

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΚΡΗΤΗΣ  
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ  
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗΝ  
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ ΚΑΙ ΠΟΛΙΤΙΚΗ

*ΕΝΑ ΔΥΝΑΜΙΚΟ ALMOST IDEAL DEMAND SYSTEM ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΔΙΩΤΙΚΗ  
ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ ΣΤΙΣ ΓΑΛΛΙΑ ΚΑΙ ΙΤΑΛΙΑ*

ΒΑΣΙΛΙΚΗ ΦΟΥΡΜΟΥΖΗ

Διατριβή Υποβληθείσα για τη Μερική Εκπλήρωση των Απαιτήσεων για το  
Μεταπτυχιακό Δίπλωμα Ειδίκευσης στην Οικονομική Θεωρία και Πολιτική

Επιβλέπων: Ανδρέας Γιαννόπουλος

ΡΕΘΥΜΝΟ, ΔΕΚΕΜΒΡΙΟΣ 2003

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	2
2. ΤΟ ΕΜΠΕΙΡΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ και ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ.....	5
2.1 Ομαδοποίηση Αγαθών: Διαχωρισιμότητα των Προτιμήσεων, Two-stage Budgeting.....	5
2.2 Το Στατικό Υπόδειγμα.....	6
2.3 Το Δυναμικό Υπόδειγμα.....	9
3. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ και ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ .....	13
3.1 Τα Στατιστικά Στοιχεία.....	13
3.2 Ιδιότητες Χρονολογικών Σειρών των Μεταβλητών.....	14
4. ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ.....	20
4.1 Εμπειρικά Αποτελέσματα από την Εκτίμηση του Στατικού Υποδείγματος.....	20
4.2 Εμπειρικά Αποτελέσματα από την Εκτίμηση του Δυναμικού Υποδείγματος.....	26
5. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ.....	36
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	38
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ.....	41

## 1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η ευρεία χρήση της συνάρτησης δαπάνης ή έμμεσης συνάρτησης χρησιμότητας του καταναλωτή ως μια αναπαράσταση των προτιμήσεων του στην εμπειρική ανάλυση έχει παραγάγει ένα αριθμό εύκαμπτων και μη-εύκαμπτων συναρτησιακών μορφών. Τα μη εύκαμπτα υποδείγματα βασίζονται σε έμμεσες συναρτήσεις χρησιμότητας που υπόκεινται σε *a priori* περιορισμούς, όπως οι περιορισμοί της προσθετικότητας και της ομοθετικότητας των προτιμήσεων του καταναλωτή. Παράδειγμα αποτελεί ένα από τα πρώτα ολοκληρωμένα συστήματα ζήτησης που εμφανίστηκαν στην εμπειρική ανάλυση, το Linear Expenditure System (LES) του Stone (1954), το οποίο βασίζεται στην κατηγορία προτιμήσεων που είναι γνωστές ως Gorman Polar Form και οποίες επιδεικνύουν οιονεί-ομοθετική συμπεριφορά (γραμμικές καμπύλες Engel). Η θεωρητική και εμπειρική έρευνα για εναλλακτικές εξειδικεύσεις, η οποία ακολούθησε μετά την εμφάνιση του LES, έδωσε μια σειρά εύκαμπτων υποδειγμάτων ζήτησης. Τα υποδείγματα αυτά προκύπτουν από έμμεσες συναρτήσεις ζήτησης που δεν υπόκεινται σε *a priori* περιορισμούς, αλλά όπου οι περιορισμοί στις προτιμήσεις των καταναλωτών αποτελούν αντικείμενο εμπειρικού ελέγχου. Παραδείγματα εύκαμπτων υποδειγμάτων τα οποία κυριαρχούν στη βιβλιογραφία έως και σήμερα είναι το Translog υπόδειγμα των Christensen et al. (1975) και το Almost Ideal Demand System (AIDS) των Deaton και Muellbauer (1980α)<sup>1</sup>. Το Translog υπόδειγμα βασίζεται σε μια οικογένεια συναρτήσεων έμμεσης χρησιμότητας που είναι γνωστή στη βιβλιογραφία ως Price Independent Generalised Linear (PIGL), ενώ το AIDS βασίζεται σε μια λογαριθμική μορφή των PIGL προτιμήσεων που είναι γνωστές ως Price Independent Logarithmic (PIGLOG) προτιμήσεις.

Το AIDS θεωρείται ως ένα σύστημα ζήτησης ανώτερο από τους προκατόχους του καθώς έχει επιθυμητές ιδιότητες τις οποίες τα άλλα υποδείγματα δεν είχαν ταυτόχρονα. Για παράδειγμα, δίνει σε πρώτη φάση μια αυθαίρετη προσέγγιση πρώτης τάξης σε οποιοδήποτε σύστημα ζήτησης, ικανοποιεί τα αξιώματα της επιλογής (choice) επακριβώς, αθροίζεται τέλεια ως προς τους καταναλωτές και άρα μπορεί να χρησιμοποιηθεί για εμπειρική ανάλυση για το σύνολο των καταναλωτών χωρίς να επικαλείται παράλληλες γραμμικές καμπύλες Engel, έχει μια συναρτησιακή μορφή που είναι συνεπής με γνωστά δεδομένα προϋπολογισμού νοικοκυριών, είναι απλό στην εκτίμηση αποφεύγοντας κατά πολύ την ανάγκη για μη-γραμμική εκτίμηση, και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να ελεγχθούν οι περιορισμοί της ομογένειας και της συμμετρίας μέσω γραμμικών περιορισμών σε σταθερές (fixed) παραμέτρους (Deaton and Muellbauer, 1980a). Τα παραπάνω πλεονεκτήματα του AIDS έχουν οδηγήσει σε μια εκτεταμένη χρήση του στην εμπειρική ανάλυση της συμπεριφοράς του καταναλωτή και έχουν ως αποτέλεσμα να χρησιμοποιείται το υπόδειγμα αυτό έως και σήμερα (για παράδειγμα, βλ. Alley et al. (1992), Balcombe and Davis (1996), Brox (2003), Rickertsen (1998), Sasaki (1996)).

Παρ' όλα αυτά, το AIDS έχει στατική μορφή και υποθέτει ότι οι καταναλωτές προσαρμόζονται πλήρως και στιγμιαία, σε κάθε χρονική περίοδο, σε μεταβολές στις τιμές και στο εισόδημα. Κάτι τέτοιο, όμως, είναι απίθανο να ισχύει στην

---

<sup>1</sup> Μεταξύ άλλων υποδειγμάτων είναι και το Rotterdam (Theil (1965, 1976), Barten (1969)) και το Generalised Leontief του Diewert (1971).

πραγματικότητα, ενώ είναι περισσότερο εύλογη η υπόθεση ότι οι καταναλωτές δεν είναι σε ισορροπία για κάποιες χρονικές περιόδους. Οι αιτίες για μια τέτοια βραχυχρόνια συμπεριφορά είναι πολλές και μεταξύ άλλων θα μπορούσαμε να αναφέρουμε τις συνήθειες (habit persistence), το κόστος προσαρμογής (adjustment costs), και την ατελή πληροφόρηση για τις μεταβολές στις τιμές και στο εισόδημα. Βασίζόμενοι στην παραπάνω παρατήρηση, καθώς και στο ότι οι έως τότε εμπειρικές μελέτες έδιναν ενδείξεις ότι απαιτείται μια δυναμική προσέγγιση στη μοντελοποίηση της συμπεριφοράς του καταναλωτή, οι Anderson και Blundell (1982, 1983, 1984) ανέπτυξαν και εκτίμησαν μία δυναμική εκδοχή του AIDS. Το δυναμικό AIDS είναι ένα περισσότερο γενικό σύστημα ζήτησης στο οποίο γίνεται διαχωρισμός της βραχυχρόνιας από τη μακροχρόνια συμπεριφορά του καταναλωτή, επιτρέποντας έτσι ένα έλεγχο του ίδιου του στατικού AIDS. Μάλιστα, η μακροχρόνια συμπεριφορά περιγράφεται εντός του δυναμικού υποδείγματος ως η απόκλιση των μεριδίων δαπάνης από τις τιμές ισορροπίας που δίνονται από το στατικό AIDS, δηλαδή, περιγράφεται με τη μορφή ενός υποδείγματος διόρθωσης λαθών. Τέλος, η γενικότητα του δυναμικού AIDS επιτρέπει, μέσω επιβολής κατάλληλων περιορισμών στις παραμέτρους του, να εξαχθούν από αυτό και να ελεγχθούν έναντι αυτού γνωστά δυναμικά υποδείγματα όπως το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (autoregressive model), το υπόδειγμα μερικής προσαρμογής (partial adjustment model) και το υπόδειγμα συνηθειών (habit persistence).<sup>2</sup>

Στην παρούσα μελέτη θα χρησιμοποιηθεί το δυναμικό AIDS των Anderson και Blundell (1982, 1983, 1984) προκειμένου να γίνει ανάλυση της ζήτησης για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες στη Γαλλία και στην Ιταλία. Η εμπειρική ανάλυση θα επιτρέψει μία σύγκριση της συμπεριφοράς των καταναλωτών στις δύο γείτονες χώρες οι οποίες χαρακτηρίζονται από τον ίδιο περίπου βαθμό οικονομικής ανάπτυξης. Στα πλαίσια αυτά, η παρούσα μελέτη αναμένεται να συμβάλλει στην κάλυψη ενός κενού που έχει εντοπισθεί στη βιβλιογραφία όσον αφορά την εμπειρική μελέτη της καταναλωτικής ζήτησης για τη Γαλλία και την Ιταλία. Συγκεκριμένα, στην έρευνα βιβλιογραφίας η οποία διενεργήθηκε στα πλαίσια της παρούσας μελέτης δεν βρέθηκε κάποια εμπειρική μελέτη για τη ζήτηση καταναλωτή στη Γαλλία. Επίσης, στην περίπτωση της Ιταλίας βρέθηκε μόνον μία εμπειρική μελέτη, εκείνη των Bollino et al. (2000) στην οποία χρησιμοποιείται ένα Generalized Quadratic Almost Ideal Demand System προκειμένου να γίνει σύγκριση των αποτελεσμάτων που δίνουν διαφορετικές διαδικασίες κατασκευής δημογραφικών μεταβλητών<sup>3</sup>.

Επιπλέον, η παρούσα μελέτη λαμβάνει υπόψη τις πρόσφατες εξελίξεις στη βιβλιογραφία όσον αφορά τη μελέτη της μακροχρόνιας συμπεριφοράς του καταναλωτή. Ειδικότερα, τα τελευταία χρόνια έχει αρχίσει να δίνεται προσοχή στη στασιμότητα ή μη και στη συνολοκλήρωση των χρονολογικών σειρών των μεταβλητών σε συστήματα ζήτησης που αναπαριστούν τη μακροχρόνια ισορροπία

---

<sup>2</sup> Προκειμένου να κρατήσουμε τον αναγνώστη ενήμερο για τις τελευταίες εξελίξεις στο πεδίο της εμπειρικής ανάλυσης της καταναλωτικής ζήτησης, σημειώνουμε πρόσφατες προσπάθειες μοντελοποίησης της συμπεριφοράς του καταναλωτή, όπως, για παράδειγμα το Quadratic AIDS (Blundell et al. (1993), Banks et al. (1996, 1997)) το οποίο είναι ένα σύστημα τρίτου βαθμού και μπορεί να προσεγγίσει καλύτερα μη-γραμμικές καμπύλες Engel, οι οποίες έχουν συχνά αναφερθεί στην εμπειρική ανάλυση. Επίσης, οι Lyssiotou et al. (2002) ανέπτυξαν ένα Generalized Quadratic Demand System, το οποίο είναι ένα σύστημα τρίτου βαθμού και από το οποίο μπορούν να προκύψουν (μέσω κατάλληλων περιορισμών στις παραμέτρους του) όλα τα γνωστά συστήματα ζήτησης δευτέρου και τρίτου βαθμού. Τέλος, ο Lewbel (2003) προτείνει μία νέα ομάδα συστημάτων ζήτησης τετάρτου βαθμού η οποία μπορεί να αποδειχθεί χρήσιμη όταν υπάρχει ένδειξη για ένα σύστημα ζήτησης ότι είναι τετάρτου βαθμού, όπως π.χ. συστήματα που έχουν ένα μεγάλο αριθμό ποικίλων αγαθών.

<sup>3</sup> Για περισσότερες λεπτομέρειες βλ. Bollino et al. (2000).

του καταναλωτή (βλ. για παράδειγμα, Attfield (1997), Balcombe and Davis (1996), Brox (2003), Duffy (2002, 2003), Karagiannis et al. (2000), Karagiannis and Mergos (2002)). Για το λόγο αυτό στην παρούσα μελέτη δίνεται ιδιαίτερη προσοχή στις ιδιότητες χρονολογικών σειρών των υπό μελέτη μεταβλητών και διερευνάται η δυνατότητα συνολοκλήρωσης των μεταβλητών αυτών προκειμένου να εξασφαλιστεί ότι το στατικό AIDS, που αποτελεί το μακροχρόνιο συστατικό παράγοντα στο υπό μελέτη δυναμικό AIDS, όντως αντικατοπτρίζει μία σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας και ότι, συνακολούθως, είναι επιτρεπτή η παρουσίασή του με τη μορφή που προτείνουν οι Anderson και Blundell (1982, 1983, 1984).

Η δομή της μελέτης έχει ως εξής. Το επόμενο τμήμα αναλύει τις βασικές υποθέσεις πάνω στις οποίες βασίζεται η μοντελοποίηση της συμπεριφοράς του καταναλωτή και συνεχίζει με περιγραφή του στατικού (μακροχρόνιου) και του δυναμικού (βραχυχρόνιου) υποδείγματος ζήτησης που χρησιμοποιείται. Το Τμήμα 3 περιέχει μια περιγραφή των στατιστικών στοιχείων, των πηγών και των μεθόδων κατασκευής των μεταβλητών, μαζί με μια διερεύνηση των ιδιοτήτων χρονολογικών σειρών των μεταβλητών. Στο Τμήμα 4 παραθέτονται και αναλύονται τα εμπειρικά αποτελέσματα από την εξειδίκευση και εκτίμηση του στατικού και του δυναμικού υποδείγματος. Ακολουθεί μια σύνοψη της μελέτης και συμπεράσματα στο Τμήμα 5. Τέλος, παρατίθεται η Βιβλιογραφία στην οποία βασίστηκε η μελέτη, καθώς και ένα Παράρτημα με διαγράμματα των μεριδίων δαπάνης και της πραγματικής κατανάλωσης, για τη Γαλλία και την Ιταλία.

## **2. ΤΟ ΕΜΠΕΙΡΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ και ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ**

### *2.1 Ομαδοποίηση Αγαθών: Διαχωριστικότητα των Προτιμήσεων, Two-stage Budgeting*

Σε όλες τις εμπειρικές έρευνες στο πεδίο της συμπεριφοράς του καταναλωτή, που αφορούν σε ζήτηση για ομάδες αγαθών (disaggregated demand), η μοντελοποίηση της επιθυμητής, μακροχρόνιας κατανομής της δαπάνης των καταναλωτών μεταξύ διαφόρων αγαθών έχει ως θεωρητικό υπόβαθρο κάποιες υποθέσεις για τις προτιμήσεις των καταναλωτών. Ορισμένες από τις υποθέσεις αυτές, οι οποίες πότε γίνονται ρητώς και πότε όχι, δίνουν τη δυνατότητα να ομαδοποιούνται τα αγαθά ανά κατηγορία ή χρονική διάρκεια (durability), και αποτελούν μερικές από τις πιο πολύτιμες μορφές περιορισμών στις προτιμήσεις των καταναλωτών. Η ομαδοποίηση των αγαθών είναι απαραίτητη στην εμπειρική ανάλυση της ζήτησης διότι χωρίς κάποια μορφή ομαδοποίησης όλες οι σχετικές τιμές για όλα τα αγαθά και μέσα και έξω από την τρέχουσα περίοδο μπορεί να έχουν μία ανεξάρτητη επίδραση πάνω στη ζήτηση του αγαθού υπό μελέτη. Συνεπώς, αν οι καταναλωτές βελτιστοποιούν τελικώς, προφανώς θα χρησιμοποιούν κάποια μορφή ομαδοποίησης προκειμένου να απλοποιήσουν κάπως τη διαδικασία λήψης αποφάσεων (Blundell, 1988).

Αυτή η ιδέα ότι οι ίδιες οι προτιμήσεις παρέχουν κάποια φυσική δόμηση των αγαθών, έχει οδηγήσει στην υπόθεση της διαχωριστικότητας των προτιμήσεων. Βάσει της υπόθεσης αυτής, τα αγαθά μπορούν να χωριστούν σε ομάδες έτσι ώστε οι προτιμήσεις μέσα σε κάθε ομάδα να μπορούν να περιγραφτούν ανεξάρτητα από τις ποσότητες που υπάρχουν σε άλλες ομάδες (Deaton and Muellbauer, 1980b)<sup>4</sup>.

Η δεύτερη βασική υπόθεση για τις προτιμήσεις των καταναλωτών, η οποία βασίζεται στην υπόθεση των διαχωρίσιμων προτιμήσεων, είναι εκείνη του two-stage budgeting. Η υπόθεση αυτή είναι η πιο προφανής μέθοδος ομαδοποίησης και χρησιμοποιείται εκτεταμένως στην εμπειρική έρευνα. Υπό το two-stage budgeting, η άμεση συνάρτηση χρησιμότητας είναι ασθενώς διαχωρίσιμη και οι καταναλωτές κατανέμουν τη συνολική τους δαπάνη σε δύο στάδια: πρώτα προβαίνουν σε κατανομή της συνολικής τους δαπάνης μεταξύ ευρέων ομάδων αγαθών και κατόπιν μεταξύ αγαθών εντός των ομάδων. Σε κάθε ένα από τα στάδια αυτά, απαιτείται η πληροφόρηση που αρμόζει στο συγκεκριμένο στάδιο μόνον, και συνεπώς, το two-stage budgeting επιτρέπει στην κατανομή της συνολικής δαπάνης μεταξύ των ομάδων να προσδιορίζεται μόνο από το ύψος της συνολικής δαπάνης και τις κατάλληλα προσδιορισμένες ομαδικές τιμές, ενώ στην κατανομή της δαπάνης εντός της κάθε ομάδας αγαθών επιτρέπει να προσδιορίζεται μόνον από τις σχετικές τιμές μέσα στην ομάδα και από τη δαπάνη που έχει διανεμηθεί σε αυτήν την ομάδα (Deaton and Muellbauer (1980b), Blundell, (1988)). Σύμφωνα με τα παραπάνω, αν η άμεση συνάρτηση χρησιμότητας είναι ασθενώς διαχωρίσιμη, τότε μπορεί να παρουσιασθεί

---

<sup>4</sup> Μια άλλη μορφή ομαδοποίησης των αγαθών, και άρα περιορισμών στις προτιμήσεις, είναι η διαχρονική ασθενής διαχωριστικότητα (intertemporal weak separability), όπου καθορίζεται το βέλτιστο επίπεδο αποταμίευσης για κάθε περίοδο και οι τιμές έξω από οποιαδήποτε περίοδο δεν έχουν αυτόνομη επίδραση στην κατανομή της δαπάνης εντός της περιόδου (βλ. Blundell, 1988). Άλλο παράδειγμα περιορισμών στις προτιμήσεις αποτελεί η περισσότερο ισχυρή υπόθεση της προσθετικής διαχωριστικότητας (additive separability), σύμφωνα με την οποία η άμεση συνάρτηση χρησιμότητας μπορεί να γραφτεί ως το άθροισμα των χρησιμοτήτων που απορρέουν από την εκάστοτε ομάδα αγαθών.

ως μια συνάρτηση των υπομέρους χρησιμοτήτων που απορρέουν από την κατανάλωση των εκάστοτε ομάδων αγαθών.

Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, η παρούσα μελέτη χρησιμοποιεί το AIDS των Deaton και Muellbauer (1980a) για να μοντελοποιήσει τη μακροχρόνια ζήτηση των καταναλωτών για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες. Ακολουθώντας τα όσα αναφέρθηκαν παραπάνω, στην ανάλυσή μας γίνεται η υπόθεση ότι οι προτιμήσεις των καταναλωτών είναι διαχωρίσιμες όσον αφορά τα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες και ότι οι καταναλωτές ακολουθούν μια διαδικασία δύο σταδίων όσον αφορά τον καταμερισμό της συνολικής τους δαπάνης. Στο πρώτο στάδιο, αποφασίζουν το πώς θα διανεμηθεί η συνολική τους δαπάνη μεταξύ των μη-διαρκών αγαθών και υπηρεσιών, και των υπολοίπων αγαθών. Σε ένα δεύτερο στάδιο, οι καταναλωτές αποφασίζουν το πώς θα διανείμουν τη δαπάνη τους για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες μεταξύ των διαφόρων υποκατηγοριών της ομάδας αυτής, βάσει των τιμών τους. Αυτό διευκολύνει την εξειδίκευση και την εκτίμηση ενός συστήματος ζήτησης για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες. Όμως, ως απόρροια των παραπάνω υποθέσεων, το εκτιμηθέν υπόδειγμα θα πρέπει να ερμηνεύεται ως ένα υπό συνθήκη σύστημα ζήτησης, το οποίο σημαίνει ότι η οποιαδήποτε ελαστικότητα πρέπει να ερμηνευθεί ως ότι μετράει την ευαισθησία της ζήτησης για ένα αγαθό σε μεταβολές στην τιμή, του ίδιου ή άλλων αγαθών, για ένα δεδομένο επίπεδο συνολικής δαπάνης για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες (Duffy, 2003).

## 2.2 Το Στατικό Υπόδειγμα

Στο μακροχρόνιο ορίζοντα, η δομή της ζήτησης για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες στη Γαλλία και στην Ιταλία προσεγγίζεται με το στατικό AIDS των Deaton and Muellbauer (1980a), για πέντε κατηγορίες μη-διαρκών αγαθών και υπηρεσιών. Σε αυτό το σύστημα ζήτησης, η εξίσωση του μεριδίου δαπάνης για το αγαθό  $i$  έχει την ακόλουθη μορφή:

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(m / P^*) \quad (1)$$

όπου,  $i, j=1, 2, \dots, n$  είναι ο αριθμός των ομάδων μη-διαρκών αγαθών και υπηρεσιών στο σύστημα. Οι  $a_i$ ,  $\beta_i$  και  $\gamma_{ij}$  είναι οι προς εκτίμηση μακροχρόνιες παράμετροι (ή παράμετροι προτίμησης), οι οποίες εκφράζουν τις μακροχρόνιες επιδράσεις των ερμηνευτικών μεταβλητών στα μερίδια δαπάνης. Ειδικότερα, οι σταθεροί όροι  $a_i$  μπορούν να ερμηνευθούν ως τα μερίδια δαπάνης για τους καταναλωτές που βρίσκονται στο επίπεδο στοιχειώδους διαβίωσης (Duffy, 2003). Ο όρος  $w_i$  αντιπροσωπεύει το μερίδιο της συνολικής δαπάνης το οποίο διανέμεται στο αγαθό  $i$ , ενώ  $p_j$  είναι ο δείκτης τιμών για την κατηγορία αγαθών  $j$ . Τέλος,  $m$  είναι η τρέχουσα συνολική δαπάνη για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες, η οποία αποπληθωρίζεται με τον Stone-Gearry δείκτη τιμών  $P^*$  που δίνεται από τη σχέση:

$$\ln P^* = \sum_{j=1}^n w_j \ln p_j \quad (2)$$

Από άποψη χρήσης του Stone-Geary δείκτη τιμών, το μακροχρόνιο σύστημά ζήτησης το οποίο περιγράφεται από τις εξισώσεις (1) είναι γραμμικό στις τιμές των αγαθών και στη συνολική δαπάνη και είναι γνωστό στη βιβλιογραφία ως το Γραμμικό AIDS (Linear Approximate Almost Ideal Demand System – LA/AIDS). Αντιθέτως, το ‘αληθινό’ AIDS, όπως προτάθηκε από τους Deaton και Muellbauer (1980a) είναι γραμμικό υπό τη συνθήκη ότι ο χρησιμοποιούμενος δείκτης τιμών  $P$  είναι γνωστός. Ο δείκτης τιμών  $P$  ο οποίος αντιστοιχεί στο ‘αληθινό’ AIDS δίνεται από μία translog συνάρτηση δευτέρου βαθμού και έχει την ακόλουθη μορφή:

$$\ln P = a_k + \sum \gamma_{jk} \ln p_k + \frac{1}{2} \sum \sum \gamma_{jk} \ln p_j \ln p_k \quad (3)$$

Είναι προφανές από την εξίσωση (3) ότι η εκτίμηση ενός AIDS με τον παραπάνω δείκτη τιμών  $P$  οδηγεί σε μη-γραμμικότητες στο σύστημα ζήτησης και απαιτεί την εκτίμηση επιπλέον παραμέτρων. Από την άλλη πλευρά, ο Stone-Geary δείκτης τιμών  $P^*$  χρησιμοποιείται συχνά στη βιβλιογραφία αντί του ‘αληθινού’ και έχει δειχθεί ότι αποτελεί μία καλή προσέγγιση του τελευταίου<sup>5</sup>. Για τους παραπάνω λόγους, και λόγω του μικρού μεγέθους του υπό μελέτη δείγματος, το σύστημα των εξισώσεων των μεριδίων δαπάνης (1) θα εκτιμηθεί χρησιμοποιώντας τον Stone-Geary δείκτη τιμών  $P^*$ .

Η οικονομική θεωρία θέτει τους ακόλουθους περιορισμούς στις παραμέτρους του υποδείγματος:

$$\text{Περιορισμοί προσθετικότητας: } \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0, \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad (4)$$

$$\text{Περιορισμοί ομογένειας: } \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (5)$$

$$\text{Περιορισμοί συμμετρίας: } \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (6)$$

Οι περιορισμοί της προσθετικότητας δηλώνουν ότι το άθροισμα των  $n$  μεριδίων δαπάνης για τα αγαθά πρέπει να ισούται με τη μονάδα ( $\sum_{i=1}^n w_i = 1$ ), δηλαδή, ότι το σύστημα των εξισώσεων (1) είναι ιδιάζον. Οι περιορισμοί αυτοί δεν ελέγχονται, και επιβάλλονται έμμεσα: επειδή το σύστημα είναι ιδιάζον εκτιμώνται πρώτα  $n-1$  εξισώσεις μεριδίων δαπάνης και οι παράμετροι της εξίσωσης που δεν λήφθηκε υπόψη κατά την εκτίμηση υπολογίζονται υπολειμματικά, μέσω των περιορισμών της προσθετικότητας<sup>6</sup>. Το AIDS δεν επιβάλλει εκ των προτέρων περιορισμούς στη δομή της συνάρτησης χρησιμότητας. Αντιθέτως, οι περιορισμοί της ομογένειας και της συμμετρίας, τους οποίους θέτει η οικονομική θεωρία, επιβάλλονται κατόπιν της εκτίμησης του συστήματος των  $n-1$  εξισώσεων και η ισχύς τους ελέγχεται στατιστικά με τεστ Λόγου Πιθανοφάνειας (Likelihood Ratio Test – LR), το οποίο ακολουθεί την  $\chi^2$  κατανομή με βαθμούς ελευθερίας ίσους με τον αριθμό των περιορισμών επιβάλλονται. Υπό την προϋπόθεση ότι οι περιορισμοί της ομογένειας και της συμμετρίας ισχύουν, η εξίσωση (1) θα αντιπροσωπεύει ένα σύστημα συναρτήσεων

<sup>5</sup> Παραδείγματα εμπειρικών μελετών όπου χρησιμοποιείται ο Stone-Geary δείκτης τιμών για την εκτίμηση ενός AIDS αποτελούν εκείνες των Anderson και Blundell (1983), Deaton και Muellbauer (1980a), Duffy (2002, 2003), Karagiannis και Mergos (2002), Karagiannis et al. (2000), και Sasaki (1996). Επιπλέον, σύγκριση μεταξύ των δύο δεικτών παρέχουν οι Anderson και Blundell (1983), Deaton και Muellbauer (1980a).

<sup>6</sup> Στην εκτίμηση των εξισώσεων μεριδίων δαπάνης ως σύστημα, τα αποτελέσματα είναι αδιάφορα της επιλογής των  $n-1$  αγαθών που θα περιληφθούν στην ανάλυση (Pesaran και Shin, 2001).



ζήτησης οι οποίες είναι ομογενείς βαθμού μηδέν στις τιμές και στη συνολική δαπάνη και οι οποίες ικανοποιούν τη συμμετρία κατά Slutsky<sup>7</sup>.

Η εκτίμηση του συστήματος των εξισώσεων (1) θα γίνει με τη μέθοδο Μεγίστης Πιθανοφάνειας Πλήρους Πληροφόρησης (Full Information Maximum Likelihood – FIML), η οποία είναι μέθοδος εκτίμησης συστημάτων. Η μέθοδος αυτή εφαρμόζει την αρχή της μεγίστης πιθανοφάνειας σε όλες τις στοχαστικές εξισώσεις του συστήματος συγχρόνως, υπό την υπόθεση ότι η από κοινού κατανομή πιθανότητας των διαταρακτικών όρων των εξισώσεων είναι η κανονική. Οι εκτιμητές που προκύπτουν είναι συνεπείς, ασυμπτωτικά αποτελεσματικοί και η ασυμπτωτική τους κατανομή είναι η κανονική.

Η οικονομική ερμηνεία των εκτιμήσεων των παραμέτρων και των ελέγχων υποθέσεων απαιτεί τον υπολογισμό των ελαστικοτήτων ζήτησης ως προς τη συνολική δαπάνη (εισοδηματικές ελαστικότητες), των μη-σταθμισμένων (Marshallian) ελαστικοτήτων ζήτησης ως προς τις τιμές και των σταθμισμένων (Hicksian) ελαστικοτήτων ζήτησης ως προς τις τιμές. Οι εισοδηματικές ελαστικότητες ζήτησης δίνονται από τον τύπο:

$$\varepsilon_{i,m} = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (7)$$

Για τον υπολογισμό των μη-σταθμισμένων ελαστικοτήτων ως προς τις τιμές χρησιμοποιείται η ακόλουθη φόρμουλα (Alston et al. (1994), Karagiannis et al. (2000)):

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} w_j \quad (8)$$

όπου  $\delta_{ij}$  είναι το δέλτα του Kronecker ( $\delta_{ij} = 1$  για  $i = j$ ,  $\delta_{ij} = 0$  για  $i \neq j$ ). Οι σταθμισμένες ελαστικότητες ζήτησης ως προς τις τιμές, όπως προκύπτουν από την εξίσωση του Slutsky ( $\varepsilon_{ij}^* = \varepsilon_{ij} + w_j \varepsilon_{i,m}$ ), υπολογίζονται ως εξής:

$$\varepsilon_{ij}^* = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} + w_j \quad (9)$$

Οι φόρμουλες (8) και (9) δεν είναι οι πραγματικές ελαστικότητες ως προς τις τιμές για το LA / AIDS, αποτελούν όμως πολύ καλές προσεγγίσεις αυτών<sup>8</sup>. Επιπλέον, σύμφωνα με τους Alston et al. (1994), με τη χρήση αυτών των τύπων το LA/AIDS

<sup>7</sup> Σχετικά με τις ιδιότητες των περιορισμών που θέτει η οικονομική θεωρία και τη μεταξύ τους σχέση, οι Baig και Cuthbertson (1989) αναφέρουν ότι η ισχύς των περιορισμών της προσθετικότητας και της συμμετρίας συνεπάγεται την ισχύ των περιορισμών της ομογένειας. Αντιθέτως, η ισχύς των περιορισμών της προσθετικότητας και της ομογένειας δεν συνεπάγεται την ισχύ των περιορισμών της συμμετρίας.

<sup>8</sup> Οι πραγματικές φόρμουλες για τον υπολογισμό των μη-σταθμισμένων και των σταθμισμένων ελαστικοτήτων ζήτησης ως προς τις τιμές για το LA/AIDS είναι αντίστοιχα οι εξής:

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + (\gamma_{ij}/w_i) - (\beta_i/w_i) \left( w_j + \sum_{k=1}^n w_k \ln p_k (\varepsilon_{kj} + \delta_{ij}) \right)$$

$$\varepsilon_{ij}^* = -\delta_{ij} + (\gamma_{ij}/w_i) + w_j - (\beta_i/w_i) \left( \sum_{k=1}^n w_k \ln p_k (\varepsilon_{kj}^* + \delta_{ij} - w_j) \right)$$

Οι Alston et al. (1994) έδειξαν με πειράματα Monte Carlo ότι οι φόρμουλες (8) και (9) αποτελούν τόσο καλές προσεγγίσεις των πραγματικών, ώστε ο υπολογισμός των τελευταίων να μην είναι απαραίτητος.

παρέχει αρκετά ακριβείς εκτιμήσεις των ελαστικοτήτων ζήτησης του ‘αληθινού’ AIDS.

Οι εκτιμήσεις των εισοδηματικών ελαστικοτήτων και των μη-σταθμισμένων ελαστικοτήτων ζήτησης ως προς τις τιμές θα δείξουν τη συνεισφορά του εισοδήματος και των τιμών των αγαθών στην κατανάλωση του εκάστοτε αγαθού. Επιπλέον, καθώς το υπόδειγμά μας οφείλει να συμφωνεί με την οικονομική θεωρία περί κατανάλωσης θα πρέπει να ικανοποιούνται οι συνθήκες ολοκληρωσιμότητας. Δηλαδή, οι συναρτήσεις ζήτησης τις οποίες αντιπροσωπεύει η εξίσωση (1) πρέπει να είναι ομογενείς μηδέν βαθμού στις τιμές και στη συνολική δαπάνη, το οποίο σε ορολογία ελαστικοτήτων απαιτεί το άθροισμα των μη-σταθμισμένων ελαστικοτήτων τιμής και των εισοδηματικών ελαστικοτήτων να είναι μηδέν:  $\varepsilon_{i,m} + \sum_{j=1}^n \varepsilon_{ij} = 0$  (Brox, 2003).

Δεύτερον, οι συναρτήσεις ζήτησης πρέπει να είναι τέτοιες ώστε η μήτρα του Slutsky να είναι συμμετρική και αρνητικά ημιορισμένη, το οποίο σημαίνει ότι οι σταυροειδείς σταθμισμένες ελαστικότητες τιμής πρέπει να είναι συμμετρικές και σταθμισμένες ελαστικότητες ίδιας τιμής πρέπει να είναι μη-θετικές.

### 2.3 Το Δυναμικό Υπόδειγμα

Ακολουθώντας τους Anderson & Blundell (1982, 1983, 1984), υποτίθεται ότι οι καταναλωτές προβαίνουν σε βραχυχρόνιες μεταβολές στα μερίδια δαπανών τους ως απάντηση σε προβλεφθείσες και απροσδόκητες μεταβολές στις τιμές των αγαθών και στο εισόδημα, προκειμένου να διατηρήσουν μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Η μακροχρόνια σχέση ισορροπίας (1), η οποία συζητήθηκε στο παραπάνω τμήμα της παρούσας μελέτης, μπορεί να γραφτεί σε συμβολισμό μητρών ως εξής:

$$w_t = \Pi x_t \quad (10)$$

όπου  $w_t$  είναι ένα  $n$ -διάνυσμα των μεριδίων δαπάνης,  $x_t$  είναι ένα  $k$ -διάνυσμα ( $k=2n+2$ ) που περιλαμβάνει τη σταθερά, τις τιμές των αγαθών και την πραγματική συνολική δαπάνη και  $\Pi$  είναι η ( $k \times n$ ) μήτρα των μακροχρόνιων παραμέτρων των AIDS εξισώσεων (1). Η εξίσωση (10) αντιπροσωπεύει τη θέση μακροχρόνιας ισορροπίας, από την άποψη ότι αν το  $x_t$  σταθεροποιηθεί σε κάποια σταθερή τιμή στη διάρκεια του χρόνου, το ίδιο θα κάνει και το  $w_t$ . Βραχυχρόνια, όμως, το σύστημα μπορεί να είναι εκτός ισορροπίας για κάποιες περιόδους λόγω μεταβολών στις τιμές των αγαθών ή στη συνολική δαπάνη. Η δυναμική διαδικασία προσαρμογής του συστήματος προκειμένου αυτό να επανέλθει στην κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας μπορεί να γραφτεί, σύμφωνα με τους Anderson και Blundell (1982) ως εξής:

$$A(L)w_t = \Gamma(L)x_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

όπου  $B(L)$  και  $\Gamma(L)$  είναι μήτρες πολυωνύμων τάξης  $p$  και  $q$  αντίστοιχα στον τελεστή χρονικών υστερήσεων  $L$  και  $\varepsilon_t$  είναι ένα διάνυσμα διαταρακτικών όρων οι οποίοι κατανομούνται όμοια και ανεξάρτητα (independent, identically distributed). Όμως, το γενικό δυναμικό μοντέλο (11) παρουσιάζει δυσκολία στην ανάκτηση των

μακροχρόνιων παραμέτρων και στην επιβολή των περιορισμών που θέτει η οικονομική θεωρία. Για το λόγο αυτό, οι Anderson και Blundell (1982) προχωρούν σε παραμετροποιήσεις και καταλήγουν σε μια ισοδύναμη μορφή του μοντέλου αυτού, η οποία περιλαμβάνει μηχανισμό διόρθωσης λαθών (Error Correction Model – ECM):

$$\Delta w_t = -A(L)\Delta w_t + \Gamma(L)\Delta x_t^* - \Lambda(w_{t-p} - \Pi x_{t-q}) + \varepsilon_t \quad (12)$$

όπου  $\Delta$  είναι ο τελεστής διαφορών,  $(w_{t-p} - \Pi x_{t-q})$  είναι ο μηχανισμός διόρθωσης λαθών και  $x_t^*$  είναι η μήτρα  $x_t$  χωρίς το σταθερό όρο. Όπως στην περίπτωση του στατικού υποδείγματος (1) οι περιορισμοί της προσθετικότητας συνεπάγονται ότι τα στοιχεία του διανύσματος  $w_t$  έχουν άθροισμα τη μονάδα, έτσι και στην περίπτωση του δυναμικού υποδείγματος τα στοιχεία του διανύσματος  $\Delta w_t$  έχουν άθροισμα μηδέν και άρα κάθε μία από τις  $n$  εξισώσεις του συστήματος (12) μπορεί να γραφτεί ως γραμμικός συνδυασμός των υπολοίπων  $n-1$  εξισώσεων. Μάλιστα, το πρόβλημα αυτό της περίσσειας ενός από τα μερίδια δαπάνης εντοπίζεται και στις εξαρτημένες μεταβλητές της δεξιάς πλευράς του συστήματος. Καθώς, λοιπόν, το σύστημα των εξισώσεων (12) δεν μπορεί να εκτιμηθεί ως έχει, οι Anderson και Blundell (1982) προτείνουν τη διαγραφή ενός από τα μερίδια. Τώρα, το σύστημα (12) μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$\Delta w_t = -A^n(L)\Delta w_{nt} + \Gamma(L)\Delta x_t^* - \Lambda^n(w_{nt-p} - \Pi_n x_{t-q}) + \varepsilon_t \quad (13)$$

όπου ο δείκτης  $n$  δηλώνει τη διαγραφή της  $n$  σειράς σε μια μήτρα και ο εκθέτης  $n$  δηλώνει μήτρα διάστασης  $(n \times n-1)$ . Οι παράμετροι οι οποίες εξαλείφονται μπορούν να ανακτηθούν κατόπιν της εκτίμησης του συστήματος (13), από τους περιορισμούς της προσθετικότητας σύμφωνα με τους οποίους οι στήλες των μητρών  $A^n$ ,  $\Gamma$ ,  $\Lambda^n$  και  $\Pi_n$  πρέπει να έχουν άθροισμα μηδέν.

Ακολουθώντας τους Anderson και Blundell (1984) και Duffy (2003), στη δεξιά πλευρά των εξισώσεων του συστήματός μας θα συμπεριλάβουμε μερίδια δαπάνης όλων των αγαθών με κάποια χρονική υστέρηση, ενσωματώνοντας με τον τρόπο αυτό ένα ευρύ μέτρο της επιρροής της συνήθειας στο μοτίβο της κατανάλωσης (habit formation). Επιπλέον, θα θεωρήσουμε ότι όλες οι μεταβλητές της δεξιάς πλευράς των εξισώσεων του συστήματος έχουν τον ίδιο αριθμό χρονικών υστερήσεων προκειμένου να διευκολυνθεί η εκτίμηση. Ο προσδιορισμός του αριθμού των χρονικών υστερήσεων επιτυγχάνεται συχνά με επανειλημμένες εκτιμήσεις του συστήματος, ξεκινώντας αρχικά με ένα μεγάλο αριθμό χρονικών υστερήσεων οι οποίες μειώνονται σταδιακά, έτσι ώστε να λάβουμε ένα υπόδειγμα που να χαρακτηρίζεται από εξοικονόμηση παραμέτρων (parsimony) αλλά να είναι και συνεπές με τα δεδομένα. Στην παρούσα περίπτωση, αρχικές εκτιμήσεις του υποδείγματος έδειξαν ότι ο μέγιστος αριθμός χρονικών υστερήσεων από τον οποίο μπορούμε να ξεκινήσουμε τον έλεγχο της εξειδίκευσης του υποδείματός μας αφορά σε μία χρονική υστέρηση. Το δυναμικό σύστημα το οποίο θα χρησιμοποιήσουμε στην παρούσα ανάλυση είναι, σε μορφή εξισώσεων, το ακόλουθο:

$$\begin{aligned} \Delta w_{it} = & \sum_{j=1}^{n-1} \alpha_{ij}^* \Delta w_{j,t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij}^* \Delta \ln p_{j,t-1} + \beta_i^* \Delta \ln(m_{t-1}/P_{t-1}^*) + \\ & + \sum_{j=1}^{n-1} \lambda_{ij} [w_{j,t-1} - a_j - \sum_{k=1}^n \gamma_{jk} \ln p_{k,t-1} - \beta_j \ln(m_{t-1}/P_{t-1}^*)] \end{aligned} \quad (14)$$

όπου,  $\alpha^*_{ij}$ ,  $\beta^*_i$  και  $\gamma^*_{ij}$  είναι οι βραχυχρόνιες παράμετροι ή παράμετροι προσαρμογής. Οι παράμετροι αυτοί δείχνουν τον τρόπο κατά τον οποίο στη βραχυχρόνια περίοδο οι καταναλωτές μεταβάλλουν τα μερίδια δαπάνης τους προκειμένου να επιστρέψουν στα επίπεδα επιθυμητής μακροχρόνιας κατανάλωσης, κάθε φορά που μεταβολές στις τιμές ή στο εισόδημα τους απομακρύνουν από αυτήν. Ειδικότερα, ο πρώτος όρος στην δεξιά πλευρά της εξίσωσης (14), ο οποίος αντιπροσωπεύει την επιρροή της συνήθειας στο μοτίβο της κατανάλωσης, δείχνει το πώς ο τρόπος κατανομής της δαπάνης μεταξύ των αγαθών στην προηγούμενη περίοδο επιδρά στις αποφάσεις για κατανομή αυτής στην τρέχουσα περίοδο. Επιπλέον, ο δεύτερος και τρίτος όρος της εξίσωσης δείχνουν ότι ένα μέρος της μεταβολής των μεριδίων δαπάνης στην τρέχουσα περίοδο μπορεί να οφείλεται στην πληροφόρηση που έλαβαν οι καταναλωτές για μεταβολές στις τιμές και στο εισόδημα των προηγούμενων περιόδων.

Ο όρος  $[w_{j,t-1} - \alpha_j - \sum_{k=1}^n \gamma_{jk} \ln p_{k,t-1} - \beta_j \ln(m_{t-1} / P_{t-1}^*)]$  είναι ο μηχανισμός διόρθωσης λαθών. Όταν ο όρος αυτός είναι διαφορετικός του μηδενός τότε αναπαριστά την απόκλιση των μεριδίων δαπάνης της προηγούμενης περιόδου από τα επίπεδα της επιθυμητής μακροχρόνιας ισορροπίας. Βραχυχρόνια, λοιπόν, οι καταναλωτές προσπαθούν να μεταβάλλουν τα μερίδια δαπάνης της τρέχουσας περιόδου σε σχέση με αυτά της προηγούμενης έτσι ώστε να κλείσουν το χάσμα αυτό. Η παράμετρος  $\lambda_{ij}$  δείχνει την ταχύτητα με την οποία αυτή η απόκλιση – το σφάλμα ισορροπίας – διορθώνεται, δηλαδή, την ταχύτητα με την οποία τα μερίδια δαπάνης προσαρμόζονται προς τα μακροχρόνια επίπεδα. Στο δυναμικό AIDS που δίνεται από τις εξισώσεις (14), η μεταβολή του μεριδίου δαπάνης για το αγαθό  $i$  δεν επηρεάζεται μόνον από το μηχανισμό διόρθωσης λαθών του ίδιου του αγαθού, αλλά και από εκείνον των υπολοίπων αγαθών. Το σκεπτικό είναι ότι μπορεί να υπάρχει αλληλεπίδραση μεταξύ των αγορών των εκάστοτε αγαθών και συνεπώς μπορεί οι προσαρμογές σε ένα συγκεκριμένο μερίδιο δαπάνης να εξαρτώνται από αποκλίσεις από την ισορροπία των άλλων μεριδίων δαπάνης του συστήματος. Συνακολούθως, η ταχύτητα με την οποία το μερίδιο δαπάνης για το αγαθό  $i$  προσαρμόζεται προς τη μακροχρόνια ισορροπία δεν εξαρτάται μόνον από την ταχύτητα διόρθωσης του ίδιου σφάλματος ισορροπίας,  $\lambda_{ii}$ , η οποία και αναμένεται να είναι αρνητική, αλλά και από την ταχύτητα διόρθωσης για τα σφάλματα ισορροπίας των υπολοίπων αγαθών,  $\lambda_{ij}$  ( $i \neq j$ ).

Όσον αφορά στην εκτίμηση δυναμικών συστημάτων εξισώσεων ζήτησης, οι μέθοδοι που χρησιμοποιούνται στη βιβλιογραφία είναι δύο. Η πρώτη μέθοδος αφορά στην εκτίμηση του στατικού υποδείγματος (1) και κατόπιν στην εκτίμηση του δυναμικού υποδείγματος των εξισώσεων (14), όπου όμως ο μηχανισμός διόρθωσης λαθών αντί να αναπτύσσεται στην πλήρη του μορφή αντικαθίσταται από τα κατάλοιπα της εκτίμησης του στατικού υποδείγματος με χρονική υστέρηση συγκεκριμένης τάξης, η οποία εξαρτάται από το υπό εξέταση υπόδειγμα (βλ. για παράδειγμα, Karagiannis et al. (2000)). Σύμφωνα με τη δεύτερη μέθοδο, οι εξισώσεις του δυναμικού συστήματος (14) εκτιμώνται ως έχουν, με τον μηχανισμό διόρθωσης λαθών στην πλήρη του μορφή (βλ. για παράδειγμα, Anderson & Blundell (1983, 1984), Duffy (2003), Tridimas (2000)). Η δεύτερη μέθοδος εκτίμησης του δυναμικού συστήματος έχει το πλεονέκτημα ότι δίνει άμεσες εκτιμήσεις για τις μακροχρόνιες παραμέτρους  $\alpha_j$ ,  $\beta_j$ , και  $\gamma_{jk}$  και επιτρέπει τη σύγκριση αυτών με εκείνες που προκύπτουν από το στατικό υπόδειγμα. Λόγω μικρού μεγέθους του υπό μελέτη δείγματος, στην παρούσα μελέτη ακολουθείται η πρώτη μέθοδος, και το δυναμικό σύστημα των εξισώσεων των μεριδίων δαπάνης (14) εκτιμάται με τη μέθοδο FIML.

Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, οι περιορισμοί της προσθετικότητας συνεπάγονται ότι πρέπει να εκτιμηθούν  $n-1$  εξισώσεις του συστήματος, ενώ οι παράμετροι της εξίσωσης που δεν συμπεριλαμβάνεται στην εκτίμηση υπολογίζονται υπολειμματικά μέσω των προαναφερθέντων περιορισμών.

Όπως και στην περίπτωση του στατικού υποδείγματος, θα επιβληθούν οι περιορισμοί της, βραχυχρόνιας πλέον, ομογένειας και συμμετρίας και θα γίνει LR έλεγχος προκειμένου να διαπιστωθεί η συμφωνία του δυναμικού συστήματος με τους περιορισμούς που θέτει η οικονομική θεωρία. Τέλος, θα υπολογιστούν οι βραχυχρόνιες εισοδηματικές ελαστικότητες και οι βραχυχρόνιες μη-σταθμισμένες και σταθμισμένες ελαστικότητες ως προς την τιμή των αγαθών, βάσει των τύπων (7)-(9) και με τη χρήση των εκτιμηθέντων παραμέτρων βραχυχρόνιας προσαρμογής,  $\alpha^*_{ij}$ ,  $\beta^*_i$  και  $\gamma^*_{ij}$ .

Κλείνοντας, σημειώνουμε ότι η δυνατότητα μοντελοποίησης της ζήτησης για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες σύμφωνα με το στατικό υπόδειγμα (1) και κατόπιν δυναμικής εξειδίκευσής της σύμφωνα με το υπόδειγμα (14) εξαρτάται από τις ιδιότητες χρονολογικών σειρών των υπό μελέτη μεταβλητών. Ειδικότερα, αν οι εξαρτημένες και οι ερμηνευτικές μεταβλητές του στατικού υποδείγματός μας συνολοκληρώνονται, τότε το στατικό υπόδειγμα πράγματι απεικονίζει μία σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας και τότε μόνο μπορούμε να το παρουσιάσουμε σε μορφή μηχανισμού διόρθωσης λαθών. Το ζήτημα αυτό αποτελεί και το σημείο εστίασης ενδιαφέροντος του Τμήματος 3.2 της παρούσας μελέτης.

### **3. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ και ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ**

#### **3.1 Τα Στατιστικά Στοιχεία**

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται στην παρούσα μελέτη προέρχονται από δημοσιευμένα στοιχεία του Οργανισμού Οικονομικής Συνεργασίας και Ανάπτυξης (Ο.Ο.Σ.Α.) και αφορούν σε τριμηνιαία στοιχεία χρονολογικών σειρών για την ιδιωτική καταναλωτική δαπάνη για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες, στη Γαλλία και στην Ιταλία. Τα δεδομένα καλύπτουν την περίοδο από το πρώτο τρίμηνο του 1970 έως και το τέταρτο τρίμηνο του 1997 και είναι ήδη διορθωμένα για εποχικότητα. Η τρέχουσα και η σταθερή (με έτος βάσης το 1990) καταναλωτική δαπάνη είναι εκφρασμένη σε γαλλικά φράγκα και ιταλικές λιρέτες και αφορά σε πέντε κατηγορίες αγαθών: (1) τρόφιμα, ποτά και καπνός, (2) ένδυση και υπόδηση, (3) μεταφορές και επικοινωνίες, (4) ακαθάριστο ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμός, (5) άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες. Η τελευταία κατηγορία είναι το σύνολο της δαπάνης για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες μείον τις τέσσερις πρώτες κατηγορίες καταναλωτικών δαπανών.

Οι ερμηνευτικές μεταβλητές αφορούν στους δείκτες τιμών για τις παραπάνω κατηγορίες αγαθών και στην πραγματική συνολική δαπάνη για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες. Οι δείκτες τιμών για παραπάνω κατηγορίες αγαθών προκύπτουν από διαίρεση της τρέχουσας καταναλωτικής δαπάνης για το εκάστοτε αγαθό προς την καταναλωτική δαπάνη γι' αυτό σε σταθερές τιμές. Η πραγματική συνολική δαπάνη προκύπτει από διαίρεση της συνολικής τρέχουσας καταναλωτικής δαπάνης για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες με τον Stone-Geary δείκτη τιμών. Η εξαρτημένες μεταβλητές στο προς εκτίμηση σύστημα ζήτησης είναι τα μερίδια καταναλωτικής δαπάνης, τα οποία προκύπτουν από διαίρεση της τρέχουσας καταναλωτικής δαπάνης για την εκάστοτε κατηγορία αγαθών προς τη συνολική τρέχουσα κατανάλωση.

Η περίοδος 1970-1997 χαρακτηρίζεται από μια αξιοσημείωτη αύξηση της ιδιωτικής καταναλωτικής δαπάνης στις δύο χώρες. Συγκεκριμένα, η ιδιωτική τελική κατανάλωση σε σταθερές τιμές 1980 για τη Γαλλία και 1990 για την Ιταλία αυξήθηκε περίπου 2 φορές σε κάθε χώρα, από 285,7 σε 586,3 τρισεκατομμύρια γαλλικά φράγκα και από 100,4 σε 218,7 τρισεκατομμύρια ιταλικές λιρέτες αντίστοιχα (βλ. Παράρτημα, διαγράμματα 1 και 2). Στο σύνολο της περιόδου 1970-1997, το άθροισμα των υπό μελέτη πέντε κατηγοριών καταναλωτικής δαπάνης για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες αποτελεί τα επτά δέκατα περίπου της συνολικής καταναλωτικής δαπάνης τόσο στην περίπτωση της Γαλλίας όσο και στην περίπτωση της Ιταλίας.

Τα περιγραφικά στατιστικά για τα μερίδια δαπάνης παρουσιάζονται στον Πίνακα 1, ενώ διαγράμματα αυτών δίνονται στο Παράρτημα. Η δαπάνη για τρόφιμα, ποτά και καπνό, στην περίπτωση και των δύο χωρών, κατέχει το μεγαλύτερο μερίδιο στη συνολική δαπάνη για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες το οποίο, όμως, παρουσιάζει έντονη τάση μείωσης, ιδίως για την Ιταλία. Καθώς και στις δύο χώρες η καταναλωτική δαπάνη για την κατηγορία αυτή των αγαθών παρουσιάζει αύξηση, η σχετική μείωσή της ως μερίδιο στη συνολική δαπάνη για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες οφείλεται στο ότι παρουσιάζει μικρότερο ρυθμό αύξησης από εκείνον της συνολικής δαπάνης. Αυτό φαίνεται λογικό αν σκεφτούμε ότι η φύση των αγαθών της κατηγορίας αυτής θέτει ένα φυσικό όριο στην κατανάλωσή τους. Τάση μείωσης

παρουσιάζεται, επίσης, και στο μερίδιο δαπάνης για ένδυση και υπόδηση στη Γαλλία, ενώ στην περίπτωση της Ιταλίας το μερίδιο δαπάνης για την ίδια κατηγορία αγαθών παραμένει στα ίδια περίπου επίπεδα καθ' όλη τη διάρκεια της υπό μελέτη περιόδου, γεγονός που αντανακλά διαφορά στον τρόπο ζωής των καταναλωτών στις δύο χώρες.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 1**  
**Μερίδια στη Συνολική Δαπάνη για Μη-διαρκή Αγαθά και Υπηρεσίες<sup>α</sup>**

Αγαθό <i>i</i>	Γαλλία				Ιταλία			
	<i>Mean</i>	<i>Min.</i>	<i>Max.</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Mean</i>	<i>Min.</i>	<i>Max.</i>	<i>Std. Dev.</i>
Τρόφιμα, ποτά και καπνός	27,99	22,14	35,47	3,91	37,26	25,29	49,78	7,62
Ένδυση και υπόδηση	9,54	6,19	13,33	1,81	13,75	10,57	16,53	1,46
Μεταφορές και επικοινωνίες	21,08	17,82	23,62	1,38	16,32	12,80	18,99	1,84
Ακαθάριστο Ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμός	23,89	20,44	28,08	2,21	19,83	15,75	25,46	2,86
Άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες	17,50	12,59	23,52	3,19	12,83	6,44	19,82	3,67

<sup>α</sup> Όλα τα περιγραφικά στατιστικά είναι εκφρασμένα ως ποσοστά στη συνολική δαπάνη για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες.

Και στις δύο χώρες, η δαπάνη για ακαθάριστο ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμό ως ποσοστό της συνολικής δαπάνης για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες έρχεται δεύτερη σε μέγεθος, ενώ ακολουθούν οι δαπάνες για μεταφορές και επικοινωνίες. Στην περίπτωση της Γαλλίας, οι δαπάνες για άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες βρίσκονται στην τέταρτη θέση και οι δαπάνες για ένδυση και υπόδηση έρχονται τελευταίες, ενώ στην περίπτωση της Ιταλίας συμβαίνει το αντίστροφο, δηλώνοντας τη μεγαλύτερη σημασία που δίνουν οι κάτοικοι της Ιταλίας στην ένδυση και υπόδηση σε σύγκριση με τους κατοίκους της Γαλλίας.

### 3.2 Ιδιότητες Χρονολογικών Σειρών των Μεταβλητών

Πριν εξειδικεύσουμε την κατάλληλη μορφή του υποδείγματος (1), θα πρέπει να διερευνηθούν οι ιδιότητες των χρονολογικών σειρών. Η πρώτη φάση της ανάλυσης των δεδομένων μας αφορά σε έλεγχο για στασιμότητα και τάξη ολοκλήρωσης των ατομικών χρονολογικών σειρών. Εν συντομία, διερευνάται το αν οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες σε επίπεδα, δηλαδή  $I(0)$ , και, εφόσον βρεθεί ότι έχουν μοναδιαία ρίζα, το κατά πόσο είναι στάσιμες οι πρώτες διαφορές τους (δηλ., ολοκληρώσιμες πρώτης τάξης,  $I(1)$ ). Η δεύτερη φάση αφορά σε έλεγχο για συνοκλήρωση των χρονολογικών σειρών στο σύνολό τους, δηλαδή, σε στατιστικό έλεγχο για την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ τους. Μόνον μετά από την παραπάνω ανάλυση είναι δυνατόν να γνωρίζουμε κατά πόσο το υπόδειγμα (1) μπορεί

να παρουσιαστεί σε μορφή μηχανισμού διόρθωσης λαθών όπως αυτή περιγράφηκε στο Τμήμα 2.3 της παρούσας μελέτης.

Ο προσδιορισμός, σε πρώτη φάση, των ατομικών ιδιοτήτων των χρονολογικών σειρών πριν από οποιαδήποτε απόπειρα εκτίμησης μακροχρόνιων, συνολοκληρωμένων χρονολογικών σειρών αποτελεί κοινή πρακτική σε εμπειρικές μελέτες. Ο στόχος τον οποίο εξυπηρετεί είναι το να διασφαλισθεί ότι το μοντέλο που χτίζεται είναι κατάλληλα εξισορροπημένο, δηλαδή, ότι τα κύρια χαρακτηριστικά των εξαρτημένων μεταβλητών αντιπροσωπεύονται κάπου μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών (Granger, 1997).

Από την άλλη πλευρά, η έννοια της συνολοκλήρωσης αποτελεί το συνδυαστικό κρίκο ανάμεσα στις σχέσεις που υπάρχουν μεταξύ ολοκληρωμένων μη-στάσιμων χρονολογικών σειρών μεταβλητών και στην έννοια της μακροχρόνιας ισορροπίας. Η σχέση μεταξύ των εννοιών αυτών μπορεί ερμηνευθεί ευκολότερα αν φανταστούμε χρονολογικές σειρές δύο ή περισσότερων οικονομικών μεταβλητών, η κάθε μία από τις οποίες κινείται στο χρόνο με κατά πολύ διαφορετικό τρόπο από ό,τι η άλλη, και από την άλλη μεριά, χρονολογικές σειρές δύο ή περισσότερων οικονομικών μεταβλητών που διαχρονικά κινούνται με τέτοιο τρόπο ώστε να μην απομακρύνονται πολύ η μία από την άλλη. Τέτοιες μεταβλητές είναι, για παράδειγμα, τα βραχυχρόνια και μακροχρόνια επιτόκια και, όπως στην περίπτωση που εξετάζουμε στην παρούσα μελέτη, η καταναλωτική δαπάνη, οι τιμές των αγαθών και το εισόδημα των καταναλωτών. Από άποψη οικονομικής θεωρίας, η μακροχρόνια ισορροπία μεταξύ τέτοιων οικονομικών μεταβλητών είναι ένα σημείο σταθερής κατάστασης το οποίο χαρακτηρίζεται από δυνάμεις, όπως π.χ. οι μηχανισμοί της αγοράς ή η κρατική παρέμβαση, οι οποίες τείνουν να επαναφέρουν τις μεταβλητές στην μακροχρόνια ισορροπία κάθε φορά που οι σειρές αυτές απομακρύνονται από αυτήν.

Από οικονομετρικής σκοπιάς, σύμφωνα με τους Engle και Granger (1987), αν έχουμε ένα διάνυσμα χρονολογικών σειρών  $x_t$  οι οποίες είναι ολοκληρώσιμες τάξης  $d$  (συμβολίζεται  $I(d)$ ) και υπάρχει ένα διάνυσμα  $a$  τέτοιο ώστε ο γραμμικός συνδυασμός  $z_t = a'x_t$  να είναι ολοκληρώσιμη σειρά τάξης  $(d-b)$ ,  $b > 0$ , τότε οι χρονολογικές σειρές του διανύσματος  $x_t$  λέγονται συνολοκληρωμένες τάξης  $(d, b)$  (συμβολίζεται  $CI(d-b)$ ) με διάνυσμα συνολοκλήρωσης  $a$ . Επιπρόσθετα, αν  $x_t$  είναι ένα διάνυσμα οικονομικών μεταβλητών, τότε μπορεί να λεχθεί ότι είναι σε ισορροπία όταν ισχύει ότι  $z_t = a'x_t = 0$ , ενώ στις περιόδους όπου το  $x_t$  δεν θα είναι σε ισορροπία η ποσότητα  $z_t = a'x_t$  αποτελεί το σφάλμα ισορροπίας. Συνεπώς, βάσει των όσων ειπώθηκαν γύρω από την έννοια της μακροχρόνιας ισορροπίας και στα πλαίσια του προαναφερθέντος ορισμού της συνολοκλήρωσης των Engle και Granger (1987), η συνολοκλήρωση συνεπάγεται ότι η ισορροπία θα συμβαίνει περιστασιακά και οι αποκλίσεις από την ισορροπία (δηλαδή το σφάλμα ισορροπίας,  $z_t$ ) χαρακτηρίζονται από στασιμότητα και πεπερασμένη διακύμανση, ακόμα και αν ισχύει το αντίθετο για τις ίδιες τις χρονολογικές σειρές. Αντιθέτως, αν οι μεταβλητές του διανύσματος  $x_t$  δεν είναι συνολοκληρωμένες τότε το σφάλμα ισορροπίας είναι μη-στάσιμο και οι αποκλίσεις από την ισορροπία μπορεί να είναι τέτοιες ώστε η έννοια της ισορροπίας να μην έχει πρακτική εφαρμογή.

Βάσει των παραπάνω ιδεών, οι Engle και Granger (1987) αποδεικνύουν ότι, αν δύο μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες, τότε η μεταξύ τους βραχυχρόνια σχέση ανισορροπίας μπορεί πάντοτε να διατυπωθεί ως ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών. Το αποτέλεσμα αυτό είναι γνωστό ως Θεώρημα Αντιπροσώπευσης του Granger (Granger Representation Theorem). Τα υποδείγματα διόρθωσης λαθών επιτρέπουν στους μεν μακροχρόνιους συντελεστές των μεταβλητών να υπακούουν στους περιορισμούς της ισορροπίας και στους δε βραχυχρόνιους συντελεστές να έχουν μια εύκαμπτη



δυναμική εξειδίκευση, έτσι ώστε ένα τμήμα της ανισορροπίας της μίας περιόδου να διορθώνεται στην επόμενη.

Σύμφωνα, λοιπόν, με την προηγούμενη ανάλυση, είναι σημαντικό πριν από την διαδικασία εξειδίκευσης του υποδείματός μας να προηγηθεί εφαρμογή ελέγχων για τα χαρακτηριστικά των χρονολογικών σειρών των υπό μελέτη μεταβλητών. Ο έλεγχος των χρονολογικών σειρών των εξαρτημένων και των ερμηνευτικών μεταβλητών για μοναδιαίες ρίζες, δηλαδή, για την τάξη ολοκλήρωσης, γίνεται μέσω Ελέγχου Dickey-Fuller (DF), ή μέσω Επαυξημένου Ελέγχου Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller – ADF). Στην περίπτωση ADF ελέγχου, η διαδικασία του ελέγχου αφορά στην εκτίμηση της ακόλουθης εξίσωσης παλινδρόμησης για την εκάστοτε μεταβλητή υπό μελέτη:

$$\Delta x_t = a + \beta x_{t-1} + \gamma + \sum_{j=1}^n \theta_j \Delta x_{t-j} + v_t \quad (15)$$

όπου  $x_t$  είναι οι μεταβλητές του υποδείματος (1).

Καθώς οι υπό μελέτη χρονολογικές σειρές είναι ήδη διορθωμένες για εποχικότητα, αυτό είναι δυνατόν να οδηγήσει σε bias στην στατιστική ADF (Ghysels and Perron, 1993). Προκειμένου να μειωθεί το bias στην στατιστική ADF, οι Ghysels και Perron (1993) προτείνουν τη χρήση ενός αριθμού χρονικών υστερήσεων για τις εξαρτημένες μεταβλητές της εξίσωσης παλινδρόμησης ADF μεγαλύτερου από το μήκος της εποχικής διόρθωσης. Για το λόγο αυτό, η εξίσωση παλινδρόμησης ADF (15) εκτιμάται αρχικά με μια μέγιστη χρονική υστέρηση των οκτώ τριμήνων για τις εξαρτημένες μεταβλητές. Ακολουθώντας μια στρατηγική ‘από το γενικό στο ειδικό’ εκτιμάμε επανειλημμένως την εξίσωση ADF (15) μειώνοντας κάθε φορά τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων στις εξαρτημένες μεταβλητές. Η τελική επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων που δίνει την καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης (15) γίνεται βάσει των κριτηρίων Akaike Information Criterion (AIC) και Schwarz Bayesian Criterion (SBC). Επίσης, χρησιμοποιείται και το κριτήριο Durbin-Watson, το οποίο μπορεί να δώσει ένδειξη λάθους εξειδίκευσης στο υπόδειγμα λόγω χρήσης λανθασμένου αριθμού χρονικών υστερήσεων. Τέλος, ο έλεγχος για μοναδιαία ρίζα αφορά, κατά πρώτο λόγο, σε έλεγχο της υπόθεσης  $\beta=0$  μέσω σύγκρισης της στατιστικής ADF που δίνει ο έλεγχος με την κριτική τιμή της στατιστικής  $\tau$ , από τους πίνακες των Dickey και Fuller (1981), και κατά δεύτερο λόγο, σε έλεγχο της υπόθεσης  $\gamma=0/\beta=0$  μέσω σύγκρισης της στατιστικής  $t$  για το συντελεστή της χρονικής τάσης με την κριτική τιμή της στατιστικής  $\tau_\gamma$ , από τους προαναφερθέντες πίνακες.

Στον Πίνακα 2 παρουσιάζονται οι στατιστικές του ελέγχου ADF για την υπόθεση μηδέν ότι οι διαδικασίες που δημιουργούν τις μεταβλητές του συστήματος έχουν μοναδιαία ρίζα. Στην περίπτωση της Γαλλίας, ο έλεγχος για μοναδιαία ρίζα έδωσε ενδείξεις ότι το μερίδιο δαπάνης για μεταφορές και επικοινωνίες δημιουργείται από μια διαδικασία μοναδιαίας ρίζας η οποία περιλαμβάνει σταθερό όρο. Για τα υπόλοιπα μερίδια δαπάνης, καθώς και για τη συνολική δαπάνη, ο έλεγχος έδωσε ενδείξεις ότι οι χρονολογικές σειρές των μεταβλητών αυτών δημιουργούνται από μια διαδικασία μοναδιαίας ρίζας η οποία περιλαμβάνει και σταθερό όρο και χρονική τάση. Για την Ιταλία, έχουμε ενδείξεις ότι το μερίδιο δαπάνης για φαγητό, ποτά και καπνό και το μερίδιο δαπάνης για ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμό, δημιουργούνται από μια διαδικασία μοναδιαίας ρίζας η οποία περιλαμβάνει μόνο σταθερό όρο. Για τα υπόλοιπα μερίδια δαπάνης και τη συνολική δαπάνη στην Ιταλία, ο έλεγχος έδωσε ενδείξεις ότι δημιουργούνται επίσης από μια διαδικασία μοναδιαίας ρίζας, αλλά χωρίς σταθερό όρο και χωρίς χρονική τάση. Τέλος, για τις τιμές των αγαθών, και στις δύο

χώρες, ο έλεγχος έδωσε ενδείξεις ότι αυτές είναι ολοκληρώσιμες χρονολογικές σειρές δεύτερης τάξης και ότι περιλαμβάνουν σταθερό όρο και ίσως και χρονική τάση.

Συνοψίζοντας, και στις δύο χώρες, τόσο τα μερίδια δαπάνης όσο και η συνολική δαπάνη είναι ολοκληρώσιμες σειρές πρώτης τάξης. Βέβαια, τα μερίδια δαπάνης είναι από κατασκευής αυτών φραγμένα μεταξύ του μηδενός και της μονάδας και για το λόγο αυτό θα αναμέναμε να είναι στάσιμα. Όμως, είναι δυνατόν μέσα στο διάστημα αυτό στο οποίο παίρνουν τιμές να έχουν μοναδιαία ρίζα και για το λόγο αυτό τα αντιμετωπίζουμε ως έχουν<sup>9</sup>. Όσον αφορά δε τις τιμές των αγαθών στις δύο χώρες, έχουμε ενδείξεις ότι μερικές από αυτές ίσως είναι ολοκληρώσιμες δεύτερης τάξης. Όμως, υπάρχει μεγάλη διχογνωμία για το αν θα πρέπει να δεχτούμε τις ενδείξεις αυτές ή όχι. Ένας λόγος είναι ότι για πολύ λίγες χρονολογικές σειρές οικονομικών μεταβλητών έχει δώσει η διεθνής βιβλιογραφία ενδείξεις ότι είναι ολοκληρώσιμες δεύτερης τάξης. Από την άλλη πλευρά, οι έλεγχοι για μοναδιαία ρίζα είναι ευπαθείς στις χρονικές υστερήσεις που θέτουμε στις εξαρτημένες μεταβλητές και συνεπώς το μέγεθος του υπό μελέτη δείγματος δεν επαρκεί για να δώσει συνεπή αποτελέσματα όσον αφορά σε έλεγχο για δεύτερη μοναδιαία ρίζα. Κατόπιν τούτων, για τις περαιτέρω ανάγκες της ανάλυσής μας θεωρούμε ότι οι σειρές αυτές είναι ολοκληρώσιμες πρώτης τάξης.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 2**  
**Επαυξημένος Έλεγχος Dickey-Fuller για την Ύπαρξη Μοναδιαίας Ρίζας<sup>α</sup>**

<i>Μεταβλητή<sup>β</sup></i>	<i>Γαλλία</i>	<i>Ιταλία</i>
$w_1$	-1,693	-2,714
$w_2$	-2,375	-1,689
$w_3$	-1,383	-2,044
$w_4$	-2,043	-2,930
$w_5$	-1,674	-1,994
$lnp_1$	-0,871	-1,406
$lnp_2$	-0,561	-0,205
$lnp_3$	-0,473	-0,920
$lnp_4$	-0,775	-1,098
$lnp_5$	-1,068	-0,516
$ln(m/p)$	-0,754	-0,144

<sup>α</sup> Όλες οι παλινδρομήσεις και ο έλεγχος έγιναν στο οικονομετρικό πακέτο EViews 3, για σταθερό μέγεθος δείγματος. Οι στατιστικές ADF που παρουσιάζονται στον Πίνακα 2 προκύπτουν από την εκτίμηση της ADF εξίσωσης παλινδρόμησης στην οποία έχει συμπεριληφθεί ο σταθερός όρος και η γραμμική τάση. Η κριτική τιμή της στατιστικής  $\tau_c$  από τους πίνακες των Dickey και Fuller (1981) είναι 3,15 και 3,45 για επίπεδα σημαντικότητας 10% και 5% αντίστοιχα.

<sup>β</sup> Οι δείκτες αναφέρονται σε: (1) τρόφιμα, ποτά και καπνός, (2) ένδυση και υπόδηση, (3) μεταφορές και επικοινωνίες, (4) ακαθάριστο ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμός, (5) άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες.

Όσον αφορά στον έλεγχο για συνολοκλήρωση των υπό μελέτη μεταβλητών, σύμφωνα με τον ορισμό των Engle και Granger (1987) για τη συνολοκλήρωση, αν τα μερίδια δαπάνης και οι ερμηνευτικές μεταβλητές (τιμές και συνολική δαπάνη) είναι

<sup>9</sup> Για το ζήτημα της τάξης ολοκλήρωσης των μεριδίων δαπάνης για κατανάλωση βλ. Duffy (2003), Attfield (1997).

ολοκληρώσιμες σειρές της ίδιας τάξης, τότε οι μεταβλητές αυτές είναι συνολοκληρωμένες. Όμως, το να έχουν οι χρονολογικές σειρές τις ίδιες ιδιότητες δεν αποτελεί αναγκαία συνθήκη για να συνεχίσουμε την ανάλυσή μας. Ειδικότερα, σύμφωνα με το Θεώρημα Αντιπροσώπευσης του Granger (Engle and Granger, 1987), ακόμα και αν οι υπό μελέτη χρονολογικές σειρές έχουν διαφορετική τάξη ολοκλήρωσης ένας γραμμικός συνδυασμός αυτών μπορεί να αποτελεί μια συνολοκληρωμένη παλινδρόμηση. Συνεπώς, μπορούμε να εξειδικεύσουμε αυτό το γραμμικό συνδυασμό σύμφωνα με τη συναρτησιακή μορφή του χρησιμοποιούμενου συστήματος ζήτησης, το οποίο στη συγκεκριμένη περίπτωση δίνεται από την εξίσωση (1) και επιπλέον, να τον γράψουμε με τη μορφή ενός υποδείγματος διόρθωσης λαθών.

Ο έλεγχος για συνολοκλήρωση γίνεται με Έλεγχο Engle-Granger, ο οποίος είναι γνωστός και ως Τροποποιημένος Έλεγχος Dickey-Fuller<sup>10</sup>. Η διαδικασία ελέγχου αποτελείται από δύο βήματα: πρώτα γίνεται εκτίμηση της μακροχρόνιας σχέσης που εκφράζεται από τις εξισώσεις (1), και κατόπιν γίνεται έλεγχος της συμπεριφοράς των καταλοίπων μέσω εκτίμησης της εξίσωσης παλινδρόμησης ADF (15) χωρίς σταθερό όρο και χωρίς τάση. Η τελική επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων στις εξαρτημένες μεταβλητές οποίος δίνει την καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης (15) γίνεται βάσει των κριτηρίων AIC και SBC, καθώς επίσης και του κριτηρίου Durbin-Watson. Οι στατιστικές DF ή ADF που προκύπτουν από τον έλεγχο αυτό συγκρίνονται με τις αντίστοιχες κρίσιμες τιμές που δίνουν οι πίνακες των Engle και Yoo (1987) για έλεγχο συνολοκλήρωσης. Εφόσον προκύψει ότι τα κατάλοιπα είναι στάσιμη σειρά, τότε οι μεταβλητές του υποδείγματος (1) συνολοκληρώνονται.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 3**  
**Έλεγχος Engle-Granger για Συνολοκλήρωση<sup>a</sup>**

<i>Εξίσωση</i>	<i>Γαλλία</i>	<i>Ιταλία</i>
$w_1$	-4,574	-5,829
$w_2$	-4,533	-6,036
$w_3$	-4,795	-4,183
$w_4$	-3,955	-4,423
$w_5$	-5,672	-4,987

<sup>a</sup> Ο έλεγχος για συνολοκλήρωση βασίστηκε σε παλινδρόμηση χωρίς σταθερό όρο και χωρίς τάση και έγινε στο οικονομετρικό πακέτο EViews 3, για σταθερό μέγεθος δείγματος. Για τον έλεγχο, η κριτική τιμή ADF για συνολοκλήρωση από τους πίνακες των Engle και Yoo (1987) είναι 4,06 για επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Τα αποτελέσματα του Ελέγχου Engle-Granger για συνολοκλήρωση παρουσιάζονται στον Πίνακα 3. Για τη Γαλλία, τα αποτελέσματα που παραθέτουμε για τις μεταβλητές  $w_1$ ,  $w_3$  και  $w_5$  αφορούν σε μία χρονική υστέρηση της εξαρτημένης μεταβλητής στην εξίσωση παλινδρόμησης ADF, ενώ για τη μεταβλητή  $w_4$  αφορούν

<sup>10</sup> Μία άλλη μέθοδος ελέγχου για συνολοκλήρωση είναι η μέθοδος Johansen (Johansen, 1988). Είναι μέθοδος μεγίστης πιθανοφάνειας και, σε αντίθεση με τη μέθοδο Dickey-Fuller, μπορεί να εκτιμήσει και να ελέγξει την ύπαρξη περισσότερων του ενός διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Μειονέκτημα της μεθόδου είναι ότι απαιτεί μεγάλα δείγματα επειδή η ανάλυση γίνεται για όλες τις μεταβλητές του υποδείγματος και ότι δεν υπάρχει *a priori* πληροφόρηση που να επιτρέπει την επιλογή εκείνου του διανύσματος συνολοκλήρωσης που πράγματι αντιστοιχεί στην υποτιθέμενη μακροχρόνια σχέση ή που να επιτρέπει την ερμηνεία των υπολοίπων (Χρήστου (2002), Karagiannis et al. (2000)). Για τη μέθοδο Johansen βλ. επίσης, Enders (1995), Johnston και diNardo (1997).

σε δύο χρονικές υστερήσεις και για τη μεταβλητή  $w_2$  αφορούν σε τρεις χρονικές υστερήσεις. Για την Ιταλία, τα αποτελέσματα του ελέγχου που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3 αφορούν σε τέσσερις χρονικές υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής στην εξίσωση παλινδρόμησης ADF για τις μεταβλητές  $w_1$ ,  $w_2$  και  $w_4$ , και σε μία χρονική υστερήσει για τις μεταβλητές  $w_3$  και  $w_5$ . Σύμφωνα με τον Πίνακα 3, τόσο στην περίπτωση της Γαλλίας όσο και στην περίπτωση της Ιταλίας, όλα τα μερίδια δαπάνης συνολοκληρώνονται με τις τιμές των αγαθών και τη συνολική πραγματική δαπάνη, σε επίπεδα σημαντικότητας 10%. Αυτό σημαίνει ότι οι διαταραχές (shocks) που επηρεάζουν τις τιμές των αγαθών ή την πραγματική δαπάνη θα αντανακλώνται σε διαφορετικά μερίδια με ένα παρόμοιο τρόπο, δείχνοντας ότι αυτές οι μεταβλητές κινούνται μαζί στο μακροχρόνιο ορίζοντα και υπακούουν σε ένα περιορισμό ισορροπίας. Συνεπώς, το σύστημα ζήτησης των εξισώσεων (1) είναι σε μακροχρόνια ισορροπία και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την ανάλυση της καταναλωτικής συμπεριφοράς στη Γαλλία και στην Ιταλία.

## 4. ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

### 4.1 Εμπειρικά Αποτελέσματα από την Εκτίμηση του Στατικού Υποδείγματος

Το στατικό υπόδειγμα των εξισώσεων μεριδίων δαπάνης (1) εκτιμήθηκε στο οικονομετρικό πακέτο Eviews 3, χρησιμοποιώντας τη μέθοδο FIML. Η εξίσωση η οποία δεν λήφθηκε υπόψη κατά την εκτίμηση, λόγω των περιορισμών της προσθετικότητας, αφορά στο μερίδιο δαπάνης για άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες. Από την αρχική εκτίμηση του υποδείγματος χωρίς τους περιορισμούς της ομογένειας και της συμμετρίας προέκυψαν πολύ υψηλές τιμές για τις στατιστικές  $t$ , το οποίο είναι ένδειξη ότι υπάρχουν κοινές τάσεις μεταξύ των μεταβλητών. Για το λόγο αυτό, εκτιμήσαμε εκ νέου το στατικό υπόδειγμα έχοντας συμπεριλάβει ως επιπλέον ερμηνευτική μεταβλητή μία προσδιοριστική χρονική τάση. Η εισαγωγή της προσδιοριστικής τάσης στο σύστημα των εξισώσεων των μεριδίων δαπάνης (1) είχε ως αποτέλεσμα να μειωθούν οι τιμές των στατιστικών  $t$  σε περισσότερο λογικά επίπεδα. Η σημαντικότητα της εισαγωγής της μεταβλητής αυτής ελέγχθηκε με τεστ Λόγου Πιθανοφάνειας (LR) (βλ. Πίνακα 4), το οποίο αποδέχτηκε την υπόθεση μηδέν ότι το μοντέλο περιλαμβάνει και χρονική τάση. Η χρονική τάση ως ερμηνευτική μεταβλητή σε μοντέλα συνολικής ζήτησης μπορεί να ερμηνευθεί ως ότι αντιπροσωπεύει μεταβολές στη δημογραφική σύνθεση του πληθυσμού κατά τη διάρκεια του χρόνου (Lewbel, 1991), ή και μεταβολές στις προτιμήσεις (tastes) των καταναλωτών (Brox, 2003).

#### ΠΙΝΑΚΑΣ 4

##### Έλεγχος Εξειδίκευσης του Στατικού Υποδείγματος

###### (i) Γαλλία

Μοντέλο <sup>a</sup>	Log		Βαθμοί Ελευθερίας	Κριτική Τιμή 1%	Κριτική Τιμή 5%
	Likelihood	LR statistic			
Χωρίς περιορισμό	2052,41				
Με περιορισμό (T=0)	2035,12	34,58	4	13,28	9,49

###### (ii) Ιταλία

Μοντέλο <sup>a</sup>	Log		Βαθμοί Ελευθερίας	Κριτική Τιμή 1%	Κριτική Τιμή 5%
	Likelihood	LR statistic			
Χωρίς περιορισμό	1983,282				
Με περιορισμό (T=0)	1906,342	153,88	4	13,28	9,49

<sup>a</sup> όπου  $T$  είναι η μεταβλητή που δηλώνει τη χρονική τάση και η οποία παίρνει τιμές σύμφωνα με τον αριθμό των τριμήνων που έχουμε στη διάθεσή μας για τα δεδομένα (δηλ.,  $T = 1, 2, \dots, 112$ ).

Η περαιτέρω εξειδίκευση του στατικού μοντέλου αφορά σε επιβολή και έλεγχο των περιορισμών της ομογένειας και της συμμετρίας. Εφόσον οι περιορισμοί αυτοί αποδειχθούν συνεπείς με τα δεδομένα, μπορούν να βοηθήσουν στη μείωση των παραμέτρων του υποδείγματός και να αυξήσουν τους βαθμούς ελευθερίας για την εκτίμηση και, συνεπώς, να συμβάλλουν στην αύξηση της αποτελεσματικότητας των

εκτιμήσεων. Η διαδικασία ελέγχου αφορά σε μια ακολουθία LR ελέγχων όπου σε μια πρώτη επανεκτίμηση του στατικού υποδείγματος λαμβάνεται υπόψη ο περιορισμός της ομογένειας, ενώ σε μια δεύτερη εκτίμηση του στατικού υποδείγματος με τους περιορισμούς της ομογένειας λαμβάνεται υπόψη ο συγκριτικά ισχυρότερος περιορισμός της συμμετρίας. Τα αποτελέσματα των ελέγχων παρατίθενται στον Πίνακα 5, όπου μαζί με τις αντίστοιχες κριτικές τιμές της κατανομής  $\chi^2$  για επίπεδα σημαντικότητας 5% δίνουμε και εκείνες που αντιστοιχούν σε επίπεδα σημαντικότητας 1%.

### ΠΙΝΑΚΑΣ 5

#### *Έλεγχος Περιορισμών Ομογένειας και Συμμετρίας, για το Στατικό Υπόδειγμα*

##### *(i) Γαλλία*

<i>Μοντέλο</i>	<i>Log Likelihood</i>	<i>Έλεγχος</i>	<i>LR statistic</i>	<i>Βαθμοί Ελευθερίας</i>	<i>Κριτική Τιμή 1%</i>	<i>Κριτική Τιμή 5%</i>
1. Χωρίς περιορισμούς	2052,41					
2. Ομογένεια	2037,26	2 v 1	30,32	4	13,28	9,49
3. Ομογένεια & Συμμετρία	1968,72	3 v 2	137,07	6	16,81	12,59

##### *(ii) Ιταλία*

<i>Μοντέλο</i>	<i>Log Likelihood</i>	<i>Έλεγχος</i>	<i>LR statistic</i>	<i>Βαθμοί Ελευθερίας</i>	<i>Κριτική Τιμή 1%</i>	<i>Κριτική Τιμή 5%</i>
1. Χωρίς περιορισμούς	1983,28					
2. Ομογένεια	1955,51	2 v 1	55,54	4	13,28	9,49
3. Ομογένεια & Συμμετρία	1917,46	3 v 2	76,10	6	16,81	12,59

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των LR ελέγχων, τόσο οι περιορισμοί της ομογένειας όσο και της συμμετρίας απορρίπτονται σε επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%. Είναι γνωστό στη βιβλιογραφία ότι στην περίπτωση υποδειγμάτων με μεγάλο αριθμό παραμέτρων και μικρά δείγματα μπορεί να μην είναι έγκυρη η χρήση ασυμπτωτικών κριτηρίων, όπως το LR. Ειδικότερα, το LR έχει την τάση να μεροληπτεί προς την απόρριψη της υπόθεσης μηδέν σε περιπτώσεις όπως η παραπάνω. Μια διόρθωση που χρησιμοποιείται ευρέως στην εμπειρική έρευνα, και στην οποία προβήκαμε, είναι εκείνη που προτείνει ο Pudney (1981) και η οποία αφορά σε διόρθωση στους βαθμούς ελευθερίας για τη στατιστική LR<sup>11</sup>. Όμως, το αποτέλεσμα ήταν μια πολύ μικρή διόρθωση στην εν λόγω στατιστική, η οποία τελικώς δεν αντιστρέφει την αποτυχία των περιορισμών της ομογένειας και της συμμετρίας για το υπό μελέτη στατικό υπόδειγμα.

Η απόρριψη των περιορισμών της ομογένειας και της συμμετρίας σε συστήματα ζήτησης είναι κάτι που εμφανίζεται σε αρκετές εμπειρικές μελέτες που ασχολούνται με τη μοντελοποίηση της συμπεριφοράς του καταναλωτή και έχει γίνει αρκετή

<sup>11</sup> Η διορθωμένη για τους βαθμούς ελευθερίας στατιστική LR δίνεται από τον τύπο:  

$$LR^* = LR + qN[\log(qN - p_u) - \log(qN - p_r)]$$

όπου,  $q$  είναι ο αριθμός των εξισώσεων,  $N$  είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων,  $p_u$  είναι ο αριθμός των παραμέτρων στο υπόδειγμα με τους περιορισμούς και  $p_r$  είναι ο αριθμός των παραμέτρων στο υπόδειγμα χωρίς τους περιορισμούς.

Σχόλια για τη χρήση του διορθωμένου για μικρά δείγματα κριτηρίου LR μπορεί ο αναγνώστης να βρει και στις δημοσιεύσεις των Duffy (2003), Anderson και Blundell (1983), Tridimas (2000).

προσπάθεια στη βιβλιογραφία για την αιτιολόγησή της. Βέβαια, η ερμηνεία της απόρριψης της συμμετρίας δεν είναι ξεκάθαρη χωρίς μια διερεύνηση των πιθανών αιτιών που έχουν οδηγήσει στην απόρριψη της ομογένειας. Όπως χαρακτηριστικά αναφέρει ο Deaton (1981), από τη στιγμή που επιβληθεί η ομογένεια η συμμετρία, ως το μάλλον υψηλότερο επίπεδο που συνεπάγεται η ορθολογική συμπεριφορά σε ένα συνολικό (aggregate) επίπεδο, συνήθως γίνεται δεκτή. Ένας λόγος αποτυχίας της ομογένειας θα μπορούσε να είναι στην περίπτωση μας η μεροληψία η οποία πηγάζει από την υψηλή ομαδοποίηση των αγαθών που περιλαμβάνονται στο μοντέλο μας. Επιπλέον, η ομαδοποίηση από πλευράς καταναλωτών έχει αποδειχθεί ότι παίζει σημαντικό ρόλο στο ζήτημα της ισχύος των περιορισμών που θέτει η οικονομική θεωρία, καθώς αυτό που μπορεί να ισχύει σε ατομικό επίπεδο ίσως να μην ισχύει στο σύνολο των καταναλωτών. Για παράδειγμα, οι Blundell et al. (1993) εκτιμώντας ένα Quadratic AIDS με διαστρωματικά στοιχεία χρονολογικών σειρών και κατόπιν με δεδομένα χρονολογικών σειρών που προέκυψαν από ομαδοποίηση των πρώτων ως προς τους καταναλωτές, διαπίστωσαν την ισχύ των περιορισμών της ομογένειας και της συμμετρίας στη πρώτη περίπτωση και την αποτυχία αυτών στη δεύτερη. Η αποτυχία των περιορισμών της ομογένειας θα μπορούσε επίσης να οφείλεται στο γεγονός ότι οι χρονολογικές σειρές των μεταβλητών μας είναι διορθωμένες για εποχικότητα. Σύμφωνα με τον Bohl (2000), η χρήση διορθωμένων αντί μη-διορθωμένων δεδομένων μπορεί να στρεβλώσει την εκτίμηση μακροχρόνιων σχέσεων. Τέλος, οι Muellbauer και Pashardes (1988) παραθέτουν μια σειρά αιτιών απόρριψης της ομογένειας σε στατικά μοντέλα μερικές εκ των οποίων είναι η ορθολογική ψευδαίσθηση του χρήματος (money illusion), η αποτυχία της υπόθεσης της διαχρονικής διαχωρισιμότητας, η λανθασμένη εξειδίκευση που οφείλεται σε παράληψη δυναμικών επιδράσεων όπως εκείνες της συνήθειας (habit effects), και η χαμηλή ποιότητα των στοιχείων λόγω σφάλματος μέτρησης.

Καθώς οι περιορισμοί της ομογένειας και της συμμετρίας απορρίπτονται τόσο για την περίπτωση της Γαλλίας όσο και για την περίπτωση της Ιταλίας, οι εκτιμήσεις των παραμέτρων και των ελαστικοτήτων που παραθέτουμε αφορούν στο υπόδειγμα (1) χωρίς τους περιορισμούς. Οι εκτιμήσεις των μακροχρόνιων παραμέτρων για τη Γαλλία και την Ιταλία παρουσιάζονται στον Πίνακα 6. Υπενθυμίζουμε ότι η εξίσωση την οποία δεν λάβαμε υπόψη κατά την εκτίμηση είναι εκείνη του μεριδίου δαπάνης για άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες και ότι οι μακροχρόνιες παράμετροι της εξίσωσης αυτής υπολογίστηκαν υπολειμματικά από τους περιορισμούς της προσθετικότητας. Σημειώνουμε, επίσης, ότι λόγω εισαγωγής της μεταβλητής για τη χρονική τάση στατικό υπόδειγμα οι περιορισμοί της προσθετικότητας (4) θα περιλαμβάνουν τώρα και τον περιορισμό ότι  $\sum_{i=1}^n \delta_i = 0$ .

Οι εκτιμήσεις των συντελεστών της συνολικής δαπάνης είναι σημαντικές για τα τέσσερα πρώτα μερίδια δαπάνης, και στις δύο χώρες, και κατατάσσουν την ομάδα των τροφίμων, ποτών και καπνού ως αναγκαία αγαθά, ενώ οι μεταφορές και επικοινωνίες, και η ομάδα που περιλαμβάνει το ακαθάριστο ενοίκιο τα καύσιμα και τον ηλεκτρισμό θεωρούνται από τους κατοίκους των δύο χωρών ως αγαθά πολυτελείας. Τα άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες θεωρούνται ως αγαθά πολυτελείας από τους κατοίκους της Γαλλίας και ως αναγκαία αγαθά από τους κατοίκους της Ιταλίας. Τέλος, ο συντελεστής της συνολικής δαπάνης για την ένδυση και υπόδηση στη Γαλλία κατατάσσει τα αγαθά αυτά ως αναγκαία. Αντιθέτως, οι κάτοικοι της Ιταλίας θεωρούν τα αγαθά αυτά πολυτελή και μάλιστα ο συντελεστής της συνολικής δαπάνης για την ένδυση και υπόδηση είναι συγκριτικά πολύ μεγαλύτερος από εκείνον στην περίπτωση της Γαλλίας. Την ιδιαίτερη σημασία που δίνουν οι Ιταλοί καταναλωτές στην ένδυση και υπόδηση σε σύγκριση με τους

Γάλλους τονίζει και το μέγεθος του σταθερού όρου που αντιστοιχεί σε αυτό το μερίδιο δαπάνης. Τα αποτελέσματα αυτά συμφωνούν με τα συμπεράσματα του Τμήματος 3.1 της παρούσας μελέτης, περί διαφοράς στον τρόπο ζωής μεταξύ των δύο χωρών. Όσον αφορά στους συντελεστές των τιμών των αγαθών, δώδεκα από τους είκοσι για τη Γαλλία και έντεκα από τους είκοσι για την Ιταλία είναι σημαντικοί σε επίπεδα σημαντικότητας 5%. Επιπλέον, για τη Γαλλία, το μερίδιο δαπάνης για ακαθάριστο ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμό επηρεάζεται μόνο από την τιμή των αγαθών αυτών, ενώ για την Ιταλία, καμία από τις τιμές των αγαθών δεν επηρεάζει το μερίδιο δαπάνης για μεταφορές και επικοινωνίες. Τέλος, η χρονική τάση, αν και έχει πολύ μικρό συντελεστή, είναι στατιστικά σημαντική στην πλειοψηφία των εξισώσεων μεριδίων δαπάνης για τις δύο χώρες.

Καλύτερη ερμηνεία των μακροχρόνιων παραμέτρων για τις τιμές και τη συνολική δαπάνη προκύπτει μέσω των μακροχρόνιων εισοδηματικών ελαστικοτήτων και ελαστικοτήτων τιμής, οι οποίες παρουσιάζονται στον Πίνακα 7. Η εισοδηματική ελαστικότητα στη Γαλλία κατατάσσει και πάλι τις μεταφορές και επικοινωνίες και τα άλλα μη-διαρκή αγαθά ως αγαθά πολυτελείας και τα υπόλοιπα αγαθά ως αναγκαία. Η εισοδηματική ελαστικότητα στην Ιταλία κατατάσσει τα αγαθά όπως περιγράψαμε παραπάνω για την ερμηνεία του συντελεστή της συνολικής δαπάνης. Όσον αφορά τις μη-σταθμισμένες (Marshallian) ελαστικότητες, αξιοσημείωτο είναι ότι στην περίπτωση της Γαλλίας η ζήτηση σε όλες τις κατηγορίες αγαθών είναι ανελαστική προς τις τιμές. Από την άλλη πλευρά, η τιμή για τα τρόφιμα, τα ποτά και τον καπνό επηρεάζει αρνητικά το μερίδιο δαπάνης για την ένδυση και υπόδηση, και η τιμή για ένδυση και υπόδηση επηρεάζει αρνητικά την κατανάλωση των άλλων μη-διαρκών αγαθών και υπηρεσιών. Επιπλέον, οι ίδιες μη-σταθμισμένες ελαστικότητες για τη Γαλλία κατατάσσουν όλες τις κατηγορίες αγαθών στα κανονικά αγαθά, και η ίδια εικόνα εμφανίζεται και στην Ιταλία με εξαίρεση τα άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες.

Όσον αφορά στη συμπληρωματικότητα ή υποκατάσταση μεταξύ των διαφόρων ομάδων αγαθών, η οποία καθορίζεται από τα πρόσημα των μη-σταθμισμένων σταυροειδών ελαστικοτήτων τιμής, αναφέρουμε ότι στην περίπτωση της Γαλλίας τα τρόφιμα, ποτά και καπνός είναι υποκατάστατα ως προς την ένδυση και υπόδηση και συμπληρωματικά ως προς τις υπόλοιπες ομάδες αγαθών, οι μεταφορές και επικοινωνίες είναι συμπληρωματικά αγαθά ως προς την ένδυση και υπόδηση και ως προς τα άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες και, τέλος, το ακαθάριστο ενοίκιο, τα καύσιμα και ηλεκτρισμός είναι υποκατάστατα αγαθά ως προς τα άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες. Στην περίπτωση της Ιταλίας, τα τρόφιμα, ποτά και καπνός είναι συμπληρωματικά αγαθά ως προς τις μεταφορές και επικοινωνίες, τα αγαθά της ομάδας της ένδυσης και υπόδησης είναι συμπληρωματικά ως προς τα άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες και, τέλος, το ακαθάριστο ενοίκιο, τα καύσιμα και ηλεκτρισμός είναι συμπληρωματικά αγαθά ως προς τα τρόφιμα, τα ποτά και καπνό, ως προς την ένδυση και υπόδηση και ως προς τα άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες. Τέλος, για τις σταθμισμένες (Hicksian) ελαστικότητες τιμής σημειώνουμε ότι οι ίδιες ελαστικότητες δεν είναι όλες μη-θετικές και οι σταυροειδείς ελαστικότητες δεν υποστηρίζουν τη συμμετρία κατά Slutsky, ως απόρροια της απόρριψης των περιορισμών της συμμετρίας.

Κλείνοντας την ενότητα αυτή, υπενθυμίζουμε ότι οι υποθέσεις της διαχωρισιμότητας των προτιμήσεων και του two-stage budgeting έχουν ως αποτέλεσμα να ερμηνεύεται το υπόδειγμά μας ως ένα υπό συνθήκη σύστημα ζήτησης (βλ. Τμήμα 2.1). Αυτό σημαίνει ότι οι υπό συνθήκη ελαστικότητες τιμής δεν λαμβάνουν υπόψη τις επιδράσεις που η τιμή ενός αγαθού μπορεί να έχει πάνω στην



**ΠΙΝΑΚΑΣ 6**  
**Εκτιμήσεις Παραμέτρων του Στατικού Υποδείγματος Χωρίς τους Περιορισμούς<sup>a</sup>**

**(i) Γαλλία**

<i>Μερίδιο Δαπάνης i</i>	$\alpha_i$	$\gamma_{i1}$	$\gamma_{i2}$	$\gamma_{i3}$	$\gamma_{i4}$	$\gamma_{i5}$	$\beta_i$	$\delta_i$
<i>Τρόφιμα, ποτά και καπνός</i>	3,433 (166,823)*	0,179 (18,766)*	-0,001 (-0,264)	-0,076 (-8,667)*	-0,041 (-7,384)*	-0,051 (-7,388)*	-0,161 (-157,729)*	-0,225E-04 (-2,848)*
<i>Ενδύση και υπόδηση</i>	1,131 (26,793)*	0,024 (1,041)	0,073 (5,114)*	-0,060 (-3,239)*	0,009 (0,516)	-0,029 (-2,402)*	-0,052 (-22,475)*	-0,461E-03 (-5,386)*
<i>Μεταφορές και επικοινωνίες</i>	-4,410 (-56,956)*	-0,035 (-0,699)	-0,117 (-4,651)*	0,260 (6,915)*	-0,143 (-6,006)*	0,039 (1,422)	0,240 (60,396)*	-0,001 (-20,609)*
<i>Ακαθάριστο Ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμός</i>	1,095 (48,236)*	-0,052 (-1,599)	-0,033 (-1,499)	0,017 (0,709)	0,059 (3,372)*	0,003 (0,142)	-0,046 (-34,947)*	0,001 (10,621)*
<i>Άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες</i>	-0,249 (-)	-0,115 (-)	0,078 (-)	-0,141 (-)	0,116 (-)	0,038 (-)	0,019 (-)	0,001 (-)

**(ii) Ιταλία**

<i>Μερίδιο Δαπάνης i</i>	$\alpha_i$	$\gamma_{i1}$	$\gamma_{i2}$	$\gamma_{i3}$	$\gamma_{i4}$	$\gamma_{i5}$	$\beta_i$	$\delta_i$
<i>Τρόφιμα, ποτά και καπνός</i>	4,891 (75,403)*	0,199 (11,355)*	-0,023 (-1,361)	-0,071 (-3,871)*	-0,047 (-5,167)*	-0,034 (-6,843)*	-0,176 (-74,369)*	-0,001 (-47,018)*
<i>Ενδύση και υπόδηση</i>	-8,794 (-26,379)*	-0,056 (-2,218)**	0,124 (6,682)*	-0,019 (-1,444)	-0,031 (-3,918)*	-0,041 (-6,311)*	0,353 (26,570)*	-0,001 (-104,710)*
<i>Μεταφορές και επικοινωνίες</i>	-1,006 (-5,843)*	-0,121 (-1,524)	0,104 (1,657)	0,034 (0,499)	0,028 (1,105)	-0,032 (-1,693)	0,048 (8,348)*	-0,488E-03 (-1,443)
<i>Ακαθάριστο Ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμός</i>	1,157 (15,164)*	-0,021 (-0,744)	-0,048 (-2,252)**	-0,034 (-2,333)**	0,139 (12,517)*	-0,014 (-4,161)*	-0,037 (-11,076)*	0,364E-04 (0,228)
<i>Άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες</i>	4,752 (-)	-0,001 (-)	-0,156 (-)	0,090 (-)	-0,090 (-)	0,121 (-)	-0,188 (-)	0,003 (-)

<sup>a</sup> Η παράμετρος  $\delta_i$  είναι ο συντελεστής της χρονικής τάσης. Οι αριθμοί σε παρενθέσεις είναι τα t-statistics, ενώ τα \* και \*\* δηλώνουν επίπεδο σημαντικότητας 1% και 5% αντίστοιχα. Το (-) δηλώνει ότι η παράμετρος υπολογίστηκε με βάση τους περιορισμούς της προσθετικότητας.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 7**  
**Μακροχρόνιες Ελαστικότητες<sup>α</sup>**

<b>(i) Γαλλία</b>											
<i>Αγαθό i</i>	<i>Εισοδηματική Ελαστικότητα</i>	<i>Μη-σταθμισμένες Ελαστικότητες Τιμής</i>					<i>Σταθμισμένες Ελαστικότητες Τιμής</i>				
		$\varepsilon_{i1}$	$\varepsilon_{i2}$	$\varepsilon_{i3}$	$\varepsilon_{i4}$	$\varepsilon_{i5}$	$\varepsilon^*_{i1}$	$\varepsilon^*_{i2}$	$\varepsilon^*_{i3}$	$\varepsilon^*_{i4}$	$\varepsilon^*_{i5}$
<i>Τρόφιμα, ποτά και καπνός</i>	0,425	-0,201	0,050	-0,149	-0,010	-0,082	-0,082	0,090	-0,059	0,091	-0,007
<i>Ένδυση και υπόδηση</i>	0,458	0,399	-0,184	-0,512	0,227	-0,207	0,527	-0,141	-0,416	0,336	-0,127
<i>Μεταφορές και επικοινωνίες</i>	2,139	-0,484	-0,663	-0,009	-0,950	-0,016	0,115	-0,459	0,442	-0,439	0,358
<i>Ακαθ. ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμός</i>	0,807	-0,164	-0,119	0,110	-0,708	0,048	0,061	-0,042	0,280	-0,515	0,189
<i>Άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες</i>	1,107	-0,689	0,437	-0,828	0,639	-0,802	-0,379	0,543	-0,594	0,903	-0,609
<b>(ii) Ιταλία</b>											
<i>Αγαθό i</i>	<i>Εισοδηματική Ελαστικότητα</i>	<i>Μη-σταθμισμένες Ελαστικότητες Τιμής</i>					<i>Σταθμισμένες Ελαστικότητες Τιμής</i>				
		$\varepsilon_{i1}$	$\varepsilon_{i2}$	$\varepsilon_{i3}$	$\varepsilon_{i4}$	$\varepsilon_{i5}$	$\varepsilon^*_{i1}$	$\varepsilon^*_{i2}$	$\varepsilon^*_{i3}$	$\varepsilon^*_{i4}$	$\varepsilon^*_{i5}$
<i>Τρόφιμα, ποτά και καπνός</i>	0,529	-0,290	0,003	-0,115	-0,032	-0,031	-0,093	0,076	-0,029	0,073	0,037
<i>Ένδυση και υπόδηση</i>	3,566	-1,366	-0,454	-0,553	-0,731	-0,627	-0,038	0,037	0,028	-0,024	-0,169
<i>Μεταφορές και επικοινωνίες</i>	1,292	-0,849	0,597	-0,841	0,115	-0,232	-0,367	0,774	-0,630	0,371	-0,066
<i>Ακαθ. ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμός</i>	0,814	-0,036	-0,217	-0,139	-0,263	-0,048	0,268	-0,105	-0,006	-0,102	0,056
<i>Άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες</i>	-0,465	0,538	-1,017	0,940	-0,408	0,132	0,365	-1,081	0,864	-0,500	0,073

<sup>α</sup> Οι ελαστικότητες υπολογίστηκαν βάσει των εκτιμήσεων των μακροχρόνιων παραμέτρων του στατικού υποδείγματος χωρίς περιορισμούς και για τον υπολογισμό τους χρησιμοποιήθηκε η μέση τιμή των μεριδίων δαπάνης. Δεν δίνονται ασυμπτωτικά τυπικά σφάλματα για τις εκτιμήσεις των ελαστικοτήτων διότι το οικονομετρικό πακέτο Enviews 3 με το οποίο έγινε η εκτίμηση δεν δίνει τη δυνατότητα αυτή.

πρωτότερη κατανομή της συνολικής δαπάνης σε όλα τα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες (Edgerton, 1997). Συνεπώς, οι υπό συνθήκη ελαστικότητες που δίνονται στην παρούσα μελέτη μπορεί να υποεκτιμούν την επίδραση των τιμών των υπολοίπων αγαθών στη ζήτηση ενός προϊόντος.

#### 4.2 Εμπειρικά Αποτελέσματα από την Εκτίμηση του Δυναμικού Υποδείγματος

Το μεγαλύτερο μοντέλο χωρίς περιορισμούς από το οποίο θα μπορούσαμε να ξεκινήσουμε την εξειδίκευση του δυναμικού υποδείματός μας είναι το (14), στο οποίο όμως θα συμπεριλάβουμε ένα σταθερό όρο. Η εισαγωγή σταθερού όρου στο δυναμικό υπόδειγμα οφείλεται στο ότι η χρονική τάση που έχουμε συμπεριλάβει στο στατικό υπόδειγμα εμφανίζεται με τη μορφή σταθεράς στο δυναμικό υπόδειγμα. Η αναγκαιότητα εισαγωγής σταθερού όρου στο δυναμικό υπόδειγμα ελέγχεται στατιστικά με τεστ Λόγου Πιθανοφάνειας (LR), και τα αποτελέσματα του ελέγχου παρουσιάζονται στον Πίνακα 8.

Ακολουθούμε μια στρατηγική εξειδίκευσης ‘από το γενικό στο ειδικό’, ξεκινώντας με το προαναφερθέν υπόδειγμα και μέσω μιας ακολουθίας LR ελέγχων λαμβάνουμε υπόψη ολοένα και περισσότερους περιορισμούς για τις μεταβλητές του υποδείματος, έτσι ώστε να λάβουμε τελικώς ένα υπόδειγμα το οποίο να χαρακτηρίζεται από εξοικονόμηση παραμέτρων (parsimony) αλλά και να είναι συνεπές με τα δεδομένα. Σύμφωνα με τον Πίνακα 8, τόσο στην περίπτωση της Γαλλίας όσο και στην περίπτωση της Ιταλίας, γίνεται δεκτή η υπόθεση ότι το υπόδειγμα δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο. Για τη Γαλλία, το μοντέλο εκείνο που έγινε δεκτό σύμφωνα με τους LR ελέγχους, αλλά και το οποίο έδινε τα περισσότερα συνεπή αποτελέσματα από άποψης θεωρίας και συναφών εμπειρικών μελετών, είναι εκείνο στο οποίο οι ερμηνευτικές μεταβλητές κάθε εξίσωσης  $i$  περιλαμβάνουν το μερίδιο δαπάνης του αγαθού  $i$  σε πρώτες διαφορές με μία χρονική υστέρηση, το μηχανισμό διόρθωσης λαθών του αγαθού  $i$  με μία χρονική υστέρηση, και τη συνολική δαπάνη και τις τιμές όλων των αγαθών σε πρώτες διαφορές χωρίς χρονικές υστερήσεις (υπόδειγμα 6 του Πίνακα 8). Στην περίπτωση της Ιταλίας η διαδικασία εξειδίκευσης του δυναμικού υποδείματος υπέδειξε ως καλύτερο το υπόδειγμα εκείνο στο οποίο οι ερμηνευτικές μεταβλητές κάθε εξίσωσης  $i$  περιλαμβάνουν το μερίδιο δαπάνης του αγαθού  $i$  σε πρώτες διαφορές με μία χρονική υστέρηση, το μηχανισμό διόρθωσης λαθών όλων των υπό μελέτη αγαθών μία χρονική υστέρηση, και τη συνολική δαπάνη και τις τιμές όλων των αγαθών σε πρώτες διαφορές και χωρίς και με μία χρονική υστέρηση (υπόδειγμα 4 του Πίνακα 8).

Σημειώνουμε ότι οι έλεγχοι που παρουσιάζονται στον Πίνακα 8 είναι οι κυριότεροι και πιο γενικοί από αυτούς στους οποίους προβήκαμε, καθώς σε κάθε στάδιο των ελέγχων αυτών γίνονταν επί μέρους έλεγχοι για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων στις τιμές των αγαθών και στη συνολική δαπάνη αλλά και για την ύπαρξη ή μη όλων των μηχανισμών διόρθωσης λαθών σε κάθε εξίσωση μεριδίου δαπάνης. Επιπλέον, πριν από τον LR έλεγχο για την ύπαρξη σταθερού όρου στο δυναμικό υπόδειγμα, και παρ’ όλο που τα δεδομένα μας είναι διορθωμένα για εποχικότητα, ελέγχθηκε η ύπαρξη καταλοίπων εποχικότητας, μέσω εισαγωγής στο υπόδειγμα τριών τριμηνιαίων ψευδομεταβλητών (seasonal dummies). Ο LR έλεγχος ο οποίος διενεργήθηκε έκανε δεκτή την υπόθεση μηδέν ότι δεν υπάρχουν κατάλοιπα

εποχικότητας. Τέλος, καθώς η τελική μορφή του δυναμικού υποδείγματος για τη Γαλλία περιλαμβάνει ένα σχετικά μικρό αριθμό παραμέτρων προς εκτίμηση (8 παράμετροι) δοκιμάστηκε η εκτίμηση του υποδείγματος με το μηχανισμό διόρθωσης λαθών πλήρως ανεπτυγμένο, όπως αυτός εμφανίζεται στο υπόδειγμα (14). Όμως, ο αρχικός ισχυρισμός μας ότι το μικρό μέγεθος του υπό μελέτη δείγματος δεν επιτρέπει μια τέτοια προσέγγιση στην εκτίμηση του δυναμικού υποδείγματος επιβεβαιώθηκε από το γεγονός ότι αρκετές παράμετροι ήταν μη-σημαντικές και είχαν πρόσημα που έρχονταν σε αντίθεση με εκείνα που αναμένει η οικονομική και οικονομετρική θεωρία.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 8**  
**Εξειδίκευση του Δυναμικού Μοντέλου**

<i>(i) Γαλλία</i>						
Περιορισμός <sup>a</sup>	Log		LR	Βαθμοί	Κριτική	Κριτική
	Likelihood	Έλεγχος				
1. Χωρίς περιορισμό	2117,86					
2. $\alpha^*_{0i}=0$	2113,59	2 v 1	8,53	4	13,28	9,49
3. $\lambda_{ij}=0, i \neq j$	2108,80	3 v 2	9,58	12	26,22	21,03
4. $\alpha^*_{ij}=0, i \neq j$	2107,13	4 v 2	12,92	12	26,22	21,03
5. $\alpha^*_{ij}=\lambda_{ij}=0, i \neq j$	2101,94	5 v 4	10,39	12	26,22	21,03
6. $\gamma^*_{1,ij}=\beta^*_{1,i}=0$	2091,74	6 v 5	20,40	24	42,98	36,42
7. $\gamma^*_{0,ij}=\beta^*_{0,i}=0$ $\alpha^*_{ij}=0, \forall i, j$ $\lambda_{ij}=0, i \neq j$	2027,78	7 v 5	148,31	24	42,98	36,42
8. $\gamma^*_{1,ij}=\beta^*_{1,i}=0$	2100,99	8 v 5	-18,51	4	13,28	9,49

<i>(ii) Ιταλία</i>						
Περιορισμός <sup>a</sup>	Log		LR	Βαθμοί	Κριτική	Κριτική
	Likelihood	Έλεγχος				
1. Χωρίς περιορισμό	2479,95					
2. $\alpha^*_{0i}=0$	2474,28	2 v 1	11,33	4	13,28	9,49
3. $\lambda_{ij}=0, i \neq j$	2463,28	3 v 2	22,00	12	26,22	21,03
4. $\alpha^*_{ij}=0, i \neq j$	2467,69	4 v 2	13,19	12	26,22	21,03
5. $\alpha^*_{ij}=\lambda_{ij}=0, i \neq j$	2455,06	5 v 4	25,26	12	26,22	21,03
6. $\gamma^*_{1,ij}=\beta^*_{1,i}=0$	2338,07	6 v 5	233,97	24	42,98	36,42
7. $\gamma^*_{0,ij}=\beta^*_{0,i}=0$ $\alpha^*_{ij}=0, \forall i, j$	2260,72	7 v 5	388,68	24	42,98	36,42
8. $\lambda_{ij}=0, i \neq j$	2280,30	8 v 5	349,52	4	13,28	9,49

<sup>a</sup> Το μοντέλο χωρίς περιορισμούς είναι το ακόλουθο:

$$\Delta w_{it} = \alpha^*_0 + \sum_{j=1}^{n-1} \alpha^*_{ij} \Delta w_{j,t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma^*_{0,ij} \Delta \ln p_{j,t} + \sum_{j=1}^n \gamma^*_{1,ij} \Delta \ln p_{j,t-1} + \beta^*_{0,i} \Delta \ln(m/P^*)_t + \beta^*_{1,i} \Delta \ln(m/P^*)_{t-1} + \sum_{j=1}^{n-1} \lambda_{ij} u_{t-1}$$

Η περαιτέρω εξειδίκευση του δυναμικού υποδείγματος αφορά σε επιβολή και έλεγχο των περιορισμών της ομογένειας και της συμμετρίας. Η μεθοδολογία ελέγχου της ισχύος των περιορισμών της ομογένειας και της συμμετρίας και τα

πλεονεκτήματα που προκύπτουν από την ισχύ αυτών συζητήθηκαν στο Τμήμα 4.1 για τα εμπειρικά αποτελέσματα από την εκτίμηση του στατικού υποδείγματος. Στην περίπτωση του δυναμικού υποδείγματος, τα αποτελέσματα των ελέγχων παρατίθενται στον Πίνακα 9, όπου μαζί με τις αντίστοιχες κριτικές τιμές της κατανομής  $\chi^2$  για επίπεδα σημαντικότητας 5% δίνουμε και εκείνες που αντιστοιχούν σε επίπεδα σημαντικότητας 1%.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της ακολουθίας των LR ελέγχων, στην περίπτωση του δυναμικού υποδείγματος για τη Γαλλία τόσο οι περιορισμοί της ομογένειας όσο και της συμμετρίας γίνονται δεκτοί σε επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%. Στην περίπτωση του δυναμικού υποδείγματος για την Ιταλία ο LR έλεγχος απορρίπτει την υπόθεση της ομογένειας. Βάσει, όμως, της διορθωμένης για τους βαθμούς ελευθερίας στατιστικής LR, που την περίπτωση αυτή έχει τιμή 17,55, η υπόθεση της ομογένειας γίνεται δεκτή σε επίπεδα σημαντικότητας 1%. Επιπλέον, η υπόθεση της ομογένειας και συμμετρίας έναντι της υπόθεσης της ομογένειας γίνεται δεκτή σε επίπεδα σημαντικότητας 1% και 5%. Η ισχύς των περιορισμών της ομογένειας και συμμετρίας στην περίπτωση της Ιταλίας επιβεβαιώθηκε και όταν αντιστρέψαμε τη σειρά των υπό έλεγχο υποθέσεων. Ειδικότερα, ο έλεγχος με τη μη-διορθωμένη στατιστική LR έκανε δεκτή την υπόθεση της συμμετρίας έναντι του αρχικού δυναμικού υποδείγματος και την υπόθεση της ομογένειας και συμμετρίας έναντι του συμμετρικού υποδείγματος, τόσο σε επίπεδα σημαντικότητας 1% όσο και σε 5%. Συνεπώς, μπορούμε να πούμε ότι οι περιορισμοί που θέτει η οικονομική θεωρία ισχύουν και στην περίπτωση του δυναμικού υποδείγματος για την Ιταλία.

#### ΠΙΝΑΚΑΣ 9

##### *Έλεγχος Περιορισμών Ομογένειας και Συμμετρίας, για το Δυναμικό Υπόδειγμα*

###### *(i) Γαλλία*

<i>Μοντέλο</i>	<i>Log Likelihood</i>	<i>Έλεγχος</i>	<i>LR statistic</i>	<i>Βαθμοί Ελευθερίας</i>	<i>Κριτική Τιμή 1%</i>	<i>Κριτική Τιμή 5%</i>
1. Χωρίς περιορισμούς	2091,74					
2. Ομογένεια	2087,17	2 v 1	9,13	4	13,28	9,49
3. Ομογένεια & Συμμετρία	2082,67	3 v 2	9,00	6	16,81	12,59

###### *(i) Ιταλία*

<i>Μοντέλο</i>	<i>Log Likelihood</i>	<i>Έλεγχος</i>	<i>LR statistic</i>	<i>Βαθμοί Ελευθερίας</i>	<i>Κριτική Τιμή 1%</i>	<i>Κριτική Τιμή 5%</i>
1. Χωρίς περιορισμούς	2467,69					
2. Ομογένεια	2454,25	2 v 1	26,89	8	20,09	15,51
3. Ομογένεια & Συμμετρία	2452,61	3 v 2	3,28	12	26,22	21,03

Η ισχύς των περιορισμών της ομογένειας και της συμμετρίας σημαίνει ότι οι καταναλωτές προσαρμόζονται πλήρως στις μεταβαλλόμενες συνθήκες. Μια τέτοια προσαρμογή είναι περισσότερο αναμενόμενη στο μακροχρόνιο ορίζοντα παρά στο βραχυχρόνιο. Όμως, τα αποτελέσματα της ανάλυσής μας δείχνουν ότι οι περιορισμοί της ομογένειας και της συμμετρίας γίνονται δεκτοί στην περίπτωση του δυναμικού υποδείγματος, ενώ αποτυγχάνουν όταν εξετάζουμε το στατικό υπόδειγμα. Αυτό έχει να κάνει με το ότι το δυναμικό υπόδειγμα διαχωρίζει τη μακροχρόνια από τη βραχυχρόνια συμπεριφορά των καταναλωτών, ενώ στο στατικό υπόδειγμα, το οποίο

εκφράζει τη μακροχρόνια ισορροπία των καταναλωτών, η βραχυχρόνια και η μακροχρόνια συμπεριφορά δεν διαφέρουν. Αν, όμως, οι δύο πλευρές της συμπεριφοράς διαφέρουν, τότε δημιουργείται λάθος εξειδίκευσης στο στατικό υπόδειγμα που μπορεί να ευθύνεται για την απόρριψη των περιορισμών της ομογένειας και της συμμετρίας στο υπόδειγμα αυτό.

Καθώς οι περιορισμοί της ομογένειας και της συμμετρίας γίνονται δεκτοί τόσο για την περίπτωση της Γαλλίας όσο και για την περίπτωση της Ιταλίας, οι εκτιμήσεις των παραμέτρων και των ελαστικότητων που παραθέτουμε αφορούν στα δυναμικά υποδείγματα των χωρών με τους περιορισμούς αυτούς. Οι εκτιμήσεις των βραχυχρόνιων παραμέτρων για τη Γαλλία παρουσιάζονται στον Πίνακα 10 και για την Ιταλία στον Πίνακα 11. Υπενθυμίζουμε ότι η εξίσωση την οποία δεν λάβαμε υπόψη κατά την εκτίμηση είναι εκείνη του μεριδίου δαπάνης για άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες και ότι οι βραχυχρόνιες παράμετροι της εξίσωσης αυτής υπολογίστηκαν υπολειμματικά από τους περιορισμούς της προσθετικότητας (βλ. Τμήμα 2.3).

Οι εκτιμήσεις των βραχυχρόνιων συντελεστών της μεταβολής στις τιμές και στη συνολική δαπάνη, ή των συντελεστών προσαρμογής των μεριδίων δαπάνης στις μεταβολές των τιμών και της συνολικής δαπάνης, δείχνουν το πώς οι μεταβολές αυτές επηρεάζουν τον τρόπο με τον οποίο κατανέμεται η συνολική δαπάνη της τρέχουσας περιόδου μεταξύ των διαφόρων ομάδων αγαθών σε σύγκριση με την προηγούμενη περίοδο. Στην περίπτωση της Γαλλίας, οι εκτιμήσεις των βραχυχρόνιων συντελεστών της μεταβολής της συνολικής δαπάνης,  $\beta^*_i$ , είναι σημαντικές για την πρώτη, τη δεύτερη και την τέταρτη εξίσωση μεταβολής των μεριδίων δαπάνης. Όσον αφορά στα πρόσημα των συντελεστών αυτών, μία θετική μεταβολή της συνολικής δαπάνης, θα οδηγήσει τους Γάλλους καταναλωτές σε μείωση των μεριδίων δαπάνης στην τρέχουσα περίοδο σε σχέση με εκείνα της προηγούμενης, για τα τρόφιμα, ποτά και καπνό, και για την ένδυση και υπόδηση, ενώ θα οδηγήσει σε αύξηση του μεριδίου δαπάνης στην τρέχουσα περίοδο σε σχέση με την προηγούμενη, για το ακαθάριστο ενοίκιο, τα καύσιμα και τον ηλεκτρισμό. Τα αποτελέσματα αυτά συνεπάγονται ότι τα τρόφιμα, τα ποτά και ο καπνός, καθώς και η ένδυση και υπόδηση είναι αναγκαία αγαθά στο βραχυχρόνιο ορίζοντα, ενώ τα αγαθά της ομάδας του ακαθάριστου ενοικίου είναι αγαθά πολυτελείας. Τα παραπάνω βρίσκονται σε συμφωνία με τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων για τους μακροχρόνιους συντελεστές της συνολικής δαπάνης για τα αγαθά αυτά, γεγονός που δηλώνει ότι από άποψη συνολικής δαπάνης οι Γάλλοι καταναλωτές συμπεριφέρονται με τον ίδιο τρόπο τόσο μακροχρόνια όσο και βραχυχρόνια.

Όσον αφορά στους συντελεστές της μεταβολής των τιμών των αγαθών,  $\gamma^*_{ij}$ , επτά από τους δέκα είναι σημαντικοί σε επίπεδα σημαντικότητας 5%. Για τους συντελεστές αυτούς σημειώνουμε προς το παρόν μόνον ότι στην περίπτωση της εξίσωσης για τις μεταφορές και επικοινωνίες ο συντελεστής της μεταβολής στην τιμή των αγαθών αυτών είναι στατιστικά μη-σημαντικός και άρα η μεταβολή του μεριδίου δαπάνης για μεταφορές και επικοινωνίες δεν επηρεάζεται από μεταβολές στην τιμή των ίδιων των αγαθών αυτών. Επιπλέον, ο συντελεστής της σε χρονική υστέρηση μεταβολής των μεριδίων δαπάνης,  $\alpha^*_i$ , είναι σημαντικός μόνο στην περίπτωση της ένδυσης και υπόδησης και στην περίπτωση των αγαθών της ομάδας του ακαθάριστου ενοικίου, που σημαίνει ότι μόνο στις δύο αυτές ομάδες αγαθών ο τρόπος κατανομής της δαπάνης στο παρελθόν επιδρά στις αποφάσεις για κατανομή αυτής στο παρόν. Τέλος, η ταχύτητα προσαρμογής των μεριδίων δαπάνης στη μακροχρόνια ισορροπία,  $\lambda^*_i$ , είναι στατιστικά σημαντική και στις τέσσερις πρώτες εξισώσεις και έχει, όπως αναμενόταν, αρνητικό πρόσημο.

Ερχόμενοι στην ανάλυση του δυναμικού υποδείγματος για την Ιταλία, υπενθυμίζουμε ότι σε αυτό το δυναμικό υπόδειγμα οι τιμές και η συνολική δαπάνη σε διαφορές εισέρχονται στο υπόδειγμα και χωρίς αλλά και με μία χρονική υστέρηση. Αυτό σημαίνει ότι οι εκτιμήσεις των συντελεστών προσαρμογής των μεριδίων δαπάνης στις μεταβολές των τιμών και της συνολικής δαπάνης δείχνουν το πώς αυτές οι μεταβολές επιδρούν στη μεταβολή του μεριδίου δαπάνης της κάθε μίας ομάδας αγαθών στο βραχυχρόνιο ορίζοντα. Οι εκτιμήσεις των συντελεστών της τρέχουσας μεταβολής της συνολικής δαπάνης,  $\beta^*_{0,i}$ , αλλά και της μεταβολής σε χρονική υστέρηση,  $\beta^*_{1,i}$ , είναι σημαντικές για την πρώτη και τη δεύτερη εξίσωση. Όμως, για τις δύο αυτές εξισώσεις, οι συντελεστές της τρέχουσας και της σε χρονική υστέρηση μεταβολής της συνολικής δαπάνης δεν έχουν το ίδιο πρόσημο και συνεπώς δεν είναι δυνατόν να μιλήσουμε για κατάταξη των τροφίμων, ποτών και καπνού και της ένδυσης και υπόδησης στα αναγκαία ή στα πολυτελείας αγαθά στο βραχυχρόνιο ορίζοντα. Μπορούμε μόνον να πούμε ότι η μεταβολή στα εν λόγω μερίδια δαπάνης στην τρέχουσα περίοδο επηρεάζεται από την πληροφόρηση που λαμβάνουν οι Ιταλοί καταναλωτές για μεταβολές στη συνολική δαπάνη στις προηγούμενες περιόδους.

Όσον αφορά στους συντελεστές της τρέχουσας μεταβολής των τιμών των αγαθών,  $\gamma^*_{0,i}$ , αλλά και της μεταβολής σε χρονική υστέρηση,  $\gamma^*_{1,i}$ , δεκαεπτά από τους είκοσι είναι σημαντικοί σε επίπεδα σημαντικότητας 5%. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχει υψηλή αλληλεπίδραση μεταξύ των αγορών των ομάδων αγαθών και άρα η μεταβολή του μεριδίου δαπάνης του αγαθού  $i$  επηρεάζεται από την πληροφόρηση που λαμβάνεται στην τρέχουσα περίοδο για μεταβολές στην τρέχουσα και στην προηγούμενη περίοδο τόσο στην τιμή του αγαθού  $i$  όσο και στις τιμές των υπολοίπων αγαθών. Επιπλέον, ο συντελεστής της σε χρονική υστέρηση μεταβολής των μεριδίων δαπάνης,  $\alpha^*_i$ , είναι σημαντικός και μεγάλος σε μέγεθος, συγκριτικά με τους υπόλοιπους βραχυχρόνιους συντελεστές, και στις τέσσερις πρώτες κατηγορίες αγαθών, που σημαίνει ότι στην Ιταλία η συνήθεια παίζει μεγάλο ρόλο στο μοτίβο της κατανάλωσης. Τέλος, η ταχύτητα με την οποία το μερίδιο δαπάνης για ένδυση και υπόδηση προσαρμόζεται προς τη μακροχρόνια ισορροπία εξαρτάται από την ταχύτητα διόρθωσης του ίδιου σφάλματος ισορροπίας, η οποία και είναι αρνητική, αλλά και από την ταχύτητα διόρθωσης του σφάλματος ισορροπίας της ομάδας των τροφίμων, ποτών και καπνού. Από την άλλη πλευρά, η ταχύτητα με την οποία τα υπόλοιπα μερίδια δαπάνης προσαρμόζονται προς την μακροχρόνια ισορροπία εξαρτάται μόνον από την ταχύτητα διόρθωσης του ίδιου σφάλματος ισορροπίας η οποία έχει, όπως αναμενόταν, αρνητικό πρόσημο.

Καλύτερη ερμηνεία των βραχυχρόνιων παραμέτρων για τις τιμές και τη συνολική δαπάνη προκύπτει μέσω των βραχυχρόνιων εισοδηματικών ελαστικοτήτων και ελαστικοτήτων τιμής, οι οποίες παρουσιάζονται στον Πίνακα 12 για τη Γαλλία και στον Πίνακα 13 για την Ιταλία. Η βραχυχρόνια εισοδηματική ελαστικότητα στη Γαλλία είναι θετική σε όλες τις κατηγορίες αγαθών. Αυτό σημαίνει ότι μια αύξηση της μεταβολής της συνολικής δαπάνης οδηγεί σε μια ακόμα μεγαλύτερη ή μικρότερη αύξηση της μεταβολής της κατανάλωσης. Αξιοσημείωτο είναι ότι, ενώ στη μακροχρόνια περίοδο η ζήτηση για ακαθάριστο ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμό είναι ανελαστική ως προς το εισόδημα, στη βραχυχρόνια περίοδο γίνεται ελαστική. Οι σταυροειδείς μη-σταθμισμένες (Marshallian) ελαστικότητες ως προς τη μεταβολή των τιμών των αγαθών είναι όλες μικρότερες της μονάδας και οι περισσότερες από αυτές αρνητικές, που σημαίνει ότι μια αύξηση της μεταβολής των τιμών οδηγεί σε μείωση, κατά ένα μικρότερο ποσοστό, της μεταβολής της κατανάλωσης. Επιπλέον, οι ίδιες μη-σταθμισμένες ελαστικότητες ως προς τη μεταβολή των τιμών των αγαθών

**ΠΙΝΑΚΑΣ 10**  
**Εκτιμήσεις Παραμέτρων του Δυναμικού Υποδείγματος με τους Περιορισμούς της Ομογένειας και της Συμμετρίας, για την Ιδιωτική Κατανάλωση στη Γαλλία<sup>α</sup>**

<i>Μερίδιο Δαπάνης <math>i</math></i>	$\alpha_{ii}^*$	$\gamma_{i1}^*$	$\gamma_{i2}^*$	$\gamma_{i3}^*$	$\gamma_{i4}^*$	$\beta_i^*$	$\lambda_i$
<i>Τρόφιμα, ποτά και καπνός</i>	-0,066 (-1,146)	0,162 (9,980)*	-0,011 (-0,860)	-0,053 (-3,924)*	-0,044 (-3,233)*	-0,155 (-11,804)*	-0,622 (-6,891)*
<i>Ενδυση και υπόδηση</i>	-0,322 (-3,564)*	-0,011 (-)	0,075 (3,801)*	-0,071 (-3,297)*	0,041 (2,556)**	-0,089 (-3,277)*	-0,753 (-5,499)*
<i>Μεταφορές και Επικοινωνίες</i>	-0,002 (-0,018)	-0,053 (-)	-0,071 (-)	0,114 (3,627)*	-0,031 (-1,231)	0,015 (0,313)	-0,461 (-5,440)*
<i>Ακαθ. ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμός</i>	0,164 (2,362)**	-0,044 (-)	0,041 (-)	-0,031 (-)	0,022 (0,721)	0,140 (4,391)*	-0,658 (-6,431)*
<i>Άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες</i>	0,227 (-)	-0,055 (-)	-0,034 (-)	0,041 (-)	0,012 (-)	0,089 (-)	2,494 (-)

<sup>α</sup> Οι αριθμοί σε παρενθέσεις είναι τα t-statistics. Τα \* και \*\* δηλώνουν επίπεδο σημαντικότητας 1% και 5% αντίστοιχα. Το (-) δηλώνει ότι η παράμετρος υπολογίστηκε με βάση τους περιορισμούς της προσθετικότητας.



**ΠΙΝΑΚΑΣ 11**

**Εκτιμήσεις Παραμέτρων του Δυναμικού Υποδείγματος με τους Περιορισμούς της Ομογένειας και της Συμμετρίας, για την Ιδιωτική Κατανάλωση στην Ιταλία<sup>a</sup>**

	Αγαθό <i>i</i> : Τρόφιμα, ποτά και καπνός		Ένδυση και υπόδηση		Μεταφορές και επικοινωνίες		Ακαθ. ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμός		Άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες	
$\alpha^*_{ii}$	0,772	(9,549)*	0,828	(12,702)*	0,699	(9,555)*	0,632	(7,598)*	-2,931	(-)
$\gamma^*_{0,i1}$	0,190	(8,695)*	-0,042	(-)	-0,055	(-)	-0,051	(-)	-0,042	(-)
$\gamma^*_{1,i1}$	-0,179	(-6,135)*	0,059	(-)	0,040	(-)	0,044	(-)	0,036	(-)
$\gamma^*_{0,i2}$	-0,042	(-3,202)*	0,136	(6,384)*	-0,025	(-)	-0,034	(-)	-0,035	(-)
$\gamma^*_{1,i2}$	0,059	(4,488)*	-0,104	(-4,479)*	0,012	(-)	0,009	(-)	0,024	(-)
$\gamma^*_{0,i3}$	-0,055	(-4,034)*	-0,025	(-1,635)	0,123	(6,898)*	-0,029	(-)	-0,013	(-)
$\gamma^*_{1,i3}$	0,040	(3,339)*	0,012	(0,989)	-0,086	(-4,323)*	0,023	(-)	0,012	(-)
$\gamma^*_{0,i4}$	-0,051	(-3,688)*	-0,034	(-2,759)*	-0,029	(-2,744)**	0,128	(8,199)*	-0,014	(-)
$\gamma^*_{i4,1}$	0,044	(3,073)*	0,009	(0,587)	0,023	(2,089)**	-0,087	(-5,115)*	0,012	(-)
$\beta^*_{0,i}$	-0,150	(-3,236)*	0,159	(3,444)*	0,027	(0,292)	-0,003	(-0,064)	-0,034	(-)
$\beta^*_{1,i}$	0,093	(2,215)**	-0,134	(-2,922)*	-0,015	(-0,183)	0,041	(0,948)	0,015	(-)
$\lambda_{i1}$	-0,248	(-2,976)*	0,111	(1,970)**	-0,069	(-0,543)	-0,022	(-0,370)	0,228	(-)
$\lambda_{i2}$	0,068	(1,254)	-0,347	(-9,776)*	-0,102	(-1,291)	-0,008	(-0,149)	0,389	(-)
$\lambda_{i3}$	-0,015	(-0,470)	0,027	(1,392)	-0,127	(-2,597)*	-0,023	(-0,786)	0,137	(-)
$\lambda_{i4}$	0,053	(0,525)	0,051	(0,675)	0,092	(0,609)	-0,357	(-6,764)*	0,161	(-)

<sup>a</sup> Οι αριθμοί σε παρενθέσεις είναι τα t-statistics. Τα \* και \*\* δηλώνουν επίπεδο σημαντικότητας 1% και 5% αντίστοιχα. Το (-) δηλώνει ότι η παράμετρος υπολογίστηκε με βάση τους περιορισμούς της προσθετικότητας.

είναι αρνητικές. Μάλιστα, όπως και στη μακροχρόνια περίοδο, οι ίδιες μη-σταθμισμένες ελαστικότητες είναι μικρότερες της μονάδας, με εξαίρεση το ακαθάριστο ενοίκιο, τα καύσιμα και ηλεκτρισμό, που στη βραχυχρόνια περίοδο παρουσιάζουν ελαστική ζήτηση. Τέλος, για τις ίδιες σταθμισμένες (Hicksian) ελαστικότητες ως προς τη μεταβολή των τιμών των αγαθών σημειώνουμε ότι είναι όλες αρνητικές και ότι οι μισές από τις σταυροειδείς σταθμισμένες ελαστικότητες υποστηρίζουν τη συμμετρία κατά Slutsky.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του Πίνακα 13, η βραχυχρόνια εισοδηματική ελαστικότητα για την Ιταλία, όπως και για τη Γαλλία, είναι θετική για όλες τις κατηγορίες αγαθών. Αυτό σημαίνει ότι μια αύξηση της τρέχουσας ή της σε χρονική υστέρηση μεταβολής της συνολικής δαπάνης οδηγεί σε μια ακόμα μεγαλύτερη ή σε μια μικρότερη αύξηση της μεταβολής της κατανάλωσης. Δηλαδή, οι Ιταλοί καταναλωτές όταν λαμβάνουν τις αποφάσεις τους για την κατανομή της συνολικής δαπάνης μεταξύ των αγαθών στην τρέχουσα περίοδο λαμβάνουν υπόψη και τον ρυθμό με τον οποίο η συνολική δαπάνη μεταβάλλεται στη διάρκεια του χρόνου. Με τον ίδιο τρόπο ερμηνεύονται και οι μη-σταθμισμένες ελαστικότητες ως προς τη μεταβολή των τιμών. Οι σταυροειδείς μη-σταθμισμένες ελαστικότητες ως προς την τρέχουσα μεταβολή των τιμών των αγαθών είναι αρνητικές και μικρότερες της μονάδας, που σημαίνει ότι μια αύξηση της τρέχουσας μεταβολής των τιμών οδηγεί σε μείωση, κατά ένα μικρότερο ποσοστό, της μεταβολής της κατανάλωσης. Από την άλλη πλευρά, οι σταυροειδείς μη-σταθμισμένες ελαστικότητες ως προς τη σε χρονική υστέρηση μεταβολή των τιμών των αγαθών είναι θετικές και μικρότερες της μονάδας, που σημαίνει ότι μια αύξηση της σε χρονική υστέρηση μεταβολής των τιμών οδηγεί σε αύξηση, κατά ένα μικρότερο ποσοστό, της μεταβολής της κατανάλωσης. Τέλος, οι ίδιες μη-σταθμισμένες και οι ίδιες σταθμισμένες ελαστικότητες ως προς την τρέχουσα μεταβολή των τιμών των αγαθών είναι αρνητικές και μικρότερες της μονάδας. Αντιθέτως, οι ίδιες μη-σταθμισμένες και οι ίδιες σταθμισμένες ελαστικότητες ως προς τη σε χρονική υστέρηση μεταβολή των τιμών των αγαθών είναι μεν αρνητικές αλλά μεγαλύτερες της μονάδας, δηλώνοντας ελαστική ζήτηση.

Συνοψίζοντας, για την περίπτωση της Ιταλίας, η δυσκολία διεξαγωγής τελικών συμπερασμάτων για τη βραχυχρόνια επίδραση των τιμών και της συνολικής δαπάνης πάνω στις αποφάσεις για την κατανομή της συνολικής δαπάνης στην τρέχουσα περίοδο οφείλεται στο γεγονός ότι δεν έχουμε στη διάθεσή μας ασυμπτωτικά τυπικά σφάλματα για τις εκτιμήσεις των ελαστικοτήτων. Συνεπώς, δεν γνωρίζουμε αν οι ελαστικότητες είναι σημαντικές ή όχι και η περίπτωσή τους χρήζει περαιτέρω διερεύνησης.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 12**  
**Βραχυχρόνιες Ελαστικότητες, για την Ιδιωτική Κατανάλωση στη Γαλλία**

Αγαθό <i>i</i>	Εισοδηματική Ελαστικότητα	Μη-σταθμισμένες Ελαστικότητες Τιμής				Σταθμισμένες Ελαστικότητες Τιμής			
		$\varepsilon_{i1}$	$\varepsilon_{i2}$	$\varepsilon_{i3}$	$\varepsilon_{i4}$	$\varepsilon^*_{i1}$	$\varepsilon^*_{i2}$	$\varepsilon^*_{i3}$	$\varepsilon^*_{i4}$
Τρόφιμα, ποτά και καπνός	0,446	-0,268	0,014	-0,072	-0,023	-0,143	0,057	0,022	0,083
Ένδυση και υπόδηση	0,065	0,149	-0,126	-0,551	0,653	0,167	-0,119	-0,537	0,668
Μεταφορές και επικοινωνίες	1,070	-0,270	-0,345	-0,473	-0,164	0,030	-0,243	-0,247	0,092
Ακαθ. Ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμός	1,587	-0,346	0,115	-0,253	-1,050	0,098	0,267	0,081	-0,671
Άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες	1,509	-0,454	-0,242	0,126	-0,053	-0,032	-0,098	0,444	0,307

<sup>a</sup> Οι ελαστικότητες υπολογίστηκαν βάσει των εκτιμήσεων των βραχυχρόνιων παραμέτρων του δυναμικού υποδείγματος με τους περιορισμούς για την ομογένεια και τη συμμετρία, και για τον υπολογισμό τους χρησιμοποιήθηκε η μέση τιμή των μεριδίων δαπάνης. Δεν δίνονται ασυμπτωτικά τυπικά σφάλματα για τις εκτιμήσεις των ελαστικοτήτων διότι το οικονομετρικό πακέτο Enviews 3 με το οποίο έγινε η εκτίμηση δεν δίνει τη δυνατότητα αυτή.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 13**

**Βραχυχρόνιες Ελαστικότητες, για την Ιδιωτική Κατανάλωση στην Ιταλία <sup>a</sup>**

**(i) Βραχυχρόνιες ελαστικότητες ως προς τη μεταβολή των τιμών και της συνολικής δαπάνης χωρίς χρονική υστέρηση**

Αγαθό <i>i</i>	Εισοδηματική Ελαστικότητα	Μη-σταθμισμένες Ελαστικότητες Τιμής				Σταθμισμένες Ελαστικότητες Τιμής			
		$\varepsilon_{i,m,0}$	$\varepsilon_{i1}$	$\varepsilon_{i2}$	$\varepsilon_{i3}$	$\varepsilon_{i4}$	$\varepsilon^*_{i1}$	$\varepsilon^*_{i2}$	$\varepsilon^*_{i3}$
Τρόφιμα, ποτά και καπνός	0,599	-0,340	-0,058	-0,081	-0,059	-0,117	0,025	0,017	0,060
Ένδυση και υπόδηση	2,153	-0,735	-0,167	-0,372	-0,474	0,067	0,129	-0,020	-0,047
Μεταφορές και επικοινωνίες	1,168	-0,397	-0,178	-0,276	-0,214	0,038	-0,017	-0,085	0,018
Ακαθ. ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμός	0,986	-0,254	-0,168	-0,146	-0,350	0,113	-0,032	0,014	-0,155
Άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες	0,737	-0,232	-0,240	-0,061	-0,054	0,043	-0,138	0,059	0,092

**(ii) Βραχυχρόνιες ελαστικότητες ως προς τη μεταβολή των τιμών και της συνολικής δαπάνης με μία χρονική υστέρηση**

Αγαθό <i>i</i>	Εισοδηματική Ελαστικότητα	Μη-σταθμισμένες Ελαστικότητες Τιμής				Σταθμισμένες Ελαστικότητες Τιμής			
		$\varepsilon_{i,m,1}$	$\varepsilon_{i1}$	$\varepsilon_{i2}$	$\varepsilon_{i3}$	$\varepsilon_{i4}$	$\varepsilon^*_{i1}$	$\varepsilon^*_{i2}$	$\varepsilon^*_{i3}$
Τρόφιμα, ποτά και καπνός	1,249	-1,574	0,1245	0,067	0,069	-1,108	0,297	0,270	0,317
Ένδυση και υπόδηση	0,025	0,794	-1,620	0,245	0,256	0,804	-1,617	0,249	0,261
Μεταφορές και επικοινωνίες	0,908	0,279	0,085	-1,515	0,158	0,618	0,210	-1,367	0,338
Ακαθ. ενοίκιο, καύσιμα και ηλεκτρισμός	1,209	0,145	0,015	0,081	-1,481	0,596	0,181	0,278	-1,241
Άλλα μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες	1,114	0,236	0,171	0,074	0,068	0,651	0,325	0,255	0,289

<sup>a</sup> Οι ελαστικότητες υπολογίστηκαν βάσει των εκτιμήσεων των βραχυχρόνιων παραμέτρων του δυναμικού υποδείγματος με τους περιορισμούς της ομογένειας και της συμμετρίας και για τον υπολογισμό τους χρησιμοποιήθηκε η μέση τιμή των μεριδίων δαπάνης. Δεν δίνονται ασυμπτωτικά τυπικά σφάλματα για τις εκτιμήσεις των ελαστικοτήτων διότι το οικονομετρικό πακέτο Enviews 3 με το οποίο έγινε η εκτίμηση δεν δίνει τη δυνατότητα αυτή.

## 5. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η παρούσα μελέτη ασχολήθηκε με τη ζήτηση καταναλωτή για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες στη Γαλλία και Ιταλία, για την περίοδο από το πρώτο τρίμηνο του έτους 1970 έως και το τέταρτο τρίμηνο του έτος 1997. Η συνολική ζήτηση για μη-διαρκή αγαθά και υπηρεσίες χωρίζεται σε πέντε κατηγορίες και η μακροχρόνια ζήτηση για τα αγαθά αυτά μοντελοποιείται χρησιμοποιώντας το στατικό AIDS των Deaton και Muellbauer (1980a), στο οποίο έχει εισαχθεί ως επιπλέον ερμηνευτική μεταβλητή η χρονική τάση. Οι βραχυχρόνιες δυναμικές προσαρμογές προς τις θέσεις μακροχρόνιας ισορροπίας μοντελοποιούνται μέσω ενός δυναμικού AIDS των Anderson και Blundell (1982, 1983, 1984) το οποίο διαχωρίζει τη βραχυχρόνια από τη μακροχρόνια συμπεριφορά των καταναλωτών. Η τελική μορφή του δυναμικού υποδείγματος που χρησιμοποιείται για την ανάλυση της ζήτησης σε κάθε χώρα καθορίστηκε μέσω μιας ακολουθίας LR ελέγχων και από τη δυναμική εξειδίκευση της ζήτησης σε κάθε χώρα έγινε εμφανές ότι οι Ιταλοί καταναλωτές χρειάζονται περισσότερο χρόνο για να προσαρμοστούν στις μεταβαλλόμενες συνθήκες σε αντίθεση με τους Γάλλους.

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του στατικού υποδείγματος έδειξαν ότι δεν ισχύουν οι περιορισμοί της ομογένειας και της συμμετρίας ως προς τις τιμές. Αυτό μπορεί να οφείλεται σε διάφορες αιτίες μεταξύ των οποίων και το ότι μπορεί να υπάρχει λάθος εξειδίκευσης που πηγάζει από την υπόθεση ότι στο στατικό υπόδειγμα η βραχυχρόνια και μακροχρόνια καταναλωτική συμπεριφορά δεν διαφέρουν. Αντιθέτως, στην περίπτωση του δυναμικού υποδείγματος, τόσο για τη Γαλλία όσο και για την Ιταλία, τα αποτελέσματα των ελέγχων δείχνουν ότι οι περιορισμοί της οικονομικής θεωρίας είναι συνεπείς με τα δεδομένα και συνεπώς οι βραχυχρόνιες ελαστικότητες που προκύπτουν από τα δύο δυναμικά υποδείγματα είναι δυνατόν να χρησιμοποιηθούν για την ανάλυση ζητημάτων πολιτικής.

Οι μακροχρόνιες ελαστικότητες και στις δύο χώρες έχουν τα αναμενόμενα πρόσημα και τα μεγέθη που είναι γενικώς αποδεκτά, ενώ αποκαλύπτουν κάποιες διαφορές μεταξύ των δύο χωρών ως προς τον τρόπο αντιμετώπισης ορισμένων κατηγοριών αγαθών όπως είναι η ένδυση και υπόδηση. Επιπλέον, οι μακροχρόνιες και οι βραχυχρόνιες ελαστικότητες δεν διαφέρουν πολύ μεταξύ τους στην περίπτωση της Γαλλίας, που σημαίνει ότι μεταβολές στις τιμές ή στο εισόδημα δεν αναμένεται να επηρεάσουν με διαφορετικό τρόπο τη μακροχρόνια και βραχυχρόνια συμπεριφορά των καταναλωτών. Από την άλλη πλευρά, είναι δύσκολο να γίνει σύγκριση των μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων ελαστικότητων για την Ιταλία. Ο λόγος είναι ότι χρειάζονται οι βραχυχρόνιες ελαστικότητες τόσο ως προς την τρέχουσα μεταβολή των τιμών και της συνολικής δαπάνης όσο και ως προς την με μία χρονική υστέρηση μεταβολή αυτών, προκειμένου να δοθεί μια πλήρης εικόνα της επίδρασης των τιμών και της συνολικής δαπάνης πάνω στην κατανομή της συνολικής δαπάνης.

Συνοψίζοντας, η διαφορετική συμπεριφορά των καταναλωτών στις δύο χώρες αντανακλάται κυρίως μέσω του τρόπου αντιμετώπισης της ένδυσης και υπόδησης. Για τους Γάλλους καταναλωτές θεωρείται ως αναγκαίο αγαθό, ενώ οι Ιταλοί καταναλωτές δίνουν ιδιαίτερη σημασία σε αυτή, αντιμετωπίζοντάς την ως αγαθό πολυτελείας. Επιπλέον, στην περίπτωση της Γαλλίας οι έλεγχοι εξειδίκευσης του δυναμικού υποδείγματος έδωσαν ένα υπόδειγμα στο οποίο οι μεταβολές στο εισόδημα και στις τιμές εισέρχονται χωρίς χρονική υστέρηση. Η εμπειρική ανάλυση του υποδείγματος αυτού δίνει ενδείξεις ότι οι Γάλλοι καταναλωτές προσαρμόζονται πολύ γρήγορα σε μεταβολές στις τιμές και στο εισόδημα, ενώ επίσης, δεν εντοπίζεται μεγάλη διαφορά μεταξύ μακροχρόνιας και βραχυχρόνιας συμπεριφοράς τους.

Αντιθέτως, στην περίπτωση της Ιταλίας είναι πιθανόν το δυναμικό υπόδειγμα να μην δίνει την πλήρη εικόνα της βραχυχρόνιας συμπεριφοράς των καταναλωτών. Αν το μέγεθος του υπό μελέτη δείγματος επέτρεπε τη χρήση ενός γενικότερου δυναμικού υποδείγματος για την Ιταλία, με περισσότερες χρονικές υστερήσεις για τη μεταβολή των τιμών και της συνολικής δαπάνης, θα ήταν δυνατόν να γνωρίζουμε αν η βραχυχρόνια συμπεριφορά των Ιταλών καταναλωτών είναι διαφορετική από αυτή που παρατηρείται στην παρούσα μελέτη.

## BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Alley, A. G., D. G. Ferguson and K. G. Stewart, 1992. "An Almost Ideal Demand System for Alcoholic Beverages in British Columbia", *Empirical Economics*, 17, 401-418.
- Alston, J. M., K. A. Foster and R. D. Green, 1994. "Estimating Elasticities with the Linear Approximate Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results", *The Review of Economics and Statistics*, 76, 351-356.
- Anderson, G. J. and Blundell, R. W., 1982. "Estimation and Hypothesis Testing in Dynamic Singular Equation Systems", *Econometrica*, 50, 1559-1571.
- Anderson, G. J. and Blundell, R. W., 1983. "Testing Restrictions in a Flexible Dynamic Demand System: An Application to Consumers Expenditure in Canada", *Review of Economic Studies*, 50, 397-410.
- Anderson, G. J. and Blundell, R. W., 1984. "Consumer Non-durables in the UK: A Dynamic Demand System", *Economic Journal*, 94, Supplement: Conference Papers, 35-44.
- Attfield, C. L. F., 1997. "Estimating a Cointegrating Demand System", *European Economic Review*, 41, 61-73.
- Balcombe, K. G. and J. R. Davis, 1996. "An Application of Cointegration Theory in the Estimation of the Almost Ideal Demand System for Food Consumption in Bulgaria", *Agricultural Economics*, 16, 47-60.
- Banks, J., R. Blundell and A. Lewbel, 1996. "Tax Reform and Welfare Measurement: Do We Need Demand System Estimation?", *The Economic Journal*, 106, 1227-1241.
- Banks, J., R. Blundell and A. Lewbel, 1997. "Quadratic Engel Curves and Consumer Demand", *The Review of Economics and Statistics*, 79, 527-539.
- Barr, D. and Cuthbertson, K., 1989. "An Independent Error Feedback Model of UK Company Sector Asset Demands", *Bank of England Technical Series of Discussion Papers*, Discussion Paper No. 25.
- Barten, A. P., 1969. "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations", *European Economic Review*, 1, 7-73.
- Blundell, R., 1988. "Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence – A Survey", *The Economic Journal*, 98, 16-65.
- Blundell, R., P. Pashardes and G. Weber, 1993. "What do we Learn About Consumer Demand Patterns from Micro Data?", *The American Economic Review*, 83, 570-597.
- Bohl, M. T., 2000. "Non-stationary Stochastic Seasonality and the German M2 Money Demand Function", *Applied Econometrics*, 24, 1087-1096.
- Bollino, C.A., F. Perali and N. Rossi, 2000. "Linear Household Technologies", *Journal of Applied Econometrics*, 15, 275-287.
- Brox, J., 2003. "The Impact of Free Trade with the United States on the Pattern of Canadian Consumer Spending and Savings", *Economics and Finance*, 14, 69-87.
- Christensen, L. R., D. W. Jorgenson and L. J. Lau, 1975. "Transcendental Logarithmic Utility Functions", *American Economic Review*, 65, 367-383.
- Deaton, A., 1981. "Theoretical and Empirical Approaches to Consumer Demand under Rationing", in *Essays in the Theory and Measurement of Consumer*

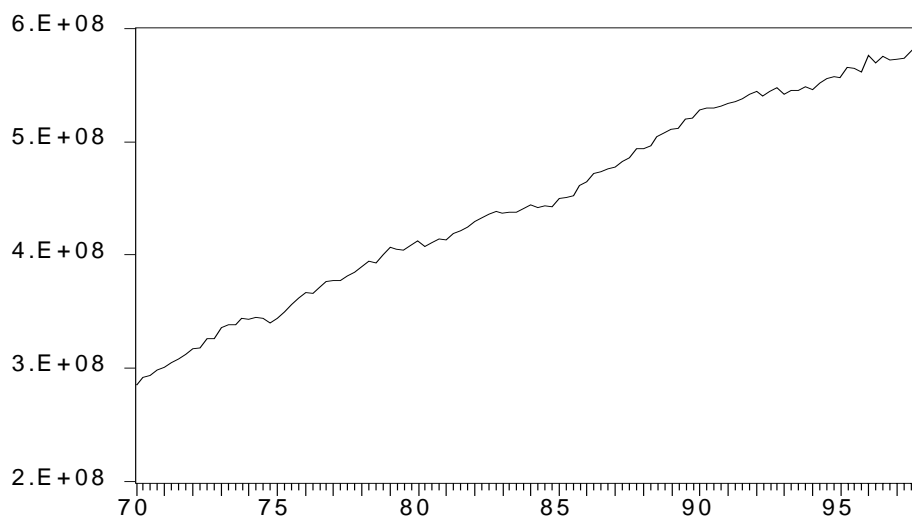
- Behaviour in Honour of Sir Richard Stone*, A. Deaton (ed.), Cambridge University Press.
- Deaton, A. and J. Muellbauer, 1980a. "An Almost Ideal Demand System", *The American Economic Review*, 70, 312-326.
- Deaton, A. and J. Muellbauer, 1980b. *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, 1981. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Diewert, W. E., 1971. "An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalised Leontief Production Function", *Journal of Political Economics*, 79, 481-507.
- Duffy, M., 2002. "On the Estimation of an Advertising-Augmented, Cointegrating Demand System", *Economic Modelling*, 20, 181-206.
- Duffy, M., 2003. "Advertising and Food, Drink and Tobacco Consumption in the United Kingdom: A Dynamic Demand System", *Agricultural Economics*, 28, 51-70.
- Edgerton, D. L., 1997. "Weak Separability and the Estimation of Elasticities in Multistage Demand Systems", *American Journal of Agricultural Economics*, 79, 62-79.
- Enders, W., 1995. *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- Engle R.F. and B. S. Yoo, 1987. "Forecasting in Cointegrated Systems", *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.
- Ghysels, E. and P. Perron, 1993. "The Effect of Seasonal Adjustment Filters on tests for a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 55, 57-98.
- Granger, C. W. J., 1997. "On Modelling the Long Run in Applied Economics", *The Economic Journal*, 107, 169-177.
- Johansen, S., 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 52, 231-254.
- Johnston, J, and J. DiNardo, 1997. *Econometric Methods*, McGraw-Hill, 4<sup>th</sup> edition.
- Karagiannis, G., S. Katranidis and K. Velentzas, 2000. "An Error Correction Almost Ideal Demand System for Meat in Greece", *Agricultural Economics*, 22, 29-35.
- Karagiannis, G. and G. J. Mergos, 2002. "Estimating Theoretically Consistent Demand Systems Using Cointegration Techniques with Application to Greek Food Data", *Economics letters*, 74, 137-143.
- Lewbel, A., 1991. "The Rank of Cointegrating Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation", *Econometrica*, 59, 711-730.
- Lewbel, A., 2003. "A Rational Rank Four Demand System", *Journal of Applied Econometrics*, 18, 127-135.
- Lyssioutou, P., P. Pashardes and T. Stengos, 2002. "Nesting Quadratic Logarithmic Demand Systems", *Economics Letters*, 76, 369-374.
- Muellbauer, J. and P. Pashardes, 1988. "Tests of Dynamic Specification and Homogeneity", Institute for Fiscal Studies Working Paper, No. W88/6.
- Perron, P, 1989. "The Great Crash, the Oil Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57, 1361-1402.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin, 2001. "Long-run Structural Modelling", Department of Applied Economics Working Paper Number 9419 (revised May 2001), University of Cambridge.



- Pudney, S. E., 1981. "An Empirical Method of Approximating the Separable Structure of Consumer Preferences", *Review of Economic Studies*, 48, 561-778
- Rickertsen, K., 1998. "The Demand for Food and Beverages in Norway", *Agricultural Economics*, 18, 89-100.
- Sasaki, K., 1996. "Consumer Demand in Japan: An Analysis Using the Deaton-Muellbauer System", *Japan and the World Economy*, 8, 335-351.
- Stone, J. R. N., 1954. "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand", *Economic Journal*, 64, 511-527.
- Theil, H., 1965. "The Information Approach to Demand Analysis", *Econometrica*, 33, 67-87.
- Theil, H., 1976. *Theory and Measurement of Consumer Demand*, Vols 1 and 2, Amsterdam.
- Tridimas, G., 2000. "The Analysis of Consumer Demand in Greece. Model Selection and Dynamic Specification", *Economic Modelling*, 17, 455-471.
- Χρήστου, Γ., 2002. *Εισαγωγή στην Οικονομετρία*, Gutenberg: Αθήνα.

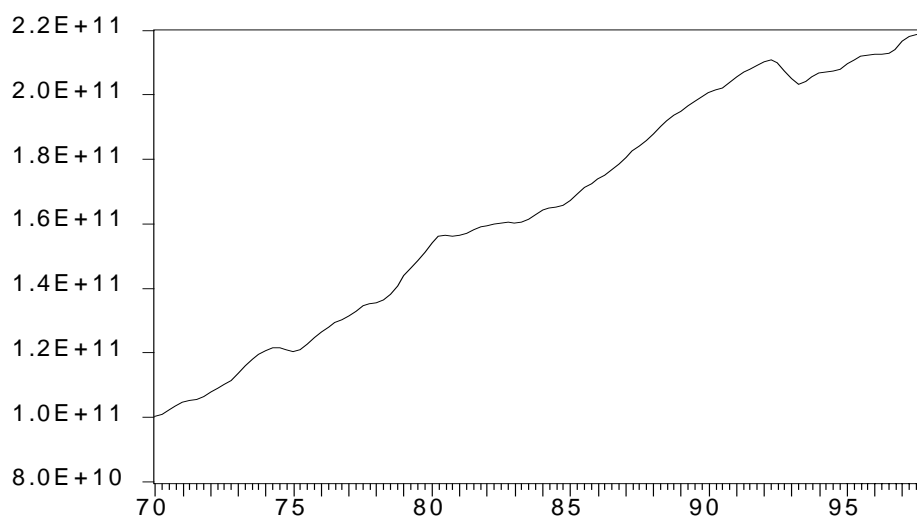
## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Διάγραμμα 1: Ιδιωτικές Τελικές Δαπάνες Κατανάλωσης σε Σταθερές Τιμές (1980), Γαλλία  
(εκ. γαλλικά φράγκα)



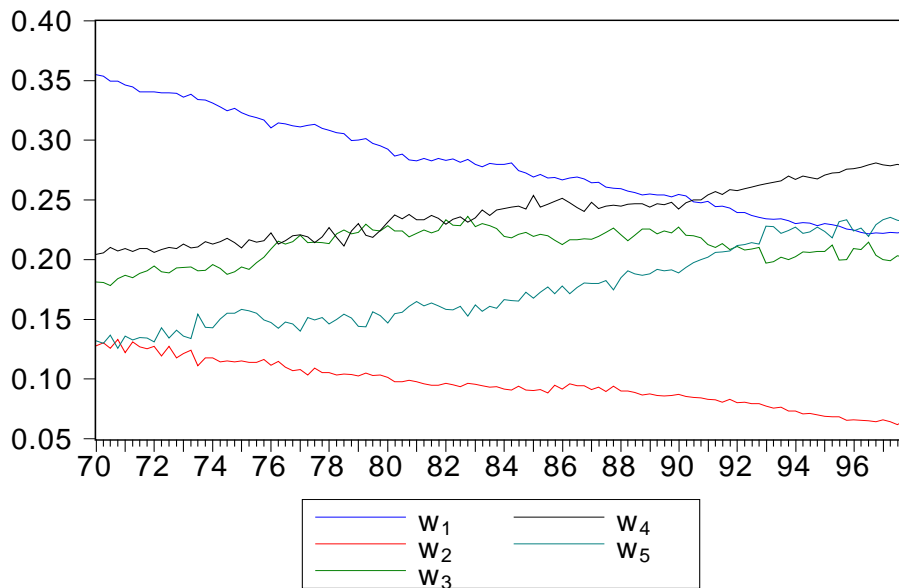
Πηγή: OECD

Διάγραμμα 2: Ιδιωτικές Τελικές Δαπάνες Κατανάλωσης σε Σταθερές Τιμές (1990), Ιταλία  
(εκ. ιταλικές λιρέτες)



Πηγή: OECD

*Διάγραμμα 3: Μερίδια Δαπάνης, για την Ιδιωτική Κατανάλωση στη Γαλλία*



*Διάγραμμα 4: Μερίδια Δαπάνης, για την Ιδιωτική Κατανάλωση στην Ιταλία*

