

**ΔΗΜΗΤΡΙΟΥ ΠΑΠΑΝΑΣΤΑΣΙΟΥ**

**Η ΜΕΛΕΤΗ ΜΙΑΣ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗΣ  
ΣΤΗΝ ΑΠΑΛΟΙΦΗ ΕΠΟΧΙΚΟΤΗΤΑΣ**

## ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ

### Περίληψη

1. Εισαγωγή
2. Ανασκόπηση των Μεθόδων Απαλοιφής Εποχικότητας
3. Εκτίμηση του ΕΔΥΧΣ για τη Σειρά του Δείκτη Εξαγωγών
4. Σύγκριση Αποτελεσμάτων Απαλοιφής με το ΕΔΥΧΣ και την Census II
5. Συμπεράσματα

### *Βιβλιογραφία*

## ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η δυνατότητα απαλοιφής της εποχικότητας με μεθόδους που βασίζονται στο φίλτρο του Kalman είναι γνωστή, αλλά υπάρχει πολύ λίγη εμπειρική μαρτυρία από την εφαρμογή τους, ώστε να καθιερωθεί ευρέως η χρήση τους. Σ' αυτό το άρθρο παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της διόρθωσης για εποχικότητα μιας σειράς με τις μεθόδους που αναφέραμε και συγκρίνονται με παλαιότερα, για την ίδια σειρά, που επιτεύχθηκαν με τη μέθοδο Census II.

## 1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η απαλοιφή της εποχικής συνιστώσας στις οικονομικές σειρές, ώστε να μη συγκαλύπτει τα μακροχρόνια χαρακτηριστικά της σειράς, είναι μια καθιερωμένη πρακτική μεταξύ στατιστικών αναλυτών και οικονομολόγων (Nerlove κ.ά., 1979, Κεφ. VII). Ο Λιάκης (1967) παρουσιάζει τα αποτελέσματα της διόρθωσης για εποχικότητα της μηνιαίας σειράς του δείκτη όγκου ελληνικών εξαγωγών για τα έτη 1954 μέχρι 1961 με τη μέθοδο Census II. Στο άρθρο αυτό θα επιχειρήσουμε να απαλείψουμε την εποχικότητα της ίδιας σειράς εκτιμώντας ένα κατάλληλο Διαρθρωτικό Υπόδειγμα Χρονικών Σειρών (ΔΥΧΣ, Structural Time Series Model) (βλέπε Harvey, 1984, 1989).

Η μελέτη είναι διαρθρωμένη κατά τον ακόλουθο τρόπο. Στην ενότητα 2 θα επιχειρήσουμε μια πολύ σύντομη βιβλιογραφική ανασκόπηση των μεθόδων απαλοιφής εποχικότητας, επιμένοντας ιδιαίτερα στο υπόδειγμα που θα χρησιμοποιήσουμε στη συνέχεια. Στην ενότητα 3 θα παρουσιάσουμε τις υπολογιστικές λεπτομέρειες και τα αποτελέσματα από την εκτίμηση του ΔΥΧΣ, ενώ στην ενότητα 4 θα συζητήσουμε τα αποτελέσματα της διόρθωσης συγκριτικά με εκείνα του Λιάκη. Στην τελευταία ενότητα συνοψίζουμε τα συμπεράσματά μας και διατυπώνουμε απόψεις για παραπέρα διερεύνηση.

## 2. ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΤΩΝ ΜΕΘΟΔΩΝ ΑΠΑΛΟΙΦΗΣ ΕΠΟΧΙΚΟΤΗΤΑΣ

Η κλασική προσέγγιση στην ανάλυση χρονικών σειρών θέλει μία σειρά  $X_t$ , συνήθως, να αποτελείται από τρεις ανεξάρτητες, μη-παρατηρήσιμες συνιστώσες ή παράγοντες,

$$X_t = T_t + S_t + I_t \quad (2.1)$$

όπου το  $T_t$  παριστά την τάση τη χρονική στιγμή  $t$ , το  $S_t$  την εποχική συνιστώσα και το  $I_t$  την άρρυθμη συνιστώσα. Οι μέθοδοι απαλοιφής εποχικότητας συνίστανται σε εναλλακτικές μεθόδους εκτίμησης του  $S_t$ , έστω  $\hat{S}_t$ , και στη συνέχεια στον υπολογισμό της διορθωμένης για εποχικότητα σειράς από τη σχέση  $\hat{X}_t = X_t - \hat{S}_t$ .

Ενώ οι λόγοι που προβάλλονται για την εφαρμογή εποχικών διορθώσεων είναι γενικά κατανοητοί, υπάρχουν διαφορετικές απόψεις για το κατά πόσο είναι δυνατόν να επιτευχθούν. Για όλα αυτά, μια ιδιαίτερα διεξοδική συζήτηση γίνεται από τους Bell και Hillmeier (1984). Επίσης μια πολύ καλή ανασκόπηση για τις μέχρι τότε εξελίξεις γίνεται από τον Pierce (1980). Εδώ θα περιοριστούμε

να απαριθμήσουμε τις σημαντικότερες από τις μεθόδους απαλοιφής και να παρουσιάσουμε αναλυτικότερα το ΔΥΧΣ, για να γίνουν κατανοητότερα τα αποτελέσματα της εφαρμογής.

Η πρώτη σημαντική κατηγορία μεθόδων που αναπτύχθηκαν ειδικά για απαλοιφή εποχικότητας είναι αυτές του US Census Bureau. Στηρίζονται σε μια επαναληπτική διαδικασία προκαταρκτικών και διορθωτικών εκτιμήσεων των συνιστωσών της σειράς με την εφαρμογή περίπλοκων κινητών μέσων. Ο Λιάκης (1967, 1981) περιγράφει την Census II, που είναι μία από τις πρώτες παραλλαγές της μεθοδολογίας που ανέπτυξε ο Shiskin (1957). Αργότερα εμφανίζεται μια πιο ολοκληρωμένη εκδοχή με την ονομασία Cencus X-11 (βλέπε Shiskin κ.ά., 1967), που αποτελεί τη βάση για το αντίστοιχο λογισμικό από γενικά αποδεκτά συστήματα, όπως το SAS, SAS/ETS User's Guide (1988). Για πιο πρόσφατες βελτιώσεις, βλέπε στους Scott (1992) και Dagum (1982). Οι Cleveland και Tiao (1976), Burrige και Wallis (1984) εξηγούν θεωρητικά την επιτυχημένη συμπεριφορά των μεθόδων του US Census Bureau.

Μια δεύτερη απλοϊκή προσέγγιση είναι να γράψουμε το  $T_t$  ως μία πολυωνυμική έκφραση του χρόνου και να κάνουμε χρήση βωβών μεταβλητών για τον εποχικό παράγοντα (Pierce, 1980).

Πιο ολοκληρωμένες θεωρητικά είναι οι μέθοδοι που στηρίζονται στη θεωρία απόσπασης σήματος (signal extraction) (βλέπε Pierce, 1979, Burman, 1980, Hillmer και Tiao, 1982 και Bell, 1984). Η βασική ιδέα είναι ότι τα μη-παρτηρήσιμα  $T_t$  και  $S_t$  στη (2.1) έχουν μία ARMA παράσταση, που κάτω από ορισμένους περιορισμούς ταυτοποίησης είναι δυνατόν να εκτιμηθούν. Σχετικές είναι και οι εργασίες των Maravall και Pierce (1987) και Maravall (1989).

Τα Διαρθρωτικά Υποδείγματα Χρονικών Σειρών (Harvey, 1984, 1989, Harvey και Stock, 1993) ξεκινούν και αυτά από την ανάλυση (2.1), αλλά προτείνουν μια ποικιλία στοιχειωδών υποδειγμάτων για την παράσταση των  $T_t$  και  $S_t$ . Στη συνέχεια θα παρουσιάσουμε το υπόδειγμα που θα εκτιμήσουμε στην επόμενη ενότητα και θα αποκαλούμε Εποχικό Διαρθρωτικό Υπόδειγμα Χρονικών Σειρών (ΕΔΥΧΣ).

Στον Harvey (1984) η παρατήρηση  $X_t$  αναλύεται, παρόμοια με τη (2.1), ως εξής:

$$X_t = T_t + S_t + \varepsilon_t \tag{2.2.a}$$

όπου  $\varepsilon_t$  είναι λευκός θόρυβος,  $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ . Η στοχαστική τάση  $T_t$  δίνεται από τις σχέσεις:

$$T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim WN(0, \sigma_\zeta^2) \tag{2.2.b}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim WN(0, \sigma_\eta^2) \tag{2.2.c}$$

όπου το  $\beta_t$  σ' αυτή τη μορφή αντιστοιχεί σε τυχαία μεταβαλλόμενη κλίση ή μετατόπιση. Ο εποχικός παράγοντας, για περίοδο  $s$  χρονικών μονάδων, ορίζεται από τη σχέση:

$$(1-\rho B) \sum_{j=0}^{s-1} S_{t-j} = \omega_t, \quad \omega_t \sim WN(0, \sigma_\omega^2) \quad (2.2.d)$$

όπου με  $B$  συμβολίζουμε τον τελεστή οπισθοδρόμησης κατά μία χρονική μονάδα, και το  $\rho$  είναι σταθερή παράμετρος με τον περιορισμό  $|\rho| < 1$ . Η μορφή αυτή αντιστοιχεί σε εποχικούς παράγοντες που αθροίζουν στο μηδέν κατά μέσο όρο. Επίσης η μορφή  $AR(1)$  επιτρέπει να υπάρχει κάποια ομαλή εξέλιξη μεταξύ περιόδων. Συνήθως το υπόδειγμα εξετάζεται με μηδενική τιμή για το  $\rho$ . Στο θέμα αυτό θα επανέλθουμε στην επόμενη ενότητα. Τα σφάλματα στις σχέσεις που απαρτίζουν το συνολικό υπόδειγμα είναι ανεξάρτητα μεταξύ τους.

Το ΕΔΥΧΣ τίθεται στη Μορφή Χώρου Κατάστασης (βλέπε Harvey, 1984). Με τη σχετική θεωρία εκτιμούμε τις σταθερές παραμέτρους των διακυμάνσεων και το  $\rho$ . Επίσης, εκτιμήσεις (προβλέψεις) για τους μη παρατηρήσιμους παράγοντες δίνονται από τις εξισώσεις του φίλτρου του Kalman. Αντίστοιχες εξισώσεις εξομάλυνσης (smoothing) δίνουν βελτιωμένες εκτιμήσεις των παραγόντων, αφού έχουμε συγκεντρώσει έναν ικανό αριθμό μεταγενέστερων παρατηρήσεων. Η βελτίωση είναι ιδιαίτερα σημαντική όταν έχουμε υψηλό λόγο σήματος προς θόρυβο (βλέπε Anderson και Moore, 1979).

### 3. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΕΔΥΧΣ ΓΙΑ ΤΗ ΣΕΙΡΑ ΤΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΕΞΑΓΩΓΩΝ

Οι Den Butter και Mourik (1990) αναφέρουν αποτελέσματα από τη χρήση του ΕΔΥΧΣ για την απαλοιφή εποχικότητας σε μερικές μακροοικονομικές σειρές. Οι ίδιοι συγγραφείς ισχυρίζονται ότι υπάρχει πολύ λίγη δημοσιευμένη εμπειρία στο θέμα αυτό. Τα υποδείγματα που χρησιμοποιούν είναι δύο υποπεριπτώσεις του (2.2). Στο πρώτο, το  $\rho$  ισούται με μηδέν· στο δεύτερο, το  $\rho$  είναι σταθερό και ίσο με  $(s-1)/s$ . Εννοείται ότι το  $s$  είναι συνήθως 4 ή 12. Οι συγγραφείς χρησιμοποιούν μια προκαταρκτική διαδικασία αναγνώρισης, που τους επιτρέπει να καταλήξουν ποιο από τα δύο είναι πιο κατάλληλο για τη συγκεκριμένη σειρά παρατηρήσεων. Εμείς προτιμήσαμε να εκτιμούμε το  $\rho$  ως παράμετρο μαζί με τις διακυμάνσεις. Αυτό μπορεί να αυξάνει τον υπολογιστικό χρόνο, αλλά δεν έχουμε λόγο να μην αφήσουμε την τιμή του  $\rho$  να διαμορφώνεται ελεύθερα από τα δεδομένα. Επίσης, αν αυτό συνδυαζόταν και με τον υπολογισμό του τυπικού σφάλματος του  $\hat{\rho}$ , θα μας επέτρεπε να ελέγξουμε για τιμές με ειδικό ενδιαφέρον.

Η μορφή της συνάρτησης που ελαχιστοποιήθηκε είναι ο λογάριθμος της κανονικής πιθανοσυνάρτησης πολλαπλασιασμένος με μείον δύο (Harvey, 1984), όπου το  $\sigma_\varepsilon^2$  έχει απαλειφθεί. Για την ελαχιστοποίηση χρησιμοποιήθηκε η ρουτίνα E04JBF από τη μαθηματική βιβλιοθήκη της NAG. Στις τιμές των διακυμάνσεων τέθηκε ένα κατώτερο όριο της τάξης  $10^{-8}$ . Είχαμε προβλήματα σύγκλισης της αριθμητικής μεθόδου, οπότε αναγκαστήκαμε να δεχθούμε ένα κριτήριο σύγκλισης της τάξης των πέντε σημαντικών ψηφίων.

Η σειρά μας είχε μήκος 96 παρατηρήσεις. Οι πρώτες 24 χρειάζονταν για τον υπολογισμό αρχικών τιμών για τον εποχικό παράγοντα. Αυτές φυσικά πρέπει να εξαιρεθούν κατά την εκτίμηση των παραμέτρων, οπότε οι υπόλοιπες 72 ήταν σχετικά λίγες για το σκοπό που τις θέλαμε. Ακολουθώντας την κλασική Box και Jenkins διαδικασία, εκτιμήσαμε ένα εποχικό υπόδειγμα ARIMA (0,1,1)×(0,1,2) και το προεκτείναμε προς τα πίσω, ώστε να δημιουργήσουμε μερικές επιπλέον παρατηρήσεις στην αρχή της σειράς. Αυτές χρησιμοποιήθηκαν για τον υπολογισμό των αρχικών συνθηκών του φίλτρου του Kalman. Η διαδικασία αυτή είναι ανάλογη με του Dagum (1982). Επίσης, μετά από κάποιες δοκιμές, οι εξισώσεις του φίλτρου άρχισαν με ένα μοναδιαίο πίνακα συνδιακυμάνσεων πολλαπλασιασμένο με 1.000. Μετά από 20 με 30 χρονικές στιγμές, η ωφέλεια του Kalman (Kalman gain) είχε σταθεροποιηθεί. Για την εξομάλυνση των εκτιμήσεων χρησιμοποιήθηκε ένας εξομαλυντής σταθερού σημείου που υπολογίστηκε διαδοχικά για όλες τις στιγμές (βλέπε Anderson και Moore, 1979). Προτιμήθηκε από τον εξομαλυντή σταθερού διαστήματος που χρησιμοποίησαν οι Den Butter και Mourik (1990), γιατί δεν απαιτεί αντιστροφές πινάκων. Σε όσες δοκιμές και αν προσπαθήσαμε, με διαφορετικές αρχικές τιμές, η εκτίμηση για το  $\sigma_n^2$  συνέκλινε στο κατώτερο όριο του  $10^{-8}$ . Με την τιμή του  $\sigma_n^2$  πρακτικά μηδέν, θα λέγαμε ότι η τάση ακολουθεί τυχαίο περίπατο με σταθερή μετατόπιση.

Οι εκτιμήσεις των διακυμάνσεων, πολλαπλασιασμένες με  $10^9$ , είναι  $\sigma_\varepsilon^2 = 0.0010$ ,  $\sigma_\xi^2 = 7.7286$ ,  $\sigma_n^2 = 0.0000$  και  $\sigma_\omega^2 = 14.7491$ . Η τιμή του  $\rho$  είναι 0.8394. Οι Den Butter και Mourik θα είχαν δεχθεί μια τιμή  $\rho = 11/12 = 0.9167$ . Αν υπολογίσουμε την πιθανοσυνάρτηση, με τις υπόλοιπες παραμέτρους στις προηγούμενες τιμές και  $\rho = 11/12$ , τότε παίρνει την τιμή  $-214.3697$ , ενώ για  $\rho = 0.8394$  είναι  $-214.3864$ . Από τις προηγούμενες τιμές, αν η υπόθεση ότι τα  $T_t$  και  $S_t$  είναι ανεξάρτητα είναι σωστή, έχουμε ένα λόγο σήματος προς θόρυβο 22478, που είναι ιδιαίτερα ενθαρρυντικός για εξομάλυνση.

## 4. ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΑΠΑΛΟΙΦΗΣ ΜΕ ΤΟ ΕΔΥΧΣ ΚΑΙ ΤΗΝ CENSUS II

Η μηνιαία σειρά του δείκτη ελληνικών εξαγωγών αρχίζει τον Ιανουάριο του 1954 και τελειώνει τον Δεκέμβριο του 1961, αποτελείται δηλαδή από 96 παρατηρήσεις. Τα σχήματα 1.(i)–(ii) δίνουν το διάγραμμα και το περιοδόγραμμα της σειράς, όπου φαίνεται καθαρά η ύπαρξη εποχικής συνιστώσας και ελαφράς ανοδικής τάσης. Με το χρόνο φαίνεται να μεγαλώνει και η διασπορά. Ο Λιάκης (1967) κάνει την ανάλυσή του με το πολλαπλασιαστικό υπόδειγμα  $X_t = T_t S_{1t}$ . Εμείς, αντίστοιχα, εκτιμήσαμε το (2.2) για τους λογαρίθμους της σειράς.

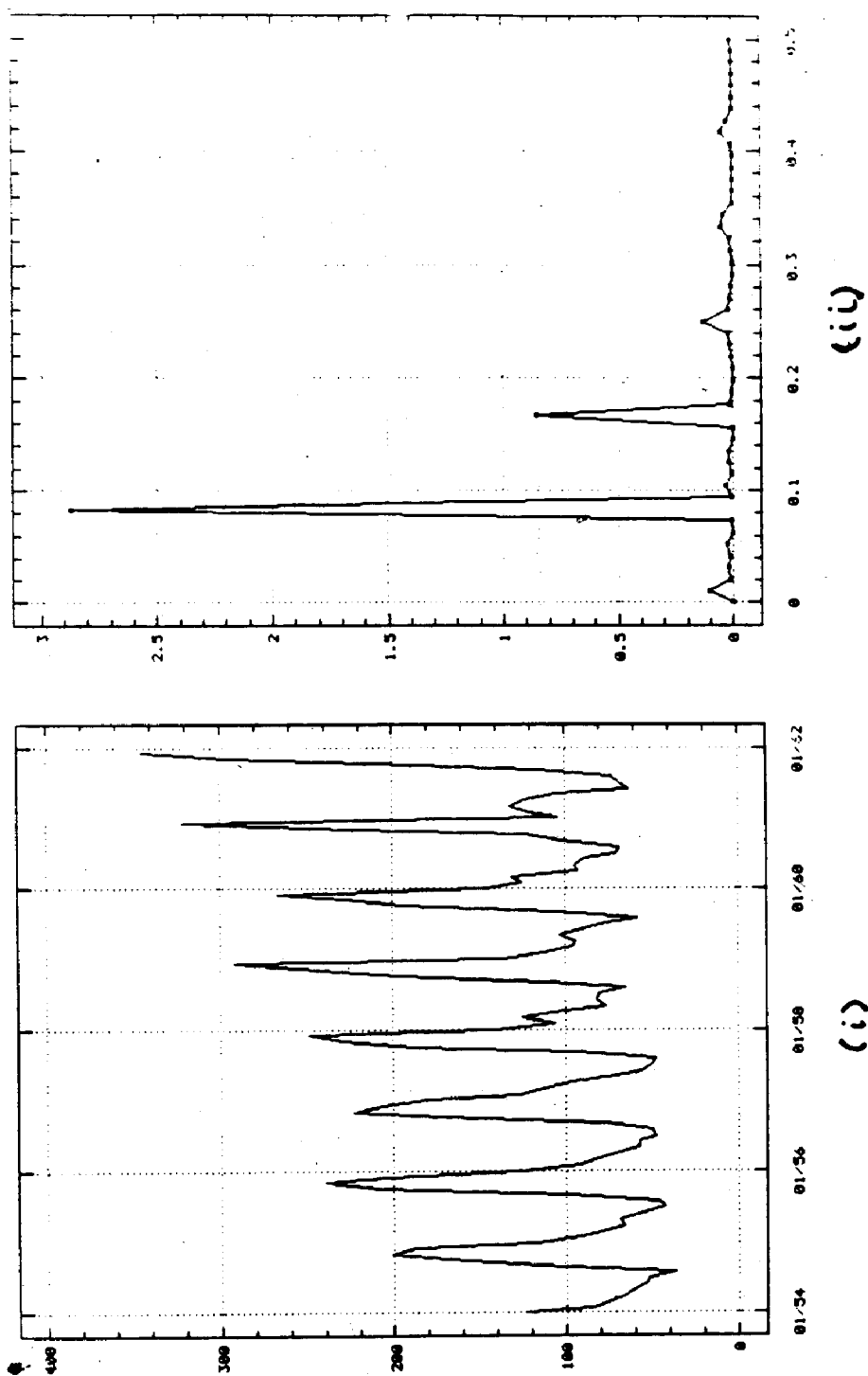
Το πακέτο StatGraphics διαθέτει μία ρουτίνα απαλοιφής εποχικότητας, όπως ακριβώς περιγράφεται στους Brockwell και Davis (1987, σελ. 23), που είναι απλοϊκότερη της Census II. Εφαρμόσαμε την πολλαπλασιαστική εκδοχή της. Στη συνέχεια έχουμε να συγκρίνουμε τα αποτελέσματα των τριών μεθόδων απαλοιφής: (i) της απλής απαλοιφής του StatGraphics, (ii) της Census II από τη δημοσίευση του Λιάκη (1967) και (iii) τα εξομαλυσμένα αποτελέσματα από το ΕΔΥΧΣ. Βασικά θα εξετάσουμε αν υπάρχουν υπολείμματα της εποχικής συνιστώσας στη διορθωμένη για εποχικότητα σειρά. Για την περίπτωση (iii), όπου έχουμε πραγματοποιήσει την ανάλυσή μας στους λογαρίθμους, στο τέλος αντιστρέφουμε τον μετασχηματισμό.

Κριτήρια για το βαθμό που επιτύχαμε το σκοπό μας παρατίθενται στους Den Butter και Mourik (1990), Burman (1980), (συμπαραπομπή Fase κ.ά., 1973), ενώ οι συνέπειες των διορθώσεων συζητούνται στους Nerlove κ.ά. (1979) και Harvey (1981). Εδώ απλά θα σχολιάσουμε τα αποτελέσματα από τα διαγράμματα των διορθωμένων σειρών και το περιοδόγραμμά τους.

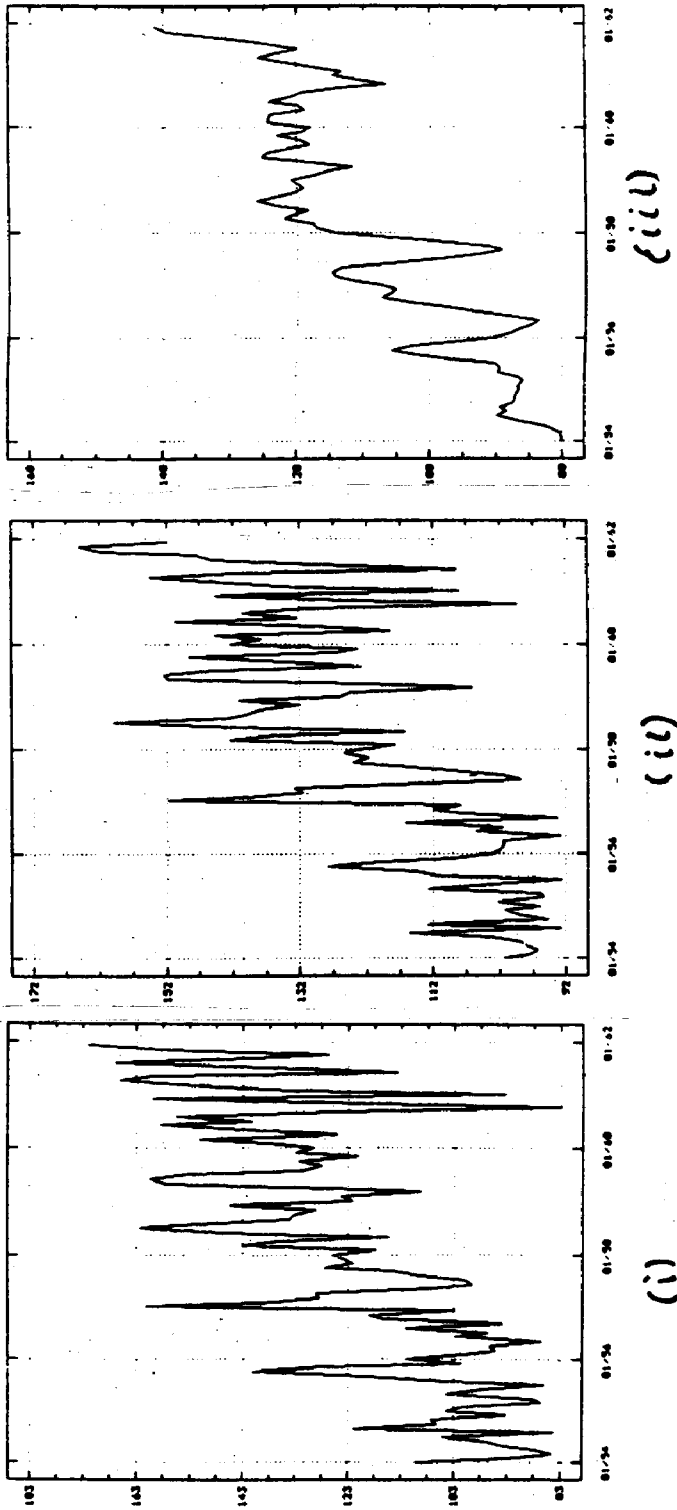
Τα σχήματα 2.(i)–(ii) δίνουν τις διορθωμένες για εποχικότητα σειρές για τις τρεις περιπτώσεις, με τη σειρά που τις προαναφέραμε. Οπτικά οι (i) και (ii) δίνουν την εντύπωση ότι υπάρχουν ακόμη κατάλοιπα του εποχικού παράγοντα. Αντίθετα, η (iii) δίνει την εντύπωση ότι, εκτός από την εποχικότητα, πρέπει να έχει αφαιρεθεί και ένα μέρος της άρρυθμης συνιστώσας.

Τα σχήματα 3.(i)–(iii) δίνουν τα περιοδογράμματα για τις διορθωμένες σειρές. Στο σχήμα 3.(iii) παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει ισχύς στις υψηλές συχνότητες, που θα αποδιδόταν στην άρρυθμη συνιστώσα. Η συμπεριφορά αυτή θα μπορούσε να αποδοθεί στη μεγάλη σχετικά διακύμανση της εποχικότητας συγκριτικά με την άρρυθμη συνιστώσα· ο λόγος τους είναι περίπου 14749. Είναι όμως ένα αποτέλεσμα μάλλον ανεπιθύμητο (βλέπε Burman, 1980, ενότ. 6).

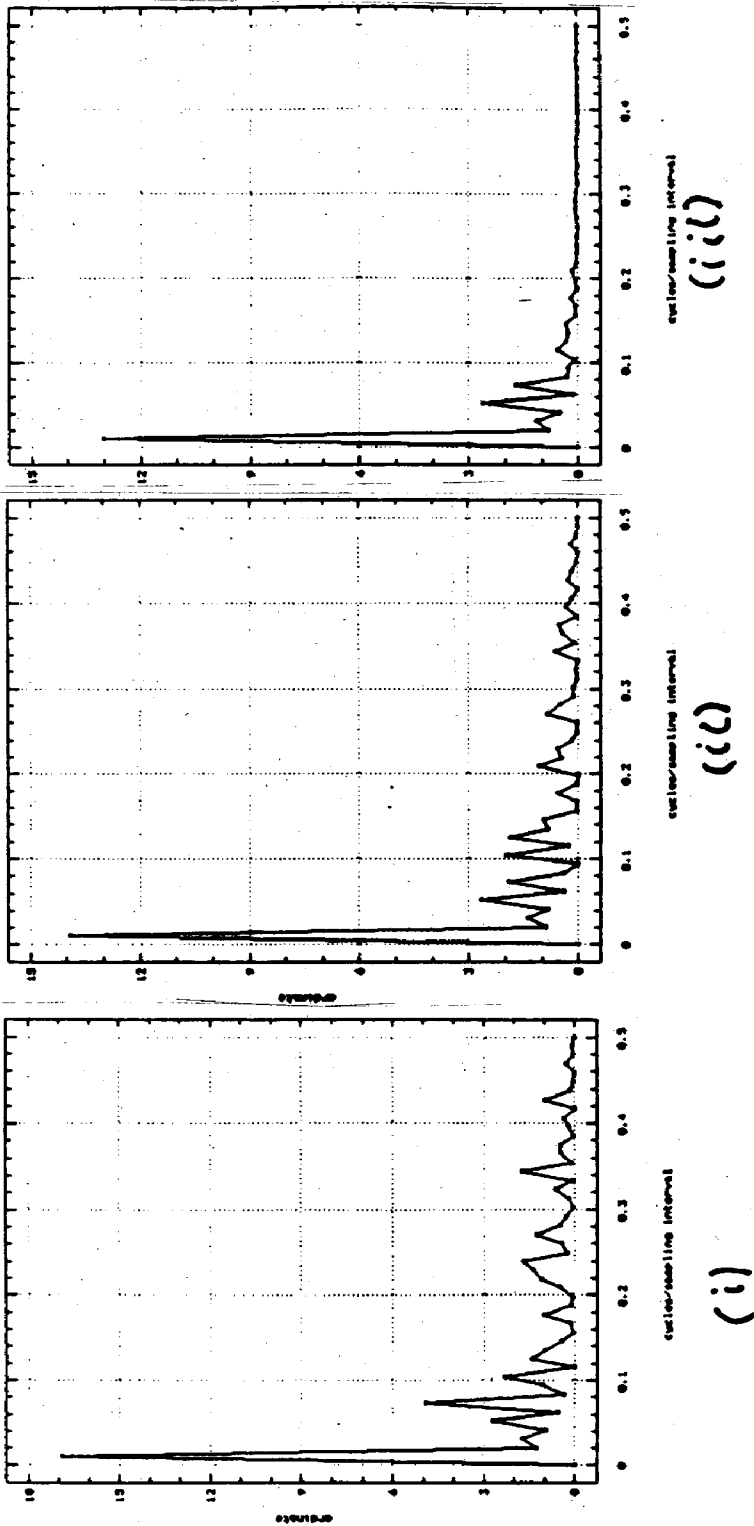




Σχήμα 1. (i) Το χρονοδιάγραμμα της σειράς του δείκτη όγκου ελληνικών εξαγωγών. 96 μηνιαίες παρατηρήσεις, Ιανουάριος του 1954 με Δεκέμβριο του 1961. (ii) Το περιοδόγραμμα της σειράς.



Σχήμα 2. Η διορθωμένη για εποχικότητα σειρά του δείκτη όγκου ελληνικών εξαγωγών. (i) Αποτελέσματα από την υπορουτίνα του StatGraphics. (ii) Αποτελέσματα του Λιάκη. (iii) Αποτελέσματα από το ΕΔΥΣΣ.



Σχήμα 3. Περιοδογράμμα για τη διορθωμένη για εποχικότητα σειρά του δείκτη όγκου ελληνικών εξαγωγών. (i) Αποτελέσματα από την υπορουτίνα του StatGraphics. (ii) Αποτελέσματα του Liákη. (iii) Αποτελέσματα από το EΔΥΧΣ.

## 5. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Από την προηγούμενη άσκηση μάλλον δεν οδηγούμαστε σε καθαρά συμπεράσματα όσον αφορά την υπεροχή κάποιας μεθόδου στη συγκεκριμένη σειρά.

Κάνοντας κάποιες γενικότερες επισημάνσεις, πρώτα θα παρατηρούσαμε ότι οι υπολογιστικές απαιτήσεις της Census II, όπως την εφαρμόζει ο Λιάκης (1967), και του ΕΔΥΧΣ δεν συγκρίνονται. Παρ' όλα αυτά, με τα σημερινά υπολογιστικά μέσα, η εκτίμηση των ΔΥΧΣ πρακτικά δεν αποτελεί πρόβλημα.

Η εφαρμογή των μεθόδων Census απαιτεί εμπειρία και υποκειμενικές αποφάσεις του αναλυτή. Όμως, ούτε η χρήση των ΔΥΧΣ είναι μία τυποποιημένη διαδικασία.

Όπως σχολιάζουν οι Den Butter και Mourik (1990), τα ΔΥΧΣ έχουν το πλεονέκτημα ότι γνωρίζουμε ακριβώς τι παρεμβάσεις κάνουμε στη σειρά. Επίσης υπάρχει ευελιξία στον προσδιορισμό του υποδείγματος. Με το κόστος κάποιου επιπλέον προγραμματισμού μπορούμε να εκτιμήσουμε πιο περίπλοκα υποδείγματα: για παράδειγμα, να προβλέπουν για ετεροσκεδαστικότητα. Ο Λιάκης κάνει κάποιες διορθώσεις για το θέμα αυτό και οι Bowerman κ.ά. (1990) το αναφέρουν ως συνηθισμένο φαινόμενο.

Τέλος, περισσότερη προσοχή χρειάζεται να δοθεί στην επιλογή των εξομαλυντών, ώστε να αποφευχθούν περιπτώσεις εξαφάνισης της άρρυθμης συνιστώσας, όπως στην περίπτωση μας.

## ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Anderson B. D. O. and Moore J. B. (1979), *Optimal Filtering*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, N.J.
- Bell W.R. (1984), "Signal Extraction and Nonstationary Time Series", *The Annals of Statistics*, 12, 646-664.
- Bell W. R. and Hillmer S. C. (1984), "Issues Involved With the Seasonal Adjustment of Economic Time Series", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 291-320.
- Bowerman B. L., Koehler A. B. and Pack D. J. (1990), "Forecasting Time Series With Increasing Seasonal Variation", *Journal of Forecasting*, 9, 419-436.
- Brockwell P. J. and Davis R. A. (1987), *Time Series: Theory and Methods*, Springer-Verlag, New York.
- Burman J. P. (1980), "Seasonal Adjustment by Signal Extraction", *Journal of the Royal Statistical Society, A*, 143, 321-337.
- Burrige P. and Wallis K. F. (1984), "Unobserved-Components Models for Seasonal Adjustment Filters", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 350-359.
- Cleveland W. P. and Tiao G. C. (1976), "Decomposition of Seasonal Time Series: A Model for the Census X-11 Program", *Journal of the American Statistical Association*, 717, 581-587.
- Dagum E. B. (1982), "The Effects of Asymmetric Filters on Seasonal Factor Revisions", *Journal of the American Statistical Association*, 77, 732-738.
- Den Butter F. A. G. and Mourik T. J. (1990), "Seasonal Adjustment Using structural Time series Models: An Application and a Comparison with the Cencus X-11 Method", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 385-394.
- Fase M. M. G., Koning J. and Volgenant A. F. (1973), "An Experimental Look at Seasonal Adjustment", *De Economist*, 121, 441-480.
- Harvey A. C. (1981), *Time Series Models*, Philip Allan, Oxford.
- Harvey A. C. (1984), "A Unified View of Statistical Forecasting Procedures", *Journal of Forecasting*, 3, 245-275.
- Harvey A. C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models, and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Harvey A. C. and Stock J. H. (1993), "Estimation, Smoothing, Interpolation, and Distribution for Structural Time-Series Models in Continuous Time", in *Models, Methods, and Applications of Econometrics*, Ed. P. C. B. Phillips, Basil Blackwell, Cambridge, MA.
- Hillmer S. C. and Tiao G. C. (1982), "An ARIMA-Model-Based Approach to Seasonal Adjustment", *Journal of the American Statistical Association*, 77, 63-70.
- Λιάκης Ι. (1967), "Η απαλοιφή της εποχικότητας του δείκτη ούγκου εξαγωγών κατά τη μέθοδο Census II", *Ο Στατιστικός*, 2.
- Λιάκης Ι. (1981), *Στατιστική*, Τεύχος II, Θεσσαλονίκη.
- Maravall A. and Pierce D. A. (1987), "A Prototypical Seasonal Adjustment Model", *Journal of Time Series Analysis*, 8, 177-193.
- Maravall A. (1989), "On The Dynamic Structure of the Seasonal Component", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 13, 81-91.
- Nerlove M., Grether D. M. and Carvalho J. L. (1979), *Analysis of Economic Time Series*, Academic Press, New York.
- Pierce D. A. (1979), "Signal Extraction Error in Nonstationary Time Series", *The Annals of Statistics*, 7, 1303-1320.

- Pierce D. A. (1980), "Some Recent Developments in Seasonal Adjustment", *In Directions in Time Series*, Eds Brillinger D. R. and Tiao G. C., Academic Press, New York.
- SAS Institute Inc. (1988), *SAS/ETS User's Guide*, Version 6, First Edition, NC.
- Scott S. (1992), "An Extended Review of the X11ARIMA Seasonal Adjustment Package", *International Journal of Forecasting*, 8, 627-633.
- Shiskin J. (1957), *Electronic Computers and Business Indicators*, Occasional Paper No 57, National Bureau of Economic Research.
- Shiskin J., Young A. H. and Musgrave J. C. (1967), *The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program*, Technical Paper No 15, U. S. Dept of Commerce, Bureau of Economic Analysis.