

# ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ, ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ ΤΟΥ ΜΟΝΙΜΟΥ ΕΙΣΟΔΗΜΑΤΟΣ ΚΑΙ ΤΩΝ ΟΡΘΟΛΟΓΙΚΩΝ ΠΡΟΣΔΟΚΙΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

Υπό

Νικολάου Γ. Ζόνξηλου

Δ/ση Οικονομικών Μελετών Τραπέζης Ελλάδος

## 1. Εισαγωγή

Ο R. Hall (1978) σε μια σημαντική εργασία του έδειξε ότι αν ο σχηματισμός των προσδοκιών από το κοινό είναι ορθολογικός, η αποδοχή της θεωρίας του μόνιμου εισοδήματος/κύκλου ζωής, οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η κατά κεφαλή καταναλωτική δαπάνη θα πρέπει να ακολουθεί μια στοχαστική διαδικασία του τύπου «Random Walk». Το αποτέλεσμα αυτό ο Hall επιβεβαίωσε εμπειρικά για την οικονομία των Η.Π.Α. βρίσκοντας ότι τόσο οι με υστέρηση τιμές του διαθέσιμου εισοδήματος όσο και της κατανάλωσης δεν βελτιώνουν την πρόβλεψη της κατά κεφαλή κατανάλωσης της περιόδου  $t$  αν στο πληροφοριακό σύνολο έχει συμπεριληφθεί η κατανάλωση της περιόδου  $t-1$ .

Την δημοσίευση του Hall ακολούθησε μια σειρά εμπειρικών εργασιών, πολλές δε και με θεωρητικές προεκτάσεις, τόσο στις Η.Π.Α. όσο και σε άλλες χώρες. Ενδεικτικά μπορούν να αναφερθούν οι εργασίες των Sargent (1978), Bilson (1980), Flavin (1981), Muellbauer (1983), των Hansen και Singleton (1983), Nelson (1985), Bean (1986), καθώς και η ενδιαφέρουσα επισκόπηση του Hall (1987). Στις εργασίες αυτές άλλοτε επιβεβαιώθηκε η θεωρία, άλλοτε δε απορρίφθηκε υπέρ της υπόθεσης μιας «υπερβάλλουσας ευαισθησίας» της κατανάλωσης στις τρέχουσες μεταβολές του εισοδήματος<sup>1</sup>.

1. Η απόρριψη της υπόθεσης αποδόθηκε συνήθως σε περιορισμούς στη ρευστότητα, βλέπε ειδικότερα Hayashi (1985).

Η ακριβής φύση και προσδιορισμός της συνάρτησης κατανάλωσης αποτελεί οπωσδήποτε ουσιαστικό στοιχείο για την σωστή και με εμπειρική βάση κατεύθυνση της αντικυκλικής πολιτικής.

Ειδικότερα η αποδοχή της θεωρίας του μόνιμου εισοδήματος/κύκλου ζωής σε συνδυασμό με ορθολογικό σχηματισμό των προσδοκιών έχει δραστικές συνέπειες από απόψεως πολιτικής, αφού απορρίπτει την κοινή πεποίθηση της παθητικής αντίδρασης της κατανάλωσης στις τρέχουσες μεταβολές του εισοδήματος και αποδέχεται ότι ο επηρεασμός της καταναλωτικής δαπάνης είναι δυνατός μόνο μέσω των μεταβολών του μόνιμου εισοδήματος και εφόσον το κοινό πιστεύει στη μονιμότητα των μεταβολών. Αυτό βέβαια δεν σημαίνει ότι το διαθέσιμο εισόδημα παύει να αποτελεί ένα μέσο για την άσκηση αντικυκλικής πολιτικής μέσω της κατανάλωσης. Πρόσκαιρες όμως μεταβολές του εισοδήματος αδυνατούν να επιφέρουν αντίστοιχες πρόσκαιρες μεταβολές στην κατανάλωση. Η εργασία αυτή θέτει σαν κύριο στόχο της την εμπειρική διερεύνηση της εγκυρότητας της υπόθεσης του «Random Walk» για την ελληνική οικονομία. Τούτο οδηγεί ουσιαστικά στη μελέτη της αποτελεσματικότητας των μέσων αντικυκλικής πολιτικής και πιο συγκεκριμένα του διαθέσιμου εισοδήματος και των τρεχουσών μεταβολών του σαν μέσου επηρεασμού της ιδιωτικής κατανάλωσης και κατά συνέπεια της οικονομικής δραστηριότητας. Για το σκοπό αυτό τίθενται ρητά τρία ξεχωριστά αλλά πολύ συναφή ερωτήματα τα οποία πιστεύεται ότι εξειδικεύουν το ζητούμενο και παράλληλα δίνουν το ακριβές περίγραμμα μέσα στο οποίο θα κινηθεί η εργασία. Τα ερωτήματα αυτά έχουν σαφές εμπειρικό περιεχόμενο και διατυπώνονται ως εξής:

α) Σ' ένα διαχωρισμό της σειράς, της κατά κεφαλή κατανάλωσης, σε μακροχρόνια (secular) και σε κυκλική συνιστώσα, η καλύτερη προσέγγιση της μακροχρόνιας συνιστώσας επιτυγχάνεται μ' ένα στοχαστικό υπόδειγμα και ειδικότερα ένα «Random Walk» ή μ' ένα μη στοχαστικό γραμμικό υπόδειγμα; Εάν τα εμπειρικά αποτελέσματα συνηγορούν υπέρ της πρώτης προσέγγισης τότε οι διακυμάνσεις της σειράς κυριαρχούνται από τις διακυμάνσεις της μακροχρόνιας συνιστώσας, Nelson και Plosser (1982). Η κυκλική συνιστώσα είναι σχετικά μικρή και μπορεί να αναπαρασταθεί συνήθως με μια διαδικασία κινητού μέσου χαμηλής τάξης. Αντίθετα στη δεύτερη περίπτωση, η κυκλική συνιστώσα συμβάλλει ουσιαστικά στις διακυμάνσεις της σειράς και τότε υπάρχουν περιθώρια για βραχυχρόνιο επηρεασμό της καταναλωτικής δαπάνης μέσω της πολιτικής.

β) Στην ελληνική οικονομία γίνονται αποδεκτοί οι περιορισμοί που επιβάλλει στα δεδομένα η υπόθεση του «Random Walk» για την ιδιωτική κατανάλωση; Η εγκυρότητα των περιορισμών αυτών εξετάζεται κυρίως σε σχέση

με το διαθέσιμο ιδιωτικό εισόδημα σαν παράγοντα βελτίωσης της προβλεπτικής ικανότητας προβλεπτικών σχημάτων της κατανάλωσης που βασίζονται σε με υστέρηση πληροφοριακά σύνολα. Και,

γ) εάν διατυπωθεί πρώτα ένα πλήρες διαρθρωτικό υπόδειγμα της κατανάλωσης μέσα στο πλαίσιο της θεωρίας του μόνιμου εισοδήματος και με ορθολογικό σχηματισμό των προσδοκιών, και ακολούθως, ένα γνήσιο εναλλακτικό υπόδειγμα καταναλωτικής συμπεριφοράς με κεϋνσιανά χαρακτηριστικά. Τότε, σε μια διαδικασία ελέγχων μη περιεχομένων υποθέσεων (non – nested) πια από τις δύο υποθέσεις απορρίπτει την άλλη υπέρ της εναλλακτικής της; Η εφαρμογή των ελέγχων μη περιεχομένων υποθέσεων αποτελεί καινοτομία της εργασίας, δεδομένου ότι έως τώρα το θέμα αντιμετωπίζουν κυρίως Flavin (1981 και 1985)- με τη λεγόμενη ορθόδοξη διαδικασία της διατύπωσης ενός γενικότερου υποδείγματος όπου οι δύο υποθέσεις εμφανίζονταν σαν ειδικές περιπτώσεις. Ειδικότερα, τα δύο ανταγωνιστικά υποδείγματα υποβάλλονται εδώ σε μια σειρά ελέγχων κατάλληλων για την επιλογή μη περιεχομένων υποδειγμάτων που οφείλονται στους Pesaran (1974), Davidson και MacKinnon (1981) και Godfrey και Pesaran (1983). Οι έλεγχοι αυτοί βασίζονται στην αρχή του Cox (1962) και ασυμπτωτικά τουλάχιστον εμφανίζονται με μεγαλύτερη ισχύ από τον συνήθη F- έλεγχο για την επιλογή ανταγωνιστικών υποδειγμάτων με περισσότερες από μια μη κοινές μεταβλητές, Pesaran (1982).

Η διάρθρωση της εργασίας είναι η εξής: Στο δεύτερο μέρος γίνεται η θεωρητική διατύπωση του υποδείγματος της καταναλωτικής συμπεριφοράς σύμφωνα με τη θεωρία του μόνιμου εισοδήματος/κύκλου ζωής και παράλληλο ορθολογικό σχηματισμό των προσδοκιών. Στο τρίτο μέρος, γίνεται η εμπειρική διερεύνηση του υποδείγματος του «Random Walk». Αρχικά διερευνώνται οι στοχαστικές ιδιότητες της σειράς της κατά κεφαλή καταναλωτικής δαπάνης και επιχειρείται να δοθεί απάντηση στο πρώτο ερώτημα που τέθηκε, και ακολούθως εξετάζεται ο ρόλος του διαθέσιμου εισοδήματος. Στο τέταρτο μέρος, ασχολούμεθα αποκλειστικά με το τρίτο ερώτημα, διατυπώνοντας και εφαρμόζοντας τους ελέγχους των μη περιεχομένων υποθέσεων. Τέλος, το πέμπτο μέρος περιλαμβάνει μια σύνοψη των αποτελεσμάτων και ένα τελικό σχολιασμό τους.

## 2. Το θεωρητικό υπόδειγμα

Η προσέγγιση που ακολουθείται σ' αυτή την εργασία για τη μελέτη της μακροοικονομικής καταναλωτικής συμπεριφοράς συνίσταται στη διατύπωση ενός ελέγχου που βασίζεται στην εκτίμηση της συνθήκης πρώτης

τάξεως – εξίσωσης Euler – που περιγράφει την άριστη συμπεριφορά του καταναλωτή κάτω από το διαχρονικό εισοδηματικό περιορισμό. Η μεθοδολογία αυτή αναπτύχθηκε κυρίως από τον Hall (1978) και στοχεύει στο να παρακάμψει το πρόβλημα που δημιούργησε η κριτική του Lucas (1976) στα οικονομετρικά υποδείγματα. Συγκεκριμένα ο Lucas στην γνωστή κριτική του αμφισβήτησε τον διαρθρωτικό χαρακτήρα της συνάρτησης κατανάλωσης με την έννοια του αμετάβλητου των παραμέτρων της, στις παρεμβάσεις της πολιτικής και εν γένει των μεταβολών στην οικονομία. Οι συμβατικές τακτικές διατύπωσης και εκτίμησης γραμμικών κανόνων αποφάσεων που συνδέουν την καταναλωτική δαπάνη με το διαθέσιμο εισόδημα πάσχουν ακριβώς από αυτό το πρόβλημα. Η εξίσωση Euler δεν αποτελεί ασφαλώς συνάρτηση κατανάλωσης, ούτε επιτυγχάνει την εκτίμηση των παραμέτρων της συνάρτησης χρησιμότητας του καταναλωτή. Παρακάμπτει όμως το πρόβλημα και οδηγεί σε ελέγξιμες συνέπειες της θεωρίας. Για να αναπαράγουμε το υπόδειγμα του Hall ως υποθέσουμε ότι οι προτιμήσεις ενός αντιπροσωπευτικού καταναλωτή παράγονται από μια διαχρονικά διαχωρίσιμη συνάρτηση χρησιμότητας της μορφής:

$$v_t = \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+\gamma} \right)^j u(C_{t+j}) \quad (2.1)$$

όπου  $u(\cdot)$  μια κοίλη και αύξουσα στην ιδιωτική κατανάλωση συνάρτηση και  $\gamma$  ο συντελεστής προεξόφλησης. Το πρόβλημα συνίσταται στην ανεύρεση ενός καταναλωτικού προγράμματος  $C^* = (C_1, C_2, \dots, C_j, \dots)$  τέτοιο ώστε να μεγιστοποιείται η αναμενόμενη τιμή της (2.1) υπό τον περιορισμό ότι σε κάθε χρόνο  $j$  πληρούται η σχέση:

$$\frac{A_{j+1}}{(1+R)} = A_j + Y_j - C_j \quad (2.2)$$

που εκφράζει τον εισοδηματικό περιορισμό, όπου  $A_j$  το απόθεμα περιουσιακών στοιχείων στο χρόνο  $j$ ,  $R$  το πραγματικό επιτόκιο,  $Y_j$  και  $C_j$  το εισόδημα και η ιδιωτική κατανάλωση των μη διαρκών αγαθών αντίστοιχα στον χρόνο  $j$ . Ας υποθέσουμε τώρα ότι βρισκόμαστε στο χρόνο  $t$ , τότε η (2.2) γίνεται:

$$\frac{A_{t+1}}{(1+R)} = A_t + Y_t - C_t \quad (2.3)$$

με διαδοχικές αντικαταστάσεις οδηγούμαστε στη σχέση:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+R)^j} C_{t+j} = A_t + \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+R)^j} Y_{t+j} = W_t \quad (2.4)$$

που εξισώνει την παρούσα αξία της κατανάλωσης, με το αρχικό απόθεμα περιουσιακών στοιχείων πλέον την παρούσα αξία του εισοδήματος. Η μεγιστοποίηση της αναμενόμενης τιμής της (2.1) υπό τον διαχρονικό περιορισμό (2.2) δίνει το σύστημα των αναγκαίων συνθηκών πρώτης τάξης:

$$E_t U'(C_{t+j}) = \lambda \left( \frac{1+\gamma}{1+R} \right)^j \quad j=0,1,2,\dots \quad (2.5)$$

όπου  $\lambda$  ο πολλαπλασιαστής του Lagrange για το πρόβλημα της μεγιστοποίησης. Έτσι τελικά η μεταξύ των δύο διαδοχικών περιόδων  $t$  και  $t+1$  εξίσωση Euler μπορεί να γραφεί:

$$E_t U'(C_{t+1}) = \frac{1+\delta}{1+R} U'(C_t) \quad (2.6)$$

Η σχέση (2.6) αποτελεί και την αναλυτική διατύπωση του θεωρήματος που πρώτος διατύπωσε ο Hall για την συμπεριφορά της αναμενόμενης οριακής χρησιμότητας της κατανάλωσης όταν γίνει αποδεκτή η θεωρία του μόνιμου εισοδήματος και παράλληλα ο σχηματισμός των προσδοκιών είναι ορθολογικός. Μπορεί δε να θεωρηθεί και σαν το στοχαστικό ανάλογο της συνθήκης της διαχρονικής εξίσωσης των οριακών χρησιμότητων της κατανάλωσης όταν κατάλληλα προεξοφληθούν.

Προκειμένου τώρα να φθάσουμε σε μια μορφή της (2.6) που να επιδέχεται εμπειρικό έλεγχο απαιτείται όπως γίνει ένας ακριβής προσδιορισμός της συνάρτησης χρησιμότητας. Ας υποθέσουμε λοιπόν ότι η συνάρτηση είναι λογαριθμική, δηλαδή:

$$U(C_t) = \ln C_t^{\theta} \quad (2.7)$$

κατά συνέπεια:

$U'(C_t) = \theta/C_t$  και η (2.6) γίνεται:

$$E_t (1/C_{t+1}) = \frac{1+\delta}{1+R} \frac{1}{C_t} \quad \eta \quad E_t (C_t/C_{t+1}) = (1+\delta)/(1+R) \quad (2.8)$$

Κάνοντας στην συνέχεια τη πρόσθετη υπόθεση ότι ο λόγος  $C_t/C_{t+1}$  ακολουθεί την λογαριθμική κανονική κατανομή, τότε η δεσμευμένη, σ' ένα πληροφοριακό σύνολο που περιλαμβάνει στοιχεία έως τον χρόνο  $t$ , κατανομή της αναμενόμενης τιμής του λόγου  $C_t/C_{t+1}$ , σχέση (2.8), προσεγγίζεται μονοσήμαντα και γραμμικά με τη σχέση:

$$C_t/C_{t+1} = e^{\mu + (1/2)\sigma^2 + u_{t+1}} = (1+\delta)/(1+R) + u_{t+1} \quad (2.9)$$

που αποτελεί και συνάρτηση παλινδρόμησης με  $u_t$  ένα τυχαίο όρο ορθογώνιο στο πληροφοριακό σύνολο και όπου  $\mu$  και  $\sigma^2$  ο μέσος όρος και η διακύμανση αντίστοιχα του λόγου  $C_t/C_{t+1}$ .

Έτσι τελικά ο λογάριθμος της ιδιωτικής κατανάλωσης ακολουθεί τη διαδικασία:

$$\ln C_{t+1} = K + \ln C_t + u_t \quad (2.10)$$

δηλαδή ένα «Random Walk». Η σχέση (2.10) αποτελεί και την κεντρική εξίσωση που θα υποβάλουμε σε εμπειρικό έλεγχο στο επόμενο τμήμα της εργασίας.

### 3. Τα Εμπειρικά Αποτελέσματα

#### α. Τα δεδομένα

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων και στατιστικών ελέγχων που παρουσιάζονται σ' αυτή την εργασία, πραγματοποιήθηκαν με ένα δείγμα ετήσιων χρονολογικών σειρών που καλύπτει την περίοδο 1958-1986. Οι σειρές που χρησιμοποιήθηκαν για την ιδιωτική κατανάλωση των μη διαρκών αγαθών και υπηρεσιών, καθώς και για το διαθέσιμο εισόδημα αποτελούν τα αντίστοιχα εθνολογιστικά μεγέθη. Και οι δύο σειρές διαιρέθηκαν κάθε χρονιά με τον αντίστοιχο πληθυσμό έτσι ώστε τα μεγέθη εμφανίζονται ως «κατά κεφαλή». Αξίζει πάντως να σημειωθεί ότι η χρησιμοποίηση των κατά κεφαλή μεγεθών,

ενώ ενδείκνυται θεωρητικά, λόγω της βραδείας εξέλιξης του πληθυσμού δεν αυξάνει ουσιαστικά την μεταβλητότητα των σειρών. Έτσι σχεδόν πανομοιότυπα αποτελέσματα θα μπορούσαμε να παίρναμε και με τη χρησιμοποίηση των σειρών στα αρχικά επίπεδα. Τέλος θα πρέπει να αναφερθεί, ότι για την ιδιωτική κατανάλωση δεν έγινε απολύτως καμιά προσαρμογή για την ροή των υπηρεσιών που προέρχονται από την χρήση των διαρκών αγαθών.

### β. Στατιστική Ανάλυση

Στο τμήμα αυτό γίνεται μια διερεύνηση των στοχαστικών ιδιοτήτων της κατά κεφαλήν καταναλωτικής δαπάνης με τη χρησιμοποίηση ορισμένων τεχνικών της μεθοδολογίας των χρονολογικών σειρών που αποβλέπουν στην ταυτοποίηση ενός στατιστικού υποδείγματος χωρίς την παρέμβαση της οικονομικής θεωρίας. Έτσι στον πίνακα 1 παρουσιάζονται οι αυτοσυσχετίσεις και

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Αυτοσυσχετίσεις και μερικές αυτοσυσχετίσεις της  $\ln C_t$  περίοδος 1958–86

Υστερήσεις	1	2	3	4	5	SE
Αυτοσυσχετίσεις	0.91	0.82	0.72	0.62	0.5	0.19
Μερικές Αυτοσυσχετίσεις	0.91	-0.10	-0.08	-0.07	-0.09	

μερικές αυτοσυσχετίσεις της σειράς των λογαρίθμων της κατά κεφαλήν ιδιωτικής κατανάλωσης των μη διαρκών αγαθών και υπηρεσιών για την περίοδο 1958–1986.

Όπως γίνεται φανερό από τον πίνακα, η πρώτη αυτοσυσχέτιση ξεκινά από μια τιμή κοντά στο 1 και στη συνέχεια μειώνεται αργά και σταδιακά με την αύξηση του μήκους των υστερήσεων. Αντίθετα οι μερικές αυτοσυσχετίσεις μετά την πρώτη αυτοσυσχέτιση μειώνονται δραματικά και στη συνέχεια σχεδόν μηδενίζονται. Τις ιδιότητες αυτές έχουν οι διαδικασίες του τύπου «Random Walk». Τα αποτελέσματα αυτά βέβαια είναι μόνο ενδεικτικά, δεδομένου ότι δεν αποκλείεται το ενδεχόμενο και άλλες διαδικασίες εκτός του «Random Walk» να εμφανίζουν ανάλογη συμπεριφορά των αυτοσυσχετίσεων. Προκειμένου λοιπόν να γίνει η ακριβής ταυτοποίηση της κατηγορίας της στοχαστικής διαδικασίας που ακολουθεί η σειρά που μελετάται, απαιτείται η εφαρμογή μιας τυπικής στατιστικής μεθοδολογίας. Έτσι σύμφωνα με την κοινή πρακτική δε-

χόμαστε δύο κατηγορίες εναλλακτικών υποδειγμάτων περιγραφής των μη στασίμων διαδικασιών. Στην πρώτη μια σειρά  $Z_t$  μπορεί να περιγραφεί από μια μη στοχαστική γραμμική τάση πλέον μια στάσιμη διαδικασία με μέσο μηδέν που έχει μια ARMA αναπαράσταση. Εκφρασμένο σε λογαρίθμους το υπόδειγμα μπορεί να γραφεί:

$$\begin{aligned} Z_t &= \alpha + \beta t + c_t \\ \phi(L) c_t &= \Theta(L) u_t \quad u \sim N(0, \sigma u^2) \end{aligned} \quad (3.2.1)$$

όπου  $\alpha$  και  $\beta$  σταθεροί συντελεστές και  $\phi(L)$  και  $\Theta(L)$  πολυώνυμα στον τελεστή υστέρησης  $L$ .

Στην δεύτερη κατηγορία μη στασίμων διαδικασιών περιλαμβάνονται οι σειρές που είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους. Εκφρασμένο πάλι σε λογαρίθμους το αντίστοιχο του υποδείγματος (3.2.1) γράφεται:

$$\begin{aligned} (1-L) Z_t &= \beta + d_t \\ \delta(L) d_t &= \lambda(L) u_t \quad u \sim N(0, \sigma u^2) \end{aligned} \quad (3.2.2)$$

όπου  $\beta$  μια σταθερά και  $\delta(L)$  και  $\lambda(L)$  πολυώνυμα στον τελεστή υστέρησης  $L$ . Το κύριο χαρακτηριστικό του υποδείγματος (3.2.2) είναι, ότι μπορεί να γραφεί και σαν συνάρτηση μιας στοχαστικής τάσης πλέον μιας τυχαίας σωρευτικής απόκλισης, Nelson και Plosser (1982). Το αποτέλεσμα αυτό έχει κεντρική σημασία. Πράγματι, οι Nelson και Plosser (1982) αναδιατύπωσαν τα υποδείγματα (3.2.1) και (3.2.2) και τα διέκριναν με βάση την εμφάνιση της μοναδιαίας ρίζας στο αυτοπαλίνδρομο ή κινήτου μέσου τμήμα της αναπαράστασης. Ακολουθώντας, υποθέτοντας ότι μόνο αυτοπαλίνδρομοι όροι των σφαλμάτων αποτελούν επαρκείς αναπαραστάσεις, έδειξαν ότι τα δύο υποδείγματα αποτελούν ειδικές περιπτώσεις του γενικότερου υποδείγματος:

$$Z_t = \mu + \gamma t + \rho Z_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j (Z_{t-j} - Z_{t-j-1}) + u_t \quad (3.2.3)$$

Έτσι τελικά το πρόβλημα της διάκρισης μεταξύ στοχαστικής ή μη στοχαστικής τάσης ανάγεται τελικά στον έλεγχο της υπόθεσης  $\rho=1$  στο υπόδειγμα (3.2.3). Αν η υπόθεση  $\rho=1$  είναι αληθής, τότε η σειρά ανήκει στην κατηγορία των στασίμων στις πρώτες διαφορές και η τάση της είναι στοχαστική.



Το υπόδειγμα (3.2.3) εκτιμήθηκε με ελάχιστα τετράγωνα για  $k = 1, 2$  και 3 στην περίοδο 1962-1984 με εξαρτημένη μεταβλητή την κατά κεφαλή ιδιωτική κατανάλωση. Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων αυτών συνοψίζονται στον πίνακα 2 όπου μέσα σε παρένθεση η τιμή της στατιστικής  $t$  του όρου  $\ln Ct_1$  αναφέρεται σε σχέση με το 1. Η πιθανή ύπαρξη όμως της μοναδιαίας ρίζας στο υπόδειγμα (3.2.3) δημιουργεί ορισμένα προβλήματα και καθιστά τη συνήθη ασυμπτωματική θεωρία για τις στάσιμες διαδικασίες μη έγκυρη. Έτσι αν η υπόθεση  $\rho = 1$  είναι αληθής, ο λόγος του  $\rho$  προς το τυπικό του σφάλμα δεν έχει τη συνήθη  $t$  κατανομή και κατά συνέπεια ο γνωστός έλεγχος δεν μπορεί να εφαρμοσθεί. Ο Fuller (1976) και οι Dickey και Fuller (1981) όμως, παρέχουν την σχετική στατιστική θεωρία για τον έλεγχο υποθέσεων στην κατηγορία των υποδειγμάτων μοναδιαίας ρίζας καθώς επίσης και πινακοποιήσεις της εμπειρικής κατανομής του  $\rho$  και της στατιστικής  $t$  του  $\rho$  συμβολιζόμενη με  $\tau$ .

Ο έλεγχος λοιπόν της υπόθεσης  $\rho = 1$  γίνεται συγκρίνοντας την τιμή του λόγου  $(\rho - 1)$  προς το τυπικό σφάλμα του  $\rho$  με την κριτική τιμή της στατιστικής  $\tau$  του Dickey. Για ένα δείγμα 25 παρατηρήσεων και στο συμβατικό επίπεδο του 0.05% η τιμή του  $\tau$  είναι  $-3.60$  (Fuller 1976, πίνακας 8.5.2 σελ. 373). Κατά συνέπεια θα πρέπει να δεχθούμε και για τους τρεις διαφορετικούς προσδιορισμούς ως αληθή την υπόθεση μηδέν ότι  $\rho = 1$ . Σε ενίσχυση του πιο πάνω αποτελέσματος, πραγματοποιήσαμε και ένα πρόσθετο έλεγχο. Ο έλεγχος αυτός που ανήκει στην κατηγορία των ελέγχων λόγου πιθανοφανειών παρουσιάζει το πλεονέκτημα ότι επιτυγχάνει ταυτόχρονο έλεγχο της υπόθεσης  $\rho = 1$ ,  $\gamma = 0$ , στο υπόδειγμα (3.2.3), σε αντίθεση με τον έλεγχο των Nelson και Plosser στον οποίο ελέγχεται η υπόθεση  $\rho = 1$ , ενώ παράλληλα αποκλείεται η περίπτωση του  $\gamma \neq 0$ . Η διατύπωση του ελέγχου καθώς και οι πινακοποιήσεις των σχετικών εμπειρικών κατανομών οφείλονται στους Dickey και Fuller (1981).

Για την πραγματοποίηση του ελέγχου αυτού δεχόμαστε ότι το υπόδειγμα (3.2.3) για  $k = 1, 2$ , και 3 εκτιμημένο στην περίοδο 1962-1984 αποτελεί το γενικό προσδιορισμό. Ακολούθως επιβάλλουμε τον περιορισμό  $\gamma = 0$   $\rho = 1$  που αποτελεί και την υπόθεση μηδέν και επανεκτιμούμε το υπόδειγμα στην ίδια περίοδο εναλλακτικά για  $k = 1, 2$  και 3. Με τα δεδομένα των εκτιμήσεων αυτών υπολογίσαμε σε κάθε περίπτωση την τιμή της στατιστικής  $\Phi_3 = (SSRR - SSRU)/2(SSRU/n - 4)$  όπου  $SSRR$  και  $SSRU$  το άθροισμα των τετραγώνων των σφαλμάτων των με περιορισμό και χωρίς περιορισμό υποδειγμάτων. Τις σχετικές εκτιμήσεις καθώς και τις τιμές της στατιστικής  $\Phi_3$  των Dickey και Fuller παρουσιάζουμε τον πίνακα 3.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Εξαρτημένη Μεταβλητή LOG (C<sub>t</sub>)

	K = 1	K = 2	K = 3
C	0,0221	-0,0482	0,2197
t	-0,0029	-0,0022	0,0018
InC <sub>t-1</sub>	1,0179 (0,3031)	1,0047 (0,0674)	0,9235 (-0,9943)
ΔlnC <sub>t-1</sub>	0,1858	0,1818	0,2272
ΔlnC <sub>t-2</sub>		0,0906	0,0361
ΔlnC <sub>t-3</sub>			0,4269
R <sup>2</sup>	0,9951	0,9960	0,9970
SSR	0,005498	0,005454	0,004451

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Εξαρτημένη Μεταβλητή ΔLOG (C<sub>t</sub>)

	K = 1	K = 2	K = 3
C	0,0119	0,0074	0,0026
ΔlnC <sub>t-1</sub>	0,6545	0,5139	0,4528
ΔlnC <sub>t-2</sub>		0,2486	0,0930
ΔlnC <sub>t-3</sub>			0,3339
R <sup>2</sup>	0,3824	0,3923	0,4372
SSR	0,0077	0,0072	0,0063
Φ <sub>3</sub>	2,733	3,083	4,066

Από τον πίνακα VI των Dickey και Fuller (1981) φαίνεται ότι το σημείο 0.95% της κατανομής του Φ<sub>3</sub> σε δείγμα 25 παρατηρήσεων έχει τιμή 7.24. Κατά συνέπεια στο συμβατικό επίπεδο σφάλματος 5% η τιμή της Φ<sub>3</sub> και στους τρεις διαφορετικούς προσδιορισμούς κάνει αποδεκτή την υπόθεση  $\rho=1$   $\gamma=0$ .

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα που παρουσιάσαμε έως τώρα, φαίνεται τόσο από τη συμπεριφορά των αυτοσυσχετίσεων, όσο και από τους ελέγχους των Nelson - Plosser και Dickey - Fuller που εφαρμόσαμε, ότι η υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν μπορεί να απορριφθεί υπέρ της εναλλακτικής της. Με άλλα λόγια, τα αποτελέσματα συνηγορούν υπέρ της άποψης ότι μέσα στα όρια του συμβατικού στατιστικού σφάλματος, η σειρά της κατά κεφαλή ιδιωτικής κατανάλωσης ανήκει στην κατηγορία των στασίμων στις πρώτες διαφορές και κυριαρχείται από μια στοχαστική τάση.

### γ. Ο Ρόλος του Διαθέσιμου Ιδιωτικού Εισοδήματος

Όπως αναφέρθηκε και προηγούμενα, αν γίνει αποδεκτή η θεωρία του μόνιμου εισοδήματος με παράλληλο ορθολογικό σχηματισμό των προσδοκιών, τότε θα πρέπει οι με υστέρηση τιμές του πραγματικού διαθέσιμου ιδιωτικού εισοδήματος να μη συμβάλλουν στη βελτίωση της πρόβλεψης της ιδιωτικής κατανάλωσης αν στο πληροφοριακό σύνολο έχει συμπεριληφθεί η κατανάλωση της προηγούμενης περιόδου.

Προκειμένου λοιπόν να ελέγξουμε την θεμελιώδη αυτή συνέπεια της θεωρίας, εκτιμήσαμε με ελάχιστα τετράγωνα για την περίοδο 1961 – 1984 την πιο κάτω εξίσωση:

$$\ln C_t = 0,15969 + 1,05523 \ln C_{t-1} - 0,08759 \ln Y_{t-1} \quad (3.3.1)$$

(1,6864) (5,0620) (-0,5234)

$$R^2 = 0,996 \quad DW = 1,287$$

όπου μέσα σε παρένθεση αναγράφονται οι τιμές της στατιστικής  $t$ .

Όπως γίνεται φανερό από την εξίσωση (3.3.1) η τιμή του συντελεστή του διαθέσιμου εισοδήματος ( $Y$ ) είναι απολύτως πολύ μικρή, αρνητική και στατιστικά δεν είναι σημαντική. Ακολούθως προσθέσαμε δεύτερη και εν συνεχεία τρίτη με υστέρηση τιμή του εισοδήματος στην εξίσωση (3.3.1) και ελέγξαμε διαδοχικά τον περιορισμό ότι όλοι οι συντελεστές του εισοδήματος είναι μηδέν. Οι τιμές της στατιστικής  $F$  που υπολογίσαμε είναι  $F(2,20) = 2,20$  και  $F(3,19) = 1,77$  και οι αντίστοιχες κριτικές τιμές σε επίπεδο σημαντικότητας 5% είναι 3,49 και 3,13. Πράγμα που οδηγεί στην αποδοχή της υπόθεσης μηδέν των μηδενικών συντελεστών του εισοδήματος. Τα αποτελέσματα αυτά φαίνεται να βρίσκονται σε πλήρη συμφωνία με τις συνέπειες της θεωρίας του μόνιμου εισοδήματος. Στις προβλεπτικές εξισώσεις της κατανάλωσης οι με υστέρηση τιμές του εισοδήματος δεν έχουν καμία συμβολή στη βελτίωση των προβλέψεων. Αλλά και οι με υστέρηση τιμές της κατανάλωσης πέραν της πρώτης, θα πρέπει και αυτές να μη συμβάλλουν στην βελτίωση των προβλέψεων, για να μην απορριφθεί η θεωρία. Η πιο κάτω παλινδρόμηση ελέγχει την υπόθεση αυτή:

$$\begin{aligned} \ln C_t = & 0,14365 + 1,13519 \ln C_{t-1} - 0,18079 \ln C_{t-2} + \\ & (2,7354) \quad (5,3520) \quad (-0,5571) \\ & 0,37632 \ln C_{t-3} - 0,37155 \ln C_{t-4} \\ & (1,1688) \quad (-2,064) \end{aligned} \quad (3.3.2)$$

$R^2 = 0,997$        $DW = 1,86$

Η τιμή της στατιστικής  $F$  που υπολογίστηκε για τον έλεγχο της υπόθεσης ότι οι συντελεστές του  $\ln C_{t-2}$ ,  $\ln C_{t-3}$  και  $\ln C_{t-4}$  είναι όλοι μηδέν έχει την τιμή 2,88, η δε κριτική τιμή της  $F(3,18)$  σε επίπεδο 5% είναι 3,16. Κατά συνέπεια οι περιορισμοί που επιβάλλει η θεωρία του μονίμου εισοδήματος γίνονται αποδεκτοί από τα δεδομένα της ελληνικής οικονομίας και στην περίπτωση αυτή.

Στη συνέχεια, το επόμενο βήμα ήταν η εκτίμηση ενός γενικότερου υποδείγματος με την παράλληλη εισαγωγή των με υστέρηση τιμών κατανάλωσης και εισοδήματος έως τη χρονική περίοδο  $t-3$ . Το σχετικό υπόδειγμα εκτιμήθηκε για την περίοδο 1961 - 84 και ακολούθως επανεκτιμήθηκε επιβάλλοντας τον περιορισμό ότι όλοι οι συντελεστές εκτός της πρώτης με υστέρηση τιμής της κατανάλωσης είναι μηδέν. Η εγκυρότητα του περιορισμού ελέγχθηκε συγκρίνοντας την τιμή της στατιστικής  $F$  που υπολογίσαμε σε 1,11 με την κριτική τιμή της  $F(5,17)$  που σε επίπεδο 5% είναι 2,81. Έτσι το υπό περιορισμό υπόδειγμα γίνεται αποδεκτό έναντι του εναλλακτικού του, επιβεβαιώνοντας και πάλι τις συνέπειες που προβλέπει η θεωρία του μονίμου εισοδήματος. Σημειώνεται, ότι ο ταυτόχρονος αυτός έλεγχος της σημαντικότητας των μεταβλητών είναι στατιστικά πιο ισχυρός από τη μεμονωμένη και διαδοχική εισαγωγή και έλεγχο μεταβλητών σε μια εξίσωση. Κατά συνέπεια ο τελευταίος έλεγχος είναι ενισχυτικός των προηγούμενων και μάλιστα με μεγαλύτερο βαθμό αξιοπιστίας.

Αξίζει όμως να παρατεθεί ένας ακόμη έλεγχος που πραγματοποιήσαμε που δείχνει ότι τα δεδομένα της Ελληνικής Οικονομίας υποστηρίζουν την υπόθεση του «Random Walk» και όταν οι μεταβλητές διατυπωθούν στις πρώτες διαφορές τους. Πράγματι, συνδυάζοντας τις εξισώσεις Euler δύο διαδοχικών περιόδων, απολήγουμε σε μία νέα διαδικασία «Random Walk» για τις πρώτες διαφορές της κατανάλωσης. Στη νέα αυτή εξίσωση εξετάζεται η προβλεπτική συμβολή των μεταβολών του διαθέσιμου εισοδήματος. Η σχετική εξίσωση εκτιμήθηκε στην περίοδο 1961 -1984 και έδωσε τα εξής αποτελέσματα:

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_t = & 0,92616 \Delta \ln C_{t-1} - 0,02559 \Delta \ln Y_{t-1} & (3.3.3) \\ & (3,8990) & (-0,1513) \\ R^2 = & 0,805 & DW = 2,405 \end{aligned}$$

Η (3.3.3) δείχνει ότι οι μεταβολές του διαθέσιμου εισοδήματος αδυνατούν να συμβάλλουν στην βελτίωση των προβλέψεων των μεταβολών της ιδιωτικής κατανάλωσης. Έτσι το θεώρημα του Hall που διατυπώθηκε στα επίπεδα των μεταβλητών, επιβεβαιώνεται τώρα και στις πρώτες διαφορές τους.

Στη μέχρι τώρα εμπειρική εργασία που παρουσιάστηκε, έγινε μια συστηματική προσπάθεια ελέγχου της εγκυρότητας των συνεπειών της θεωρίας του μόνιμου εισοδήματος με τα εμπειρικά δεδομένα της ελληνικής οικονομίας, χωρίς όμως να γίνει απολύτως καμιά ρητή διατύπωση μιας εναλλακτικής υπόθεσης που να προκύπτει από μια ανταγωνιστική θεωρητική προσέγγιση. Η συμφωνία μιας υπόθεσης με τα δεδομένα, όπως στη συγκεκριμένη περίπτωση αυτή του μόνιμου εισοδήματος, δεν μπορεί να χαρακτηριστεί σαν επαρκής προϋπόθεση για τη μη απόρριψη της υπόθεσης έναντι εναλλακτικών υποθέσεων που επίσης βρίσκονται σε συμφωνία με τα δεδομένα και πιθανόν με μεγαλύτερη επιτυχία. Έτσι, εφόσον τίθεται θέμα επιλογής μεταξύ υποθέσεων, γίνεται φανερό ότι απαιτείται ο ρητός προσδιορισμός μιας γνήσιας εναλλακτικής, ούτως ώστε η απόφαση της επιλογής να στηριχθεί πάνω στο σχετικό έλεγχο που θα διατυπωθεί. Το ζήτημα αυτό, που αποκτά ιδιαίτερο ενδιαφέρον ιδίως όταν οι εναλλακτικές υποθέσεις οδηγούν σε διαφορετικά συμπεράσματα για την κατεύθυνση της πολιτικής, είναι το αντικείμενο του επόμενου τμήματος της εργασίας.

#### 4. Το Διαρθρωτικό Υπόδειγμα και οι Έλεγχοι των μη Περιεχομένων Υποθέσεων.

Το διαρθρωτικό υπόδειγμα της κατανάλωσης<sup>2</sup> που διατυπώνουμε μέσα στο πλαίσιο του ορθολογικού σχηματισμού των προσδοκιών και του μόνιμου εισοδήματος, βασίζεται στην υπόθεση ότι το πραγματικό κατά κεφαλή διαθέσιμο εισόδημα μπορεί να περιγραφεί από μια σταθερή στοχαστική διαδικασία. Έστω λοιπόν, η πιο κάτω προβλεπτική εξίσωση του  $Y_t$ :

$$\ln Y_t = \pi_1 \ln Y_{t-1} + \pi_2 \ln C_{t-1} + v_t \quad (4.1.1)$$

2. Η διατύπωση του διαρθρωτικού υποδείγματος βασίζεται κυρίως στην εργασία της Flavin (1981).

όπου  $v_t$  ο νεωτερισμός στην πρόβλεψη του  $Y_t$  από το με υστέρηση πληροφοριακό σύνολο των  $(Y_t, C_t)$ . Με βάση τώρα την (4.1.1) η υπόθεση του «Random Walk» επαναδιατυπώνεται ως εξής:

$$\ln C_t = a_0 + a_1 \ln C_{t-1} + a_2 (\ln Y_t - \ln Y_t^*) + \varepsilon_t \quad (4.1.2)$$

όπου  $Y_t^*$  η ορθολογική πρόβλεψη του  $Y_t$  σύμφωνα με την (4.1.1) της οποίας οι παράμετροι θεωρούνται γνωστοί στο κοινό. Η εξίσωση (4.1.2) αποτελεί την διαρθρωτική «Surprise» συνάρτηση κατανάλωσης.

Η εξίσωση Euler περιγράφει ως γνωστό την άριστη διαχρονική συμπεριφορά του καταναλωτή κάτω από τον εισοδηματικό περιορισμό του κύκλου ζωής. Ασφαλώς στην σχετική παλινδρόμηση του «Random Walk» κάθε με υστέρηση μεταβλητή με μη μηδενικό συντελεστή πέραν της κατανάλωσης θα ήταν μια ένδειξη αποτυχίας αριστοποίησης του καταναλωτή, πράγμα που έρχεται σε αντίθεση με την άριστη καταναλωτική συμπεριφορά που δέχεται η θεωρία. Η άριστη όμως συμπεριφορά του καταναλωτή συμβιβάζεται πλήρως μ' ένα συντελεστή  $a_2$  στην (4.1.2), διάφορο του μηδενός. Και τούτο διότι ο νεωτερισμός  $(Y_t - Y_t^*)$  στην πρόβλεψη του εισοδήματος εκφράζει τις νέες πληροφορίες που περιέχονται στην τρέχουσα παρατήρηση του εισοδήματος, σχετικά με την εξέλιξή του. Σε κάθε περίοδο λοιπόν το κοινό με βάση την απόκλιση των προβλέψεων από τις πραγματοποιήσεις αναθεωρεί την μελλοντική ροή εισοδημάτων. Έτσι η παράμετρος  $a_2$  εκφράζει την λεγόμενη κανονική ευαισθησία της κατανάλωσης στις αναθεωρήσεις του μόνιμου εισοδήματος που με την σειρά τους εξαρτώνται από τις παραμέτρους της διαδικασίας (4.1.1). Το σύστημα των εξισώσεων (4.1.1) και (4.1.2) τυποποιεί τη διαδικασία αυτή της διαδοχικής αναθεώρησης σε κάθε περίοδο του μόνιμου εισοδήματος σύμφωνα με τις νέες πληροφορίες που έρχονται, και προσδιορίζει τις αντίστοιχες επιδράσεις στην κατανάλωση. Επαναδιατυπώνοντας την (4.1.2) με την προσθήκη της τρέχουσας μεταβολής του εισοδήματος  $\Delta Y_t$  καθώς και των υστερήσεών της, οι σχετικοί συντελεστές του εισοδήματος αν είναι διάφοροι του μηδενός θα μετρούν την υπερβάλλουσα σε σχέση με την κανονική, που δικαιολογεί η αναθεώρηση του μόνιμου εισοδήματος, ευαισθησία της κατανάλωσης στις μεταβολές του διαθέσιμου εισοδήματος. Ένα τέτοιο ενδεχόμενο ασφαλώς συνιστά απόρριψη της θεωρίας του μόνιμου εισοδήματος. Οι συνήθεις έλεγχοι υπερβάλλουσας ευαισθησίας, Flavin (1981), εντάσσονται σ' αυτό το πλαίσιο και πραγματοποιούνται στην ανηγμένη μορφή των (4.1.1) και (4.1.2) με την προσθήκη των μεταβλητών  $(\Delta \ln Y_t, \Delta \ln Y_{t-1}, \Delta \ln Y_{t-2} \dots)$ .

Στην εργασία αυτή ακολουθείται μια διαφορετική στατιστική μεθοδολογία που απαιτεί την ρητή διατύπωση μιας γνήσιας εναλλακτικής υπόθεσης κα-

ταναλωτικής συμπεριφοράς. Δεχόμαστε λοιπόν σαν ανταγωνιστικό υπόδειγμα της (4.1.2) μια κενυσιανή συνάρτηση της μορφής:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 C_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_t + \beta_3 \Delta Y_{t-1} \quad (4.1.3)$$

Κατ' αρχήν θα πρέπει να σημειωθεί ότι και τα δύο υποδείγματα βρίσκονται σε πλήρη συνέπεια με τα δεδομένα της ελληνικής οικονομίας. Πράγματι, οι εξισώσεις (4.1.2) και (4.1.3) εκτιμήθηκαν στην περίοδο 1961–1984 και έδωσαν τα εξής αποτελέσματα:

$$\begin{aligned} \ln C_t = & 0,21289 + 0,94382 \ln C_{t-1} + 0,41319 (\ln Y_t - \ln Y_t^*) & (4.1.2) \\ & (8,3269) \quad (114,864) \quad (5,0194) \\ R^2 = & 0,9984 \quad \quad \quad DW = 1,4585 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln C_t = & 0,07489 + 0,98088 \ln C_{t-1} + 0,33809 \Delta \ln Y_t + 0,13924 \Delta \ln Y_{t-1} \\ & (2,0602) \quad (91,9011) \quad (4,7035) \quad (2,0602) & (4.1.3) \\ R^2 = & 0,9985 \quad \quad \quad DW = 1,7284 \end{aligned}$$

Ειδικότερα, για την εκτίμηση της (4.1.2)' ακολουθήθηκε μια διαδικασία δύο σταδίων, εκτιμώντας αρχικά την (4.1.1) και χρησιμοποιώντας ακολούθως τις αποκλίσεις των θεωρητικών και πραγματικών τιμών στη θέση του όρου  $(\ln Y_t - \ln Y_t^*)$ . Στο σημείο αυτό αξίζει να σημειωθεί ότι πραγματοποιήσαμε και μια εκτίμηση FIML του συστήματος εξισώσεων (4.1.1) και (4.1.2) επιβάλλοντας τους μεταξύ εξισώσεων περιορισμούς που συνεπάγεται η υιοθέτηση της υπόθεσης των ορθολογικών προσδοκιών. Οι περιορισμοί αυτοί ακολούθως ελέγχθηκαν μ' ένα έλεγχο λόγου πιθανοφανειών και έγιναν αποδεκτοί από τα δεδομένα ενισχύοντας έτσι την εγκυρότητα της υπόθεσης των ορθολογικών προσδοκιών. Οι σχετικές εκτιμήσεις καθώς και ο στατιστικός έλεγχος των περιορισμών παρουσιάζονται σε παράρτημα. Είναι χαρακτηριστικό το πόσο κοντά βρίσκονται οι εκτιμητές πλήρους πληροφόρησης με τους αντίστοιχους εκτιμητές της διαδικασίας των δύο σταδίων.

Οι εξισώσεις (4.1.2)' και (4.1.3)' πληρούν τα συνήθη στατιστικά κριτήρια και με βάση τα κριτήρια αυτά, οι δύο προσδιορισμοί φαίνεται να μπορούν να ερμηνεύσουν ικανοποιητικά τη συμπεριφορά της κατά κεφαλή ιδιωτικής κατανάλωσης. Πλην όμως τα στατιστικά κριτήρια που παραθέτουμε δεν κρίνονται επαρκή για την επιλογή μεταξύ των δύο υποδειγμάτων και τούτο διότι τα υποδείγματα αυτά είναι μη περιεχόμενα με την έννοια ότι κανένα δεν μπορεί

να γραφεί πλήρως σαν γραμμικός συνδυασμός του άλλου. Κατόπιν τούτου αποφασίστηκε να εφαρμόσουμε μια σειρά ελέγχων που βασίζονται στην τροποποιημένη αρχή του λόγου πιθανοφανειών του Cox (1962) και είναι κατάλληλοι για την επιλογή ανταγωνιστικών μη περιεχομένων οικονομετρικών υποδειγμάτων.

Ας θεωρήσουμε λοιπόν, δύο ανταγωνιστικές οικονομικές θεωρίες που περιγράφουν τη συμπεριφορά της αυτής ενδογενούς μεταβλητής  $y$ , και μπορούν να γραφούν:

$$H_0: y = X b_0 + u_0$$

$$H_1: y = Z b_1 + u_1$$

όπου  $X$  και  $Z$  οι αντίστοιχοι πίνακες των εξωγενών μεταβλητών. Το χαρακτηριστικό των υποδειγμάτων  $H_0$  και  $H_1$  είναι ότι εκ κατασκευής όλοι οι γραμμικοί μετασχηματισμοί στις στήλες του  $Z$  μπορούν το πολύ να απολήξουν σε ένα διαχωρισμό του πίνακα, της μορφής  $Z = [Z : XA]$  όπου  $Z$  ένας πίνακας που περιέχει τις μεταβλητές που ανήκουν αποκλειστικά στο  $H_1$  και  $A$  ένας πίνακας με σταθερές. Ουσιαστικά ο  $Z$  περιέχει τον αριθμό των μη κοινών μεταβλητών.

Αν τώρα  $L_0(b_0)$  είναι το μέγιστο του λογάριθμου της συνάρτησης πιθανοφάνειας στην υπόθεση  $H_0$  και,  $L_1(b_1)$  στην υπόθεση  $H_1$ , ο έλεγχος του Cox βασίζεται στη στατιστική  $T = [L_0(b_0) - L_1(b_1) - E_{b_0}(L_0(b_0) - L_1(b_1))]$  ήτοι σε μια σύγκριση της διαφοράς των λογαρίθμων των παρατηρουμένων πιθανοφανειών προς την αναμενόμενη διαφορά τους αν η υπόθεση  $H_0$  είναι αληθής. Για τη στατιστική  $T$  ο Cox έδειξε ότι αν η  $H_0$  είναι αληθής τότε, αυτή ακολουθεί ασυμπτωτικά την κανονική κατανομή με μέσο μηδέν και διακύμανση  $V(T)$ .

Με βάση τα αποτελέσματα αυτά ο Pesaran (1974) και οι Godfrey και Pesaran (1983) πρότειναν μια διαδικασία ελέγχου που απαιτεί τον υπολογισμό αντιστοίχως των στατιστικών  $N = T / \sqrt{V(T)}$  και της προσαρμοσμένης στατιστικής  $W$  οι οποίες ασυμπτωτικά ακολουθούν την τυποποιημένη κανονική κατανομή.

Ο έλεγχος των Davidson και Mackinnon (1981), γνωστός στην βιβλιογραφία σαν και  $J$  έλεγχος, βασίζεται στη στατιστική σημαντικότητα της παραμέτρου  $\lambda$  στην συνδυασμένη παλινδρόμηση:

$$y = (1 - \lambda) (Xb_0) + \lambda \hat{y} \quad (4.1.4)$$



όπου  $\hat{y}$  οι θεωρητικές τιμές του  $y$  αν η υπόθεση  $H_1$  είναι αληθής. Αν το  $\lambda$  είναι μη σημαντικό, τότε το υπόδειγμα  $H_1$  πρέπει να απορριφθεί.

Τους ελέγχους αυτούς εφαρμόσαμε στα δύο ανταγωνιστικά υποδείγματα (4.1.2) και (4.1.3), παίρνοντας διαδοχικά σαν υπόδειγμα  $H_0$  πρώτα το κενυσιανό συμβολιζόμενο με  $K$  και ακολούθως το υπόδειγμα των ορθολογικών προσδοκιών συμβολιζόμενο αντιστοίχως με  $R$ . Τα αποτελέσματα των ελέγχων αυτών παρουσιάζουμε στον πίνακα 4.

#### ΠΙΝΑΚΑΣ 4

Τιμές των στατιστικών ελέγχου για την επιλογή των υποδειγμάτων  $R$  και  $K$

	K versus R	R versus K
N	-0,9382	-1,4015
W	-0,7634	-0,7490
J	2,85	1,37
Πληροφοριακό κριτήριο Akaike: -0,3294		
Πληροφοριακό κριτήριο Schwarz: -0,9184		

Όπως γίνεται φανερό από την εξέταση του πίνακα 4 με βάση τα κριτήρια  $N$  και  $W$  και τα δύο υποδείγματα γίνονται αποδεκτά από τα δεδομένα αφού κανένα δεν μπορεί να απορρίψει το εναλλακτικό του. Αντίθετα όμως, στον έλεγχο που βασίζεται στη στατιστική  $J$  το υπόδειγμα των ορθολογικών προσδοκιών απορρίπτει το εναλλακτικό κενυσιανό πρότυπο ενώ ο κενυσιανός προσδιορισμός δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να απορρίψει το ανταγωνιστικό υπόδειγμα των ορθολογικών προσδοκιών. Στο σημείο αυτό θα πρέπει να αναφερθεί ότι και τα πληροφοριακά κριτήρια των Akaike και Schwarz συνηγορούν υπέρ του υποδείγματος των ορθολογικών προσδοκιών.

Το γενικό συμπέρασμα που μπορεί να εξαχθεί από την εφαρμογή των ελέγχων μη περιεχομένων υποθέσεων είναι ότι τα αποτελέσματα συγκλίνουν περισσότερο υπέρ του υποδείγματος των ορθολογικών προσδοκιών έναντι της ανταγωνιστικής κενυσιανής ερμηνείας της καταναλωτικής συμπεριφοράς.

## 5. Σύνοψη - Συμπεράσματα

Στην εργασία αυτή έγινε μια εμπειρική διερεύνηση της υπόθεσης του «Random Walk» για την ελληνική οικονομία. Το κεντρικό αποτέλεσμα το οποίο προέκυψε από τη διερεύνηση αυτή είναι ότι τα δεδομένα της ελληνικής οικονομίας βρίσκονται σε συνέπεια και υποστηρίζουν το υπόδειγμα του μόνιμου εισοδήματος με παράλληλο ορθολογικό σχηματισμό των προσδοκιών. Είναι χαρακτηριστικό ότι όλοι οι στατιστικοί έλεγχοι που πραγματοποιήθηκαν συνέκλιναν και μάλιστα με υψηλό βαθμό αξιοπιστίας προς την απόφαση της αποδοχής του υποδείγματος. Η διαδικασία ελέγχων μη περιεχομένων υποθέσεων, που ακολούθως εφαρμόστηκε, έδειξε μια πιο μικτή εικόνα, με την έννοια ότι ορισμένοι έλεγχοι έκαναν αποδεκτά και τα δύο υποδείγματα. Η εφαρμογή όμως του ελέγχου των Davidson και Mackinnon (1981) έδειξε ότι το υπόδειγμα των ορθολογικών προσδοκιών απορρίπτει τον εναλλακτικό προσδιορισμό με κεϋνσιανά χαρακτηριστικά. Αντίθετα τα δεδομένα, δεν επέτρεψαν την απόρριψη του αρχικού υποδείγματος του μόνιμου εισοδήματος όταν ο ρόλος των υποθέσεων αντιστράφηκε. Τέλος με βάση τα πληροφοριακά κριτήρια των Akaike και Schwarz το υπόδειγμα των ορθολογικών προσδοκιών φέρεται σαν εμπειρικά εγκυρότερο για την περιγραφή της καταναλωτικής συμπεριφοράς.

Σαν αποτέλεσμα των εμπειρικών αυτών ευρημάτων η εργασία οδηγεί στο να γίνει αποδεκτό ένα πλαίσιο αντιλήψεων, για την ανάλυση και κατεύθυνση της αντικυκλικής πολιτικής, το οποίο υπαγορεύεται από τις δραστικές συνέπειες που έχει στην πολιτική η αποδοχή της θεωρίας του μόνιμου εισοδήματος και των ορθολογικών προσδοκιών στην καταναλωτική συμπεριφορά. Συνοψίζοντας λοιπόν, και παράλληλα δίνοντας απάντηση στα τρία ερωτήματα που τέθηκαν στην αρχή, μπορούμε να διατυπώσουμε τις βασικές θέσεις υπέρ των οποίων συνηγορούν τα αποτελέσματα της εργασίας.

Η σειρά της κατά κεφαλήν ιδιωτικής κατανάλωσης ανήκει στην κατηγορία των στασίμων στις πρώτες διαφορές και κατά συνέπεια η τάση της είναι στοχαστική. Η τάση αυτή, υπεύθυνη για το κύριο τμήμα της μεταβλητότητας της σειράς, καθορίζεται από παράγοντες κυρίως διαρθρωτικούς και συγκεκριμένα την διαχρονική διάταξη των προτιμήσεων. Οι παράγοντες αυτοί παραμένουν αμετάβλητοι στις βραχυχρόνιου χαρακτήρα παρεμβάσεις τις αντικυκλικής πολιτικής. Ο παλαιός διαχωρισμός της ιδιωτικής κατανάλωσης σε μόνιμη και μεταβατική δίνει τη θέση του σ' ένα νέο διαχωρισμό μεταξύ αναμενόμενης και μη αναμενόμενης. Η αναμενόμενη κατανάλωση περιγράφεται από μια διαδικασία «Random Walk». Το διαθέσιμο εισόδημα δεν συμβάλλει στην βελτίωση των προβλέψεων της ιδιωτικής κατανάλωσης της περιόδου  $t$

όταν στο πληροφοριακό σύνολο περιλαμβάνεται η κατανάλωση της περιόδου  $t - 1$ . Μεταβολές του εισοδήματος που δεν προκαλούν μεταβολές του μόνιμου εισοδήματος δεν έχουν καμιά επίδραση στην κατανάλωση.

Από την άποψη της ανάλυσης της πολιτικής, το κατάλληλο πλαίσιο θα πρέπει να περιλαμβάνει ένα σχήμα που να μπορεί να διαπιστώσει και εκτιμήσει την επίδραση των τρεχουσών μεταβολών του εισοδήματος στο μόνιμο εισόδημα. Οι μεταβολές του τελευταίου είναι και οι μόνες που μπορούν να επηρεάσουν την ιδιωτική κατανάλωση. Συναρτήσεις κατανάλωσης που συνδέουν τις μεταβολές της κατανάλωσης με τις τρέχουσες μεταβολές του εισοδήματος είναι μάλλον ακατάλληλες για τέτοιου είδους ζητήματα έστω και αν παρουσιάζουν ικανοποιητική στατιστική προσαρμογή.

#### ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Στο σύστημα των εξισώσεων (4.1.1) και (4.1.2) επιβλήθηκαν οι περιορισμοί που συνεπάγεται η υιοθέτηση της υπόθεσης των ορθολογικών προσδοκιών δι' αντικαταστάσεως της πρώτης εξίσωσης στη δεύτερη. Ακολουθώντας το σύστημα εκτιμήθηκε με τη μέθοδο FIML για την περίοδο 1961 - 84 και έδωσε τα εξής αποτελέσματα:

$\pi_1$ : 0,4127 (4,007)	$a_0$ : 0,2122 (6,428)
$\pi_2$ : 0,6475 (5,834)	$a_1$ : 0,9440 (89,086)
	$a_2$ : 0,4000 (1,386)

Στη συνέχεια προκειμένου να ελεγχθεί η εγκυρότητα των περιορισμών, με τη διατύπωση ενός ελέγχου λόγου πιθανοφανειών, το σύστημα εκτιμήθηκε ελεύθερο χωρίς περιορισμούς στην ίδια περίοδο. Έστω τώρα  $\mu = L_u/L_R$  ο λόγος των πιθανοφανειών του χωρίς περιορισμούς και με περιορισμούς συστήματος. Η στατιστική  $\mu$  μπορεί επίσης να εκφραστεί και με  $(|\hat{\Omega}_R|/|\hat{\Omega}_u|)^{(T-K)/2}$  όπου  $|\hat{\Omega}_R|$  και  $|\hat{\Omega}_u|$  οι ορίζουσες των αντιστοίχων πινάκων  $\Omega_R$  και  $\Omega_u$  των μεταξύ εξισώσεων συνδιακυμάνσεων των σφαλμάτων του υπό περιορισμό και χωρίς περιορισμό συστήματος και  $K$  ο αριθμός των προς εκτίμηση παραμέτρων διαιρημένος με τον αριθμό των εξισώσεων. Ως γνωστό η στατιστική  $-2\ln\mu$  έχει

μια ασυμπτωτική κατανομή  $\chi^2$  με τόσους βαθμούς ελευθερίας όσους και ο αριθμός των περιορισμών. Υπολογίζουμε λοιπόν τη στατιστική ελέγχου από τη σχέση  $(T - K) (\ln|\hat{\Omega}_R| - \ln|\hat{\Omega}_a|) = 5,075$ . Το σημείο 0.95% της κατανομής της  $\chi^2$  για δύο βαθμούς ελευθερίας έχει τιμή 5,991, κατά συνέπεια η τιμή της στατιστικής ελέγχου 5,075 κάνει αποδεκτούς τους περιορισμούς στο συμβατικό επίπεδο σφάλματος 5%.

## ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Bean, C.* (1986), "Estimation of "Surprise" Models and the "Surprise" Consumption Function". *Review of Economic Studies*, 53, 497-516.
- Bilson, J.F.* (1980), "The Rational Expectations Approach to the Consumption Function: A Multi country Study". *European Economic Review*, 13, 273-289.
- Cox, D.R.* (1962), "Further Results on the Tests of Separate Families of Hypotheses". *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 24, 406-424.
- Davidson, R. και Mackinnon J.G.* (1981), "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses". *Econometrica*, 49, 781-793.
- Dickey, D.A. και Fuller W.A.* (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Auto regressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, 49, 1057-1078.
- Flavin, M.A.* (1981), "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income". *Journal of Political Economy*, 89, 1020-1037.
- (1985), "Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia?". *Canadian Journal of Economics*, 18, 117-136.
- Fuller, W.A.* (1976), "Introduction to Statistical Time Series". John Wiley and Sons.
- Godfrey, L.G. και Pesaran M.H.* (1983), "Tests of Non-Nested Regression Models". *Journal of Econometrics*, 19, 134-154.
- Hall, R.E.* (1978), "Stochastic Implications of the Life-Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence". *Journal of Political Economy*, 86, 971-987.
- (1987), "Consumption". N.B.E.R. Inc., Working Paper No 2265.
- Hansen, L.P. και Singleton K.J.* (1983), "Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Stock Market Returns". *Journal of Political Economy*.
- Hayashi, F.* (1985), "Tests for Liquidity Constraints: a Critical Survey.
- Lucas, R.E.* (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique". *Carnegie - Rochester Series on Public Policy*, eds. Karl Brunner και Allan H. Meltzer, 1, Amsterdam: North - Holland Publishing Co.
- Muelbauer, J.* (1983), "Surprise in the Consumption Function", *Economic Journal*, 93, Supplement, 34-40.
- Nelson, C.R. και Plosser C.I.* (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications". *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Nelson, C.R.* (1985), "A Reappraisal of Recent Tests of the Permanent Income Hypothesis". N.B.E.R. INC., Working paper No 1687.
- Pesaran, M.H.* (1974), "On the General Problem of Model Selection". *The Review of Economic Studies*, 41, 153-171.
- (1982), "Comparison of Local Power of Alternative tests of Non - Nested Regression Models". *Econometrica*, 50, 1287-1305.
- Sargent, T.J.* (1978), "Rational Expectations, Econometric Exogeneity and Consumption". *Journal of Political Economy*, 86, 673-700.