

Η ΕΠΟΧΙΚΟΤΗΤΑ ΣΤΟΥΣ ΔΕΙΚΤΕΣ ΡΕΥΣΤΟΤΗΤΑΣ Η Ελληνική εμπειρία: 1974-1998

Υπό

Ανδρέα Σ. Ξενάκη

Abstract

This paper "Seasonality in Liquidity Indicators - The Greek Experience: 1974-1998" examines the deterministic and stochastic behavior of the seasonal component of four economic time series and their natural logarithms, representing various concepts of Greek liquidity indicators. The four series are the currency in circulation (MO), the money supply in narrow sense (M1), the money supply in wide sense (M3) and the new liquidity aggregate (M4N). The whole period examined is divided in three subperiods, according to different financial policies, that is the regulated period (1974-1981), the adaptation period (1982-1993) and the financial liberalization period (1994-1998). The examination shows that the seasonal component of the four monetary series contains both deterministic and stochastic features. The deterministic part of the seasonal component exhibits a weakly increasing variability in time for the first three series, while the stochastic part seems to have the same I(1,1) integrated pattern for all series and periods. A modified OCSB test for seasonal unit roots is applied, taking into account the moving average, seasonal and non-seasonal, part of the series and using proper critical values, specifically calculated for each case. (JEL C15, C22, and E51).

1. Εισαγωγή

Την τελευταία δεκαετία έχει ανανεωθεί το ενδιαφέρον των ερευνητών για το θέμα της εποχικότητας των οικονομικών χρονολογικών σειρών. Ένα από τα προβλήματα που απασχολούν τους ερευνητές είναι αυτό που αφορά τη φύση της εποχικότητας, αν δηλαδή αυτή είναι προσδιοριστική, στοχαστική ή και τα δυο μαζί. Ειδικότερα, η έρευνα σχετικά με τη στοχαστική φύση της εποχικότητας σε επίπεδο μονομεταβλητών χρονολογικών σειρών έχει επικεντρωθεί στην ανάπτυξη ελέγχων για εποχικές και μη εποχικές μοναδιαίες ρίζες [Hasza και Fuller (1982), Dickey, Hasza και Fuller (1984), Osborn, Chui, Smith και Birchenhall (1988), Hylleberg, Engle, Granger και

* Τμήμα Οικονομικών Επιστημών Πανεπιστημίου Αθηνών.

Yoo (1990) και Canova και Hansen (1995)]. Εμπειρικές μελέτες πάνω σε εποχικές οικονομικές χρονολογικές σειρές διαφόρων χωρών, όπως αυτές των Osborn (1990), Otto και Wirjanto (1990), Mills και Mills (1992), Beaulieu και Miron (1992, 1993) και Hylleberg, Jtyrgenson και Styrensen (1993), έδειξαν ότι στις περισσότερες περιπτώσεις υπάρχει μόνον η μη εποχική μοναδιαία ρίζα, οπότε μόνο το φίλτρο των απλών διαφορών πρώτης τάξης είναι αναγκαίο για τον μετασχηματισμό μιας εποχικής σειράς σε στάσιμη. Αντίθετα, το φίλτρο των εποχικών διαφορών πρώτης τάξης για λίγες μόνο περιπτώσεις εποχικών σειρών κρίθηκε αναγκαίο. Όμως, τα εμπειρικά αυτά αποτελέσματα αμφισβητήθηκαν από πολλούς [Ghysels, Lee και Non (1994), Hylleberg (1994, 1995) και Franses (1996)], κυρίως λόγω της χαμηλής δύναμης (power), που παρουσιάζουν οι έλεγχοι μοναδιαίων ριζών.

Οι έλεγχοι για εποχικές και μη εποχικές μοναδιαίες ρίζες, που έχουν μέχρι σήμερα αναπτυχθεί, εφαρμόζονται σε εποχικά υποδείγματα στα οποία απουσιάζουν όροι κινητού μέσου. Η απουσία των όρων κινητού μέσου στους ελέγχους αυτούς αντισταθμίζεται με εισαγωγή στην εξίσωση ελέγχου προσθέτων αυτοπαλινδρομικών όρων της εξεταζομένης σειράς [Osborn (1990), Franses (1991) κ.ά.]. Όμως, ως απεδείχθη [Ξενάκης (1998)], η εισαγωγή ενός κατάλληλου μέρους μη εποχικού και εποχικού κινητού μέσου πρώτης τάξης στο υπόδειγμα της σειράς αυξάνει τη δύναμη των ελέγχων OCSB των Osborn, Chui, Smith και Birchenhall (1988) και HEGY των Hylleberg, Engle, Granger και Yoo (1990), εφ' όσον χρησιμοποιηθούν οι κατάλληλες κατά περίπτωση κρίσιμες τιμές, που υπολογίζονται με μεθόδους προσομοίωσης. Στις εμπειρικές μελέτες για την Ελλάδα, εξετάζεται η εποχικότητα σε χρονολογικές σειρές με βάση περιγραφικές μεθόδους, υπό την προσδιοριστική της φύση [Drakatos (1987), Donatos και Zairis (1991) κ.ά.], ή μέσω προβλεπτικών υποδειγμάτων SARIMA, υπό την στοχαστική της φύση [Βαφειάδης (1985), Γεωργαντά (1987) κ.ά.].

Ενδιαφέρον θα παρουσίαζε η εις βάθος εξέταση της φύσης της εποχικότητας για οικονομικές χρονολογικές σειρές και ιδιαίτερα για σειρές που αφορούν την ελληνική οικονομία. Από τις ελληνικές χρονολογικές σειρές επιλέξαμε, για να εξετάσουμε την συμπεριφορά της εποχικότητας, τους δείκτες ρευστότητας, όχι μόνο λόγω της σημασίας των δεικτών αυτών όσον αφορά την πρόβλεψη των πληθωριστικών πιέσεων, αλλά και επειδή τα δεδομένα αυτά δεν ακολουθούν ακραίες καταστάσεις σχετικά με το εποχικό πρότυπο. Οι δείκτες ρευστότητας χρησιμοποιούνται σήμερα στην οικονομία ως προπορευόμενοι δείκτες (leading indicators) των πληθωριστικών τάσεων,

δηλαδή για άντληση πληροφοριών σχετικά με τις αναμενόμενες πληθωριστικές πιέσεις [Μόσχος (1995)]. Η γνώση για τη φύση των εποχικών κυμάνσεων των δεικτών αυτών έχει ιδιαίτερη σημασία τόσο για τη μορφή με την οποία θα πρέπει να ληφθούν οι δείκτες αυτοί, δηλαδή ως εποχικώς διορθωμένα στοιχεία ή ως απλές ή/και εποχικές διαφορές, όσο και για την αξιολόγηση και αξιοποίηση της πληροφορίας που θα δώσουν. Κατά την τελευταία εικοσαετία έχουν συμβεί πολύ σημαντικές αλλαγές στο χρηματοπιστωτικό σύστημα της Χώρας. Το σύστημα της κατευθυνόμενης χρηματοπιστωτικής πολιτικής, που ίσχυε μέχρι το 1982, ακολούθησε μια δωδεκαετής περίοδο σταδιακής προσαρμογής και ήδη διανύουμε την περίοδο του απελευθερωμένου χρηματοπιστωτικού συστήματος. Χρήσιμο συνεπώς θα ήταν να γίνει η εξέταση της συμπεριφοράς της εποχικότητας των δεικτών ρευστότητας ξεχωριστά για κάθε μία περίοδο χρηματοπιστωτικής πολιτικής, καθώς και η σύγκριση της συμπεριφοράς αυτής μεταξύ των τριών περιόδων.

Σκοπός λοιπόν της εργασίας αυτής είναι η εξέταση της φύσης της εποχικότητας στους δείκτες ρευστότητας στην Ελλάδα κατά την περίοδο της τελευταίας εικοσιπενταετίας 1974-1998, μέσα στην οποίαν το χρηματοπιστωτικό σύστημα έχει περάσει από διαφορετικές φάσεις λειτουργίας. Συγκεκριμένα μελετώνται η νομισματική κυκλοφορία (M0), η προσφορά χρήματος υπό στενή έννοια (M1), η προσφορά χρήματος υπό ευρείαν έννοια (M3) και ο νέος δείκτης συνολικής ρευστότητας (M4N) της Τράπεζας της Ελλάδος, καθώς και οι φυσικοί λογάριθμοι των μεγεθών αυτών. Ειδικότερα, στόχοι της εργασίας είναι: (α) Να προσδιορισθεί η φύση της εποχικότητας και να διερευνηθεί η συμπεριφορά της για όλους τους δείκτες ρευστότητας και για όλες τις περιόδους χρηματοπιστωτικής πολιτικής, (β) Να γίνουν συγκρίσεις μεταξύ διαφορετικών δεικτών κατά την ίδια περίοδο, καθώς και μεταξύ περιόδων για τον ίδιο δείκτη, (γ) Να διερευνηθεί, κατά την εξέταση της στοχαστικής φύσης της εποχικότητας με έλεγχο για ύπαρξη μοναδιαίων ριζών, αν η εφαρμογή του ελέγχου με εισαγωγή του καταλλήλου μέρους εποχικού και μη εποχικού κινητού μέσου στο υπόδειγμα των σειρών και χρησιμοποίηση ειδικών για την περίπτωση κρίσιμων τιμών δίνει καλύτερα αποτελέσματα.

Στη δεύτερη ενότητα της εργασίας επιχειρείται μια επισκόπηση της στατιστικής και οικονομετρικής μεθοδολογίας για την αντιμετώπιση της εποχικότητας. Στην τρίτη ενότητα γίνεται μια σύντομη αναφορά στους δείκτες ρευστότητας, που χρησιμοποιούνται στην Ελλάδα, καθώς και στις εξελίξεις της χρηματοπιστωτικής πολιτικής. Στην τέταρτη ενότητα εξετάζεται

η προσδιοριστική φύση και στην πέμπτη ενότητα η στοχαστική φύση της εποχικότητας στους δείκτες ρευστότητας, ξεχωριστά κατά περίοδο χρηματοπιστωτικής πολιτικής. Τέλος, στην έκτη ενότητα παρουσιάζονται τα συμπεράσματα της εργασίας αυτής.

2. Η αντιμετώπιση της εποχικότητας

Η ανάλυση της εποχικότητας στις οικονομικές χρονολογικές σειρές έχει αναπτυχθεί κάτω από το πρίσμα δύο διαφορετικών αντιλήψεων σχετικά με τη φύση της συνιστώσας αυτής. Σύμφωνα με την πρώτη διαμορφωθείσα αντίληψη, η φύση της εποχικότητας θεωρείται *εξωγενής και προσδιοριστική*, ενώ σύμφωνα με τη δεύτερη θεωρείται *ενδογενής και στοχαστική*. Η πρώτη αντίληψη προηγείται χρονικά της δεύτερης, όμως και οι δύο αντιλήψεις εξακολουθούν μέχρι σήμερα να υπάρχουν και να υποστηρίζονται από διάφορους ερευνητές. Στη σύγχρονη οικονομετρική έρευνα έχει διαμορφωθεί και μια τρίτη αντίληψη, σύμφωνα με την οποία η φύση της εποχικότητας έχει δυαδική μορφή, είναι δηλαδή κατά το ένα μέρος της προσδιοριστική και κατά το άλλο στοχαστική. Το προσδιοριστικό μέρος της οφείλεται στις καιρικές και ημερολογιακές επιδράσεις, ενώ το στοχαστικό μέρος της οφείλεται στην επίδραση του συγχρονισμού των αποφάσεων για την παραγωγή και την κατανάλωση, που γίνονται άμεσα ή έμμεσα από τους οικονομικούς παράγοντες [Hylleberg (1992)].

Διαφορετικές είναι και οι στατιστικές και οικονομετρικές τεχνικές που αναπτύχθηκαν για την επεξεργασία των χρονολογικών σειρών, που εμφανίζουν εποχικότητα, όταν η φύση της θεωρείται προσδιοριστική ή στοχαστική. Οι πρώτες στατιστικές τεχνικές, που υπηρετούσαν τη θεώρηση του προσδιοριστικού χαρακτήρα της εποχικότητας, αποσκοπούσαν κυρίως στην *ανάλυση* (decomposition) των σειρών στις τέσσερις βασικές συνιστώσες των, την τάση, την κυκλικότητα, την εποχικότητα και τον άρρυθμο παράγοντα και στην εκτίμηση των λεγομένων *διαρθρωτικών* (structural) υποδειγμάτων [Engle (1978)], στα οποία η εποχικότητα εκφράζεται συνήθως μέσω εποχικών ψευδομεταβλητών ή αθροίσματος αρμονικών συναρτήσεων ως προς τον χρόνο. Την περίοδο αυτή αναπτύχθηκαν διάφορες τεχνικές *εποχικής προσαρμογής* (seasonal adjustment), δηλαδή απαλειφής της εποχικότητας από τις χρονολογικές σειρές. Η κεντρική υπόθεση για την εποχική προσαρμογή είναι ότι οι χρονολογικές σειρές μπορούν να διαχωρισθούν σε δυο μη παρατηρούμενες ανεξάρτητες συνιστώσες, την μη εποχική και την εποχική. Δεδομένου ότι οι περισσότερες μακροοικονομικές σειρές έχουν μεταβαλλόμενα πρότυπα τάσης και εποχικότητας, το πρόβλημα επικεντρώθηκε στην

αναζήτηση των καταλλήλων φίλτρων κινητών μέσων, που να ανταποκρίνονται ο' αυτά τα μεταβαλλόμενα πρότυπα [Grether και Nerlove (1970)]. Η κορυφαία προσπάθεια της περιόδου αυτής είναι η γνωστή μέθοδος εποχικής προσαρμογής X-11, που αναπτύχθηκε στο U.S. Bureau of the Census από τους Shiskin, Young και Musgrave (1967).

Η ολοκληρωμένη έκφραση της στοχαστικής φύσης της εποχικότητας στις χρονολογικές σειρές δόθηκε από τους Box και Jenkins (1970) με τα υποδείγματα SARIMA (Seasonal AutoRegressive Integrated Moving Average models), δηλαδή τα εποχικά ολοκληρωμένα υποδείγματα με όρους αυτοπαλινδρομικούς και κινητού μέσον, τόσο στο μη εποχικό όσον και στο εποχικό μέρος τους. Η γενική μορφή ενός υποδείγματος SARIMA $(p,d,q)(P,D,Q)_s$ για μια εποχική χρονολογική σειρά y_t με περίοδο εποχικότητας s είναι

$$\varphi_p(B)\Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D y_t = \xi + \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)\varepsilon_t \quad (1)$$

όπου ε_t είναι ο λεγόμενος λευκός θόρυβος (white noise), μια σειρά με μηδενική μέση τιμή, σταθερή διακύμανση και όρους ασυσχέτιστους μεταξύ τους και B είναι ο *ανάδρομος τελεστής* με ιδιότητα $B^j y_t = y_{t-j}$, $j = 1, 2, \dots$, που δημιουργεί τις χρονικές υστερήσεις. Οι παράμετροι d και D εκφράζουν την τάξη των απλών διαφορών και την τάξη των εποχικών διαφορών αντίστοιχα, που πρέπει να εφαρμοσθούν στη σειρά y_t για να γίνει αυτή στάσιμη στο μη εποχικό και στο εποχικό μέρος της αντίστοιχα. Η παράμετρος p εκφράζει την τάξη του αυτοπαλινδρομικού τμήματος και η q την τάξη του τμήματος κινητού μέσου του μη εποχικού μέρους του υποδείγματος (1), ενώ οι παράμετροι P και Q εκφράζουν τις αντίστοιχες τάξεις για το εποχικό μέρος του υποδείγματος αυτού. Τα πολυωνυμικά φίλτρα

$$\varphi_p(B) = 1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p \quad (2)$$

$$\Phi_P(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_P B^{Ps} \quad (3)$$

θα πρέπει να έχουν όλες τις ρίζες τους έξω από τον μοναδιαίο κύκλο στο μιγαδικό επίπεδο, για να εξασφαλίζεται η *στασιμότητα* στο μη εποχικό και στο εποχικό μέρος αντίστοιχα. Η ίδια συνθήκη για τις ρίζες των πολυωνυμικών φίλτρων

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (4)$$

$$\Theta(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_p B^{ps} \quad (5)$$

εξασφαλίζει την *αντιστρεψιμότητα* του μη εποχικού και του εποχικού μέρους του υποδείγματος (1) αντίστοιχα. Η μεθοδολογία των Box και Jenkins εφαρμόστηκε ευρέως από τους ερευνητές, κυρίως μέσα στον χώρο των στατιστικών προβλέψεων. Το εποχικό υπόδειγμα SARIMA (0,1,1) (0,1,1) αποδείχθηκε ιδιαίτερα χρήσιμο για προβλέψεις σε πολλές οικονομικές χρονολογικές σειρές. Ένας λόγος αυτής της επιτυχίας, όπως παρατηρεί ο Harvey (1984), είναι ότι το υπόδειγμα αυτό μπορεί να περιγράψει ικανοποιητικά τριμηνιαία ή μηνιαία στοιχεία με βραδέως μεταβαλλόμενα εποχικά πρότυπα. Ο Bell (1987) απέδειξε θεωρητικά ότι, στην περίπτωση όπου η παράμετρος θ συγκλίνει προς τη μονάδα, οι εποχικές κυμάνσεις γίνονται προσδιοριστικές. Οι Plosser και Schwert (1977) διεπίστωσαν, μέσω πειραμάτων Monte Carlo, ότι η εκτίμηση μιας παραμέτρου του μέρους του κινητού μέσου είναι προς τα κάτω μεροληπτική, στην περίπτωση όπου η πραγματική τιμή της είναι ίση προς τη μονάδα. Πάντως, υψηλή τιμή της εκτίμησης της θ , (όπως 0,8 ή 0,9), είναι ένδειξη ότι οι εποχικές κυμάνσεις είναι πολύ βραδείας μεταβολής, ενώ αν η εκτίμηση αυτή προσεγγίζει τη μονάδα, είναι μια σαφής ένδειξη *υπέρβασης* εφαρμογής του φίλτρου (overdifferencing) $\Delta_s = 1 - B^s$ των πρώτων εποχικών διαφορών.

Η προβλεπτική ικανότητα των υποδειγμάτων Box-Jenkins έγινε αφορμή για αναθεώρηση και κριτική της πρώτης αντίληψης περί του προσδιοριστικού χαρακτήρα της εποχικότητας και της χρήσης εποχικώς διορθωμένων στοιχείων σε οικονομετρικά υποδείγματα. Η πρακτική έδειξε ότι οι εκτιμήσεις στατικών, αλλά πολύ περισσότερο δυναμικών υποδειγμάτων, αλλοιώνονται από τη χρήση εποχικώς διορθωμένων στοιχείων [Wallis (1974)]. Οι Cleveland και Tiao (1976) απέδειξαν ότι η μέθοδος X-11 προσεγγίζει ουσιαστικά ένα προσθετικό υπόδειγμα χρονολογικής σειράς με στοχαστική τάση, εποχικότητα και άρρυθμο παράγοντα. Ακολουθεί, πάνω στο πνεύμα αυτό, η εμφάνιση μιας σειράς μεθόδων εποχικής προσαρμογής, ισοδυνάμων προς τη μέθοδο X-11, οι οποίες στηρίζονται σε υποδείγματα (model-based methods). Χαρακτηριστικές αυτής της τάσης είναι οι μελέτες των Hillmer και Tiao (1982), Bell και Hillmer (1984), Maravall και Pierce (1987) και Burrridge και Wallis (1984, 1990). Η μέθοδος X-11 βελτιώθηκε από τον Dagum (1980, 1988) με εισαγωγή ενός σταδίου εκτίμησης εποχικού προτύπου μέσω υποδείγματος SARIMA, που την ονόμασε X-11 ARIMA. Το U.S. Bureau of the Census απάντησε με τη μέθοδο X-12 REGARIMA [Findley, Monsell, Bell, Otto και Chen (1996)]. Ταυτόχρονα, οι Gomez και Maravall (1996) παρουσίασαν

τα προγράμματα SEATS και TRAMO, ενώ η Eurostat, που από το 1994 είχε ξεκινήσει ένα ερευνητικό έργο πάνω στο αντικείμενο αυτό, κατέληξε στη δημιουργία ενός προγράμματος *διασύνδεσης* (interface) με την ονομασία DEMETRA, που επιτρέπει την εύκολη πρόσβαση στα προγράμματα X-12 REGARIMA και SEATS - TRAMO (Eurostat (1997)).

Η θεωρία της ολοκλήρωσης των χρονολογικών σειρών και της ανάπτυξης των ελέγχων μοναδιαίων ριζών, που ξεκίνησε από τις ιδέες του Fuller (1976), επεκτάθηκε και για τις εποχικές σειρές. Ως γνωστόν, μια μη στάσιμη χρονολογική σειρά y_t καλείται *ολοκληρωμένη* (integrated) τάξης d και συμβολίζεται $I(d)$, αν η διαφορά d -τάξης αυτής $(1-B)^d Y_t$ είναι μια στάσιμη σειρά. Επεκτείνοντας τον ορισμό αυτό, για την περίπτωση της εποχικής ολοκλήρωσης, λέμε ότι η μη στάσιμη εποχική σειρά y_t (με περίοδο s) είναι ολοκληρωμένη τάξης (d, D) και συμβολίζεται $I(d, D)$, αν η (απλή) διαφορά d -τάξης και η εποχική διαφορά D -τάξης αυτής $(1-B)^d (1-B^s)^D$ είναι μια στάσιμη σειρά. Η ανάγκη εφαρμογής του φίλτρου $\Delta \setminus = \setminus -B$, των πρώτων απλών διαφορών σε μια χρονολογική σειρά υποδηλώνει την ύπαρξη μιας μοναδιαίας ρίζας στο πολυώνυμο $\varphi_s(B)$ του αυτοπαλινδρομικού τμήματος του μη εποχικού μέρους του υποδείγματος της σειράς αυτής. Η ανάγκη εφαρμογής του φίλτρου $\Delta_s = 1 - B^s$, των πρώτων εποχικών διαφορών σε μια χρονολογική σειρά υποδηλώνει την ύπαρξη μιας μη εποχικής και $s-1$ εποχικών μοναδιαίων ριζών στο πολυώνυμο $\Phi_s(B^s)$ του αυτοπαλινδρομικού τμήματος του εποχικού μέρους του υποδείγματος της σειράς αυτής.

Ενώ όμως η μη εποχική μοναδιαία ρίζα είναι μία και μόνη (ο πραγματικός αριθμός 1), στην περίπτωση των εποχικών μοναδιαίων ριζών έχουμε τόσες μοναδιαίες ρίζες, όσες και η περίοδος εποχικότητας s . Πράγματι, οι λύσεις της εξίσωσης $1 - B^s = 0$ στο σύνολο των μιγαδικών αριθμών είναι οι s μιγαδικοί αριθμοί

$$\cos\left(\frac{2\pi k}{s}\right) + i\eta\mu\left(\frac{2\pi k}{s}\right), j=0,1,2,\dots,s-1 \quad (6)$$

που βρίσκονται ισομερώς κατανεμημένοι πάνω στον μοναδιαίο κύκλο του μιγαδικού επιπέδου. Έτσι οι μοναδιαίες ρίζες του φίλτρου $\Delta_{12} = 1 - B^{12}$ είναι οι μιγαδικοί αριθμοί

$$\left\{1, \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i), \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i), \pm i, -\frac{1}{2}(1 \mp \sqrt{3}i), -\frac{1}{2}(\sqrt{3} \mp i), -1\right\} \quad (7)$$

που αντιστοιχούν στις συχνότητες $\left\{0, \pm \frac{\pi}{6}, \pm \frac{\pi}{3}, \pm \frac{\pi}{2}, \pm \frac{2\pi}{3}, \pm \frac{5\pi}{6}, \pi\right\}$, όπου αυτές με το αρνητικό πρόσημο είναι μη παρατηρούμενες, λόγω του φαινομένου των ψευδοσυχνοτήτων (aliasing phenomenon), ενώ οι υπόλοιπες μοναδιαίες ρίζες αντιστοιχούν σε κύκλους ανά μήνα $\left\{0, \frac{1}{12}, \frac{2}{12}, \frac{3}{12}, \frac{4}{12}, \frac{5}{12}, \frac{6}{12}\right\}$ ή σε περιόδους $\{\infty$ (μη εποχική ρίζα), 12 μηνών (ετήσια ρίζα), 6 μηνών (εξαμηνιαία ρίζα), 4 μηνών, 3 μηνών, 2,4 μηνών και 2 μηνών $\}$.

Οι έλεγχοι εποχικών μοναδιαίων ριζών, που έχουν μέχρι σήμερα αναπτυχθεί είναι οι HF των Hasza και Fuller (1982), DHF των Dickey, Hasza και Fuller (1984), OCSB των Osborn, Chui, Smith και Birchenhall (1988) με βελτιώσεις από τους Osborn (1990), Franses και Koechler (1993) και Franses (1996), HEGY των Hylleberg, Engle, Granger και Yoo (1990) με βελτιώσεις από τους Ghysels, Lee και Noh (1994), Franses (1991, 1992), Beaulieu και Miron (1993) και Franses και Hobijn (1997) και CH των Canova και Hansen (1995). Ο έλεγχος HF ελέγχει την υπόθεση μηδέν ότι η χρονολογική σειρά, είναι ολοκληρωμένη $I(1,1)$, έναντι της εναλλακτικής ότι είναι στάσιμη, όμως η χρησιμοποιούμενη στατιστική ελέγχου δεν ανταποκρίνεται σε έλεγχο στασιμότητας. Ο έλεγχος DHF ελέγχει την υπόθεση μηδέν ότι η σειρά είναι ολοκληρωμένη $I(0,1)$ έναντι της εναλλακτικής ότι είναι στάσιμη, όμως δεν δίνει πληροφορίες για την ύπαρξη εποχικών μοναδιαίων ριζών στις διάφορες συχνότητες. Ο έλεγχος OCSB ελέγχει την υπόθεση μηδέν ότι η σειρά είναι ολοκληρωμένη $I(1,1)$ έναντι των εναλλακτικών ότι η σειρά είναι $I(1,0)$, $I(0,1)$ ή ότι είναι στάσιμη, όμως και αυτός δεν δίνει πληροφορίες για την ύπαρξη εποχικών μοναδιαίων ριζών στις διάφορες συχνότητες. Ο έλεγχος HEGY ελέγχει την υπόθεση μηδέν ότι η σειρά είναι ολοκληρωμένη $I(0,1)$ έναντι της εναλλακτικής ότι είναι στάσιμη, δίνει πληροφορίες για την ύπαρξη εποχικών μοναδιαίων ριζών σε όλες τις συχνότητες, αλλά δεν ξεετάζει την περίπτωση της μη εποχικής ολοκλήρωσης $I(1,0)$. Τέλος ο έλεγχος CH ελέγχει την υπόθεση μηδέν ότι η σειρά είναι στάσιμη έναντι της εναλλακτικής ότι υπάρχουν εποχικές μοναδιαίες ρίζες σε διάφορες συχνότητες, όμως μπορεί να εφαρμοσθεί μόνο σε σειρές που εκφράζονται σε τριμηνιαία στοιχεία ($s=4$).

3. Δείκτες ρευστότητας στην Ελλάδα

Η επιλογή του καταλλήλου νομισματικού μεγέθους, που θα χαρακτηρίζει τη ρευστότητα της οικονομίας και μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως δείκτης

νομισματικής πολιτικής, έχει γίνει μια αρκετά περίπλοκη υπόθεση. Οι ανακατατάξεις που πραγματοποιήθηκαν στο χαρτοφυλάκιο των ρευστών περιουσιακών στοιχείων του εγχωρίου ιδιωτικού τομέα κατά τα τελευταία έτη, συνέβαλαν ώστε τα νομισματικά μεγέθη που χρησιμοποιούνται ως δείκτες ρευστότητας στην Ελλάδα να χαρακτηρίζονται από σημαντική μεταβλητότητα και αστάθεια της σχέσης τους ως προς το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν και το επίπεδο των τιμών [Μόσχος (1995), Ericsson και Sharma (1996)]. Το μέγεθος M1, που περιλαμβάνει τη νομισματική κυκλοφορία ΜΟ και τις ιδιωτικές καταθέσεις όψεως, αποτελεί τον δείκτη που εκφράζει την προσφορά χρήματος υπό στενή έννοια. Το μέγεθος M2, που περιλαμβάνει τα στοιχεία που περιέχονται στο M1 και τις ιδιωτικές καταθέσεις ταμιευτηρίου και προθεσμίας, που εχρησιμοποιείτο ως δείκτης της προσφοράς χρήματος υπό ευρεία έννοια, έχει προ καιρού εγκαταλειφθεί. Αντ' αυτού χρησιμοποιείται το μέγεθος M3, που περιλαμβάνει τα στοιχεία που περιέχονται στο M2 και τις τοποθετήσεις σε χρεόγραφα με συμφωνία επαναγοράς (repos) και τα τραπεζικά ομόλογα. Ως δείκτης της συνολικής ρευστότητας της οικονομίας εχρησιμοποιείτο μέχρι προ τίνος το μέγεθος M4, το οποίο περιλαμβάνει τα στοιχεία που περιέχονται στο M3 και τις τοποθετήσεις ιδιωτών σε τίτλους Ελληνικού Δημοσίου διάρκειας μέχρι και ενός έτους.

Πρόσφατα η Τράπεζα της Ελλάδος κατάρτισε ένα νέο δείκτη ρευστότητας το M4N, που περιλαμβάνει τα στοιχεία που περιέχονται στο M4 και τις καταθέσεις των κατοίκων σε συνάλλαγμα, καθώς επίσης και τα μερίδια αμοιβαίων κεφαλαίων διαχείρισης διαθεσίμων (ΑΚΔΔ) που διακρατούνται από ιδιώτες. Σημειώνεται ότι το M4N δεν περιλαμβάνει τις καταθέσεις σε δραχμές και συνάλλαγμα, τα repos, τα τραπεζικά ομόλογα και τους τίτλους του Ελληνικού Δημοσίου με διάρκεια μέχρι και ενός έτους που διακρατούν τα ΑΚΔΔ, καθώς και τα μερίδια των ΑΚΔΔ που διακρατούν οι τράπεζες. Τα στοιχεία αυτά συμψηφίζονται κατά τη διαδικασία ενοποίησης των λογιστικών καταστάσεων των πιστωτικών ιδρυμάτων και των ΑΚΔΔ, τα οποία από κοινού αποτελούν τα Νομισματικά Χρηματοδοτικά Ιδρύματα, σύμφωνα με την ταξινόμηση της Ευρωπαϊκής Κεντρικής Τράπεζας και της Eurostat. Ο νέος δείκτης ρευστότητας M4N έχει ευρύτερη κάλυψη, παρέχει ακριβέστερη πληροφόρηση και παρουσιάζει σταθερότερη σχέση με το ΑΕΠ απ' ό,τι οι προηγούμενοι δείκτες, επειδή η υποκατάσταση μεταξύ ορισμένων κατηγοριών ρευστών περιουσιακών στοιχείων γίνεται εντός του μεγέθους αυτού και δεν το επηρεάζει (Τράπεζα της Ελλάδος, Έκθεση του Διοικητή για το έτος 1998).

Μέχρι το 1982, οπότε η ευθύνη για τη χάραξη και εκτέλεση της νομισματικής πολιτικής ανατέθηκε στην Τράπεζα της Ελλάδος, το ελληνικό χρηματοπιστωτικό σύστημα διέπονταν από ένα σύστημα αυστηρών κρατικών κανόνων κατανομής των πόρων μέσω μιας πολιτικής κατευθυνόμενων επιτοκίων και υποχρεωτικών δανειοδοτήσεων συγκεκριμένων τομέων της οικονομίας. Οι εξελίξεις στις διεθνείς χρηματαγορές και ειδικότερα στο χώρο της Ευρωπαϊκής Ένωσης, που σημειώθηκαν τα τελευταία χρόνια, είχαν ως κύρια χαρακτηριστικά την παρουσία και επέκταση της δραστηριότητας των τραπεζικών ιδρυμάτων πέραν των εθνικών συνόρων, την προσφορά νέων χρηματοδοτικών υπηρεσιών, την τάση ενοποίησης των αγορών χρήματος και κεφαλαίου και την προοδευτική κατάργηση των περιορισμών και των ρυθμίσεων των αγορών αυτών. Για να μπορέσουν οι ελληνικές τράπεζες να αντιμετωπίσουν τον ανταγωνισμό των ξένων τραπεζών και μάλιστα σε τομείς δραστηριότητας και προσφοράς υπηρεσιών στους οποίους έχουν περιορισμένη εμπειρία, αποφασίσθηκε η σταδιακή απελευθέρωση του χρηματοπιστωτικού συστήματος. Η διαδικασία του εκσυγχρονισμού και της απελευθέρωσης διήρκεσε 12 χρόνια, από το 1982 έως το 1993. Κατά την περίοδο αυτή έγινε σταδιακή απελευθέρωση των τραπεζικών επιτοκίων, κατάργηση των πολυαρίθμων εξειδικευμένων πιστωτικών κανόνων και ρυθμίσεων και ενίσχυση του ανταγωνισμού μεταξύ των τραπεζών, ενώ δόθηκε η ευελιξία στις τράπεζες να διαμορφώνουν πλέον ελεύθερα οι ίδιες το χαρτοφυλάκιό τους.

Η μελέτη της εποχικότητας στην προσφορά χρήματος στην Ελλάδα κατά την τελευταία 25ετία, που επιχειρείται στη συνέχεια, λαμβάνει υπόψη της τις σημαντικές αλλαγές που συνέβησαν τα τελευταία χρόνια. Για τον λόγο αυτό η συνολικά εξεταζόμενη περίοδος διαχωρίζεται σε τρεις επί μέρους περιόδους. Στην περίοδο της *κατευθυνόμενης χρηματοπιστωτικής πολιτικής* (1974-1981), στην περίοδο της *σταδιακής προσαρμογής προς το ελεύθερο χρηματοπιστωτικό σύστημα* (1982-1993) και στην περίοδο της *απελευθέρωσης του χρηματοπιστωτικού συστήματος* (1994-1998). Η συμπεριφορά της εποχικότητας στην προσφορά χρήματος και συγκεκριμένα στα μεγέθη M0, M1, M3 και M4N, αλλά και στους φυσικούς λογαρίθμους των μεγεθών αυτών, εξετάζεται ξεχωριστά για κάθε περίοδο, ενώ συγκρίνονται οι τρεις περίοδοι μεταξύ τους. Οι φυσικοί λογάριθμοι των μεγεθών κρίθηκε αναγκαίο να εξετασθούν, λόγω του ότι είναι πολύ διαδεδομένο να χρησιμοποιούνται αυτοί, αντί των αρχικών σειρών, σε οικονομετρικά υποδείγματα, διότι αντανακλούν ποσοστιαίους ρυθμούς μεταβολής, οι οποίοι σχετίζονται με τους ρυθμούς μεγέθυνσης της οικονομίας. Σημειώνεται για τα παρακάτω

ότι το μέγεθος M4N δεν διαφοροποιείται από το μέγεθος M3 κατά την πρώτη περίοδο, καθώς επίσης και κατά το πρώτο τρίτο της δεύτερης περιόδου, επειδή τα συστατικά εκείνα που το διαφοροποιούν δεν έχουν τιμές κατά την περίοδο αυτή. Πράγματι, οι τίτλοι Ελληνικού Δημοσίου διαρκείας μέχρι και ενός έτους (συστατικό και του M4) μετρώνται από τον Δεκέμβριο του 1985, οι καταθέσεις σε συνάλλαγμα από τον Οκτώβριο του ίδιου έτους, ενώ τα μερίδια των ΑΚΔΔ από τον Σεπτέμβριο του 1993.

4. Εξέταση της προσδιοριστικής φύσης της εποχικότητας

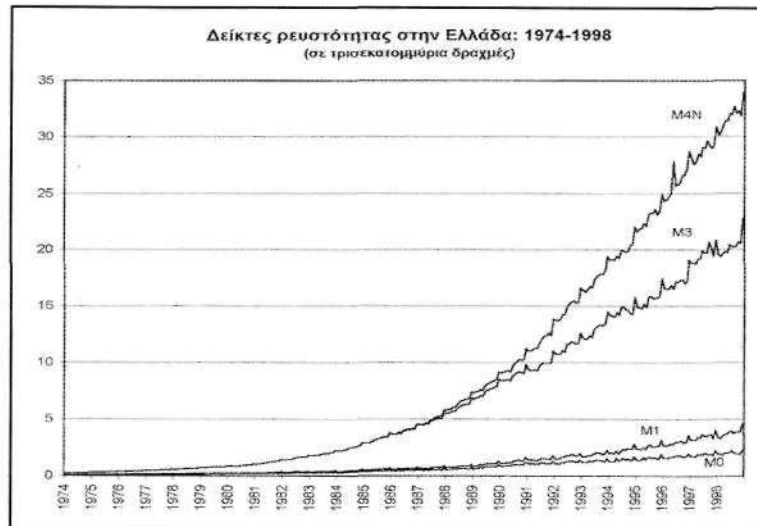
Στο Διάγραμμα 1 απεικονίζονται οι τέσσερις εξεταζόμενοι δείκτες ρευστότητας M0, M1, M3 και M4N (σε τρισεκατομμύρια δραχμές) σε μηνιαία στοιχεία για ολόκληρη την εξεταζόμενη περίοδο 1974-1998. Στο Διάγραμμα 2 απεικονίζονται τα παραπάνω μεγέθη στους φυσικούς λογαρίθμους των τιμών (σε εκατομμύρια δραχμές) για την ίδια περίοδο. Όπως παρατηρείται στο πρώτο διάγραμμα, οι διαφαινόμενες καμπυλόγραμμες τάσεις των αρχικών τιμών και των τεσσάρων μεγεθών έχουν κυρτή μορφή (θετική δεύτερη παράγωγο ως προς τον χρόνο), πράγμα που σημαίνει ότι ο ρυθμός μεταβολής των μεγεθών αυτών είναι μια αύξουσα συνάρτηση ως προς τον χρόνο. Αντιθέτως, στο δεύτερο διάγραμμα παρατηρείται ότι οι διαφαινόμενες καμπυλόγραμμες τάσεις των φυσικών λογαρίθμων και των τεσσάρων μεγεθών έχουν κοίλη μορφή (αρνητική δεύτερη παράγωγο ως προς τον χρόνο), πράγμα που σημαίνει ότι ο σχετικός ρυθμός μεταβολής των μεγεθών αυτών είναι μια φθίνουσα συνάρτηση ως προς τον χρόνο. Πράγματι, αν $x = x(t)$ είναι μια χρονολογική σειρά και $y = \ln x = \ln[x(t)]$ είναι ο φυσικός λογάριθμος αυτής, ισχύει

$$\frac{dy}{dt} = \frac{dy}{dx} \cdot \frac{dx}{dt} = \frac{1}{x} \cdot \frac{dx}{dt} = \frac{x'(t)}{x(t)} \quad (8)$$

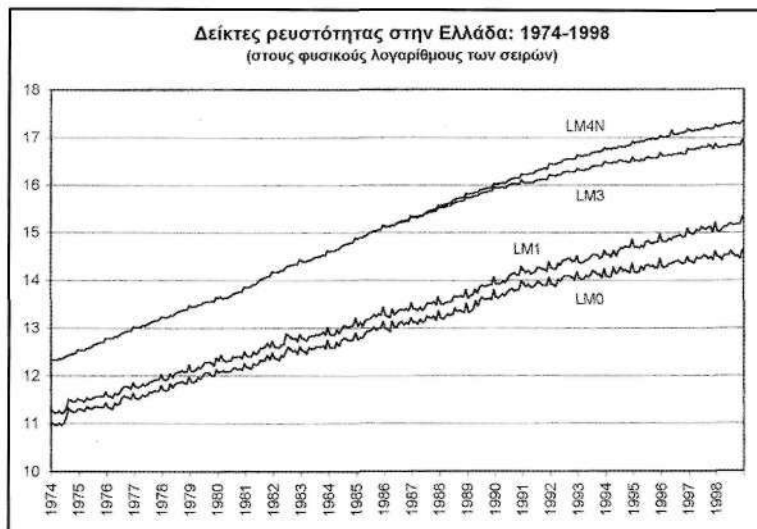
δηλαδή ο ρυθμός μεταβολής του φυσικού λογαρίθμου της σειράς είναι ο σχετικός ρυθμός μεταβολής της αρχικής σειράς.

Στον Πίνακα 1 εμφανίζονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των παλινδρομήσεων των σειρών που εξετάζονται για κάθε περίοδο, ως και των λογαρίθμων των σειρών αυτών, πάνω σε σταθερό όρο, τάση πρώτου και δευτέρου βαθμού και έντεκα (λόγω ύπαρξης σταθερού όρου) εποχικών ψευδομεταβλητών. Επειδή το ενδιαφέρον εστιάζεται στην ποιοτική έκφραση των εξισώσεων συμπεριφοράς των εξεταζόμενων μεγεθών, οι αριθμητικές εκτιμήσεις των συντελεστών παλινδρόμησης δεν παρουσιάζονται στον πίνακα

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 1



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2



ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών των παλινδρομήσεων των σειρών ή των λογαρίθμων των σειρών

Σειρά	χπ	c	t	t ²	D ₁	D ₂	D ₃	D ₄	D ₅	D ₆	D ₇	D ₈	D ₉	D ₁₀	D ₁₁	R ²	F _{στατ}	Q _{στατ}	Q _{prob}	Υπόδ
M0	1	****	****	(+) ^{****}	****	****	****	****	****	****	***	***	****	****	****	98,8%	****	88,76	0,0000	c,qt,D
M1	1	****	****	(+) ^{****}	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	98,7%	****	107,31	0,0000	c,qt,D
M3	1	****	***	(+) ^{****}	***	****	****	****	****	****	**	**	**	***	****	99,0%	****	347,12	0,0000	c,qt,D
M0	2	****	****	(+) ^{****}	****	****	****	****	****	*	****	****	****	****	****	98,6%	****	728,79	0,0000	c,qt,D
M1	2	****	****	(+) ^{****}	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	99,0%	****	479,64	0,0000	c,qt,D
M3	2	****	****	(+) ^{****}	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	99,7%	****	725,86	0,0000	c,qt,D
M4N	2	****	****	(+) ^{****}	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	99,8%	****	675,14	0,0000	c,qt,D
M0	3	****	****		****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	97,2%	****	81,27	0,0000	c,t,D
M1	3	****	****		****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	97,6%	****	62,14	0,0000	c,t,D
M3	3	****	****		****	****	****	****	****	**	****	****	****	****	****	96,1%	****	238,42	0,0000	c,t,D
M4N	3	****	****		***	****	****	***	*	**	****	****	****	****	****	99,0%	****	22,31	0,0507	c,t,D
LM0	1	****	****		****	****	****	****	****	**		**	****	****	****	98,7%	****	147,58	0,0000	c,t,D
LM1	1	****	****		****	****	****	****	****	****	**	****	****	****	****	99,0%	****	115,59	0,0000	c,t,D
LM3	1	****	****	(-) ^{****}	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	99,8%	****	450,72	0,0000	c,qt,D
LM0	2	****	****		****	****	****	****	****	****		****	****	****	****	99,0%	****	945,10	0,0000	c,t,D
LM1	2	****	****	(+) ^{****}	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	99,3%	****	735,67	0,0000	c,qt,D
LM3	2	****	****	(-) ^{****}	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	99,9%	****	923,81	0,0000	c,qt,D
LM4N	2	****	****	(-) ^{****}	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	97,1%	****	927,30	0,0000	c,qt,D
LM0	3	****	****	(-) ^{****}	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	97,9%	****	91,24	0,0000	c,qt,D
LM1	3	****	****	(-) ^{****}	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	****	97,9%	****	57,05	0,0000	c,qt,D
LM3	3	****	****		****	****	****	****	****	**	****	****	****	****	****	96,4%	****	242,15	0,0000	c,t,D
LM4N	3	****	****	(-) ^{****}	**	****	****	***	*	**	****	****	****	****	****	99,0%	****	22,67	0,0458	c,qt,D

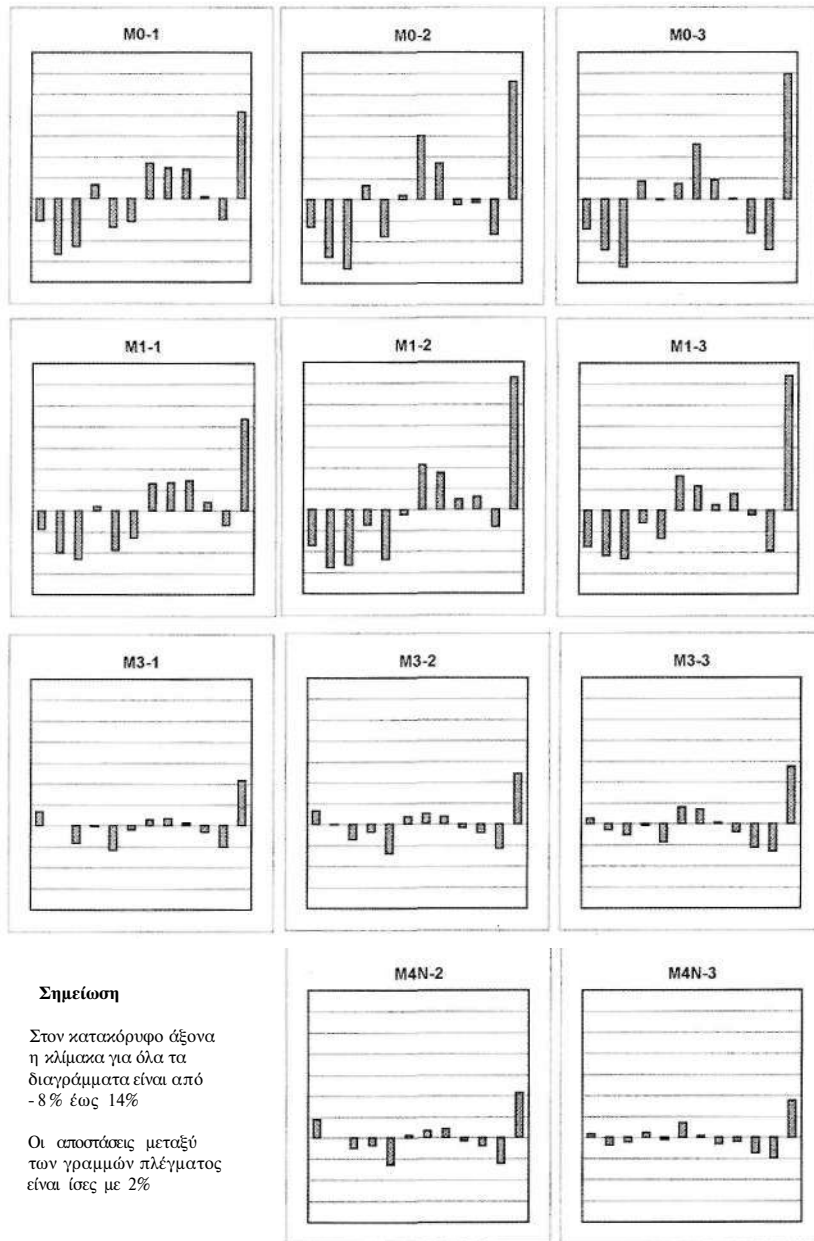
Υπόμνημα: Συντελεστής στατιστικά σημαντικός για $\alpha=10\%$ (*), $\alpha=5\%$ (**), $\alpha=2,5\%$ (***), $\alpha=1\%$ (****)
c=σταθερός όρος, t=γραμμική τάση, qt=τετραγωνική τάση, D=εποχικές ψευδομεταβλητές,
χπ=χρηματοπιστωτική περίοδος, R²=διορθωμένος συντελεστής πολλαπλού προσδιορισμού,
Q_{στατ}=στατιστική Ljung-Box, Q_{prob}=κρίσιμη πιθανότητα (p-value) της στατιστικής Q.

αυτόν. Παρατηρείται ότι όλες οι εξισώσεις έχουν εξαιρετικά υψηλή τιμή διορθωμένου συντελεστή πολλαπλού προσδιορισμού, πράγμα που σημαίνει ότι οι συνιστώσες της τάσης και της εποχικότητας χαρακτηρίζουν έντονα τις παραπάνω σειρές. Όσον αφορά την τάση δευτέρου βαθμού, όπου αυτή εμφανίζεται στατιστικά σημαντική, έχει θετικό πρόσημο συντελεστή στις αρχικές σειρές και αρνητικό πρόσημο συντελεστή στις λογαριθμικές σειρές (με εξαίρεση στο λογάριθμο της M1 στη δεύτερη περίοδο), πράγμα που συμφωνεί με τη μορφή των διαγραμμάτων των σειρών. Η τάση δευτέρου βαθμού δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντική κατά την τρίτη περίοδο των αρχικών σειρών, πράγμα που φαίνεται και στο Διάγραμμα 1, όπου οι σειρές εμφανίζονται να έχουν τάση γραμμικής μορφής κατά την περίοδο αυτή. Η εξέταση της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων των εξισώσεων με τη στατιστική Q των Ljung και Box (1978), για πλήθος αυτοσυσχετίσεων καταλοίπων ίσο προς το τέταρτο του αριθμού των παρατηρήσεων συν 12 (για να υπάρχουν επαρκείς βαθμοί ελευθερίας), αποδεικνύει ότι υπάρχει έντονη αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, τα οποία δεν μπορούν να θεωρηθούν λευκός θόρυβος, ούτε σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Τούτο υποδηλώνει ότι, παρά την ύπαρξη υψηλών τιμών R^2 στις εξισώσεις οι προσδιοριστικοί παράγοντες της τάσης και της εποχικότητας δεν επαρκούν για την ερμηνεία της συμπεριφοράς των μεγεθών της προσφοράς χρήματος. Αυτό που λείπει από τις εξισώσεις είναι οι παράγοντες που θα εξέφραζαν τη στοχαστική τάση και τη στοχαστική εποχικότητα, όπως οι κατάλληλες χρονικές υστερήσεις των μεταβλητών ή στην περίπτωση ύπαρξης μοναδιαίων ριζών οι κατάλληλες διαφορές. Εξαιρέση αποτελεί η σειρά του νέου δείκτη ρευστότητας M4N και οριακά του λογαρίθμου του κατά την τρίτη περίοδο, όπου τα κατάλοιπα μπορούν να θεωρηθούν λευκός θόρυβος, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Με την υπόθεση ότι οι χρονολογικές σειρές που εξετάζονται, όπως και οι λογάριθμοι αυτών, ακολουθούν το πολλαπλασιαστικό υπόδειγμα ως προς τις συνιστώσες τους, υπολογίστηκαν τα σταθερά εποχικά πρότυπα των σειρών αυτών κατά περίοδο, με τη μέθοδο κατά την οποίαν η τάση προσδιορίζεται με κινητούς μέσους 12 περιόδων. Για την καλύτερη γραφική απεικόνιση των εποχικών αυτών προτύπων αφαιρέθηκε από κάθε δείκτη εποχικότητας, που είναι εκφρασμένος ως ποσοστό (%), το 100% και τα αποτελέσματα αυτά, που εκφράζουν την (%) μεταβολή από την διαμορφούμενη τάση, λόγω εποχικότητας, απεικονίζονται στα Διαγράμματα 2 και 3 για τις αρχικές σειρές και τους λογαρίθμους αυτών αντίστοιχα. Σημειώνεται ότι η κλίμακα των Διαγραμμάτων 3 είναι πολύ μεγαλύτερη αυτής των Διαγραμμάτων 2, λόγω της αναγκαστικής συρρίκνωσης των εποχικών προ-

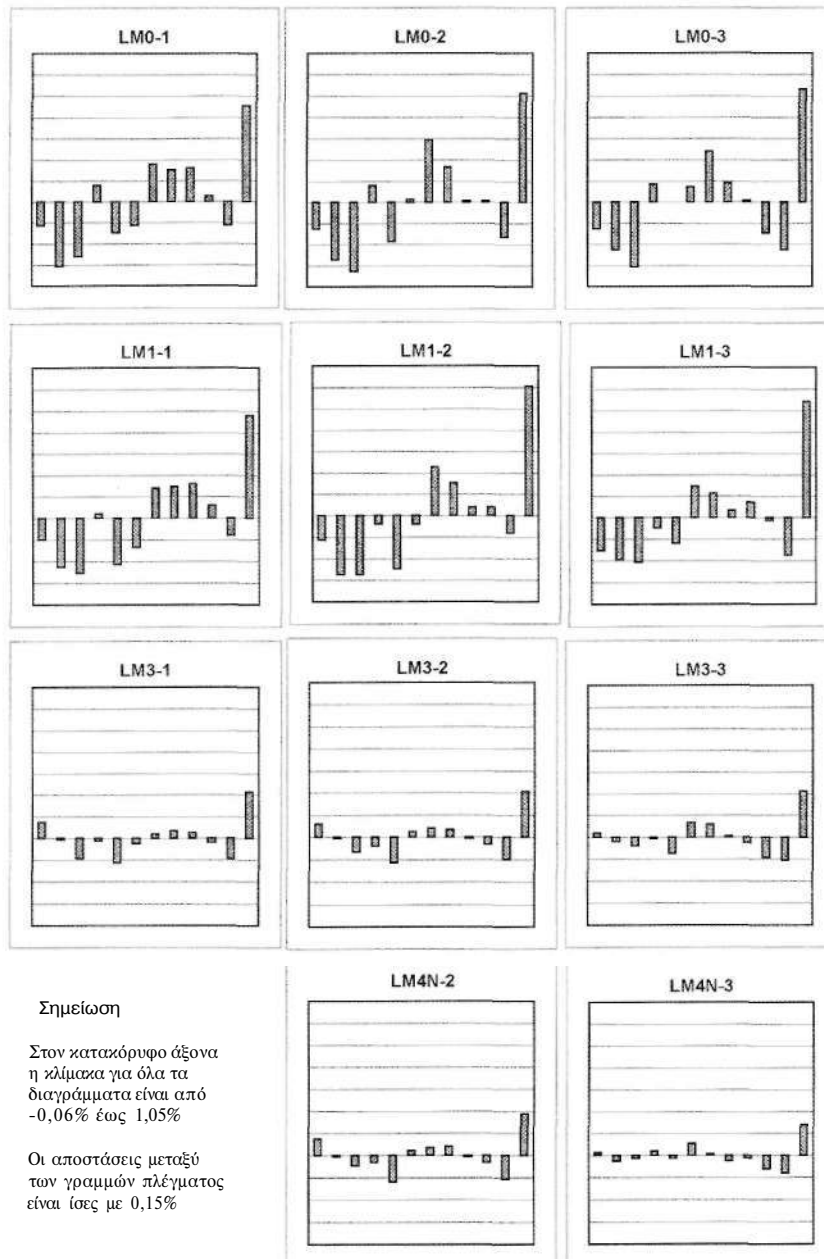
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3

Δείκτες εποχικότητας των σειρών κατά περίοδο



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 4

Δείκτες εποχικότητας των λογαρίθμων των σειρών κατά περίοδο



τύπων με τον λογαριθμικό μετασχηματισμό. Όπως παρατηρείται στα διαγράμματα αυτά, ο λογαριθμικός μετασχηματισμός δεν αλλοιώνει τη μορφή των εποχικών προτύπων. Επίσης η μορφή των εποχικών προτύπων για τα μεγέθη M0 και M1, όπως επίσης και για τα μεγέθη M3 και M4N είναι περίπου η ίδια. Τα εποχικά πρότυπα για τα δύο τελευταία μεγέθη είναι πολύ ηπιότερα εκείνων των δύο πρώτων μεγεθών και τούτο οφείλεται στο ότι η νομισματική ρευστότητα που εκφράζουν τα μεγέθη αυτά δεν αντανακλά στις τρέχουσες καταναλωτικές δαπάνες του κοινού, οι οποίες οπωσδήποτε σχετίζονται με την εποχικότητα. Σημειώνεται ακόμη ότι παρατηρείται μια αύξηση της μεταβλητότητας των εποχικών προτύπων για τα μεγέθη M0, M1 και M3 από περίοδο σε περίοδο, ενώ για το μέγεθος M4N παρατηρείται μείωση των διακυμάνσεων μεταξύ 2ης και 3ης περιόδου. Όσο προχωρούμε δηλαδή προς την περίοδο της απελευθέρωσης του χρηματοπιστωτικού συστήματος η μεταβλητότητα των τιμών, που οφείλεται στην εποχικότητα, αυξάνεται για τα μεγέθη M0, M1 και M3, ενώ μειώνεται για το μέγεθος M4N. Τούτο οφείλεται προφανώς στο ότι η ρευστότητα για το μέγεθος M4N εμπεριέχει κάποιες επενδυτικές προθέσεις των αποταμιευτών που δεν σχετίζονται με την εποχικότητα.

5. Εξέταση της στοχαστικής φύσης της εποχικότητας

Η εξέταση της στοχαστικής φύσης της εποχικότητας των σειρών των δεικτών ρευστότητας, όπως και των λογαρίθμων των σειρών αυτών, εστιάζεται στη διερεύνηση της ύπαρξης της ιδιότητας της στασιμότητας του εποχικού ως και του μη εποχικού μέρους των σειρών αυτών. Για τον σκοπόν αυτό εξετάστηκαν τα διαγράμματα των αυτοσυσχετίσεων των αρχικών σειρών (y_t) και των λογαρίθμων τους ($\ln y_t$) για όλες τις περιόδους καθώς και η στατιστική σημαντικότητα των αυτοσυσχετίσεων αυτών. Η εξέταση έδειξε ότι όλες οι σειρές είναι μη στάσιμες και ως εκ τούτου ελήφθησαν οι πρώτες διαφορές αυτών. Η εξέταση της μορφής και της στατιστικής σημαντικότητας των αυτοσυσχετίσεων των πρώτων διαφορών (Δy_t και $\Delta_t \ln y_t$) των σειρών έδειξε ότι όλες οι πρώτες διαφορές παρουσιάζουν από πλευράς αυτοσυσχετίσεων το ίδιο περίπου πρότυπο συμπεριφοράς και έχουν ισχυρή και στατιστικά σημαντική την αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης, και οι υπόλοιπες μη εποχικές (μέχρι την πρώτη εποχική τάξη) είναι μη στατιστικά σημαντικές και φθίνουν, ενώ οι εποχικές αυτοσυσχετίσεις (στις τάξεις 12, 24, 36 και πολλές φορές και 48) φθίνουν αλλά είναι ισχυρές και στατιστικά σημαντικές. Τούτο υποδηλώνει, δεδομένου ότι η εξέταση της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης παρέχει ενδεικτικά μόνον συμπεράσματα για τη στασιμότητα των σειρών,

πιθανή μη στασιμότητα και στο εποχικό μέρος της σειράς. Για τον σκοπό αυτό ελήφθησαν πρώτες εποχικές διαφορές, πάνω στις σειρές των πρώτων απλών διαφορών και εξετάστηκαν οι αυτοσυσχετίσεις τους. Οι αυτοσυσχετίσεις των νέων σειρών ($\Delta_1 \Delta_{12} y_t$ και $\Delta_1 \Delta_{12} \ln y_t$) παρουσιάζουν και πάλι το ίδιο περίπου πρότυπο συμπεριφοράς και έχουν ισχυρές και στατιστικά σημαντικές την πρώτη μη εποχική και την πρώτη εποχική αυτοσυσχέτιση, ενώ οι υπόλοιπες είναι μη στατιστικά σημαντικές και φθίνουν. Ο έλεγχος με τη στατιστική Q των Ljung και Box (1978) έδειξε ότι οι νέες αυτές σειρές δεν είναι λευκός θόρυβος, συνεπώς δεν έχουμε να κάνουμε με σειρές που είναι *τυχαίος περίπατος* (random walk). Άρα το πλέον λογικό συμπέρασμα είναι ότι απαιτείται και η εφαρμογή του φίλτρου Δ_{12} των πρώτων εποχικών διαφορών, μετά την εφαρμογή του φίλτρου Δ_1 των πρώτων απλών διαφορών, για να γίνουν όλες οι σειρές στάσιμες.

Για την επιβεβαίωση και τεκμηρίωση του παραπάνω συμπεράσματος εφαρμόζεται ο έλεγχος OCSB των Osborn, Chui, Smith και Birchenhall (1988), όπως βελτιώθηκε στη συνέχεια από την Osborn (1990). Σύμφωνα με τον έλεγχο αυτόν η υπόθεση μηδέν είναι ότι η εξεταζόμενη σειρά, έστω y_t , είναι I(1,1) ολοκληρωμένη, με εναλλακτικές ότι είναι 7(0,0) ή I(1,0) ή 7(0,1) ολοκληρωμένη. Η εξίσωση ελέγχου, για την περίπτωση χρονολογικής σειράς, που εκφράζεται σε μηνιαία στοιχεία, είναι:

$$\Delta_1 \Delta_{12} y_t = \mu_t + \pi_1 \Delta_{12} y_{t-1} + \pi_2 \Delta_1 y_{t-12} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta_1 \Delta_{12} y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

όπου p είναι ο απαιτούμενος αριθμός χρονικών υστερήσεων της y_t για να γίνουν τα κατάλοιπα λευκός θόρυβος και μ_t είναι το προσδιοριστικό μέρος της εξίσωσης, το οποίο μπορεί να περιλαμβάνει σταθερόν όρο, γραμμική τάση και εποχικές ψευδομεταβλητές, δηλαδή σε πλήρη σύνθεση είναι της μορφής

$$\mu_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{11} \alpha_j D_{j,t} + \beta_0 t \quad (10)$$

Ο έλεγχος OCSB είναι ένας σύνθετος έλεγχος που αποτελείται από τρεις επί μέρους ελέγχους. Συγκεκριμένα περιλαμβάνει δύο ελέγχους, τύπου t , στατιστικής σημαντικότητας ως προς το μηδέν για τις παραμέτρους π_1 και π_2 , με εναλλακτικές τις $\pi_1 < 0$ και $\pi_2 < 0$ αντίστοιχα. Αν $\pi_2 = 0$, ο t έλεγχος για την π_1 είναι ένας έλεγχος για την ανάγκη εφαρμογής του

φίλτρου Δ_1 μαζί με το εποχικό φίλτρο Δ_{12} (δηλαδή, αν $\pi_2=0$ και $\pi_1 < 0$, τότε χρειάζεται μόνο το φίλτρο Δ_{12}). Αν $\pi_1=0$, ο t έλεγχος για την π_2 είναι ένας έλεγχος για την ανάγκη εφαρμογής του εποχικού φίλτρου Δ_{12} μετά την εφαρμογή του φίλτρου των απλών διαφορών Δ_1 (δηλαδή, αν $\pi_1=0$ και $\pi_2 < 0$, τότε χρειάζεται μόνο το φίλτρο Δ_1). Ο έλεγχος OCSB συμπληρώνεται μ' έναν έλεγχο, τύπου F , για τις παραμέτρους π_1 και π_2 , σύμφωνα με τον οποίο η μη απόρριψη της υπόθεσης μηδέν ότι $\pi_1=\pi_2=0$ συνεπάγεται την ανάγκη εφαρμογής και των δύο φίλτρων Δ_1 και Δ_{12} για να γίνει η εξεταζόμενη σειρά y_t στάσιμη. Ο έλεγχος OCSB υποθέτει ότι τα σφάλματα u_t της (9) είναι λευκός θόρυβος που χρησιμοποιεί κρίσιμες για κάθε έναν έλεγχο ξεχωριστά, που υπολογίζονται με μεθόδους προσομοίωσης και οι οποίες είναι διαφορετικές για διαφορετικές περιόδους εποχικότητας s , για διαφορετικούς συνδυασμούς στοιχείων του προσδιοριστικού μέρους της εξίσωσης ελέγχου, αλλά και για διαφορετικά μεγέθη σειρών. Οι Franses και Hobijn (1997) δίνουν τους πλέον αναλυτικούς πίνακες κρίσιμων τιμών για περιόδους εποχικότητας 2, 4, 6 και 12, για τρεις διαφορετικούς συνδυασμούς στοιχείων του προσδιοριστικού μέρους και για μεγέθη σειρών που αντιστοιχούν σε πλήθος ετών 10, 20, 30 και 40.

Η ρουτίνα για την εφαρμογή του ελέγχου OCSB κατασκευάστηκε σε κώδικα του προγράμματος GAUSS 386i και υπολογίζει τις τιμές των τριών στατιστικών ελέγχου που περιγράφηκαν παραπάνω για πέντε συνδυασμούς $\{(-), (c), (c,t), (c,D), (c,t,D)\}$ των στοιχείων του προσδιοριστικού μέρους (10) της εξίσωσης ελέγχου (9), δηλαδή σταθερού όρου (c), γραμμικής τάσης (t) και έντεκα εποχικών ψευδομεταβλητών (D) και για πλήθος χρονικών υστερήσεων $p = 0, 1, 2, \dots, 24$. Η ρουτίνα υπολογίζει ακόμη για την (9) και τα R^2 , \bar{R}^2 , F , Q , DW , AIC , SBC και HQC . Από το σύνολο των 125 εξισώσεων ελέγχου, που εκτιμώνται για κάθε εξεταζόμενη σειρά, μια μόνο είναι αυτή που θα χρησιμοποιηθεί. Η επιλογή της πλέον κατάλληλης εξίσωσης έχει να κάνει με τη μορφή του προσδιοριστικού μέρους και με το πλήθος των χρονικών υστερήσεων της σειράς που πρέπει να περιλαμβάνει. Επειδή η εξίσωση ελέγχου (9) θα πρέπει να μπορεί να ικανοποιεί και τις εναλλακτικές υποθέσεις του ελέγχου OCSB και επειδή συμβαίνει να είναι $\Delta_1\Delta_{12}y_t = (1-B)(1-B^{12})y_t = y_t - y_{t-1} - y_{t-12} + y_{t-13}$, όταν ισχύει η μηδενική υπόθεση, για την επιλογή της κατάλληλης μορφής του προσδιοριστικού μέρους, εκτιμήθηκαν για κάθε περίπτωση οι εξισώσεις παλινδρομήσεων της αντίστοιχης σειράς πάνω στις χρονικές υστερήσεις της y_{t-1} , y_{t-12} και y_{t-13} καθώς και σε σταθερόν όρο, γραμμική τάση και έντεκα εποχικές ψευδομεταβλητές. Ο κατάλληλος συνδυασμός στοιχείων του προσδιοριστικού μέρους για κάθε

σειρά επιλέγεται με βάση τη στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών παλινδρόμησης και τα αποτελέσματα της επιλογής αυτής εμφανίζονται στην τρίτη στήλη των Πινάκων 2 και 3. Η επιλογή του κατάλληλου πλήθους των χρονικών υστερήσεων γίνεται από τις 25 εξισώσεις που αντιστοιχούν στο κατάλληλο προσδιοριστικό μέρος, που επελέγη στην προηγούμενη φάση. Συγκεκριμένα, με τη βοήθεια της στατιστικής ελέγχου Q των Ljung και Box (1978), που υπολογίζεται για πλήθος αυτοσυσχετίσεων καταλοίπων ίσο προς το τέταρτο του πλήθους των παρατηρήσεων πλέον $p+12$ (για να υπάρχουν επαρκείς βαθμοί ελευθερίας), ελέγχεται η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα και από το σύνολο των εξισώσεων, που ικανοποιούν τον έλεγχο F και δεν εμφανίζουν πρόβλημα αυτοσυσχέτισης καταλοίπων, επιλέγεται εκείνη που έχει μικρότερη τιμή για το κριτήριο AIC .

Η εφαρμογή του ελέγχου OCSB απαιτεί τις κατάλληλες κρίσιμες τιμές και επειδή στη βιβλιογραφία δεν υπάρχουν πίνακες κρίσιμων τιμών για μηνιαία στοιχεία ($s=12$) πλήθους ετών 8, 12 και 5, που αντιστοιχούν στις τρεις περιόδους που εξετάζουμε, κατασκευάστηκε ρουτίνα σε κώδικα προγράμματος GAUSS 386i, που κατά το μεγαλύτερο μέρος της στηρίζεται στην αντίστοιχη ρουτίνα των Franses και Hobijn (1997), για τον υπολογισμό των κρίσιμων τιμών που χρειάζονται στην παρούσα εργασία. Οι κρίσιμες αυτές τιμές για τους συνδυασμούς στοιχείων του προσδιοριστικού μέρους που χρησιμοποιούνται και για επίπεδα σημαντικότητας 10%, 5% και 1% εμφανίζονται στον Πίνακα 4 και συγκεκριμένα στα μέρη εκείνα του πίνακα που έχουν $\theta_1=0$ και $\Theta_1=0$.

Στον Πίνακα 2 εμφανίζονται τα αποτελέσματα των ελέγχων OCSB, που εφαρμόστηκαν στις τέσσερις σειρές της ρευστότητας, ως και στους φυσικούς λογαρίθμους των σειρών αυτών, για τις τρεις εξεταζόμενες περιόδους. Όπως παρατηρείται στις αρχικές σειρές, εκτός της M1 στην πρώτη και τρίτη περίοδο, υπάρχει ανάγκη εφαρμογής του φίλτρου των απλών διαφορών πρώτης τάξης ως και του φίλτρου των εποχικών διαφορών πρώτης τάξης. Αντιθέτως στις λογαριθμικές σειρές, εκτός της M0 και της M3 στην τρίτη περίοδο, υπάρχει ανάγκη εφαρμογής μόνον του φίλτρου των απλών διαφορών πρώτης τάξης για να γίνουν οι σειρές αυτές στάσιμες. Το συμπέρασμα τούτο όμως δεν ταιριάζει με το συμπέρασμα που καταλήξαμε από την εξέταση των αυτοσυσχετίσεων των πρώτων απλών και πρώτων εποχικών διαφορών. Η βασική αιτία της διάστασης αυτής βρίσκεται στο ότι η εισαγωγή προσθέτων χρονικών υστερήσεων της σειράς στην εξίσωση ελέγχου (9) δεν αρκεί για να γίνουν τα κατάλοιπα λευκός θόρυβος, ιδιαίτερα όταν το υπόδειγμα συμπεριφοράς της σειράς έχει ισχυρό μέρος εποχικού ή / και μη εποχικού κινητού μέσου [Chysels, Lee και Noh (1994), Franses (1996),

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Αποτελέσματα ελέγχων OCSB για ύπαρξη εποχικών και μη εποχικών μοναδιαίων ριζών στις αρχικές χρονολογικές σειρές και στους λογαρίθμους των σειρών

Σειρά	χπ	μ(t)	ρ	π ₁	π ₂	π ₁ & π ₂	R ²	Fστατ	Fprob	Qστατ	Qprob	Φίλτρο
M0	1	c,D	6	-0,27	-4,82	12,51	52,7%	3,34	0,0002	23,48	0,1342	Δ ₁ Δ ₁₂
M1	1	c,D	2	0,27	-5,82 **	17,61 *	47,7%	3,94	0,0001	32,05	0,0217	Δ ₁
M3	1	c,t,D	10	-2,22	-0,01	3,02	60,6%	3,08	0,0004	21,20	0,1305	Δ ₁ Δ ₁₂
M0	2	c,t,D	8	-1,58	-5,40 (*)	17,32	49,1%	4,39	0,0000	39,02	0,0631	Δ ₁ Δ ₁₂
M1	2	c,t,D	8	-2,14	-4,27	13,49	46,4%	3,93	0,0000	43,25	0,0247	Δ ₁ Δ ₁₂
M3	2	c,D	12	-0,50	-0,26	0,23	46,1%	3,18	0,0000	32,69	0,2075	Δ ₁ Δ ₁₂
M4N	2	c,t,D	5	-3,02 (**)	-2,10	8,41	34,0%	2,87	0,0003	37,16	0,1153	(Δ ₁)Δ ₁₂
M0	3	c,t,D	7	0,17	-1,22	0,79	82,9%	4,15	0,0018	27,70	0,0002	Δ ₁ Δ ₁₂
M1	3	c,t,D	0	-2,30	-6,09 **	27,60 ****	66,8%	4,59	0,0002	18,29	0,0191	Δ ₁
M3	3	c,D	2	-1,25	-5,52 *	18,29 *	67,1%	3,95	0,0008	32,13	0,0002	Δ ₁ (Δ ₁₂)
M4N	3	c,t,D	8	-0,92	-4,90	13,83	82,1%	3,34	0,0083	48,54	0,0000	Δ ₁ Δ ₁₂
LM0	1	c,t,D	6	-2,12	-7,66 ****	45,24 ****	70,1%	6,56	0,0000	47,44	0,0001	Δ ₁
LM1	1	c,t,D	2	-1,92	-9,60 ****	57,79 ****	68,6%	8,72	0,0000	32,09	0,0115	Δ ₁
LM3	1	c,t,D	0	2,28	-8,40 ****	35,30 ****	53,6%	5,61	0,0000	26,96	0,0587	Δ ₁
LM0	2	c,t,D	2	-0,78	-9,60 ****	51,24 ****	59,8%	10,42	0,0000	87,22	0,0000	Δ ₁
LM1	2	c,t,D	6	-0,77	-9,35 ****	49,61 ****	60,3%	7,90	0,0000	52,74	0,0031	Δ ₁
LM3	2	c,D	10	3,32	-8,84 ****	40,69 ****	54,5%	5,05	0,0000	36,28	0,1357	Δ ₁
LM4N	2	c,D	9	-0,01	-7,66 ****	35,37 ****	52,6%	5,00	0,0000	33,17	0,2296	Δ ₁
LM0	3	c,t,D	9	0,14	-1,31	0,88	87,1%	4,11	0,0043	31,37	0,0000	Δ ₁ Δ ₁₂
LM1	3	c,D	3	-0,79	-6,33 ***	21,82 ****	73,5%	4,67	0,0002	21,31	0,0114	Δ ₁
LM3	3	c,D	5	-1,60	-4,82	17,94 *	73,2%	3,50	0,0027	42,22	0,0000	Δ ₁ Δ ₁₂
LM4N	3	c,t,D	12	-0,64	-6,27 ***	28,46 ****	95,4%	6,42	0,0051	75,58	0,0000	Δ ₁

Υπόμνημα: Απορρίπτεται η "H₀: Υπάρχει μοναδιαία ρίζα" για α=10%(*), α=5%(**), α=2,5%(***), α=1%(****)
 (*) = στατιστική σημαντικότητα που δεν υποστηρίζεται από τον αντίστοιχο π₁ & π₂ έλεγχο
 μ(i) = προσδιοριστικό μέρος της εξίσωσης ελέγχου, ρ = αριθμός προσθέτων χρονικών υστερήσεων
 c = σταθερός όρος, t = γραμμική τάση, D = εποχικές ψευδομεταβλητές.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Αποτελέσματα ελέγχων OCSB για ύπαρξη εποχικών και μη εποχικών μοναδιαίων ριζών στις αρχικές χρονολογικές σειρές και στους λογαρίθμους των σειρών με παρουσία μέρους μη εποχικού και εποχικού κινητού μέσου

Σειρά	χπ	μ(t)	ρ	θ ₁	Θ ₁	π ₁	π ₂	π ₁ & π ₂	R ²	Fστατ	Fprob	Qστατ	Qprob	Φίλτρο
M0	1	c,D	0	0,4	0,6	-0,98	-4,75	13,95	37,4%	3,17	0,0009	35,00	0,0095	Δ ₁ Δ ₁₂
M1	1	c,D	0	0,3	0,7	-0,79	-6,05	21,58	43,3%	4,06	0,0001	34,74	0,0102	Δ ₁ Δ ₁₂
M3	1	c,t,D	0	-0,2	0	2,76	-1,49	4,05	47,1%	4,32	0,0000	30,65	0,0220	Δ ₁ Δ ₁₂
M0	2	c,t,D	0	0,4	0,6	-3,57	-6,12	31,38	37,6%	4,99	0,0000	76,36	0,0000	Δ ₁ Δ ₁₂
M1	2	c,t,D	0	0,3	0,5	-3,44	-5,88	30,24	37,0%	4,87	0,0000	77,09	0,0000	Δ ₁ Δ ₁₂
M3	2	c,D	0	0	0	-0,06	-1,52	1,33	21,4%	2,18	0,0145	99,64	0,0000	Δ ₁ Δ ₁₂
M4N	2	c,t,D	0	0,2	0	-2,24	-3,08	8,90	22,6%	2,41	0,0053	45,35	0,0272	Δ ₁ Δ ₁₂
M0	3	c,t,D	0	0,8	0,7	-2,48	-3,29	18,52	58,7%	3,25	0,0028	95,13	0,0000	Δ ₁ Δ ₁₂
M1	3	c,t,D	0	0,5	0,7	-2,30	-6,09	27,60	66,8%	4,59	0,0002	18,29	0,0191	Δ ₁ Δ ₁₂
M3	3	c,D	0	0	0,7	-1,22	-6,95	26,44	64,4%	4,60	0,0002	29,55	0,0005	Δ ₁ Δ ₁₂
M4N	3	c,t,D	0	0,8	0,8	-3,15	-5,35	42,83	73,2%	6,25	0,0000	30,18	0,0002	Δ ₁ Δ ₁₂
LM0	1	c,t,D	0	0	0,4	-2,30	-9,99 ****	61,99 ****	67,6%	10,12	0,0000	40,72	0,0010	Δ ₁
LM1	1	c,t,D	0	0	0,7	-2,48 *	-9,95	63,73	67,3%	9,99	0,0000	35,32	0,0056	(Δ ₁)Δ ₁₂
LM3	1	c,t,D	0	0	0,7	2,28	-8,40	35,30	53,6%	5,61	0,0000	26,96	0,0587	Δ ₁ Δ ₁₂
LM0	2	c,t,D	0	0,5	0,9	-1,71	-10,72	77,28	57,3%	11,10	0,0000	90,91	0,0000	Δ ₁ Δ ₁₂
LM1	2	c,t,D	0	0,4	0,9	-1,51	-11,92	94,65	62,5%	13,81	0,0000	64,30	0,0002	Δ ₁ Δ ₁₂
LM3	2	c,D	0	0	0,6	3,85	-10,25	53,70	48,5%	8,46	0,0000	30,24	0,4535	Δ ₁ Δ ₁₂
LM4N	2	c,D	0	0	0,7	1,57	-9,68	48,69	46,4%	7,77	0,0000	34,11	0,2766	Δ ₁ Δ ₁₂
LM0	3	c,t,D	0	0,7	0	-2,38	-3,35	22,52	65,0%	4,24	0,0004	119,57	0,0000	Δ ₁ Δ ₁₂
LM1	3	c,D	0	0,5	0,7	-2,29	-6,88	33,49	70,6%	6,10	0,0000	23,13	0,0059	Δ ₁ Δ ₁₂
LM3	3	c,D	0	0	0,7	-1,22	-6,98	26,48	63,4%	4,40	0,0003	35,65	0,0000	Δ ₁ Δ ₁₂
LM4N	3	c,t,D	0	0,6	0,8	-3,08	-5,60	45,62	74,4%	6,63	0,0000	29,30	0,0003	Δ ₁ Δ ₁₂

Υπόμνημα: Απορρίπτεται η "H₀: Υπάρχει μοναδιαία ρίζα" για α=10%(*), α=5%(**), α=2,5%(***), α = 1%****)
 μ(t) = προσδιοριστικό μέρος της εξίσωσης ελέγχου, ρ = αριθμός προσθέτων χρονικών υστερήσεων
 c = σταθερός όρος, t = γραμμική τάση, D = εποχικές ψευδομεταβλητές
 θ₁ = παράμετρος μη εποχικού κινητού μέσου, Θ₁ = παράμετρος εποχικού κινητού μέσου.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

Κρίσιμες τιμές των ελέγχων OCSB για ύπαρξη εποχικών και μη εποχικών μοναδιαίων ριζών με παρουσίαση μέρους μη εποχικού και εποχικού κινητού μέσου

s = 12		m=8, $\theta_1=0$, $\Theta_1=0$			m=8, $\theta_1=0,4$, $\Theta_1=0,6$			m=8, $\theta_1=0,3$, $\Theta_1=0,7$			m=8, $\theta_1=-0,2$, $\Theta_1=0$			m=8, $\theta_1=0$, $\Theta_1=0,4$			m=8, $\theta_1=0$, $\Theta_1=0,7$			m=12, $\theta_1=0$, $\Theta_1=0$		
Test	$\mu(t)$	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10
π_1	c,D	-2,78	-2,08	-1,72	-4,07	-3,36	-3,01	-3,46	-2,79	-2,43	-2,53	-1,80	-1,43	-2,48	-2,00	-1,62	-2,57	-1,85	-1,48	-2,80	-2,12	-1,76
π_1	c,t,D	-3,48	-2,82	-2,48	-4,59	-3,85	-3,48	-3,87	-3,20	-2,87	-3,14	-2,47	-2,13	-3,22	-2,55	-2,29	-2,97	-2,61	-2,29	-3,45	-2,84	-2,51
π_2	c,D	-6,39	-5,69	-5,32	-10,36	-9,50	-8,99	-11,29	-10,40	-9,90	-6,50	-5,80	-5,42	-8,91	-8,10	-7,71	-11,51	-10,63	-10,19	-6,34	-5,67	-5,33
π_2	c,t,D	-6,39	-6,02	-5,31	-10,30	-9,41	-8,90	-11,21	-10,35	-9,85	-6,55	-5,81	-5,41	-8,96	-8,12	-7,72	-11,51	-10,64	-10,20	-6,35	-5,67	-5,33
$\pi_1 \& \pi_2$	c,D	22,87	18,34	16,11	70,11	58,90	53,19	78,76	65,82	59,99	23,42	18,57	16,32	43,84	36,40	32,92	73,14	62,12	57,42	22,37	18,17	16,06
$\pi_1 \& \pi_2$	c,t,D	24,57	19,79	17,46	73,64	61,58	55,62	80,92	67,44	61,82	25,05	19,57	17,23	45,79	37,80	34,50	63,72	68,57	74,30	24,07	19,55	17,42
s = 12		m=12, $\theta_1=0,4$, $\Theta_1=0,6$			m=12, $\theta_1=0,3$, $\Theta_1=0,5$			m=12, $\theta_1=0,2$, $\Theta_1=0$			m=12, $\theta_1=0,5$, $\Theta_1=0,9$			m=12, $\theta_1=0,4$, $\Theta_1=0,9$			m=12, $\theta_1=0$, $\Theta_1=0,6$			m=12, $\theta_1=0$, $\Theta_1=0,7$		
Test	$\mu(t)$	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10
π_1	c,D	-4,59	-3,86	-3,49	-3,93	-3,22	-2,88	-3,49	-2,72	-2,34	-5,19	-4,43	-4,07	-4,31	-3,64	-3,27	-2,62	-1,90	-1,56	-2,49	-1,89	-1,52
π_1	c,t,D	-5,11	-4,41	-4,02	-4,51	-3,83	-3,48	-4,32	-3,59	-3,19	-5,42	-4,67	-4,34	-4,63	-3,89	-3,55	-3,02	-2,42	-2,09	-2,93	-2,31	-1,98
π_2	c,D	-11,08	-10,27	-9,81	-10,10	-9,21	-8,81	-6,35	-5,62	-5,26	-13,52	-12,63	-12,17	-13,80	-12,93	-12,48	-11,48	-10,60	-10,26	-12,60	-11,81	-11,34
π_2	c,t,D	-11,01	-10,23	-9,75	-10,10	-9,19	-8,78	-6,35	-5,61	-5,22	-13,44	-12,55	-12,09	-13,74	-12,87	-12,41	-11,53	-10,64	-10,30	-12,64	-11,81	-11,38
$\pi_1 \& \pi_2$	c,D	80,30	69,53	63,71	61,77	52,13	47,70	23,38	18,78	16,64	132,1	114,6	107,1	123,5	108,8	101,8	72,35	61,79	56,70	87,09	76,46	70,59
$\pi_1 \& \pi_2$	c,t,D	84,41	72,56	66,88	65,44	55,26	50,59	26,42	21,27	18,77	133,3	116,5	108,9	125,4	110,6	103,1	75,07	63,54	58,56	88,94	77,91	72,22
s = 12		m=5, $\theta_1=0$, $\Theta_1=0$			m=5, $\theta_1=0,8$, $\Theta_1=0,7$			m=5, $\theta_1=0,5$, $\Theta_1=0,7$			m=5, $\theta_1=0$, $\Theta_1=0,7$			m=5, $\theta_1=0,8$, $\Theta_1=0,8$			m=5, $\theta_1=0,7$, $\Theta_1=0$			m=5, $\theta_1=0,6$, $\Theta_1=0,8$		
Test	$\mu(t)$	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10
π_1	c,D	-2,79	-2,06	-1,68	-6,15	-5,30	-4,89	-4,09	-3,33	-2,97	-2,62	-1,89	-1,50	-5,93	-5,17	-4,77	-6,23	-5,28	-4,78	-4,56	-3,83	-3,48
π_1	c,t,D	-3,48	-2,77	-2,43	-6,35	-5,52	-5,11	-4,57	-3,73	-3,39	-3,00	-2,33	-1,98	-6,15	-5,37	-4,98	-6,98	-6,07	-5,65	-5,01	-4,21	-3,81
π_2	c,D	-6,58	-5,75	-5,32	-8,87	-7,93	-7,43	-10,07	-8,93	-8,44	-10,63	-9,53	-9,05	-9,19	-8,22	-7,74	-6,21	-5,34	-4,89	-10,03	-9,02	-8,48
π_2	c,t,D	-6,58	-5,75	-5,32	-8,72	-7,77	-7,28	-9,91	-8,77	-8,26	-10,63	-9,51	-9,04	-9,04	-8,05	-7,57	-5,97	-5,10	-4,69	-9,82	-9,30	-8,82
$\pi_1 \& \pi_2$	c,D	24,80	18,89	16,27	93,93	77,52	69,19	72,70	58,25	51,94	62,14	50,69	45,50	102,5	81,56	72,48	42,51	32,84	28,32	83,75	67,96	60,40
$\pi_1 \& \pi_2$	c,t,D	26,49	20,45	17,57	96,65	79,49	70,80	75,29	60,41	54,20	63,33	51,70	46,53	103,7	82,67	73,62	49,09	38,58	33,90	86,00	70,03	62,31

Υπόμνημα: m = αριθμός ετών, s = περίοδος εποχικότητας, $\mu(t)$ = προσδιοριστικό μέρος εξίσωσης ελέγχου
 θ_1 = παράμετρος μη εποχικού κινητού μέσου, Θ_1 = παράμετρος εποχικού κινητού μέσου
c = σταθερός όρος, t = γραμμική τάση, D = εποχικές ψευδομεταβλητές
0,01, 0,05, 0,10 = επίπεδα σημαντικότητας κρίσιμων τιμών.
Οι κρίσιμες τιμές υπολογίσθηκαν με βάση πειράματα Monte Carlo 10.000 προσομοιώσεων.

Ξενάκης (1998)]. Πράγματι, όπως φαίνεται και από τις τιμές της στατιστικής Q στον Πίνακα 2, υπάρχει έντονη αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα των περισσότερων εξισώσεων.

Ακολουθώντας τη μεθοδολογία που προτείνεται στο Ξενάκης (1998), όπου η υπόθεση για τα σφάλματα u_t της εξίσωσης ελέγχου (9) είναι ότι ακολουθούν υπόδειγμα κινητού μέσου τάξης 1 και 1 για το μη εποχικό και το εποχικό μέρος αντίστοιχα, επαναλήφθηκαν οι έλεγχοι OCSB χωρίς την εισαγωγή προσθέτων χρονικών υστερήσεων στην (9), αλλά με χρησιμοποίηση νέων κρίσιμων τιμών, που αντιστοιχούν στις κατάλληλες τιμές των παραμέτρων του υποδείγματος κινητού μέσου για τα σφάλματα. Συγκεκριμένα εκτιμήθηκαν, σε πρώτη φάση υποδείγματα SARIMA της μορφής $(0,1,1)(0,1,0)_{12}$, $(0,1,0)(0,1,1)_{12}$ ή $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ για όλες τις σειρές που εξετάζονται και επιλέχθηκε για κάθε περίπτωση το πλέον κατάλληλο υπόδειγμα. Προσδιορίστηκαν με αυτόν τον τρόπο οι τιμές των παραμέτρων θ_t και Θ_t του μη εποχικού και του εποχικού μέρους πρώτης τάξης του υποδείγματος κινητού μέσου, που αντιστοιχεί σε κάθε περίπτωση και οι τιμές αυτές εμφανίζονται στις στήλες 5 και 6 του Πίνακα 3. Στη συνέχεια, με βάση τη ρουτίνα, σε κώδικα του προγράμματος GAUSS 386i, εύρεσης κρίσιμων τιμών για τον έλεγχο OCSB, που κατασκευάστηκε στο Ξενάκης (1998), υπολογίστηκαν οι κρίσιμες τιμές για κάθε διαφορετική περίπτωση συνδυασμού αριθμού ετών, προσδιοριστικού μέρους της (9) και τιμών των παραμέτρων θ_t και Θ_t , που παρουσιάστηκε. Οι κρίσιμες αυτές τιμές εμφανίζονται στον Πίνακα 4. Τέλος στον Πίνακα 3 εμφανίζονται τα αποτελέσματα των νέων ελέγχων OCSB, που πραγματοποιήθηκαν. Όπως φαίνεται στον πίνακα αυτόν, με εξαίρεση τη σειρά του λογαρίθμου της ΜΟ στην πρώτη περίοδο, όλες οι άλλες σειρές απαιτούν την εφαρμογή και των δύο φίλτρων διαφορών Δ_t και Δ_{12} για να μετασχηματισθούν σε στάσιμες, υπάρχει δηλαδή μη στασιμότητα τόσο στο μη εποχικό όσο και στο εποχικό μέρος των σειρών αυτών. Το συμπέρασμα αυτό ταιριάζει ακριβώς με το συμπέρασμα που καταλήξαμε από την εξέταση των αυτοσυσχετίσεων των διαφορών των σειρών. Η υψηλή αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, που παρατηρείται στις περιπτώσεις του Πίνακα 4, οφείλεται στο ότι προέρχονται από σφάλματα που δεν είναι λευκός θόρυβος, αλλά ακολουθούν υπόδειγμα κινητού μέσου.

6. Συμπεράσματα

Αρχικά, στην εργασία αυτή εξετάστηκε η προσδιοριστική φύση της εποχικότητας στους δείκτες ρευστότητας, με διερεύνηση εξισώσεων παλινδρομήσεων που περιέχουν εποχικές ψευδομεταβλητές, με εύρεση του σταθερού εποχικού προτύπου και σύγκριση των μεταβολών του από περίοδο

σε περίοδο. Στη συνέχεια εξετάστηκε η στοχαστική φύση της εποχικότητας στους δείκτες ρευστότητας, με διερεύνηση των συναρτήσεων αυτοσυσχετίσεων των σειρών των μεγεθών αυτών και με εφαρμογή του ελέγχου εποχικών μοναδιαίων ριζών OCSB. Τα αποτελέσματα του ελέγχου αυτού συγκρίθηκαν με τα αποτελέσματα που δίνει ο ίδιος έλεγχος, όταν δεν υπεισέρχονται πρόσθετες χρονικές υστερήσεις της εξεταζομένης σειράς στην εξίσωση ελέγχου, αλλά λαμβάνονται νέες κρίσιμες τιμές, που υπολογίζονται με μεθόδους προσομοίωσης και οι οποίες ενσωματώνουν την επίδραση του εποχικού και μη εποχικού μέρους κινητού μέσου, που εκτιμήθηκε για κάθε περίπτωση ξεχωριστά.

Η εξέταση της εποχικότητας στους δείκτες ρευστότητας στην Ελλάδα, κατά την περίοδο 1974-1998, έδειξε ότι η συνιστώσα αυτή χαρακτηρίζεται τόσο από προσδιοριστικό όσο και στοχαστικό μέρος. Το προσδιοριστικό μέρος της εποχικότητας είναι περισσότερο έντονο στη νομισματική κυκλοφορία (M0) και την προσφορά χρήματος υπό στενή έννοια (M1) και λιγότερο έντονο στην προσφορά χρήματος υπό ευρεία έννοια (M3) και τον νέο δείκτη συνολικής ρευστότητας (M4N), ενώ ο λογαριθμικός μετασχηματισμός δεν αλλοιώνει τα πρότυπα εποχικής συμπεριφοράς των δεικτών αυτών. Το προσδιοριστικό εποχικό πρότυπο κάθε δείκτη παραμένει σταθερό μεταξύ των τριών εξεταζομένων περιόδων χρηματοπιστωτικής πολιτικής και παρατηρείται μια μικρή μόνο αύξηση των εποχικών κυμάνσεων από περίοδο σε περίοδο για τους τρεις πρώτους δείκτες. Ειδικότερα, για τον νέο δείκτη συνολικής ρευστότητας M4N, που θεωρείται ο περισσότερο χρήσιμος για τη νομισματική πολιτική δείκτης ρευστότητας, η προσδιοριστική φύση της εποχικότητάς του, αν και δεν χαρακτηρίζεται από ιδιαίτερα έντονες εποχικές κυμάνσεις, είναι οπωσδήποτε σημαντική και φαίνεται να υπερτερεί της στοχαστικής. Συνεπώς κάθε μέθοδος εποχικής προσαρμογής στο δείκτη αυτόν θα ανταποκρινόταν ικανοποιητικά.

Το στοχαστικό μέρος της εποχικότητας παρουσιάζει την ίδια συμπεριφορά για όλους τους εξεταζομένους δείκτες και για όλες τις περιόδους χρηματοπιστωτικής πολιτικής, εκτός του λογαριθμού του δείκτη M0 κατά την τρίτη περίοδο. Η στοχαστική αυτή συμπεριφορά χαρακτηρίζεται από μη στασιμότητα, η οποία όμως διορθώνεται με την εφαρμογή του φίλτρου των εποχικών διαφορών πρώτης τάξης. Δεδομένου ότι δείκτες ρευστότητας παρουσιάζουν και μη εποχική μη στασιμότητα, η οποία διορθώνεται με το φίλτρο των απλών διαφορών πρώτης τάξης, το κατάλληλο φίλτρο διαφορών είναι το σύνθετο φίλτρο των πρώτων απλών διαφορών και των πρώτων εποχικών διαφορών. Τούτο είναι ένα ιδιαίτερα χρήσιμο συμπέρασμα, όταν επιθυμούμε την εισαγωγή των δεικτών αυτών σε οικονομετρικά υποδείγματα. Διαπιστώθηκε ακόμα ότι όλοι οι δείκτες εμφανίζουν ισχυρό μέρος εποχικού

και μη εποχικού κινητού μέσου στο στοχαστικό υπόδειγμα τους, πράγμα που μετριάξει τη μη στασιμότητα τους, με αποτέλεσμα να είναι περισσότερο προβλέψιμοι και χρήσιμοι σε θέματα νομισματικής πολιτικής. Τέλος, διαπιστώθηκε ότι ο εφαρμοζόμενος έλεγχος OCSB για εποχικές και μη εποχικές μοναδιαίες ρίζες ανταποκρίνεται καλύτερα στα δεδομένα, όταν ληφθεί υπόψη η μορφή του εποχικού και μη εποχικού μέρους κινητού μέσου για κάθε εξεταζόμενη σειρά και χρησιμοποιηθούν οι κατάλληλες κατά περίπτωση κρίσιμες τιμές.

Βιβλιογραφία

- Beaulieu J.J. & J.A. Miron (1992), A Cross Country Comparison of Seasonal Cycles and Business Cycles, *Economic Journal*, 102:772-788.
- Beaulieu J.J. & J.A. Miron (1993), Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data, *Journal of Econometrics*, 55:305-328.
- Bell W.R. (1987), A Note on Overdifferencing and the Equivalence of Seasonal Time Series Models with Monthly Means and Models with $(0,1,1)_{12}$ Seasonal Parts when $\Theta=1$, *Journal of Business and Economic Statistics*, 5:383-387.
- Bell W.R. and S.C Hillmer (1984), Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series (with various Comments), *Journal of Business and Economic Statistics*, 2:291-349. Reprinted in Hylleberg (1992).
- Box G.E.P. & G.M. Jenkins (1970), *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, 1st edn (2nd edn 1976, 3rd edn 1994 with G.C. Reinsel), Holden-Day, San Francisco.
- Burrige P. & K.F. Wallis (1984), Unobserved-Components Models for Seasonal Adjustment Filters, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2:350-359. Reprinted in Hylleberg (1992).
- Burrige P. & K.F. Wallis (1990), Seasonal Adjustment and Kalman Filtering: Extension to Periodic Variances, *Journal of Forecasting*, 9: 109-118.
- Canova F. & B.E. Hansen (1995), Are Seasonal Patterns Constant over Time? A Test for Seasonal Stability, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13:237-252.
- Cleveland W.P. & G.G. Tiao (1976), Decomposition of Seasonal Time Series: A Model for the Census X-11 Program, *Journal of the American Statistical Association*, 71: 581-587.
- Dagum E.B. (1980), The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method, *Statistics Canada*, Catalogue, No 12-564E.
- Dagum E.B. (1988), The X-11-ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method-Foundations and User's Manual, Time Series Research and Analysis Division, *Statistics Canada*, Ottawa.
- Dickey D.A., D.P. Hasza & W.A. Fuller (1984), Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series, *Journal of the American Statistical Association*, 79: 355-367. Reprinted in Hylleberg (1992).
- Donatos G & P. Zairis (1991), Seasonality of Foreign Tourism in the Greek Island of Crete, *Annals of Tourism Research*, 18: 515-519.

- Drakatos G.G. (1987), Seasonal Concentration of Tourism in Greece, *Annals of Tourism Research*, 14: 582-586.
- Engle R.F. (1978), Estimating Structural Models of Seasonality, in A. Zellner (ed), *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, Washington D.C Reprinted in Hylleberg (1992).
- Ericsson N.R. & S. Sharma (1996), Broad Money Demand and Financial Liberalisation in Greece, IMF Working Paper, WP/96/62.
- Eurostat (1997), *Specifications for the TRAMO-SEATS/X-12 interface*, Document I to III.
- Findley D.F., B.C. Monsell, W.R. Bell, M.C. Otto & B.C. Chen (1996), New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program, U.S. Bureau of the Census, mimeo.
- Franses P.H. (1991), Seasonality, Nonstationarity and the Forecasting of Monthly Time Series, *International Journal of Forecasting*, 7: 199-203.
- Franses P.H. (1992), Modelling Seasonality in Bimonthly Time Series, *Statistics and Probability Letters*, 15: 407-415.
- Franses P.H. (1996), Recent Advances in Modelling Seasonality, *Journal of Economic Surveys*, 10:229-345.
- Franses P.H. & B. Hobijn (1997), Critical Values for Unit Roots Tests in Seasonal Time Series, *Journal of Applied Statistics* 24: 25-47.
- Franses P.H. & AB. Koehler (1993), A Model Selection Strategy for Time Series with Increasing Seasonal Variation, *Econometric Institute Report 9308/A*, Erasmus University Rotterdam.
- Fuller W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, New York.
- Ghysels, E., H.S. Lee & J. Noh (1994), Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series: Some Theoretical Extensions and a Monte Carlo Investigation, *Journal of Econometrics*, 62:415-442.
- Gomez V. & A. Maravall (1996), Programs SEATS and TRAMO: Instructions for the User, Working Paper No 9628, *Bank of Spain*.
- Grether D.M. & M. Nerlove (1970), Some Properties of Optimal Seasonal Adjustment, *Econometrica*, 38: 682-703.
- Harvey AC (1984), A Unified View of Statistical Forecasting Procedures (with various Comments), *Journal of Forecasting*, 3:245-283.
- Hasza D.P. & W.A. Fuller (1982), Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models, *Annals of Statistics*, 10: 1209-1216.
- Hillmer S.C. & G.C. Tiao (1982), An ARIMA-Model-Based Approach to Seasonal Adjustment, *Journal of the American Statistical Association*, 77: 63-70. Reprinted in Hylleberg (1992).
- Hylleberg S. (ed) (1992), *Modelling Seasonality*, Oxford University Press.

- Hylleberg S., R.F. Engle, C.W.J. Granger & B.S. Yoo (1990), Seasonal Integration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, 44:215-238. Reprinted in Hylleberg (1992).
- Hylleberg S., C. Jørgensen & N.K. Sørensen (1993), Seasonality in Macroeconomic Time Series, *Empirical Economics*, 18: 321-335.
- Hylleberg S. (1994), Modelling Seasonal Variation, Chapter 6 in C.P. Hargreaves (ed), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University Press.
- Hylleberg S. (1995), Tests for Seasonal Unit Roots: General to Specific or Specific to General?, *Journal of Econometrics*, 69: 5-25.
- Ljung G.M. & G.E.P. Box (1978), On a measure of lack of fit in time series models, *Biometrika*, 65: 297-303.
- Maravall A. and D.A. Pierce (1987), A Prototypical Seasonal Adjustment Model, *Journal of Time Series Analysis*, 8:177-193. Reprinted in Hylleberg (1992).
- Mills T.C. & A.G. Mills (1992), Modelling the Seasonal Patterns in UK Macroeconomic Time Series, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 155: 61-75.
- Osborn D.R. (1990), A Survey of Seasonality in UK Macroeconomic Variables, *International Journal of Forecasting*, 6:327-336.
- Osborn D.R., A.P.L. Chui, J.P. Smith & C.R. Birchenhall (1988), Seasonality and the Order of Integration for Consumption, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50:361-377. Reprinted in Hylleberg (1992).
- Otto, G. & T. Wirjanto (1990), Seasonal Unit Roots Tests on Canadian Macroeconomic Time Series, *Economics Letters*, 34:117-120.
- Plosser C.I. & G.W. Schwert (1977), Estimation of a Non-invertible Moving Average Process. The Case of Overdifferencing, *Journal of Econometrics*, 6:199-224.
- Shiskin J., A.H. Young, & J.C. Musgrave (1967), *The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program*, Technical Paper No 15, Bureau of the Census, U.S., Department of Commerce, Washington D.C.
- Wallis K.F. (1974), Seasonal Adjustment and Relations Between Variables, *Journal of the American Statistical Association*, 69: 18-31. Reprinted in Hylleberg (1992).
- Βαφειάδης Γ. (1985), *Στατιστική Ανάλυση και Βραχυχρόνιες Προβλέψεις Τιμών Παραγωγού*, ΑΤΕ, Αθήνα.
- Γεωργαντά Ζ. (1987), *Η Προσέγγιση Box-Jenkins στην Ανάλυση και Πρόβλεψη Χρονολογικών Σειρών*, ΚΕΠΕ, Αθήνα.
- Μόσχος Δ. (1995), Στόχοι και Δείκτες Νομισματικής Πολιτικής στην Ελλάδα, στο Γ. Προβόπουλος (επιμ) *Το Ελληνικό Χρηματοπιστωτικό Σύστημα*, ΙΟΒΕ, Αθήνα.
- Ξενάκης Α.Σ. (1998), *Μελέτη της Εποχικής Συμπεριφοράς Εποχικών Υποδειγμάτων Χρονολογικών Σειρών για Πεπερασμένα Δείγματα*, Διδακτορική Διατριβή, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών Πανεπιστημίου Αθηνών.
- Τράπεζα της Ελλάδος (1999), *Έκθεση του Διοικητή για το έτος 1998*, Αθήνα.