1
28. A.M.	3	2	–	5
TOTAL	55	46	9	110

Πηγή : Results of the questionnaire on forecasting and decomposing methods

Από την αξιολόγηση μερικών μόνο στοιχείων της έρευνας αυτής μπορούν να προκύψουν σημαντικά αποτελέσματα τόσο για την υπάρχουσα κατάσταση,οσο και την προδιαγραφόμενη στο εγγύς μέλλον:

Οσον αφορά τις υπάρχουσες έρευνες (Περατωμένες ή Σ' Εξέλιξη) έχουμε να παρατηρήσουμε:

- Το 47% είναι τεχνικές Αυτοπροβολής.
- Το 35% // // Αιτιώτητας.
- Το υπόλοιπο 18% είναι διάφορες άλλες τεχνικές.

Τα αντίστοιχα ποσοστά για τις ήδη περατωμένες έρευνες είναι 47%,26%, και 27% αντιστοίχως. Εχουμε μία τάση αύξησης της συχνότητας των αιτιωδών τεχνικών σε σχέση με τις τεχνικές Αυτοπροβολής. Αλλωστε υπάρχει μία τάση για τη χρησιμοποίηση των άλλων τεχνικών και ειδικότερα των SIMULATION MODELS που αντιστοιχούν στο 32% των τεχνικών της κατηγορίας αυτής.

Οσον αφορά το σκοπό εφαρμογής, έχουμε να παρατηρήσουμε τα εξής:

- Το 14% των ερευνών αναφέρεται σε βραχυχρόνιες προβλέψεις:
- Το 26% // // // // μεσοχρόνιες // :
- Το 27% // // // // μακροχρόνιες // :

ενώ το υπόλοιπο 33% των ερευνών αναφέρεται στις άλλες περιπτώσεις του πίνακα 3.2.

Οσον αφορά τους τομείς εφαρμογής των ερευνών έχουμε να παρατηρήσουμε τα εξής:

- Το 49% των ερευνών αναφέρεται στην ενέργεια.
- Το 47% // // // // ισχύ.
- και το 4% // // σε άλλους τομείς.

Οσον αφορά το διαστρωματικό χαρακτήρα των ερευνών έχουμε να παρατηρήσουμε τα εξής:

- Το 54% των ερευνών αφορούν τη Συνολική Κατανάλωση Η/Ε.
- Το 28% // // αναφέρεται στην κατανάλωση Η/Ε κατά χρήσεις.
- Το υπόλοιπο 18% των ερευνών επεκτείνεται σε γεωγραφικές περιοχές.

Η περίοδος επιλογής των δεδομένων και κατ' επέκταση των δυνατοτήτων που παρέχονται στους ερευνητές από πλευράς χρονικής αθροιστικότητας είναι:

- Το 32% των στοιχείων επιλέγεται σε ετήσια βάση
- Το 27% των στοιχείων επιλέγεται σε μηνιαία βάση
- Το 4% των στοιχείων επιλέγεται σε εβδομαδιαία βάση, ενώ σχετικά μεγάλο ποσοστό των στοιχείων (περίπου 17%) σε ωριαία βάση.

Ενδιαφέροντα αποτελέσματα της έρευνας προκύπτουν από τη χρησιμοποίηση Η/Υ στη λήψη αποφάσεων: Από τα στοιχεία της έρευνας προκύπτει ότι:

το 21% των υπολογιστικών μεθόδων γίνεται χωρίς τη βοήθεια Η/Υ (ή άλλω μηχανικών μέσων),ενώ το υπόλοιπο 79% των υπολογισμών γίνεται με τη χρήση υπολογιστικών μηχανών.

Τα προγράμματα που χρησιμοποιούνται είναι:

- κατά 56% γραμμένα από την ίδια την Επιχείρηση.
- κατά 11% προγράμματα εμπορίου προσαρμοσμένα ειδικά για την επιχείρηση.
- κατά 33% προγράμματα του εμπορίου μη προσαρμοσμένα για τις ανάγκες της επιχείρησης.

Το επίπεδο αξιοποίησης των ερευνών είναι:

- 42% υψηλό
- 49% μέτριο.
- 9% πολύ χαμηλό.

Τέλος όσον αφορά τις χρησιμοποιούμενες τεχνικές έχουμε να παρατηρήσουμε εξής:

- 42% των ερευνών έχουν ως βάση τεχνικές αυτοπροβολής.
- 38% των ερευνών έχουν ως βάση αιτιώδεις σχέσεις και το υπόλοιπο 20% ερευνών έχουν ως βάση τις " άλλες τεχνικές ".

Ειδικότερα για την κατηγορία των τεχνικών αυτοπροβολής έχουμε να παρατηρήσουμε ότι:

- 40% είναι τεχνικές βασισμένες σε μακροχρόνια τάση:
- 17% // // // στους Κινητούς Μέσους.
- 17% // // // σε BOX- JENKINS τεχνικές.

Συνοψίζοντας τις παραπάνω προτάσεις θα μπορούσαμε να παρατηρήσουμε τα εξείς :

Γενικά δεν υπέρχει οργασμός στήν χρησιμοποίηση εμπειρικών τεχνικών τοσο στήν ανάλυση όσο και την προβλεψη της Κατανάλωσης Η/Ε.

Οι Τεχνικές τύπου Autoprojective Techniques υπερέχουν των αντιστοίχων τεχνικών που χρησιμοποιούν αιτιώδεις σχέσεις εξάρτησης , για ευνόητους λόγους (έλλειψη στοιχείων κλπ.)

Το χρησιμοποιούμενο Λογισμικό (Software) είναι γραμμένο ειδικα για κάποια συγκεκριμένη Επιχείρηση Παροχής Η/Ε , ενώ σε μικρή συχνότητα χρησιμοποιούνται προγράμματα που είναι δομημένα να εξυπηρετούν γενικότερες ανάγκες στην έρευνα Οικονομικών και Κοινωνικών φαινομένων .

3.2 ΔΥΝΑΜΙΚΑ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ[1].

Ο κορμός των οικονομικών υποδειγμάτων που χρησιμοποιήθηκαν για τη μοντελοποίηση της συμπεριφοράς των καταναλωτών Η/Ε είναι δύο βασικά υποδείγματα . Το Υπόδειγμα της Μερικής Προσαρμογής των Αποθεμάτων (Partial Adgustment Model) και το Υπόδειγμα των Αναπροσαρμοζομένων Προβλέψεων (Adaptive Expectations Model) . Τα δύο βασικά αυτά υποδείγματα για την περίπτωση της κατανάλωσης Η/Ε θα μπορούσαν να ονομασθούν ως Equilibrium Rate of Elactricity Consumption και Electricity Price Expectations Model αντιστοίχως .

Τέλος ένας δυναμικός συνδυασμός αυτών των εξειδικεύσεων , όπως θα δούμε και στις εκτιμήσεις που ακολουθούν , αποδείχθηκε ουσιαστικός στην ερμηνεία της διαχρονικής μεταβλητικότητας των περισσότερων μεταβλητών της κατανάλωσης Η/Ε σ' Εθνικό Επίπεδο .

Υπόδειγμα Μερικής Προσαρμογής (Partial Adjustment Model)

Με βάση το υπόδειγμα αυτό , αν C^*_t είναι η επιθυμητή , (αποφασισθείσα desired ή equilibrium rate of electricity consumption) , ποσότητα Ηλεκτρικής Ενέργειας , τότε :

$$C^*_t = \alpha + \beta X_t + u_t \qquad (3.\ .1)$$

με

$$C_t - C_{t-1} = \gamma(C^*_t - C_{t-1}) \ , \ 0 < \gamma < 1 \qquad (3.\ \ 2)$$

και

$$u_t \quad NID\ (0,\sigma^2_u) \qquad (3.2.3)$$

όπου : C^*_t :Επιθυμητή[2] Ποσότητα Η/Ε προς Κατανάλωση

C_t :Καταναλωθείσα Ποσότητα Η/Ε

X_t :Ανεξάρτητες μεταβλητές η μεταβλητικότητα των οποίων επηρεάζει την διαμόρφωση των τιμών της εξηρτημένης μεταβλητής .

*
---

[1]. Για τα υποδείγματα αυτά υπάρχει η σχετική βιβλιογραφία ως Ειδική βιβλιογραφία στο τέλος της Μελέτης . Πάντως με βάση την Ελληνική βιβλιογραφία μια λεπτομερής παρουσίαση γίνεται στο βιβλίο του καθηγητή Γκαμαλέτσου Θ. , 1973 , " Οικονομετρία " σελ. 248 - 252 .

[2] Η ερμηνεία της (3. 2) είναι : " Η πραγματική μεταβολή στην κατανάλωση Η/Ε θα είναι μέρος της επιθυμητής μεταβολής ($C_t - C_{t-1}$) , δηλαδή ($C_t - C_{t-1}$) = $\lambda(C^*_t - C_{t-1})$.

Για $\gamma = 1$, η (3. 2) γράφεται :

$$C_t - C_{t-1} = C^*_t - C_{t-1} \qquad (3.\ 4)$$

$$C_t = C^*_t \quad \text{(Πλήρης Προσαρμογή)}$$

Για $\gamma = 0$, η (3. 2) γράφεται :

$$\begin{aligned} C_t - C_{t-1} &= 0 \\ C_t &= C_{t-1} \end{aligned} \qquad (3.\ 5)$$

Από την αντικατάσταση της (3. 2) στην (3. 1) λαμβάνουμε :

$$C_t = (1-\gamma)C_{t-1} + \gamma\ \alpha + \beta\ \gamma\ X_t + \gamma\ u_t \qquad (3.\ 6)$$

Μετά από μια συνεχή επαναληπτική διαδικασία υποκατάστασης με χρονική υστέρηση της (3. 6) , λαμβάνουμε μια final form , ως εξής :

$$C_t = \alpha + \beta\ \gamma \sum_{j=0}^{\infty} (1-\gamma)^j\ X_{t-j} + \gamma \sum_{j=0}^{\infty} (1-\gamma)^j\ \varepsilon_{t-j} \qquad (3.\ 7)$$

Η (3. 7) στην Τελική της μορφή (final form) εισάγει μια δυναμική επίδραση μεταξύ της εξηρτημένης και της ανεξαρτήτου μεταβλητής . Η δυναμική αυτή επίδραση ακολουθεί μια γεωμετρικά φθίνουσα εξέλιξη μια και $0 <= \gamma < 1$.

Το Υπόδειγμα των Αναπροσαρμοζομένων Προβλέψεων (Adaptive Expectations Model) .

Με βάση την υπόθεση αυτή η καταναλωθείσα ποσότητα Ηλεκτρικής Ενέργειας C_t , εξαρτάται από το αναμενόμενο επίπεδο του εισοδήματος ή των τιμών (X^*_t , ή P^*_t αντιστοίχως) . Το υπόδειγμα μπορεί να εξειδικευθεί ως :

$$C_t = \alpha + \beta X^*_t + u_t \qquad (3.\ 8)$$

ή

$$C_t = \alpha' + \beta' P^*_t + u'_t \qquad (3.\ 9)$$

με

$$(X^*_t - X^*_{t-1}) = \lambda (X_t - X^*_{t-1}) \qquad (3.\ 10)$$

ή

$$(P^*_t - P^*_{t-1}) = \lambda' (P_t - P^*_{t-1}) \qquad (3.\ 11)$$

Αναλύοντας την (3. 8) με την (3. 10) , η ανηγμένη μορφή αυτού του "συστήματος εξισώσεων" ,είναι :

$$C_t = \alpha + \beta\ \lambda \sum_{j=0}^{oo} (1-\lambda)^j X_{t-j} + u_t - \lambda\ u_{t-1} \qquad (3.\ 12)$$

και για την αναμενόμενη τιμή , η αντίστοιχη εξίσωση είναι :

$$C_t = \alpha' + \beta' \lambda' \sum_{j=0}^{oo} (1-\lambda')^j P_{t-j} + u'_t - \lambda' u_{t-1} \qquad (3.\ 13)$$

Εάν συνδυαστούν οι μηχανισμοί (3. 10) και (3. 11) με βάση την εξειδίκευση :

$$C_t = \alpha + \beta\ X^*_t + \gamma\ P^*_t + u_t \qquad (3.\ 14)$$

$$X^*_t = \lambda X_t + \lambda^2 X_{t-1} + \dots = \lambda \sum_{j=0}^{oo} (1-\lambda)^j X_{t-j} \qquad (3.\ 15)$$

$$P^*_t = \lambda' P_t + \lambda'^2 P_{t-1} + \lambda'^3 P_{t-2} +.. = \lambda' \sum_{j=0}^{oo} (1-\lambda')^j P_{t-j} \qquad (3.2.16)$$

Αντικαθιστώντας τις (3. 15) και (3. 16) στην (3. 14) λαμβάνουμε :

$$C_t = \alpha + \beta \sum_{j=0}^{\infty} \lambda(1-\lambda)^j X^{*}_{t-j} + \gamma \sum_{j=0}^{\infty} \lambda'(1-\lambda')^j P_{t-j} + u_t \quad (3.\ 17)$$

και τέλος αν υποθέσουμε ότι έχουμε n αναμενόμενες μεταβλητές οι οποίες μπορούν να εξειδικευθούν με σχέσεις όπως οι (3. 10) και (3. 11) τότε έχουμε το γενικό σχήμα :

$$\boxed{C_t = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=0}^{\infty} \beta_i \lambda_i (1-\lambda_i)^j X_{i,t-j} + u_t} \quad (3.\ 18)$$

με $0 <= \lambda_i < 1$

$\sum_{j} \lambda_i (1-\lambda_i)^j = 1$ για $i = 1,2,\ldots n$.

Η εκτίμηση της (3. 18) αναλύεται με λεπτομέρεια για κάθε περίπτωση εφαρμογής της στην ερμηνεία της κατανάλωσης Η/Ε τόσο στο σύνολο όσο και στις επιμέρους υποκατηγορίες αυτής . Σε γενικές όμως γραμμές και σύμφωνα με τον Αλγόριθμο εκτίμησης που δημιουργήσαμε ειδικά για την Υπηρεσία Προγραμματισμού της ΔΕΗ , η μέθοδος εκτίμησης είναι :

Τελική Μορφή (Final Form) της (3. 18) με βάση την μέθοδο του κ.Klein

$$C_t = \alpha + \sum_{i=1}^{n} (\beta_i (1-\lambda^i)^j \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_i)^j X_{i,t-j} + \beta_i (1-\lambda_i) \sum_{j=t}^{\infty} (\lambda_i)^j X_{i,t-j}) + u_t$$

$$= \alpha + \sum_{i=1}^{n} \left[(\beta_i (1-\lambda^i)^j X_{i,t-j} + \left[\beta_i (1-\lambda_i) \sum_{j=t}^{\infty} (\lambda_i)^j X_{i,t-j}) \right] (\lambda_i)^t \right] + u_t$$

$$= \alpha + \sum_{i=1}^{n} (n_{o,i} (\lambda^t{}_i) + \beta_i (1-\lambda_i) Z_{i,t}) + u_t \quad (3.\ 19)$$

με $$\eta_{0,i} = \beta_i \, (1 - \lambda_i) \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda_i)^j \, X_{i,-j} \qquad (3.\ 20)$$

και $$Z_{i,t} = \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_i)^j \, X_{i,t-j} \qquad (3.\ 20)$$

Εκτιμήσεις της (3. 19) θα προέλθουν από την ελαχιστοποίηση της :

$$\min_{\beta_i,\eta_{0,i}} \sum_{t=1}^{T} \left(C_t - \alpha - \sum_{i=1}^{n} \left(\eta_{0,i} \, (\lambda^t_i) + \beta_i \, (1-\lambda_i) \, Z_{i,t} \right) \right)^2 \qquad (3.\ 21)$$

δοθέντων τιμών των λ_j , $j=1,2.....n$.

Ενώ ο γενικός αλγόριθμος για την ελαχιστοποίηση της (3. 21) , όπως παρουσιάζεται στην Ρουτίνα Koyck_N είναι :

Αλγόριθμος 3.2.Α

```
$0 <= \lambda_1 < 1$
    $0 <= \lambda_2 < 1$
        $0 <= \lambda_n < 1$
            $\min_{\beta_i,\eta_{0,i}} \sum_{t=1}^{T} ( C_t - \alpha - \sum_{i=1}^{n} ( \eta_{0,i} (\lambda^t_i) + \beta_i (1-\lambda_i) Z_{i,t} ) )^2$

Επιλέγουμε τις τιμές των $\lambda_j$ , $j=1...n$
εκεί όπου το RSS είναι ελάχιστο
```

Τέλος με βάση τον Αλγόριθμο που έχει δημιουργηθεί ειδικά για την ΔΕΗ , (Αλγόριθμος 3.2.Α) οι εκτιμήσεις μπορούν να γίνουν ακόμη πιο αποτελεσματικές αν εκτιμηθούν ταυτόχρονα ως ένα σύστημα εξισώσεων (Seemingly Unrelated Regression Model) .

Για την παρουσίαση της εκτίμησης θα χρησιμοποιήσουμε m εξισώσεις (3. 19) για την ερμηνεία της κατανάλωσης Ηλεκτρικής Ενέργειας :

$$C_{mt} = \alpha_m + \sum_{i=1}^{n} (\beta_{m,i}(1-\lambda_{m,i}) \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_{m,i})^j X_{i,t-j} +$$

$$+ \beta_{m,i}(1-\lambda_{m,i}) \sum_{j=t}^{\infty} (\lambda_{m,i})^j X_{i,t-j}) + u_{m,t} \qquad (3.\ 22)$$

$$= \alpha_m + \sum_{i=1}^{n} (n_{o,m,i} \ (\lambda_{m,i})^t + \beta_{m,i} \ (1-\lambda_{m,i}) \ Z_{m,i,t}) + u_{m,t} \qquad (3.\ 23)$$

με : m = 1,2,......,M (αριθμός εξισώσεων)
n = 1,2,......,N (αριθμός ανεξάρτητων μεταβλητών)

$$n_{o,m,i} = \beta_{m,i} \ (1-\lambda_{m,i}) \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda_{m,i})^j X_{i,t-j} \qquad (3.\ 24)$$

και

$$Z_{m,i,t} = \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_{m,i})^j X_{i,t-j} \qquad (3.\ 25)$$

Γράφοντας κάθε εξίσωση χωριστά υπό μορφή μητρών έχουμε :

<u>εξίσωση m=1</u>

$$C_1 = \alpha_1 + \begin{bmatrix} \lambda^t_{1,1} & \lambda^t_{1,2} & \cdots & \lambda^t_{1,n} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{o,1,1} \\ n_{o,1,2} \\ . \\ . \\ n_{o,1,n} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} Z_{1,1,t} & Z_{1,2,t} & \cdots & Z_{1,n,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{1,1} \ (1-\lambda_{1,1}) \\ \beta_{1,2} \ (1-\lambda_{1,2}) \\ \\ \beta_{1,N} \ (1-\lambda_{1,N}) \end{bmatrix} \qquad (3.\ 26)$$

$$= \alpha_1 + \cap_1 \pi_{o,1} + Z_1 b_1 + u_1 \qquad (3.\ 27)$$

$$= \begin{bmatrix} 1 & \cap_1 & Z_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \pi_{o,1} \\ b_1 \end{bmatrix} + u_1 \qquad (3.\ 28)$$

$$= \Psi_1 w_1 + u_1 \qquad (3.\ 29)$$

$$\text{με} \overset{(T\times N)}{\cap_1} = \begin{bmatrix} \lambda^t{}_{1,1} & \lambda^t{}_{1,2} \ldots\ldots & \lambda^t{}_{1,N} \end{bmatrix} \qquad (3.\ 30)$$

$$\text{με} \overset{(T\times N)}{Z_1} = \begin{bmatrix} Z_{1,1,t} & Z_{1,2,t}\ldots\ldots & Z_{1,N,t} \end{bmatrix} \qquad (3.\ 31)$$

ή

$$= \alpha_m + \sum_{i=1}^{n} \left[(\pi_{o,m,i}\ (\lambda_{m,i})^t + \sum_{i=1}^{n} \beta_{m,i}\ (1-\lambda_{m,i})\ Z_{m,i,t} \right]$$

$$= \alpha_m + \begin{bmatrix} \lambda^t{}_1 & \lambda^t{}_2 & \ldots & \lambda^t{}_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{o,1} \\ . \\ . \\ . \\ \pi_{o,M} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_{1,1,t} & Z_{1,2,t}\ldots\ldots & Z_{1,N,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1(1-\lambda_1) \\ \beta_2(1-\lambda_2) \\ \\ \beta_M(1-\lambda_M) \end{bmatrix}$$

και όλο το σύστημα για j=1,2...m

$$C_j = \Psi_j w_j + u_j \qquad j=1,2\ldots m \quad (3.\ 32)$$

ή

$$\begin{bmatrix} C_1 \\ C_2 \\ \\ C_m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Psi_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Psi_2 & 0 & 0 \\ & & . & \\ & & & . \\ 0 & 0 & 0 & \Psi_m \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \\ \\ w_m \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \\ u_m \end{bmatrix} \qquad (3.\ 33)$$

ή

$$C = \Psi w + u \qquad (3.\ 34)$$

με

$$E(u) = 0 \qquad (3.\ 35)$$

$$D(u) = E(\,u\,u'\,) = \Phi = \Sigma \otimes I_T \qquad (3.\ 36)$$

με

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1m} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2m} \\ & & & \\ \sigma_{m1} & \sigma_{m2} & \cdots & \sigma_{mm} \end{bmatrix} \qquad (3.\ 37)$$

Οι εκτιμήσεις Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων της (3. 34) με τις (3. 35) - (3. 37) , θα προέλθουν από την :

$$\text{Min } u^{-1}\,\Phi^{-1}\,u = (\,C - \Psi\,w\,)'\,(\,\Sigma \otimes I_T\,)^{-1}\,(\,C - \Psi\,w)$$

και είναι[1]

$$\hat{w} = (\,\Psi'(\,\Sigma \otimes I)^{-1}\,\Psi\,)^{-1}\,\Psi'(\,\Sigma \otimes I\,)^{-1}\,C$$

$$D(\hat{w}) = \left[\,\Psi'(\,\Sigma^{-1} \otimes I_T\,)\,\Psi\,\right]^{-1}$$

---

[1] Οι εκτιμήσεις αυτές συγκρινόμενες με αυτές των Ελαχίστων Τετραγώνων είναι περισσότερο αποτελεσματικές , μια και :

(Ελάχιστα Τετράγωνα) $\tilde{\omega} = (\,\Psi'\,\Psi\,)^{-1}\,\Psi' C = \left[(\Psi'\,\Phi^{-1}\,\Psi)^{-1}\,\Psi'\,\Phi^{-1} + A\right] C$

$$= \omega + \left[(\,\Psi'\,\Phi^{-1}\,\Psi)^{-1}\,\Psi'\,\Phi^{-1}\,u + A\,X\,w + A\,u\,\right]$$

με $A = (\Psi'\,\Psi)^{-1}\,\Psi' - (\Psi'\,\Phi^{-1}\,\Psi)^{-1}\,\Psi'\,\Phi^{-1}$.

$D(\tilde{w}) = (\Psi'\,\Phi^{-1}\,\Psi)^{-1} + A\,\Phi\,A'$ διότι $A\,\Psi = 0$, και $\Psi'\,A' = 0$

και $D(\tilde{w}) - D(\hat{w}) = A\,\Phi\,A'$ (positive semidefinite).

Με βάση τις παραπάνω εκτιμήσεις ο Αλγόριθμος 3.2.Β είναι :

Αλγόριθμος 3.2.Β

$$\begin{array}{ccc} \lambda_{1,1} & \lambda_{1,2} \; \cdots & \lambda_{1,m} \\ \lambda_{2,1} & \lambda_{2,2} \; \cdots & \lambda_{2,m} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \lambda_{m,1} & \lambda_{m,2} \; \cdots & \lambda_{m,m} \end{array}$$

$$\min_{w} \; u'\Phi^{-1} u = \min \; (C - \Psi w)' \; (\Sigma \otimes I_T)^{-1} \; (C - \Psi w)$$

Επιλογή εκείνου του συνδυασμού των εκτιμήσεων όπου το Συνολικό RSS: $TRSS = \sum_{j=1}^{m} RSS(j)$ είναι ελάχιστο

3.3 ΕΝΑ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΡΕΥΝΑ ΚΑΙ ΠΡΟΒΛΕΨΗ ΤΗΣ ΤΡΙΜΗΝΙΑΙΑΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ .

Χρησιμοποιώντας τριμηνιαία στοιχεία της περιόδου 1975:1 - 1987:4 εκτιμήσαμε ένα τριμηνιαίας βάσης Οικονομετρικό Σύστημα για την Κατανάλωση Η/Ε στην Ελλάδα . Οι θεωρητικές εξειδικεύσεις είναι παρόμοιες μ'αυτές του μέρους 3.2 , και οι μέθοδοι εκτίμησης προσαρμόσθηκαν στις ανηγμένες μορφές που τελικά καταλήγουμε από την εφαρμογή των εξειδικεύσεων του μέρους 3.2 για την ερμηνεία της διαχρονικής μεταβλητικότητας της Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα .

Το Σύστημα αποτελείται από 26 εξισώσεις εκ των οποίων οι 6 είναι εξισώσεις συμπεριφοράς , οι 2 είναι ταυτότητες και οι υπόλοιπες 18 είναι εξισώσεις μετασχηματισμού που προκύπτουν από την ανηγμένη ή Final Form της κάθε εξίσωσης από την εφαρμογή δυναμικών αιτιωδών επιδράσεων (όπως αυτές του μέρους 3.2) , στην τελική διαμόρφωση της μεταβλητικότητας των εξηρτημένων μεταβλητών .

Οι εξηρτημένες μεταβλητές είναι :

$QEOIK_t$ = Τριμηνιαία Κατανάλωση Η/Ε στον Οικιακό Τομέα (χιλ.KWH)
$QEAGR_t$ = Τριμηνιαία Κατανάλωση Η/Ε στον Αγροτικό Τομέα (χιλ.KWH)
$QEEMP_t$ = Τριμηνιαία Κατανάλωση Η/Ε στον Εμπορικό Τομέα (χιλ.KWH)
$QEBIOM_t$ = Τριμηνιαία Κατανάλωση Η/Ε στην Βιομηχανία (χιλ.KWH)
$QEDY_t$ = Τριμηνιαία Κατανάλωση Η/Ε στον Δημόσιο Τομέα (χιλ.KWH)
$QEREST_t$ = Λοιπή Κατανάλωση Η/Ε [Φωτισμός Οδών και Ελξη] (χιλ.KWH)
$QETOT_t$ = Συνολική Κατανάλωση Η/Ε στην Ελλάδα (χιλ.KWH)

Μετά από την συνεχή εκτίμηση και επανεκτίμηση εναλλακτικών στατικών ή δυναμικών εξειδικεύσεων σε σχέση με διάφορες ερμηνευτικές μεταβλητές οι τελικές επιλεγείσες είναι :

1)$QGNIC_t$ = Τριμηνιαίο Ακαθάριστο Εθνικό Εισόδημα σε εκ. δρχ. σε τιμές 1970 .
2)$QVAGRC_t$ = Τριμηνιαίο Ακαθάριστο Προϊόν στον Αγροτικό Τομέα (Γεωργία , Δάση και Αλιεία) εκ. δρχ. σε τιμές 1970 .
3)$QPRI70_t$ = Τριμηνιαίος Δείκτης Βιομηχανικής Παραγωγής (Κλάδοι 20 - 39 , 1970 = 100) .
4)$QATMAX_t$ = Απόλυτη Μέγιστη Θερμοκρασία του Αέρα σε βαθμούς Κελσίου .
5)$QATAV_t$ = Μέση Θερμοκρασία του Αέρα σε βαθμούς Κελσίου .
6)QPOIL = Δείκτης Μέσης Αξίας Εισαγωγών της Κατηγορίας ΤΤΔΕ 3 με έτος βάσης 1982 = 100 .
7)QRPOIL = Σχετική Τιμή της Μέσης Αξίας Εισαγωγών της Κατηγορίας ΤΤΔΕ 3 , με 1982 = 100 .
8)$RPEOIK_t$ = Τριμηνιαία Σχετική Τιμή της Κατανάλωσης Η/Ε στον Οικιακό Τομέα (1980 = 100) .
9)$RPEAGR_t$ = Τριμηνιαία Σχετική Τιμή της Κατανάλωσης Η/Ε στον Αγροτικό Τομέα (1980 = 100) .
10)$RPEEMP_t$ = Τριμηνιαία Σχετική Τιμή της Κατανάλωσης Η/Ε στον Εμπορικό Τομέα .
11)$RPEBIOM_t$ = Τριμηνιαία Σχετική Τιμή της Κατανάλωσης Η/Ε στην Βιομηχανία .

12) $RPEDY_t$ = Τριμηνιαία Σχετική Τιμή της Κατανάλωσης Η/Ε στον Δημόσιο Τομέα .
13) QCPI = Τριμηνιαίος Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (1928 = 100) .

Ολες οι εκτιμηθείσες εξισώσεις του Συστήματος συνοδεύονται με μία σειρά από Εποχικές ψευδομεταβλητές της μορφής :

Προσθετική Εποχική Συνιστώσα

$$q_{jt} = \begin{cases} 1 \text{ για το j τρίμηνο} \\ 0 \text{ για τα άλλα τρίμηνα} \end{cases}$$

$$j = 1,2,3,4$$

Πολλαπλασιαστικές Εποχικές Συνιστώσες

$$q_{jt}TR_t = \begin{cases} 1\ TR_t \text{ για το j τρίμηνο} \\ 0 \text{ για τα άλλα τρίμηνα} \end{cases}$$

$$q_{jt}TR^2_t = \begin{cases} 1\ TR^2_t \text{ για το j τρίμηνο} \\ 0 \text{ για τα άλλα τρίμηνα} \end{cases}$$

$$q_{jt}TR^3_t = \begin{cases} 1\ TR^3_t \text{ για το j τρίμηνο} \\ 0 \text{ για τα άλλα τρίμηνα} \end{cases}$$

Η Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης καθορίσθηκε στα έτη 1976:1 - 1987:4 Παραλείψαμε το έτος 1975 για λόγους καθαρά μεθοδολογίας εκτίμησης . Ειδικότερα χρησιμοποιήθηκε το τέταρτο ή και το τρίτο τρίμηνο των ερμηνευτικών μεταβλητών στον καθορισμό των μετασχηματισμένων μεταβλητών που προκύπτουν στην Τελική Μορφή των εξισώσεων από την εφαρμογή της μεθοδολογίας του Καθ.R.Klein για να παρακάμψουμε το πρόβλημα του "truncation remeinder".

Οι μεθοδολογίες εκτίμησης των παραμέτρων του Συστήματος είναι:

- Μη Γραμμικά Ελάχιστα Τετράγωνα .
- Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα .
- Επαναληπτικά Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα .

Οι εκτιμήσεις του Συστήματος παρουσιάζονται στα μέρη 3.3.1 , 3.3.2 και 3.3.3 , για τις παραπάνω μεθόδους εκτίμησης αντιστοίχως .

3.3.1 ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΟ ΣΥΣΤΗΜΑ ΤΗΣ ΤΡΙΜΗΝΙΑΙΑΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ Η/Ε ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

ΣΥΣΤΗΜΑ MODEL1

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΑΠΟ ΤΑ ΝΟΙΚΟΚΥΡΙΑ .

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης : Μη Γραμμικά Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEOIK_t = \underset{[11.5]}{1425604} + \sum_{j=o}^{oo} \beta\,(1-\lambda)\lambda^j * QGNIC_{t-j} + \sum_{j=o}^{oo} \gamma\,(1-\kappa)\kappa^j * RPEOIK_{t-j} -$$

$$- \underset{[2.2]}{6794.7} * QATMAX_t - \underset{[3.3]}{29.53} * QPOIL_{t-1} - \underset{[2.9]}{131072.0} * Q_{1t} +$$

$$+ \underset{[20.4]}{37441.5} * Q_{3t} * TR_t + \underset{[5.0]}{779.04} * Q_{1t} * TR^2_t + \underset{[5.4]}{762.2} * Q_{2t} * TR^2_t +$$

$$+ 1276.8 * Q_{4t} * TR^2_t - \underset{[3.1]}{9.20} * Q_{1t} * TR^3_t - \underset{[2.9]}{7.44} * Q_{2t} * TR^3_t -$$

$$- \underset{[5.5]}{16.59} * Q_{4t} * TR^3_t \qquad (3.38)$$

$$\lambda = .9\ , \beta(1-\lambda) = \underset{[2.56]}{175.2} \qquad \beta=1752.7$$

$$\kappa = .1, \gamma(1-\kappa) = \underset{[3.68]}{-280256.9}\ , \ \gamma=-311396.5$$

```
FROM     1976: 1 UNTIL     1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS  -   48      SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS     48      DEGREES OF FREEDOM      35
R**2              .99427067     RBAR**2          .99230633
SSR           .60457149E+11     SEE           41561.366
DURBIN-WATSON  2.11788979
Q(  18)=  23.1094          SIGNIFICANCE LEVEL  .186422
```

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΟΝ ΑΓΡΟΤΙΚΟ ΤΟΜΕΑ.

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης : Μη Γραμμικά Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEAGR_t = \underset{[2.3]}{-106181.0} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta\,(1-\lambda)\lambda^j * QVAGRC_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma\,(1-\kappa)\kappa^j\, REPAGR_{t-j} +$$

$$+ \underset{[3.9]}{5618.2} * QATMAX_t + \underset{[4.06]}{16261.2} * Q_{1t} * TR_t + \underset{[4.7]}{2320.3} * Q_{4t} * TR_t -$$

$$- \underset{[2.7]}{567.16} * Q_{1t} * TR^2_t + \underset{[3.5]}{28.13} * Q_{2t} * TR^2_t + \underset{[6.8]}{10.17} * Q_{1t} * TR^3_t \quad (3.13)$$

$$\lambda = .9 \;,\; \beta(1-\lambda) = \underset{[1.74]}{880.28} \qquad (3.39)$$

$$\kappa = .9 \;,\; \gamma(1-\kappa) = \underset{[\;2.25\;]}{-5546.82}$$

```
FROM       1976: 1 UNTIL      1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS       48      SKIPPED/MISSING            0
USABLE OBSERVATIONS      48      DEGREES OF FREEDOM        39
R**2               .97857965     RBAR**2             .97418573
SSR           .25374697E+11      SEE             25507.514
DURBIN-WATSON    2.08329802
Q(  18)=     10.0219         SIGNIFICANCE LEVEL   .931191
```

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΟΝ ΕΜΠΟΡΙΚΟ ΤΟΜΕΑ .

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης : Μη Γραμμικά Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEEMP_t = 303673.2 + \sum_{j=o}^{\infty} \beta\ (1-\lambda)\lambda^j * QGNIC_{t-j} + \sum_{j=o}^{\infty} \gamma\ (1-\kappa)\kappa^j * RPEEMP_{t-j}$$

$$- \underset{[2.4]}{5433.6} * QATMIN_t + \underset{[1.83]}{4101.3} * QATAV_t + \underset{[1.83]}{27470.2} * Q_{1t} - \underset{[1.6]}{28790.7} * Q_{2t} +$$

$$+ \underset{[20.9]}{11765.7} * Q_{1t} * TR_t + \underset{[17.1]}{9418.1} * Q_{2t} * TR_t + \underset{[13.3]}{8019.7} * Q_{3t} * TR_t +$$

$$+ \underset{[2.9]}{9012.3} * Q_{4t} * TR_t \qquad (3.40)$$

$$\lambda = .8\ ,\ \beta(1-\lambda) = \underset{[8.01]}{1141.09}$$

$$\kappa = .9\ ,\ \gamma(1-\kappa) = \underset{[\ 7.8]}{-57602.14}$$

```
FROM     1976: 1 UNTIL     1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS     48      SKIPPED/MISSING           0
USABLE OBSERVATIONS    48      DEGREES OF FREEDOM       37
R**2             .98457153     RBAR**2           .98040167
SSR          .11479019E+11     SEE           17613.738
DURBIN-WATSON  1.99510143
Q(  18)=    11.4684        SIGNIFICANCE LEVEL  .873436
```

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΗΝ ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης :Επαναληπτικά Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEBIOM_t = \underset{[2.16]}{1093326} + \underset{[4.08]}{8595.0}\, QPRI_{70t} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{BIO}(1-\kappa_{BIO})(\kappa_{BIO})^j\, RPEBIOM_t$$

$$+ \sum_{j=0}^{\infty} \delta_{BIO}(1-m_{BIO})(m_{BIO})^j\, QRPOIL_{t-j} + \underset{[2.16]}{2595.7}\, Q_{3t}\, TR_t + \underset{[3.15]}{83.41}\, Q_{2t}$$

(3.41)

$$\kappa = .2 \quad \gamma(1-\kappa) = \underset{[2.97]}{-569832.2} \quad , \quad \gamma = -712290.25$$

$$m = .9 \quad \delta(1-m) = \underset{[\ 3.64]}{88551.6} \quad , \quad \delta = 885516$$

```
EQUATION     5
DEPENDENT VARIABLE     7     QEBIOM
FROM    1976: 1 UNTIL    1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS      48
SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS     48
DEGREES OF FREEDOM      40
R**2                .87659940
RBAR**2             .85500429
SSR             .35532606E+12
SEE             94250.472
DURBIN-WATSON       .89076970
Q(  18)=    62.9604
SIGNIFICANCE LEVEL  .674187E-06
```

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΑΠΟ ΤΙΣ ΔΗΜΟΣΙΕΣ ΥΠΗΡΕΣΙΕΣ.

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης : Μη Γραμμικά Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEDY_t = \underset{[5.4]}{125420.9} + \sum_{j=o}^{oo} \beta\,(1-\lambda)\lambda^j * RPEDY_{t-j} - \underset{[6.3]}{29139.1} * DUMC_t -$$

$$- \underset{[2.19]}{8246.70} * Q_{1t} - \underset{[5.3]}{49389.4} * Q_{3t} + \underset{[15.3]}{2173.3} * Q_{2t} * TR_t + \underset{[3.4]}{5693.1} * Q_{3t} * TR_t$$

$$+ \underset{[13.6]}{2066.9} * Q_{4t} * TR_t + \underset{[5.9]}{96.04} * Q_{1t} * TR^2_t - \underset{[1.9]}{146.0} * Q_{3t} * TR^2_t -$$

$$- \underset{[3.02]}{0.9819} * Q_{1t} * TR^3_t + \underset{[2.4]}{2.26} * Q_{3t} * TR^3_t \qquad (3.42)$$

$$\kappa = .4 \quad \gamma(1-\kappa) = \underset{[\ 1.99\ ]}{-\ 379271.4}$$

```
DEPENDENT VARIABLE   5      QEDY
FROM     1976: 1 UNTIL     1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS      48      SKIPPED/MISSING          4
USABLE OBSERVATIONS     44      DEGREES OF FREEDOM      31
R**2             .97539305      RBAR**2          .96586779
SSR          .77899112E+09      SEE           5012.8580
DURBIN-WATSON  2.08058081
Q(  18)=    23.4522         SIGNIFICANCE LEVEL  .173806
```

ΥΠΟΛΟΙΠΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε (Φωτισμός Οδών και Ελξη).

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης : Μη Γραμμικά Ελάχιστα Τετράγωνα .

$$QEREST_t = QEFOT_t + QEELXI_t$$

$$- \underset{[6.8]}{6573.8} * Q_{1t} * TR_t - \underset{[3.2]}{155.4} * Q_{2t} * TR^2_t - \underset{[6.9]}{415.8} * Q_{3t} * TR^3_t -$$

$$- \underset{[5.02]}{123.9} * Q_{4t} * TR^2_t + \underset{[1.82]}{1.1033} * Q_{2t} * TR^3_t + \underset{[6.19]}{6.75} * Q_{3t} * TR^3_t$$

(3.43)

```
DEPENDENT VARIABLE   24      QEREST
FROM     1976: 1 UNTIL     1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS     48       SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS    48       DEGREES OF FREEDOM      38
R**2               .89194080    RBAR**2           .86634784
SSR            .10211137E+11    SEE            16392.502
DURBIN-WATSON   2.11396900
Q(  18)=     11.8412       SIGNIFICANCE LEVEL   .855327
```

ΤΑΥΤΟΤΗΤΕΣ ΚΑΙ ΣΧΕΣΕΙΣ ΚΑΘΟΡΙΣΜΟΥ ΤΩΝ ΜΕΤΑΣΧΗΜΑΤΙΣΜΕΝΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Συνολική Κατανάλωση Η/Ε

$$QETOT_t = QEOIK_t + QEEMP_t + QEAGR_t + QEBIOM_t + QEDY_t + QEREST_t \qquad (3.44)$$

$$QEREST_t = QETOT_t - (QEOIK_t + QEEMP_t + QEAGR_t + QEBIOM_t + QEDY_t) \qquad (3.45)$$

Λοιπές Σχέσεις

$$\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{OIK}(1-\lambda_{OIK})(\lambda_{OIK})^j\, QGNIC_{t-j} = \beta_{OIK}(1-\lambda_{OIK}) \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_{OIK})^j\, QGNIC_{t-j} + \beta_{OIK}(1-\lambda_{OIK}) \sum_{j=t}^{\infty} (\lambda_{OIK})^j\, QGNIC_{t-j} \qquad (3.46)$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{OIK}(1-\kappa_{OIK})(\kappa_{OIK})^j\, RPEOIK_{t-j} = \gamma_{OIK}(1-\kappa_{OIK}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{OIK})^j\, RPEOIK_{t-j} + \gamma_{OIK}(1-\kappa_{OIK}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{OIK})^j\, RPEOIK_{t-j} \qquad (3.47)$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{AGR}(1-\lambda_{AGR})(\lambda_{AGR})^j\, QVMANC_{t-j} = \beta_{AGR}(1-\lambda_{AGR}) \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_{AGR}) j\, QVMANC_{t-j} + \beta_{AGR}(1-\lambda_{AGR}) \sum_{j=t}^{\infty} (\lambda_{AGR}) j\, QVMANC_{t-j} \qquad (3.48)$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{AGR}(1-\kappa_{AGR})(\kappa_{AGR})^j\, RPEAGR_{t-j} = \gamma_{AGR}(1-\kappa_{AGR}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{AGR})^j\, RPEAGR_{t-j} + \gamma_{AGR}(1-\kappa_{AGR}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{AGR})^j\, RPEAGR_{t-j} \qquad (3.49)$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP})(\lambda_{EMP})^j\, QGNIC_{t-j} = \beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP}) \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_{EMP})^j\, QGNIC_{t-j} + \beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP}) \sum_{j=t}^{\infty} (\lambda_{EMP})^j\, QGNIC_{t-j} \qquad (3.50)$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP})(\kappa_{EMP})^j\, RPEEMP_{t-j} = \gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{EMP})^j\, RPEEMP_{t-j} + \gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{EMP})^j\, RPEEMP_{t-j} \qquad (3.51)$$

$$\sum_{j=o}^{\infty} \gamma_{BIO}(1-\kappa_{BIO})(\kappa_{BIO})^{j}\, RPEBIOM_{t-j} = \gamma_{BIO}(1-\kappa_{BIO}) \sum_{j=o}^{t-1} (\kappa_{BIO})^{j}\, RPEBIOM_{t-j} + \gamma_{BIO}(1-\kappa_{BIO}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{BIO})^{j}\, RPEBIOM_{t-j} \qquad (3.52)$$

$$\sum_{j=o}^{\infty} \delta_{BIO}(1-m_{BIO})(m_{BIO})^{j}\, QRPOIL_{t-j} = \delta_{BIO}(1-\kappa_{BIO}) \sum_{j=o}^{t-1} (\kappa_{BIO})^{j}\, QRPOIL_{t-j} + \delta_{BIO}(1-\kappa_{BIO}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{BIO})^{j}\, QRPOIL_{t-j} \qquad (3.53)$$

$$\sum_{j=o}^{\infty} \gamma_{DY}(1-\kappa_{DY})(\kappa_{DY})^{j}\, RPEDY_{t-j} = \gamma_{DY}(1-\kappa_{DY}) \sum_{j=o}^{t-1} (\kappa_{DY})^{j}\, RPEDY_{t-j} + \gamma_{DY}(1-\kappa_{DY}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{DY})^{j}\, RPEDY_{t-j} \qquad (3.54)$$

$$QCPI_{(82:1)t} = \left(\frac{QCPI_{82t}}{QCPI_{(82:1)t}}\right)*100 \qquad (3.55)$$

$$PEOIK_{(82:1)t} = \left(\frac{PEOIK_{t}}{PEOIK_{(82:1)t}}\right)*100 \qquad (3.56)$$

$$RPEOIK_{(82:1)t} = \left(\frac{PEOIK_{t}}{QCPI_{(82:1)t}}\right)*100 \qquad (3.57)$$

$$PEAGR_{(82:1)t} = \left(\frac{PEAGR_{t}}{PEAGR_{(82:1)}}\right)*100 \qquad (3.58)$$

$$RPEAGR_{(82:1)t} = \left(\frac{PEAGR_{t}}{QCPI_{(82:1)t}}\right)*100 \qquad (3.59)$$

$$PEEMP_{(82:1)t} = \left(\frac{PEEMP_{t}}{PEEMP_{(82:1)t}}\right)*100 \qquad (3.60)$$

$$RPEEMP_{(82:1)t} = \left(\frac{PEEMP_{t}}{QCPI_{(82:1)t}}\right)*100 \qquad (3.61)$$

$$PEDY_{(82:1)t} = \left(\frac{PEDY_{t}}{PEDY_{(82:1)t}}\right)*100 \qquad (3.62)$$

$$RPEDY_{(82:1)t} = \left(\frac{PEDY_t}{QCPI_{(82:1)t}} \right)*100 \qquad (3.63)$$

καί

$\lambda_{OIK} = .9$ $\quad\beta_{OIK}(1- \lambda_{OIK}) = 175.2$
$\kappa_{OIK} = .1$ $\quad\gamma_{OIK}(1-\kappa_{OIK}) = -280256.9$
$\lambda_{AGR} = .9$ $\quad\beta_{AGR}(1-k_{AGR}) = 880.28$
$k_{AGR} = .9$ $\quad\lambda_{AGR}(1-k_{AGR}) = -5546.82$
$\lambda_{EMP} = .8$ $\quad\beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP}) = 1141.09$
$\kappa_{EMP} = .9$ $\quad\gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP}) =-57602.14$
$\kappa_{DY} = .4$ $\quad\gamma_{DY}(1-\kappa_{DY}) = -379271.14$
$\kappa_{BIOM} = .2$ $\quad\gamma_{BIOM}(1- \kappa_{BIOM}) =-368766$
$m_{BIOM} = .9$ $\quad\delta_{BIOM}(1-m_{BIOM}) = 73669.2$

ΣΥΣΤΗΜΑ MODEL2

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΑ ΝΟΙΚΟΚΥΡΙΑ

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης : Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEOIK_t = \underset{[14.9]}{1436185} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta(1-\lambda)\lambda^j \, QGNIC_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma(1-\kappa)\kappa^j \, RPEOIK_{t-j} -$$

$$- \underset{[2.7]}{6781.3} \, QATMAX_t - \underset{[4.8]}{33.76} \, QPOIL_{t-1} - \underset{[3.8]}{134519.1} \, Q_{1t} + \underset{[26]}{38240.9} \, Q_{3t} \, TR_t +$$

$$+ \underset{[7.03]}{869.4} \, Q_{1t} \, TR^2_t + \underset{[7.3]}{821.8} \, Q_{2t} \, TR^2_t + \underset{[10.7]}{1300.5} \, Q_{4t} \, TR^2_t - 10.82 \, Q_{1t} \, TR^3_t -$$

$$- 8.39 \, Q_{2t} \, TR^3_t - 16.6 \, Q_{4t} \, TR^3_t \qquad (3.64)$$

$$\lambda = .9 \quad \beta(1-\lambda) = \underset{[\ 2.7\ ]}{150.11} \quad , \beta = 1501.1$$

$$\kappa = .1 \quad \gamma(1-\kappa) = \underset{[\ 4.7\ ]}{-278789.5} \quad , \gamma = -30976.7$$

```
EQUATION      1
DEPENDENT VARIABLE     2     QEOIK
FROM     1976: 1 UNTIL    1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS      48
SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS     48
DEGREES OF FREEDOM      35
R**2              .99415685
RBAR**2           .99215348
SSR            .61658242E+11
SEE            41972.182
DURBIN-WATSON  2.13900021
Q(  18)=    21.3775
SIGNIFICANCE LEVEL  .260799
```

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΟΝ ΑΓΡΟΤΙΚΟ ΤΟΜΕΑ

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης : Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEAGR_t = \underset{[2.6]}{-108318.0} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta(1-\lambda)\lambda^j \, QVMANC_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma(1-\kappa)\kappa^j \, RPEAGR_{t-j} +$$

$$+ \underset{[4.4]}{5672.4} \, QATMAX_t + \underset{[4.3]}{15748.2} \, Q_{1t} \, TR_t + \underset{[5.2]}{2300.2} \, Q_{4t} \, TR_t - \underset{[2.8]}{534.5} \, Q_{1t} \, TR^2_t +$$

$$+ \underset{[2.5]}{27.04} \, Q_{2t} \, TR^2_t + \underset{[3.6]}{9.6577} \, Q_{1t} \, TR^3_t \qquad (3.65)$$

$$\lambda = 0.9 \;, \; \beta(1-\lambda) = \underset{[\,1.94]}{956.53} \;, \; \beta = 9565.3$$

$$\kappa = .9 \;, \; \gamma(1-\kappa) = \underset{[\,2.86\,]}{-5944.05} \;, \; \gamma = -59440.5$$

```
DEPENDENT VARIABLE     3      QEAGR
FROM    1976: 1 UNTIL     1987: 4
TOTAL OBSERVATINS       48
SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS     48
DEGREES OF FREEDOM      39
R**2               .97855154
RBAR**2            .97415186
SSR            .25407994E+11
SEE            25524.244
DURBIN-WATSON  2.10310894
Q(  18)=    10.2031
SIGNIFICANCE LEVEL  .925076
```

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΟΝ ΕΜΠΟΡΙΚΟ ΤΟΜΕΑ

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης : Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEEMP_t = \underset{[12.6]}{306321.6} + \sum_{j=o}^{\infty} \beta(1-\lambda)\lambda^j \, QGNIC_{t-j} + \sum_{j=o}^{\infty} \gamma(1-\kappa)\kappa^j \, RPEEMP_{t-j} -$$

$$- \underset{[2.4]}{4458.02} \, QATMIN_t + \underset{[1.66]}{3163.5} \, QATAV_t + \underset{[1.7]}{26235.4} \, Q_{1t} - \underset{[2.4]}{28318.7} \, Q_{2t} +$$

$$+ \underset{[24]}{11896.7} \, Q_{1t} \, TR_t + \underset{[19.9]}{9505.06} \, Q_{2t} \, TR_t + 8184.9 \, Q_{3t} \, TR_t + 9165.3 \, Q_{4t} \, TR_t \tag{3.66}$$

$$\lambda = .8 \quad \beta(1-\lambda) = \underset{[9.7]}{1196.99} \quad \beta = 984.95$$

$$\kappa = .9 \quad , \quad \gamma(1-\kappa) = \underset{[8.7]}{-60858.53} \quad , \quad \gamma = -608585.2$$

```
EQUATION    3
DEPENDENT VARIABLE    4     QEEMP
FROM    1976: 1 UNTIL     1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS      48
SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS     48
DEGREES OF FREEDOM      37
R**2              .98444310
RBAR**2           .98023854
SSR           .11574571E+11
SEE           17686.895
DURBIN-WATSON  1.97789348
Q(  18)=    10.9793
SIGNIFICANCE LEVEL  .895233
```

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΗΝ ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης : Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEBIOM_t = \underset{[2.05]}{1049116.0} + \underset{[4.06]}{8646.19}\, QPRI_{70t} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma(1-\kappa)\kappa^j\, RPEBIOM_{t-j} +$$

$$+ \sum_{j=0}^{\infty} \delta(1-m)m^j\, QRPOIL_{t-j} + \underset{[2.16]}{2573.4}\, Q_{3t}\, TR_t + \underset{[3.16]}{83.27}\, Q_{2t}\, TR^2_t \qquad (3.67)$$

$$\kappa = .2 \quad \gamma(1-\kappa) = \underset{[2.7]}{-531085.5} \;, \quad \gamma = -66385.87$$

$$m = .9 \quad \delta(1-m) = \underset{[3.5]}{86515.43} \;, \quad \delta = 865154.3$$

```
EQUATION      5
DEPENDENT VARIABLE     7      QEBIOM
FROM      1976: 1 UNTIL     1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS      48
SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS     48
DEGREES OF FREEDOM      40
R**2                .87790894
RBAR**2             .85654300
SSR            .35155530E+12
SEE             93749.041
DURBIN-WATSON     .87929973
Q(  18)=     64.1155
SIGNIFICANCE LEVEL  .435222E-06
```

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΟΝ ΔΗΜΟΣΙΟ ΤΟΜΕΑ

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης : Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEDY_t = \underset{[7.7]}{176196.0} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma(1-\kappa)\kappa^j RPEDY_{t-j} - \underset{[6.51]}{25263.5}\, DUMC - \underset{[1.89]}{7627.9}\, Q_{1t} -$$

$$- \underset{[6.05]}{58235.5}\, Q_{3t} + \underset{[16.4]}{2232.1}\, Q_{2t}\, TR_t + \underset{[4.04]}{7309.09}\, Q_{3t}\, TR_t + \underset{[15.4]}{2224.4}\, Q_{4t}\, TR_t +$$

$$+ \underset{[6.02]}{99.19}\, Q_{1t}\, TR^2_t - \underset{[2.7]}{210.72}\, Q_{3t}\, TR^2_t - 1.0094\, Q_{1t}\, TR^3_t + 3.04\, Q_{3t}\, TR^3_t \tag{3.68}$$

$$\kappa = .4 \quad \gamma(1-\kappa) = \underset{[3.17]}{-48816.45} \quad , \gamma = -81360.75$$

```
EQUATION    4
DEPENDENT VARIABLE    5     QEDY
FROM    1976: 1 UNTIL    1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS     48
SKIPPED/MISSING         0
USABLE OBSERVATIONS    48
DEGREES OF FREEDOM     35
R**2             .95377270
RBAR**2          .93792334
SSR          .15904336E+10
SEE          6740.9910
DURBIN-WATSON  1.94126960
Q(  18)=    18.6077
SIGNIFIC————
```

ΛΟΙΠΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε

$$QEREST_t = \underset{[1.2]}{11134.7} + \underset{[5.3]}{4647.2}\ TR_t + \underset{[4.5]}{1.08}\ TR^3_t + \underset{[5.3]}{0.6034}\ QEREST_{t-1} -$$

$$- \underset{[7.7]}{6501.8}\ Q_{1t}\ TR_t - \underset{[3.4\ ]}{161.04}\ Q_{2t}\ TR^2_t - \underset{[7.08]}{403.9}\ Q_{3t}\ TR^2_t - \underset{[5.6]}{122.50}\ Q_{4t}\ TR^2_t +$$

$$+ \underset{[1.74]}{1.27}\ Q_{2t}\ TR^3_t + \underset{[6.9]}{6.49}\ Q_{3t}\ TR^3_t \tag{3.69}$$

```
EQUATION     6
DEPENDENT VARIABLE   24      QEREST
FROM     1976: 1 UNTIL    1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS     48
SKIPPED/MISSING         0
USABLE OBSERVATIONS    48
DEGREES OF FREEDOM     38
R**2              .89141525
RBAR**2           .86569781
SSR             .10260800E+11
SEE             16432.317
DURBIN-WATSON  2.09366454
Q( 18)=     11.4409
SIGNIFICANCE LEVEL  .874719
```

ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε

$$QETOT_t = QEOIK_t + QEEMP_t + QEAGR_t + QEBIOM_t + QEDY_t + QEREST_t \quad (3.70)$$

$$QEREST_t = QETOT_t - (QEOIK_t + QEEMP_t + QEAGR_t + QEBIOM_t + QEDY_t) \quad (3.71)$$

Λοιπές ταυτότητες

$$\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{\text{ΟΙΚ}}(1-\lambda_{\text{ΟΙΚ}})(\lambda_{\text{ΟΙΚ}})^j\ QGNIC_{t-j} = \beta_{\text{ΟΙΚ}}(1-\lambda_{\text{ΟΙΚ}}) \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_{\text{ΟΙΚ}})^j\ QGNIC_{t-j} + \beta_{\text{ΟΙΚ}}(1-\lambda_{\text{ΟΙΚ}}) \sum_{j=t}^{\infty} (\lambda_{\text{ΟΙΚ}})^j\ QGNIC_{t-j}$$

(3.72)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{\text{ΟΙΚ}}(1-\kappa_{\text{ΟΙΚ}})(\kappa_{\text{ΟΙΚ}})^j\ RPEOIK_{t-j} = \gamma_{\text{ΟΙΚ}}(1-\kappa_{\text{ΟΙΚ}}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{\text{ΟΙΚ}})^j\ RPEOIK_{t-j} + \gamma_{\text{ΟΙΚ}}(1-\kappa_{\text{ΟΙΚ}}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{\text{ΟΙΚ}})^j\ RPEOIK_{t-j}$$

(3.73)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{AGR}(1-\lambda_{AGR})(\lambda_{AGR})^j\ QVMANC_{t-j} = \beta_{AGR}(1-\lambda_{AGR}) \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_{AGR})^j\ QVMANC_{t-j} + \beta_{AGR}(1-\lambda_{AGR}) \sum_{j=t}^{\infty} (\lambda_{AGR})^j\ QVMANC_{t-j}$$

(3.74)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{AGR}(1-\kappa_{AGR})(\kappa_{AGR})^j\ RPEAGR_{t-j} = \gamma_{AGR}(1-\kappa_{AGR}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{AGR})^j\ RPEAGR_{t-j} + \gamma_{AGR}(1-\kappa_{AGR}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{AGR})^j\ RPEAGR_{t-j}$$

(3.75)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP})(\lambda_{EMP})^{j}\ QGNIC_{t-j} = \beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP}) \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_{EMP})^{j}\ QGNIC_{t-j} +$$

$$\beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP}) \sum_{j=t}^{\infty} (\lambda_{EMP})^{j}\ QGNIC_{t-j}$$

(3.76)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP})(\kappa_{EMP})^{j}\ RPEEMP_{t-j} = \gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{EMP})^{j}\ RPEEMP_{t-j} +$$

$$\gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{EMP})^{j}\ RPEEMP_{t-j}$$

(3.77)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{BIO}(1-\kappa_{BIO})(\kappa_{BIO})^{j}\ RPEBIOM_{t-j} = \gamma_{BIO}(1-\kappa_{BIO}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{BIO})^{j}\ RPEBIOM_{t-j} +$$

$$\gamma_{BIO}(1-\kappa_{BIO}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{BIO})^{j}\ RPEBIOM_{t-j}$$

(3.78)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \delta_{BIO}(1-m_{BIO})(m_{BIO})^{j}\ QRPOIL_{t-j} = \delta_{BIO}(1-\kappa_{BIO}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{BIO})^{j}\ QRPOIL_{t-j} +$$

$$\delta_{BIO}(1-\kappa_{BIO}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{BIO})^{j}\ QRPOIL_{t-j}$$

(3.79)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{DY}(1-\kappa_{DY})(\kappa_{DY})^{j}\ RPEDY_{t-j} = \gamma_{DY}(1-\kappa_{DY}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{DY})^{j}\ RPEDY_{t-j} +$$

$$\gamma_{DY}(1-\kappa_{DY}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{DY})^{j}\ RPEDY_{t-j}$$

(3.80)

$$QCPI_{(82:1)t} = \left(\frac{QCPI_{82t}}{QCPI_{(82:1)t}} \right)*100 \qquad (3.81)$$

$$PEOIK_{(82:1)t} = \left(\frac{PEOIK_{t}}{PEOIK_{(82:1)t}} \right)*100 \qquad (3.82)$$

$$RPEOIK_{(82:1)t} = \left(\frac{PEOIK_{t}}{QCPI_{(82:1)t}} \right)*100 \qquad (3.83)$$

$$PEAGR_{(82:1)t} = \left(\frac{PEAGR_{t}}{PEAGR_{(82:1)}} \right)*100 \qquad (3.84)$$

$$RPEAGR_{(82:1)t} = \left(\frac{PEAGR_{t}}{QCPI_{(82:1)t}} \right)*100 \qquad (3.85)$$

$$PEEMP_{(82:1)t} = \left(\frac{PEEMP_{t}}{PEEMP_{(82:1)t}} \right)*100 \qquad (3.86)$$

$$RPEEMP_{(82:1)t} = \left(\frac{PEEMP_{t}}{QCPI_{(82:1)t}} \right)*100 \qquad (3.87)$$

$$PEDY_{(82:1)t} = \left(\frac{PEDY_{t}}{PEDY_{(82:1)t}} \right)*100 \qquad (3.88)$$

$$RPEDY_{(82:1)t} = \left(\frac{PEDY_{t}}{QCPI_{(82:1)t}} \right)*100 \qquad (3.89)$$

καί

$$\left.\begin{array}{ll}
\lambda_{OIK} = .9 & \beta_{OIK}(1-\lambda_{OIK}) = 150.11 \\
\kappa_{OIK} = .1 & \gamma_{OIK}(1-\kappa_{OIK}) = -278786.5 \\
\lambda_{AGR} = .9 & \beta_{AGR}(1-k_{AGR}) = 956.53 \\
k_{AGR} = .9 & \lambda_{AGR}(1-k_{AGR}) = -5944.05 \\
\lambda_{EMP} = .8 & \beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP}) = 1196.99 \\
\kappa_{EMP} = .9 & \gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP}) = -60858.52 \\
\kappa_{DY} = .4 & v_{DY}(1-\kappa_{DY}) = -48816.45 \\
\kappa_{BIOM} = .2 & \gamma_{BIOM}(1-\kappa_{BIOM}) = -531085 \\
m_{BIOM} = .9 & \delta_{BIOM}(1-m_{BIOM}) = 86515.43
\end{array}\right| \longrightarrow (3.90)$$

ΣΥΣΤΗΜΑ MODEL3

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΑ ΝΟΙΚΟΚΥΡΙΑ

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης :Επαναληπτικά Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEOIK_t = \underset{[15.6]}{1422283} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{OIK}(1-\lambda_{OIK})(\lambda_{OIK})^j\, QGNIC_{t-j} +$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{OIK}(1-\kappa_{OIK})(\kappa_{OIK})^j\, RPEDIK_{t-j} - \underset{[2.6]}{6373.5}\, QATMAX_t - \underset{[5.2]}{34.8}\, QPOIL_{t-1} -$$

$$- \underset{[4.12]}{140863.0}\, Q_{1t} + \underset{[26.5]}{38479.1}\, Q_{3t}\, TR_t + \underset{[7.3]}{889.6}\, Q_{1t}\, TR^2_t + \underset{[7.5]}{836.4}\, Q_{2t}\, TR^2_t +$$

$$+ \underset{[10.9]}{1294.7}\, Q_{4t}\, TR^2_t - \underset{[4.8]}{11.17}\, Q_{1t}\, TR^3_t - \underset{[4.2]}{8.64}\, Q_{2t}\, TR^3_t - 16.39\, Q_{4t}\, TR^3t$$

(3.91)

$\lambda = .9$ $\quad \beta(1-\lambda) = \underset{[2.62]}{144.89}$, $\beta=1448.9$

$\kappa = .9$ $\quad \gamma(1-\kappa) = \underset{[\ 4.7\ ]}{-272783.9}$, $\gamma = -2727839$

```
EQUATION    1
DEPENDENT VARIABLE     2     QEOIK
FROM     1976: 1 UNTIL     1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS         48
SKIPPED/MISSING             0
USABLE OBSERVATIONS        48
DEGREES OF FREEDOM         35
R**2                .99409176
RBAR**2             .99206608
SSR             .62345068E+11
SEE             42205.304
DURBIN-WATSON  2.15064341
Q(  18)=    21.2061
SIGNIFICANCE LEVEL  .269142
```

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΟΝ ΑΓΡΟΤΙΚΟ ΤΟΜΕΑ

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης :Επαναληπτικά Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEAGR_t = \underset{[2.69]}{-109875} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{AGR}(1-\lambda_{AGR})(\lambda_{AGR})^j\, QVMANC_{t-j} +$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{AGR}(1-\kappa_{AGR})(\kappa_{AGR})^j\, RPEAGR_{t-j} + \underset{[4.4]}{5708.6}\, QATMAX_t + \underset{[4.3]}{15474.3}\, Q_{1t}\, TR_t +$$

$$+ \underset{[5.2]}{2287.3}\, Q_{4t}\, TR_t - \underset{[2.7]}{517.5}\, Q_{1t}\, TR^2_t + \underset{[2.45]}{26.45}\, Q_{2t}\, TR^2_t + 9.39\, Q_{1t}\, TR^3_t$$

(3.92)

$\lambda = .9 \quad \beta(1-\lambda) = \underset{[\ 1.99\ ]}{997.12} \quad , \beta = 9971.2$

$\kappa = .9 \quad \gamma(1-\kappa) = \underset{[\ 2.77]}{-6135.4} \quad , \gamma = -61354$

```
DEPENDENT VARIABLE      3      QEAGR
FROM     1976: 1 UNTIL     1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS      48
SKIPPED/MISSING          0
USABLE OBSERVATIONS     48
DEGREES OF FREEDOM      39
R**2                .97851757
RBAR**2             .97411091
SSR              .25448242E+11
SEE              25544.452
DURBIN-WATSON  2.11258790
Q(  18)=    10.2907
SIGNIFICANCE LEVEL  .922003
```

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΟΝ ΕΜΠΟΡΙΚΟ ΤΟΜΕΑ

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης :Επαναληπτικά Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEEMP_t = \underset{[2.69]}{309555.4} + \sum_{j=o}^{oo} \beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP})(\lambda_{EMP})^j\, QGNIC_{t-j} +$$

$$\sum_{j=o}^{oo} \gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP})(\kappa_{EMP})^j\, RPEEMP_{t-j} - \underset{[2.2]}{4019.7}\, QATMIN_t + \underset{[1.45]}{2710.13}\, QATAV_t +$$

$$+ \underset{[1.72]}{265825.5}\, Q_{1t} - \underset{[2.4]}{27258.2}\, Q_{2t} + \underset{[24.1]}{11948.8}\, Q_{1t}\, TR_t +$$

$$+ \underset{[19.9]}{9526.3}\, Q_{2t}\, TR_t + \underset{[15.9]}{8256.1}\, Q_{3t}\, TR_t + 9237.7\, Q_{4t}\, TR^2_t$$

(3.93)

$$\lambda = .8 \quad \beta(1-\lambda\ ) = \underset{[9.96]}{1209.003} \quad , \beta = 6045.01$$

$$\kappa = .9 \quad \gamma(1-\kappa) = \underset{[8.89\ ]}{-61709.09} \quad , \gamma = -617090.9$$

```
EQUATION    3
DEPENDENT VARIABLE     4      QEEMP
FROM     1976: 1 UNTIL    1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS       48
SKIPPED/MISSING           0
USABLE OBSERVATIONS      48
DEGREES OF FREEDOM       37
R**2                .98433220
RBAR**2             .98009766
SSR             .11657084E+11
SEE             17749.826
DURBIN-WATSON  1.96559785
Q(  18)=    10.8387
SIGNIFICANCE LEVEL  .901077
```

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΗΝ ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης :Επαναληπτικά Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEBIOM_t = \underset{[2.16]}{1093326} + \underset{[4.08]}{8595.0}\, QPRI_{70t} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{BIO}(1-\kappa_{BIO})(\kappa_{BIO})^{j}\, RPEBIOM_{t-j}$$

$$+ \sum_{j=0}^{\infty} \delta_{BIO}(1-m_{BIO})(m_{BIO})^{j}\, QRPOIL_{t-j} + \underset{[2.16]}{2595.7}\, Q_{3t}\, TR_t + \underset{[3.15]}{83.41}\, Q_{2t}\, TR^2_t$$

(3.94)

$$\kappa = .2 \quad \gamma(1-\kappa) = \underset{[2.97]}{-569832.2} \quad , \ \gamma = -712290.25$$

$$m = .9 \quad \delta(1-m) = \underset{[\ 3.64]}{88551.6} \quad , \ \delta = 885516$$

```
EQUATION      5
DEPENDENT VARIABLE      7      QEBIOM
FROM     1976: 1 UNTIL     1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS        48
SKIPPED/MISSING            0
USABLE OBSERVATIONS       48
DEGREES OF FREEDOM        40
R**2                .87659940
RBAR**2             .85500429
SSR             .35532606E+12
SEE             94250.472
DURBIN-WATSON     .89076970
Q(  18)=     62.9604
SIGNIFICANCE LEVEL   .674187E-06
```

ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε ΣΤΟΝ ΔΗΜΟΣΙΟ ΤΟΜΕΑ

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1976:1 - 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης :Επαναληπτικά Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα.

$$QEDY_t = \underset{[7.99]}{175877.6} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{DY}(1-\lambda_{DY})(\lambda_{DY})^j\, RPEDY_{t-j} -$$

$$- \underset{[6.8]}{25808.6}\, DUMC_t - \underset{[1.88]}{7497.2}\, Q_{1t} - \underset{[6.4]}{60097.2}\, Q_{3t} + \underset{[16.7]}{2248.5}\, Q_{2t}\, TR_t +$$

$$+ \underset{[4.7]}{7592.2}\, Q_{3t}\, TR_t + \underset{[15.8]}{2240.9}\, Q_{4t}\, TR_t + \underset{[6.2]}{100.4}\, Q_{1t}\, TR^2_t - \underset{[2.9]}{221.09}\, Q_{3t}\, TR^2_t -$$

$$- 1.03\, Q_{1t}\, TR^3_t + 3.16\, Q_{3t}\, TR^3_t$$

(3.95)

$$\kappa = .4 \quad \gamma(1-\kappa) = \underset{[\ 3.26]}{-48875.03}\ , \ \gamma = -81458.3$$

```
EQUATION    4
DEPENDENT VARIABLE    5      QEDY
FROM    1976: 1 UNTIL     1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS        48
SKIPPED/MISSING            0
USABLE OBSERVATIONS       48
DEGREES OF FREEDOM        35
R**2               .95336540
RBAR**2            .93737639
SSR            .16044467E+10
SEE            6770.6230
DURBIN-WATSON  1.95518287
Q(  18)=   17.9200
SIGNIFICANCE LEVEL  .460936
```

ΛΟΙΠΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ

Περίοδος Δείγματος Εκτίμησης : 1976:1 – 1987:4
Μέθοδος Εκτίμησης : Επαναληπτικά Μη Γραμμικά Γενικευμένα Ελάχιστα Τετράγωνα

$$QEREST_t = \underset{[1.29]}{12702.4} + \underset{[5.4]}{4570.619}\ TR_t + \underset{[4.19]}{1.09}\ TR^3_t + \underset{[5.20]}{0.5765}\ QEREST_{t-1} -$$

$$- \underset{[7.6]}{6391.8}\ Q_{1t}\ TR_t - \underset{[3.7]}{160.20}\ Q_{2t}\ TR^2_t - \underset{[7.6]}{391.7}\ Q_{3t}\ TR^2_t - \underset{[5.5]}{120.18}\ Q_{4t}\ TR^2_t +$$

$$+ \underset{[1.78]}{1.29}\ Q_{2t}\ TR^3_t + 6.24\ Q_{3t}\ TR^3_t$$

(3.96)

```
DEPENDENT VARIABLE   24      QEREST
FROM     1976: 1 UNTIL    1987: 4
TOTAL OBSERVATIONS        48
SKIPPED/MISSING            0
USABLE OBSERVATIONS       48
DEGREES OF FREEDOM        38
R**2                .89066585
RBAR**2             .86477092
SSR            .10331615E+11
SEE             16488.924
DURBIN-WATSON  2.05862151
Q(  18)=     10.9951
SIGNIFICANCE LEVEL  .894565
```

ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ Η/Ε

$$QETOT_t = QEOIK_t + QEEMP_t + QEAGR_t + QEBIOM_t + QEDY_t + QEREST_t \qquad (3.97)$$

$$QEREST_t = QETOT_t - (QEOIK_t + QEEMP_t + QEAGR_t + QEBIOM_t + QEDY_t) \qquad (3.98)$$

ΛΟΙΠΕΣ ΤΑΥΤΟΤΗΤΕΣ

$$\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{OIK}(1-\lambda_{OIK})(\lambda_{OIK})^j QGNIC_{t-j} = \beta_{OIK}(1-\lambda_{OIK}) \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_{OIK})^j QGNIC_{t-j} + \beta_{OIK}(1-\lambda_{OIK}) \sum_{j=t}^{\infty} (\lambda_{OIK})^j QGNIC_{t-j}$$

(3.99)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{OIK}(1-\kappa_{OIK})(\kappa_{OIK})^j RPEOIK_{t-j} = \gamma_{OIK}(1-\kappa_{OIK}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{OIK})^j RPEOIK_{t-j} + \gamma_{OIK}(1-\kappa_{OIK}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{OIK})^j RPEOIK_{t-j}$$

(3.100)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{AGR}(1-\lambda_{AGR})(\lambda_{AGR})^j QVMANC_{t-j} = \beta_{AGR}(1-\lambda_{AGR}) \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_{AGR})^j QVMANC_{t-j} + \beta_{AGR}(1-\lambda_{AGR}) \sum_{j=t}^{\infty} (\lambda_{AGR})^j QVMANC_{t-j}$$

(3.101)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{AGR}(1-\kappa_{AGR})(\kappa_{AGR})^j RPEAGR_{t-j} = \gamma_{AGR}(1-\kappa_{AGR}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{AGR})^j RPEAGR_{t-j} + \gamma_{AGR}(1-\kappa_{AGR}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{AGR})^j RPEAGR_{t-j}$$

(3.102)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP})(\lambda_{EMP})^j QGNIC_{t-j} = \beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP}) \sum_{j=0}^{t-1} (\lambda_{EMP})^j QGNIC_{t-j} + \beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP}) \sum_{j=t}^{\infty} (\lambda_{EMP})^j QGNIC_{t-j}$$

(3.103)

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP})(\kappa_{EMP})^{j}\ RPEEMP_{t-j} = \gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{EMP})^{j}\ RPEEMP_{t-j} + \gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{EMP})^{j}\ RPEEMP_{t-j} \quad (3.104)$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{BIO}(1-\kappa_{BIO})(\kappa_{BIO})^{j}\ RPEBIOM_{t-j} = \gamma_{BIO}(1-\kappa_{BIO}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{BIO})^{j}\ RPEBIOM_{t-j} + \gamma_{BIO}(1-\kappa_{BIO}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{BIO})^{j}\ RPEBIOM_{t-j} \quad (3.105)$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \delta_{BIO}(1-m_{BIO})(m_{BIO})^{j}\ QRPOIL_{t-j} = \delta_{BIO}(1-\kappa_{BIO}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{BIO})^{j}\ QRPOIL_{t-j} + \delta_{BIO}(1-\kappa_{BIO}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{BIO})^{j}\ QRPOIL_{t-j} \quad (3.106)$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{DY}(1-\kappa_{DY})(\kappa_{DY})^{j}\ RPEDY_{t-j} = \gamma_{DY}(1-\kappa_{DY}) \sum_{j=0}^{t-1} (\kappa_{DY})^{j}\ RPEDY_{t-j} + \gamma_{DY}(1-\kappa_{DY}) \sum_{j=t}^{\infty} (\kappa_{DY})^{j}\ RPEDY_{t-j} \quad (3.107)$$

$$QCPI_{(82:1)t} = \left(\frac{QCPI_{82t}}{QCPI_{(82:1)t}} \right)*100 \quad (3.108)$$

$$PEOIK_{(82:1)t} = \left(\frac{PEOIK_{t}}{PEOIK_{(82:1)t}} \right)*100 \quad (3.109)$$

$$RPEOIK_{(82:1)t} = \left(\frac{PEOIK_{t}}{QCPI_{(82:1)t}} \right)*100 \quad (3.110)$$

$$PEAGR_{(82:1)t} = \left(\frac{PEAGR_{t}}{PEAGR_{(82:1)}} \right)*100 \quad (3.111)$$

$$RPEAGR_{(82:1)t} = \left(\frac{PEAGR_{t}}{QCPI_{(82:1)t}} \right)*100 \quad (3.112)$$

$$PEEMP_{(82:1)t} = \left(\frac{PEEMP_t}{PEEMP_{(82:1)t}} \right) * 100 \qquad (3.113)$$

$$RPEEMP_{(82:1)t} = \left(\frac{PEEMP_t}{QCPI_{(82:1)t}} \right) * 100 \qquad (3.114)$$

$$PEDY_{(82:1)t} = \left(\frac{PEDY_t}{PEDY_{(82:1)t}} \right) * 100 \qquad (3.115)$$

$$RPEDY_{(82:1)t} = \left(\frac{PEDY_t}{QCPI_{(82:1)t}} \right) * 100 \qquad (3.116)$$

καί

$$\left.\begin{array}{lll}
\lambda_{OIK} = .9 & & \beta_{OIK}(1-\lambda_{OIK}) = 144.89 \\
\kappa_{OIK} = .1 & & \gamma_{OIK}(1-\kappa_{OIK}) = -272783.9 \\
\lambda_{AGR} = .9 & & \beta_{AGR}(1-k_{AGR}) = 997.12 \\
k_{AGR} = .9 & & \lambda_{AGR}(1-k_{AGR}) = -6135.45 \\
\lambda_{EMP} = .8 & & \beta_{EMP}(1-\lambda_{EMP}) = 1209.003 \\
\kappa_{EMP} = .9 & & \gamma_{EMP}(1-\kappa_{EMP}) = -61709.09 \\
\kappa_{DY} - .4 & & v_{DY}(1-\kappa_{DY}) = -48875.03 \\
\kappa_{BIOM} = .2 & & \gamma_{BIOM}(1-\kappa_{BIOM}) = -569832.2 \\
m_{BIOM} = .9 & & \delta_{BIOM}(1-m_{BIOM}) = 88551.6
\end{array}\right] \longrightarrow (3.117)$$

3.4 ΔΥΝΑΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΠΡΟΣΟΜΟΙΩΣΗ ΤΟΥ ΣΥΣΤΗΜΑΤΟΣ .

Η δυναμική ανάλυση της επίδρασης των εξωγενών μεταβλητών στην διαχρονική εξέλιξη της μεταβλητικότητας της Κατανάλωσης Η/Ε τόσο συνολικά όσο και διαστρωματικά παρουσιάζεται στους Πίνακες που ακολουθούν . Η ανάλυση αυτή γίνεται με βάση τους συντελεστές χρονικών υστερήσεων , όσο και με τους Συνολικούς , Interim και τους Standardized Interim πολλαπλασιαστές[1].

Από την δυναμική ανάλυση αυτών των επιδράσεων προκύπτουν μία σειρά από ενδιαφέροντα αποτελέσματα , τα οποία παρουσιάζουμε περιγραφικά .

Τέλος αν και τα αποτελέσματα των Πινάκων με τις δυναμικές αναλύσεις επιβεβαιώνουν την ευστάθεια του Συστήματος , στα Σχεδιαγράμματα που ακολουθούν όσο και στους αντίστοιχους Πίνακες προβλεπτικής ικανότητας δίδεται μία εικόνα της Δυναμικής Εξομοίωσης του Συστήματος της Κατανάλωσης Η/Ε στην Ελλάδα .

---

[1].Harvey A.C.,1981,"The Econometric Analysis of Time Series" σελ. 230-232 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.12

Δυναμική Ανάλυση της Επίδρασης της Μεταβλητής QEOIK
στήν
Διαμόρφωση τής Μεταβλητικότητας τής Εξηρτημένης Μεταβλητής QGNIC

	LAG DISTRIBUTION v_j	LAG COEFFICINT. $d_j=\beta v_j$	INTERIM MULTIPL. MULTIPLIERS. $d^*_j=\sum_{j=o}^{j} d_j$	STANDARDIZED INTERIM $d_j^+=\frac{d^*j}{d^*oo}$
0	.100000E+00	175.000	175.000	.104427
1	.900000E-01	157.500	332.500	.198411
2	.810000E-01	141.750	474.250	.282997
3	.729000E-01	127.575	601.825	.359124
4	.656100E-01	114.818	716.643	.427638
5	.590490E-01	103.336	819.978	.489301
6	.531441E-01	93.0022	912.980	.544798
7	.478297E-01	83.7020	996.682	.594745
8	.430467E-01	75.3318	1072.01	.639697
9	.387420E-01	67.7986	1139.81	.680154
10	.348678E-01	61.0187	1200.83	.716565
11	.313811E-01	54.9169	1255.75	.749336
12	.282430E-01	49.4252	1305.17	.778829
13	.254187E-01	44.4827	1349.66	.805373
14	.228768E-01	40.0344	1389.69	.829262
15	.205891E-01	36.0309	1425.72	.850763
16	.185302E-01	32.4279	1458.15	.870113
17	.166772E-01	29.1851	1487.33	.887529
18	.150095E-01	26.2666	1513.60	.903203
19	.135085E-01	23.6399	1537.24	.917309
20	.121577E-01	21.2759	1558.52	.930005
21	.109419E-01	19.1483	1577.67	.941431
22	.984771E-02	17.2335	1594.90	.951715
23	.886294E-02	15.5101	1610.41	.960970
24	.797664E-02	13.9591	1624.37	.969300
25	.717898E-02	12.5632	1636.93	.976797
26	.646108E-02	11.3069	1648.24	.983544
27	.581497E-02	10.1762	1658.41	.989616
28	.523348E-02	9.15858	1667.57	.995081
29	.471013E-02	8.24273	1675.82	1.00000

ΑΘΡΟΙΣΜΑ	.95761
ΜΕΣΟΣ	9.0000
ΔΙΑΜΕΣΟΣ	6.5788
ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ	90.000

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης

PROJECT : ΔΕΗ

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.13

Δυναμική Ανάλυση της Επίδρασης της Μεταβλητής QEOIK
στήν
Διαμόρφωση τής Μεταβλητικότητας τής Εξηρτημένης Μεταβλητής RPEOIK

	LAG DISTRIBUTION v_j	LAG COEFFICINT. $d_j=\gamma v_j$	INTERIM MULTIPL. MULTIPLIERS. $d^*_j=\sum_{j=o}^{j} d_j$	STANDARDIZED INTERIM $d_j^+=\frac{d*j}{d*oo}$
0	.900000	-280256.	-280256.	.900000
1	.900000E-01	-28025.6	-308282.	.990000
2	.900000E-02	-2802.56	-311084.	.999000
3	.900000E-03	-280.256	-311364.	.999900
4	.900000E-04	-28.0256	-311392.	.999990
5	.900000E-05	-2.80256	-311395.	.999999
6	.900000E-06	-.280256	-311396.	1.00000
7	.900000E-07	-.280256E-01	-311396.	1.00000
8	.900000E-08	-.280256E-02	-311396.	1.00000
9	.900000E-09	-.280256E-03	-311396.	1.00000
10	.900000E-10	-.280256E-04	-311396.	1.00000
11	.900000E-11	-.280256E-05	-311396.	1.00000
12	.900000E-12	-.280256E-06	-311396.	1.00000
13	.900000E-13	-.280256E-07	-311396.	1.00000
14	.900000E-14	-.280256E-08	-311396.	1.00000
15	.900000E-15	-.280256E-09	-311396.	1.00000
16	.900000E-16	-.280256E-10	-311396.	1.00000
17	.900000E-17	-.280256E-11	-311396.	1.00000
18	.900000E-18	-.280256E-12	-311396.	1.00000
19	.900000E-19	-.280256E-13	-311396.	1.00000
20	.900000E-20	-.280256E-14	-311396.	1.00000
21	.900000E-21	-.280256E-15	-311396.	1.00000
22	.900000E-22	-.280256E-16	-311396.	1.00000
23	.900000E-23	-.280256E-17	-311396.	1.00000
24	.900000E-24	-.280256E-18	-311396.	1.00000
25	.900000E-25	-.280256E-19	-311396.	1.00000
26	.900000E-26	-.280256E-20	-311396.	1.00000
27	.900000E-27	-.280256E-21	-311396.	1.00000
28	.900000E-28	-.280256E-22	-311396.	1.00000
29	.900000E-29	-.280256E-23	-311396.	1.00000

ΑΘΡΟΙΣΜΑ 1.0000
ΜΕΣΟΣ .11111
ΔΙΑΜΕΣΟΣ .30103
ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ .12346

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης

PROJECT : ΔΕΗ

Με βάση τόσο τις εκτιμήσεις της εξειδίκευσης .. και τα στοιχεία των Πινάκων 3.12 και 3.13 προκύπτουν μια σειρά απο ενδιαφέροντα συμπεράσματα οσο αφορά τουλάχιστον τα δυναμικά χαρακτηριστικά της σχέσης που συνδέει την εξαρτημένη με τις ανεξάρτητες μεταβλητές ($QGNIC_t$ και $RPEDIK_t$.

Δεδομένης της σταθερότητας όλων των άλλων ερμηνευτικών μεταβλητών , μια οριακή αύξηση στο Ακαθάριστο Εθνικό Εισόδημα (σε σταθερές τιμές 1970), θα επιφέρει μια θετική αυξηση στην διαμόρφωση της μεταβλητικότητας της εξαρτημένης μεταβλητής .Η αύξηση αυτή δεν θα επέλθει αυτόματα ,αλλά θα εκδηλωθεί κατά ενα μέρος στην αρχική περίοδο ενώ το υπόλοιπο μέρος θα κατανεμηθεί διαχρονικά ακολουθώντας μια φθίνουσα γεωμετρική εξέλιξη.

- Η μισή επίδραση θα εκδηλωθεί μεταξύ του 7ου και 9ου τριμήνου (το 8ο τρίμηνο θα έχουμε επίδραση του 54 % της επίδρασης).

- Η επίδραση αυτή θα εξαντληθεί εντελώς μετά απο 30 περίπου τρίμηνα (31^{ο} τρίμηνο θα πρέπει να περιμένουμε μια αύξηση στην κατανάλωση Η/Ε στον Οικιακό τομέα ,όταν θα έχει επέλθει μια οριακή αύξηση στο Ακαθάριστο Εθνικό Προϊον την περίοδο 0).

Δεδομένης της σταθερότητας όλων των άλλων ερμηνευτικών μεταβλητών μια οριακή αύξηση στην σχετική τιμή της κατανάλωσης Η/Ε στον Οικιακό Τομέα, θα έχει αρνητικές επιδράσεις στην διαμόρφωση των τιμών της κατανάλωσης Η/Ε στον Οικιακό Τομέα .Η επίδραση αυτή δεν είναι αυτόματη αλλά κατανέμεται ακολουθώντας μια γεωμετρική φθίνουσα εξέλιξη με τα εξής χαρακτηριστικά :

- Το 99.9% της επίδρασης ,που προέρχεται απο την <u>οριακή μεταβολή στις σχετικές τιμές της κατανάλωσης Η/Ε στον Οικιακό Τομέα</u> ,θα εκδηλωθεί το πρώτο τρίμηνο.

- Μια αύξηση στην Μέγιστη Θερμοκρασία θα επιφέρει μια μείωση στην κατανάλωση της Η/Ε στον Οικιακό Τομέα.

Μια αύξηση της επίδρασης του δείκτη μέσης αξίας εισαγωμένων στην κατηγορία 03 ,θα επιφέρει μια μείωση στην κατανάλωση Η/Ε στον Οικιακό Τομέα. Η αρνητικότητα της επίδρασης αυτης δικαιολογείται ως επακόλουθο του καταμερισμού των δαπανών που σίγουρα συνεπάγεται και μια μείωση στην κατανάλωση της Η/Ε .

Οσο αφορά το εποχικό πρότυπο που ακολουθεί η εξηρτημένη μεταβλητή στην διαχρονική της εξέλιξη ,έχουμε να παρατηρήσουμε τα εξής:

Κάθε <u>πρώτο τρίμηνο</u> υπαρχει μια σχετικά έντονη συνιστώσα αποτελούμενη απο:

* Αρνητική σταθερή επιδραση (Q_{1t})
* Αρνητική γεωμετρικά αύξουσα επίδραση (Q_{1t} TR^{2}_{t})
* Θετική γεωμετρικά φθίνουσα επίδραση (Q_{1t} TR^{3}_{t})

Κάθε δεύτερο τρίμηνο έχουμε μια εποχική συνιστώσα αποτελούμενη απο:

* Θετική γεωμετρικά αυξουσα επίδραση (Q_{2t} TR^2_t)
* Αρνητική γεωμετρικά φθίνουσα επίδραση (Q_{2t} TR^3_t)

Κάθε τρίτο τρίμηνο υφίσταται μια εποχική συνιστώσα αποτελούμενη από:

* Θετικά σταθερή αύξουσα επίδραση (Q_{3t} TR_t)

Κάθε τέταρτο τρίμηνο υφίσταται μια εποχική συνιστώσα,αποτελούμενη από:

* Θετική γεωμετρικά αύξουσα επίδραση (Q_{4t} TR^2_t)
* Αρνητική γεωμετρικά φθίνουσα επίδραση (Q_{4t} TR^3_t)

Τα δυναμικά χαρακτηριστικά που διέπουν την (μονόδρομη) αιτιώδη σχέση της εξαρτημένης μεταβλητής ($QEAGR_t$) με τις ανεξάρτητες μεταβλητές ($QVAGR_t$ και $REPAGR_t$) δίνονται στους Πίνακες 3.14 και 3.15 αντιστοίχως .

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.14

Δυναμική Ανάλυση της Επίδρασης της Μεταβλητής QEAGR
στήν
Διαμόρφωση τής Μεταβλητικότητας τής Εξηρτημένης Μεταβλητής RPEAGR

	LAG DISTRIBUTION v_j	LAG COEFFICINT. $d_j=\beta v_j$	INTERIM MULTIPL. MULTIPLIERS. $d^*_j=\sum_{j=o}^{j} d_j$	STANDARDIZED INTERIM $d_j^+=\frac{d^*_j}{d^*_{oo}}$
0	.100000E+00	880.000	880.000	.104427
1	.900000E-01	792.000	1672.00	.198411
2	.810000E-01	712.800	2384.80	.282997
3	.729000E-01	641.520	3026.32	.359124
4	.656100E-01	577.368	3603.69	.427638
5	.590490E-01	519.631	4123.32	.489301
6	.531441E-01	467.668	4590.99	.544798
7	.478297E-01	420.901	5011.89	.594745
8	.430467E-01	378.811	5390.70	.639697
9	.387420E-01	340.930	5731.63	.680154
10	.348678E-01	306.837	6038.47	.716565
11	.313811E-01	276.153	6314.62	.749336
12	.282430E-01	248.538	6563.16	.778829
13	.254187E-01	223.684	6786.84	.805373
14	.228768E-01	201.316	6988.16	.829262
15	.205891E-01	181.184	7169.34	.850763
16	.185302E-01	163.066	7332.41	.870113
17	.166772E-01	146.759	7479.17	.887529
18	.150095E-01	132.083	7611.25	.903203
19	.135085E-01	118.875	7730.13	.917309
20	.121577E-01	106.987	7837.11	.930005
21	.109419E-01	96.2887	7933.40	.941431
22	.984771E-02	86.6598	8020.06	.951715
23	.886294E-02	77.9939	8098.06	.960970
24	.797664E-02	70.1945	8168.25	.969300
25	.717898E-02	63.1750	8231.42	.976797
26	.646108E-02	56.8575	8288.28	.983544
27	.581497E-02	51.1718	8339.45	.989616
28	.523348E-02	46.0546	8385.51	.995081
29	.471013E-02	41.4491	8426.96	1.00000

ΑΘΡΟΙΣΜΑ .95761
ΜΕΣΟΣ 9.0000
ΔΙΑΜΕΣΟΣ 6.5788
ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ 90.000

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.15

Δυναμική Ανάλυση της Επίδρασης της Μεταβλητής QEAGR στην Διαμόρφωση τής Μεταβλητικότητας τής Εξηρτημένης Μεταβλητής RPEAGR

	LAG DISTRIBUTION vj	LAG COEFFICINT. $dj=\beta vj$	INTERIM MULTIPL. $d*j=\sum_{j=o}^{j} dj$	STANDARDIZED INTERIM MULTIPLIERS. $dj+=\frac{d*j}{d*oo}$
0	.100000E+00	-5547.00	-5547.00	.104427
1	.900000E-01	-4992.30	-10539.3	.198411
2	.810000E-01	-4493.07	-15032.4	.282997
3	.729000E-01	-4043.76	-19076.1	.359124
4	.656100E-01	-3639.39	-22715.5	.427638
5	.590490E-01	-3275.45	-25991.0	.489301
6	.531441E-01	-2947.90	-28938.9	.544798
7	.478297E-01	-2653.11	-31592.0	.594745
8	.430467E-01	-2387.80	-33979.8	.639697
9	.387420E-01	-2149.02	-36128.8	.680154
10	.348678E-01	-1934.12	-38062.9	.716565
11	.313811E-01	-1740.71	-39803.6	.749336
12	.282430E-01	-1566.64	-41370.3	.778829
13	.254187E-01	-1409.97	-42780.2	.805373
14	.228768E-01	-1268.98	-44049.2	.829262
15	.205891E-01	-1142.08	-45191.3	.850763
16	.185302E-01	-1027.87	-46219.2	.870113
17	.166772E-01	-925.083	-47144.3	.887529
18	.150095E-01	-832.575	-47976.8	.903203
19	.135085E-01	-749.317	-48726.1	.917309
20	.121577E-01	-674.386	-49400.5	.930005
21	.109419E-01	-606.947	-50007.5	.941431
22	.984771E-02	-546.252	-50553.7	.951715
23	.886294E-02	-491.627	-51045.4	.960970
24	.797664E-02	-442.464	-51487.8	.969300
25	.717898E-02	-398.218	-51886.0	.976797
26	.646108E-02	-358.396	-52244.4	.983544
27	.581497E-02	-322.557	-52567.0	.989616
28	.523348E-02	-290.301	-52857.3	.995081
29	.471013E-02	-261.271	-53118.6	1.00000

ΑΘΡΟΙΣΜΑ .95761
ΜΕΣΟΣ 9.0000
ΔΙΑΜΕΣΟΣ 6.5788
ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗ 90.000

Πηγή : Εκτιμήσεις της μελέτης

PROJECT : ΔΕΗ

Σύμφωνα με τα στοιχεία των Πινάκων 3.14 και 3.15 προκύπτουν τα εξής σημαντικά αποτελέσματα όσο αφορά τις δυναμικές σχέσεις που συνδέουν την εξηρτημένη με τις δύο βασικές ανεξάρτητες μεταβλητές ($QVAGRC_t$, $REPAGR_t$).

* Η επίδραση του Ακαθάριστου Προϊόντος της Γεωργίας (σε σταθερές τιμές 1970),είναι θετική δεδομένης της μη μεταβολής όλων των άλλων ερμηνευτικών μεταβλητών .Η επίδραση αυτή κατανέμεται διαχρονικά ακολουθώντας μια γεωμετρικά φθίνοντα εξέλιξη.Ειδικώτερα :

- Το ήμισυ της επίδρασης αυτής θα εξαντληθεί μεταξύ της 3ης και 4ης περιόδου (το τέταρτο τρίμηνο θα έχει εξαντληθεί το 59.1% της επίδρασης αυτής).

- Το 99.9%της επίδρασης αυτής θα εξαντληθεί εντελώς μετά από 31 περιόδους (τρίμηνα).

* Δεδομένης της σταθερότητας όλων των άλλων ερμηνευτικών μεταβλητών, η επίδραση των σχετικών τιμών της κατανάλωσης Η/Ε στον Αγροτικό Τομέα είναι ως ανεμένετο αρνητική .Η επίδραση αυτή δεν είναι αυτόματη ,αλλά κατανέμεται διαχρονικά ακολουθώντας μια φθίνουσα γεωμετρική πρόοδο .Ειδικώτερα:

- Το ήμισυ της επίδρασης της μεταβλητής των σχετικών τιμών εξαντλείται μεταξύ 7-9 περιόδων (τρίμηνα).(Το 54% θα εξαντληθεί εντός 8 τριμήνων).

- Το 98.9% της επιδράσεις θα εξαντληθεί μετά από 30 τρίμηνα (Μετά απο 30 τρίμηνα θα πρέπει να αναμένουμε μια μείωση της κατανάλωσης Η/Ε κατά -261.2 KwH).

Μια αύξηση της μέγιστης θερμοκρασία θα επιφέρει μια αύξηση της κατανάλωσης Η/Ε.Αλλωστε οι συνθήκες θερμοκρασίες στην γεωργία συνδιάζεται έντονα με το Ακαθάριστο Γεωργικό Προϊον .

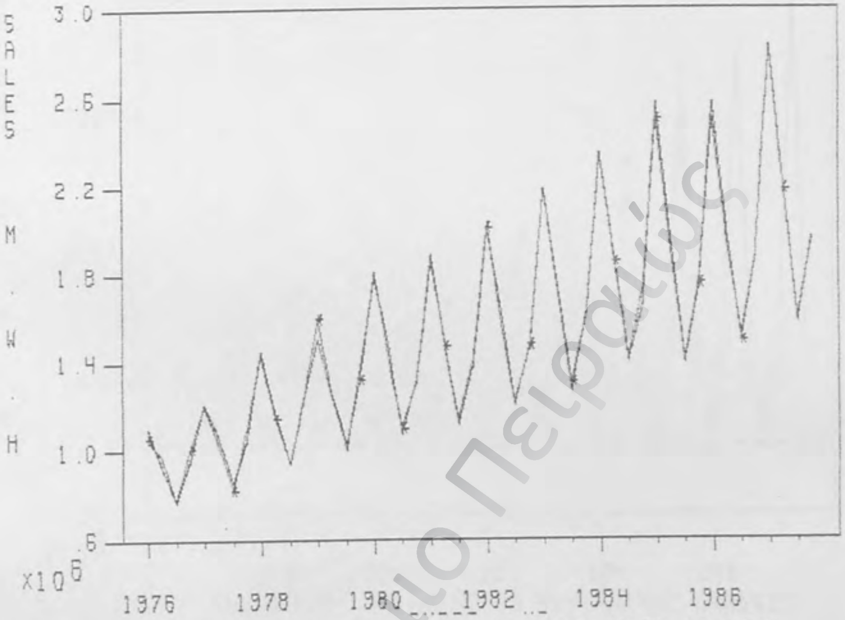
Οσο αφορά το εποχικό πρώτυπο που έχει ενσωματωθεί στην εκτιμηθείσα εξειδίκευση (*3α**) έχουμε να παρατηρήσουμε τα εξής :

* Κάθε πρώτο τρίμηνο υφίσταται μια εποχική συνιστώσα η οποία συνίσταται σε (μια) :
  - Σταθερά θετική αύξουσα συνιστώσα της μορφής ($Q_{1t}\ TR_t$)
  - Γεωμετρικά αύξουσα αρνητική συνιστώσα της μορφής ($Q_{1t}\ TR^3{}_t$)
  - Γεωμετρικά αύξουσα θετική συνιστώσα της μορφής ($Q_{1t}\ TR_2{}^t$)

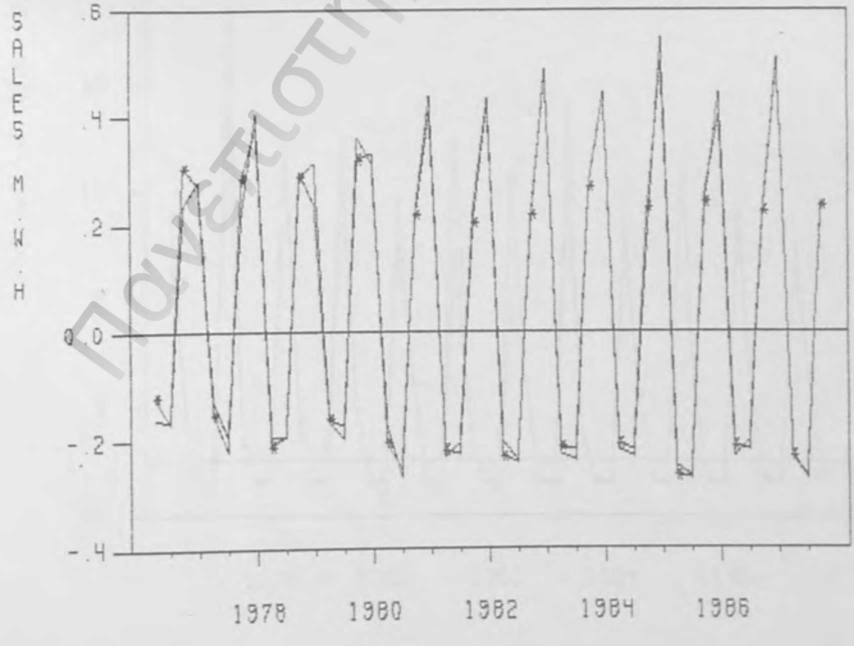
* Κάθε δεύτερο τρίμηνο υφίσταται μια θετικά αύξουσα εποχική συνιστώσα της μορφής ($Q_{2t}\ TR^2{}_t$)

* Κάθε τέταρτο τρίμηνο υφίσταται μια θετικά αύξουσα εποχική συνιστώσα της μορφής ($Q_{4t}\ TR_t$) .

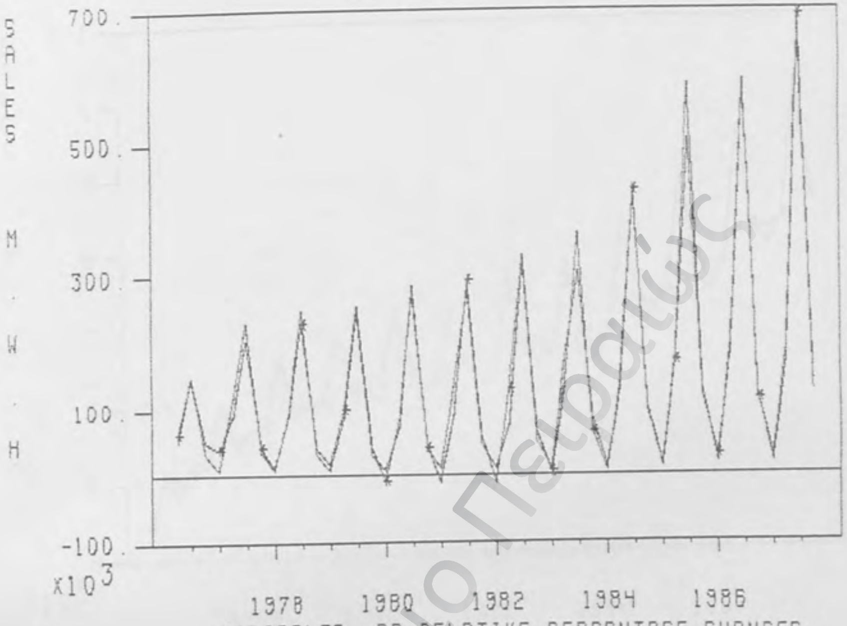
ORIGINAL AND THEORETICAL VARIABLES



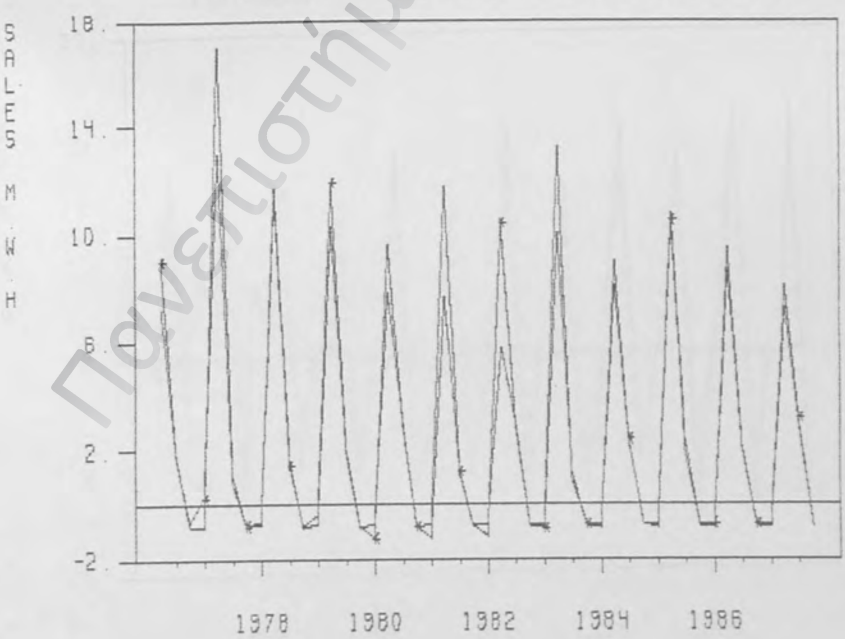
VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES



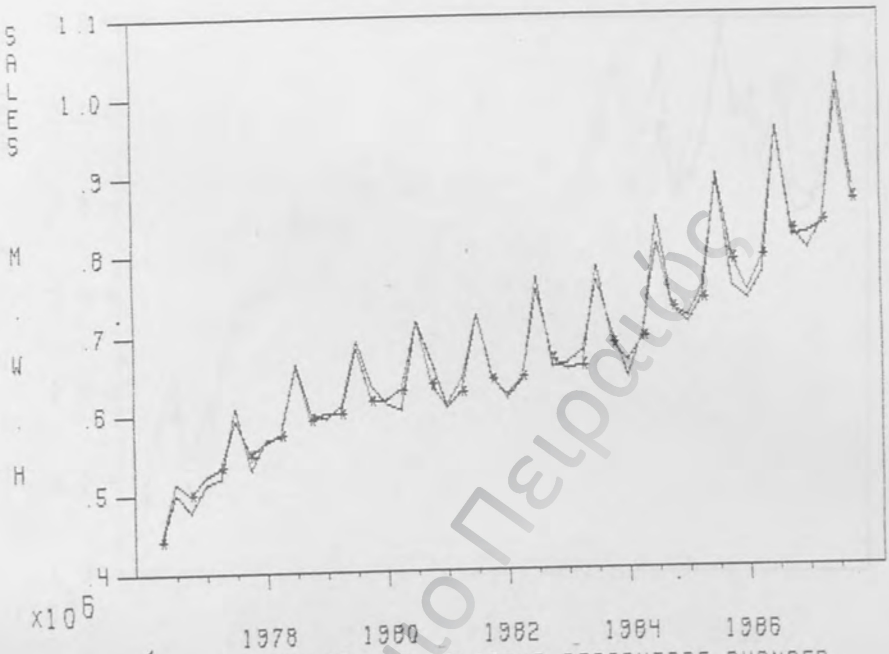
ORIGINAL AND THEORETICAL VARIABLES



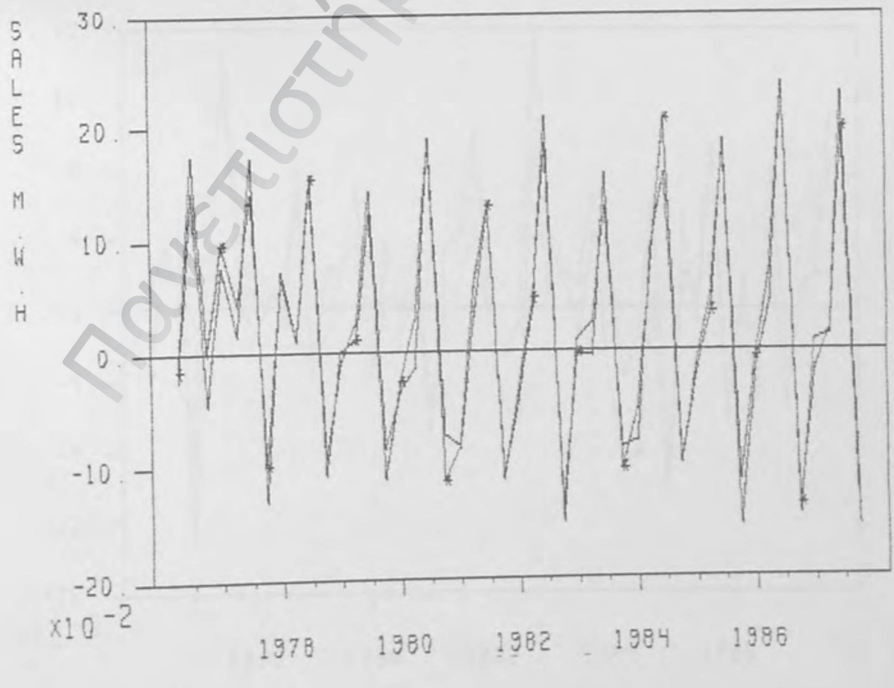
VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES



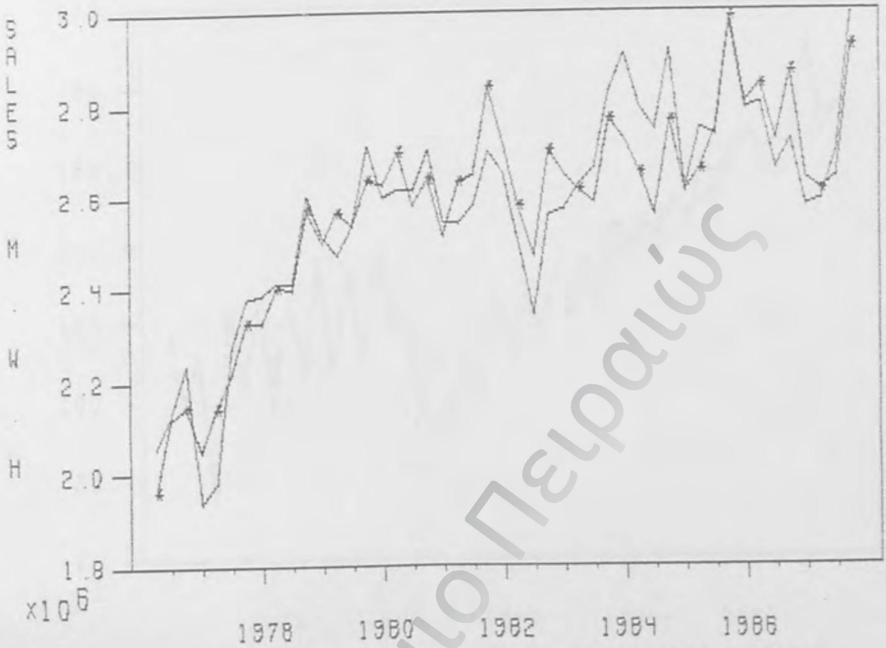
ORIGINAL AND THEORETICAL VARIABLES



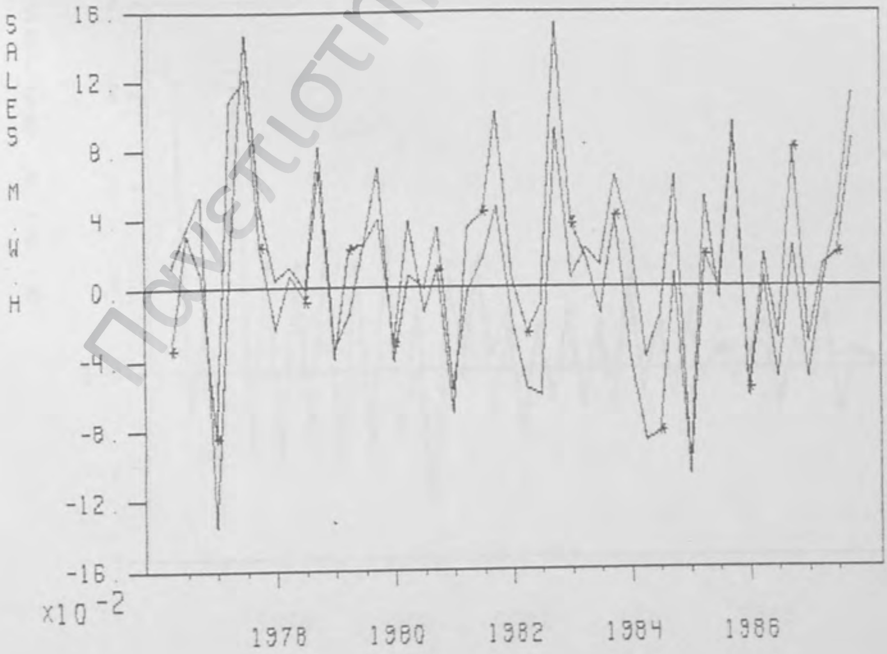
VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES



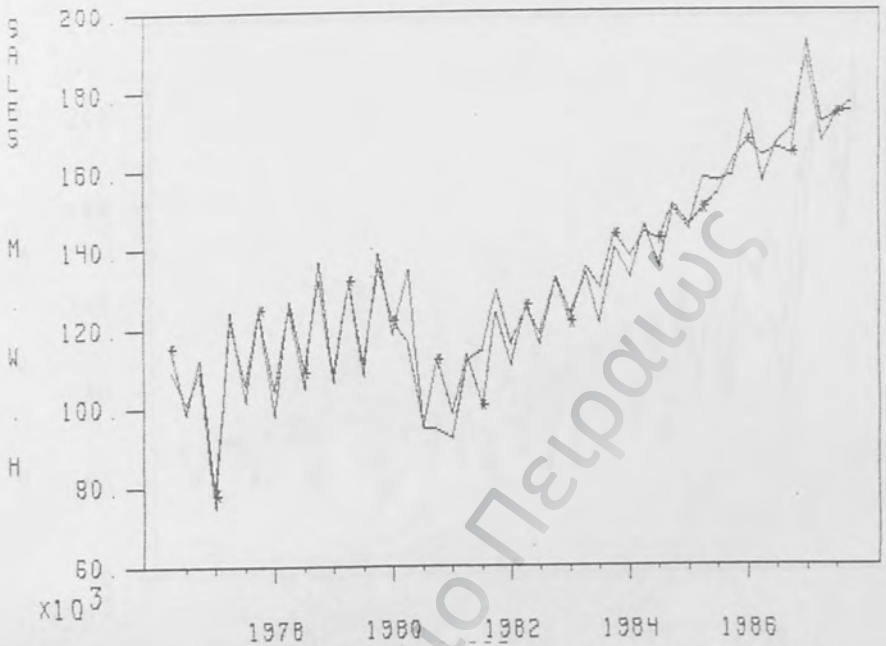
ORIGINAL AND THEORETICAL VARIABLES



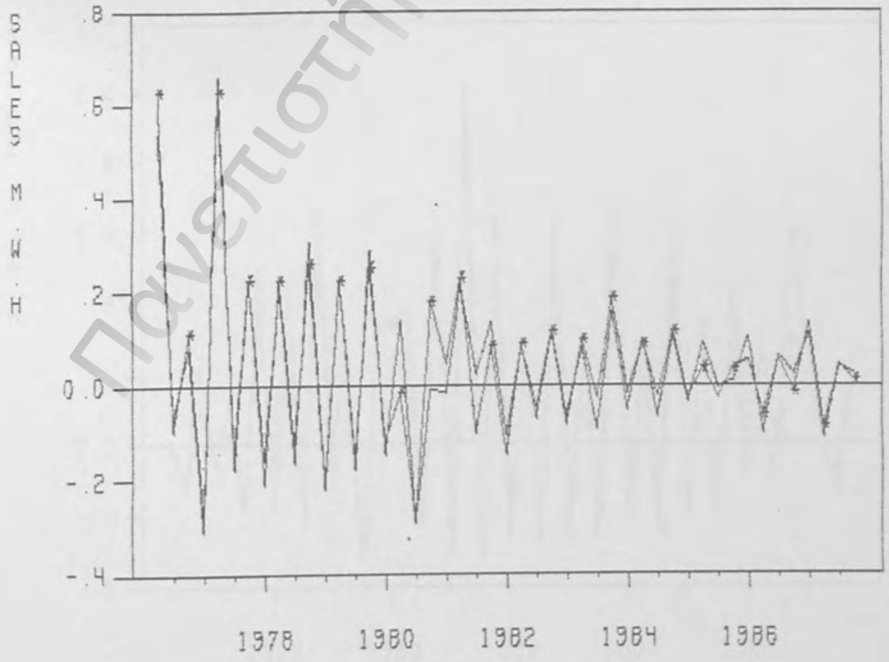
VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES



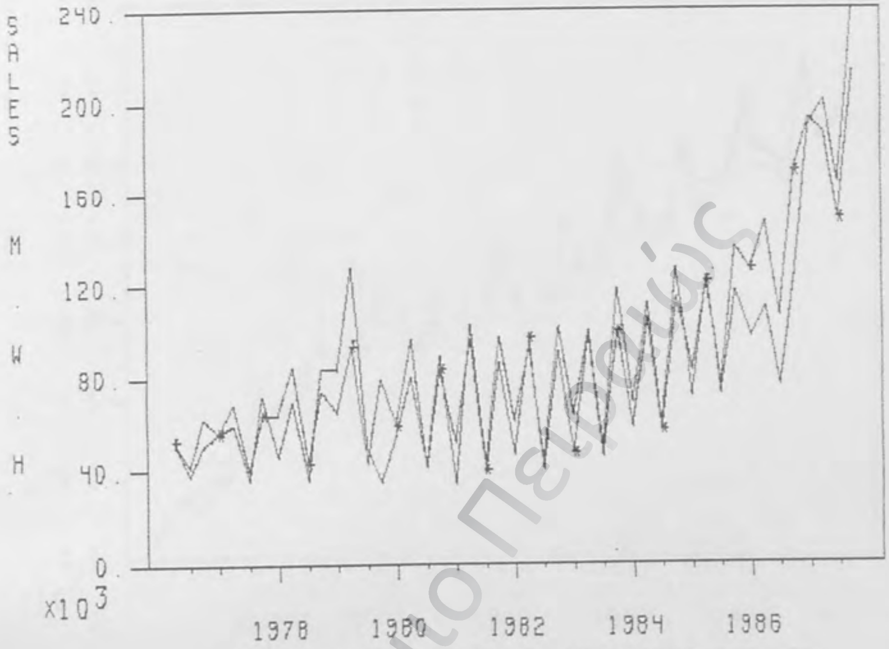
ORIGINAL AND THEORETICAL VARIABLES



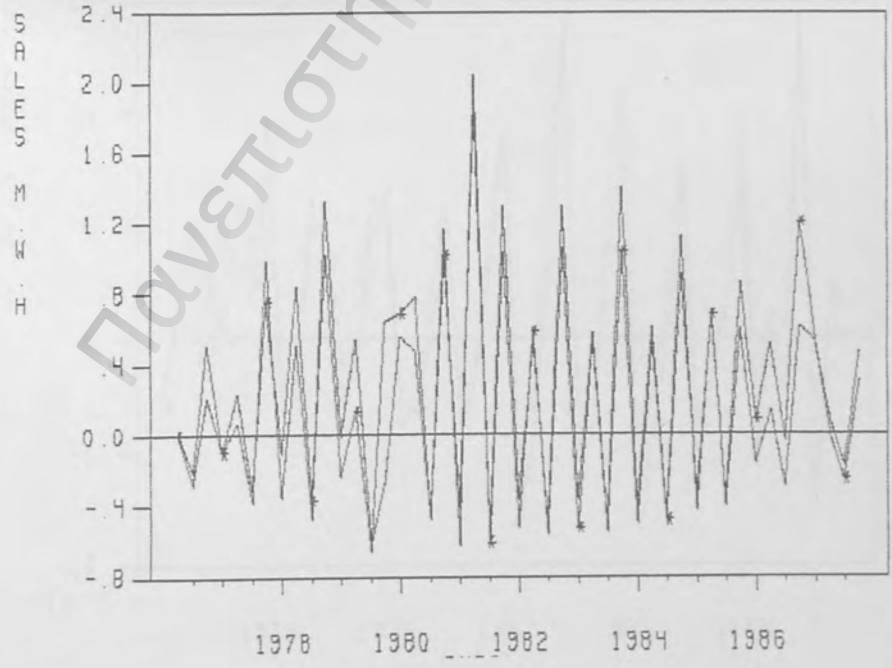
VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES



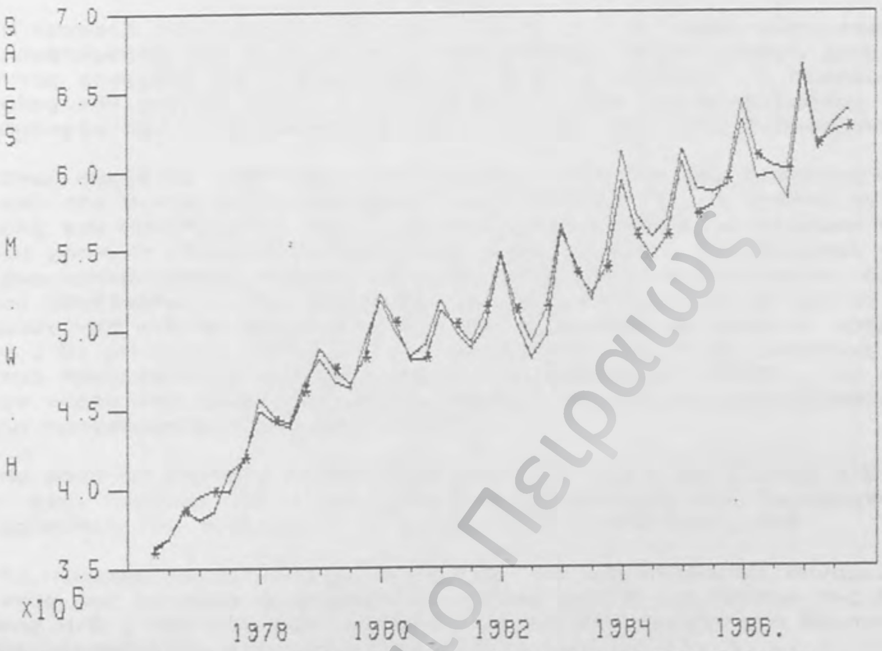
PROJEC: [illegible] :ORIGINAL AND THEORETICAL VARIABLES



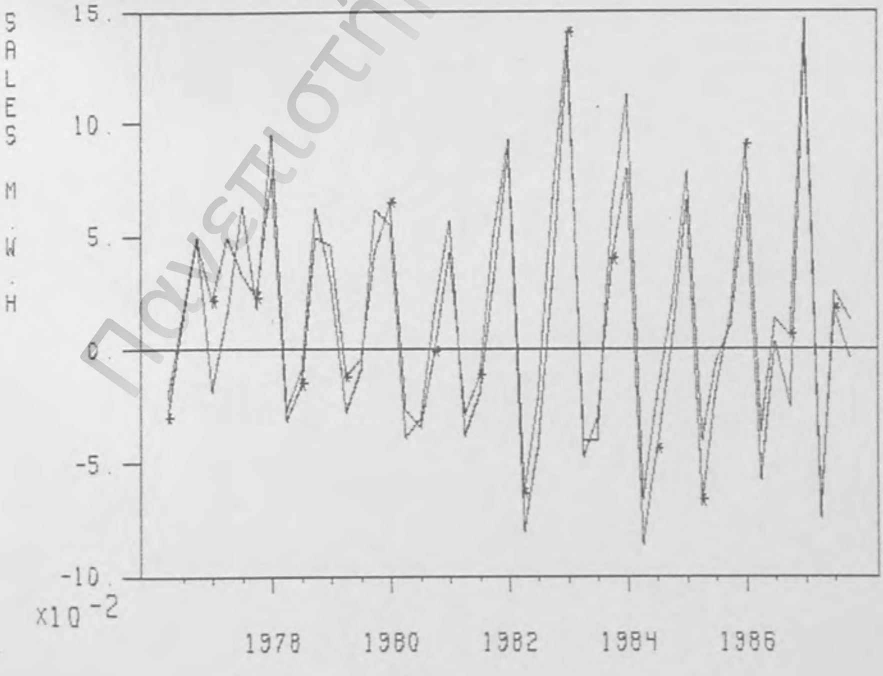
VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES



ORIGINAL AND THEORETICAL VARIABLES



VARIABLES AS RELATIVE PERCANTAGE CHANGES



ΑΝΑΣΚΟΠΙΣΗ-ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η εργασία αυτή ασχολείται ουσιαστικά με τον τρόπο αντιμετώπισης του προβλήματος της εκτίμησης Οικονομετρικών Υποδειγμάτων χρησιμοποιώντας στοιχεία με διάφορη χρονική αθροιστικότητα . Η διόρθωση των χρονολογικών σειρών είναι μία περίπτωση αυτού του προβλήματος . Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε είναι αυτή της Μεγίστης Πιθανοφάνειας .

Οπως φαίνεται τόσο από την θεωρητική ανάλυση της Ενότητας Ι όσο και από την αντίστοιχη εμπειρική της Ενότητας ΙΙ , ο τρόπος αντιμετώπισης του προβλήματος της εκτίμησης υποδειγμάτων με διάφορη αλλά nested χρονική αθροιστικότητα είναι ουσιαστικός . Συνοδεύεται όμως από ένα υψηλό κόστος υπολογισμών και ενός σχετικά δυσεύρετο Λογισμικού (Software) . Στο τέλος της μελέτης παρουσιάζουμε μία σειρά από ρουτίνες ειδικά γραμμένες για την αντιμετώπιση τέτοιων προβλημάτων . Οι ρουτίνες αυτές είναι γραμμένες με βάση τις ρουτίνες ενός γνωστού προγράμματος για Οικονομετρικές εφαρμογές (RATS) , αν και με τον τρόπο που είναι δομημένες μπορούν εύκολα να προσαρμοσθούν και σ'άλλα προγράμματα (TSP,TROLL,κλπ.) .

Με βάση τα μηνιαία διορθωμένα στοιχεία της Κατανάλωσης Η/Ε , γίνεται στην Ενότητα ΙΙΙ η εκτίμηση ενός Οικονομετρικού Συστήματος για την ερμηνεία και πρόβλεψη της τριμηνιαίας Κατανάλωσης Η/Ε .

Το Οικονομετρικό Σύστημα αναλύεται και εξομοιώνεται δυναμικά παρέχοντάς μας χρήσιμα συμπεράσματα , τόσο για την πρόβλεψη της Κατανάλωσης Η/Ε , όσο και για τις δυνατότητες που έχουμε για άσκηση επιτυχούς οικονομικής και γενικότερα κοινωνικής πολιτικής .

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.

ΕΙΔΙΚΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

ΔΥΝΑΜΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΜΕ ΚΑΘΟΡΙΣΜΕΝΟ ΑΡΙΘΜΟ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ.

(FINITE DISTRIBUTED LAG MODELS)

Akaike,H.(1973) "Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle", in B.N.Petrov and F.Csaki, eds., 2nd International Symposium on Information Theory, Akademiai Kiado, Budapest, 267-281.

Allen,R.G.D.(1959) Mathematical Economics, 2nd ed., Macmillan, London.

Almon,S.(1965) "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures", Econometrica, 33, 178-196.

Amemiya,T. and K.Morimune(1974) "Selecting the Optimal order of Polynomial in the Almon Distributed Lag", Review of Economics and Statistics, 56, 378-386.

Anderson,T.W.(1971) The Statistical Analysis of Time Series, Wiley, New York.

Apostol,T.(1962) Calculus, Volume 2, Wiley, New York.

Cooper,J.D.(1972) "Two Approaches to Polynomial Distributed Lag Estimation: An Expository Note and Comment", American Statistician, 26, 32-35.

Corrado,C.(1977) "Smooth Distributed Lag Estimation and Smoothing Spline Functions in Hilbert Spaces", Journal of Ecomometrics, 5, 211-219.

Corrado,C. and G.Gambetta(1976) "The Estimation of Distributed lags by Spline Functions", Empirical Economics, 1, 41-51.

DeLeeuw,F.(1962) "The Demand for Capital Goods by Manufacturers: A Study of Quarterly Time Series", Econometrica, 30, 407-423.

Dhrymes,P.J.(1971) Distributed Lags: Problems of Estimation and Formulation, Holden-Day, San francisco.

Fisher,I.(1937) "Note on a Short-Cut Method for Calculating Distributed Lags", Bulletin de l'Institut International de Statistique, 29, 323-328.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Fomby,T.B.(1979) "Mean Square Error Evaluation of Shiller's Smoothness Priors", International Economic Review, 20, 203-216.

Frost,P.A.(1975) "Some Properties of the Almon Lag Technique When One Searches for Degree of Polynomial and Lag", Journal of the American Statistical Association, 70, 606-612.

Γκαμαλέτσος Θ.: International Comparison of Consumer Expenditures: An Econometric Analysis, Doctoral Dissertation, University Winsconsin, Σεπτέμβριος 1970, σελ. 154.

Εφηρμοσμένη Οικονομετρία, Τόμος Α', (Συναρτήσεις Παραγωγής -Τεχνολογική Μεταβολή), Εκδόσεις Παπαζήση, Αθήναι 1972, σελ.117.

Οικονομετρία (Θεωρία Ασκήσεις Λύσεις Ασκήσεων), Αθήναι 1927, σελ 404.

Διακλαδική Ανάλυσις των Δαπανών Ιδιωτικής Καταναλώσεως τη Ελληνικής Οικονομίας, ΚΕΠΕ, 1975, σελ 200.

A Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns, European Economic Review, Spring 1970, pp.44.

Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns, European Economic Review, April 1973, pp.20.

A Generalized Linear Expenditure System, Applied Economics, Vol. 6. pp.59-71.

Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns: A Reply, European Economic Review, Vol.5, 1974.

Συναρτήσεις Εισαγωγών των Κυριωτέρων Χωρών-Μελών του ΟΟΣ Σπουδαί, Τόμος ΚΔ', Τεύχος 3, Σεπτέμβριος 1974.

Godfrey,L.G. and D.S.Poskitt(1975) "Testing the Restrictions of the Almon Lag Technique", Journal of the American Statistical Association, 70, 105-108.

Goodnight,J. and T.D.Wallace(1972) "Operational Techniques and Tables for Making Weak MSE Tests for Restrictions in Regressions", Econometrica, 40, 699-709.

Griffiths,W.E. and R.F.Kerrison(19780 "Using Specification Error Tests to Choose Between Aiternative Polynomial Lag Distributions: An Application to Investment Functions", working parer, University of New England, Armidale, Australia.

Hamlen,S.S. and W.A.Hamlen,Jr.(1978) "Harmonic Alternatives to the Almon Polynomial Technique", Journal of Econometrics, 6, 57-66.

Harper,C.P.(1977) "Testing for the Existence of a Lagged Relationship Within Almon's Method", Review of Economics and Statistics, 50, 204-210.

Hatanaka,M. and T.D.Wallace(1980) "Multicollinearity and the Estimation of Low Order Moments in Stable lag Distributions", in: J.Kmenta and J.Ramsey, eds., Evaluation of Econometric Models, Academic Press, New York.

Hendry,D.F.,A.R.Pagan and J.D.sargan(1982) "Dynamic Specification", forthcoming in Handbook of Econometrics, Z.Griliches and M.D.Intriligator, eds., North-Holland, Amsterdam.

Hill,R.C. and S.R.Johnson(1976) "Almon Lags, Restricted Least Squares and the Choice of Optimal Polynomials", working paper, University of Georgia, Athens.

Judge,G.G. and M.E.Bock(1978) The Statistical Implications of Pre-test and Stein-Rule Estimators in Ecomometrics, North-Holland, Amsterdam.

Judge,G.G.,R.C.Hill,W.E.Griffiths,H.Lutkepohl and T.C.Lee(1982) Intriduction to the Theory and Practice of Econometrics, Wiley, New York.

Judge,G.G.,T.A.Yancey and M.E.Bock(1973) "Properties of Estimators After Preliminary Test of Significance When Stochastic Restrictions Are Used in Regression", Journal of Econometrics, 1, 29-48.

Morey,M.J.(1981) "On the Correspondence Between the Almon Polynomial and a Harmonic Alternative Due to Hamlen and Hamlen", working paper, Department of Economics, Indiana University, Bloomington, Indiana.

Pagano,M. and M.J.Hartley(1981) "On Fitting Distributed Lag Models Subject to Polynomial Restrictions", Journal of Econometrics, 16, 171-198.

Poirier,D.J.(1976) The Economics of Structural Change with Special Emphasis on Spline Functions, North-Holland, Amsterdam.

Ramsey,J.B.(1969) "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis", Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 31, 350-371.

Ramsey,J.B.(1974) "Classical Model Selection Through Specification Error Tests", in Paul Zarembka, ed., Frontiers in Econometrics, Academic Press, New York, 13-47.

Ramsey,J.B. and R.Gilbert(1972) "A Monte carlo Study of Some

Small Sample Properties of Tests for Specification Error", Journal of the American Statistical Association, 67, 180-186.

Ramsey, J.B. and P.Schmidt(1976) "Some Further Results on the Use of OLS and BLUS Residuals in Specification Error Tests", Journal of the American Statistical Association, 71, 389-390.

Schmidt, P. and R.Sickles(1975) "On the Efficiency of the Almon Lag Technique", International Economic Review, 16, 792-775.

Schmidt, P. and R.N.Waud(1973) "The Almon Lag Technique and the Monetary versus Fiscal Policy Debate", Journal of the American Statistical Association, 68, 11-19.

Shibata, R.(1981) "An Optimal Selection of Regression Variables", Biometrika, 68, 45-54.

Shiller, R.J.(1973) "A Distributed Lag Estimator Derived from Smoothness Priors", Econometrica, 41, 775-788.

Shiller, R.J.(1975) "Alternative Prior Representations of "Smoothness" for Distributed Lag Estimation", working paper 89, National Bureau of Economic Research.

Silver, J.L. and T.D.Wallace(1980) "The Lag Relationship Between Wholesale and Consumer Prices: An Application of the Hatanaka-wallace Procedure", Journal of Econometrics, 12, 375-387.

Taylor, W.E.(1974) "Smoothness Priors and Stohastic Prior Restrictions in Distributed Lag Estimation", International Economic Review, 15, 803-804.

Terasvirta, T.(1976) "A Note on Bias in the Almon Distributed Lag Estimator", Econometrica, 44, 1317-1322.

Terasvirta, T.(1980) "The Polynomial Distributed Lag Revisited", Empirical Economics, 5, 69-81.

Terasvirta, T. and I.Mellin(1983) "Estimation of Polynomial Distributed Lag Models", Research Report No.41, Department of Statistics, University of Helsinki.

Thursby, J.G.(1979) "Alternative Specification Error Tests: A Comperative Study", Journal of the American Statistical Association, 74, 222-225.

Thursby, J.G. and P.Schmidt(1977) "Some Properties of Tests for Specification Error in a Linear Regrassion Model", Journal of the American Statistical Association, 72, 635-641.

Thomas, J.J.(1977) "Some Problems in the Use of Almon's Technique

in the Estimation of Distributed Lags",
Empirical Economics, 2, 175-193.

Toro-Vizcarrondo,C. and T.D.Wallace(1968) "A Test of the Mean Square Error Criterion for Restrictions in Linear Regression",
Journal of the American Statistical Assiciation, 63, 558-572.

Trivedi,P.K.(1970) "A Note on the Application of Almon's Method of Calculating Distributed lag Coefficients",
Metroeconomica, 22, 281-286.

Trivedi,P.K. and A.R.Pagan(1979) "Polynomial Distributed Lags: A Unified Treatment",
Economic Studies Quarterly, 30, 37-49.

Wallace,T.D.(1972) "Weaker Criteria and Tests for Linear Restrictions in Regression",
Econometrica, 40, 689-698.

Wallace,T.D. and C.E.Toro-Vizcarrondo(1969) "Tables for the Mean Square Error Test for Exat Linear Restrictions in Regression",
Journal of the American Statistical Association, 64, 1649-1663.

Yancey,T.A.,G.G.Judge, and M.E.Bock(1973) "Wallace's Mean Squared Error Critetion for Testing Linear Restrictions in Regression: A Tighter Bound",
Econometrica, 41, 1203-1206.

ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΜΕ ΑΚΑΘΟΡΙΣΤΟ ΑΡΙΘΜΟ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ.

(INFINITE DISTRIBUTED LAG MODELS)

Amemiya,T. and W.A.Fuller (1967) "A Comparative Study of Alternative Estimators in a Distributed Lag Model "Econometrika, 35,509-529.

Box ,G.E.P.and G.M.Jenkins (1976) Time Series Analysis,Forecasting and Control, Holden-Day ,San Francicso.

Breusch ,T.S. and A.R.Pagan (1980) "The Langrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics" Review of Economic Studies ,48, 239-252.

Bryan, W.R. (1967) "Bank Adjustments to Policy :Altenative Estimates of the Lag ", American Econometric Review,57, 855-864.

Cargill, T.F and R.A Meyer (1974) "Some Time and Frequensy Domain Distributed Lag Estimators :A Comperative Monte Carlo Study " Econometrica 42,1031-1044.

Chetty, V.K (1971) "Estimation of Solow 's Distribyted Lag Models", Econometrica ,39,99-177

Cragg, J.G (1982) "Estimation of Testing in Time-Series Regrassion Models with Heteroscedastic Distributed " Journal of Econometrics ,20,135-157.

Dhrymes , P.J (1969) "Efficient Estimation of Distributed Lags with Autocorelated Errors ", International Economic Review, 10, 47-67.

Dhrymes , P.J (1971a) Distributed Lags :Problems of Estimation and Formation ",Holden-Day ,San Francisco.

Dhrymes , P.J. (1971b) "On The Strong Consistency of Estimators for Certain Distributed Lag Models with Aytocorrelated Errors ", Intenational Economic Review ,12,329-343.

Dhrymes ,P.J,K.R Klein and K. Steiglitz (1970) "Estimation of Distributed Lags ", International Economic Review, 11, 235-250.

Doran H.E and W.E Giffiths (1978) "Incosistensy of the OLS Estimators of the Partial Adjustment -Adaptive Expectation Model", Journal of Econometrics 6, 133-146.

Fisher ,I (1937) "Note on Short -Cut Method for Calculating Distributed Lags", Bulletin de l'Institut International de Statistique ,29,323-327.

Fomby,T.B. and D.K. Guilkey (1983) "An Examination of Two-Step Estimators for Models with Lagged Dependent and Autocorrelated Errors ", Journal of Econometrics , 22 291-300.

Gaab ,W.(1974) Schatzung verteilter lags ,Antos Hain ,Meisenheim am Glan

Geweke ,J.(1948) "Temporal Aggregation in the Multiple Regression Model", Econometrica ,46,643-661.

Glejser, H.(1977) "On Two New Methods to Deal with Truncation Remainders

Small Sample Distributed Lag Models with Autocorrelated Disturbances", International Economic Review ,18,783-786.

Granger,C.W.J and P.Newbold (1977) Forecasting Economic Time Series . Academic Press ,New York .

Grether,D.M and G.S Maddala (1973) "Errors in Variables and Serially Correlated Disturbances in Distributed Lag Models ", Econometrica ,41,255-262.

Griliches ,Z.(1967) "Distributed Lags: A Survey", Econometrica ,35,16-49

Guthrie ,R.S.(1976) "A Note on the Bayesian Estimation of Solow's Distributed Lag Model", Journal of Econometrics ,4 295-300.

Hamman ,E.J (1963) "Regression for Time Series ",in M. Rosendlatt, ed., Proceedings of a Symposioum in Time Series Analysis, Wiley ,New York.

Hamman ,E.J (1965) "The Estimation of Relationships Involving Distributed Lags" Econometrica ,33, 206-224.

Harvey, A.C (1981) "The Econometric Analysis of the Time Series "Philip Allan ,Oxford.

Hatanaka ,M. (1974) "An Efficient Two-Step Estimators for the Dynamic Adjustment Model with Autoregressive Errors" Journal of Econometrics , 2, 199 -220.

Haugh ,L.D.and G.E.P Box (1977) "Identification of Dynamic Regression (Distributed Lag) Models Connecting Two Time Series ", Journal of the American Statistical Association ,72,121-130 .

Hendry ,D.F and G.E.Mizon (1978) "Series Correlation as a Convienient Simplification ,Not a Nuisance : A Comment on a Study of the Demant for Money by the Bank of England," The Economic Journal, 88, 549 - 563.

Hendry, D. F., A. R. Pagan, and J. D. Sargan (1983) "Dynamic Specification,"forhcoming in Handbook of Econometrics, North - Holland, Amsterdam.

Hendry, D. F. and J. -F. Richard (1983) "The Econometric Analysis of Economik Time Series," International Statistical Review, 51, 111 - 163.

Ironmonger, D. S. (1959) "A Note on the Estimation of Long - Run Elasticities " Journal of Farm Economics, 41, 626 - 632.

Jorgenson, D. W.(1966) "Rational Distributed Lag Functions, "Econometrica 34, 135 - 149.

Judge, G. G. W. E. Griffiths, H. Lutkepohl and T. C. Lee (1982) Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, Wiley, New York.

Just, R. E. (1977) " Existence of Stable Distributed Lags, "Econometrica 45, 1467 - 1480.

Klein ,L,R (1958) "The Estimation of Distributed Lags " Econometrica ,26, 553-565.

Koyck, L . M. , (1954) "Distributed Lag and Investement Analysis",North-Holland , Amsterdam.

Liviatan, N. (1963) "Consistent Estimation of Distributed Lags ," International Economic Review ,4, 44-52.

Lutkpohl , H (1980) "Approximation of Albitary Distributed Lag Structure by a Modified Polynomial Lag :An Extension ", Journal of the American Statistical Associaton ,75, 428-430.

Lutkpohl ,H (1981) "A Model for Non -Negative Distriuted Lag Functions ", Journal of Econometrics ,16,211-219.

Lutkpohl ,H (1982a) "Discounted Polynomials for Multiple Time Series Mode Building ", Biometrika ,69 ,107-115.

Lutpohl H. (1982b) "Non-Casuality due to Omitted Variables", Journal of Econometrics, 19, 367-378.

Lutpohl H. (1984) "The Optimality of Rational Distriduted Lags :A Comment" International Economic Review , forthcoming.

Maddala G.S and A.S. Rao (1971) "Maximun Likehood Estimation of Solow's an Jorgenson's Distriduted Lag Models", Review of Economics and Statistics ,53 80-88.

Maddala G.S and A. S. Rao (1973) "Test for Serial Correlation in Regrassio Models with Lagged Dependent Variables and Serially Correlated Errors ", Econometrica ,41, 761-774.

Maeshiro, A. (1980) "Small Properties of Estimators of Distriduted Lag Models", International Economic Review 21, 721-733.

MacLaren , K.R (1979) "The Optimality of Rational Distriduted Lag ", International Economic Review ,20 , 183-191.

Mizon , G.E and D.F Henry (1980) "An Empirical Application and Monte Carlo Analysis of Tests of Dynamic Specication ",
Review of Economic Studies 57, 21-45.

Mundlak ,Y.(1961) "Aggregation over Time in Distriduted Lag Models "
International Economic Review ,2, 154-163.

Nerlove, M. (1956) "Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities ,
Journal of Farm Economics ,38, 496-509.

Nerlove , M. (1959) "On The Estimation of The Long -Run Elasticities: A Replay ",
Journal of Farm Economics, 41, 632-640.

Nerlove ,M. (1972) "Lags in Economic Behavior "
Econometrica ,40, 221-251.

Newbold ,P.(1980) "A Note on Relations Between Seasonality Adjusted Variables ",
Journal of Time Series Analysis , 1 , 31-35.

Newbold , P (1981) "Model Checking in Time Series Analysis ", paper presened at the Conference on Applied Time Series Analysis of Economic Data Arligton,Va .

Oi ,W (1969) "A Bracketing Rule for the Estimation of Distributed Lag Models",
Review of Economics and Statistics , 51 ,445-452 .

Pagan ,A (1978) "Rational and Polynomial Lags :The Finite Connection",
Journal of Econometrics ,8 , 247-254 .

Pesando,J.E (1972) "Seasonal Variability in Distriduted Lag Models ",
Journal of the American Statistical Association ,67, 311 -312.

Pesaran ,M.H. (1973) "The Small Sample Problem of Trncation Remainders in the Estimation of Distributed Lag Models with Autocorrelated Errors",
International Economic Review ,14, 120-131.

Sargan ,J.D. (1980) "Some Tests of Dynamic Specification for a Single Equation",
Econometrica, 48, 879 - 897.

Sargent,T.J.(1968) "Some Evidence on the Small Sample Properties of Distributed Lag Estimators in the Presence of Autocorrelated Disturbances"
Review of Economics and Statistics, 50, 87 - 169.

Schmidt,P.(1973) "On the Difference Between Conditional and Uconditional Asymptotic Distributions of Estimates in Distributed Lag Models with Integer-Valued Parameters",
Econometrica, 41, 165 - 169.

Schmidt,P.(1974a) "A Modification of the Almon Distributed lag",
Journal of the American Statistical Association, 69, 679 - 681.

Schmidt,P.(1974b) "An Argument for Usefulness of the Gamma Distributed Lag Model",
International Economic Review, 15, 246 - 250.

Schmidt,P.(1975) "The Small Sample Effects of Various Treatments of Truncation Remainders in the Estimation of Distributed Lag Models",
Review of Economics and Statistics, 57, 387 - 389.

Schmidt,P. and D.K.Guilkey,(1976) "The Effects of Various Treatments of Truncation Remainders in Tests of Hypotheses in Distributed Lag Models",
Journal of Econometrics, 4, 211 - 230.

Schmidt,P. and N.R.Mann,(1977) "A Note on the Approximation of Arbitrary Distributed Lag Structures by a Modified Almon Lag",
Journal of the American Statistical association, 72, 442 - 443.

Sims,C.A.(1971a) "Distributed Lag Estimation When the Parameter Spece is Explicity Infinite-Dimensional",
Annals of Mathematical Statistics, 42, 1622 - 1636.

Sims,C.A.(1971b) "Discrete Approximations to Continuous Time Distributed Lags in Econometrics",
Econometrica, 39, 545 - 563.

Sims,C.A.(1972) "The Role of Approximate Prior Restrictions in Distributed Lag Estimation",
Journal of the American Statistical Association, 67, 169 - 175.

Sims,C.A.(1974a) "Distributed Lags", Chapter 5 in M.D.Intriligator and D.A.Kendrick, eds., Frontiers in Quantitative Economics, Vol.II,North-Holland, Amsterdam, 289 - 332.

Sims,C.A.(1974b) "Seasonality in Regression",
Journal of the American Statistical Association, 69, 618 - 626.

Taylor,L.d. and T.A.Wilson,(1964) "Three-pass Least Squares: A Method of Estimating Models with a lagged dependent Variable",
Review of Economics and Statistics, 46, 329 - 346.

Theil,H. and R.M.Stern(1960) "A Simple Unimodal Lag Distribution",
Metroeconomica, 12, 111 - 119.

Theil,H. and D.Fiebig(1981) "A Maximum Entropy Approach to the Specificatio of Distributed Lags", Economics letters, 7, 339 - 342.

Thomas,J.J. and K.F.Wallis,(1971) "Seasonal variation in Regression Analysis",
Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General), 134, 57-72.

Tiao,G.C. and W.S.Wei,(1976) "Effects of temporal Aggregation on the Dynami Relationship of Two Time Seriew Variables",
Biometrika, 63,513 - 523.

Tinsley,P.A.91967) "An Application of Variable Weight Distributed Lags", Journal of the American Statistical Association, 62, 1277 - 1289.

Tse,Y.K.(1982) "Edgeworth Approximations in First-Order Stochastic Difference Equation with Exogenous Variables", Journal of Econometrics, 20, 175 - 195.

Tsurumi,H.(1971) "A Note on Gamma Distributed Lags", International Economic Review, 12, 317 - 323.

Wallis,K.F.(1967) "Lagged Dependent Variables and serially Correlated Errors: A reappraisal of Three-Pass Least Squares", Review of Economics and Statistics, 49, 555 - 567.

Wallis,K.f.(1974) "Seasonal Adjystmant and Relations Between Variables", Journal of the American Statistical Association, 69, 18 - 31.

Wei,W.W.S.(1978) "The Effect of temporal Aggregation on Parameter Estimatio in a Distributed lag Model", Journal of Econometrics, 6, 237 - 246.

Zellner,A. and M.Geisel,(1970) "Analysis of Distributed Lag Models with Application to Consumption function Estimation", Econometrica, 38, 865 - 888.

Zellner,A. and C.J.Park,(1965) "Bayesian Analysis of a Class of Distribyte Lag Models", Econometric Annals of the Indian Economic Journal, 13, 432 - 44

ΕΝΕΡΓΕΙΑΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ

Anderson O.D. :Time Series Analysis and Forecasting , The Box Jenkins Approach, Butterworths (1976) ,182 p.

Anderson O.D (editor): Forecasting , Proceeding of the Institute of Statistical Annual Conference , Camdridge 1976, North- Holland Publishi Company (1979) , 297 p.

Anderson O.D (editor) : Time Series , Proceedings of the International Conference held at Nottingham University, March 1979, North -Holland Publishing Company (1980) ,446 p.

Anderson T.W. :The Statistical Analysis of Time Series , John Wiley & Sons ,Inc. (1958) ,704 p.

Bennet R.J : Spatial Time Series , Analysis Forecasting -Control Pion Limited (1979) , 674 p.

Box G.E.P and Jenkins G.M. : Time Series Analysis , Forecasting and Control , Holden -Day , Inc. (1970), 553 p.

Box G.E.P and Newbold P. : Some Comments on a Paper of Coen, Gomme and Kendall , JRSS(A) ,134, 229-240, 1971.

Box G.E.P , Hilmer S.C and Tiao G.C : Analysis and Modeling of Seasonal Time Series ,Proceeding of the Conference on the Seasonal Analysis of Economic Time Series , U.S Departement of Commerce , Economic Research Report ER-1 309 -333 , 1976.

Box G.E.P , and Tiao G.C : Comparison of Forecast and Actuality, JRSS(C) , 25 195-200 ,1976.

Box G.E.P and Tiao G.C.: A Canonical Analysis Of Multiple Time Series, Biometrica, 64, 355-365, 1977.

Box G.E.P and Tiao G.C : Course of the Multiple Time Series , Escuela de Organization Intastrial , Madrit , May 1989.

Brown R.G. :Smoothing , Forecasting and Prediction of Discrete Time Series , Prentice Hall, 1962.

Brudacher S.R and Tunnicliffe W.G : Interpolating Time series with Application to the Estimation of Holiday Effects of Electricity Demand , Applied Statistics 25-2 (1976) , 107-116.

Chateau B. : The methology of the Long Term Forecasting Limitations of traditional Methods and Propocals , Enargy Systems Forecasting , Planing and Pricing , ed. G.J .Cicchetti and W.K . Foell , University of Winsconsin Press, Madison , Wisconcin 1975.

Degum E.B.: Modeling, Forecasting and Seasonally Adjusting Economic Time Series with the X-11-ARIMA Method, Paper presented at the Institute of Statisticians 1978 Conference on Time Series

Dent W.T. and Swanson J.A.: Managerial Forecasting by Syper-sophisticated Naive Models, Interfaces 6, November 1975, 66-67.

Espasa A.: La Prediccion Economica, Estudos Economicos, No 18, Banco de Espana, Servisio de Estudios, 1980.

Ezekiel M. and Fox K.A.: Methods of Correlation and Regression Analysis, New York - London, 1959.

Forrester J.W.: Industrial Dynamics, The M.I.T. Press - John Wiley and Sons, New York - London, 1961.

Gordon R.A.: Business Fluctuations, Harper Brothers, New York, 1961.

Granger C.W.J. and Newbold P.: Forecasting Economic Time Series, Academic Press, New York, 1977.

Hagan M. and Klien R.: On-line Maximum Likehood Estimation for Load Forecasting, IEEE Trans. SMC-8, September 1978, 711-715.

Hammersley J.M. and Handcomb D.C.: Monte Carlo Methods, New York, 1965.

Hillmer S.C. and Tiao G.C.: Likehood Function of Stationary Multiple Autoregressive Moving Average Models, JASA, 74, 652-660, 1979.

Johnston J.: Econometric Methods, Mc Graw Hill Company, New York, 1972.

Kaltio S.: Interactive Analysis of Time Series, Proceedings of the APL75 Conference in Pisa University of Technology, June 1975, Edited by P.S. Abrams, G.H. Foster, H.R. Haegi and S.Trumpy, Association for Computing Machinery (1975), 208-213, 6p.

Kaltio S.: A System for Time Series Analysis, Time Series, Proceedings of the International Conference held in Nottinhgham University, March 1979, Edited by D.D. Anderson, North-Holland Publishing Company (1980), 295-309, 15p.

Kaltio S.: Load Curve Studies and Time Series Analysis, Contribution in the UNIPEDE Warzaw Congress, 1979, 4p.
Kaltio S.: A Notation for Time Series Analysis, Proceedings of the Lerchendal Conference, held in the University of Trondheim, Norway, May 19-21, 1980, 29p.

Kellerer H.: Statistik in modern Wirtschafts und Sozialleben, Reimbck, 1960.

Kendall M.G.: Time Series, Charles Griffin, London.

Kmenta J.: Elements of Econometrics, Macmillan Company, New York, 1971.

Lipillone B.: System Analysis and Scenario Approach for Detailed Long Range Energy Demand Forecasting, International Institute for Applied System Analysis, Luxenburg, Austria,

Lapillone B.: MEDEE 2-A Model for Long-term Demand Evaluation, International Institute for Applied System Analysis, Laxemburg, Austria,

Leontief W.W.: The Structure of American Economy, 1919-1939, New York, 1953

Lichtenberg S.: The Successive Principle, Proceedings of the Lerchendal Conference, held in the University of Trondheim, May 19-21, 1980 .

Makridakis S. and Wheelwright S.O.: Forecasting Methods and Applications John Wiley & Sons, New York, 1978.

ΔΥΝΑΜΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΜΕ ΕΛΛΙΠΕΙΣ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ

(DYNAMIC MODELS WITH MISSING OBSERVATIONS)

Afifi, A. A. and Elashoff, R. M. (1966), "Missing observations in multivariate statistics, I. Review of the literature" Journal of the American Statistical Association pp. 595-604

Anderson, T. W. (1957), "Maximum likelihood estimates for a multivariate normal distribution when some observations are missing" "Journal of the American Statistical Assosiation pp. 200-203.

Bryan, W.R. (1967) "Bank adjusments to monetary policy. Alternative estimates of the Lag ". American Economic Review pp. 855-864.

Chow, G. C and A. Lin (1971) "Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related time series, " Review of Economics and Statistics pp. 372-375.

Beach, M. C. and Mac Kinnon G. J. (1978), "Maximum likelihood procedure for regression with auto-correlated errors" Econometrica pp.51-58.

Beach, M. C. and Mac kinnon G. J. (1978) "Full maximum likelihood estimation of second order auto-regressive error models" Journal of Econometrics pp. 311-324.

Butter Den. (1976) "The use of monthly and quarterly data in an ARMA model ". Journal of Econometrics pp. 311-324

Boot, Feibes, and Lisman. (1967) " Further methods of Derivation of quarterly figures from annual data". Applied Statistics pp.64-75.

Dagenais, M. G. " The use of incomplete observations in multiple regression analysis : A generalized least sqares approach " Journal of Econometrics pp. 317-328.

Dagenais,M.G.(1975), "Incomplete observations and Simultaneous-equations models". Journal of Econometrics pp. 231-241.

Drettakis,E.G.(1973), "Missing data in econoetric estimation" Review of Economic Studies pp. 537-552.

Deleau,P.,Malgrance P.(1982), "Aggregation over time of linear economic models". Paper presented in the European meeting of the Econometric Sociaty in Athens.

Engle,R.F., Liu,T.C.(1972), "Effects of aggregation over time on dynamic characteristics of an econometrc model" in Hickman ed (1972). "Econometric Models of Cyclical Behavior" Columbia University, New York.

Friedman,M.C.(1962), "The interpolation of time series by related time series" Journal of the American Statistical Association pp. 729-757.

Hsiao Cheng.(1979) "Linear regression using both temporally aggregated and temporally disaggregated data" Journal of Econometrics pp. 243-252.

Gilbert,C.L.(1977) "Regression using mixed annual and quarterly data" Journal of Econometrics pp. 221-239.

Gilbert,C.L.(1975) "Estimation of regression equations using mixed and quarterly data" Research Paper (University of Bristol, Bristol).

Gilbert,C.L.(1976) "Missing data in regression analysis: the exogeneous regression case" Research Paper (University of Bristol, Bristo

Griliches Zvi.(1967), "Distributed lags: a survey" Econometrica pp. 16-49.

Gourieroux,C. Monfort,A.(1981), "On the problem of missing data in Linear models" Review of Economic Studies pp. 579-586.

Glasser,M.(1964), "Linear regression analysis with missing observations among the independent variables" Journal of the American Statistical Association pp. 834-843.

Goldberger,A.S.Econometric Theory, New York, John Wiley and Sons Inc, 1964.

Ginsburgh,V.(1972), "A further note on the derivation of quaterly finqres consisten with annual data" Applied Statistics pp. 368-373.

Haitovsky.Y.(1968), "Missing data in Regression Analysis" Journal of the American Statistical Association pp. 67-82.

Harvey,A.C.(1981), "The econometric Analysis of Time Series" Phillip Allan.

Hendry,D.(1971), "Maximum likelihood estimation of systems of simultaneous regression equations with errors generated by a vector of auto-regressive process" International Economic Review, pp. 257- 271.

Hendry,D.(1976), "The structure of simultaneous equations Estimators" *Journal of Econometrics pp. 51-88.*

Pagan,A.R. and Byron,R.P.(1977), *A synthetic approach to the estimation of models with autocorrelated disturbance terms*, in R. Bergstrom, (ed.), Stability and Inflation, John Wiley, New York.

Phillips,W.A.(1966), "*Estimation of Systems of Difference Equations with Moving Average Disturbances*" Paper presented at a Meeting of the Econometric Society, San Francisco.

Lisman,H. and Sandee,J.(1961), "Derivation of quaterly figures from annual data" *Applied Statistics pp. 87-90.*

Maddala,S.G.(1977), "*Econometrics*" McGraw-Hill Kogakusha, LTD.

Moriguchi,C.(1970), "Aggregation Over Time in Macroeconomic Relations, *International Economic Review, pp. 427-439.*

Sargan,J.D. and E.S.Drettakis,(1974), "Missing data in an autoregressive model" *International Economic Review, pp. 39-58.*

Schmidt,P.(1971), "Estimation of a distributed lag model with Second order autoregressive disturbances. A Monte Carlo experiment" *International Economic Review, pp. 372-380.*

Schmidt,P.(1976), "Estimation of seemingly unrelated regression with unequal numbers of observations" *Journal of Econometrics, pp. 365-377.*

Theil,H. and Goldberger,A.(1961), "On pure and mixed statistical estimation in economics" *International Economic Review,* pp. 65-77.

Theil,H.(1971), "*Principles of Econometrics*" John Wiley.

ΓΕΝΙΚΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Amemiya,T. and W.A.Fuller (1967) "A Comparative Study of Alternative Estimators in a Distributed Lag Model " .Econometrika, 35,509-529.

Box ,G.E.P.and G.M.Jenkins (1976) Time Series Analysis,Forecasting and Control, Holden-Day ,San Francicso.

Bryan, W.R. (1967Bank Adjustments to Policy :Altenative Estimates of the Lag ", American Econometric Review,57, 855-864.

Burt,O.R. (1980) "Schmidt's LaGuerre Lag is a Pascal Rational Lag", mimeo, Uviversity of Kentucky ,Lexington ,Kentucky.

Cagan ,P.(1956) "The Monetary Dynamics of Hyper Inflations ",in M.Friedman ,ed,Studies in Qyantity Theory of Money, University of Chicago Press, Chicago.

Cargill, T.F.and R.A Meyer (1972) "A Spectral Approach To Estimating " the Distriduted Lag Relationship Between Long-and Sort Term Interest Rates International Economic Rewiew, 13,223-238.

Cargill, T.F and R.A Meyer (1974) "Some Time and Frequensy Domain Distributed Lag Estimators :A Comperative Monte Carlo Study ", Econometrica 42,1031-1044.

Chetty, V.K (1971) "Estimation of Solow 's Distribyted Lag Models", Econometrica ,39,99-177

Cragg, J.G (1982) "Estimation of Testing in Time-Series Regrassion Models with Heteroscedastic Distributed ", Journal of Econometrics ,20,135-157.

Dhrymes , P.J (1969) "Efficient Estimation of Distributed Lags with Autocorelated Errors ", International Economic Review, 10, 47-67.

Dhrymes , P.J (1971a) Distributed Lags :Problems of Estimation and Formation ",Holden-Day ,San Francisco.

Dhrymes , P.J. (1971b) "On The Strong Consistency of Estimators for Certain Distributed Lag Models with Aytocorrelated Errors ", Intenational Economic Review ,12,329-343.

Dhrymes ,P.J,K.R Klein and K. Steiglitz (1970) "Estimation of Distributed Lags ", International Economic Review, 11, 235-250.

Engle ,R.F,and T.C Liu (1972) "Effects of Aggregation over Time on Dynamic Characteristics of an Econometric Model", in B.G Hickman ,ed.Econometric Models of Cyclical Behavior , Vol. 1,Studies in Income and Wealth ,No .36, National Bureau of Economic Reasearch , Columbia University Press,New York.

Fisher ,I (1937) "Note on Short -Cut Method for Calculating Distributed Lags",
Bulletin de l'Institut International de Statistique ,29,323-327.

Fomby,T.B. and D.K. Guilkey (1983) "An Examination of Two-Step Estimators for Models with Lagged Dependent and Autocorrelated Errors ",
Journal of Econometrics , 22 291-300.

Gaab ,W.(1974) Schatzung verteilter lags ,Antos Hain ,Meisenheim am Glan

Γκαμαλέτσος Θ.: International Comparison of Consumer Expenditures: An Econometric Analysis, Doctoral Dissertation, University of Winsconsin, Σεπτέμβριος 1970, σελ. 154.

Η Ζήτησις Ιδιωτικών Καταθέσεων εν Ελλάδι: Οικονομετρική Ανάλυσις, Αθήναι 1971, σελ. 125

Εφηρμοσμένη Οικονομετρία, Τόμος Α', (Συναρτήσεις Παραγωγής- -Τεχνολογική Μεταβολή), Εκδόσεις Παπαζήση, Αθήναι 1972, σελ.117.

Οικονομετρία (Θεωρία Ασκήσεις Λύσεις Ασκήσεων), Αθήναι 1927, σελ 404.

Διακλαδική Ανάλυσις των Δαπανών Ιδιωτικής Καταναλώσεως της Ελληνικής Οικονομίας, ΚΕΠΕ, 1975, σελ 200.

A Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns,
European Economic Review, Spring 1970, pp.44.

Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns,
European Economic Review, April 1973, pp.20.

A Generalized Linear Expenditure System,
Applied Economics, Vol. 6. pp.59-71.

Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns: A Reply,
European Economic Review, Vol.5, 1974.

Η των Πολλαπλασιαστικών Μητρών Μέθοδος Εκτιμήσεως Γραμμικών Πολυμεταβλητών Παλινδρομήσεων, Σπουδαί, Τόμος ΚΓ', Τεύχος 2, Απρίλιος 1973.

Συναρτήσεις Εισαγωγών των Κυριωτέρων Χωρών-Μελών του ΟΟΣΑ, Σπουδαί, Τόμος ΚΔ', Τεύχος 3, Σεπτέμβριος 1974.

Γκαμαλέτσος Θ. Το πρόβλημα της Αθροιστικότητος από Οικονομετρικής Απόψεως
Σπουδαί, Τόμος ΚΔ', Τεύχος 4, Δεκέμβριος 1974.

Consumer Demand Systems: An Application of Indirect Addilog Expenditure System.
Σπουδαί, Τόμος ΚΖ', Τεύχος 1, Ιανουάριος 1977.

Forecasting Sectoral Final Demand by a Dynamic Generalized Linear Expenditure System, ΚΕΠΕ, 1978,

A Dynamic Generalized Linear Expenditure System of the Demand for Consumer Goods in Greece, 1978, ΚΕΠΕ.

Geweke ,J.(1948) "Temporal Aggregation in the Multiple Regression Model",
Econometrica ,46,643-661.

Glejser, H.(1977) "On Two New Methods to Deal with Truncation Remainders in Small Sample Distributed Lag Models with Autocorrelated Disturbances",
International Economic Review ,18,783-786.

Granger,C.W.J and P.Newbold (1977) Forecasting Economic Time Series , Academic Press ,New York .

Grether,D.M and G.S Maddala (1973) "Errors in Variables and Serially Correlated Disturbances in Distributed Lag Models ",
Econometrica ,41,255-262.

Griliches ,Z.(1967) "Distributed Lags: A Survey",
Econometrica ,35,16-49

Guthrie ,R.S.(1976) "A Note on the Bayesian Estimation of Solow's Distributed Lag Model",
Journal of Econometrics ,4 295-300.

Hamman ,E.J (1963) "Regression for Time Series ",in M. Rosendlatt, ed., Proceedings of a Symposioum in Time Series Analysis, Wiley ,New York.

Hamman ,E.J (1965) "The Estimation of Relationships Involving Distributed Lags"
Econometrica ,33, 206-224.

Harvey, A.C (1981) "The Econometric Analysis of the Time Series "Philip Allan ,Oxford.

Hatanaka ,M. (1974) "An Efficient Two-Step Estimators for the Dynamic Adjustment Model with Autoregressive Errors" ,
Journal of Econometrics , 2, 199 -220.

Haugh ,L.D.and G.E.P Box (1977) "Identification of Dynamic Regrassion (Distributed Lag) Models Connecting Two Time Series ",
Journal of the American Statistical Association ,72,121-130 .

Hendry ,D.F and G.E.Mizon (1978) "Series Correlation as a Convienient Simplification ,Not a Nuisance : A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England,"
The Economic Journal, 88, 549 - 563.

Hendry, D. F., A. R. Pagan, and J. D. Sargan (1983) "Dynamic Specification,"forhcoming in Handbook of Econometrics, North - Holland, Amsterdam.

Hendry, D. F. and J. -F. Richard (1983) "The Econometric Analysis of Economik Time Series,"
International Statistical Review, 51, 111 - 163.

Jorgenson, D. W.(1966) "Rational Distributed Lag Functions,"
Econometrica 34, 135 - 149.

Klein ,L,R (1958) "The Estimation of Distributed Lags "
Econometrica ,26, 553-565.

Koyock, L . M. ,(1954)"Distributed Lag and Investement Analysis",North-Holland , Amsterdam.

Liviatan, N. (1963) "Consistent Estimation of Distributed Lags ,"
International Economic Review ,4, 44-52.

Lutkpohl , H (1980) "Approximation of Albitary Distributed Lag Structures by a Modified Polynomial Lag :An Extension ",
Journal of the American Statistical Associaton ,75, 428-430.

Lutkpohl ,H (1981) "A Model for Non -Negative Distriuted Lag Functions ",
Journal of Econometrics ,16,211-219.

Lutkpohl ,H (1982a) "Discounted Polynomials for Multiple Time Series Model Building ",
Biometrika ,69 ,107-115.

Lutpohl H. (1982b) "Non-Casuality due to Omitted Variables",
Journal of Econometrics, 19, 367-378.

Lutpohl H. (1984) "The Optimality of Rational Distriduted Lags :A Comment"
International Economic Review , forthcoming.

Maddala G.S and A.S. Rao (1971) "Maximun Likehood Estimation of Solow's and Jorgenson's Distriduted Lag Models",
Review of Economics and Statistics ,53 80-88.

Maddala G.S and A. S. Rao (1973) "Test for Serial Correlation in Regression Models with Lagged Dependent Variables and Serially Correlated Errors "
,Econometrica ,41, 761-774.

Maeshiro, A. (1980) "Small Properties of Estimators of Distriduted Lag Models",
International Economic Review 21, 721-733.

MacLaren , K.R (1979) "The Optimality of Rational Distriduted Lag ", International Economic Review ,20 , 183-191.

Mizon , G.E and D.F Henry (1980) "An Empirical Application and Monte Carlo Analysis of Tests of Dynamic Specication ", Review of Economic Studies 57, 21-45.

Mundlak ,Y.(1961) "Aggregation over Time in Distriduted Lag Models " International Economic Review ,2, 154-163.

Nerlove ,M. (1972) "Lags in Economic Behavior " Econometrica ,40, 221-251.

Newbold ,P.(1980) "A Note on Relations Between Seasonality Adjusted Variables ", Journal of Time Series Analysis , 1 , 31-35.

Newbold , P (1981) "Model Checking in Time Series Analysis ",paper presened at the Conference on Applied Time Series Analysis of Economic Data Arligton,Va .

Oi ,W (1969) "A Bracketing Rule for the Estimation of Distributed Lag Models", Review of Economics and Statistics , 51 ,445-452 .

Pagan ,A (1978) "Rational and Polynomial Lags :The Finite Connection", Journal of Econometrics ,8 , 247-254 .

Pesando,J.E (1972) "Seasonal Variability in Distriduted Lag Models ", Journal of the American Statistical Association ,67, 311 -312.

Pesaran ,M.H. (1973) "The Small Sample Problem of Trncation Remainders in the Estimation of Distributed Lag Models with Autocorrelated Errors", International Economic Review ,14, 120-131.

Sargan ,J.D. (1980) "Some Tests of Dynamic Specification for a Single Equation", Econometrica, 48, 879 - 897.

Sargent,T.J.(1968) "Some Evidence on the Small Sample Properties of Distributed Lag Estimators in the Presence of Autocorrelated Disturbances", Review of Economics and Statistics, 50, 87 - 169.

Schmidt,P.(1973) "On the Difference Between Conditional and Uconditional Asymptotic Distributions of Estimates in Distributed Lag Models with Integer-Valued Parameters", Econometrica, 41, 165 - 169.

Schmidt,P.(1974a) "A Modification of the Almon Distributed lag", Journal of the American Statistical Association, 69, 679 - 681.

Schmidt,P.(1974b) "An Argument for Usefulness of the Gamma Distributed Lag Model", International Economic Review, 15, 246 - 250.

Schmidt,P. and D.K.Guilkey,(1976) "The Effects of Various Treatments of Truncation Remainders in Tests of Hypotheses in Distributed Lag Models", Journal of Econometrics, 4, 211 - 230.

Schmidt,P. and N.R.Mann,(1977) "A Note on the Approximation of Arbitrary Distributed Lag Structures by a Modified Almon Lag", Journal of the American Statistical association, 72, 442 - 443.

Shibata,R.(1981) "An Optimal Selection of Regression Variables", Biometrica, 68, 45 - 54.

Sims,C.A.(1971a) "Distributed Lag Estimation When the Parameter Spece is Explicity Infinite-Dimensional", Annals of Mathematical Statistics, 42, 1622 - 1636.

Sims,C.A.(1971b) "Discrete Approximations to Continuous Time Distributed Lags in Econometrics", Econometrica, 39, 545 - 563.

Sims,C.A.(1972) "The Role of Approximate Prior Restrictions in Distributed Lag Estimation", Journal of the American Statistical Association, 67, 169 - 175.

Sims,C.A.(1974a) "Distributed Lags", Chapter 5 in M.D.Intriligator and D.A.Kendrick, eds., Frontiers in Quantitative Economics, Vol.II, North-Holland, Amsterdam, 289 - 332.

Sims,C.A.(1974b) "Seasonality in Regression", Journal of the American Statistical Association, 69, 618 - 626.

Solow,R.M.(1960) "On a family of lag Distributions", Econometrica, 28, 393 - 406.

Taylor,L.d. and T.A.Wilson,(1964) "Three-pass Least Squares: A Method of Estimating Models with a lagged dependent Variable", Review of Economics and Statistics, 46, 329 - 346.

Theil,H. and R.M.Stern(1960) "A Simple Unimodal Lag Distribution", Metroeconomica, 12, 111 - 119.

Theil,H. and D.Fiebig(1981) "A Maximum Entropy Approach to the Specificatio of Distributed Lags", Economics Letters, 7, 339 - 342.

Tiao,G.C. and W.S.Wei,(1976) "Effects of temporal Aggregation on the Dynamic Relationship of Two Time Seriew Variables", Biometrika, 63,513 - 523.

Tinsley,P.A.91967) "An Application of Variable Weight Distributed Lags", Journal of the American Statistical Association, 62, 1277 - 1289.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Tse,Y.K.(1982) "Edgeworth Approximations in First-Order Stochastic Difference Equation with Exogenous Variables",
Journal of Econometrics, 20, 175 - 195.

Tsurumi,H.(1971) "A Note on Gamma Distributed Lags",
International Economic Review, 12, 317 - 323.

Wallis,K.F.(1967) "Lagged Dependent Variables and serially Correlated Errors: A reappraisal of Three-Pass Least Squares",
Review of Economics and Statistics, 49, 555 - 567.

Wallis,K.f.(1974) "Seasonal Adjystmant and Relations Between Variables",
Journal of the American Statistical Association, 69, 18 - 31.

Wei,W.W.S.(1978) "The Effect of temporal Aggregation on Parameter Estimation in a Distributed lag Model",
Journal of Econometrics, 6, 237 - 246.

Zellner,A. and M.Geisel,(1970) "Analysis of Distributed Lag Models with Application to Consumption function Estimation",
Econometrica, 38, 865 - 888.

Zellner,A. and C.J.Park,(1965) "Bayesian Analysis of a Class of Distribyted Lag Models",
Econometric Annals of the Indian Economic Journal, 13, 432 - 444.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Παράρτημα 1.
Παράρτημα 2.
Παράρτημα 3.
Παράρτημα 4.

όπου :

$$V = \begin{bmatrix} V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{bmatrix} = \Sigma^{-1} \qquad (\Pi.12)$$

και

$$\Sigma = \mathrm{Cov}(V_t) \qquad (\Pi.13)$$

Για τον επιπλέον όρο log(det H) σημειώνουμε ότι ισχύει :

$$-\ 1/2 \log(\det H) = -\ 1/2 \log \det \frac{\partial^2 L}{\partial m\ \partial m'} \qquad (\Pi.14)$$

$$H = \frac{\partial^2 L}{\partial m\ \partial m'} \qquad (\Pi.15)$$

όπου L είναι η log-likelihood του υποδείγματος άν είχαμε διαθέσιμα όλα τα (τριμηνιαία) στοιχεία .

Αν το μοντέλο είναι ευσταθές , μπορούμε να αγνοήσουμε αυτό τον όρο από την log-likelihood συνάρτηση όταν αναφερόμαστε σε μεγάλου μεγέθους δείγματα .

Οι Sargan και Drettakis απέδειξαν ότι μπορούμε να γράφουμε :

$$\log(\det H) = \log(\det H_6) + (T - 1) * \log(\det H_4) \qquad (\Pi.16)$$

όπου τα H_6 και H_4 καθορίζονται όπως ακριβώς στην εργασία των Sargan-Drettakis .

Με βάση αυτή τη μελέτη , ο όρος log(det H_6) μπορεί να αγνοηθεί ασυμπτωτικά . Ο δεύτερος όρος του δεξιού μέρους της (A.16) (το $T_1/T \to 0$) μπορεί επίσης να αγνοηθεί άν όμως υποθέσουμε ότι το T -> oo . Αν όχι το T_1/T δεν μπορεί να θεωρηθεί μηδέν . Σημειώνουμε ότι η υπόθεση περί σταθερότητας του T_1/T σημαίνει πως λείπει μια σημαντική αναλογία της σειράς y .

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 1.

FULL INFORMATION MAXIMUM LIKELIHOOD
(Η μεθοδολογία της Μεγίστης Πιθανοφάνειας)

Σε αυτό το μέρος παρουσιάζουμε την απόδειξη ενός βασικού αξιώματος που προτάθηκε από τον Anderson και εξελίχθηκε από τους Sargan και Drettakis .

Θεωρούμε το υπόδειγμα

$$b_{11}y_t + b_{12}X_t + \Delta_{11}y_{t-1} + \Delta_{12}X_{t-1} + \Gamma_1 Z_t = u_{1t}$$

(Π.1

$$b_{21}y_t + b_{22}X_t + \Delta_{21}y_{t-1} + \Delta_{22}X_{t-1} + \Gamma_2 Z_t = u_{2t}$$

του οποίου η ανοιγμένη μορφή είναι η ακόλουθη :

$$\begin{bmatrix} y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A & B \\ C & D \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} E \\ F \end{bmatrix} Z_t + \begin{bmatrix} V_{1t} \\ V_{2t} \end{bmatrix} \qquad (\Pi.2)$$

Υποθέτοντας ότι ισχύει η κανονικότητα για τα κατάλοιπα και ότι παρατηρείται έλλειψη παρατηρήσεων για την μεταβλητή y_t για την υποπερίοδο $T_1' = T - T_2$ μπορούμε να καθορίσουμε την συγκατανομή των m και n όπου :

$$n = (X_1 \ldots X_T \, , \; y_{T1+1} \ldots y_T)$$

(Π.3)

$$m = (y_1 \ldots y_T)$$

Η συνάρτηση πιθανότητας που προκύπτει , υποβάλεται μετά σε μεγιστοποίηση , τόσο ως προς τις παραμέτρους της διαρθρωτικής μορφής όσο και τις ελλειπείς παρατηρήσεις της περιόδου (y_1 ,.., Y_{T1}) . Αλλά απ' την στιγμή που αυτή η διαδικασία μπορεί να χαρακτηρισθεί πολύπλοκη , μια πρώτη εναλλακτική κίνηση είναι να διαλέξουμε το κατάλληλο $\hat{m}$ τέτοιο ώστε να ελαχιστοποιείται η ακόλουθη συνάρτηση :

$$(m' - \overline{m'} \, , \, n' - \overline{n'}) \; \Omega^{-1} \begin{bmatrix} m - \overline{m} \\ n - \overline{n} \end{bmatrix} \qquad (\Pi.4)$$

όπου :

Ω = Cov (m,n)

και $\overline{m}$, $\overline{n}$ είναι τα μέσα διανύσματα των m και n .

Σημειώνουμε δε ότι :

$$h(m,n) = f(n) * g(m/n) \qquad (\Pi.5)$$

$$\longrightarrow \quad f(n) = h(m,n) \,/\, g(m/n) \qquad (\Pi.6)$$

όπου f(.) και g(.) είναι οι κατάλληλες συναρτήσεις πυκνότητας .

Γνωρίζοντας ότι η (Α.6) ισχύει για $m = \hat{m}$ γράφουμε :

$$f(n) = h(\hat{m},n) \,/\, g(\hat{m}/n) \qquad (\Pi.7)$$

η οποία σχέση μας δίνει :

$$f(n) = \text{Const } (\det R)^{-1/2} (\det H)^{-1/2} \exp -1/2\, \omega \qquad (\Pi.8)$$

όπου :

$$(\hat{m}' - \bar{m}' \,,\, n' - \bar{n}') \, \Omega^{-1} \begin{matrix} \hat{m} - \bar{m} \\ n - \bar{n} \end{matrix} \qquad (\Pi.9)$$

και

$$\Omega^{-1} = \begin{bmatrix} H & K \\ K' & M \end{bmatrix} \qquad (\Pi.10)$$

Είναι εύκολο τώρα να διακρίνουμε ότι το $\hat{m}$ είναι ο υπό περιορισμό μέσος του m δοθέντος του n και μεγιστοποιεί την f(n) . Μετά από αυτά , η συνάρτηση μεγίστης πιθανότητας χρειάζεται να μεγιστοποιηθεί μόνο ως προς τις παραμέτρους της διαρθρωτικής μορφής , απ' τη στιγμή που η H έχει καθοριστεί .

Αντικαθιστώντας τα y_1 , ... , y_T από τα αντίστοιχα εκτιμημένα , η log-likelihood συνάρτηση είναι :

$$L^* = \text{Const.} + \frac{T-1}{2} \log \det V - \frac{1}{2} \log \det H -$$

$$- \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T-1} (\hat{y}'_{t+1} - \hat{y}'_t A' - X'_t B' - Z'_{t+1} E') V_{11} - (\hat{y}'_{t+1} - A \hat{y}_t - B X_t - E Z_{t+1})$$

$$- \sum_{t=1}^{T-1} (\hat{y}'_{t+1} - \hat{y}'_t A' - X'_t B' - Z'_{t+1} E') V_{12} - (X_{t+1} - C \hat{y}_t - D X_t - F Z_{t+1})$$

$$- \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T-1} (X'_{t+1} - \hat{y}'_t C' - X_t D' - Z'_{t+1} F') V_{22} (X_{t+1} - C \hat{y}_t - D X_t - F Z_{t+1}) \qquad (\Pi.11)$$

όπου :

$$V = \begin{bmatrix} V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{bmatrix} = \Sigma^{-1} \qquad (\Pi.12)$$

και $$\Sigma = Cov(V_t) \qquad (\Pi.13)$$

Για τον επιπλέον όρο log(det H) σημειώνουμε ότι ισχύει :

$$- 1/2 \log(\det H) = - 1/2 \log \det \frac{\partial^2 L}{\partial m \, \partial m'} \qquad (\Pi.14)$$

$$H = \frac{\partial^2 L}{\partial m \, \partial m'} \qquad (\Pi.15)$$

όπου L είναι η log-likelihood του υποδείγματος άν είχαμε διαθέσιμα όλα τα (τριμηνιαία) στοιχεία .

Αν το μοντέλο είναι ευσταθές , μπορούμε να αγνοήσουμε αυτό τον όρο από την log-likelihood συνάρτηση όταν αναφερόμαστε σε μεγάλου - μεγέθους δείγματα .

Οι Sargan και Drettakis απέδειξαν ότι μπορούμε να γράφουμε :

$$\log(\det H) = \log(\det H_6) + (T - 1) * \log(\det H_4) \qquad (\Pi.16)$$

όπου τα H_6 και H_4 καθορίζονται όπως ακριβώς στην εργασία των Sargan-Drettakis .

Με βάση αυτή τη μελέτη , ο όρος log(det H_6) μπορεί να αγνοηθεί ασυμπτωτικά . Ο δεύτερος όρος του δεξιού μέρους της (Α.16) (το T_1/T->0) μπορεί επίσης να αγνοηθεί άν όμως υποθέσουμε ότι το T -> oo . Αν όχι το T_1/T δεν μπορεί να θεωρηθεί μηδέν . Σημειώνουμε ότι η υπόθεση περί σταθερότητας του T_1/T σημαίνει πως λείπει μια σημαντική αναλογία της σειράς y .

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 2.

ΔΕΙΚΤΕΣ ΠΡΟΒΛΕΠΤΙΚΗΣ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑΣ

Αν συμβολίσουμε με:

a_t : Πραγματικές τιμές της μεταβλητής.

p_t : Θεωρητικές (Προβλεφθείσες) τιμές της μεταβλητής.

Τότε έχουμε μιά σειρά από κριτήρια ελέγχου και επιλογής, που βασίζοντα σε ποσοστιαίες μεταβολές της μορφής :

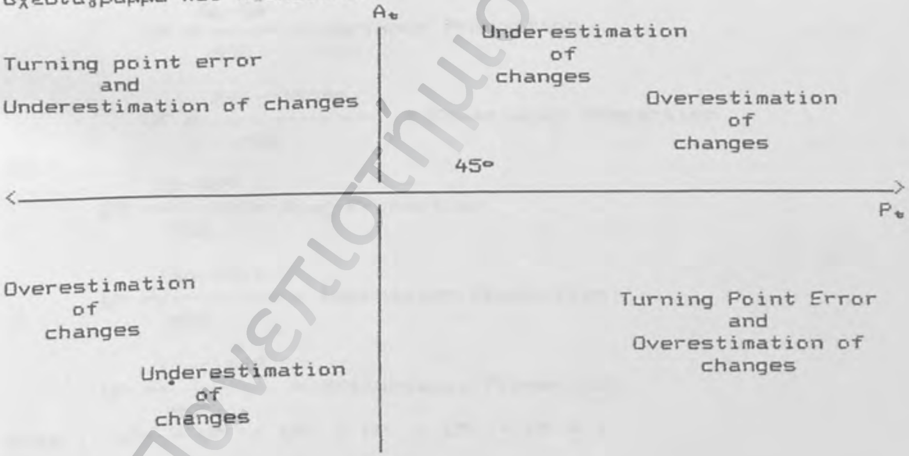
$$P_t = 100 * \left(\frac{p_t - a_{t-1}}{a_{t-1}} \right)$$

$$A_t = 100 * \frac{a_t - a_{t-1}}{a_{t-1}}$$

Τα κριτήρια αυτά είναι:

1. Prediction-Realization Diagram

Η γραφική παράσταση των τιμών P_t και A_t μας παρέχει μιά σειρά, από σημαντικές πληροφορίες, όπως αυτές δίνονται στο σχεδιάγραμμα που ακολουθεί:



2. Root-Mean-Square-Error (RMSE)

$$RMSE = 1/T \; \Sigma \; (P_t - A_t)^2$$

3. Theil's Inequality Coefficient

Πρόκειται γιά τον γνωστό δείκτη του Theil, γνωστό και ως U_{ss}:

$$U_{ss} = \frac{1/T*\Sigma(P_t-A_t)^2}{1/N*\Sigma\ A_t}$$

4. Μέσο Ποσοστιαίο Τετραγωνικό Σφάλμα (Mean-Square Error).

$$MSE = 1/T*N\ \Sigma(P_t - A_t)2$$

και η αντίστοιχη διάσπασή του:

$$MSE = (P - A) + (Sp - Sa) + 2(1-r)SpSa$$

με: $P = 1/T*\Sigma A_t$, $A = 1/T*\Sigma\ P_t$
Sp, Sa : τυπικά σφάλματα των P_t και A_t αντίστοιχα.
r : Συντελεστής συσχέτισης των P_t και A_t.

θέτοντας: $U^M = \frac{(P-A)^2}{MSE}$ = Βίας Proportion

$$U^S = \frac{Sp-Sa}{MSE} = \text{Variance Proportion}$$

$$U^C = \frac{2(1-r)SpSa}{MSE} = \text{Covariance Proportion}$$

και:

$$U^M = \frac{(P-A)^2}{MSE} = \text{Βίας Proportion}$$

$$U^R = \frac{(Sp-rSa)}{MSE} = \text{Regression Proportion}$$

$$U^D = \frac{(1-r)Sa^2}{MSE} = \text{Disturbance Proportion}$$

τότε : $U^M + U^S + U^C = U^M + U^R + U^D = 1$

```
              BMA COMB 1700
              BMA GLOB 2200
              BMA DATA 1300
              BMA EXP 1200
              BMA CONST 600
             BMA LOCAL 1000
              CAL 1974 1 12
              all 0 1989:12
            open data C:MDEH.DAT
             SMPL 1975:1 1987:12
          Data(FORMAT=RATS) /  MEOIK
           OPEN DATA C:MELLAS.DAT
      DATA(FORMAT=RATS) 1974:1 1987:12 MPRI70
            open data C:MDEH1.DAT
             SMPL 1975:1 1987:12
          Data(FORMAT=RATS) /  MEOIK1
      SEASONAL SEAS 1974:1 1988:12 12 1974:12
             SMPL 76:1 87:12
   ---------------------ΑΘΡΟΙΣΤΙΚΕΣ ΡΟΥΤΙΝΕΣ-------------
         PROCEDURE MANNUAL1 QY AY HHHB DAA
             ieval KKk=HHHB
         do H = (((HHHb-1)/12)+1),(DAA/12)
                       = QY(KKK)+QY(KKK+1)+QY(KKK+2)+QY(KKK+3)
  EVAL AY(H)
+QY(KKK+4)+QY(KKK+5)+QY(KKK+6) +QY(KKK+7)+QY(KKK+8)+QY(KKK+9)
            +QY(KKK+10)+QY(KKK+11)
             IEVAL KKK = KKK+12
               END DO H  <
              END MANNUAL1
    *----------------------------------------------------------
         PROCEDURE MAVER1 AY AVY HHHB DAA
         IEVAL NNN1=HHHB ;IEVAL NNN2=11+HHHB
         DO H = (((HHHB-1)/12)+1),(DAA/12)
             DO O= NNN1,NNN2
           EVAL AVY(O) =AY(H)/12
                END <
        IEVAL NNN1=NNN1+12 ;IEVAL NNN2=NNN2+12
                END <
              END MAVER1
  *-------------ΚΑΘΟΡΙΣΜΟΣ ΤΩΝ ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ------------
    *-------------------------SEASONAL DUMMIES-------------
            SET Q1 / =SEAS(T-1)
            SET Q2 / =SEAS(T-2)
            SET Q3 / =SEAS(T-3)
            SET Q4 / =SEAS(T-4)
            SET Q5 / =SEAS(T-5)
            SET Q6 / =SEAS(T-6)
            SET Q7 / =SEAS(T-7)
            SET Q8 / =SEAS(T-8)
            SET Q9 / =SEAS(T-9)
           SET Q10 / =SEAS(T-10)
           SET Q11 / = SEAS(T-11)
           SET Q12 / =SEAS(T-12)
*-------------SEASONAL DUMMIES   Q(J)*TR1(T) ----------------
            SMPL 1976:1  1986:12
          SET TR1  / = (T-1975:12)
```

```
              SET TR2   / = (T-1975:12)**2
               SET TR3 / = (T-1975:12)**3

              SET DD11 / =SEAS(T-1)*TR1(T)
              SET DD12 / =SEAS(T-2)*TR1(T)
              SET DD13 / =SEAS(T-3)*TR1(T)
              SET DD14 / =SEAS(T-4)*TR1(T)
              SET DD15 / =SEAS(T-5)*TR1(T)
              SET DD16 / =SEAS(T-6)*TR1(T)
              SET DD17 / =SEAS(T-7)*TR1(T)
              SET DD18 / =SEAS(T-8)*TR1(T)
              SET DD19 / =SEAS(T-9)*TR1(T)
             SET DD110 / =SEAS(T-10)*TR1(T)
             SET DD111 / = SEAS(T-11)*TR1(T)
             SET DD112 / =SEAS(T-12)*TR1(T)
  *________________SEASONAL DUMMIES   Q(J)*TR2(T)________________________

              SET DD21 / =SEAS(T-1)*TR2(T)
              SET DD22 / =SEAS(T-2)*TR2(T)
              SET DD23 / =SEAS(T-3)*TR2(T)
              SET DD24 / =SEAS(T-4)*TR2(T)
              SET DD25 / =SEAS(T-5)*TR2(T)
              SET DD26 / =SEAS(T-6)*TR2(T)
              SET DD27 / =SEAS(T-7)*TR2(T)
              SET DD28 / =SEAS(T-8)*TR2(T)
              SET DD29 / =SEAS(T-9)*TR2(T)
             SET DD210 / =SEAS(T-10)*TR2(T)
             SET DD211 / = SEAS(T-11)*TR2(T)
             SET DD212 / =SEAS(T-12)*TR2(T)
  *____________SEASONAL DUMMIES   Q(J)*TR3(T) ________________________
              SET DD31 / =SEAS(T-1)*TR3(T)
              SET DD32 / =SEAS(T-2)*TR3(T)
              SET DD33 / =SEAS(T-3)*TR3(T)
              SET DD34 / =SEAS(T-4)*TR3(T)
              SET DD35 / =SEAS(T-5)*TR3(T)
              SET DD36 / =SEAS(T-6)*TR3(T)
              SET DD37 / =SEAS(T-7)*TR3(T)
              SET DD38 / =SEAS(T-8)*TR3(T)
              SET DD39 / =SEAS(T-9)*TR3(T)
             SET DD310 / =SEAS(T-10)*TR3(T)
             SET DD311 / = SEAS(T-11)*TR3(T)
             SET DD312 / =SEAS(T-12)*TR3(T)
    * ______( THE MAIN PROGRAMM ) ____________________
                IEVAL DATO=(1976:1)
               IEVAL DAT =(1985:12)
               IEVAL DAT1 =(1976:1)
  *____________________DEFINE AVERAGES Q1 Q2 Q3 Q4______________
      SET AQ1 1975:1 1987:12 = 0    ; SET MQ1 DATO DAT = 0
 EXECUTE MANNUAL1 Q1 AQ1 DATO DAT  ; EXECUTE MAVER1  AQ1 MQ1 DATO DAT
  *_________________________(DEFINE AVERAGES TRENDS )__________
               SET MTR1 DATO DAT = 0
  EXECUTE MANNUAL1  TR1 AQ1  DAT1 DAT ; @  MAVER1 AQ1  MTR1 DAT1 DAT
               SET MTR2 DATO DAT = 0
  EXECUTE MANNUAL1  TR2 AQ1  DAT1 DAT ; @  MAVER1 AQ1  MTR2 DAT1 DAT
               SET MTR3 DATO DAT = 0
```

```
EXECUTE MANNUAL1  TR3 AQ1  DAT1 DAT ; @  MAVER1 AQ1  MTR3 DAT1 DAT

          SET MD12 DATO DAT = 0
       EXECUTE MANNUAL1 DD12 AD11 DATO DAT
         @ MAVER1  AD11 MD12 DATO DAT

          SET MD13 DATO DAT = 0
       EXECUTE MANNUAL1 DD13 AD11 DATO DAT
         @ MAVER1  AD11 MD13 DATO DAT

          SET MD14 DATO DAT = 0
       EXECUTE MANNUAL1 DD14 AD11 DATO DAT
         @ MAVER1  AD11 MD14 DATO DAT

          SET MD15 DATO DAT = 0
       EXECUTE MANNUAL1 DD15 AD11 DATO DAT
         @ MAVER1  AD11 MD15 DATO DAT


          SET MD16 DATO DAT = 0
       EXECUTE MANNUAL1 DD16 AD11 DATO DAT
         @ MAVER1  AD11 MD16 DATO DAT

          SET MD17 DATO DAT = 0
       EXECUTE MANNUAL1 DD17 AD11 DATO DAT
         @ MAVER1  AD11 MD17 DATO DAT


          SET MD18 DATO DAT = 0
       EXECUTE MANNUAL1 DD18 AD11 DATO DAT
         @ MAVER1  AD11 MD18 DATO DAT

          SET MD19 DATO DAT = 0
       EXECUTE MANNUAL1 DD19 AD11 DATO DAT
         @ MAVER1  AD11 MD19 DATO DAT

         SET MD110 DATO DAT = 0
      EXECUTE MANNUAL1 DD110 AD11 DATO DAT
         @ MAVER1  AD11 MD110 DATO DAT

          SET MD21 DATO DAT = 0
       EXECUTE MANNUAL1 DD21 AD11 DATO DAT
         @ MAVER1  AD11 MD21 DATO DAT

         SET MMEOIK DATO DAT = 0
      EXECUTE MANNUAL1 MOIK1 AD11 DATO DAT
        @ MAVER1  AD11 MMEOIK DATO DAT


           SMPL 1975:1 1987:12
            SET DUM1 / = 0
         SET DUM1 1981:1 1987:12 = 1

             EVAL L1= .97
           DISPLAY ' L = '  L1
```

```
              ___________________ΑΡΧΙΚΕΣ ΤΙΜΕΣ_______________
                     SMPL 75:1 85:12
     SET  MZZ1 (1975:12) (1975:12)  =MPRI70(1975:12)
  SET  MZZ1 (1976:1) (1987:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + MPRI70(T)
     SET  MZZ2 (1976:1)  (1987:12)  =L1**(T-1975:12)
                    SMPL 1976:1 1985:12
                SET NERROR 1976:1 1985:12 = 1
                SET NERROR 1979:1 1979:12 = 0

                 OLS(SMPL=NERROR)  MEDIK1
             #    MZZ1   TR1 Q1 Q2 Q6 Q7 Q8 Q9 Q10 $
DD12 DD13 DD14 DD15 DD16 DD17 DD18 DD19 DD110 DD21 DUM1 CONSTANT

*______________________________________________________________

                       EVAL L1=.94
                    DISPLAY ' L = '  L1
                     SMPL 75:1 85:12
     SET  MZZ1 (1975:12) (1975:12)  =MPRI70(1975:12)
  SET  MZZ1 (1976:1) (1985:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + MPRI70(T)
     SET  MZZ2 (1976:1)  (1985:12)  =L1**(T-1975:12)
        *____________AVERAGES OF MZZ1 MZZ2_________________
                SET MMZZ1   DATO DAT = 0
            EXECUTE MANNUAL1 MZZ1   AD11 DATO DAT
              @ MAVER1  AD11 MMZZ1  DATO DAT
                SET MMZZ2   DATO DAT = 0
            EXECUTE MANNUAL1 MZZ2   AD11 DATO DAT
              @ MAVER1  AD11 MMZZ2  DATO DAT
                 SET MDUM1  DATO DAT = 0
            EXECUTE MANNUAL1 DUM1  AD11 DATO DAT
              @ MAVER1  AD11 MDUM1  DATO DAT

*______________________________________________________________

_____________________________ DO I= 1,2,1 ______________________

                SET FMEDIK  1979:1 1979:12 =MMEDIK(T)          $
                       + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*BETA(1)) $
                        + ((TR1(T)-MTR1(T))*BETA(2)) $
                        + (( Q1(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $
                        + (( Q2(T) - MQ1(T))*BETA(4)) $
                        + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $
                        + (( Q7(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
                        + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
                        + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $
                       + (( Q10(T) - MQ1(T))*BETA(9)) $
                       + ((DD12(T)-MD12(T))*BETA(10)) $
                       + ((DD13(T)-MD13(T))*BETA(11)) $
                       + ((DD14(T)-MD14(T))*BETA(12)) $
                       + ((DD15(T)-MD15(T))*BETA(13)) $
                       + ((DD16(T)-MD16(T))*BETA(14)) $
                       + ((DD17(T)-MD17(T))*BETA(15)) $
```

```
                         + ((DD18(T)-MD18(T))*BETA(16)) $
                         + ((DD19(T)-MD19(T))*BETA(17)) $
                         + ((DD110(T)-MD110(T))*BETA(18))$
                         + ((DD21(T)-MD21(T))*BETA(19)) $
                          + ((DUM1(T)-MDUM1(T))*BETA(20))



                           SET FFQY DATO DAT =MEOIK1(T)
                          SET  FFQY 79:1 79:12 =FMEOIK(T)
                               SMPL  1976:1 1985:12
                                  OLS(PRINT) FFQY
                     #     MZZ1    TR1 Q1 Q2 Q6 Q7 Q8 Q9 Q10 $
    DD12 DD13 DD14 DD15 DD16 DD17 DD18 DD19 DD110 DD21 DUM1 CONSTANT
                                   END DO  I
```

ΤΕΛΙΚΕΣ ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ

```
     SET FMEOIK  1979:1 1979:12 =MMEOIK(T)           $
         + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*BETA(1)) $
          + ((TR1(T)-MTR1(T))*BETA(2)) $
          + (( Q1(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $
          + (( Q2(T) - MQ1(T))*BETA(4)) $
          + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $
          + (( Q7(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
          + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
          + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $
         + (( Q10(T) - MQ1(T))*BETA(9)) $
         + ((DD12(T)-MD12(T))*BETA(10)) $
         + ((DD13(T)-MD13(T))*BETA(11)) $
         + ((DD14(T)-MD14(T))*BETA(12)) $
         + ((DD15(T)-MD15(T))*BETA(13)) $
         + ((DD16(T)-MD16(T))*BETA(14)) $
         + ((DD17(T)-MD17(T))*BETA(15)) $
         + ((DD18(T)-MD18(T))*BETA(16)) $
         + ((DD19(T)-MD19(T))*BETA(17)) $
         + ((DD110(T)-MD110(T))*BETA(18))$
         + ((DD21(T)-MD21(T))*BETA(19)) $
          + ((DUM1(T)-MDUM1(T))*BETA(20))
```

ΤΕΛΙΚΕΣ ΔΙΟΡΘΩΜΕΝΕΣ ΤΙΜΕΣ

```
       SET DMEOIK  1975:1 1987:12 = MEOIK1(T)
        SET DMEOIK 1979:1 1979:12 =FMEOIK(T)
            SMPL 1975:1 1987:12
            grparm  15 1 22 .02
         GRAPH(NUMBER=0,DATES,KEY=NONE, $
vticks=9,HEADER=' PROJECT DEH :ORIGINAL AND THEORETICAL VARIABLES'$
              ,type=CHARS ,$
        hlabel='  <<   GHART   No.    >>', $
      VLABEL='SALES   M . W . H', CONNECT=LINE ) 2
                  # MEOIK1
                  # DMEOIK
                  # ' ' '*'
```

```
                    BMA GLOB 2000
                    BMA EXP 2000
                    cal 1974 1 12
                    all 0 1989:12
                 open data C:MDEH1.DAT
                  SMPL 1975:1 1988:12
              Data(FORMAT=RATS) /  MEAGR1
         SEASONAL SEAS 1974:1 1999:11 12 1974:12

                 SMPL 1975:1  1989:12
               SET TR1  / = (T-1974:12)
             SET TR2   / = (T-1974:12)**2
              SET TR3 / = (T-1974:12)**3


  *_______________SEASONAL DUMMIES_______________
                  SET Q1 / =SEAS(T-1)
                  SET Q2 / =SEAS(T-2)
                  SET Q3 / =SEAS(T-3)
                  SET Q4 / =SEAS(T-4)
                  SET Q5 / =SEAS(T-5)
                  SET Q6 / =SEAS(T-6)
                  SET Q7 / =SEAS(T-7)
                  SET Q8 / =SEAS(T-8)
                  SET Q9 / =SEAS(T-9)
                 SET Q10 / =SEAS(T-10)
                SET Q11 / = SEAS(T-11)
                 SET Q12 / =SEAS(T-12)
*__________SEASONAL DUMMIES   Q(J)*TR1(T)_________________
              SET DD11 / =SEAS(T-1)*TR1(T)
              SET DD12 / =SEAS(T-2)*TR1(T)
              SET DD13 / =SEAS(T-3)*TR1(T)
              SET DD14 / =SEAS(T-4)*TR1(T)
              SET DD15 / =SEAS(T-5)*TR1(T)
              SET DD16 / =SEAS(T-6)*TR1(T)
              SET DD17 / =SEAS(T-7)*TR1(T)
              SET DD18 / =SEAS(T-8)*TR1(T)
              SET DD19 / =SEAS(T-9)*TR1(T)
             SET DD110 / =SEAS(T-10)*TR1(T)
             SET DD111 / = SEAS(T-11)*TR1(T)
             SET DD112 / =SEAS(T-12)*TR1(T)
*__________SEASONAL DUMMIES   Q(J)*TR2(T) __________________

              SET DD21 / =SEAS(T-1)*TR2(T)
              SET DD22 / =SEAS(T-2)*TR2(T)
              SET DD23 / =SEAS(T-3)*TR2(T)
              SET DD24 / =SEAS(T-4)*TR2(T)
              SET DD25 / =SEAS(T-5)*TR2(T)
              SET DD26 / =SEAS(T-6)*TR2(T)
              SET DD27 / =SEAS(T-7)*TR2(T)
              SET DD28 / =SEAS(T-8)*TR2(T)
              SET DD29 / =SEAS(T-9)*TR2(T)
             SET DD210 / =SEAS(T-10)*TR2(T)
             SET DD211 / = SEAS(T-11)*TR2(T)
             SET DD212 / =SEAS(T-12)*TR2(T)
```

```
*____________SEASONAL DUMMIES   Q(J)*TR3(T)______________________

                  SET DD31 / =SEAS(T-1)*TR3(T)
                  SET DD32 / =SEAS(T-2)*TR3(T)
                  SET DD33 / =SEAS(T-3)*TR3(T)
                  SET DD34 / =SEAS(T-4)*TR3(T)
                  SET DD35 / =SEAS(T-5)*TR3(T)
                  SET DD36 / =SEAS(T-6)*TR3(T)
                  SET DD37 / =SEAS(T-7)*TR3(T)
                  SET DD38 / =SEAS(T-8)*TR3(T)
                  SET DD39 / =SEAS(T-9)*TR3(T)
                 SET DD310 / =SEAS(T-10)*TR3(T)
                 SET DD311 / = SEAS(T-11)*TR3(T)
                 SET DD312 / =SEAS(T-12)*TR3(T)

          *__________ΑΘΡΟΙΣΤΙΚΕΣ ΡΟΥΤΙΝΕΣ  ______________
               PROCEDURE MANNUAL1 QY AY DDB DAA
                     ieval KKk=DDB
               do H = (((ddb-1)/12)+1),(DAA/12) ____________
  EVAL AY(H)          = QY(KKK)+QY(KKK+1)+QY(KKK+2)+QY(KKK+3) $
+QY(KKK+4)+QY(KKK+5)+QY(KKK+6) +QY(KKK+7)+QY(KKK+8)+QY(KKK+9) $
                  +QY(KKK+10)+QY(KKK+11)
                    IEVAL KKK = KKK+12
                       END DO H <_________________________
                      END MANNUAL1
           *_______________________________________________


           *__________ΑΘΡΟΙΣΤΙΚΕΣ ΡΟΥΤΙΝΕΣ______________
                PROCEDURE MAVER1 AY AVY DDB DAA
               IEVAL NNN1=DDB ;IEVAL NNN2=11+DDB
               DO H = (((DDB-1)/12)+1),(DAA/12) ___________
                      DO O= NNN1,NNN2 ____________
                    EVAL AVY(O) =AY(H)/12
                             END <________________
            IEVAL NNN1=NNN1+12 ;IEVAL NNN2=NNN2+12
                             END <______________________
                         END MAVER1
           *_______________________________________________
     * _______( THE MAIN PROGRAMM )________________________
                     IEVAL DATO=(1975:1)
                    IEVAL DAT =(1987:12)
                    IEVAL DAT1 =(1975:1)
     *_______________DEFINE AVERAGES Q1 Q2 Q3 Q4______________
         SET AQ1 DATO (DAT/4) = 0   ; SET MQ1 DATO DAT = 0
EXECUTE MANNUAL1 Q1 AQ1 DATO DAT  ; EXECUTE MAVER1  AQ1 MQ1 DATO DAT
     *____________________________(DEFINE AVERAGES TRENDS )________
                    SET MTR1 DATO DAT = 0
 EXECUTE MANNUAL1  TR1 AQ1  DATO DAT ; @  MAVER1 AQ1  MTR1 DATO DAT
                    SET MTR2 DATO DAT = 0
 EXECUTE MANNUAL1  TR2 AQ1  DATO DAT ; @  MAVER1 AQ1  MTR2 DATO DAT
                    SET MTR3 DATO DAT = 0
 EXECUTE MANNUAL1  TR3 AQ1  DATO DAT ; @  MAVER1 AQ1  MTR3 DATO DAT
                 *_____________________________
```

```
      SET MD15 DATO DAT = 0
 EXECUTE MANNUAL1 DD15 AD11 DATO DAT
   @ MAVER1  AD11 MD15 DATO DAT

      SET MD17 DATO DAT = 0
EXECUTE MANNUAL1  DD17 AD11 DATO DAT
   @ MAVER1  AD11 MD17 DATO DAT

      SET MD18 DATO DAT = 0
EXECUTE MANNUAL1  DD18 AD11 DATO DAT
   @ MAVER1  AD11 MD18 DATO DAT


     SET MD111 DATO DAT = 0
EXECUTE MANNUAL1  DD111 AD11 DATO DAT
   @ MAVER1  AD11 MD111 DATO DAT

      SET MD26 DATO DAT = 0
EXECUTE MANNUAL1  DD26 AD11 DATO DAT
   @ MAVER1  AD11 MD26 DATO DAT

      SET MD27 DATO DAT = 0
 EXECUTE MANNUAL1 DD27 AD11 DATO DAT
   @ MAVER1  AD11 MD27 DATO DAT

      SET MD28 DATO DAT = 0
 EXECUTE MANNUAL1 DD28 AD11 DATO DAT
   @ MAVER1  AD11 MD28 DATO DAT


     SET MD210 DATO DAT = 0
EXECUTE MANNUAL1 DD210 AD11 DATO DAT
   @ MAVER1  AD11 MD210 DATO DAT


      SET MD37 DATO DAT = 0
 EXECUTE MANNUAL1 DD37 AD11 DATO DAT
   @ MAVER1  AD11 MD37 DATO DAT


      SET MD38 DATO DAT = 0
 EXECUTE MANNUAL1 DD38 AD11 DATO DAT
   @ MAVER1  AD11 MD38 DATO DAT
```

```
                    SET MD39 DATO DAT = 0
               EXECUTE MANNUAL1 DD39 AD11 DATO DAT
                 @ MAVER1  AD11 MD39 DATO DAT



                   SET MMEAGR DATO DAT = 0
              EXECUTE MANNUAL1 MEAGR1 AD11 DATO DAT
                @ MAVER1  AD11 MMEAGR DATO DAT



                    SMPL 1975:1 1987:12


               SET NERROR 1975:1 1987:12 = 1
               SET NERROR 1979:1 1979:12 = 0

                  EQUATION  2     MEAGR1
                  # Q4 Q5 Q6 Q7 Q8 Q9  $
   DD15 DD17 DD18 DD111 DD26 DD27 DD28 DD210 DD37 DD38 DD39 CONSTANT
              OLS(EQUATION=2,SMPL=NERROR)   MEAGR1

*_______________________________________________________________________


 ________________________ DO I= 1,7,1 ________________________
|                                                              |
|                                                              |
|          SET FMEAGR 1979:1 1979:12 =MMEAGR(T) $              |
|                + ((Q4(T)-MQ1(T))*BETA(1)) $                  |
|               + (( Q5(T) - MQ1(T))*BETA(2)) $                |
|               + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $                |
|                + ((Q7(T)-MQ1(T))*BETA(4)) $                  |
|               + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $                |
|               + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $                |
|               + ((DD15(T)-MD15(T))*BETA(7)) $                |
|               + ((DD17(T)-MD17(T))*BETA(8)) $                |
|               + ((DD18(T)-MD18(T))*BETA(9)) $                |
|             + ((DD111(T)-MD111(T))*BETA(10)) $               |
|              + ((DD26(T)-MD26(T))*BETA(11)) $                |
|              + ((DD27(T)-MD27(T))*BETA(12)) $                |
|              + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(13)) $                |
|             + ((DD210(T)-MD210(T))*BETA(14)) $               |
|              + ((DD37(T)-MD37(T))*BETA(15)) $                |
|              + ((DD38(T)-MD38(T))*BETA(16)) $                |
|               + ((DD39(T)-MD39(T))*BETA(17))                 |
|                                                              |
|               SET  FFQY DATO DAT =MEAGR1(T)                  |
|              SET  FFQY 79:1 79:12 =FMEAGR(T)                 |
|                      SMPL  DATO DAT                          |
|                     OLS(PRINT)  FFQY                         |
|                  # Q4 Q5 Q6 Q7 Q8 Q9  $                      |
|                                                              |
```

```
|   DD15 DD17 DD18 DD111 DD26 DD27 DD28 DD210 DD37 DD38 DD39 CONSTANT |
|______________________________ END DO  I ____________________________|
         _______________ΤΕΛΙΚΕΣ ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ_______________

              SET FMEAGR 1979:1 1979:12 =MMEAGR(T) $
                   + ((Q4(T)-MQ1(T))*BETA(1)) $
                  + (( Q5(T) - MQ1(T))*BETA(2)) $
                  + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $
                   + ((Q7(T)-MQ1(T))*BETA(4)) $
                  + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(5)) $
                  + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
                  + ((DD15(T)-MD15(T))*BETA(7)) $
                  + ((DD17(T)-MD17(T))*BETA(8)) $
                  + ((DD18(T)-MD18(T))*BETA(9)) $
                + ((DD111(T)-MD111(T))*BETA(10)) $
                 + ((DD26(T)-MD26(T))*BETA(11)) $
                 + ((DD27(T)-MD27(T))*BETA(12)) $
                 + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(13)) $
                + ((DD210(T)-MD210(T))*BETA(14)) $
                 + ((DD37(T)-MD37(T))*BETA(15)) $
                 + ((DD38(T)-MD38(T))*BETA(16)) $
                  + ((DD39(T)-MD39(T))*BETA(17))


                        SMPL  DATO DAT
                   SET FFMEAGR  / =MEAGR1(T)
                SET FFMEAGR 79:1 79:12 = FMEAGR(T)
                         SMPL DATO DAT
                   GRAPH(DATES,TYPE=CHARS) 2
                           # MEAGR1
                     # FFMEAGR  79:1 79:12
                          # ' '  '*'
```

ΕΜΠΟΡΙΚΟΣ ΤΟΜΕΑΣ.

```
                         BMA COMB 1600
                         BMA GLOB 1200
                         BMA DATA 1000
                          BMA EXP 800
                         cal 1974 1 12
                         all 0 1989:12
                    open data C:MDEh1.dat
                     SMPL 1975:1 1988:12
                 Data(FORMAT=RATS) /  MEEMP1
          SEASONAL SEAS 1974:1 1999:11 12 1974:12

                     SMPL 1975:1  1989:12
                   SET TR1  / = (T-1974:12)
                 SET TR2   / = (T-1974:12)**2
                  SET TR3 / = (T-1974:12)**3

       ____________ΚΑΘΟΡΙΣΜΟΣ ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ____________
         *___________________SEASONAL DUMMIES___________________
                      SET Q1 / =SEAS(T-1)
                      SET Q2 / =SEAS(T-2)
                      SET Q3 / =SEAS(T-3)
                      SET Q4 / =SEAS(T-4)
                      SET Q5 / =SEAS(T-5)
                      SET Q6 / =SEAS(T-6)
                      SET Q7 / =SEAS(T-7)
                      SET Q8 / =SEAS(T-8)
                      SET Q9 / =SEAS(T-9)
                     SET Q10 / =SEAS(T-10)
                    SET Q11 / = SEAS(T-11)
                     SET Q12 / =SEAS(T-12)
   *____________SEASONAL DUMMIES   Q(J)*TR1(T)_______________________
                 SET DD11 / =SEAS(T-1)*TR1(T)
                 SET DD12 / =SEAS(T-2)*TR1(T)
                 SET DD13 / =SEAS(T-3)*TR1(T)
                 SET DD14 / =SEAS(T-4)*TR1(T)
                 SET DD15 / =SEAS(T-5)*TR1(T)
                 SET DD16 / =SEAS(T-6)*TR1(T)
                 SET DD17 / =SEAS(T-7)*TR1(T)
                 SET DD18 / =SEAS(T-8)*TR1(T)
                 SET DD19 / =SEAS(T-9)*TR1(T)
                SET DD110 / =SEAS(T-10)*TR1(T)
                SET DD111 / = SEAS(T-11)*TR1(T)
                SET DD112 / =SEAS(T-12)*TR1(T)
   *____________SEASONAL DUMMIES   Q(J)*TR2(T)_______________________

                 SET DD21 / =SEAS(T-1)*TR2(T)
                 SET DD22 / =SEAS(T-2)*TR2(T)
                 SET DD23 / =SEAS(T-3)*TR2(T)
                 SET DD24 / =SEAS(T-4)*TR2(T)
                 SET DD25 / =SEAS(T-5)*TR2(T)
                 SET DD26 / =SEAS(T-6)*TR2(T)
                 SET DD27 / =SEAS(T-7)*TR2(T)
                 SET DD28 / =SEAS(T-8)*TR2(T)
```

```
                     SET DD29 / =SEAS(T-9)*TR2(T)
                    SET DD210 / =SEAS(T-10)*TR2(T)
                    SET DD211 / = SEAS(T-11)*TR2(T)
                    SET DD212 / =SEAS(T-12)*TR2(T)
*___________SEASONAL DUMMIES   Q(J)*TR3(T)_______________________

                     SET DD31 / =SEAS(T-1)*TR3(T)
                     SET DD32 / =SEAS(T-2)*TR3(T)
                     SET DD33 / =SEAS(T-3)*TR3(T)
                     SET DD34 / =SEAS(T-4)*TR3(T)
                     SET DD35 / =SEAS(T-5)*TR3(T)
                     SET DD36 / =SEAS(T-6)*TR3(T)
                     SET DD37 / =SEAS(T-7)*TR3(T)
                     SET DD38 / =SEAS(T-8)*TR3(T)
                     SET DD39 / =SEAS(T-9)*TR3(T)
                    SET DD310 / =SEAS(T-10)*TR3(T)
                    SET DD311 / = SEAS(T-11)*TR3(T)
                    SET DD312 / =SEAS(T-12)*TR3(T)


     _________ ΑΘΡΟΙΣΤΙΚΕΣ ΡΟΥΤΙΝΕΣ ______________
                  PROCEDURE MANNUAL1 QY AY DDB DAA
                            ieval KKk=DDB
                  do H = (((ddb-1)/12)+1),(DAA/12) ____________________
    EVAL AY(H)          = QY(KKK)+QY(KKK+1)+QY(KKK+2)+QY(KKK+3) $     |
   +QY(KKK+4)+QY(KKK+5)+QY(KKK+6) +QY(KKK+7)+QY(KKK+8)+QY(KKK+9) $    |
                       +QY(KKK+10)+QY(KKK+11)                         |
                         IEVAL KKK = KKK+12                           |
                              END DO H <______________________________|
                            END MANNUAL1
          *______________________________________________


     _______________________________________________
                   PROCEDURE MAVER1 AY AVY DDB DAA
                  IEVAL NNN1=DDB ;IEVAL NNN2=11+DDB
                  DO H = (((DDB-1)/12)+1),(DAA/12) ____________
                           DO O= NNN1,NNN2 _____________      |
                        EVAL AVY(O) =AY(H)/12           |     |
                                 END <__________________|     |
               IEVAL NNN1=NNN1+12 ;IEVAL NNN2=NNN2+12         |
                                 END <________________________|
                             END MAVER1
          *______________________________________________
   *_________( THE MAIN PROGRAMM )___________________________
                         IEVAL DATO=(1975:1)
                        IEVAL DAT =(1987:12)
                        IEVAL DAT1 =(1975:1)
  *__________________DEFINE AVERAGES Q1 Q2 Q3 Q4_____________
        SET AQ1 1975:1 1987:12 = 0   ; SET MQ1 1975:1 DAT = 0
EXECUTE MANNUAL1 Q1 AQ1 DATO DAT  ; EXECUTE MAVER1  AQ1 MQ1 DATO DAT
  *_______________________( DEFINE AVERAGES TRENDS )__________
                        SET MTR1 DATO DAT = 0
```

```
EXECUTE MANNUAL1  TR1 AΩ1  DAT1 DAT ; ∂  MAVER1 AΩ1  MTR1 DAT1 DAT
                        SET MTR2 DATO DAT = 0
EXECUTE MANNUAL1  TR2 AΩ1  DAT1 DAT ; ∂  MAVER1 AΩ1  MTR2 DAT1 DAT
                        SET MTR3 DATO DAT = 0
EXECUTE MANNUAL1  TR3 AΩ1  DAT1 DAT ; ∂  MAVER1 AΩ1  MTR3 DAT1 DAT
                     *_____________________


                        SET MD19 DATO DAT = 0
                 EXECUTE MANNUAL1 DD19 AD11 DATO DAT
                    ∂ MAVER1  AD11 MD19 DATO DAT

                        SET MD21 DATO DAT = 0
                 EXECUTE MANNUAL1 DD21 AD11 DATO DAT
                    ∂ MAVER1  AD11 MD21 DATO DAT


                        SET MD25 DATO DAT = 0
                 EXECUTE MANNUAL1 DD25 AD11 DATO DAT
                    ∂ MAVER1  AD11 MD25 DATO DAT

                        SET MD27 DATO DAT = 0
                 EXECUTE MANNUAL1 DD27 AD11 DATO DAT
                    ∂ MAVER1  AD11 MD27 DATO DAT


                        SET MD28 DATO DAT = 0
                 EXECUTE MANNUAL1 DD28 AD11 DATO DAT
                    ∂ MAVER1  AD11 MD28 DATO DAT

                       SET MMEEMP DATO DAT = 0
                EXECUTE MANNUAL1 MEEMP1 AD11 DATO DAT
                   ∂ MAVER1  AD11 MMEEMP DATO DAT

                         SMPL 1975:1 1987:12

                         SMPL 1975:1 1987:12
                           SET DUM1  / = 0
                     SET DUM1 1979:1 1987:12 = 1
                    SET DUMTR  / = DUM1(T)*TR2(T)
                       SET MDUM1  DATO DAT = 0
                EXECUTE MANNUAL1 DUM1  AD11 DATO DAT
                   ∂ MAVER1  AD11 MDUM1  DATO DAT
                  PRINT(DATES) DATO DAT DUM1  MDUM1
                       SET MDUMTR DATO DAT = 0
                EXECUTE MANNUAL1 DUMTR AD11 DATO DAT
                   ∂ MAVER1  AD11 MDUMTR  DATO DAT
                 PRINT(DATES) DATO DAT DUMTR MDUMTR


                    SET NERROR 1975:1 1987:12 = 1
                    SET NERROR 1984:1 1984:12 = 0
```

```
     SET  MZZ2 (1976:1)  (1987:12)  =L1**(T-1975:12)
                    SMPL 1976:1 1985:12
                     SET NERROR /  = 1
               SET NERROR 1979:1 1979:12 = 0
               SET NERROR 1984:1 1984:12 = 0
                 OLS(SMPL=NERROR)  MEBIOM1
               #    MZZ1 MZZ2   TR1 TR2 TR3 $
  Q4 Q5 Q6 DD12 DD14 DD22 DD28 DD29 DD32 DUM1 CONSTANT

                       EVAL L1=.1
                  DISPLAY ' L = '  L1
                      SMPL 75:1 85:12
     SET  MZZ1 (1979:12) (1979:12)  =MPRI70(1979:12)
SET  MZZ1 (1980:1) (1985:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + MPRI70(T)
     SET  MZZ2 (1980:1)  (1985:12)  =L1**(T-1979:12)
  *____________AVERAGES OF MZZ1 MZZ2________________
                SET MZZ1 1975:1 1979:12 = 0
                SET MZZ2 1975:1 1979:12 = 0
                  SET MMZZ1   DATO DAT = 0
          EXECUTE MANNUAL1 MZZ1   AD11 DATO DAT
               @ MAVER1  AD11 MMZZ1  DATO DAT
                  SET MMZZ2   DATO DAT = 0
          EXECUTE MANNUAL1 MZZ2   AD11 DATO DAT
               @ MAVER1  AD11 MMZZ2  DATO DAT


 _______________________ DO I =1,3,1 ______________________


           SET FMEBIOM 1979:1 1979:12 = MMEBIO(T)  $
                + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*BETA(1)) $
                + ((MZZ2(T)-MMZZ2(T))*BETA(2)) $
               +    ((TR1(T)-MTR1(T))*BETA(3)) $
               +    ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(4)) $
               +    ((TR3(T)-MTR3(T))*BETA(5)) $
                + (( Q4(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
                + (( Q5(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
                  + ((Q6(T)-MQ1(T))*BETA(8)) $
                + ((DD12(T)-MD12(T))*BETA(9)) $
                + ((DD14(T)-MD14(T))*BETA(10)) $
                + ((DD22(T)-MD22(T))*BETA(11)) $
                + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(12)) $
                + ((DD29(T)-MD29(T))*BETA(13)) $
                + ((DD32(T)-MD32(T))*BETA(14)) $
                + ((DUM1(T)-MDUM1(T))*BETA(15))

           SET FMEBIOM 1984:1 1984:12 = MMEBIO(T)   $
                + ((MZZ1(T)-MMZZ1(T))*BETA(1)) $
                + ((MZZ2(T)-MMZZ2(T))*BETA(2)) $
               +    ((TR1(T)-MTR1(T))*BETA(3)) $
               +    ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(4)) $
               +    ((TR3(T)-MTR3(T))*BETA(5)) $
                + (( Q4(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
                + (( Q5(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
                  + ((Q6(T)-MQ1(T))*BETA(8)) $
```

```
                    SET NERROR 1978:1 1979:12 = 0



                      EQUATION  3     MEEMP1
                           #     TR2    $
                    Q2 Q3  Q6 Q7 Q8 Q9 Q10 Q11 $
                  DD19  DD27 DD28 DUM1 DUMTR CONSTANT
                 OLS(EQUATION=3,SMPL=NERROR)   MEEMP1
                          *PRJ F2MEEMP


 ------------------------- DO I= 1,4,1 -------------------------

  SET FMEEMP 1984:1 1984:12 = MMEEMP(T) + ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(1)) $
                    + ((Q2(T)-MQ1(T))*BETA(2)) $
                   + (( Q3(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $
                   + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(4)) $
                    + ((Q7(T)-MQ1(T))*BETA(5)) $
                   + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
                   + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
                  + (( Q10(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $
                    + ((Q11(T)-MQ1(T))*BETA(9)) $
                  + ((DD19(T)-MD19(T))*BETA(10)) $
                  + ((DD27(T)-MD27(T))*BETA(11)) $
                  + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(12)) $
                  + ((DUM1(T)-MDUM1(T))*BETA(13)) $
                  + ((DUMTR(T)-MDUMTR(T))*BETA(14))


   SET FMEEMP 1978:1 1979:12 =MMEEMP(T) + ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(1)) $
                    + ((Q2(T)-MQ1(T))*BETA(2)) $
                   + (( Q3(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $
                   + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(4)) $
                    + ((Q7(T)-MQ1(T))*BETA(5)) $
                   + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
                   + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
                  + (( Q10(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $
                    + ((Q11(T)-MQ1(T))*BETA(9)) $
                  + ((DD19(T)-MD19(T))*BETA(10)) $
                  + ((DD27(T)-MD27(T))*BETA(11)) $
                  + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(12)) $
                  + ((DUM1(T)-MDUM1(T))*BETA(13)) $
                  + ((DUMTR(T)-MDUMTR(T))*BETA(14))




                          *GRAPH(DATES) 4
                       *# MEEMP  85:1 86:12
```

```
             *# FMEEMP  85:1 86:12
             *# F1MEEMP 85:1 86:12
             *# F2MEEMP 85:1 86:12

         SET FFQY DATO DAT =MEEMP1(T)
        SET  FFQY 84:1 84:12 =FMEEMP(T)
        SET  FFQY 78:1 79:12 =FMEEMP(T)
             SMPL  1975:1 1987:12
               OLS(PRINT)  FFQY
                 #     TR2    $
         Q2 Q3  Q6 Q7 Q8 Q9 Q10 Q11 $
      DD19  DD27 DD28  DUM1 DUMTR CONSTANT

                   END DO  I
```

ΤΕΛΙΚΕΣ ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ

```
SET FMEEMP 1984:1 1984:12 = MMEEMP(T) + ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(1)) $
                   + ((Q2(T)-MQ1(T))*BETA(2)) $
                  + (( Q3(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $
                  + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(4)) $
                   + ((Q7(T)-MQ1(T))*BETA(5)) $
                  + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
                  + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
                 + (( Q10(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $
                   + ((Q11(T)-MQ1(T))*BETA(9)) $
                 + ((DD19(T)-MD19(T))*BETA(10)) $
                 + ((DD27(T)-MD27(T))*BETA(11)) $
                 + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(12)) $
                 + ((DUM1(T)-MDUM1(T))*BETA(13)) $
                 + ((DUMTR(T)-MDUMTR(T))*BETA(14))


 SET FMEEMP 1978:1 1979:12 =MMEEMP(T) + ((TR2(T)-MTR2(T))*BETA(1)) $
                   + ((Q2(T)-MQ1(T))*BETA(2)) $
                  + (( Q3(T) - MQ1(T))*BETA(3)) $
                  + (( Q6(T) - MQ1(T))*BETA(4)) $
                   + ((Q7(T)-MQ1(T))*BETA(5)) $
                  + (( Q8(T) - MQ1(T))*BETA(6)) $
                  + (( Q9(T) - MQ1(T))*BETA(7)) $
                 + (( Q10(T) - MQ1(T))*BETA(8)) $
                   + ((Q11(T)-MQ1(T))*BETA(9)) $
                 + ((DD19(T)-MD19(T))*BETA(10)) $
                 + ((DD27(T)-MD27(T))*BETA(11)) $
                 + ((DD28(T)-MD28(T))*BETA(12)) $
                 + ((DUM1(T)-MDUM1(T))*BETA(13)) $
                 + ((DUMTR(T)-MDUMTR(T))*BETA(14))
```

ΤΕΛΙΚΕΣ ΔΙΟΡΘΩΜΕΝΕΣ ΤΙΜΕΣ

```
               SMPL  DATO DAT
       SET   DMEEMP  / =MEEMP1(T)
```

```
SET DMEEMP 78:1 79:12 = FMEEMP(T)
SET DMEEMP 84:1 84:12 = FMEEMP(T)
            *GRAPH(DATES) 2
               *# MEEMP1
               *# DMEEMP
```

ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΚΟΣ ΤΟΜΕΑΣ

```
                                BMA COMB 1700
                                BMA GLOB 1200
                               *BMA DATA 1300
                                 BMA EXP 1200
                               *BMA CONST 600
                               *BMA LOCAL 1000
                                CAL 1974 1 12
                                all 0 1989:12
                             open data C:MDEH.DAT
                             SMPL 1975:1 1987:12
                         Data(FORMAT=RATS) /  MEbiom
                            OPEN DATA C:MELLAS.DAT
                   DATA(FORMAT=RATS) 1974:1 1987:12 MPRI70
                            open data C:MDEH1.DAT
                             SMPL 1975:1 1987:12
                         Data(FORMAT=RATS) /  MEbiom1
                   SEASONAL SEAS 1974:1 1988:12 12 1974:12
                               SMPL 76:1 87:12

         __________ΑΘΡΟΙΣΤΙΚΕΣ ΡΟΥΤΙΝΕΣ__________________
                       PROCEDURE MANNUAL1 QY AY DDB DAA
                                ieval KKk=DDB
                       do H = (((ddb-1)/12)+1),(DAA/12)
        EVAL AY(H)          = QY(KKK)+QY(KKK+1)+QY(KKK+2)+QY(KKK+3) $
       +QY(KKK+4)+QY(KKK+5)+QY(KKK+6) +QY(KKK+7)+QY(KKK+8)+QY(KKK+9) $
                            +QY(KKK+10)+QY(KKK+11)
                              IEVAL KKK = KKK+12
                                   END DO H <
                                 END MANNUAL1
               *______________________________________________


               *______________________________________________
                       PROCEDURE MAVER1 AY AVY DDB DAA
                      IEVAL NNN1=DDB ;IEVAL NNN2=11+DDB
                       DO H = (((DDB-1)/12)+1),(DAA/12)
                               DO O= NNN1,NNN2
                            EVAL AVY(O) =AY(H)/12
                                     END <
                    IEVAL NNN1=NNN1+12 ;IEVAL NNN2=NNN2+12
                                     END <
                                  END MAVER1
         __________ΚΑΘΟΡΙΣΜΟΣ ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ__________________

             *_____________________SEASONAL DUMMIES______________
                             SET Q1 / =SEAS(T-1)
                             SET Q2 / =SEAS(T-2)
                             SET Q3 / =SEAS(T-3)
                             SET Q4 / =SEAS(T-4)
                             SET Q5 / =SEAS(T-5)
                             SET Q6 / =SEAS(T-6)
                             SET Q7 / =SEAS(T-7)
                             SET Q8 / =SEAS(T-8)
```

```
              SET Q9 / =SEAS(T-9)
             SET Q10 / =SEAS(T-10)
             SET Q11 / = SEAS(T-11)
             SET Q12 / =SEAS(T-12)
     SEASONAL DUMMIES   Q(J)*TR1(T)
              SMPL 1976:1  1986:12
            SET TR1  / = (T-1975:12)
          SET TR2   / = (T-1975:12)**2
           SET TR3 / = (T-1975:12)**3

          SET DD11 / =SEAS(T-1)*TR1(T)
          SET DD12 / =SEAS(T-2)*TR1(T)
          SET DD13 / =SEAS(T-3)*TR1(T)
          SET DD14 / =SEAS(T-4)*TR1(T)
          SET DD15 / =SEAS(T-5)*TR1(T)
          SET DD16 / =SEAS(T-6)*TR1(T)
          SET DD17 / =SEAS(T-7)*TR1(T)
          SET DD18 / =SEAS(T-8)*TR1(T)
          SET DD19 / =SEAS(T-9)*TR1(T)
         SET DD110 / =SEAS(T-10)*TR1(T)
        SET DD111 / = SEAS(T-11)*TR1(T)
         SET DD112 / =SEAS(T-12)*TR1(T)
     SEASONAL DUMMIES   Q(J)*TR2(T)

          SET DD21 / =SEAS(T-1)*TR2(T)
          SET DD22 / =SEAS(T-2)*TR2(T)
          SET DD23 / =SEAS(T-3)*TR2(T)
          SET DD24 / =SEAS(T-4)*TR2(T)
          SET DD25 / =SEAS(T-5)*TR2(T)
          SET DD26 / =SEAS(T-6)*TR2(T)
          SET DD27 / =SEAS(T-7)*TR2(T)
          SET DD28 / =SEAS(T-8)*TR2(T)
          SET DD29 / =SEAS(T-9)*TR2(T)
         SET DD210 / =SEAS(T-10)*TR2(T)
        SET DD211 / = SEAS(T-11)*TR2(T)
         SET DD212 / =SEAS(T-12)*TR2(T)
     SEASONAL DUMMIES   Q(J)*TR3(T)

          SET DD31 / =SEAS(T-1)*TR3(T)
          SET DD32 / =SEAS(T-2)*TR3(T)
          SET DD33 / =SEAS(T-3)*TR3(T)
          SET DD34 / =SEAS(T-4)*TR3(T)
          SET DD35 / =SEAS(T-5)*TR3(T)
          SET DD36 / =SEAS(T-6)*TR3(T)
          SET DD37 / =SEAS(T-7)*TR3(T)
          SET DD38 / =SEAS(T-8)*TR3(T)
          SET DD39 / =SEAS(T-9)*TR3(T)
         SET DD310 / =SEAS(T-10)*TR3(T)
        SET DD311 / = SEAS(T-11)*TR3(T)
         SET DD312 / =SEAS(T-12)*TR3(T)
     ( THE MAIN PROGRAMM )
              IEVAL DAT0=(1976:1)
              IEVAL DAT =(1985:12)
              IEVAL DAT1 =(1976:1)
           DEFINE AVERAGES Q1 Q2 Q3 Q4
```

```
        SET AQ1 1975:1 1987:12 = 0   ; SET MQ1 DAT0 DAT = 0
EXECUTE MANNUAL1 Q1 AQ1 DAT0 DAT  ; EXECUTE MAVER1  AQ1 MQ1 DAT0 DAT
  *_______________________( DEFINE AVERAGES TRENDS )__________
                   SET MTR1 DAT0 DAT = 0
 EXECUTE MANNUAL1  TR1 AQ1  DAT1 DAT ; @  MAVER1 AQ1  MTR1 DAT1 DAT
                   SET MTR2 DAT0 DAT = 0
 EXECUTE MANNUAL1  TR2 AQ1  DAT1 DAT ; @  MAVER1 AQ1  MTR2 DAT1 DAT
                   SET MTR3 DAT0 DAT = 0
 EXECUTE MANNUAL1  TR3 AQ1  DAT1 DAT ; @  MAVER1 AQ1  MTR3 DAT1 DAT
                *_________________
                   SET MD12 DAT0 DAT = 0
              EXECUTE MANNUAL1 DD12 AD11 DAT0 DAT
                 @ MAVER1  AD11 MD12 DAT0 DAT

                   SET MD14 DAT0 DAT = 0
              EXECUTE MANNUAL1 DD14 AD11 DAT0 DAT
                 @ MAVER1  AD11 MD14 DAT0 DAT

                   SET MD22 DAT0 DAT = 0
              EXECUTE MANNUAL1 DD22 AD11 DAT0 DAT
                 @ MAVER1  AD11 MD22 DAT0 DAT

                   SET MD28 DAT0 DAT = 0
              EXECUTE MANNUAL1 DD28 AD11 DAT0 DAT
                 @ MAVER1  AD11 MD28 DAT0 DAT

                   SET MD29 DAT0 DAT = 0
              EXECUTE MANNUAL1 DD29 AD11 DAT0 DAT
                 @ MAVER1  AD11 MD29 DAT0 DAT

                   SET MD32 DAT0 DAT = 0
              EXECUTE MANNUAL1 DD32 AD11 DAT0 DAT
                 @ MAVER1  AD11 MD32 DAT0 DAT

            *_________________________
                  SET MMEBIO DAT0 DAT = 0
             EXECUTE MANNUAL1 MEBIOM AD11 DAT0 DAT
                @ MAVER1  AD11 MMEBIO DAT0 DAT



                    SMPL 1975:1 1987:12
                      SET DUM1  / = 0
                 SET DUM1 1983:1 1987:12 = 1
              EXECUTE MANNUAL1 DUM1  AD11 DAT0 DAT
                 @ MAVER1  AD11 MDUM1  DAT0 DAT


                        EVAL L1=.500
                     DISPLAY ' L = '  L1

     DISPLAY '___________________________________'
                      SMPL 76:1 85:12
         SET  MZZ1 (1975:12) (1975:12)  =MPRI70(1975:12)
     SET  MZZ1 (1976:1) (1987:12)  =L1*(MZZ1(T-1)) + MPRI70(T)
```

ΤΡΑΠΕΖΑ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ.

(ΤΑ ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΕΙΝΑΙ ΓΡΑΜΜΕΝΑ ΣΕ RATS FORMAT.)

```
MEDIK
MONTHLY DATA FROM    1975: 1 TO    1987:12
==============================================================================

1975: 1   341782.000000   328285.000000   310285.000000   278672.000000
1975: 5   278751.000000   256611.000000   245804.000000   227567.000000
1975: 9   237192.000000   240411.000000   283789.000000   310765.000000
1976: 1   373530.000000   372128.000000   358169.000000   327376.000000
1976: 5   307139.000000   291124.000000   283169.000000   248511.000000
1976: 9   238895.000000   271975.000000   322722.000000   354530.000000
1977: 1   428587.000000   408273.000000   374535.000000   382514.000000
1977: 5   355880.000000   315340.000000   284461.000000   277925.000000
1977: 9   287817.000000   300727.000000   342284.000000   391966.000000
1978: 1   501423.000000   515857.000000   438225.000000   407031.000000
1978: 5   402542.000000   358031.000000   323011.000000   300772.000000
1978: 9   314658.000000   338844.000000   401405.000000   476872.000000
1979: 1   412349.000000   129168.000000   533898.000000   489077.000000
1979: 5   481602.000000   447640.000000   388963.000000   167032.000000
1979: 9   503948.000000   504776.000000   387179.000000   675390.000000
1980: 1   584236.000000   621140.000000   585036.000000   569841.000000
1980: 5   490671.000000   413416.000000   381253.000000   344459.000000
1980: 9   350115.000000   374324.000000   440940.000000   500087.000000
1981: 1   645383.000000   584169.000000   661597.000000   555256.000000
1981: 5   480890.000000   416438.000000   391935.000000   372703.000000
1981: 9   385710.000000   392421.000000   463749.000000   553698.000000
1982: 1   688410.000000   685934.000000   647208.000000   607934.000000
1982: 5   542607.000000   454359.000000   424172.000000   388287.000000
1982: 9   405640.000000   413143.000000   478775.000000   576418.000000
1983: 1   736789.000000   743295.000000   705185.000000   647431.000000
1983: 5   567031.000000   468688.000000   433951.000000   397796.000000
1983: 9   444893.000000   461441.000000   526051.000000   636469.000000
1984: 1   783651.000000   797567.000000   765513.000000   683253.000000
1984: 5   604561.000000   541821.000000   501685.000000   435886.000000
1984: 9   467767.000000   471639.000000   539828.000000   647387.000000
1985: 1   845781.000000   876280.000000   847707.000000   771096.000000
1985: 5   631167.000000   524872.000000   476072.000000   447451.000000
1985: 9   487007.000000   504379.000000   604853.000000   668345.000000
1986: 1   829275.000000   868784.000000   799973.000000   725636.000000
1986: 5   639475.000000   549657.000000   522454.000000   489918.000000
1986: 9   509345.000000   512950.000000   619897.000000   738542.000000
1987: 1   974961.000000   979567.000000   874736.000000   845952.000000
1987: 5   732591.000000   596744.000000   540759.000000   509119.000000
1987: 9   529016.000000   541267.000000   665827.000000   750277.000000
------------------------------------------------------------------------------
==============================================================================
```

Πηγή : ΔΕΗ

```
MEAGR
MONTHLY DATA FROM    1975: 1 TO    1987: 12

==========================================================================================
=

 1975: 1      2784.000000      1951.000000      2536.000000     11271.000000
 1975: 5     17284.000000     29574.000000     46179.000000     48710.000000
 1975: 9     39100.000000     15454.000000     15482.000000      2588.000000
 1976: 1      2273.000000      1892.000000      2167.000000      6581.000000
 1976: 5     16049.000000     29557.000000     50914.000000     56262.000000
 1976: 9     39869.000000     16327.000000     12894.000000      2819.000000
 1977: 1      1956.000000      2225.000000      2327.000000     19926.000000
 1977: 5     44508.000000     52837.000000     82007.000000     95117.000000
 1977: 9     51322.000000     12315.000000     17741.000000      3094.000000
 1978: 1      2234.000000      2866.000000      2380.000000     10929.000000
 1978: 5     26668.000000     57451.000000     95103.000000    105404.000000
 1978: 9     48328.000000     14694.000000     11610.000000      3735.000000
 1979: 1      1445.000000      1854.000000      3739.000000      2708.000000
 1979: 5     14553.000000     27874.000000     55023.000000     81149.000000
 1979: 9     93010.000000     49815.000000     17449.000000     17665.000000
 1980: 1      3116.000000      2642.000000      2427.000000      7968.000000
 1980: 5     19372.000000     44594.000000    104153.000000    116587.000000
 1980: 9     61473.000000     18594.000000     14644.000000      4840.000000
 1981: 1      3679.000000      3778.000000      3051.000000     12542.000000
 1981: 5     39872.000000     81667.000000    113865.000000    110846.000000
 1981: 9     50424.000000     21700.000000     15780.000000      9134.000000
 1982: 1      3589.000000      3706.000000      4111.000000      3854.000000
 1982: 5     22707.000000     51054.000000    129169.000000    101129.000000
 1982: 9     87426.000000     21970.000000     20802.000000      5610.000000
 1983: 1      3889.000000      3750.000000      4131.000000      8959.000000
 1983: 5     74702.000000     84887.000000     78020.000000    128987.000000
 1983: 9     97350.000000     58151.000000     19962.000000      6423.000000
 1984: 1      4196.000000      5447.000000      4377.000000      8426.000000
 1984: 5     21160.000000     97777.000000    149385.000000    165987.000000
 1984: 9    105258.000000     64871.000000     28979.000000      5741.000000
 1985: 1      4700.000000      5523.000000      4620.000000     12163.000000
 1985: 5     39613.000000    123052.000000    186219.000000    246442.000000
 1985: 9    152342.000000     84119.000000     33417.000000      8302.000000
 1986: 1      5517.000000      6880.000000      5917.000000     19369.000000
 1986: 5     52386.000000    120876.000000    169216.000000    257418.000000
 1986: 9    164777.000000     84010.000000     28382.000000      7274.000000
 1987: 1      6984.000000      6668.000000      6546.000000     13378.000000
 1987: 5     37994.000000    116307.000000    201787.000000    275471.000000
 1987: 9    183073.000000     87299.000000     26847.000000     13853.000000
------------------------------------------------------------------------------------------
==========================================================================================
==========================================================================================
```

Πηγή : ΔΕΗ

```
MEEMP
MONTHLY DATA FROM    1975: 1 TO    1987:12
================================================================================
1975: 1   130019.000000   143425.000000   131079.000000   123974.000000
1975: 5   127755.000000   127807.000000   139390.000000   148818.000000
1975: 9   151559.000000   138912.000000   135459.000000   136596.000000
1976: 1   152717.000000   147721.000000   146286.000000   142002.000000
1976: 5   141959.000000   151837.000000   164203.000000   169582.000000
1976: 9   164642.000000   159372.000000   156250.000000   159294.000000
1977: 1   177533.000000   169290.000000   163545.000000   169000.000000
1977: 5   169958.000000   178779.000000   189803.000000   215770.000000
1977: 9   201683.000000   182614.000000   171261.000000   173717.000000
1978: 1   193583.000000   190929.000000   181148.000000   181516.000000
1978: 5   190560.000000   198570.000000   212599.000000   226249.000000
1978: 9   221826.000000   206301.000000   193934.000000   198613.000000
1979: 1   137258.000000    76304.000000   201673.000000   198504.000000
1979: 5   201244.000000   202207.000000   218255.000000   207614.000000
1979: 9   288186.000000   281503.000000   207201.000000   298389.000000
1980: 1   208075.000000   206347.000000   195050.000000   201911.000000
1980: 5   194074.000000   204981.000000   220791.000000   264304.000000
1980: 9   230170.000000   238265.000000   205719.000000   217752.000000
1981: 1   202727.000000   212170.000000   190886.000000   224311.000000
1981: 5   193050.000000   222432.000000   228841.000000   264638.000000
1981: 9   228919.000000   237198.000000   190667.000000   215084.000000
1982: 1   203405.000000   218925.000000   191682.000000   210748.000000
1982: 5   192731.000000   233595.000000   242241.000000   278670.000000
1982: 9   248560.000000   248356.000000   194957.000000   210132.000000
1983: 1   213346.000000   235092.000000   211750.000000   226654.000000
1983: 5   210205.000000   239497.000000   226311.000000   276604.000000
1983: 9   260344.000000   258582.000000   206371.000000   232152.000000
1984: 1   236760.000000   248519.000000   155412.000000   230843.000000
1984: 5   213231.000000   254812.000000   250744.000000   292656.000000
1984: 9   265410.000000   275145.000000   218812.000000   232843.000000
1985: 1   233922.000000   253326.000000   228702.000000   248007.000000
1985: 5   230038.000000   274989.000000   261368.000000   321506.000000
1985: 9   308480.000000   277131.000000   242724.000000   232941.000000
1986: 1   250729.000000   253228.000000   234150.000000   242124.000000
1986: 5   256442.000000   271626.000000   295597.000000   332928.000000
1986: 9   325045.000000   297977.000000   260818.000000   254885.000000
1987: 1   286316.000000   275541.000000   258207.000000   266856.000000
1987: 5   273525.000000   289921.000000   317782.000000   357142.000000
1987: 9   345142.000000   326785.000000   285538.000000   266803.000000
--------------------------------------------------------------------------------
================================================================================
```

Πηγή : ΔΕΗ

MEDY
MONTHLY DATA FROM 1975: 1 TO 1987:12

1975: 1	19653.000000	24788.000000	20762.000000	59713.000000
1975: 5	19721.000000	23011.000000	22188.000000	49475.000000
1975: 9	22307.000000	24978.000000	21066.000000	54182.000000
1976: 1	22451.000000	26936.000000	21429.000000	62766.000000
1976: 5	20164.000000	25886.000000	23634.000000	53118.000000
1976: 9	24020.000000	27787.000000	22854.000000	57901.000000
1977: 1	24420.000000	27802.000000	22566.000000	67839.000000
1977: 5	23412.000000	32764.000000	28352.000000	52642.000000
1977: 9	20439.000000	49416.000000	20294.000000	54132.000000
1978: 1	22679.000000	60366.000000	20712.000000	51883.000000
1978: 5	19659.000000	53655.000000	22379.000000	59699.000000
1978: 9	22467.000000	53987.000000	23235.000000	59328.000000
1979: 1	19793.000000	6193.000000	46757.000000	22921.000000
1979: 5	56533.000000	20917.000000	55520.000000	29836.000000
1979: 9	53091.000000	40093.000000	48086.000000	71358.000000
1980: 1	25365.000000	63873.000000	28842.000000	55664.000000
1980: 5	23982.000000	54612.000000	27059.000000	37656.000000
1980: 9	30067.000000	34594.000000	25407.000000	33929.000000
1981: 1	29065.000000	34877.000000	28122.000000	40696.000000
1981: 5	25172.000000	45571.000000	31478.000000	54467.000000
1981: 9	27971.000000	50749.000000	28104.000000	50586.000000
1982: 1	28305.000000	57867.000000	29683.000000	52382.000000
1982: 5	26254.000000	45824.000000	31907.000000	54202.000000
1982: 9	32146.000000	50279.000000	28100.000000	53796.000000
1983: 1	31773.000000	60128.000000	31239.000000	53115.000000
1983: 5	27526.000000	52560.000000	32243.000000	55297.000000
1983: 9	33195.000000	51374.000000	31609.000000	56907.000000
1984: 1	34231.000000	64127.000000	33999.000000	59123.000000
1984: 5	30068.000000	56058.000000	36495.000000	62394.000000
1994: 9	36215.000000	55358.000000	35266.000000	59207.000000
1985: 1	38297.000000	68293.000000	38005.000000	63703.000000
1985: 5	32614.000000	61173.000000	40838.000000	67542.000000
1985: 9	48339.000000	52270.000000	51100.000000	54812.000000
1986: 1	57363.000000	62722.000000	54154.000000	55084.000000
1986: 5	49419.000000	51938.000000	51206.000000	60176.000000
1986: 9	54515.000000	56267.000000	50906.000000	62268.000000
1987: 1	63665.000000	65510.000000	58980.000000	61002.000000
1987: 5	52133.000000	53365.000000	53270.000000	62445.000000
1987: 9	57120.000000	59232.000000	54940.000000	62453.000000

Πηγή : ΔΕΗ

```
MEBIOM
MONTHLY DATA FROM    1975: 1 TO    1987:12

======================================================================================

 1975: 1   619516.000000   618567.000000    646456.000000    649368.000000
 1975: 5   646010.000000   593189.000000    659484.000000    656870.000000
 1975: 9   672902.000000   663028.000000    667231.000000    692154.000000
 1976: 1   674173.000000   663518.000000    693423.000000    684544.000000
 1976: 5   671936.000000   700091.000000    709136.000000    703606.000000
 1976: 9   713528.000000   747316.000000    736683.000000    752485.000000
 1977: 1   711369.000000   590055.000000    632379.000000    623234.000000
 1977: 5   655356.000000   701264.000000    760975.000000    745095.000000
 1977: 9   765803.000000   784711.000000    796649.000000    795353.000000
 1978: 1   798768.000000   771001.000000    815989.000000    830151.000000
 1978: 5   786802.000000   795660.000000    781536.000000    792048.000000
 1978: 9   834471.000000   851109.000000    871816.000000    878764.000000
 1979: 1   772658.000000   529936.000000    869689.000000    870630.000000
 1979: 5   864005.000000   831654.000000    868443.000000    939994.000000
 1979: 9   857454.000000   904511.000000    838522.000000   1109275.000000
 1980: 1   826724.000000   866876.000000    902444.000000    858533.000000
 1980: 5   889969.000000   864930.000000    878216.000000    841701.000000
 1980: 9   891040.000000   893542.000000    907571.000000    899915.000000
 1981: 1   847088.000000   825336.000000    870360.000000    848267.000000
 1981: 5   846937.000000   841368.000000    860737.000000    834925.000000
 1981: 9   880875.000000   901170.000000    896631.000000    897102.000000
 1982: 1   887678.000000   876236.000000    881036.000000    852759.000000
 1982: 5   845661.000000   792690.000000    809897.000000    738457.000000
 1982: 9   789860.000000   839363.000000    834937.000000    879877.000000
 1983: 1   863187.000000   840394.000000    864787.000000    876565.000000
 1983: 5   879993.000000   867465.000000    890241.000000    846199.000000
 1983: 9   920571.000000   942686.000000    925295.000000    958609.000000
 1984: 1   925519.000000   938236.000000   1040988.000000    932329.000000
 1984: 5   916626.000000   938072.000000    920825.000000    876377.000000
 1984: 9   942802.000000   982747.000000    967953.000000    964438.000000
 1985: 1   882411.000000   840893.000000    883813.000000    891867.000000
 1985: 5   937907.000000   912839.000000    924841.000000    869829.000000
 1985: 9   930549.000000   988593.000000   1007953.000000    975745.000000
 1986: 1   955683.000000   926814.000000    902803.000000    942287.000000
 1986: 5   928584.000000   928613.000000    939953.000000    836408.000000
 1986: 9   875962.000000   925742.000000    898884.000000    890638.000000
 1987: 1   853348.000000   859771.000000    861801.000000    868924.000000
 1987: 5   873975.000000   844251.000000    897666.000000    863213.000000
 1987: 9   929345.000000   980974.000000   1013235.000000    996327.000000

--------------------------------------------------------------------------------------
======================================================================================
======================================================================================
```

Πηγή : ΔΕΗ

```
METOT
MONTHLY DATA FROM    1975: 1 TO    1987:12

==========================================================================

1975: 1  1126670.000000  1145656.000000  1123391.000000  1145936.000000
1975: 5  1101189.000000  1050905.000000  1123201.000000  1151381.000000
1975: 9  1135246.000000  1106119.000000  1136999.000000  1222010.000000
1976: 1  1239588.000000  1237519.000000  1233872.000000  1245030.000000
1976: 5  1168310.000000  1217917.000000  1241378.000000  1250231.000000
1976: 9  1192863.000000  1244940.000000  1265266.000000  1353059.000000
1977: 1  1359147.000000  1224665.000000  1208412.000000  1286889.000000
1977: 5  1260896.000000  1303695.000000  1356423.000000  1408076.000000
1977: 9  1330752.000000  1358482.000000  1351781.000000  1457590.000000
1978: 1  1522352.000000  1580917.000000  1460627.000000  1515854.000000
1978: 5  1428595.000000  1495456.000000  1438007.000000  1513561.000000
1978: 9  1445182.000000  1502093.000000  1505425.000000  1660579.000000
1979: 1  1347581.000000   746659.000000  1719093.000000  1587116.000000
1979: 5  1662060.000000  1529970.000000  1624574.000000  1429864.000000
1979: 9  1817435.000000  1808193.000000  1520096.000000  2215304.000000
1980: 1  1650228.000000  1809141.000000  1717064.000000  1735310.000000
1980: 5  1620803.000000  1617865.000000  1614910.000000  1639015.000000
1980: 9  1566322.000000  1599766.000000  1595559.000000  1704124.000000
1981: 1  1731463.000000  1687250.000000  1757340.000000  1739853.000000
1981: 5  1589487.000000  1647934.000000  1630185.000000  1673451.000000
1981: 9  1576957.000000  1646131.000000  1598452.000000  1776413.000000
1982: 1  1815111.000000  1895939.000000  1756917.000000  1775613.000000
1982: 5  1633268.000000  1618758.000000  1640446.000000  1598984.000000
1982: 9  1566639.000000  1618968.000000  1559519.000000  1779860.000000
1983: 1  1852298.000000  1939836.000000  1820223.000000  1861544.000000
1983: 5  1762338.000000  1761449.000000  1667037.000000  1744179.000000
1983: 9  1759640.000000  1817425.000000  1712699.000000  1959561.000000
1984: 1  1988211.000000  2115361.000000  2003940.000000  1967588.000000
1984: 5  1789009.000000  1942862.000000  1865062.000000  1883331.000000
1984: 9  1821076.000000  1903732.000000  1794240.000000  1978985.000000
1985: 1  2008249.000000  2109647.000000  2006057.000000  2044229.000000
1985: 5  1874736.000000  1958915.000000  1891755.000000  2004297.000000
1985: 9  1945787.000000  1947782.000000  1963335.000000  1992330.000000
1986: 1  2124362.000000  2166544.000000  2019746.000000  2026202.000000
1986: 5  1947117.000000  1969425.000000  1996144.000000  2015414.000000
1986: 9  1949556.000000  1919280.000000  1884166.000000  2009298.000000
1987: 1  2214001.000000  2236853.000000  2084386.000000  2100490.000000
1987: 5  1992234.000000  1952191.000000  2096762.000000  2107075.000000
1987: 9  2063413.000000  2040207.000000  2072693.000000  2147192.000000
--------------------------------------------------------------------------
==========================================================================
```

Πηγή : ΔΕΗ

```
MEBICM XT
MONTHLY DATA FROM    1975: 1 TO    1987: 12

==========================================================================

1975: 1    48895.000000    61015.000000    53430.000000    51380.000000
1975: 5    52420.000000    53549.000000    57865.000000    53617.000000
1975: 9    57418.000000    56977.000000    61775.000000    64471.000000
1976: 1    64067.000000    60087.000000    58901.000000    56043.000000
1976: 5    54513.000000    57751.000000    59717.000000    58087.000000
1976: 9    59899.000000    61041.000000    67746.000000    68572.000000
1977: 1    69685.000000    62054.000000    63440.000000    61069.000000
1977: 5    61580.000000    61123.000000    61508.000000    60626.000000
1977: 9    65138.000000    63811.000000    69295.000000    71813.000000
1978: 1    73514.000000    68969.000000    67507.000000    64514.000000
1978: 5    67070.000000    62225.000000    64235.000000    61910.000000
1978: 9    70579.000000    68884.000000    78203.000000    80233.000000
1979: 1    35326.000000     4191.000000    71573.000000    71526.000000
1979: 5    68635.000000    67703.000000    71266.000000    45021.000000
1979: 9    90251.000000    88019.000000    74719.000000   125960.000000
1980: 1    77511.000000    71211.000000    77145.000000    71004.000000
1980: 5    75489.000000    72366.000000    75965.000000    66617.000000
1980: 9    77543.000000    73211.000000    92232.000000    84666.000000
1981: 1    88895.000000    73837.000000    82211.000000    81424.000000
1981: 5    73368.000000    77448.000000    75745.000000    73110.000000
1981: 9    76467.000000    80010.000000    80414.000000    88501.000000
1982: 1    85502.000000    83318.000000    78567.000000    76593.000000
1982: 5    74231.000000    76581.000000    74018.000000    69799.000000
1982: 9    75496.000000    77958.000000    81351.000000    90447.000000
1983: 1    86728.000000    83605.000000    78243.000000    79117.000000
1983: 5    77442.000000    76685.000000    79883.000000    67173.000000
1983: 9    81375.000000    84400.000000    87677.000000    92122.000000
1984: 1    93406.000000    90822.000000   155370.000000    83799.000000
1984: 5    77654.000000    82591.000000    81861.000000    76968.000000
1984: 9    80753.000000    89560.000000    93427.000000    95075.000000
1985: 1    93896.000000    91858.000000    87667.000000    84221.000000
1985: 5    83076.000000    87207.000000    83944.000000    82128.000000
1985: 9    86084.000000    89208.000000    96581.000000   103065.000000
1986: 1   103335.000000   103183.000000    90416.000000    90453.000000
1986: 5    91503.000000    91014.000000    92096.000000    84653.000000
1986: 9    94192.000000    97211.000000    99008.000000   103343.000000
1987: 1    98210.000000    93392.000000    88677.000000    85665.000000
1987: 5    88673.000000    88563.000000    89674.000000    79272.000000
1987: 9    91875.000000    97270.000000    99937.000000   101273.000000

--------------------------------------------------------------------------
==========================================================================
```

Πηγή : ΔΕΗ

MEBIOM MT
MONTHLY DATA FROM 1975: 1 TO 1987: 12

1975: 1	197137.000000	213891.000000	205643.000000	214271.000000
1975: 5	213573.000000	206945.000000	224295.000000	219486.000000
1975: 9	230197.000000	221249.000000	225756.000000	224070.000000
1976: 1	206890.000000	228844.000000	224367.000000	229747.000000
1976: 5	214790.000000	238108.000000	233171.000000	225985.000000
1976: 9	234534.000000	247604.000000	254664.000000	254660.000000
1977: 1	231239.000000	237298.000000	239508.000000	236534.000000
1977: 5	231176.000000	248613.000000	256305.000000	232088.000000
1977: 9	248784.000000	268508.000000	272619.000000	275465.000000
1978: 1	257752.000000	272962.000000	267371.000000	275271.000000
1978: 5	258386.000000	272810.000000	265091.000000	245535.000000
1978: 9	274469.000000	282021.000000	295664.000000	297927.000000
1979: 1	245885.000000	49891.000000	514613.000000	285297.000000
1979: 5	277246.000000	272623.000000	300040.000000	399544.000000
1979: 9	269879.000000	294065.000000	306718.000000	478842.000000
1980: 1	279725.000000	305903.000000	297165.000000	280650.000000
1980: 5	290300.000000	303022.000000	290995.000000	259086.000000
1980: 9	294826.000000	311620.000000	304621.000000	307728.000000
1981: 1	278710.000000	312340.000000	292859.000000	300703.000000
1981: 5	275817.000000	313236.000000	305663.000000	275039.000000
1981: 9	315306.000000	331556.000000	331502.000000	329915.000000
1982: 1	292499.000000	322264.000000	307592.000000	299506.000000
1982: 5	298551.000000	317483.000000	303864.000000	257951.000000
1982: 9	308456.000000	333701.000000	331162.000000	333761.000000
1983: 1	288464.000000	320619.000000	308470.000000	306977.000000
1983: 5	284075.000000	306482.000000	300658.000000	264561.000000
1983: 9	315503.000000	332286.000000	323809.000000	323630.000000
1984: 1	295939.000000	333346.000000	314312.000000	309184.000000
1984: 5	291118.000000	323717.000000	305437.000000	272185.000000
1984: 9	323595.000000	344428.000000	340426.000000	329877.000000
1985: 1	277269.000000	322457.000000	303807.000000	293237.000000
1985: 5	299302.000000	322689.000000	313321.000000	276463.000000
1985: 9	318102.000000	343404.000000	353846.000000	333376.000000
1986: 1	298746.000000	335238.000000	294667.000000	317754.000000
1986: 5	312031.000000	321691.000000	326081.000000	281433.000000
1986: 9	318965.000000	356275.000000	361585.000000	336007.000000
1987: 1	287317.000000	333857.000000	301365.000000	320940.000000
1987: 5	315169.000000	323598.000000	333559.000000	289824.000000
1987: 9	342164.000000	371890.000000	377799.000000	352328.000000
1988: 1	327500.000000	347500.000000	334400.000000	338000.000000
1988: 5	338600.000000	344800.000000	355400.000000	284300.000000
1988: 9	361000.000000	389300.000000	376100.000000	359000.000000

Πηγή : ΔΕΗ

MEBIOM YT
MONTHLY DATA FROM 1975: 1 TO 1987: 12

1975: 1	373484.000000	343661.000000	387383.000000	383717.000000
1975: 5	380015.000000	332695.000000	377324.000000	383767.000000
1975: 9	385287.000000	384802.000000	379700.000000	403613.000000
1976: 1	403216.000000	374587.000000	410155.000000	398754.000000
1976: 5	402633.000000	404232.000000	416248.000000	419534.000000
1976: 9	419155.000000	438671.000000	414273.000000	429253.000000
1977: 1	410445.000000	290703.000000	329431.000000	325631.000000
1977: 5	362600.000000	391528.000000	443162.000000	452381.000000
1977: 9	451881.000000	452392.000000	454735.000000	448075.000000
1978: 1	467502.000000	429070.000000	481111.000000	490366.000000
1978: 5	461346.000000	460625.000000	452210.000000	484603.000000
1978: 9	489423.000000	500244.000000	497949.000000	500604.000000
1979: 1	538867.000000	435566.000000	849078.000000	513807.000000
1979: 5	518124.000000	491328.000000	497137.000000	495429.000000
1979: 9	497324.000000	522427.000000	457085.000000	504473.000000
1980: 1	469488.000000	489762.000000	528134.000000	506879.000000
1980: 5	524180.000000	489542.000000	511256.000000	515208.000000
1980: 9	518671.000000	508711.000000	510718.000000	507971.000000
1981: 1	479483.000000	439159.000000	495290.000000	466140.000000
1981: 5	497752.000000	450684.000000	479329.000000	486776.000000
1981: 9	489102.000000	489604.000000	484715.000000	478686.000000
1982: 1	509677.000000	470654.000000	494877.000000	476660.000000
1982: 5	472879.000000	398626.000000	432015.000000	410707.000000
1982: 9	405908.000000	427704.000000	422424.000000	455669.000000
1983: 1	487995.000000	436170.000000	478074.000000	490471.000000
1983: 5	518476.000000	484298.000000	509700.000000	514465.000000
1983: 9	523693.000000	526000.000000	513809.000000	542857.000000
1984: 1	536174.000000	514068.000000	571306.000000	539346.000000
1984: 5	547654.000000	531764.000000	533527.000000	527251.000000
1984: 9	538454.000000	548759.000000	534100.000000	539486.000000
1985: 1	511246.000000	426578.000000	492339.000000	514409.000000
1985: 5	555529.000000	502943.000000	527576.000000	511238.000000
1985: 9	526363.000000	555981.000000	557526.000000	539304.000000
1986: 1	553602.000000	488393.000000	517720.000000	534080.000000
1986: 5	525050.000000	515908.000000	521776.000000	470322.000000
1986: 9	462805.000000	472256.000000	438251.000000	451288.000000
1987: 1	467800.000000	432500.000000	471700.000000	462300.000000
1987: 5	470200.000000	432100.000000	474400.000000	494100.000000
1987: 9	495300.000000	511800.000000	535500.000000	542800.000000

Πηγή : ΔΕΗ

MREST XT
MONTHLY DATA FROM 1975: 1 TO 1987:12

1975: 1	18255.000000	39356.000000	19570.000000	69704.000000
1975: 5	18340.000000	31786.000000	18331.000000	55339.000000
1975: 9	20959.000000	35495.000000	21547.000000	65180.000000
1976: 1	22248.000000	37222.000000	18892.000000	70820.000000
1976: 5	18195.000000	31539.000000	19549.000000	57973.000000
1976: 9	21357.000000	35466.000000	21475.000000	67657.000000
1977: 1	23912.000000	39352.000000	20037.000000	76930.000000
1977: 5	20803.000000	40507.000000	22808.000000	57550.000000
1977: 9	8530.000000	62431.000000	8119.000000	76278.000000
1978: 1	9496.000000	83108.000000	8675.000000	71639.000000
1978: 5	7951.000000	69847.000000	6549.000000	71742.000000
1978: 9	9158.000000	75552.000000	9475.000000	84280.000000
1979: 1	28035.000000	107130.000000	14603.000000	81741.000000
1979: 5	12761.000000	65177.000000	16929.000000	90267.000000
1979: 9	9001.000000	83675.000000	17279.000000	12856.000000
1980: 1	10036.000000	90757.000000	10539.000000	78646.000000
1980: 5	8542.000000	71617.000000	9512.000000	49025.000000
1980: 9	11850.000000	53432.000000	9343.000000	61944.000000
1981: 1	9871.000000	38604.000000	9642.000000	79055.000000
1981: 5	9098.000000	65532.000000	10460.000000	65761.000000
1981: 9	11143.000000	71874.000000	11201.000000	80511.000000
1982: 1	11492.000000	88415.000000	10981.000000	80123.000000
1982: 5	10790.000000	68067.000000	11652.000000	69263.000000
1982: 9	13374.000000	76273.000000	10774.000000	86120.000000
1983: 1	13465.000000	94655.000000	12293.000000	81646.000000
1983: 5	11443.000000	82759.000000	12036.000000	70563.000000
1983: 9	14307.000000	78819.000000	13621.000000	98982.000000
1984: 1	14813.000000	101301.000000	14058.000000	90490.000000
1984: 5	13051.000000	90181.000000	14549.000000	86498.000000
1984: 9	15805.000000	86502.000000	15311.000000	103600.000000
1985: 1	16632.000000	108338.000000	16130.000000	99087.000000
1985: 5	14064.000000	98847.000000	16831.000000	90023.000000
1985: 9	43478.000000	70766.000000	47811.000000	79514.000000
1986: 1	54493.000000	81976.000000	50269.000000	71548.000000
1986: 5	45444.000000	75475.000000	43279.000000	72033.000000
1986: 9	48762.000000	73273.000000	52617.000000	89813.000000
1987: 1	62658.000000	87148.000000	55913.000000	78320.000000
1987: 5	49254.000000	82122.000000	46320.000000	335896.000000
1987: 9	52307.000000	77652.000000	55149.000000	92729.000000

Πηγή : ΔΕΗ

MCPI82
MONTHLY DATA FROM 1974: 1 TO 1987: 12

1974: 1	26.300000	26.000000	26.800000	27.100000
1974: 5	27.500000	27.800000	27.800000	27.200000
1974: 9	28.000000	28.400000	28.700000	29.000000
1975: 1	29.400000	29.500000	30.600000	30.900000
1975: 5	31.000000	31.100000	30.800000	30.500000
1975: 9	31.800000	32.600000	33.100000	33.600000
1976: 1	33.800000	33.700000	34.700000	35.100000
1976: 5	35.400000	35.700000	35.200000	24.700000
1976: 9	35.800000	36.400000	36.900000	37.500000
1977: 1	37.600000	37.400000	38.400000	39.200000
1977: 5	39.600000	39.800000	39.700000	39.200000
1977: 9	40.300000	41.200000	41.700000	42.300000
1978: 1	42.700000	42.400000	43.600000	44.400000
1978: 5	44.800000	45.200000	44.600000	43.900000
1978: 9	45.100000	45.900000	46.500000	47.200000
1979: 1	49.000000	49.000000	50.600000	51.700000
1979: 5	52.200000	52.800000	53.500000	53.000000
1979: 9	54.500000	56.000000	57.000000	58.900000
1980: 1	60.600000	60.700000	62.600000	64.500000
1980: 5	65.300000	67.000000	66.600000	65.900000
1980: 9	67.800000	69.600000	72.000000	74.300000
1981: 1	76.100000	76.900000	78.700000	80.200000
1981: 5	81.200000	82.600000	82.200000	81.600000
1981: 9	85.100000	87.300000	89.100000	91.000000
1982: 1	92.100000	91.900000	94.900000	97.700000
1982: 5	99.000000	101.500000	101.000000	99.600000
1982: 9	102.300000	104.700000	106.900000	108.400000
1983: 1	109.800000	111.300000	116.100000	117.900000
1983: 5	119.800000	120.100000	119.700000	119.500000
1983: 9	123.700000	126.800000	128.200000	130.000000
1984: 1	131.900000	132.500000	136.500000	139.100000
1984: 5	140.900000	143.000000	142.700000	149.900000
1984: 9	146.000000	149.600000	151.300000	153.500000
1985: 1	157.000000	156.700000	161.200000	163.700000
1985: 5	164.800000	167.800000	166.600000	167.100000
1985: 9	175.400000	181.200000	185.700000	191.800000
1986: 1	196.300000	194.900000	201.100000	204.100000
1986: 5	205.200000	208.700000	207.600000	207.500000
1986: 9	215.400000	220.900000	222.400000	224.300000
1987: 1	226.800000	227.600000	234.800000	240.100000
1987: 5	241.600000	246.400000	242.700000	241.600000
1987: 9	247.000000	254.700000	256.700000	259.600000

Πηγή : Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο της ΕΣΥΕ.

MATMAX
MONTHLY DATA FROM 1975: 1 TO 1987: 12

1975: 1	16.300000	17.600000	21.900000	26.400000
1975: 5	30.300000	34.600000	37.200000	35.600000
1975: 9	35.300000	29.400000	22.800000	17.500000
1976: 1	19.800000	18.200000	18.900000	23.200000
1976: 5	28.900000	32.200000	33.500000	34.700000
1976: 9	31.800000	29.700000	22.600000	21.200000
1977: 1	20.500000	25.300000	26.900000	26.800000
1977: 5	31.100000	35.400000	42.100000	35.500000
1977: 9	31.300000	26.500000	22.100000	20.300000
1978: 1	17.700000	20.100000	22.300000	24.900000
1978: 5	29.900000	35.900000	37.500000	37.400000
1978: 9	30.300000	29.100000	19.200000	20.500000
1979: 1	20.800000	23.200000	23.700000	25.800000
1979: 5	31.900000	37.300000	37.900000	37.900000
1979: 9	35.300000	32.100000	22.400000	20.500000
1980: 1	18.800000	19.900000	20.300000	22.000000
1980: 5	30.000000	35.500000	41.500000	37.900000
1980: 9	31.800000	30.000000	24.700000	19.400000
1981: 1	16.200000	19.700000	23.100000	26.000000
1981: 5	30.500000	30.900000	38.700000	36.700000
1981: 9	32.900000	33.100000	26.700000	20.100000
1982: 1	20.400000	16.900000	20.800000	25.600000
1982: 5	32.500000	41.700000	36.100000	36.500000
1982: 9	35.900000	30.200000	23.600000	21.600000
1983: 1	18.000000	20.400000	21.800000	28.400000
1983: 5	30.800000	31.900000	36.500000	34.700000
1983: 9	33.300000	28.500000	22.900000	18.300000
1984: 1	17.600000	20.000000	20.900000	21.800000
1984: 5	31.000000	35.400000	36.900000	37.100000
1984: 9	33.800000	33.500000	23.500000	19.200000
1985: 1	19.400000	19.500000	19.200000	29.800000
1985: 5	32.100000	34.700000	39.000000	40.000000
1985: 9	34.300000	30.700000	27.600000	21.400000
1986: 1	19.900000	20.800000	23.600000	26.800000
1986: 5	31.400000	33.100000	37.800000	37.300000
1986: 9	36.400000	28.600000	25.400000	19.600000
1987: 1	22.600000	19.200000	20.600000	24.400000
1987: 5	29.800000	35.400000	37.900000	36.800000
1987: 9	35.500000	30.500000	25.990000	27.900000

Πηγή : Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο της ΕΣΥΕ.

```
MATMIN
MONTHLY DATA FROM     1975: 1 TO     1987: 12
==============================================================================
==============================================================================
1975: 1        -1.200000        -.700000        2.200000        6.700000
1975: 5        12.100000       12.700000       18.400000       18.000000
1975: 9        18.500000       10.100000        4.300000        1.900000
1976: 1         -.700000       -2.000000        5.400000        8.000000
1976: 5        12.200000       16.500000       19.200000       17.000000
1976: 9        13.100000        9.800000         .900000        2.700000
1977: 1         2.400000        5.200000         .100000        6.900000
1977: 5        13.800000       13.000000       21.200000       19.800000
1977: 9        12.200000        7.800000        9.900000        2.400000
1978: 1         -.800000        5.100000        3.500000        7.500000
1978: 5        11.700000       15.600000       18.500000        8.500000
1978: 9        12.800000        6.300000        6.800000        5.800000
1979: 1        -4.000000        2.000000        5.100000        8.300000
1979: 5        12.100000       15.700000       17.500000       19.600000
1979: 9        13.600000        6.800000        7.700000        2.500000
1980: 1          .300000        2.100000        -.500000        7.200000
1980: 5        12.000000       13.600000       19.700000       16.000000
1980: 9        15.600000       11.800000        6.200000         .500000
1981: 1          .800000        1.200000        3.200000        4.500000
1981: 5        11.900000       18.000000       19.900000       18.800000
1981: 9        15.800000       12.200000        4.000000        5.700000
1982: 1         3.800000         .900000        2.000000        7.000000
1982: 5         9.800000       15.000000       17.100000       18.300000
1982: 9        17.800000       12.200000        5.900000         .700000
1983: 1         -.500000       -4.000000        1.600000        7.400000
1983: 5        14.500000       15.600000       19.200000       17.700000
1983: 9        18.700000       10.600000        7.100000        4.500000
1984: 1         3.100000        4.600000        3.700000        7.400000
1984: 5        12.200000       15.300000       16.000000       17.100000
1984: 9        15.200000       10.400000        7.300000        4.200000
1985: 1         1.200000        6.400000        4.300000        6.000000
1985: 5        10.100000       16.400000       16.900000       18.300000
1985: 9        14.400000        6.300000        4.400000        3.400000
1986: 1         1.000000        3.400000        6.800000        8.400000
1986: 5        10.900000       16.500000       19.100000       19.500000
1986: 9        16.800000       10.300000        6.500000         .200000
1987: 1         -.800000        1.900000       -2.000000        6.000000
1987: 5         8.100000       14.500000       18.570000       19.700000
1987: 9        17.640000        9.500000        6.060000        2.960000
------------------------------------------------------------------------------
==============================================================================
```

Πηγή : Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο της ΕΣΥΕ.

MATAV
MONTHLY DATA FROM   1975: 1 TO   1987: 12

1975: 1	6.500000	8.000000	13.800000	16.400000
1975: 5	21.200000	24.600000	27.600000	25.700000
1975: 9	25.000000	18.800000	13.600000	9.900000
1976: 1	9.700000	8.300000	11.200000	15.200000
1976: 5	20.300000	24.300000	26.200000	24.600000
1976: 9	22.500000	18.600000	14.000000	11.200000
1977: 1	9.900000	13.400000	13.200000	16.200000
1977: 5	21.900000	25.500000	28.600000	27.600000
1977: 9	22.100000	17.800000	16.100000	9.300000
1978: 1	8.800000	11.800000	12.800000	15.400000
1978: 5	20.400000	26.000000	27.800000	26.400000
1978: 9	21.900000	17.800000	12.500000	12.700000
1979: 1	9.800000	10.600000	14.000000	15.000000
1979: 5	20.500000	26.400000	27.100000	26.800000
1979: 9	24.000000	17.900000	14.500000	11.800000
1980: 1	8.600000	8.600000	11.200000	14.300000
1980: 5	19.000000	24.600000	28.100000	27.400000
1980: 9	23.000000	19.300000	16.400000	11.200000
1981: 1	7.300000	2.600000	14.000000	16.500000
1981: 5	19.700000	26.600000	27.300000	27.200000
1981: 9	24.400000	21.800000	13.300000	13.500000
1982: 1	9.900000	7.700000	10.300000	14.500000
1982: 5	20.000000	25.700000	26.500000	27.100000
1982: 9	25.300000	19.700000	13.700000	11.600000
1983: 1	8.800000	7.500000	11.300000	16.700000
1983: 5	21.400000	22.900000	26.800000	26.000000
1983: 9	23.200000	17.700000	13.300000	11.200000
1984: 1	10.800000	10.300000	10.800000	13.400000
1984: 5	20.700000	23.900000	26.200000	24.900000
1984: 9	24.000000	20.700000	14.400000	10.400000
1985: 1	21.300000	15.500000	10.900000	16.700000
1985: 5	21.600000	25.200000	26.500000	27.400000
1985: 9	23.300000	16.600000	14.300000	12.100000
1986: 1	10.900000	10.600000	13.400000	17.400000
1986: 5	20.500000	24.700000	27.100000	27.900000
1986: 9	24.300000	18.100000	12.400000	9.800000
1987: 1	13.110000	10.300000	12.200000	15.600000
1987: 5	20.500000	25.070000	27.100000	26.600000
1987: 9	23.400000	18.700000	14.080000	11.340000

Πηγή : Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο της ΕΣΥΕ.

```
MPOIL
MONTHLY DATA FROM    1975: 1 TO    1987:12

=====================================================================================

 1975: 1      483.100000     463.900000     366.400000     477.200000
 1975: 5      517.500000     449.200000     465.600000     478.900000
 1975: 9      554.900000     518.300000     596.100000     607.600000
 1976: 1      648.400000     573.700000     564.400000     567.600000
 1976: 5      602.600000     590.400000     613.000000     553.200000
 1976: 9      658.400000     632.300000     688.500000     699.400000
 1977: 1      611.300000     661.600000     623.900000     674.800000
 1977: 5      666.100000     664.200000     595.200000     670.400000
 1977: 9      652.300000     606.900000     679.900000     675.300000
 1978: 1      658.400000     580.600000     659.800000     692.000000
 1978: 5      670.100000     683.800000     536.900000     659.200000
 1978: 9      696.700000     682.700000     727.000000     588.900000
 1979: 1      538.700000     679.900000     675.800000     723.200000
 1979: 5      684.800000     754.500000     749.800000     845.700000
 1979: 9      964.400000     736.700000     895.300000    1256.400000
 1980: 1     1585.000000    1166.900000    1596.400000     597.000000
 1980: 5     1713.800000    2154.200000    1533.700000    1749.200000
 1980: 9     1864.400000    2070.600000    1855.600000    2083.900000
 1981: 1      834.800000     919.700000    1741.000000    2274.200000
 1981: 5     2345.400000    2061.000000    2876.100000     874.400000
 1981: 9     1985.100000    2398.500000    2886.100000    2400.400000
 1982: 1     2601.100000    2533.100000    3068.300000    3019.600000
 1982: 5     2929.400000    2238.700000    3380.900000    2179.300000
 1982: 9     3212.300000    2876.200000    3375.600000    2909.600000
 1983: 1     2985.500000    1536.600000    3988.400000    3772.000000
 1983: 5     3343.000000    3295.300000    2434.600000    2495.100000
 1983: 9     3869.200000    3788.100000    2823.800000    3697.000000
 1984: 1     3373.000000    2703.300000    3431.600000    2689.300000
 1984: 5     3660.300000    2721.400000    3848.800000    2945.200000
 1984: 9     1158.200000    2393.000000    2061.300000    5736.700000
 1985: 1     5328.381941    5551.100882    5517.355588    5635.464118
 1985: 5     6526.339882    6087.651059    5443.115941    5443.115941
 1985: 9     5875.055706    5453.239529    5119.161118    6023.535000
 1986: 1     6290.122824    6340.740765    6580.332353    6074.152941
 1986: 5     5814.314176    3965.072059    5196.775294    4194.540059
 1986: 9     4221.536294    3148.435941    3192.304824    2837.979235
 1987: 1     2767.114118    3094.443471    3037.076471    3934.701294
 1987: 5     4005.566412    3695.109706    5196.775294    4194.540059
 1987: 9     4221.536294    3148.435941    3192.304824    2837.979235
-------------------------------------------------------------------------------------
-------------------------------------------------------------------------------------
=====================================================================================
=====================================================================================
```

Πηγή : Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο της ΕΣΥΕ.

```
MPRI70
MONTHLY DATA FROM     1961: 1 TO     1987: 12
==========================================================================

1974: 1      139.000000      152.800000      149.400000      144.100000
1974: 5      148.000000      144.400000      131.100000      136.900000
1974: 9      151.400000      145.700000      142.500000      144.900000
1975: 1      134.600000      144.400000      152.100000      152.200000
1975: 5      145.500000      151.200000      148.400000      145.400000
1975: 9      161.000000      154.000000      159.500000      158.200000
1976: 1      147.200000      155.000000      165.400000      165.000000
1976: 5      160.900000      173.200000      162.700000      155.600000
1976: 9      180.600000      175.200000      179.100000      176.600000
1977: 1      157.000000      164.100000      167.000000      161.600000
1977: 5      161.900000      172.500000      166.800000      155.300000
1977: 9      186.500000      179.400000      176.900000      176.900000
1978: 1      156.100000      176.300000      187.800000      183.600000
1978: 5      176.800000      181.600000      174.600000      166.100000
1978: 9      196.300000      192.600000      195.800000      193.300000
1979: 1      179.600000      184.100000      197.000000      195.900000
1979: 5      198.800000      194.800000      184.300000      178.400000
1979: 9      210.300000      205.100000      191.900000      194.500000
1980: 1      181.800000      193.800000      196.100000      198.000000
1980: 5      197.900000      199.700000      187.800000      172.500000
1980: 9      215.000000      195.700000      196.600000      200.700000
1981: 1      166.600000      185.900000      193.700000      188.200000
1981: 5      198.400000      200.100000      188.100000      176.400000
1981: 9      213.300000      197.200000      204.100000      195.700000
1982: 1      176.100000      186.800000      191.300000      185.200000
1982: 5      186.700000      181.500000      167.200000      149.500000
1982: 9      204.000000      189.100000      191.400000      182.500000
1983: 1      169.800000      178.200000      186.100000      183.000000
1983: 5      175.600000      186.900000      167.200000      166.600000
1983: 9      203.100000      190.900000      190.400000      179.600000
1984: 1      178.300000      182.900000      181.500000      184.100000
1984: 5      190.600000      187.800000      172.900000      167.300000
1984: 9      201.600000      205.000000      194.400000      172.800000
1985: 1      170.700000      175.000000      181.500000      178.400000
1985: 5      194.700000      187.000000      187.000000      168.300000
1985: 9      219.000000      204.300000      198.800000      190.500000
1986: 1      180.500000      189.700000      174.500000      198.700000
1986: 5      191.700000      198.600000      189.900000      163.034302
1986: 9      208.117151      199.468605      197.628488      180.331395
1987: 1      158.065988      179.963372      177.755233      178.675291
1987: 5      177.939244      178.491279      171.866860      160.274128
1987: 9      212.717442      192.476163      193.764244      187.875872
--------------------------------------------------------------------------
==========================================================================
```

Πηγή : Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο της ΕΣΥΕ.

QVAGRC
QUARTERLY DATA FROM 1975: 1 TO 1987: 4

1975: 1	4.031000	13.205000	22.252000	17.245000
1976: 1	3.982000	13.541000	22.209000	16.239000
1977: 1	3.879000	11.432000	20.039000	16.480000
1978: 1	3.867000	13.450000	22.697000	17.200000
1979: 1	4.018000	12.648000	22.172000	14.778000
1980: 1	3.960000	12.353000	24.000000	20.186000
1981: 1	3.771000	12.275000	25.223000	18.247000
1982: 1	3.713000	11.537000	25.268000	20.422000
1983: 1	3.439000	10.343000	24.461000	17.275000
1984: 1	3.503000	11.127000	26.185000	18.579000
1985: 1	3.370000	10.885000	24.638000	21.604000
1986: 1	3.712000	12.617000	25.532000	19.029000
1987: 1	3.373000	12.037000	24.597000	18.143000

Πηγή: Τριμηνιαίοι Εθνικοί Λογαριασμοί (ΕΣΥΕ).

QVMANC
QUARTERLY DATA FROM 1975: 1 TO 1987: 4

1975: 1	16.927000	17.407000	17.646000	18.964000
1976: 1	18.497000	19.400000	19.204000	20.928000
1977: 1	19.334000	19.431000	19.471000	20.907000
1978: 1	20.296000	20.789000	20.578000	22.678000
1979: 1	21.701000	22.415000	21.879000	23.003000
1980: 1	21.970000	22.439000	21.630000	23.086000
1981: 1	21.425000	21.742000	22.298000	23.470000
1982: 1	21.086000	21.492000	21.304000	23.064000
1983: 1	20.500000	20.759000	21.437000	22.740000
1984: 1	20.738000	21.079000	21.753000	22.905000
1985: 1	20.599000	21.708000	22.503000	24.719000
1986: 1	21.052000	22.708000	22.000000	23.689000
1987: 1	21.055000	21.590000	21.448000	23.437000

Πηγή: Τριμηνιαίοι Εθνικοί Λογαριασμοί (ΕΣΥΕ).

```
  QGNIC
 QUARTERLY DATA FROM    1975: 1 TO    1987: 4

==========================================================================================
=
   1975: 1        73.141000         85.530000         97.079000         91.721000
   1976: 1        77.376000         91.523000        102.874000         97.438000
   1977: 1        82.395000         93.619000        104.656000        100.894000
   1978: 1        86.608000         99.593000        111.518000        106.966000
   1979: 1        91.345000        105.422000        114.597000        108.404000
   1980: 1        94.406000        105.652000        118.120000        112.930000
   1981: 1        90.520000        106.756000        120.443000        111.040000
   1982: 1        92.619000        102.192000        120.263000        113.805000
   1983: 1        90.577000        102.027000        121.213000        112.281000
   1984: 1        91.978000        104.484000        124.740000        113.709000
   1985: 1        93.622000        106.522000        125.454000        120.080000
   1986: 1        95.957000        109.750000        126.176000        116.256000
   1987: 1        94.794000        109.264000        125.781000        116.217000
------------------------------------------------------------------------------------------
==========================================================================================
```

Πηγή :Τριμηνιαίοι Εθνικοί Λογαριασμοί (ΕΣΥΕ).