

Η ΖΗΤΗΣΗ ΕΝΤΟΚΩΝ ΓΡΑΜΜΑΤΙΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

Του

Σαράντη Χ. Καλυβίτη*

Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Abstract

The public debt increment during the '80s has been one of the main characteristics of the Greek economy's macroeconomic disequilibria. The domestic public debt (as GDP percentage) displayed a growing drift and one of its main components has been the Treasury Bills demand by the public, especially during the period 1987-1991. In the present article under the title "The Treasury Bills Demand In Greece" the latter is examined, the demand curve is estimated as function of their own and an alternative return with two methodologies: firstly in a partial adjustment model framework and secondly by using the by now popular cointegration-error correction methodology.

Περίληψη

Η αύξηση του δημόσιου χρέους κατά τη δεκαετία του 1980 αποτέλεσε ένα από τα κύρια χαρακτηριστικά των μακροοικονομικών ανισορροπιών της ελληνικής οικονομίας. Το εσωτερικό δημόσιο χρέος σαν ποσοστό του συνολικού δημόσιου χρέους είχε ανοδική τάση και μια από τις κύριες συνιστώσες του υπήρξαν τα έντοκα γραμμάτια προς τους ιδιώτες, ιδιαίτερα την περίοδο 1987-1991. Στην παρούσα εργασία εξετάζεται ιστορικά η ζήτηση εντόκων γραμματίων από τους ιδιώτες και τις επιχειρήσεις, εκτιμάται η καμπύλη ζήτησης των τελευταίων ως συνάρτηση της απόδοσης τους και μιας εναλλακτικής επενδυτικής τοποθέτησης με δύο εναλλακτικές μεθοδολογίες (μερική προσαρμογή και cointegration-error correction) και γίνεται αναφορά στην χρησιμότητα των υποδειγμάτων ως μέσων οικονομικής πολιτικής.

* Ο Συγγραφέας οφείλει πολλές ευχαριστίες στον καθηγητή κ. Νίκο Χριστοδουλάκη για την ιδέα και για πολλές χρήσιμες παρατηρήσεις, καθώς και στον κ. Σοφοκλή Μπρισσίμη (Τράπεζα της Ελλάδος) για την παροχή των στοιχείων. Η βοήθεια του κ. Νικήτα Πιττή, Ph. D. (National Institute of Economic and Social Research) ήταν απαραίτητη, όχι μόνο στα τεχνικά ζητήματα.

1. Εισαγωγή

Η Ελλάδα κατά τη δεκαετία του 1980 αντιμετώπισε σοβαρά δημοσιονομικά προβλήματα με κυριότερο την αύξηση του συνολικού (εσωτερικού και εξωτερικού) δημοσίου χρέους, με αποτέλεσμα να ξεπεράσει το τελευταίο του 100% του ΑΕΠ. Σε όλη αυτή την περίοδο το δημόσιο αντιμετώπισε πολλές φορές κρίσεις εμπιστοσύνης (confidence crises), δηλαδή πληθωριστικές, υποτιμητικές ή άλλης μορφής προσδοκίες οι οποίες υπονομεύουν την εξυπηρέτηση του δημοσίου χρέους, έστω και αν αποδειχθούν λανθασμένες.

Για παράδειγμα αν οι επενδυτές έχουν (έστω αβάσιμες) πληθωριστικές προσδοκίες, θα απαιτηθεί αύξηση των επιτοκίων, ώστε να εξασφαλιστεί η διάθεση των κρατικών τίτλων. Το πρόβλημα είναι ιδιαίτερα σοβαρό για χώρες όπως η Ελλάδα, όπου το δημόσιο έχει ήδη υψηλό χρέος, και αντιμετωπίζει δυσκολίες στην εξυπηρέτηση του. Και αυτό διότι για να εξασφαλίσει την αποπληρωμή του θα πρέπει να καταφύγει σε δάνειο από την Κεντρική Τράπεζα, το οποίο όμως θα αυξήσει τη ρευστότητα της οικονομίας, καθιστώντας τον πληθωρισμό πολύ πιθανότερο απ' ό τι εάν δεν υπήρχαν οι πληθωριστικές προσδοκίες.

Διάφορες μέθοδοι (π.χ. Giavazzi and Pagano, 1989) έχουν προταθεί για την εξυπηρέτηση του δημοσίου χρέους σε χώρες όπως η Ελλάδα, η Ισπανία, η Πορτογαλία και η Ιρλανδία με υψηλό δημόσιο χρέος και περιλαμβάνουν την αύξηση του χρόνου εξυπηρέτησης, την αποφυγή διακυμάνσεων στην αποπληρωμή του και την δημιουργία κλίματος εμπιστοσύνης στους επενδυτές (ελαχιστοποίηση δανείων από την Κεντρική Τράπεζα και ύπαρξη χρεωγράφων με ρήτρα ξένου νομίσματος).

Στην Ελλάδα το μόνο μέτρο από τα παραπάνω που χρησιμοποιήθηκε ήταν τα κρατικά χρεώγραφα με ρήτρα ξένων νομισμάτων, αλλά όχι τόσο με την παραπάνω συλλογιστική, όσο για να χρηματοδοτηθούν τρέχουσες ταμειακές ανάγκες του δημοσίου σε περίοδο υποτιμητικών προσδοκιών, ενώ τελευταία παρουσιάζονται και περιπτώσεις υποχρεωτικής επιμήκυνσης του χρόνου εξυπηρέτησης του χρέους, οι οποίες επιτείνουν το κλίμα ανασφάλειας στην αγορά. Το δημόσιο στην Ελλάδα προτίμησε τη λύση των υψηλών ονομαστικών επιτοκίων, για να αυξηθεί ο χρόνος εξυπηρέτησης του χρέους με αποτέλεσμα οι επενδυτές να απαιτούν εξαιρετικά υψηλό risk premium, ώστε να καλυφθούν από πιθανό πληθωρισμό. Με αυτό τον τρόπο αναγκάστηκε να αντιμετωπίζει τις κρίσεις εμπιστοσύνης με αύξηση των επιτοκίων που συνεπάγεται αυξημένο κόστος εξυπηρέτησης και μεγαλύτερη πιθανότητα να επαληθευτούν οι προσδοκίες για δημοσιονομική κρίση.

Στην ελληνική αγορά κρατικών χρεωγράφων δεν υπάρχει κάποιο υπόδειγμα, το οποίο να παρουσιάζει την ζήτηση κρατικών τίτλων και κατ' επέκταση τις αντιδράσεις των ελλήνων επενδυτών στις μεταβολές των αποδόσεων τους. Η παρούσα εργασία κάνει μια αναδρομή στη διάθεση των εντόκων γραμματίων στην Ελλάδα και εξετάζει υποδείγματα, τα οποία μπορούν να χρησιμοποιηθούν κατά την άσκηση οικονομικής πολιτικής.

Ειδικότερα εξετάζεται αρχικά το υπόδειγμα μερικής προσαρμογής του Nerlove, το οποίο ερευνά το βαθμό στον οποίο μεταβολές των ερμηνευτικών μεταβλητών (στην προκειμένη περίπτωση των επιτοκίων των εντόκων γραμματίων και των καταθέσεων ταμειυτηρίου) επηρεάζουν τη ζήτηση για κρατικούς τίτλους. Σύμφωνα με τα παραπάνω σε κάθε περίοδο η ζήτηση κρατικών τίτλων προσαρμόζεται μόνο κατά ένα ποσοστό στις μεταβολές των αποδόσεων τους, π.χ. λόγω προσδοκίων των επενδυτών για μεταβολή των επιτοκίων, θεσμικών δυσχερειών, αναμονή του χρόνου λήξης των τίτλων κλπ. Κατόπιν εξετάζεται η ζήτηση εντόκων γραμματίων στα πλαίσια ενός υποδείματος, το οποίο περιλαμβάνει και την μακροοικονομική ισορροπία των μεταβλητών εκτός από τις βραχυχρόνιες επιδράσεις. Συγκεκριμένα εκτιμώνται οι συνιστώσες της μακροχρόνιας ισορροπίας και εφόσον θεωρηθούν σημαντικές συνεκτιμώνται οι επιδράσεις τους μαζί με τις βραχυχρόνιες. Η δεύτερη μεθοδολογία παρουσιάζει το πλεονέκτημα της εξέτασης της δυναμικής ισορροπίας (ανισορροπίας) των μεταβλητών τόσο σε βραχυχρόνιο όσο και σε μακροχρόνιο επίπεδο, κάτι ιδιαίτερα σημαντικό εάν αποδειχθεί ότι πράγματι υπάρχει μακροχρόνια ισορροπία των μεταβλητών.

Η διάρθρωση της εργασίας είναι η εξής: Στο τμήμα 2 παρουσιάζονται ιστορικά η ζήτηση κρατικών τίτλων στην Ελλάδα και η οικονομική πολιτική στον τομέα αυτό. Στο τμήμα 3 γίνεται αρχικά η θεωρητική θεμελίωση του πρώτου υποδείματος, κατόπιν παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα και εξάγονται συμπεράσματα όσον αφορά την προσαρμοστικότητα των επενδυτών. Στο τμήμα 4 παρουσιάζονται η αντίστοιχη μεθοδολογία για το δεύτερο υπόδειγμα και η εκτίμηση των επιμέρους παραμέτρων, καθώς και τα συμπεράσματα, στα οποία οδηγούμαστε. Τέλος στο τμήμα 5 γίνεται αναφορά στην προβλεπτική ικανότητα των υποδειγμάτων και στο τμήμα 6 στα συμπεράσματα, στα οποία οδηγεί η εκτίμηση τους.

2. Έντοκα γραμμάτια στην Ελλάδα

Κατά την περίοδο 1981-1987 το χρέος της κεντρικής διοίκησης και των οργανισμών κοινωνικής ασφάλισης τριπλασιάστηκε και έφτασε στο 70% του

ΑΕΟ, ενώ το ποσοστό αυτό θα ήταν ακόμα υψηλότερο αν το μέσο πραγματικό επιτόκιο του χρέους ήταν θετικό (όχι μόνο σε σχέση με τον πληθωρισμό, αλλά και με τα επιτόκια των διεθνών χρηματαγορών). Η διατήρηση των χαμηλών επιτοκίων δεν συντελούσε στην λύση της ουσίας του προβλήματος που συνίσταται στην ύπαρξη υψηλών δημοσιονομικών ελλειμάτων. Από τα μέσα του 1987 έγινε προσπάθεια να μεταβληθεί η διάρθρωση του δημόσιου χρέους με αύξηση του εσωτερικού δανεισμού. Αυτό επετεύχθη μέσω των θετικών πραγματικών επιτοκίων, κυρίως λόγω της πτώσης του πληθωρισμού και της δημιουργίας ενός ευρέως φάσματος τίτλων του δημοσίου: έντοκα γραμμάτια, ομολογιακά δάνεια σε δραχμές και κρατικά χρεώγραφα με ρήτρα ECU.

Κατά τα επόμενα έτη 1988 και 1989 τα επιτόκια των εντόκων γραμματίων μειώθηκαν, ενώ ξεκίνησε και η προσφορά μακροπροθέσμων τίτλων (ομόλογα διετούς και τριετούς διάρκειας), με αποτέλεσμα να περιοριστεί η διάθεση των εντόκων γραμματίων, κάτι στο οποίο συνέτεινε και το άνοιγμα στη διαφορά της απόδοσης μεταξύ των τελευταίων και των ομολόγων. Για να αντιμετωπίσει το δημόσιο τις αυξημένες ανάγκες του (ιδιαίτερα τα έτη 1989 και 1990, οπότε σημειώθηκε μεγάλη αύξηση των δημοσίων ελλειμάτων) έκανε χρήση της ευχέρειας που του παρέχει ο νόμος και τοποθέτησε συσσωρευμένες καταθέσεις των δημοσίων οργανισμών στην Τράπεζα της Ελλάδος σε έντοκα γραμμάτια, καθώς επίσης προχώρησε και σε αύξηση των επιτοκίων κατά 4 ποσοστιαίες μονάδες.

Κατά την τετραετία 1987-1990 το δημόσιο χρησιμοποίησε σε μεγάλο βαθμό τη δυνατότητα του να υποχρεώνει τις τράπεζες να τοποθετούν ένα ποσοστό των καταθέσεων τους σε έντοκα γραμμάτια. Το ποσοστό αυτό μειώνεται συνεχώς (ήδη από 35% τον Φεβρουάριο του 1991 κατέβηκε σταδιακά στο 20% τον Ιούλιο του 1992) και αποτελεί σαφή ένδειξη της μεταστροφής του δημοσίου προς πιο υγιείς μορφές κάλυψης του χρέους μέσω της εξωτραπεζικής αγοράς και όχι με υποχρεωτικές καταθέσεις που ανανεώνονται αυτόματα κατά τη λήξη τους. Η συμπεριφορά αυτή κρίνεται απαραίτητη ενόψει και της ολοένα αυξανόμενης ενοποίησης των χρηματοπιστωτικών αγορών, η οποία καθιστά οξύτερο τον ανταγωνισμό μεταξύ των τραπεζών, με συνέπεια να επιβαρύνονται με το κόστος των περιορισμών οι καταθέτες (οι οποίοι θα λάμβαναν υψηλότερες αποδόσεις) και οι δανειζόμενοι (οι οποίοι υποχρεώνονται να αντιμετωπίσουν υψηλότερο κόστος χρήματος).

3. Το υπόδειγμα ζήτησης εντόκων γραμματίων μερικής προσαρμογής

3.1. Θεωρητικό Υπόδειγμα

Το πρώτο υπόδειγμα που χρησιμοποιούμε για την εκτίμηση της ζήτησης εντόκων γραμματίων από τους ιδιώτες και τις επιχειρήσεις είναι το απλό μοντέλο μερικής προσαρμογής (partial adjustment model), το οποίο πρωτοεξετάστηκε από τον Nerlove (1956).

Σύμφωνα με το υπόδειγμα αυτό θεωρούμε ότι η επιθυμητή (desired) τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής (NTBFW*) προσριορίζεται από τη τρέχουσα τιμή των ανεξάρτητων μεταβλητών που είναι η απόδοση της RINTTB και από την απόδοση της εναλλακτικής τοποθέτησης RINTSAV:

$$NTBFW_t^* = \alpha_1 RINTTB_t + \alpha_2 RINTSAV_t + e_t \quad (1)$$

Οι μεταβλητές του υποδείγματος ορίζονται ως εξής:

NTBFW (Net Treasury Bills Financial Wealth) είναι η διάθεση εντόκων γραμματίων σε ιδιώτες και επιχειρήσεις ως ποσοστό του εγχώριου χρηματικού πλούτου, ο οποίος ορίζεται ως MO + Καταθέσεις ιδιωτών σε εμπορικές τράπεζες + Έντοκα γραμμάτια σε ιδιώτες και επιχειρήσεις (δεν περιλαμβάνονται οι μετοχές).

RINTTB (Real Interest of Treasury Bills) είναι η πραγματική απόδοση των εντόκων γραμματίων, η οποία ορίζεται ως το σταθμισμένο επιτόκιο (όπου η στάθμιση¹ γίνεται ανάλογα με την διάθεση σε τίτλους τρίμηνης, εξάμηνης και δωδεκάμηνης διάρκειας για κάθε μήνα) μείον το μέσο ρυθμό πληθωρισμού του τριμήνου στο οποίο αναφέρεται η παρατήρηση της μεταβλητής.

RINTSAV (Real Interest of Savings) είναι η πραγματική απόδοση της εναλλακτικής τοποθέτησης, η οποία θεωρούμε ότι είναι το επιτόκιο ταμειευτηρίου μείον το μέσο ρυθμό πληθωρισμού του τριμήνου στο οποίο αναφέρεται η παρατήρηση.

NTBFW* είναι το ποσοστό των εντόκων γραμματίων στο συνολικό χρηματικό πλούτο, το οποίο επιθυμούν να διακρατούν οι ιδιώτες και οι επιχειρήσεις σε κάθε περίοδο. Την περίοδο t το επιθυμητό ποσοστό προσδιορίζεται μόνο κατά ένα τμήμα, σύμφωνα με τη σχέση:

$$NTBFW_t - NTBFW_{t-1} = \lambda (NTBFW_t^* - NTBFW_{t-1}) \quad (2)$$

όπου λ είναι ο συντελεστής προσαρμογής. Είναι προφανές ότι για $\lambda=0$ το

ποσοστό των εντόκων γραμματίων παραμένει διαχρονικά το ίδιο, ενώ για $\lambda=1$ το ποσοστό των εντόκων γραμματίων προσαρμόζεται αυτόματα στο επιθυμητό επίπεδο για κάθε περίοδο. Αντικαθιστώντας τη δεύτερη στην πρώτη εξίσωση παίρνουμε:

$$NTBFW_t = (1-\lambda) NTBFW_{t-1} + \alpha_1 \lambda RINTB_t + \alpha_2 \lambda RINTSAV_t + \lambda e_t \quad (3)$$

όπου ο διαταρακτικός όρος έχει: $E(e_t) = 0$ και σταθερή διακύμανση, μηδενική αυτοσυσχέτιση: $E(e_t e_s) = 0$ για $t \neq s$, 0 για $t = s$.

Πρέπει να τονιστεί ότι το υπόδειγμα βασίζεται σε ad hoc υποθέσεις, οι οποίες είναι λογικές και ευεξηγήτες, ενώ συμφωνούν με την θεωρία περί στοιχείων πλούτου (asset theory, π.χ. Tobin, 1968). Οι παράμετροι του υποδείγματος ($1-\lambda$), α_1 , α_2 μπορούν να εκτιμηθούν με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, εφόσον τα κατάλοιπα πληρούν τις κλασσικές υποθέσεις².

3.2. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Το υπόδειγμα εκτιμήθηκε με την παραπάνω μορφή και τα αποτελέσματα ήταν τα εξής (τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν αφορούν την περίοδο Ιανουαρίου 1987 - Φεβρουαρίου 1990):

$$NTBFW_t = 0.50463 NTBFW_{t-1} + 0.00124 RINTTB_t - 0.00044 RINTSAV_t + e_t \quad (4)$$

(0.15246) (0.00039) (0.00048)

$$\bar{R}^2 = 0.45$$

$$D.W. = 2.15$$

$$F\text{-stat} = 15.72$$

όπου σε παρένθεση αναφέρονται τα τυπικά σφάλματα των μεταβλητών.

Από την εξέταση των αποτελεσμάτων βλέπουμε ότι οι συντελεστές έχουν τα αναμενόμενα από οικονομικής θεωρίας πρόσημα, αν και ο συντελεστής της πραγματικής απόδοσης του ταμειυτηρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός (με πιθανότητα 37%). Η χαμηλή σημαντικότητα μπορεί να εξηγηθεί από το γεγονός ότι για μεγάλο χρονικό διάστημα η απόδοση αυτή καθοριζόταν διοικητικά και οπωσδήποτε δεν αποτελεί την ιδανική εναλλακτική τοποθέτηση πλούτου.

Εφόσον η εξίσωση περιέχει την ενδογενή μεταβλητή με χρονική υστέρηση το κριτήριο Durbin-Watson δεν είναι κατάλληλο για έλεγχο αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξης (Nerlove and Wallis, 1966). Αντ' αυτού ο Durbin (1970) έχει

προτείνει έναν έλεγχο (που βασίζεται σε πολλαπλασιαστές Lagrange) και εξάγει το στατιστικό κριτήριο h :

$$h = \frac{(1 - 0.5) \sqrt{T}}{\sqrt{(1 - V(b_i))}} = -1.076 \quad (5)$$

συντελεστή της ενδογενούς μεταβλητής με υστέρηση και d το D.W. test³. Επομένως γίνεται δεκτή η υπόθεση ότι τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης⁴ και επομένως, όπως αναφέρθηκε παραπάνω οι εκτιμητές είναι ασυμπτωτικά αμερόληπτοι.

Αναλυτικότερη εξέταση των αυτοσυσχετίσεων και μερικών αυτοσυσχετίσεων των εκτιμήσεων των καταλοίπων (Πίνακας 1) αποκαλύπτει ότι υπάρχει έντονη συσχέτιση των καταλοίπων της περιόδου t με τα κατάλοιπα της περιόδου $t-3$, η οποία επηρεάζει την τιμή της Q-stat που είναι $27.8 > 18.4$ (κριτική τιμή της X^2 (7) για $\alpha = 0.01$). Η πιθανότερη εξήγηση είναι ότι μια εξωγενής διαταραχή κατά την περίοδο $t-3$ επιδρά τρεις περιόδους αργότερα. Όση δηλαδή είναι η μικρότερη διάρκεια (τρίμηνη) των εντόκων γραμματίων, λόγω της αδυναμίας των επενδυτών να αντιδράσουν συντομότερα καθώς θα έπρεπε να αντιμετωπίσουν και το κόστος ρευστοποίησης.

Οι διάφοροι έλεγχοι αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων που προτείνονται στη βιβλιογραφία βασίζονται σε ελέγχους πολλαπλασιαστών Lagrange, αλλά αφορούν τάξεις AR(q), MA(q) χωρίς τη συμπληρωματική υπόθεση ότι AR(1), AR(2) και MA(1), MA(2) ισούνται με μηδέν (π.χ. Godfrey (1978), Breusch (1978)) όπως συμβαίνει στη συγκεκριμένη περίπτωση. Μπορούμε όμως να χρησιμοποιήσουμε την τυπική Box-Jenkins ανάλυση και να υποδειγματοποιήσουμε τα κατάλοιπα χρησιμοποιώντας τεχνικές χρονολογικών σειρών, ώστε να βελτιώσουμε την ερμηνευτική και προβλεπτική ικανότητα του υποδείγματος⁵.

Μετά από δοκιμή διαφόρων πιθανών υποδειγμάτων προκρίθηκε ως καταλληλότερο το υπόδειγμα MA(3), δηλαδή τα κατάλοιπα ακολουθούν το σχήμα:

$$e_t = (1 - \theta_3 B^3) \eta_t \quad (6)$$

όπου B ο τελεστής πρώτων διαφορών. Η εκτίμηση των παραμέτρων επιτυγχάνεται με μη γραμμική μέθοδο που ελαχιστοποιεί το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων ταυτόχρονα με την εκτίμηση των υπολοίπων παραμέτρων, κάτι που απαιτείται για να εξασφαλιστεί η αποτελεσματικότητα των εκτιμητών. Τα αποτελέσματα της εξίσωσης ήταν:

$$\text{NTBFW}_t = 0.48635\text{NTBFW}_{t-1} + 0.00134\text{RINTTB}_t \quad (7)$$

(0.13462) (0.00035)

$$-0.00077\text{RINTSAV}_t + e_t$$

(0.00048)

$$\text{και } e_t = (1 - 0.6048B^3)\eta_t$$

(0.18476)

$$\bar{R}^2 = 0.52$$

$$h\text{-stat} = 1.086$$

$$Q\text{-stat} = 11.42$$

Ο συντελεστής τρίτων διαφορών των καταλοίπων είναι αρκετά μεγάλος σε σχέση με το τυπικό του σφάλμα και άρα μπορούμε να δεχτούμε τη σημαντικότητά του, ενώ γίνεται δεκτή η υπόθεση ότι τα κατάλοιπα είναι ακολουθία λευκού θορύβου (Πίνακας 2). Παρατηρούμε ότι η διόρθωση των καταλοίπων δεν προκαλεί μεγάλες μεταβολές στις εκτιμήσεις των υπολοίπων παραμέτρων της εξίσωσης, εκτός του συντελεστή της απόδοσης του ταμειυτηρίου RINTSAV, ο οποίος καθιστάται στατιστικά σημαντικός (σε $\alpha = 0.10$), υποδηλώνοντας τη σωστή κατεύθυνση της διόρθωσης.

Εφόσον, όπως δείχθηκε παραπάνω, ο συντελεστής της ενδογενούς μεταβλητής με υστέρηση ισούται με $(1 - \lambda)$, όπου λ ο συντελεστής προσαρμογής της ζήτησης, μπορούμε να εξάγουμε το εξής συμπέρασμα: *Οι ιδιώτες προσαρμόζουν κάθε περίοδο την ζήτηση εντόκων γραμματίων στο επιθυμητό επίπεδο κατά 51% περίπου.* Η πρόταση αυτή έχει σημαντικές επιπτώσεις στην οικονομική πολιτική και ιδιαίτερα στον καθορισμό των επιτοκίων, αφού συνεπάγεται ότι μεταβολή των ερμηνευτικών μεταβλητών (πραγματικά επιτόκια) θα επιφέρει αποτέλεσμα με χρονική υστέρηση, η οποία πρέπει να ληφθεί υπ' όψιν κατά τον καθορισμό τους. Έτσι ο διοικητικός καθορισμός νέων επιτοκίων ή η πτώση του πληθωρισμού θα επιδράσει μετά από ένα χρονικό διάστημα, το οποίο καθορίζεται από την παραπάνω σχέση.

4. Το υπόδειγμα ζήτησης με μακροχρόνια ισορροπία

4.1. Θεωρητική θεμελίωση

Η δεύτερη μεθοδολογική προσέγγιση βασίζεται περισσότερο στην ύπαρξη ενός μακροχρόνιου επιπέδου ισορροπίας, εφόσον αυτό υπάρχει, καθώς επίσης και στην βραχυχρόνια συμπεριφορά των υπό εξέταση μεγεθών. Η παραπάνω υπόθεση φαίνεται εξαιρετικά πιθανή για τα οικονομικά μεγέθη, μια και τα

τελευταία δεν παραμένουν σε στατική ισορροπία, αλλά εξελίσσονται στη διάρκεια του χρόνου. Επομένως ενδιαφερόμαστε για την μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεγεθών και για την αντίδραση τους σε μεταβολές, την οποία εξετάζουμε ως εξής:

Θεωρούμε ότι μια μεταβλητή είναι ολοκληρώσιμη πρώτης τάξης $I(1)$ (integrated of order one), όταν οι πρώτες διαφορές της είναι στάσιμες $I(0)$, δηλαδή δεν μεταβάλλονται ως προς το χρόνο. Αν θεωρήσουμε τώρα τρεις μεταβλητές y_t , x_{1t} , x_{2t} , οι οποίες είναι μη στάσιμες, αλλά μακροχρόνια συμμεταβάλλονται, τότε οι τελευταίες μπορούν να γραφούν σε μια εξίσωση της μορφής:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 x_{1t} + \delta_2 x_{2t} + u_t \quad (8)$$

όπου u_t στάσιμος διαταρακτικός όρος με μέσο μηδέν.

Αποδεικνύεται (Engle and Granger, 1987) ότι υπάρχει μια παράσταση διόρθωσης σφάλματος (error correction) της μορφής:

$$\Delta y_t = c + \sum_{j=1}^{r-1} a_j \Delta y_{t+j} + \sum_{j=1}^{s-1} \beta_j \Delta x_{i, t-j} + v (y_t - \delta_0 - \delta_1 x_{1t} - \delta_2 x_{2t}) + \varepsilon_t \quad (9)$$

Ο όρος σε παρένθεση στο δεξιό μέρος της εξίσωσης ισούται με τα κατάλοιπα της εξίσωσης (8) και είναι ιδιαίτερα σημαντικός: Απεικονίζει την απόκλιση των μεταβλητών από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας και στην περίπτωση που ο συντελεστής του είναι διάφορος του μηδενός, το υπόδειγμα που περιλαμβάνει μόνο τις πρώτες διαφορές, οι οποίες συμβολίζουν τις βραχυχρόνιες επιδράσεις, είναι ελλιπές και δεν προσφέρεται για εκτίμηση και διεξαγωγή προβλέψεων. Για παράδειγμα, εάν ο συντελεστής v είναι αρνητικός και η μεταβλητή y για κάποιο λόγο παρουσιάσει μια απόκλιση από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας, οπότε ο όρος στην παρένθεση θα γίνει θετικός, τότε η επίδραση του συντελεστή θα είναι επιβραδυντική και θα οδηγήσει στην επαναφορά στο μακροχρόνιο επίπεδο. Αυτός ακριβώς είναι και ο λόγος που τα υποδείγματα τέτοιας μορφής ονομάζονται υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος.

Η εκτίμηση της μακροχρόνιας σχέσης (εφόσον αυτή υπάρχει) μεταξύ των μεταβλητών μπορεί να γίνει με τη μέθοδο της cointegration (Engle and Granger, 1987). Συγκεκριμένα αν οι συντελεστές ενός διανύσματος x_t είναι ολοκληρώσιμοι τάξης $I(d)$ (δηλαδή οι διαφορές τους τάξης d είναι στάσιμες), τότε αναμένουμε ότι κάθε γραμμικός συνδυασμός τους θα είναι ολοκληρώσιμος

τάξης $I(d)$. Αν όμως υπάρχει κάποιος γραμμικός συνδυασμός, ο οποίος είναι ολοκληρώσιμος τάξης $I(d-b)$, $b > 0$, τότε λέμε ότι οι σειρές είναι cointegrated τάξης d . b . Στην ειδική περίπτωση όπου $d, b = 1$ αυτό συνεπάγεται ότι κάποιες σειρές είναι ολοκληρώσιμες τάξης $I(1)$ και υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός τους, ο οποίος είναι τάξης $I(0)$, δηλαδή στάσιμος. Τότε, ενώ μακροχρόνια οι σειρές έχουν μεταβαλλόμενη συμπεριφορά, οι παράγοντες οι οποίοι προκαλούν αυτές τις επιδράσεις αλληλοεξουδερώνονται με αποτέλεσμα να επέρχεται μακροχρόνια ισορροπία.

Συνοψίζοντας μπορούμε να πούμε ότι η προαναφερθείσα προσέγγιση αναπτύσσεται σε δύο στάδια (Harvey, 1990): i) στο πρώτο στάδιο εξετάζεται η μακροχρόνια ισορροπία και εκτιμώνται οι παράμετροι των μεταβλητών που θεωρούμε ότι την απαρτίζουν με τη μορφή της εξίσωσης (8) και ii) τα κατάλοιπα της εξίσωσης (8) (τα οποία αποτελούν το γραμμικό συνδυασμό των μεταβλητών και μετά το στάδιο i) θεωρούμε ότι είναι στάσιμος) χρησιμοποιούνται ως ερμηνευτική μεταβλητή στην εξίσωση των πρώτων διαφορών, όπου εκτιμώνται μαζί με τους παράγοντες που επηρεάζουν βραχυχρόνια την εξαρτημένη μεταβλητή με την επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος⁶.

4.2. Εμπειρικά αποτελέσματα

Αρχικά απαιτείται η εξέταση της ολοκληρωσιμότητας (integrability) των σειρών, ώστε να ελεγχθεί εάν οι σειρές είναι στάσιμες ή μη στάσιμες και επίσης, εφόσον ισχύει το τελευταίο, εάν οι πρώτες διαφορές τους είναι στάσιμες. Οι πιο ευρεία χρησιμοποιούμενοι έλεγχοι είναι τα Dickey-Fuller tests και τα Augmented Dickey-Fuller tests και οι αντίστοιχοι έλεγχοι μη στασιμότητας για μια χρονολογική σειρά X_t εφαρμόζονται στις εξισώσεις:

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= a (X_t - X) + \omega_t \\ \Delta X_t &= a (X_t - X) + \sum_{i=1}^j \phi_i \Delta X_{t-1} + \omega_t \end{aligned} \quad (10)$$

Με βάση τις παραπάνω εξισώσεις ελέγχουμε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (unit root) που ισοδυναμεί με την υπόθεση μηδέν ότι οι σειρές NTBFW, RINTTB, RINTSAV είναι μη στάσιμες ($a = 0$) έναντι της εναλλακτικής ότι οι σειρές είναι στάσιμες. Στην περίπτωση κατά την οποία γίνει δεκτή η υπόθεση μηδέν, τότε παίρνοντας τις πρώτες διαφορές των σειρών τις μετατρέπουμε σε στάσιμες (Said and Dickey, 1984).

Ο έλεγχος γίνεται με την t στατιστική, την οποία συγκρίνουμε με την αντίστοιχη τιμή της στατιστικής τ_μ από τον πίνακα του Fuller (1976). Όπως φαίνεται στον πίνακα 3 οι τιμές της στατιστικής t είναι κάτω από τις κριτικές

τιμές για επίπεδο 5% και 1% που σημαίνει ότι δεν μπορεί να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση και άρα οι σειρές είναι ολοκληρώσιμες τάξης I(1).

Επομένως μπορούμε να προχωρήσουμε στο πρώτο στάδιο σχηματισμού του υποδείγματος, όπως περιγράφηκε στην προηγούμενη παράγραφο, εξετάζοντας τη μακροχρόνια δυναμική των μεταβλητών. Αναφέρθηκε ήδη ότι, εάν υπάρχει κάποιος γραμμικός συνδυασμός μη στάσιμων μεταβλητών, ο οποίος είναι στάσιμος, τότε μακροχρόνια οι σειρές βρίσκονται σε ισορροπία. Για τον σκοπό αυτό εκτιμήθηκε με μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων η εξίσωση:

$$N_t BFW_t = 0.0028 + 0.0015 RINTTB_t + 0.0003 RINTSAV_t + u_t \quad (11)$$

(0.0037) (0.0011) (0.0012)

(Σε παρένθεση αναφέρονται τα τυπικά σφάλματα.)

Δεδομένου ότι όπως ήδη δείχθηκε οι τρεις μεταβλητές είναι μη στάσιμες τάξης I(1), αναμένουμε ότι τα κατάλοιπα (που αποτελούν το γραμμικό συνδυασμό) θα είναι και αυτά τάξης I(1). Εάν όμως τα κατάλοιπα είναι τάξης I(0), δηλαδή στάσιμα, τότε οι μεταβλητές παρουσιάζουν συμπεριφορά μακροχρόνιας ισορροπίας.

Για τον έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων στην περίπτωση που οι μεταβλητές είναι τρεις οι Engle and Yoo (1987) έχουν προτείνει τους ακόλουθους τρεις ελέγχους: Αρχικά ως πρώτη προτείνει τους ακόλουθους τρεις ελέγχους: Αρχικά ως πρώτη ένδειξη συμπεριφοράς των καταλοίπων χρησιμοποιείται το κριτήριο Durbin-Watson, το οποίο για τη συγκεκριμένη εξίσωση έχει τιμή 1.22, η οποία είναι αρκετά υψηλή και θεωρείται ως ένδειξη στασιμότητας των καταλοίπων.

Ακολούθως μπορούμε να εφαρμόσουμε τα ήδη γνωστά Dickey-Fuller και Augmented Dickey-Fuller tests για να διαπιστώσουμε τη στασιμότητα των καταλοίπων:

$$\Delta u_t = \beta \mu u_t + v_t \quad (12)$$

$$\Delta u_t = \beta (u_t) + \sum_{i=1}^j k_i \Delta u_{t-i} + v_t \quad (13)$$

Η απόρριψη της υπόθεσης μηδέν ($\beta < 0$) συνεπάγεται τη μη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και άρα τη στασιμότητα των καταλοίπων. Ο πίνακας 4 παρουσιάζει τις τιμές της t στατιστικής για την πρώτη και τη δεύτερη εξίσωση, οι οποίες είναι μικρότερες των κριτικών τιμών (Πίνακας 2, Engle and Yoo, 1987).

Επομένως γίνεται δεκτή⁷ η υπόθεση της cointegration των μεταβλητών NTBFW, RINTTB, RINTSAV.

Σύμφωνα με τα όσα αναφέρθηκαν στο προηγούμενο τμήμα, τα κατάλοιπα της παραπάνω εξίσωσης επιβάλλεται να χρησιμοποιηθούν ως ερμηνευτική μεταβλητή στο τελικό υπόδειγμα, διότι απεικονίζουν τις αποκλίσεις από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας. Ως καταλληλότερο υπόδειγμα επιλέχθηκε το παρακάτω:

$$\Delta NTBFW_t = 0.0004 + 0.5019 \Delta NTBFW_{t-3} - 0.00016 \Delta RINTTB_{t-3} \quad (14)$$

(0.9008) (4.025) (-2.254)

$$-0.335 u_{t-1} + \varepsilon_t$$

(-2.536)

$$\bar{R}^2 = 0.52$$

(Σε παρένθεση οι t στατιστικές).

Ερμηνεύοντας τα παραπάνω αποτελέσματα μπορούμε να πούμε ότι βραχυ-χρόνια η διάθεση εντόκων γραμματίων επηρεάζεται από τις μεταβολές στη διάθεση των εντόκων γραμματίων και στα επιτόκια τους πριν τρεις περιόδους, κάτι που συμφωνεί και με τα αποτελέσματα του πρώτου υποδείγματος. Οι ιδιώτες αντιδρούν στις μεταβολές της διάθεσης και των επιτοκίων μετά από τρεις περιόδους, όση δηλαδή είναι και η μικρότερη διάρκεια των εντόκων γραμματίων που έχουν στην κατοχή τους. Ο συντελεστής του όρου u_{t-1} ισούται με -0.335 και άρα εξάγουμε το συμπέρασμα ότι μακροχρόνια μια μεταβολή στη διάθεση των εντόκων γραμματίων, η οποία θα οδηγήσει το σύστημα εκτός ισορροπίας, θα έχει σαν αποτέλεσμα την επαναφορά στο steady state επίπεδο, όπως εξηγήθηκε στο προηγούμενο τμήμα.

Η παραπάνω προσέγγιση παρουσιάζει τα γενικότερα μειονεκτήματα των υποδειγμάτων χρονολογικών σειρών: η ανάλυση βασίζεται σε υποθέσεις, οι οποίες δεν προκύπτουν από συγκεκριμένη θεωρητική θεμελίωση, αλλά από εμπειρικές παρατηρήσεις και υποβάλλονται σε έλεγχο με συνεχείς δοκιμές εναλλακτικών διατυπώσεων. Στο υπόδειγμα ζήτησης εντόκων γραμματίων το σύνολο των ερμηνευτικών μεταβλητών περιορίστηκε σε δύο μόνο αποδόσεις, γεγονός που σίγουρα δεν αντικατοπτρίζει απόλυτα την πραγματικότητα. Δοκιμές όμως που έγιναν με εναλλακτικές τοποθετήσεις δεν απέδωσαν τα αναμενόμενα αποτελέσματα, καθώς δεν υπήρχε συσχέτιση με τη διάθεση των εντόκων γραμματίων.

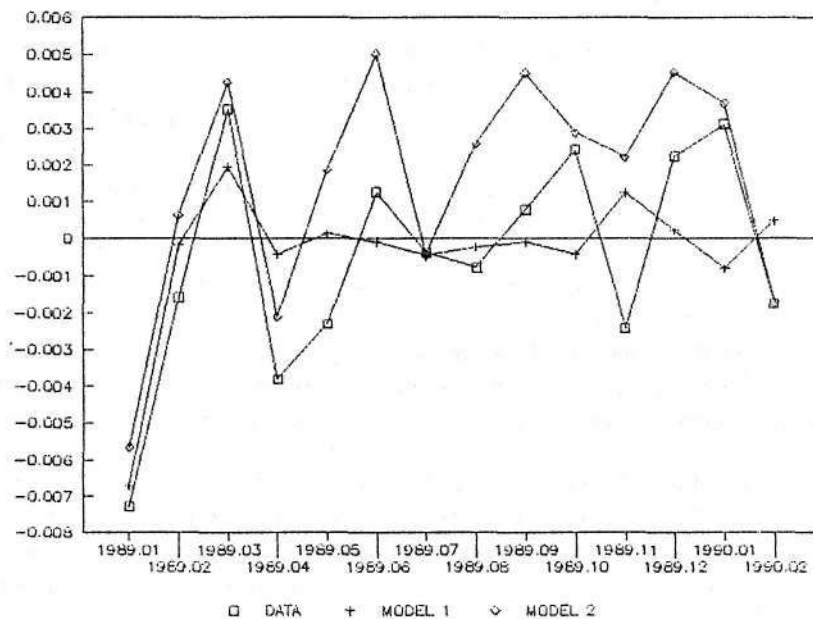
5. Σύγκριση της προβλεπτικής ικανότητας των δύο υποδειγμάτων

Για την πληρέστερη αξιολόγηση των δύο υποδειγμάτων εξετάστηκε η προβλεπτική τους ικανότητα με την διενέργεια ex post προβλέψεων για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο του δείγματος. Συγκεκριμένα εκτίμηθηκαν τα υποδείγματα μέχρι την περίοδο Φεβρουαρίου 1989 και ακολούθως διενεργήθηκαν ex post προβλέψεις για την περίοδο Ιανουαρίου 1989 - Φεβρουαρίου 1990. Η αξιολόγηση των προβλέψεων έγινε με βάση τη ρίζα του μέσου τυπικού σφάλματος (Root Mean Square Error), το οποίο υπολογίζεται από τον τύπο:

$$RMSE = \left[\sum_{T=1}^{14} (y_t - \hat{y}_t) / T \right]^{1/2} \quad (15)$$

όπου y_t οι θεωρητικές τιμές της μεταβλητής και T ο αριθμός των περιόδων που εξετάζουμε. Για την πρώτη εξίσωση του RMSE υπολογίστηκε σε 0.003759 και για τη δεύτερη σε 0.002605. Πράγματι, όπως φαίνεται και στο Διάγραμμα 1, το οποίο απεικονίζει τις θεωρητικές τιμές για την πρώτη και δεύτερη εξίσωση καθώς και τις πραγματικές, η μεθοδολογία του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος μας οδηγεί σε ακριβέστερη πρόβλεψη της κίνησης της μεταβλητής που εξετάζουμε⁸, με συνέπεια να προκρίνεται ως καλύτερο το τελευταίο.

Διάγραμμα 1
Σύγκριση προβλεπτικής ικανότητας των δύο υποδειγμάτων



6. Συμπεράσματα

Η εργασία αυτή εξέτασε αρχικά τη ζήτηση των εντόκων γραμματίων του δημοσίου στα πλαίσια ενός υποδείγματος μιας εξίσωσης με μερική προσαρμογή και ενός συστήματος που αντικατοπτρίζει τις επενδυτικές επιλογές.

Η μια εξίσωση βρέθηκε να έχει μεγαλύτερη και σχετικά ικανοποιητική ερμηνευτική ικανότητα, αν ληφθεί υπ' όψιν ότι η στάθμιση του επιτοκίου των εντόκων γραμματίων με τρίμηνη, εξάμηνη και δωδεκάμηνη λήξη έγινε με βάση την συνολική διάθεση στους ιδιώτες και τις τράπεζες, καθώς δεν υπήρχαν αναλυτικά στοιχεία για κάθε κατηγορία.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του υποδείγματος οι ιδιώτες προσαρμόζουν κάθε περίοδο κατά 50% περίπου τη ζήτηση εντόκων γραμματίων στο επιθυμητό επίπεδο, ενώ εξωγενείς διαταραχές επιδρούν μετά από τρεις περιόδους, προφανώς μετά τη λήξη των εντόκων γραμματίων, τα οποία έχουν τη βραχύτερη διάρκεια.

Κατόπιν εξετάστηκε με μια διαφορετική μεθοδολογία η ζήτηση των εντόκων γραμματίων: έγινε αναφορά στη μακροχρόνια ισορροπία και ερευνήθηκε η δυναμική της ζήτησης των εντόκων γραμματίων σε βραχυχρόνιο και μακροχρόνιο επίπεδο. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι μακροχρόνια υπάρχει ισορροπία στη ζήτηση εντόκων γραμματίων ως ποσοστού του χρηματικού πλούτου των ατόμων, καθώς αποκλίσεις από το επίπεδο ισορροπίας οδηγούν σύμφωνα με τις εκτιμήσεις των παραμέτρων σε επαναφορά στο μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας. Το δεύτερο υπόδειγμα παρουσιάζει επίσης συμφωνία με το πρώτο όσον αφορά την επίδραση που ασκείται στη ζήτηση της περιόδου t από τις μεταβλητές της περιόδου $t-3$, η οποία οφείλεται πιθανότατα στην αδυναμία των επενδυτών να αντιδράσουν νωρίτερα σε μεταβολές των ανεξάρτητων μεταβλητών λόγω δυσχερειών στη ρευστοποίηση των τίτλων.

Επίσης έγινε αναφορά στην προβλεπτική ικανότητα των υποδειγμάτων συγκρίνοντας *ex post* την προβλεπτική ικανότητα τους για την περίοδο Ιανουαρίου 1989 - Φεβρουαρίου 1990. Με βάση το κριτήριο του μέσου τετραγωνικού σφάλματος⁹ το δεύτερο υπόδειγμα βρέθηκε να έχει καλύτερη προβλεπτική ικανότητα, κάτι που επιβεβαιώνεται και από τα αντίστοιχα διαγράμματα.

Το βασικό συμπέρασμα που εξάγεται από την μελέτη της ζήτησης εντόκων γραμματίων είναι ότι τα μέτρα οικονομικής-νομισματικής πολιτικής που αφορούν τους τίτλους του Δημοσίου πρέπει να έχουν ορίζοντα ίσο με τη μικρότερη διάρκεια των τίτλων. Κάτι τέτοιο έγινε σαφές από την ανάλυση καθώς

οποιαδήποτε μεταβολή στα (διοικητικά καθοριζόμενα) αποτόκια έχει μια χρονική υστέρηση στην επίδραση ίση με τη μικρότερη διάρκεια των τίτλων. μεγαλύτερη ευελιξία στην νομισματική πολιτική θα απαιτούσε βραχυπρόθεσμους τίτλους μικρότερης διάρκειας (ενός μήνα), ώστε να προσαρμόζεται η ζήτηση άμεσα στις μεταβολές των επιτοκίων. Αυτό φαίνεται εφικτό και από το γεγονός ότι μακροχρόνια υπάρχει ισορροπία στην αγορά κρατικών τίτλων και άρα η αγορά τελικά προσαρμόζεται σε τέτοιου είδους μεταβολές.

Στις περαιτέρω δυνατότητες για έρευνα των επενδυτικών επιλογών θα μπορούσαν να συμπεριληφθούν το Χρηματιστήριο, οι τίτλοι με ρήτρα ξένου νομίσματος, οι καταθέσεις του εξωτερικού καθώς και οι προσδοκίες των επενδυτών για τον πληθωρισμό, για υποτίμηση και άλλα μακροοικονομικά μεγέθη.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Πίνακας 1

Συντελεστές αυτοσυσχέτισης καταλοίπων αρχικού υποδείγματος

lag	1	2	3	4	5	6	7	8
AC	-0.10	-0.20	0.65	-0.93	-0.25	0.43	0.08	-0.41
PAC	-0.10	-0.21	0.64	-0.12	-0.51	0.00	0.24	-0.37

S.E. of corr. = 0.18

Q-Stat = 27.8

Πίνακας 2

Συντελεστές αυτοσυσχέτισης καταλοίπων τελικού υποδείγματος

lag	1	2	3	4	5	6	7	8
AC	0.11	-0.22	0.05	-0.18	-0.03	0.40	0.10	0.32
PAC	0.11	-0.24	0.11	-0.28	0.10	0.31	0.02	0.27

S.E. of corr. = 0.18

Q-stat = 11.4

Κριτική τιμή $X^2(7)$: 18.4 ($\alpha = 0.01$)

Πίνακας 3
Έλεγχοι Dickey-Fuller and Augmented Dickey-Fuller

t Στατιστική

Μεταβλητή	D-F	AUG.	D-F (i=1, 2)
ΔNTBFW	-2.89	-2.47	-1.94
ΔRINTTB	-2.04	-1.99	-1.88
ΔRINTSAV	-1.57	-1.60	-1.64

Κριτική τιμή τ_μ : -3.00 ($\alpha= 5\%$), -3.75 ($\alpha= 1\%$)

Πίνακας 4
Έλεγχοι Καταλοίπων - Dickey-Fuller and Augmented Dickey-Fuller

D-F	AUG.	D-F (i= 1, 2, 3, 4)		
-3.98	-2.97	-1.53	-1.95	-1.88

Κριτικές τιμές: 3.73 ($\alpha= 10\%$), 4.22 ($\alpha= 5\%$)

Υποσημειώσεις

1. Η στάθμιση αφορά τη συνολική διάθεση (δηλαδή περιλαμβάνει και τις υποχρεωτικές τοποθετήσεις των τραπεζών), καθώς δεν υπάρχουν αναλυτικά στοιχεία για κάθε κατηγορία. Υπολογίζεται το μηνιαίο ποσοστό διάθεσης κάθε κατηγορίας στο σύνολο της συνολικής διάθεσης και πολλαπλασιάζεται με το αντίστοιχο επιτόκιο.

2. Αποδεικνύεται (Judge et al, 1988) ότι οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων είναι ασυμπτωματικά αμερόληπτοι (συνεπείς), εφόσον η ενδογενής μεταβλητή με υστέρηση είναι ανεξάρτητη του διαταρακτικού όρου. Κάτι τέτοιο δεν συμβαίνει για παράδειγμα, όταν έχουμε αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης στα κατάλοιπα, οπότε τα τελευταία συσχετίζονται με την ενδογενή μεταβλητή. Επομένως απαιτείται έλεγχος των εκτιμήσεων των καταλοίπων (αφού δεν γνωρίζουμε τις πραγματικές τιμές τους), ώστε να διαπιστωθεί, αν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης, και αν αυτή είναι η περίπτωση, θα πρέπει το υπόδειγμα να εκτιμηθεί με εναλλακτική μέθοδο.

3. Η στατιστική h κατανέμεται ασυμπτωματικά ως κανονική κατανομή $N(0,1)$ και η κριτική τιμή για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% είναι 1.645.

- Godfrey, L. G.* (1978), "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables", *Econometrica*, 46, pp. 1293-1302.
- Harvey, A.* (1990), "The econometric Analysis of Time Series", Second Edition, Phillip Allan.
- Judge G. G., Hill R. C., Griffiths W. E., Lutkepohl H. and Lee T.* (1988), "Introduction to the Theory and Practice of Econometrics", Wiley.
- Nerlove, M.* (1956), "Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities", *Journal of Farm Economics*, 38, pp. 496-509.
- Nerlove, M. and Wallis K.F.* (1966), "Use of the Durbin-Watson Statistic in Inappropriate Situations", *Econometrica*, 34, pp. 235-238.
- Said, S. E. and Dickey D. A.* (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 71, pp. 599-607.
- Stock, J. H.* (1987), "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, 55, pp. 1035-1056.
- Tobin, J. and Brainard W. C.* (1968), "Pitfalls in Financial Model Building", *American Economic Review*, pp. 99-122.