

**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ**  
**ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ**

**ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ**  
**ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ**

**ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ**  
**ΤΗΣ ΒΟΥΛΓΑΡΗ Ι. ΣΟΦΙΑΣ**

**ΑΡ. ΜΗΤΡΩΟΥ: Μ.Χ.ΑΝ. 0248**

**ΘΕΜΑ**  
**«ΣΧΕΣΗ ΔΑΠΑΝΩΝ ΥΓΕΙΑΣ ΚΑΙ ΑΕΠ»**

**ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: ΝΙΚΗΤΑΣ ΠΙΤΤΗΣ**

**ΠΕΙΡΑΙΑΣ, ΜΑΡΤΙΟΣ 2005**

## Πίνακας Περιεχομένων

1. Εισαγωγή.....	2
2. Βιβλιογραφική Ανασκόπηση.....	5
2.1. Μελέτες 1 <sup>ης</sup> “Γενιάς”.....	6
2.2. Μελέτες 2 <sup>ης</sup> “Γενιάς”.....	12
2.3. Αναλύσεις για Στασιμότητα και Συνολοκλήρωση.....	17
3. Μεθοδολογία.....	25
3.1. Έλεγχοι για Ύπαρξη Μοναδιαίας Ρίζας.....	25
3.1.1. Το Augmented Dickey-Fuller (ADF) τεστ.....	26
3.1.2. Το Phillips-Perron (PP) τεστ.....	30
3.2. Τεστ συνολοκλήρωσης.....	31
3.2.1. Το τεστ συνολοκλήρωσης του Johansen.....	31
3.2.2. Το τεστ συνολοκλήρωσης των Engle-Granger.....	33
3.3. Μέθοδοι Εκτίμησης-Εκτιμητές Συνολοκλήρωσης.....	34
4. Εμπειρικά Αποτελέσματα.....	39
4.1. Περιγραφή Δεδομένων.....	39
4.2. Έλεγχοι Στασιμότητας.....	40
4.3. Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης.....	41
4.4. Εκτιμήσεις και Έλεγχος Υποθέσεων.....	43
5. Συμπεράσματα.....	54
6. Βιβλιογραφία.....	58
7. Παραρτήματα.....	63
Παράρτημα Α-Περιγραφικά Στατιστικά.....	63
Παράρτημα Β-Έλεγχοι Μοναδιαίας Ρίζας.....	65
Παράρτημα Γ-Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης.....	67
Παράρτημα Δ-Εκτιμήσεις.....	69
Παράρτημα Ε-Διαγράμματα.....	74

## 1. Εισαγωγή

Η μεγέθυνση των Δαπανών Υγείας ως ποσοστό του ΑΕΠ, είναι ένα φαινόμενο που αποτελεί συνεχώς αντικείμενο σχολίων και συζητήσεων μεταξύ πολιτικών, διοικητικών και ακαδημαϊκών κύκλων σε πολλές χώρες.

Ένας σημαντικός λόγος για το αυξημένο ενδιαφέρον σχετικά με το θέμα αυτό είναι οι μεγάλες διακρατικές διαφορές στις Δαπάνες Υγείας και η ευκαιρία που αυτές προσφέρουν για ανάλυση των θεσμικών παραγόντων που επηρεάζουν τη ζήτηση, τη χρηματοδότηση και τη διανομή των υπηρεσιών υγείας σε διαφορετικές χώρες.

Το σφαιρικό ενδιαφέρον για τις Δαπάνες Υγείας μπορεί επίσης να εξηγηθεί από το γεγονός ότι όλες οι χώρες δίνουν μεγάλη έμφαση στον περιορισμό των Δαπανών Υγείας αλλά και στην αποτελεσματικότητά τους, καθώς ένα μεγάλο ποσοστό αυτών χρηματοδοτείται από το δημόσιο (από φόρους και από υποχρεωτικές ασφαλιστικές εισφορές).

Μια προσέγγιση για το θέμα αυτό αποτελούν οι διεθνείς συγκρίσεις των Δαπανών Υγείας καθώς υπάρχουν διαφορές μεταξύ των χωρών, ακόμα και ανάμεσα στις σχετικά ομογενείς βιομηχανοποιημένες οικονομίες της αγοράς. Οι συγκρίσεις των Δαπανών Υγείας μεταξύ διαφόρων χωρών είναι πολύ δημοφιλείς τις τελευταίες τρεις δεκαετίες, καθώς επιτρέπουν μια συστηματική έρευνα των επιδράσεων των διαφορετικών θεσμικών πλαισίων και άλλων επεξηγηματικών μεταβλητών στο μέγεθος και την αποτελεσματικότητα των Δαπανών Υγείας. Παρά τις προσπάθειες πάντως, πολλά ερωτήματα μένουν αναπάντητα, γεγονός που οφείλεται στην έλλειψη θεωρητικής καθοδήγησης και στα πολλά προβλήματα σε ότι αφορά τα αριθμητικά δεδομένα και τις μετρήσεις.

Κατά τη διάρκεια αυτών των ετών έχουν γίνει διάφορες αναλύσεις παλινδρόμησης σε διαστρωματικά και σε διαστρωματικά-χρονολογικά δεδομένα (cross-section και panel data) με σκοπό να εξηγηθούν οι διεθνείς διαφορές στις Δαπάνες Υγείας. Ένα κοινό πάντως συμπέρασμα όλων αυτών των μελετών, είναι ότι το εθνικό εισόδημα φαίνεται να είναι ο πιο σημαντικός παράγοντας που εξηγεί τη διαφοροποίηση των Δαπανών Υγείας μεταξύ διαφόρων κρατών, ενώ η ελαστικότητα εισοδήματος εμφανίζεται υψηλή και πολλές φορές μεγαλύτερη της μονάδος, που σ' αυτή την περίπτωση υποδηλώνει ότι η υγεία είναι ένα «αγαθό πολυτελείας» (luxury good).

Επιπροσθέτως σύμφωνα με κάποιες μελέτες, το κατά κεφαλήν εισόδημα μπορεί να μην είναι ο μοναδικός παράγοντας προσδιορισμού των Δαπανών Υγείας, καθώς οι μελέτες αυτές έδειξαν ότι δημογραφικοί και θεσμικοί παράγοντες έχουν μετρήσιμη επίδοση στις Δαπάνες Υγείας.

Ένα ακόμα σημαντικό θέμα που τίθεται είναι το αν η υγεία ως αγαθό, είναι αυστηρά αναγκαίο αγαθό ή αγαθό πολυτελείας, γεγονός που διαπιστώνεται μέσω της μελέτης της ελαστικότητας Δαπανών Υγείας-εισοδήματος (health expenditure-income elasticity). Οι περισσότερες πρόσφατες έρευνες διαπίστωσαν ότι υπάρχει ισχυρή θετική συσχέτιση μεταξύ Δαπανών Υγείας και εισοδήματος, με ελαστικότητα μεγαλύτερη της μονάδος. Αυτό υπονοεί ότι η φροντίδα για την υγεία αποτελεί αγαθό πολυτελείας και ότι η αναλογία των Δαπανών Υγείας στο ΑΕΠ αυξάνεται καθώς αυξάνεται το κατά κεφαλήν εισόδημα, με αποτέλεσμα την περιορισμένη δυνατότητα των κυβερνήσεων να διαχειριστούν τις Δαπάνες Υγείας. Επιπλέον, αν τελικά οι Δαπάνες Υγείας δεν μπορούν να επηρεαστούν από τη δημοσιονομική πολιτική, τότε ο περιορισμός κόστους για την φροντίδα της υγείας μάλλον

είναι αδύνατο να επιτευχθεί από μια κυβέρνηση. Αυτό είναι ιδιαίτερα σημαντικό αν ληφθεί υπόψη ότι η αύξηση των Δαπανών Υγείας οφείλεται στην ανάπτυξη νέων τεχνολογιών για την υγεία σε υψηλότερες τιμές παρά στην αύξηση των τιμών των υφιστάμενων τεχνολογιών.

Στη συγκεκριμένη μελέτη εξετάζουμε τη σχέση των Δαπανών Υγείας με το ΑΕΠ προσεγγίζοντας το θέμα από την πλευρά της ζήτησης για Δαπάνες Υγείας και θεωρώντας ότι αυτές εξαρτώνται κατά κύριο λόγο από το ΑΕΠ, όπως προκύπτει και από την πλειονότητα των έως σήμερα μελετών, σύντομη αναφορά των οποίων γίνεται στην επόμενη ενότητα.

Η προσέγγισή μας γίνεται αυστηρά με ανάλυση χρονοσειρών σε διμεταβλητό πλαίσιο. Χρησιμοποιούμε ετήσια στοιχεία για τις Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ, τα οποία αντλήσαμε από τη βάση δεδομένων του ΟΟΣΑ (OECD HEALTH DATA 2004) για 21 από τις 30 χώρες του ΟΟΣΑ και για το διάστημα 1960-2002.

Έχοντας προσδιορίσει το θεωρητικό μοντέλο, η συνήθης διαδικασία θα ήταν να προχωρήσουμε στην εκτίμησή του, μέσω του εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων. Τα αποτελέσματά μας όμως θα είναι παραπλανητικά αν οι μεταβλητές μας είναι μη στάσιμες. Άρα βασικό στοιχείο στη μελέτη μας αποτελεί ο έλεγχος για στασιμότητα των σειρών μας (ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας), καθώς και ο έλεγχος για ύπαρξη ή μη σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των υπό εξέταση σειρών (cointegration tests). Μετά τον καθορισμό της τάξης ολοκλήρωσης των σειρών και την ύπαρξη συνολοκλήρωσης, προχωράμε στην εκτίμηση του συντελεστή συνολοκλήρωσης  $\alpha_1$ , ώστε να αποφανθούμε για

το αν η υγεία ως αγαθό, είναι αυστηρά αναγκαίο αγαθό ή αγαθό πολυτελείας. Αυτό γίνεται διενεργώντας τους κατάλληλους ελέγχους υποθέσεων για το συντελεστή  $\alpha_1$ . Τέλος γίνεται μια σύνοψη των εμπειρικών αποτελεσμάτων και σύγκριση με τα αποτελέσματα των προηγούμενων μελετών.

Συγκεκριμένα, η δομή της μελέτης αυτής είναι η εξής. Στην ενότητα 2 γίνεται βιβλιογραφική επισκόπηση. Στην ενότητα 3 αναλύεται η μεθοδολογία που θα ακολουθήσουμε για την ανάλυση των δεδομένων μας. Στην ενότητα 4 γίνεται περιγραφή των δεδομένων και αναλύονται τα εμπειρικά μας αποτελέσματα. Τέλος, η ενότητα 5 συνοψίζει τα βασικά συμπεράσματα της μελέτης αυτής. Στην ενότητα 6 παρατίθεται η βιβλιογραφία και στην ενότητα 7 παρατίθενται πίνακες των εμπειρικών αποτελεσμάτων για όλα τα τεστ που διεξήχθησαν, πίνακες των εκτιμήσεων για κάθε εκτιμητή και διαγράμματα των δεδομένων μας.

## **2. Βιβλιογραφική ανασκόπηση**

Αυτή η ενότητα επιχειρεί μια ανασκόπηση των μελετών για τις Δαπάνες Υγείας. Μπορούμε να διακρίνουμε δύο κατηγορίες ή “γενιές” θα λέγαμε μελετών.

Οι μελέτες πρώτης “γενιάς” χρησιμοποιούν διεθνή διαστρωματικά δεδομένα για ένα συγκεκριμένο χρόνο ή επιλεγμένα χρόνια ώστε να αναλύσουν τις διακρατικές διαφορές στις Δαπάνες Υγείας. Ένα μεθοδολογικό θέμα σ’ αυτές τις μελέτες αφορά το αν η επιλογή μεταξύ διαφορετικών συντελεστών μετατροπής (όπως συναλλαγματικές ισοτιμίες ή ισοδυναμίες αγοραστικής δύναμης ) επηρεάζει τα εμπειρικά αποτελέσματα.

Οι μελέτες δεύτερης “γενιάς” χρησιμοποιούν ομάδες χωρών, κάθε μια από τις οποίες διαθέτει σχετικά μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων με ετήσια συχνότητα, γεγονός που επιτρέπει τον έλεγχο μεγαλύτερου αριθμού υποθέσεων. Το αυξημένο μέγεθος δείγματος δίνει τη δυνατότητα ελέγχου μεταβλητών ανεξάρτητων από το χρόνο ή τη χώρα, των οποίων η παράλειψη θα μπορούσε να οδηγήσει σε ασυνεπείς εκτιμήσεις των συντελεστών παλινδρόμησης. Μεθοδολογικά οι μελέτες αυτές λαμβάνουν υπόψη τους τον βαθμό ολοκλήρωσης των υπό εξέταση μεταβλητών, καθώς και την ύπαρξη σχέσεων συνολοκλήρωσης ή δυναμικών σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών. Τέλος, αρκετές μελέτες εξετάζουν την ύπαρξη ετερογένειας μεταξύ των χωρών.

### ***2.1 Μελέτες 1<sup>ης</sup> “γενιάς”***

Η ανάλυση των διεθνών Δαπανών Υγείας έχει βασιστεί σε μεγάλο βαθμό στη βασική θεωρία ζήτησης επικεντρώνοντας στην ελαστικότητα εισοδήματος και Δαπανών Υγείας, εκτιμώντας τη μέσω εξισώσεων που συνδέουν τις κατά κεφαλή Δαπάνες Υγείας με το κατά κεφαλήν Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν (ΑΕΠ).

Ο Newhouse (1977) θέλησε να προσδιορίσει τους παράγοντες που επηρεάζουν την ποσότητα των υπηρεσιών υγείας σε 13 χώρες χρησιμοποιώντας στοιχεία του 1971. Παλινδρόμησε τις Δαπάνες Υγείας (health expenditure, he) πάνω στο ακαθάριστο εθνικό προϊόν (gross domestic product, gdp) χρησιμοποιώντας ετήσιους μέσους όρους των

σειρών (σε αμερικάνικα δολάρια, USD) και έβγαλε τα ακόλουθα αποτελέσματα (t-stat σε παρένθεση).<sup>1</sup>

$$he_i = -60 + 0.079 \text{ gdp}_i, \quad R^2=0.92$$

(11.47)

Τα δύο πρωτεύοντα αποτελέσματα της μελέτης αυτής ήταν ότι το συνολικό εισόδημα εξηγεί σχεδόν όλη (περίπου το 92%) τη μεταβλητότητα του επιπέδου των Δαπανών Υγείας μεταξύ των χωρών και ότι η ελαστικότητα εισοδήματος και Δαπανών Υγείας ξεπερνά τη μονάδα.

Βάσει αυτών των αποτελεσμάτων ο Newhouse (1977) κατέληξε σε δύο συμπεράσματα. Πρώτον, άλλοι παράγοντες εκτός από το εισόδημα, όπως το τι πληρώνουν οι καταναλωτές και ο τρόπος πληρωμής των γιατρών είναι οριακής σημασίας για το επίπεδο των Δαπανών Υγείας. Δεύτερον, η φροντίδα για την υγεία είναι τεχνικά ένα αγαθό πολυτελείας, γεγονός που προκύπτει από το ότι οριακά η ζήτηση για φροντίδα υγείας μπορεί να σχετίζεται περισσότερο με την έννοια της πρόληψης παρά με τη θεραπεία.

Μεταγενέστερα, οι περισσότερες εμπειρικές έρευνες επιβεβαίωσαν τα αποτελέσματα του Newhouse (1977) σχετικά με την ελαστικότητα και τη μεγάλη επεξηγηματική δύναμη του ΑΕΠ για τις Δαπάνες Υγείας, ανεξάρτητα από τον αν υπολογίζεται στον μέσο από γραμμικές παλινδρομήσεις ή απευθείας ως σταθερά σε λογαριθμικές παλινδρομήσεις. Αυτό ισχύει τόσο για ετερογενή όσο και για ομοιογενή δείγματα.

---

<sup>1</sup> Σε παρένθεση αναφέρεται η τιμή του στατιστικού t για τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας της εκτίμησης της παραμέτρου. Το R<sup>2</sup> δηλώνει το ποσοστό της μεταβλητότητας της εξαρτημένης μεταβλητής του μοντέλου που εξηγείται από την ανεξάρτητη μεταβλητή του μοντέλου.



Οι μελέτες των Parkin *et al.* (1987) και των Gbesemete and Gerdtham (1992) αποτελούν δύο εξαιρέσεις από το σύνηθες συμπέρασμα ότι η ελαστικότητα Δαπανών Υγείας και εισοδήματος ξεπερνά τη μονάδα στις διαστρωματικές μελέτες.

Οι Parkin *et al.* (1987) με έρευνα που βασίστηκε σε δεδομένα του 1980 από 18 χώρες του ΟΟΣΑ, χρησιμοποιώντας μια σειρά από εναλλακτικές μορφές εξισώσεων (γραμμικές, ημι-λογαριθμικές, λογαριθμικές, εκθετικές) και χρησιμοποιώντας διάφορους συντελεστές μετατροπής των μεταβλητών, απάντησαν στο Newhouse (1977) δείχνοντας ότι η ελαστικότητα κυμαίνεται γύρω στη μονάδα σε μία διαστρωματική παλινδρόμηση, όταν χρησιμοποιούνται συντελεστές μετατροπής βασισμένοι στην ισοτιμία αγοραστικής δύναμης παρά σε συναλλαγματικές ισοτιμίες. Επιπροσθέτως, οι ίδιοι συγγραφείς (1987, 1989) βρήκαν ότι η ελαστικότητα εισοδήματος των Δαπανών Υγείας μειώνεται όταν χρησιμοποιούν ισοτιμίες αγοραστικής δύναμης για τις Δαπάνες Υγείας παρά για το ΑΕΠ, και ότι αυτή η ελαστικότητα δεν είναι σημαντικά διαφορετική από τη μονάδα. Χρησιμοποίησαν διαστρωματικά δεδομένα του 1980 και τις ισοτιμίες αγοραστικής δύναμης του ίδιου έτους. Ισχυρίστηκαν λοιπόν ότι οι χώρες ξοδεύουν πόρους για την υγεία σε αναλογία με το εισόδημά τους, με αποτέλεσμα οι πιο πλούσιες χώρες να πληρώνουν πιο ακριβά για τις υπηρεσίες τους.

Οι Gerdtham and Jonsson (1991), χρησιμοποιώντας διαστρωματικά δεδομένα του 1985 και τις αντίστοιχες ισοτιμίες αγοραστικής δύναμης για τις Δαπάνες Υγείας, συμπέραναν ότι η ελαστικότητα είναι πάνω από τη μονάδα όταν χρησιμοποιούνται ισοτιμίες αγοραστικής δύναμης και για τις Δαπάνες Υγείας αλλά και για το ΑΕΠ.

Γενικότερα οι Parkin *et al.* (1987) αλλά και οι Gerdtham and Jonsson (1991) επικεντρώθηκαν στην ευαισθησία της εκτιμώμενης ελαστικότητας στην επιλογή διαφορετικών μεθόδων μετατροπής και γι' αυτό το λόγο οι τιμές εισήχθησαν μόνο ως αποπληθωριστές και όχι ως ερμηνευτικές μεταβλητές χωρίς περιορισμούς.

Εκτός από τις παραπάνω μελέτες τη περίοδο εκείνη έλαβαν χώρα και κάποιες άλλες μελέτες που εφάρμοσαν πολυμεταβλητές διαστρωματικές παλινδρομήσεις. Λόγω πιθανού σφάλματος από την παράλειψη μεταβλητών στον συντελεστή εισοδήματος, κάποιοι ερευνητές αναρωτήθηκαν αν άλλες μεταβλητές ασκούν σημαντική ανεξάρτητη επιρροή στις Δαπάνες Υγείας.

Έτσι ο Leu (1986), χρησιμοποιώντας δεδομένα του 1974 για 19 χώρες του ΟΟΣΑ συμπεριέλαβε τις παρακάτω ανεξάρτητες μεταβλητές:

- Ένα σετ εξωγενών μεταβλητών οι οποίες συμπεριλάμβαναν την αναλογία στον πληθυσμό των ατόμων έως 15 και πάνω από 65 ετών (καθώς αυτές οι πληθυσμιακές ομάδες απορροφούν το μεγαλύτερο ποσοστό των Δαπανών Υγείας από τις άλλες), και την αστικοποίηση (μεγαλύτερη μόλυνση και πιθανότητα μετάδοσης μολυσματικών ασθενειών, αλλά μικρότερο κόστος και λιγότερος χρόνος πρόσβασης στα νοσοκομεία στα αστικά κέντρα).
- Μια μεταβλητή που να αντανακλά την έκταση της πρόνοιας του δημοσίου στη φροντίδα υγείας. Ο Leu (1986) υποστήριξε ότι η αύξηση της μερίδας του δημοσίου στη φροντίδα υγείας αυξάνει την συνολική δαπάνη. Αυτό μπορεί να συμβεί με δύο τρόπους. Είτε οι γραφειοκράτες του δημοσίου αλλά και των ιδιωτικών μη

κερδοσκοπικών οργανισμών θα μεγιστοποιούσαν τους προϋπολογισμούς τους για να αυξήσουν τη χρησιμότητά τους (κοινωνική θέση, αμοιβές, προοπτικές και δυνατότητες προαγωγής), είτε το κόστος σε κάθε βαθμίδα δραστηριότητας θα ήταν υψηλότερο λόγω χαμηλότερων ανταγωνιστικών κινήτρων στον δημόσιο τομέα. Ο Leu (1986) υποστήριξε ακόμη ότι οι Δαπάνες Υγείας θα αυξάνονταν από μια αύξηση της συμμετοχής του δημοσίου, καθώς αυτό θα σήμαινε ότι θα μειωνόταν η τιμή για τον καταναλωτή.

- Ψευδομεταβλητές για το Εθνικό Σύστημα Υγείας όπου ο κεντροποιημένος έλεγχος προϋπολογισμού μπορεί να έχει περιοριστικό αποτέλεσμα, αλλά και την άμεση δημοκρατική οργάνωση όπου ο έλεγχος των Δαπανών Υγείας είναι πιο εύκολος αν οι ψηφοφόροι έχουν άμεσο έλεγχο στις επιλογές της κυβέρνησης και στα επίπεδα φορολογίας.

Ο συγγραφέας επιβεβαίωσε την ισχυρή επίδραση του εισοδήματος στις Δαπάνες Υγείας. Βρήκε επίσης ότι και άλλες μεταβλητές είχαν αξιόλογη επίδραση στις Δαπάνες Υγείας με μικρότερους όμως συντελεστές. Η μελέτη του Leu (1986) προκάλεσε τη διεξαγωγή περαιτέρω ερευνών, ιδίως σε ότι αφορά τη σημασία των θεσμικών μεταβλητών στη διαμόρφωση του επιπέδου των δαπανών υγείας, οι οποίες όμως δεν επιβεβαίωσαν τα αποτελέσματά του.

Ο Culyer (1988, 1989) επισήμανε ότι οι γραφειοκράτες του ιδιωτικού τομέα δεν ελέγχονται απαραίτητα καλύτερα από ότι οι συνάδελφοί τους στο δημόσιο τομέα. Τα κόστη στον ιδιωτικό τομέα μπορεί να είναι μεγαλύτερα λόγω της διαφήμισης και των πιέσεων της

αγοράς, οι οποίες δημιουργούν συνθήκες λιγότερο αξιόπιστες σχετικά με την ηθική και τους κανονισμούς σε θέματα υγείας.

Οι Gerdtham *et al.* (1992a, 1992b) χρησιμοποιώντας διαστρωματικά και pooled διαστρωματικά δεδομένα από τρία επιλεγμένα έτη, προσπάθησαν να μετρήσουν την επίδραση του τρόπου χρηματοδότησης των Δαπανών Υγείας σε αυτές. Και για τις δύο ομάδες δεδομένων προσδιόρισαν το ακόλουθο λογαριθμικό γραμμικό μοντέλο :

$$he_i = bo + b_1gdp_i + b_2RP_i + b_3DOCT_i + b_4TEXMC_i + b_5PF_i + b_6FEE_i + b_7GLOBAL_i \\ + b_8FP_i + b_9AGE_i + b_{10}URB_i + e_i$$

όπου  $i = 1,2,\dots,19$  (για 19 χώρες του ΟΟΣΑ αντίστοιχα),  $T = 1987$  για την πρώτη μελέτη και  $T = 1974,1980, 1987$  για τη δεύτερη μελέτη, και

- $RP$  = σχετικές τιμές (ισοτιμίες αγοραστικής δύναμης Δαπανών Υγείας σχετικά με ΑΕΠ)
- $DOCT$  = ο αριθμός των γιατρών
- $TEXMC$  = αναλογία ασθενών στις συνολικές δαπάνες
- $PF$  = η αναλογία των δαπανών του κράτους στις συνολικές Δαπάνες Υγείας
- $FEE$  = ψευδομεταβλητή για τις απευθείας αμοιβές των γιατρών
- $GLOBAL$  = ψευδομεταβλητή για τα συνολικά κεφάλαια του προϋπολογισμού
- $FP$  = η αναλογία των γυναικών στον πληθυσμό

- $AGE$  = η αναλογία του πληθυσμού άνω των 65 ετών προς τον πληθυσμό από 15 έως 64 ετών, και
- $URB$  = ο βαθμός αστικοποίησης

Κατόπιν αυστηρών διαστρωματικών εκτιμήσεων βασισμένες σε δεδομένα από 19 χώρες του ΟΟΣΑ, το ΑΕΠ παρέμεινε ο πιο σημαντικός προσδιοριστικός παράγοντας των Δαπανών Υγείας με ελαστικότητα ίση με 1.33 (στατιστικά διαφορετική από τη μονάδα).

## 2.2 Μελέτες 2<sup>ης</sup> “γενιάς”

Ο Gerdtham (1992) χρησιμοποίησε δεδομένα από 22 χώρες του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1972-1987, δοκιμάζοντας διαφορετικά μοντέλα με panel δεδομένα. Στην έρευνά του συμπεριέλαβε υστερήσεις των Δαπανών Υγείας, επιτρέποντας έτσι τη δυναμική προσαρμογή τους σε κινήσεις εξωγενών μεταβλητών. Προσδιόρισε έναν περιορισμένο αριθμό επεξηγηματικών μεταβλητών όπως: το ΑΕΠ, τον πληθωρισμό, την αναλογία της δημόσιας δαπάνης στο σύνολο των Δαπανών Υγείας και την αναλογία των ηλικιωμένων στον πληθυσμό. Δημιούργησε στατικά μοντέλα και μοντέλα διόρθωσης σφάλματος (error-correction) και διεξήγαγε τεστ χρησιμοποιώντας 5 διαφορετικά μοντέλα πάνω σε panel δεδομένα. Ένα σημαντικό συμπέρασμα ήταν ότι οι επιδράσεις της χώρας (country effect) ή του χρόνου (time effect) και το αν αυτές αντιμετωπίζονται ως σταθερές (fixed) ή ως τυχαίες μεταβλητές (random), είχε μεγάλη σημασία για τα αποτελέσματα.

Οι Hitiris και Posnett (1992) ανέλυσαν ξανά τα μοντέλα του Newhouse (1977) και του Leu (1986) χρησιμοποιώντας δεδομένα panel από 20 χώρες του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1960-

1987. Τα αποτελέσματά τους επιβεβαίωσαν τη σημασία του ΑΕΠ στον καθορισμό των Δαπανών Υγείας, με ελαστικότητα κοντά στη μονάδα. Η σημασία κάποιων άλλων εκτός του εισοδήματος μεταβλητών επίσης επιβεβαιώθηκε, αν και η άμεση επίδρασή τους φαίνεται να είναι μικρή. Τα αποτελέσματά τους όμως μπορεί να μην είναι αξιόπιστα, καθώς αγνοούν ένα βασικό θέμα της ανάλυσης χρονοσειρών, την ύπαρξη μη στάσιμων μεταβλητών στο οικονομετρικό μοντέλο.

Ο Barros (1998) προσέγγισε το ίδιο θέμα με ένα διαφορετικό τρόπο. Η μελέτη του επικεντρώθηκε στις διαφορές στους ρυθμούς μεγέθυνσης (τους μέσους όρους των δεκαετιών) παρά στα επίπεδα των Δαπανών Υγείας. Χρησιμοποίησε δεδομένα από 24 χώρες του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1960-1990. Οι επεξηγηματικές μεταβλητές ήταν οι εξής:

- Οι αρχικές Δαπάνες Υγείας, δηλαδή στην αρχή της περιόδου
- Το τετράγωνο του παραπάνω μεγέθους
- Ο ρυθμός μεγέθυνσης του ΑΕΠ
- Η αναλογία στον πληθυσμό των ηλικιωμένων άνω των 65 ετών
- 3 ψευδομεταβλητές σχετικές με το εκάστοτε σύστημα υγείας, και
- 2 ψευδομεταβλητές χρόνου (δεκαετίες 1970-1980 και 1980-1990)

Τα αποτελέσματα του έδειξαν ότι οι ψευδομεταβλητές που αφορούσαν τα συστήματα υγείας δεν έπαιζαν σπουδαίο ρόλο, ενώ οι πιο σημαντικές μεταβλητές ήταν οι τρεις πρώτες. Η επίδραση των αρχικών Δαπανών Υγείας ήταν αρνητική, υποδηλώνοντας έτσι ότι

υψηλότερες αρχικές δαπάνες θα οδηγούσαν σε χαμηλότερο ρυθμό μεγέθυνσης την επόμενη δεκαετία, γεγονός που σημαίνει σύγκλιση μεταξύ των χωρών. Η επίδραση του τετραγώνου της αρχικής δαπάνης ήταν θετική υποδηλώνοντας ότι η επίδραση είναι μεγαλύτερη για τις χώρες με τη μεγαλύτερη δαπάνη. Επίσης, συμπεράνε ότι η ελαστικότητα του εισοδήματος και Δαπανών Υγείας ήταν χαμηλότερη, αλλά πολύ κοντά στη μονάδα.

Η Roberts (1998a) έλαβε υπόψη της τα ακόλουθα τρία θέματα στην μοντελοποίηση των Δαπανών Υγείας, τις ετερογενείς σχέσεις μεταξύ των χωρών, τις δυναμικές σχέσεις και τις σχέσεις που αφορούν μη στάσιμες μεταβλητές. Χρησιμοποίησε νέες μεθόδους για να εκτιμήσει τα μέσα αποτελέσματα των επεξηγηματικών μεταβλητών σε ετερογενείς δυναμικές και μη στάσιμες σχέσεις. Χρησιμοποιήθηκαν τέσσερις εναλλακτικές μέθοδοι εκτίμησης. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιήθηκε ο ομογενής fixed effects εκτιμητής με κοινούς συντελεστές, ο μέσος εκτιμητής της ομάδας των χωρών (mean group estimator), παλινδρομήσεις στους μέσους όρους των δεδομένων των χωρών και διαστρωματικές παλινδρομήσεις στους μέσους όρους των ετών των δεδομένων. Χρησιμοποίησε δεδομένα από 20 χώρες του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1960-1993 και εκτίμησε στατικά και δυναμικά μοντέλα χρησιμοποιώντας τις προαναφερθείσες μεθόδους εκτίμησης. Οι εξωγενείς μεταβλητές που συμπεριλήφθηκαν στα μοντέλα ήταν:

- το ΑΕΠ
- η αναλογία της δημόσιας χρηματοδότησης στις Δαπάνες Υγείας
- η αναλογία στον πληθυσμού των ατόμων άνω των 65 ετών, και

- η σχετική τιμή της φροντίδας για την υγεία

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η εκτιμημένη μέση μακροπρόθεσμη ελαστικότητα εισοδήματος για τα δυναμικά μοντέλα ήταν σημαντικά πάνω από τη μονάδα και υψηλότερη από τις εκτιμήσεις του Gerdtham (1992), ενώ παράλληλα εξήγαγε θετική και σημαντική ελαστικότητα της δημόσιας χρηματοδότησης. Συγκεκριμένα, μια αύξηση κατά 10% στο ποσοστό της δημόσιας χρηματοδότησης αυξάνει τις Δαπάνες Υγείας κατά 7%. Αντίθετα, η επίδραση της αναλογίας του ηλικιωμένου πληθυσμού δεν ήταν σημαντική, όπως σημαντική δεν ήταν και η σχετική τιμή της φροντίδας για την υγεία.

Τα πιο σημαντικά αποτελέσματα των εκτιμημένων επιδράσεων των διαφόρων επεξηγηματικών μεταβλητών συνοψίζονται ως εξής.

Σχετικά με μεταβλητές που αφορούν θεσμικούς παράγοντες, επικεντρώναστε κυρίως στα αποτελέσματα των Gerdtham *et al.* (1998) οι οποίοι εξέτασαν ένα εκτεταμένο εύρος επεξηγηματικών μεταβλητών των Δαπανών Υγείας που σχετίζονται με χαρακτηριστικά διαφορετικών συστημάτων υγείας. Πρέπει βέβαια να ληφθεί υπόψη ότι πολλές από αυτές τις μεταβλητές έχουν εξεταστεί μόνο μια φορά βάσει ενός συγκεκριμένου σετ δεδομένων, που σημαίνει ότι πρέπει να ελεγχθεί η αξιοπιστία αυτών των αποτελεσμάτων με νέα δεδομένα και νέες μεθόδους. Επιπροσθέτως, οι διακρίσεις μεταξύ των θεσμικών πλαισίων των χωρών δεν είναι συνήθως τόσο σαφείς όσο υποδηλώνει η χρήση των ψευδομεταβλητών. Γι' αυτό όλα τα αποτελέσματα πρέπει να αντιμετωπίζονται με ιδιαίτερη προσοχή.



Οι συγγραφείς εξέτασαν έναν αριθμό μεταβλητών που σχετίζονται με τα διαφορετικά συστήματα υγείας των χωρών του ΟΟΣΑ. Τα πιο σημαντικά τους αποτελέσματα συνοψίζονται στα εξής:

- Σχετικά χαμηλότερα επίπεδα Δαπανών Υγείας εμφανίζονται σε συστήματα όπου ο ασθενής πρώτα πληρώνει αυτόν που του παρέχει φροντίδα και μετά αποζημιώνεται. Οι δαπάνες ήταν χαμηλότερες κατά 9% όπου εφαρμόζεται αυτό το σύστημα.
- Η μέθοδος της πληρωμής των γιατρών στον τομέα της φροντίδας υγείας χωρίς νοσηλεία φαίνεται να επηρεάζει τις συνολικές δαπάνες.
- Υπάρχουν ενδείξεις ότι η νοσηλεία των ασθενών είναι πιο δαπανηρή από τη φροντίδα χωρίς νοσηλεία. Η αναλογία των δαπανών νοσηλείας στις συνολικές δαπάνες είναι θετικά συσχετισμένη με τις Δαπάνες Υγείας.
- Η συνολική προσφορά γιατρών μπορεί να έχει θετική επίδραση στις Δαπάνες Υγείας και αυτό φαίνεται να ισχύει σε χώρες που ισχύει η απευθείας αμοιβή.

Όσον αφορά στις μεταβλητές που αφορούν μη θεσμικούς παράγοντες, το πιο κοινό και πιο δυνατό αποτέλεσμα είναι ότι η επίδραση του κατά κεφαλήν εισοδήματος στις Δαπάνες Υγείας είναι καθαρά θετική και σημαντική. Επιπλέον, η εκτιμημένη ελαστικότητα εισοδήματος είναι καθαρά πάνω από το μηδέν και κοντά στη μονάδα ή ακόμα και πάνω από τη μονάδα. Αυτό το αποτέλεσμα εξαρτάται σαφώς από την επιλογή των μεταβλητών των μοντέλων, των δεδομένων, την επιλογή των συντελεστών μετατροπής και των

μεθόδων εκτίμησης. Πάντως είναι ακόμα ασαφές το αν η ελαστικότητα ισούται με μονάδα ή είναι μεγαλύτερη της μονάδος.

### **2.3 Αναλύσεις για στασιμότητα και συνολοκλήρωση**

Σε κάθε οικονομετρική μελέτη, ο βαθμός ολοκλήρωσης των υπό εξέταση μεταβλητών είναι ένας από τους βασικούς παράγοντες που καθορίζουν την επιλογή του κατάλληλου μοντέλου για τη περιγραφή των δεδομένων. Η παρουσία μη στάσιμων μεταβλητών σε μια παλινδρόμηση μπορεί να οδηγήσει σε παραπλανητικά αποτελέσματα (spurious regression) που λανθασμένα υποδεικνύουν την ύπαρξη μιας ισχυρής σχέσης μεταξύ των μεταβλητών του εκτιμημένου μοντέλου, ενώ οι μεταβλητές είναι στην πραγματικότητα ανεξάρτητες. Μη στασιμότητα στα δεδομένα μπορεί να προκύψει από ντετερμινιστικές ή στοχαστικές τάσεις σε αυτά, γι' αυτό είναι σημαντική η διάκριση μεταξύ των δύο τάσεων πριν κάποιος προχωρήσει στην εκτίμηση, ώστε να αποφευχθεί η εξαγωγή παραπλανητικών συμπερασμάτων.

Η εξέταση της τάξης ολοκλήρωσης μιας σειράς πραγματοποιείται συνήθως με τη βοήθεια κατάλληλων στατιστικών μεθόδων (unit-root tests). Στη βιβλιογραφία είναι πλέον διαθέσιμος ένας μεγάλος αριθμός από εναλλακτικά τεστ.<sup>2</sup>

Ένα θέμα που είναι άρρηκτα συνδεδεμένο με την οικονομετρική εξέταση μη στάσιμων σειρών (ή αλλιώς σειρών που περιέχουν μοναδιαίες ρίζες)<sup>3</sup> είναι η ύπαρξη σχέσεων συνολοκλήρωσης (cointegration relations) μεταξύ των μη στάσιμων σειρών. Από

---

<sup>2</sup> Στην Ενότητα 3.1 παρέχεται μια σύντομη περιγραφή για κάποια από τα διαθέσιμα στη βιβλιογραφία τεστ για τον έλεγχο της στασιμότητας μιας σειράς.

οικονομικής άποψης, η ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των υπό εξέταση σειρών υποδηλώνει την ύπαρξη μιας μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας που συνδέει τις μεταβλητές αυτές.

Στη βιβλιογραφία υπάρχουν τέσσερα άρθρα που έχουν επικεντρωθεί στην εξέταση της στασιμότητας των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ και στην αναζήτηση κάποιας σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των δύο αυτών μεταβλητών. Οι μελέτες αυτές κατέληξαν σε διαφορετικά συμπεράσματα.

Οι Hansen και King (1996), χρησιμοποιώντας δεδομένα από 20 χώρες του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1960-1987, διεξήγαγαν για κάθε χώρα ξεχωριστά Augmented Dickey-Fuller (ADF) τεστ για τον έλεγχο του βαθμού ολοκλήρωσης των σειρών και στην συνέχεια εξέτασαν, με το τεστ των Engle-Granger (1987), για την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ. Η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας γενικά δεν μπορούσε να απορριφθεί ούτε για τις Δαπάνες Υγείας ούτε για το ΑΕΠ. Επίσης, οι συγγραφείς δεν βρήκαν στοιχεία που να στηρίζουν την ύπαρξη μιας μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών. Επομένως, οι Hansen και King (1996) καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις (σε panel δεδομένα) προηγούμενων ερευνών που υποδηλώνουν την ύπαρξη μιας ισχυρής σχέσης μεταξύ του ΑΕΠ και των Δαπανών Υγείας μπορεί να είναι πλασματικές.

Οι Blomqvist και Carter (1997) χρησιμοποιώντας δεδομένα από 18 χώρες του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1960-1991, ανέφεραν διάφορα αποτελέσματα από τα τεστ για ύπαρξη

---

<sup>3</sup> Στην συγκεκριμένη έρευνα ως μη στάσιμη σειρά αναφέρεται μια σειρά που περιέχει μία ή παραπάνω

μοναδιαίας ρίζας και συνολοκλήρωσης σε ένα μοντέλο για τις Δαπάνες Υγείας που συμπεριλάμβανε το ΑΕΠ, μια σταθερά και μια χρονική τάση. Τα αποτελέσματά τους ανά χώρα που βασίστηκαν στο Phillips-Perron (PP) τεστ<sup>4</sup> απέρριψαν την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας μόνο σε μια περίπτωση για το ΑΕΠ και σε καμία για τις Δαπάνες Υγείας, όπως αντίστοιχα συνέβη και στην έρευνα των Hansen και King (1996). Στη συνέχεια, προχώρησαν σε τεστ συνολοκλήρωσης βασισμένα στα κατάλοιπα του μοντέλου κάθε εξεταζόμενης χώρας. Τα τεστ συνολοκλήρωσης εφαρμόστηκαν τόσο σε στατικά όσο και σε δυναμικά μοντέλα. Τα αποτελέσματά τους διέφεραν από αυτά των Hansen και King (1996) στο ότι η μηδενική υπόθεση της μη συνολοκλήρωσης απορρίφθηκε σε όλα τα Phillips-Perron τεστ, ενώ η μηδενική υπόθεση για συνολοκλήρωση σύμφωνα με το τεστ του Shin (1994) δεν απορρίφθηκε για καμία από τις εξεταζόμενες χώρες.

H Roberts (1998b), χρησιμοποιώντας δεδομένα από 10 χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης για την περίοδο 1960-1993, έκανε για κάθε χώρα μεμονωμένα, αλλά και σε panel δεδομένα, τεστ για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, καθώς επίσης και τεστ συνολοκλήρωσης για κάθε χώρα μεμονωμένα. Χρησιμοποίησε το ADF τεστ (στη μελέτη συμπεριέλαβε μια σταθερά και μια χρονική τάση) και βρήκε ότι η μηδενική υπόθεση για μοναδιαία ρίζα δε μπορούσε να απορριφθεί για τις Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ, αλλά ανέφερε αντιφατικά αποτελέσματα στα διάφορα τεστ συνολοκλήρωσης ανά χώρα.

Σε αντίθεση με όλους τους προαναφερθέντες, οι McCoskey και Selden (1998), χρησιμοποιώντας τα δεδομένα των Hansen και King (1996) και εφαρμόζοντας ένα

---

μοναδιαίες ρίζες. Θεωρείται δεδομένο ότι καμία από τις εξεταζόμενες μεταβλητές δεν είναι explosive.

<sup>4</sup> Phillips and Perron (1988).

εναλλακτικό τεστ για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε ετερογενή panel δεδομένα, απέρριψαν τη μηδενική υπόθεση μοναδιαίας ρίζας και για τις δύο μεταβλητές (Δαπάνες Υγείας και ΑΕΠ).

Τα αντικρουόμενα αποτελέσματα των τεστ για στασιμότητα οφείλονται κυρίως στο γεγονός ότι η έρευνα των McCoskey και Selden (1998), σε αντίθεση με τις υπόλοιπες μελέτες, παραλείπει τις χρονικές τάσεις στις ADF παλινδρομήσεις. Οι Hansen και King (1998) θεώρησαν ότι η παράλειψη των χρονικών τάσεων δημιουργεί αμφιβολία για την εγκυρότητα των αποτελεσμάτων, καθώς και οι δύο μεταβλητές σαφώς παρουσιάζουν τάσεις. Συνοψίζοντας, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι και οι δύο μεταβλητές (Δαπάνες Υγείας και ΑΕΠ) είναι μη στάσιμες, καθώς και οι τρεις έρευνες που συμπεριέλαβαν τη χρονική τάση στην ADF παλινδρόμηση δεν απέρριψαν την υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας. Από την άλλη μεριά, τα αποτελέσματα σχετικά με την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των Δαπανών Υγείας και ΑΕΠ είναι αντιφατικά. Η πιο πιθανή εξήγηση για τη διαφοροποίηση των αποτελεσμάτων είναι η διαφορά στις μεθόδους εκτίμησης των σχέσεων συνολοκλήρωσης, που χρησιμοποιήθηκαν κάθε φορά, θέτοντας έτσι το θέμα για το ποια μέθοδος είναι τελικά η πιο αξιόπιστη.

Το θέμα της στασιμότητας και της συνολοκλήρωσης των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ εξακολουθεί να αποτελεί αντικείμενο έρευνας και πολλές πρόσφατες μελέτες ασχολούνται με το θέμα αυτό.

Οι Gerdtham και Lothgren (2000) εξέτασαν τις εν λόγω σειρές σε ένα δείγμα 21 χωρών του ΟΟΣΑ, χρησιμοποιώντας δεδομένα για την περίοδο 1960-1997 και εφαρμόζοντας μια

σειρά από τεστ για τον έλεγχο της στασιμότητας και της ύπαρξης σχέσης συνολοκλήρωσης. Η ανάλυση πραγματοποιήθηκε ανά χώρα αλλά και για το σύνολο των χωρών. Ο έλεγχος της στασιμότητας των υπό εξέταση σειρών έγινε στα πλαίσια του ADF τεστ, αλλά και του τεστ των Kwiatkowski *et al.* (1992). Τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι οι Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ είναι μη στάσιμες σειρές. Αυτό δημιουργεί κίνητρα για περαιτέρω έρευνα για ύπαρξη πιθανής μακροπρόθεσμης σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των δύο μεταβλητών. Για να εξετάσουν το θέμα αυτό, διεξήγαγαν τεστ για συνολοκλήρωση για κάθε χώρα χωριστά αλλά και για όλες μαζί. Στο πλαίσιο ενός ετερογενούς μοντέλου διόρθωσης σφάλματος χωρίς περιορισμούς, τα τεστ ανά χώρα σπάνια απέρριψαν την υπόθεση της μη συνολοκλήρωσης. Για τα ομαδικά τεστ τα αποτελέσματα σαφώς απορρίπτουν τη μηδενική υπόθεση της μη συνολοκλήρωσης, γεγονός που μπορεί να οφείλεται στην αυξημένη δύναμη των τεστ ανά ομάδα χωρών σε σχέση με τα τεστ ανά χώρα. Επίσης διεξήγαγαν αντίστοιχα και το τεστ του Shin (1994) για συνολοκλήρωση και κατέληξαν στα ίδια συμπεράσματα, γεγονός που αποτελεί τελικά ισχυρή απόδειξη για την ύπαρξη μακροπρόθεσμης σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ για το συγκεκριμένο δείγμα χωρών.

Οι Jewell *et al.* (2003) επανήλθαν στην ανάλυση των ιδιοτήτων των χρονοσειρών των Δαπανών Υγείας και του κατά κεφαλήν εισοδήματος χρησιμοποιώντας πρόσφατα ανεπτυγμένες οικονομετρικές τεχνικές σε τεστ για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε panel δεδομένα για 20 χώρες του ΟΟΣΑ και για το διάστημα 1960-1997.<sup>5</sup> Τα αποτελέσματά τους υποστήριξαν σθεναρά τη θεωρία ότι οι Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ είναι στάσιμες γύρω

από μια ή δύο δομικές αλλαγές οι οποίες διακρίνονται κυρίως σε περιόδους ύφεσης. Τα αποτελέσματά τους έρχονται σε πλήρη αντίθεση με τα αποτελέσματα των Hansen and King (1996), Blomqvist and Carter (1997), and Gerdtham and Lothgren (2000), οι οποίοι συμπέραναν ότι οι Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ είναι μη στάσιμες, χωρίς να λάβουν όμως υπόψη τους τις δομικές αλλαγές στους ελέγχους που έκαναν για μοναδιαία ρίζα. Επιπλέον, τα αποτελέσματά τους είναι συναφή με αυτά των McCoskey and Selden (1998), των οποίων το μοντέλο όμως, ίσως να μην είναι σωστά ορισμένο καθώς δεν λαμβάνει υπόψη του ούτε την τάση του χρόνου, ούτε δομικές αλλαγές στους ελέγχους για το βαθμό ολοκλήρωσης των μεταβλητών.

Οι Clemente *et al.* (2004) μελέτησαν την συμπεριφορά των Δαπανών Υγείας σ' ένα δείγμα από χώρες του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1960-1997. Σε αντίθεση με προηγούμενες έρευνες χρησιμοποίησαν μεθόδους που ελέγχουν τη μηδενική υπόθεση της μη συνολοκλήρωσης, υπό την προϋπόθεση ότι η μακροχρόνια σχέση μπορεί να εμφανίζει μια δομική αλλαγή. Η χρησιμοποίηση των μεθόδων αυτών επιτρέπει να συμπεράνουν ότι υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ όταν αυτή αναλύεται για κάθε χώρα ξεχωριστά. Το δεύτερο συμπέρασμά τους είναι ότι αυτή η σχέση δε μπορεί να θεωρηθεί σταθερή κατά την περίοδο εξέτασης. Γι' αυτό το λόγο τα αποτελέσματά τους δείχνουν ότι η χρησιμοποίηση των τεστ που δεν λαμβάνουν υπόψη την ύπαρξη των αλλαγών στο μοντέλο, διαστρεβλώνει τα αποτελέσματα που εξάγονται, τα οποία παύουν να είναι έγκυρα. Επίσης βρήκαν ότι αυτές οι αλλαγές δεν επηρεάζουν τη σχέση των Δαπανών Υγείας με το ΑΕΠ με ομοιογενή τρόπο, καθώς η επίδρασή τους είναι

---

<sup>5</sup>Συγκεκριμένα, χρησιμοποίησαν το LM panel τεστ για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας που επιτρέπει ετερογενείς

διαφορετική για την κάθε χώρα αλλά και για τα διαφορετικά στοιχεία των Δαπανών Υγείας. Πιο συγκεκριμένα, βρήκαν ότι οι κρατικές και οι ιδιωτικές Δαπάνες Υγείας ακολουθούν διαφορετικά μοντέλα συμπεριφοράς γιατί εμφανίζουν διαφορετικές τιμές για τις εκτιμημένες παραμέτρους αλλά και διαφορετικές περιόδους αλλαγών.

Οι Clemente *et al.* (2004) προχώρησαν στην εκτίμηση της σχέσης των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ, συμπεριλαμβάνοντας την ύπαρξη των προαναφερθεισών αλλαγών στον προσδιορισμό του μοντέλου τους. Κατέληξαν ότι λαμβάνοντας υπόψη αυτές τις αλλαγές, δεν παρατηρείται αποδυνάμωση των προηγούμενων αποτελεσμάτων όπως για παράδειγμα η εύρεση ελαστικότητας μεγαλύτερης της μονάδος. Για να δώσουν μια οικονομική εξήγηση γι' αυτό το συμπέρασμα ανέπτυξαν ένα οικονομικό μοντέλο. Χρησιμοποιώντας το προτεινόμενο μοντέλο ως σημείο αναφοράς, παρατήρησαν ότι ο συνδυασμός διαφόρων παραγόντων, όπως η μείωση στην προοδευτικότητα του φορολογικού προγράμματος και η ταυτόχρονη μείωση του ποσοστού της κατανάλωσης στο εισόδημα, μπορεί να υπονοεί την παρουσία ελαστικότητας μεγαλύτερης της μονάδος. Παρόλα αυτά, το οικονομικό αυτό μοντέλο είναι μόνο μια πρώτη προσέγγιση και χρειάζεται να βελτιωθεί, γι' αυτό αυτά τα συμπεράσματα πρέπει να αντιμετωπίζονται με επιφύλαξη.

Με αφετηρία αυτά τα αποτελέσματα, οι Clemente *et al.* (2004) έκαναν κάποιες προτάσεις σχετικά με την πολιτική για την υγεία. Πρώτον, τόνισαν ότι ο τομέας της υγείας διαφέρει από χώρα σε χώρα και ανάλογα με τους παράγοντες των συνολικών Δαπανών Υγείας. Έχοντας υπόψη αυτό, η πολιτική σύγκλισης πρέπει να εφαρμοστεί με ιδιαίτερη προσοχή, δεδομένου ότι η αντίδραση της κάθε χώρας είναι διαφορετική. Η σχέση συνολοκλήρωσης

---

δομικές αλλαγές (structural breaks).



μεταξύ των συνολικών Δαπανών Υγείας, των κρατικών Δαπανών Υγείας και των ιδιωτικών Δαπανών Υγείας με το ΑΕΠ, δείχνει ότι μια αλλαγή στην πολιτική υγείας οδηγεί σε διαφορετικά αποτελέσματα σε κάθε χώρα. Επιπλέον, μείωση των κρατικών Δαπανών Υγείας δε σημαίνει και μείωση των συνολικών δαπανών, γιατί οι ιδιωτικές δαπάνες μπορεί να αυξάνονται περισσότερο. Γι' αυτό αυτή η πολιτική μπορεί να οδηγήσει σε ανεπιθύμητα αποτελέσματα, όπως ένα λιγότερο αποτελεσματικό και διαφορετικό τελικά σύστημα υγείας. Ένα τελευταίο συμπέρασμα είναι ότι η φροντίδα για την υγεία είναι τελικά ένα αγαθό πολυτελείας, και όπως ο Newhouse (1977) δήλωσε, «οριακά, οι Δαπάνες Υγείας αγοράζουν περισσότερο φροντίδα-μέριμνα παρά θεραπεία». Σε αυτή την περίπτωση, πολιτικές που σκοπό έχουν την μείωση των κρατικών Δαπανών Υγείας δεν θα καταφέρουν να μειώσουν τις συνολικές δαπάνες, δεδομένου ότι οι κρατικές δαπάνες προορίζονται για θεραπεία, ενώ η νέα ζήτηση αφορά την αναζήτηση μέριμνας και πρόληψης.

Περιορισμοί που εντόπισαν στην έρευνά τους έχουν να κάνουν με την ετερογένεια του δείγματος των δεδομένων η οποία μπορεί να προκαλέσει μεροληψία στα αποτελέσματα, με την ύπαρξη δομικών αλλαγών, καθώς επίσης με το γεγονός ότι το θεωρητικό μοντέλο που εξετάζουν είναι μια προσέγγιση από την πλευρά της ζήτησης για Δαπάνες Υγείας και όχι από την πλευρά της προσφοράς (το ίδιο ισχύει και για όλες οι προαναφερθείσες έρευνες).

### 3. Μεθοδολογία

#### 3.1 Έλεγχοι για Ύπαρξη Μοναδιαίας Ρίζας (Unit-Root Tests)

Το πρώτο που πρέπει να ελέγξουμε πριν προβούμε σε οποιαδήποτε ανάλυση είναι το αν οι σειρές μας είναι στάσιμες ή μη στάσιμες (δηλαδή αν έχουν τουλάχιστον μία μοναδιαία ρίζα). Στη συγκεκριμένη μελέτη, χρησιμοποιούμε τα εξής 2 τεστ:

- Augmented Dickey-Fuller (ADF) τεστ και
- Phillips-Perron (PP) τεστ.

Στη συνέχεια παραθέτουμε μια σύντομη περιγραφή των δύο αυτών στατιστικών ελέγχων.

Γενικά μια σειρά λέγεται στάσιμη αν οι δύο πρώτες ροπές της δεν εξαρτώνται από το χρόνο.<sup>6</sup> Οποιαδήποτε σειρά που δεν είναι στάσιμη λέγεται μη στάσιμη. Το πιο κοινό παράδειγμα μη στάσιμης σειράς είναι ο τυχαίος περίπατος που ορίζεται ως εξής :

$$y_t = y_{t-1} + e_t, e_t \sim Niid.$$

όπου το  $e_t$  αποτελεί τον όρο του στατιστικού σφάλματος. Είναι εύκολο να δει κανείς ότι αυτή η σειρά δεν πληρεί τις απαραίτητες συνθήκες για να είναι στάσιμη, αφού για παράδειγμα η διακύμανσή της αυξάνεται με το χρόνο.

Γενικά, οι μη στάσιμες χρονοσειρές είναι δυνατόν να καταστούν στάσιμες αν πάρουμε διαφορές 1, 2, ... d φορές και έτσι να κατηγοριοποιηθούν ως μη στάσιμες σειρές

---

<sup>6</sup> Ουσιαστικά, ο ορισμός της στασιμότητας που χρησιμοποιείται στη μελέτη αυτή αφορά τη στασιμότητα δεύτερης τάξης.

(integrated)  $1^{nc}, 2^{nc}, \dots, d$  τάξης αντίστοιχα (οι εν λόγω σειρές συμβολίζονται ως  $I(1), I(2), \dots, I(d)$  αντίστοιχα).<sup>7</sup> Η τάξη ολοκλήρωσης είναι ο αριθμός των μοναδιαίων ριζών που εμπεριέχονται στη σειρά, ή ο αριθμός των διαφορών που χρειάζεται να χρησιμοποιήσουμε ώστε η σειρά να γίνει στάσιμη. Στη περίπτωση του τυχαίου περιπάτου, υπάρχει μόνο μια μοναδιαία ρίζα και συνεπώς ο τυχαίος περίπατος είναι μια  $I(1)$  σειρά. Αντίστοιχα, μια στάσιμη σειρά συμβολίζεται ως  $I(0)$ .

Προκειμένου ο ερευνητής να μπορεί να επιλέξει το σωστό οικονομετρικό μοντέλο (και τον αντίστοιχο εκτιμητή) πρέπει να γνωρίζει τον βαθμό ολοκλήρωσης της εξαρτημένης μεταβλητής, αλλά και όλων των υπόλοιπων μεταβλητών που συμπεριλαμβάνονται στην έρευνα. Γι' αυτό το λόγο είναι σημαντικό να ελέγξουμε αν μια σειρά είναι στάσιμη ή όχι πριν προχωρήσουμε στην εκτίμηση. Στις Υποενότητες 3.1.1 και 3.1.2 περιγράφονται εν συντομία το ADF και το PP τεστ αντίστοιχα.

### 3.1.1 To Augmented Dickey-Fuller (ADF) τεστ

Για να καταλάβουμε πως χρησιμοποιούμε το Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test, πρέπει να δούμε πρώτα πως χρησιμοποιούμε το απλό Dickey-Fuller (DF) τεστ. Έστω ένα  $AR(1)$  μοντέλο,

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + e_t, e_t \sim Niid \quad (1)$$

όπου  $\mu, \rho, \hat{I}, \hat{A}$  και  $e_t$  είναι ο όρος του στατιστικού σφάλματος. Η  $y_t$  είναι στάσιμη σειρά αν  $-1 < \rho < 1$ . Αν  $\rho = 1$  τότε η σειρά είναι μη στάσιμη. Σε αυτή την περίπτωση, η διακύμανση της

---

<sup>7</sup> Όπως έχει είναι αναφερθεί, στη μελέτη αυτή δεν εξετάζονται explosive σειρές.

$y_t$  αυξάνεται με το χρόνο και τείνει στο άπειρο. Αν η απόλυτη τιμή του  $\rho$  είναι μεγαλύτερη της μονάδος τότε η σειρά γίνεται explosive. Έτσι η υπόθεση της στασιμότητας μπορεί να ελεγχθεί εξετάζοντας το αν η απόλυτη τιμή του  $\rho$  είναι αυστηρά μικρότερη της μονάδος. Το DF τεστ έχει ως μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας,  $H_0 : \rho = 1$ . Καθώς οι explosive σειρές δεν έχουν μεγάλη οικονομική σημασία αυτή η μηδενική υπόθεση εξετάζεται σε σχέση με την εναλλακτική υπόθεση  $H_1 : \rho < 1$ .

Το τεστ διεξάγεται εκτιμώντας την ακόλουθη εξίσωση που έχει προκύψει αφαιρώντας από τα δύο μέλη της (1) τον όρο  $y_{t-1}$ :

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + e_t, e_t \sim Niid \quad (2)$$

όπου  $\gamma = \rho - 1$ . Η μηδενική υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην σειρά  $y_t$  γράφεται τώρα ως εξής  $H_0 : \gamma = 0$  ενώ η εναλλακτική υπόθεση είναι  $H_1 : \gamma < 0$ .

Ενώ φαίνεται ότι το τεστ μπορεί να διεξαχθεί εφαρμόζοντας ένα απλό t-test στο εκτιμημένο  $\gamma$ , το t-statistic υπό τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν έχει τη συμβατική t-κατανομή. Οι Dickey και Fuller (1979) έδειξαν ότι η κατανομή υπό την μηδενική υπόθεση είναι μη-τυποποιημένη (non-standard) και προσομοίωσαν τις κριτικές τιμές (critical values) για επιλεγμένα μεγέθη δείγματος. Πιο πρόσφατα, ο MacKinnon (1991) προέβη σε μεγαλύτερο αριθμό προσομοιώσεων από αυτές των Dickey και Fuller (1979). Επιπλέον ο MacKinnon (1991) εκτίμησε το response surface χρησιμοποιώντας τα αποτελέσματα της προσομοίωσης και επιτρέποντας τον υπολογισμό των κριτικών τιμών των Dickey-Fuller για οποιοδήποτε μέγεθος δείγματος και για οποιοδήποτε αριθμό

ανεξάρτητων μεταβλητών. Στην παρούσα μελέτη, χρησιμοποιούμε τις κριτικές τιμές του Mackinnon (1991) στα τεστ μοναδιαίας ρίζας.

Το απλό τεστ μοναδιαίας ρίζας όπως περιγράφεται παραπάνω είναι έγκυρο μόνο όταν η σειρά είναι AR(1). Αν οι σειρές περιγράφεται από ένα αυτοπαλίνδρομο μοντέλο μεγαλύτερου βαθμού, τότε στα πλαίσια του απλού AR(1) μοντέλου η υπόθεση των σφαλμάτων λευκού θορύβου παραβιάζεται. Το ADF τεστ δεν είναι τίποτα άλλο από την επέκταση του απλού DF τεστ για το γενικότερο AR(p) μοντέλο.

Συγκεκριμένα, η ADF προσέγγιση λαμβάνει υπόψη του τον υψηλότερο βαθμό αυτοσυσχετίσης της  $y_t$  προσθέτοντας υστερήσεις των διαφορών της ανεξάρτητης μεταβλητής  $y_t$  στο δεξί μέρος της (2):

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_p \Delta y_{t-p+1} + e_t, e_t \sim Niid \quad (3)$$

Η προσαυξημένη αυτή εκδοχή του στατιστικού ελέγχου χρησιμοποιείται εξετάζοντας τη μηδενική υπόθεση,  $H_0: \gamma=0$  έναντι της εναλλακτικής  $H_1: \gamma < 0$  στα πλαίσια της (3).

Ένα σημαντικό συμπέρασμα που έβγαλαν οι Dickey και Fuller (1979) είναι ότι η ασυμπτωτική κατανομή του  $t$ -statistic στο  $\gamma$  είναι ανεξάρτητη από τον αριθμό των υστερήσεων των πρώτων διαφορών που συμπεριλαμβάνονται στην ADF παλινδρόμηση. Με άλλα λόγια, οι κριτικές τιμές του ADF τεστ είναι όμοιες με τις κριτικές τιμές του απλού DF τεστ. Επιπλέον, ενώ η παραμετρική υπόθεση ότι το  $y_t$  ακολουθεί μια αυτοπαλίνδρομη διαδικασία (AR), μπορεί να φαίνεται περιοριστική, οι Said και Dickey (1984) έδειξαν ότι το ADF τεστ παραμένει έγκυρο ακόμα κι όταν η σειρά έχει όρους κινητού μέσου (MA

terms), με την προϋπόθεση ότι αρκετές υστερήσεις διαφορών έχουν συμπεριληφθεί στην παλινδρόμηση (3).

Εκτός από τον προσδιορισμό του αριθμού των υστερήσεων που οφείλουμε να συμπεριλάβουμε στην εκτίμηση της (3), πρέπει επίσης να αποφασίσουμε το αν θα συμπεριλάβουμε σταθερά, χρονική τάση ή και τα δύο στην προσαυξημένη παλινδρόμηση. Μια προσέγγιση είναι να κάνουμε τα τεστ στα πλαίσια του γενικού μοντέλου που συμπεριλαμβάνει και σταθερά και τάση, αφού οι άλλες δύο περιπτώσεις ( (i) ούτε σταθερά ούτε τάση και (ii) μόνο σταθερά) είναι απλά ειδικές περιπτώσεις του γενικού μοντέλου. Παρόλα αυτά, όταν συμπεριλαμβάνουμε περιττές παραμέτρους στο μοντέλο, μειώνουμε την ισχύ των τεστ, οδηγώντας έτσι σε λιγότερο αξιόπιστα αποτελέσματα. Η γενική αρχή είναι να επιλέγουμε ένα μοντέλο που αποτελεί πιθανή περιγραφή των δεδομένων κάτω από τη μηδενική και την εναλλακτική υπόθεση (Hamilton 1994, σελ.501). Αν η σειρά φαίνεται ότι περιέχει τάση (είτε ντετερμινιστική, είτε στοχαστική), πρέπει να συμπεριλάβουμε και σταθερά και τάση στο μοντέλο. Αν η σειρά δεν επιδεικνύει κάποια τάση και έχει μη μηδενικό μέσο, θα πρέπει να συμπεριλάβουμε μόνο μια σταθερά στην παλινδρόμηση, ενώ αν η σειρά φαίνεται να κυμαίνεται γύρω από ένα μηδενικό μέσο, δε θα πρέπει να συμπεριλάβουμε ούτε σταθερά ούτε τάση στο μοντέλο.

Η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας, απορρίπτεται έναντι της εναλλακτικής της υπόθεσης αν η τιμή του *t-statistic* είναι μικρότερη (βρίσκεται αριστερά) από την κριτική τιμή.

### 3.1.2 Το Phillips-Perron (PP) τεστ

Οι Phillips και Perron (1988) πρότειναν ένα εναλλακτικό τεστ για τον έλεγχο της στασιμότητας μιας σειράς. Το PP τεστ, όπως και το απλό DF τεστ, βασίζεται στη παλινδρόμηση (2). Όπως ειπώθηκε προηγουμένως, σε περίπτωση εξέτασης μιας σειράς που παρουσιάζει μεγάλο βαθμό αυτοσυσχέτισης για να περιγραφεί από ένα απλό AR(1) μοντέλο, το ADF τεστ διορθώνει την εξίσωση (2) προσθέτοντας υστερήσεις των πρώτων διαφορών της υπό εξέταση μεταβλητής. Σε αντίθεση με το ADF τεστ, το PP τεστ (στη περίπτωση εξέτασης μιας σειράς που επιδεικνύει μεγάλο βαθμό αυτοσυσχέτισης) χρησιμοποιεί μια μη παραμετρική μέθοδο για να διορθώσει το  $t$ -statistic του συντελεστή  $\gamma$  στα πλαίσια της (2).

Η ασυμπτωτική κατανομή του PP  $t$ -statistic είναι η ίδια με το ADF  $t$ -statistic και επίσης χρησιμοποιούμε τις κριτικές τιμές MacKinnon (1991). Όπως και με το ADF τεστ, πρέπει να αποφασίσουμε αν θα συμπεριλάβουμε σταθερά, ή σταθερά και τάση στο μοντέλο μας. Για το PP τεστ, επίσης πρέπει να δώσουμε την υστέρηση αποκοπής  $q$  για τη διόρθωση του  $t$ -statistic, δηλαδή τον αριθμό των περιόδων της αυτοσυσχέτισης που θα συμπεριλάβουμε. Η υστέρηση αποκοπής μπορεί να υπολογιστεί χρησιμοποιώντας τον τύπο  $q = \text{floor}(4*(T/100)^{2/9})$ , ο οποίος βασίζεται μόνο στον αριθμό των παρατηρήσεων που έχουμε στο μοντέλο μας (δες Newey και West, 1994).<sup>8</sup>

---

<sup>8</sup> floor(x) είναι ο μεγαλύτερος ακέραιος αριθμός που δεν ξεπερνάει το x.

Στα πλαίσια του PP τεστ, η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας, απορρίπτεται έναντι της εναλλακτικής της υπόθεσης αν η τιμή του t-statistic είναι μικρότερη (βρίσκεται αριστερά) από την κριτική τιμή.

### 3.2 Τεστ συνολοκλήρωσης

Σε περίπτωση που οι Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ είναι μη στάσιμες I(1) σειρές, υπάρχει το ενδεχόμενο οι δύο σειρές να είναι συνολοκληρώσιμες. Ο έλεγχος για την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των εξεταζόμενων σειρών πραγματοποιείται με τη βοήθεια των τεστ του Johansen (1988, 1991) αλλά και του τεστ των Engle–Granger (1987). Αυτά τα τεστ θα δείξουν αν οι Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ συνδέονται με μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Με αλλά λόγια, αναζητούμε την ύπαρξη ενός γραμμικού συνδυασμού των δύο μεταβλητών που να είναι στάσιμος.

#### 3.2.1 Τα τεστ συνολοκλήρωσης του Johansen

Τα τεστ συνολοκλήρωσης του Johansen (1988, 1991), βασίζονται σε ένα πολυμεταβλητό αυτοπαλίνδρομο μοντέλο (VAR). Στην συγκεκριμένη περίπτωση, τα τεστ μπορούν να εφαρμοστούν στα πλαίσια ενός διμεταβλητού μοντέλου, ώστε να διαπιστωθεί η πιθανή ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ. Η μεθοδολογία είναι ως εξής:

Έστω το ακόλουθο  $VAR(k)$  μοντέλο για τη μεταβλητή  $z_t = \{x_{1t}, x_{2t}\}$  όπου  $x_{1t}$  είναι οι Δαπάνες Υγείας και  $x_{2t}$  είναι το ΑΕΠ

$$z_t = c + A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t, u_t \sim Niid. \quad (4)$$



Όπου το  $u_t$  είναι πλέον διάνυσμα. Το μοντέλο (4) μπορεί να γραφεί στην ακόλουθη ισοδύναμη error-correction μορφή:

$$\Delta z_t = c + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-1} + u_t, u_t \sim Niid. \quad (5)$$

όπου  $\Gamma_i = -(A_{i+1} - \dots - A_k)$ ,  $i=1, \dots, k-1$  και  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$

Η τάξη του πίνακα  $\Pi$  ( $\text{rank}(\Pi)$ ) καθορίζει την ύπαρξη ή μη σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ. Διακρίνουμε τις ακόλουθες περιπτώσεις:

- $\text{rank}(\Pi)=2$ : οι  $x_{it}$   $i=1,2$  είναι στάσιμες σειρές.
- $\text{rank}(\Pi)=0$ : το μοντέλο (5) είναι ένα VAR( $k-1$ ) μοντέλο για τις πρώτες διαφορές των μεταβλητών ενώ δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών.
- $\text{rank}(\Pi)=1$ : υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης και ο πίνακας  $\Pi$  μπορεί να γραφεί ως το γινόμενο δύο ( $2 \times 1$ ) πινάκων  $A$  και  $B$ , δηλαδή  $\Pi=AB'$ . Ο πίνακας  $B$  περιέχει τους συντελεστές της σχέσης συνολοκλήρωσης και τα στοιχεία του  $A$  καθορίζουν το βαθμό στον οποίο η συμπεριφορά της κάθε μεταβλητής του συστήματος επηρεάζεται από τυχόν αποκλίσεις από τη σχέση ισορροπίας που διέπει τις εξεταζόμενες σειρές.<sup>9</sup>

Ο Johansen (1988, 1991) προτείνει δύο εναλλακτικά τεστ για το καθορισμό της τάξης του πίνακα  $\Pi$ , το  $\lambda_{max}$  και το  $Trace$ .

- Στα πλαίσια του  $\lambda_{max}$ , ελέγχουμε διαδοχικά (μέχρι να μην απορρίψουμε για πρώτη φορά την  $H_0$ ) για  $\rho=0$  και 1 την υπόθεση

$H_0: \text{rank}(\Pi) = p$ , έναντι της εναλλακτικής

$H_1: \text{rank}(\Pi) = p+1$

- Στα πλαίσια του *Trace*, ελέγχουμε διαδοχικά (μέχρι να μην απορρίψουμε για πρώτη φορά την  $H_0$ ) για  $\rho=0$  και 1 την υπόθεση

$H_0: \text{rank}(\Pi) = p$ , έναντι της εναλλακτικής

$H_1: \text{rank}(\Pi) = k$ .

### 3.2.2. Το τεστ συνολοκλήρωσης των Engle - Granger

Εκτός από τα δύο τεστ του Johansen (1988, 1991), στο εμπειρικό τμήμα της μελέτης αυτής χρησιμοποιείται και η διαδικασία που προτάθηκε από τους Engle–Granger (1987) για να ελέγξουμε αν μεταξύ των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ κάθε χώρας υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης.

Το συγκεκριμένο τεστ διεξάγεται σε δύο στάδια. Στο πρώτο στάδιο τρέχουμε την παλινδρόμηση μεταξύ των Δαπανών Υγείας ( $he_{i,t}$ ) και του ΑΕΠ ( $gdp_{i,t}$ ) και σώζουμε τα κατάλοιπα. Τα κατάλοιπα ελέγχονται κατόπιν για στασιμότητα χρησιμοποιώντας τα τεστ μοναδιαίας ρίζας (ADF και PP) που περιγράψαμε παραπάνω. Αν τα κατάλοιπα είναι

---

<sup>9</sup> Έστω ότι  $A=(a_{11}, a_{21})'$ . Τότε, η  $x_{1t}$  επηρεάζεται από τη σχέση συνολοκλήρωσης των  $x_{1t}$  και  $x_{2t}$  μόνο αν  $a_{11} \neq 0$ . Αντίστοιχα, η τιμή του  $a_{21}$  καθορίζει την επίδραση της σχέσης συνολοκλήρωσης πάνω στην  $x_{2t}$ .

στάσιμες σειρές, τότε οι Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ παρουσιάζουν σχέση συνολοκλήρωσης .

Οι Banerjee *et al.* (1993) έδειξαν ότι η μεροληψία του εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων για πεπερασμένα δείγματα έχει σαν αποτέλεσμα την χαμηλή αξιοπιστία της διαδικασίας σε τόσο μικρά δείγματα όπως τα δικά μας. Έδειξαν ότι αυτή η μεροληψία μπορεί να μειωθεί διεξάγοντας δυναμικές και όχι στατικές παλινδρομήσεις.

Σύμφωνα με αυτή τη μέθοδο χρησιμοποιούμε τα κατάλοιπα από τις εξής δυναμικές παλινδρομήσεις :

$$he_{i,t} = \Phi_{0,i} + \Phi_{i,1} gdp_{i,t} + \Phi_{i,2} gdp_{i,t-1} + \Phi_{i,3} gdp_{i,t-2} + \Phi_{i,4} he_{i,t-1} + \Phi_{i,5} he_{i,t-2} + e_{i,t}$$

και ελέγχουμε για μοναδιαίες ρίζες μέσα από την παρακάτω παλινδρόμηση:

$$\Delta \hat{e}_i = \delta \hat{e}_{i,t-1} + u_{i,t}$$

Δηλαδή ελέγχουμε την μηδενική υπόθεση του  $\delta=0$  η οποία συνιστά τον έλεγχο για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης ή όχι. Οι τιμές του t–statistic, είναι τα t-ratios που προκύπτουν από τα ADF και PP τεστ.

### **3.3 Μέθοδοι εκτίμησης- εκτιμητές συνολοκλήρωσης**

Στη περίπτωση εκτίμησης σχέσεων συνολοκλήρωσης δεν μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε τον εκτιμητή OLS λόγω του ότι οι εξεταζόμενες μεταβλητές είναι μη στάσιμες (I(1)). Σε αυτή τη περίπτωση ο εκτιμητής OLS είναι υπερ-συνεπής (superconsistent - συγκλίνει με ρυθμό T στην πραγματική τιμή), αλλά δεν είναι κατάλληλος για στατιστική επαγωγή

καθώς υπάρχουν δεύτερης τάξης επιδράσεις. Οι επιδράσεις δεύτερης τάξης είναι παράμετροι ενόχλησης (μακροχρόνια συσχέτιση και ενδογένεια) στην ασυμπτωτική κατανομή του εκτιμητή OLS.

Έχοντας αυτά υπόψη, προκειμένου να εκτιμήσουμε τη σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ χρησιμοποιήσαμε μια ποικιλία από άλλους εκτιμητές που διορθώνουν τα προβλήματα που προαναφέραμε. Αυτοί οι εκτιμητές είναι οι ακόλουθοι:

- ο εκτιμητής *DOLS* (Dynamic OLS)
- ο εκτιμητής *DGLS* (Dynamic Generalised Least Squares)
- ο εκτιμητής *ADL* (Autoregressive Distributed Lag)
- ο εκτιμητής *AADL* (Augmented Autoregressive Distributed Lag), και
- ο εκτιμητής *Johansen*

Στη συνέχεια, περιγράφουμε σύντομα τους προαναφερθέντες παραμετρικούς εκτιμητές συνολοκλήρωσης:

- **Απλός Εκτιμητής Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS):** Αυτός είναι ο συνήθης εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων του  $\alpha_1$  που προκύπτει από την εξίσωση :

$$he_t = \alpha_0 + \alpha_1 gdp_t + e_t, \quad e_t \sim Niid \quad (6)$$

- **Δυναμικός Εκτιμητής Ελαχίστων Τετραγώνων (DOLS(p,t)):** Αυτός ο εκτιμητής προτάθηκε από τον Saikonnen (1991), τους Phillips και Loretan (1991) και τους

Stock και Watson (1993). Ο όρος DOLS χρησιμοποιήθηκε για πρώτη φορά από τους Stock και Watson (1993) που τον γενίκευσαν σε συστήματα με μεγαλύτερες τάξεις ολοκλήρωσης. Βασίζεται στην εξίσωση (6) επαυξημένη με υστερήσεις και μελλοντικές τιμές της πρώτης διαφοράς της ανεξάρτητης μεταβλητής:

Πιο συγκεκριμένα ο DOLS (1) προκύπτει από την εξίσωση

$$he_t = \alpha_0 + \alpha_1 gdp_t + \alpha_2 \Delta(gdp_t) + e_t, \quad e_t \sim Niid.$$

και ο DOLS (1,1) από την εξίσωση

$$he_t = \alpha_0 + \alpha_1 gdp_t + \alpha_2 \Delta(gdp_t) + \alpha_3 \Delta(gdp_{t+1}) + e_t, \quad e_t \sim Niid.$$

Αυτό το μοντέλο παρέχει έναν άμεσο τρόπο εκτίμησης της σχέσης συνολοκλήρωσης και ασυμπτωτικά οδηγεί σε έγκυρες στατιστικές ελέγχου υποθέσεων. Όταν δεν υπάρχουν ανατροφοδοτήσεις από το σφάλμα συνολοκλήρωσης στο σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή, είναι επαρκές να επαυξήσουμε μόνο με υστερήσεις του  $\Delta x_t$ . Οποιαδήποτε αυτοσυσχέτιση του  $e_t$  δε δημιουργεί σοβαρά προβλήματα στην εκτίμηση του  $\alpha_1$  και μπορεί να διορθωθεί εκτιμώντας συνεπώς την μακροχρόνια διακύμανση του  $e_t$  όπως προτάθηκε από τους Newey και West (1987).

▪ **Δυναμικός Γενικευμένος Εκτιμητής Ελαχίστων Τετραγώνων (DGLS(p,t)):**

Αυτός ο εκτιμητής (δες Stock και Watson, 1993) είναι ο εφικτός (feasible) GLS εκτιμητής που εφαρμόζεται στην εξίσωση του DOLS, στην οποία το σφάλμα της παλινδρόμησης μοντελοποιείται παραμετρικά ( $e_t = \rho e_{t-1} + u_t$ ). Εμείς χρησιμοποιούμε μια αυτοπαλινδρομη 1<sup>ης</sup> τάξης διαδικασία (AR(1)) για το  $e_t$ .

- **Αυτοπαλίνδρομος Κατανομειθεισών Υστερήσεων (ADL(q,r)):** Στη περίπτωση όπου  $q=1$  και  $r=2$ , ο εκτιμητής βασίζεται στο παρακάτω ADL(1,2) μοντέλο:

$$he_t = \alpha_0 + \alpha_1 gdp_t + \alpha_2 gdp_{t-1} + \alpha_3 gdp_{t-2} + \alpha_4 he_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim Niid.$$

Η παράμετρος ενδιαφέροντος είναι ίση με τον μακροχρόνιο πολλαπλασιαστή του  $he_t$  σε σχέση με το  $gdp_t$ . Μια άμεση εκτίμηση της παραμέτρου ενδιαφέροντος  $\alpha_1$  μαζί με το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης μπορεί να εξαχθεί μετασχηματίζοντας το ADL μοντέλο σε μορφή Bewley (δες Bewley 1979, Wickens και Breusch 1988, και Banerjee *et al.* (1993)).

Συγκεκριμένα, εκτιμούμε το παρακάτω μοντέλο:

$$he_t = \alpha_0 + \alpha_1 gdp_t + \alpha_2 \Delta(gdp_t) + \alpha_3 \Delta(gdp_{t-1}) + \alpha_4 \Delta(he_t) + e_t, \quad e_t \sim Niid.$$

Εκτιμήσεις των συντελεστών και των τυπικών τους σφαλμάτων μπορούν να εξαχθούν χρησιμοποιώντας τον εκτιμητή ‘Βοηθητικών Μεταβλητών’ (Instrumental Variables, IV), με τον αρχικό πίνακα των ανεξάρτητων μεταβλητών σαν εργαλεία (δες Wickens και Breusch, 1988). Αυτό σημαίνει ότι ο ADL εκτιμητής του  $\alpha_1$  εφαρμόζεται εύκολα αφού περιλαμβάνει μόνο τεχνικές εκτίμησης IV.

- **Επαυξημένος Αυτοπαλίνδρομος Εκτιμητής Κατανομειθεισών Υστερήσεων (AADL(q,r,s))**

Συγκεκριμένα, στη μελέτη αυτή χρησιμοποιούμε τον (AADL(1,2,1)). Όταν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger (Granger causality) από το σφάλμα συνολοκλήρωσης στο

σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή, επαύξηση του μοντέλου ADL με τις μελλοντικές τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής αποκαθιστά την υπερ-εξωγένεια (super-exogeneity) και εξαλείφει τα ασυμπτωτικά σφάλματα δεύτερης τάξης. Ο προσδιορισμός του μοντέλου είναι ο ακόλουθος:

$$he_t = \alpha_0 + \alpha_1 gdp_t + \alpha_2 gdp_{t-1} + \alpha_3 gdp_{t-2} + \alpha_4 he_{t-1} + \alpha_5 gdp_{t+1} + e_t, e_t \sim Niid$$

Εκτιμήσεις των συντελεστών και των αντίστοιχων τυπικών σφαλμάτων παράγονται με τον ίδιο τρόπο όπως στην περίπτωση του ADL εκτιμητή. Συγκεκριμένα, εκτιμούμε το παρακάτω μοντέλο:

$$he_t = \alpha_0 + \alpha_1 gdp_t + \alpha_2 \Delta(gdp_t) + \alpha_3 \Delta(gdp_{t-1}) + \alpha_4 \Delta(he_t) + \alpha_5 \Delta(gdp_{t+1}) + e_t, e_t \sim Niid$$

- **Εκτιμητής Johansen Μεγίστης Πιθανοφάνειας (JOH):** Εκτός από εκτιμητές μιας εξίσωσης που συζητήθηκαν παραπάνω, θεωρούμε επίσης τον εκτιμητή μεγίστης πιθανοφάνειας του  $\alpha_1$  που βασίζεται πάνω σε σύστημα εξισώσεων και προτάθηκε από τον Johansen (1988, 1991). Η τάξη του JOH εκτιμητή αντιστοιχεί στην τάξη των υστερήσεων του διανυσματικού αυτοπαλίνδρομου μοντέλου (Vector Autoregressive Model), πάνω στο οποίο βασίζεται ο εκτιμητής. Αυτός ο εκτιμητής διαφέρει από τους προαναφερθέντες σε ένα βασικό σημείο: αναπτύχθηκε και αποδείχτηκε ότι είναι ασυμπτωτικά ιδανικός μέσα στα πλαίσια ενός κανονικού διανυσματικού αυτοπαλίνδρομου μοντέλου που μπορεί να συμπεριλάβει μια μικρή τάξη από DGPs. Χρησιμοποιούμε VAR(1) και VAR(2) μοντέλα.

## 4. Εμπειρικά αποτελέσματα

### 4.1 Περιγραφή Δεδομένων

Αντλήσαμε τα δεδομένα μας από το OECD HEALTH DATA 2004 και για 21 από τις 30 χώρες μέλη του ΟΟΣΑ, για το διάστημα 1960-2002. Οι υπόλοιπες 9 χώρες εξαιρέθηκαν λόγω έλλειψης στοιχείων ή λόγω μικρού μεγέθους του δείγματος. Παίρνουμε τις μεγαλύτερες δυνατές διαθέσιμες χρονοσειρές έτσι ώστε να αυξήσουμε την εγκυρότητα των ελέγχων μας. Για τις περισσότερες χώρες η μεγαλύτερη διαθέσιμη χρονοσειρά καλύπτει τη χρονική περίοδο 1960-2002 (43 παρατηρήσεις).<sup>10</sup> Τα στοιχεία που χρησιμοποιούμε έχουν ετήσια συχνότητα. Και για τις δύο μεταβλητές μας, τις Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ, πήραμε τα πραγματικά κατά κεφαλή μεγέθη σε εθνικές νομισματικές μονάδες, αποπληθωρισμένες με τον αποπληθωριστή του ΑΕΠ, με έτος βάσης το 1995 (real per capita National Currency Units - 1995 GDP price level). Στη συνέχεια μετατρέψαμε τις σειρές μας σε φυσικούς λογαρίθμους. Η εξαρτημένη μεταβλητή είναι οι πραγματικές κατά κεφαλή Δαπάνες Υγείας ενώ η ανεξάρτητη είναι το πραγματικό κατά κεφαλή ΑΕΠ.

Οι συνολικές Δαπάνες Υγείας αντιπροσωπεύουν κατά μέσο όρο περίπου το 8.3% του ΑΕΠ των 21 χωρών του ΟΟΣΑ που μελετάμε. Όταν δε, εστιάσουμε σε κάποιες μεγάλες χώρες-ηγετικά μέλη του ΟΟΣΑ το ποσοστό αυτό αυξάνεται στο 13.1 % για τις ΗΠΑ, 10.6% για τη Γερμανία, 10.4% για την Ελβετία, με έτος αναφοράς για αυτές τις συγκρίσεις το 2000. Τα υψηλά αυτά ποσοστά μπορούν να εξηγήσουν τον αυξανόμενο όγκο μελετών σχετικά με

---

<sup>10</sup> Οι χώρες που συμπεριλάβαμε στη μελέτη είναι οι: Αυστραλία (1971), Αυστρία, Βέλγιο (1970), Καναδάς, Δανία (1971), Φιλανδία, Γερμανία (1970), Ισλανδία, Ιρλανδία, Ιαπωνία, Λουξεμβούργο (1970), Ολλανδία (1972), Νέα Ζηλανδία (1970), Νορβηγία, Πορτογαλία (1970), Ισπανία, Σουηδία (1970), Ελβετία, Τουρκία



το θέμα αυτό. Στο ίδιο έτος παρατηρούμε βέβαια και κάποια χαμηλότερα ποσοστά όπως αυτά της Φιλανδίας, της Ιρλανδίας, του Λουξεμβούργου και της Τουρκίας. Πάντως διαχρονικά για το διάστημα που μελετάμε το ποσοστό αυτό παρουσιάζει σε όλες τις χώρες σημαντική αύξηση με σημαντικότερη στην Ισπανία όπου πενταπλασιάστηκε, την Πορτογαλία όπου τετραπλασιάστηκε, τις ΗΠΑ, Ιαπωνία, Ισλανδία και Τουρκία όπου τριπλασιάστηκε, ενώ για τις υπόλοιπες διπλασιάστηκε με εξαίρεση τη Σουηδία και την Ολλανδία που παρουσίασαν μεν αύξηση, αλλά όχι τόσο μεγάλη και τη Δανία όπου το ποσοστό παρέμεινε σχεδόν ίδιο.

Τα περιγραφικά στατιστικά για τα επίπεδα των σειρών μας παρατίθενται στο Παράρτημα Α, στους πίνακες Α1 και Α2 για το ΑΕΠ και τις Δαπάνες Υγείας αντίστοιχα. Επίσης στο Παράρτημα Ε παρατίθενται και τα διαγράμματα των μεταβλητών μας.

#### **4.2 Έλεγχοι Στασιμότητας**

Τα αποτελέσματα των τεστ παρατίθενται στο Παράρτημα Β, στους πίνακες Β1 και Β2 για το ΑΕΠ και τις Δαπάνες Υγείας αντίστοιχα. Η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας και στα δύο τεστ, απορρίπτεται έναντι της εναλλακτικής της υπόθεσης αν η τιμή του *t-statistic* είναι μικρότερη (βρίσκεται αριστερά) από την κριτική τιμή. Συμπεριλάβαμε μια σταθερά και μια τάση στο μοντέλο μας για τα επίπεδα και μόνο σταθερά για τις πρώτες διαφορές.

Το ADF τεστ έδειξε για τα επίπεδα του ΑΕΠ την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας για όλες τις χώρες εκτός από τη Νέα Ζηλανδία, την Πορτογαλία, την Αγγλία και τις ΗΠΑ, ενώ το PP

---

(1970), Ηνωμένο Βασίλειο, Η.Π.Α. Στην παρένθεση αναφέρεται το πρώτο έτος του δείγματος όταν αυτό διαφέρει από το 1960.

τεστ έδειξε για τα επίπεδα του ΑΕΠ την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας για όλες τις χώρες. Όσον αφορά τις σειρές των πρώτων διαφορών των σειρών του ΑΕΠ, όλες προέκυψαν στάσιμες και με τα δύο προαναφερόμενα τεστ.

Το ADF τεστ έδειξε για τα επίπεδα των Δαπανών Υγείας την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας για όλες τις χώρες εκτός από τη Γερμανία, την Ιαπωνία, την Ολλανδία, την Πορτογαλία και τη Σουηδία,<sup>11</sup> ενώ το PP τεστ έδειξε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας για όλες τις χώρες εκτός από τις Γερμανία, Ιαπωνία και Πορτογαλία. Όσον αφορά τις πρώτες διαφορές των Δαπανών Υγείας όλες προέκυψαν στάσιμες και με τα δύο τεστ.

Κατά συνέπεια, τα αποτελέσματα των τεστ που πραγματοποιήθηκαν για τον έλεγχο του βαθμού ολοκλήρωσης των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ υποδεικνύουν ότι οι σειρές είναι I(1).

#### **4.3 Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης**

Με δεδομένη τη μη στασιμότητα των σειρών μας, εξετάζουμε τώρα την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ. Χρησιμοποιήσαμε τα τεστ που αναλύθηκαν στην Υποενότητα 3.2, δηλαδή το  $\lambda_{max}$  και το *Trace* τεστ του Johansen (1988, 1991) καθώς και τη διαδικασία Engle-Granger (1987). Συγκεκριμένα, για τα τεστ του Johansen, συμπεριλάβαμε μια σταθερά και γραμμική τάση στα δεδομένα, και σταθερά αλλά όχι τάση στην σχέση συνολοκλήρωσης. Η επιλογή του αριθμού των υστερήσεων στο

---

<sup>11</sup> Είναι σημαντικό να τονιστεί ότι οι περισσότερες από τις χώρες που χαρακτηρίζονται ως στάσιμες από το ADF έχουν μικρό αριθμό παρατηρήσεων, γεγονός που θέτει σε αμφισβήτηση την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων των τεστ.

VAR μοντέλο βασίζεται στο κριτήριο πληροφορίας του Schwarz (SIC).<sup>12</sup> Σχετικά με τη μεθοδολογία Engle-Granger, εκτιμήσαμε ένα ADL(2,2) μοντέλο για κάθε χώρα και στη συνέχεια κάναμε έλεγχο στασιμότητας στα κατάλοιπα. Τα αποτελέσματα των τεστ αυτών παρατίθενται στο Παράρτημα Γ, στους πίνακες Γ1 και Γ2 αντίστοιχα. Στον πίνακα Γ2, οι τιμές του *t-statistic*, είναι τα *t-ratios* που προκύπτουν από τα ADF και PP τεστ.

Το  $\lambda_{max}$ -τεστ του Johansen για συνολοκλήρωση έδειξε ότι υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ για μόνο 9 από τις 21 χώρες που μελετάμε. Πιο αναλυτικά, οι 9 αυτές χώρες είναι οι: Αυστραλία, Βέλγιο, Δανία, Ιαπωνία, Νορβηγία, Ελβετία, Τουρκία, Ηνωμένο Βασίλειο και Η.Π.Α. Η χρήση του *Trace*-τεστ του Johansen αυξάνει τον αριθμό των χωρών που παρουσιάζουν συνολοκλήρωση σε 15. Πιο συγκεκριμένα, στις 9 προαναφερθείσες χώρες προστίθενται οι: Φιλανδία, Γερμανία, Ισλανδία, Ιρλανδία, Ολλανδία και Πορτογαλία.

Τα αποτελέσματα όμως από την διαδικασία των Engle-Granger δείχνουν μεγαλύτερη ομοιογένεια παραπέμποντας στην ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης σε όλες τις χώρες. Συγκεκριμένα, τα κατάλοιπα από την παλινδρόμηση των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ βρέθηκαν στάσιμα σε επίπεδο 1% και 5% και με τα δύο τεστ για στασιμότητα, δηλαδή το ADF και το PP.

Συνοψίζοντας, τα αποτελέσματα των τεστ στασιμότητας και συνολοκλήρωσης παρέχουν ισχυρές ενδείξεις για την ύπαρξη μιας μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ.

---

<sup>12</sup> Δες Schwarz (1978).

#### 4.4 Εκτιμήσεις και Έλεγχος Υποθέσεων

Με δεδομένη τη μη στασιμότητα των υπό εξέταση μεταβλητών και την ύπαρξη συνολοκλήρωσης ανάμεσα σε αυτές, προχωρούμε στην εκτίμηση του συντελεστή συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις Δαπάνες Υγείας και στο ΑΕΠ, χρησιμοποιώντας τους εκτιμητές που αναφέρονται στην Υποενότητα 3.3. Συγκεκριμένα, οι εκτιμητές που χρησιμοποιούμε είναι κατά κανόνα, παραμετρικοί, δηλαδή στην ουσία διορθώνουν την ασυμπτωτική κατανομή του απλού εκτιμητή OLS, που πάσχει από δευτερογενή προβλήματα με παραμετρικό τρόπο.

Συγκεκριμένα, εκτιμήσαμε τον συντελεστή συνολοκλήρωσης των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ, χρησιμοποιώντας τους παρακάτω 10 εκτιμητές: OLS, OLS(N.W.), DOLS(1), DOLS(1,1), DGLS(1), DGLS(1,1), ADL(1,2), AADL(1,2,1), JOH(1) και JOH(2). Με εξαίρεση τους εκτιμητές Johansen, όλοι οι υπόλοιποι είναι εκτιμητές μιας εξίσωσης (single-equation). Αφού πρώτα εκτιμήσουμε τη σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των Δαπανών Υγείας και του ΑΕΠ, στη συνέχεια εξετάζουμε το αν η ελαστικότητα των Δαπανών Υγείας σε σχέση με το ΑΕΠ είναι ίση με τη μονάδα κάνοντας τους κατάλληλους ελέγχους υποθέσεων. Ελέγχθηκαν δύο εναλλακτικές υποθέσεις προκειμένου να βγάλουμε συμπεράσματα για το κατά πόσο ο συντελεστής ελαστικότητας είναι μεγαλύτερος, ίσος ή μικρότερος από τη μονάδα. Πιο συγκεκριμένα, όταν η εκτίμηση της ελαστικότητας,  $\alpha_1$ , είναι μεγαλύτερη της μονάδας, ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση  $H_0: \alpha_1=1$ , έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης  $H_1: \alpha_1>1$ . Αντίθετα, όταν η εκτίμηση της ελαστικότητας είναι μικρότερη της μονάδας, ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση  $H_0: \alpha_1=1$ , έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης  $H'_1: \alpha_1<1$ . Κατά συνέπεια, ο έλεγχος υποθέσεων είναι

μονόπλευρος και με δεδομένο το γεγονός ότι η ασυμπτωτική κατανομή του σχετικού t-statistic είναι τυπική κανονική, οι κριτικές τιμές για συντελεστή εμπιστοσύνης 2.5% είναι 1.96 και -1.96 για  $H_1: \alpha_1 > 1$  και  $H'_1: \alpha_1 < 1$  αντίστοιχα.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα για όλους τους εκτιμητές και για όλες τις χώρες παρατίθενται στο Παράρτημα Δ (Πίνακες Δ1-Δ5). Συγκεκριμένα, δίνονται η σταθερά του μοντέλου με τη σχετική τυπική της απόκλιση και ο συντελεστής ενδιαφέροντος  $\alpha_1$ , καθώς και η σχετική του τυπική απόκλιση. Επιπλέον, συνοψίζουμε τα αποτελέσματά μας σχετικά με τις σημειακές εκτιμήσεις ανά εκτιμητή στον παρακάτω Πίνακα 1.

**Πίνακας 1: Εκτιμήσεις Ελαστικότητας Δαπανών Υγείας και ΑΕΠ ανά Χώρα.**

	OLS	OLS(N-W)	DOLS(1)	DOLS(1,1)	DGLS(1)	DGLS(1,1)	ADL(1,2)	AADL(1,2,1)	JOH(1)	JOH(2)
<b>Australia</b>	1.707	1.707	1.729	1.712	-0.063	1.456	1.724	1.698	1.646	1.578
<b>Austria</b>	1.529	1.529	1.498	1.508	1.456	1.496	1.367	1.397	1.234	1.291
<b>Belgium</b>	2.115	2.115	2.054	2.069	0.236	0.639	1.645	1.727	1.640	1.652
<b>Canada</b>	1.604	1.604	1.576	1.606	-0.194	0.120	1.350	1.376	1.561	1.590
<b>Denmark</b>	0.959	0.959	0.968	0.956	-0.064	0.807	0.956	0.938	0.939	0.884
<b>Finland</b>	1.499	1.499	1.448	1.471	0.455	0.242	1.183	1.009	1.390	0.861
<b>Germany</b>	1.871	1.871	1.839	1.906	-0.099	-0.222	0.542	0.191	3.273	2.595
<b>Iceland</b>	1.920	1.920	1.879	1.904	1.841	1.871	1.809	1.818	1.958	1.677
<b>Ireland</b>	1.317	1.317	1.389	1.441	0.733	0.669	1.355	1.410	1.441	1.430
<b>Japan</b>	1.529	1.529	1.461	1.496	0.172	0.814	1.031	1.299	-6.218	-0.228
<b>Luxembourg</b>	1.299	1.299	1.317	1.322	-0.172	0.339	0.939	1.024	1.147	1.056
<b>Netherlands</b>	1.412	1.412	1.429	1.429	1.350	0.627	1.485	1.448	1.442	1.460
<b>N. Zealand</b>	2.085	2.085	2.227	2.221	0.826	0.565	2.733	2.570	2.515	2.634
<b>Norway</b>	1.621	1.621	1.600	1.608	1.564	1.533	1.556	1.518	1.627	2.586
<b>Portugal</b>	2.138	2.138	2.147	2.173	1.010	1.841	1.891	1.940	1.936	1.920
<b>Spain</b>	2.313	2.313	2.167	2.197	1.456	1.665	1.854	1.929	1.788	1.669
<b>Sweden</b>	1.235	1.235	1.248	1.234	0.709	0.777	1.027	0.777	1.194	1.116
<b>Switzerland</b>	2.310	2.310	2.346	2.395	0.381	0.107	2.055	2.064	2.636	2.986
<b>Turkey</b>	1.931	1.931	1.939	1.876	0.126	0.541	2.287	2.600	-1.833	6.122
<b>U.K.</b>	1.734	1.734	1.733	1.739	1.678	1.708	1.742	1.744	1.753	1.746
<b>USA</b>	2.246	2.246	2.240	2.272	-0.003	0.045	1.999	1.964	2.239	2.209

Τα αποτελέσματα ανά εκτιμητή για όλες τις χώρες συνοψίζονται ως εξής:

- OLS, OLS(NW): Οι εκτιμήσεις με βάση αυτούς τους εκτιμητές κυμαίνονται από 0.959 (Δανία) ως 2.313 (Ισπανία).
- DOLS(1), DOLS(1,1): Οι εκτιμήσεις κυμαίνονται από 0.968 (Δανία) ως 2.346 (Ελβετία) με βάση τον DOLS(1) εκτιμητή. Οι αντίστοιχες τιμές για τις ίδιες χώρες είναι 0.956 και 2.395 με βάση τον DOLS(1,1).
- DGLS(1), DGLS(1,1): Με βάση τον DGLS(1) εκτιμητή, οι ακραίες τιμές είναι -0.194 (Καναδάς) και 1.678 (Ηνωμένο Βασίλειο). Οι αντίστοιχες τιμές για τον DGLS(1,1) εκτιμητή είναι -0.222 (Γερμανία) και 1.871 (Ισλανδία).
- ADL(1,2), AADL(1,2,1): Με βάση τον ADL(1,2) εκτιμητή, οι ακραίες τιμές είναι 0.542 (Γερμανία) και 2.733 (Νέα Ζηλανδία). Οι αντίστοιχες τιμές για τον AADL(1,2,1) εκτιμητή είναι 0.191 (Γερμανία) και 2.600 (Τουρκία).
- JOH(1), JOH(2): Οι εκτιμήσεις κυμαίνονται από -6.218 (Ιαπωνία) ως 2.636 (Ελβετία) με βάση τον JOH (1) εκτιμητή. Οι αντίστοιχες τιμές για τον JOH(2) εκτιμητή είναι -0.228 και 6.122 για την Ιαπωνία και την Τουρκία αντίστοιχα.

Με την εξαίρεση κάποιων εκτιμήσεων βασισμένων στον DGLS(1) και στον DGLS(1,1), οι οποίες διαφέρουν αρκετά από αυτές των υπολοίπων εκτιμητών και παρουσιάζουν σε πολλές περιπτώσεις ακόμα και αρνητικές ελαστικότητες, οι υπόλοιπες είναι σε γενικές

γραμμές ομοιόμορφα πάνω από τη μονάδα.<sup>13</sup> Πολλές φορές δε, παίρνουμε και εκτιμήσεις πάνω από το δύο, οι οποίες υποδηλώνουν ότι ο ρυθμός αύξησης των Δαπανών Υγείας είναι διπλάσιος από αυτόν του ΑΕΠ.

Στη συνέχεια επιχειρούμε μια σύγκριση ανάμεσα στις εκτιμημένες ελαστικότητες ανά χώρα κυρίως σχολιάζοντας τα αποτελέσματα από τον ADL(1,2) εκτιμητή, ο οποίος έχει αποδειχθεί ότι έχει καλύτερες ιδιότητες από τους υπόλοιπους σε μικρά δείγματα (δες Panopoulou και Pittis, 2004). Σε ότι αφορά τις εκτιμημένες ελαστικότητες, τα αποτελέσματα συνοψίζονται ως εξής:

- $\hat{a}_I < 1$ : Μόνο στις περιπτώσεις της Δανίας, του Λουξεμβούργου και της Γερμανίας, η παράμετρος ενδιαφέροντος έχει τιμή μικρότερη της μονάδας, υποδηλώνοντας ότι η υγεία είναι αναγκαίο αγαθό.
- $1 < \hat{a}_I < 1.5$ : Το 1/3 των υπό εξέταση χωρών βρίσκονται σε αυτήν την κατηγορία. Συγκεκριμένα, οι χώρες αυτές είναι: Αυστρία, Καναδάς, Φινλανδία, Ιρλανδία, Ιαπωνία, Ολλανδία και Σουηδία.
- $1.5 < \hat{a}_I < 2$ : 8 από τις 21 χώρες παρουσιάζουν ελαστικότητα μεγαλύτερη του 1.5 και μικρότερη του 2. Αυτές είναι οι εξής: Αυστραλία, Βέλγιο, Ισλανδία, Νορβηγία, Πορτογαλία, Ισπανία, Ηνωμένο Βασίλειο και Ηνωμένες Πολιτείες.
- $\hat{a}_I > 2$ : Μόνο στις περιπτώσεις της Νέας Ζηλανδίας, της Ελβετίας και της Τουρκίας η παράμετρος ενδιαφέροντος έχει τιμή μεγαλύτερη του 2.

---

<sup>13</sup> Με επιφύλαξη βλέπουμε επίσης και τις εκτιμήσεις με βάση τους εκτιμητές JOH(1) και JOH(2) στις



Επιχειρώντας μια σύγκριση ανάμεσα στους εκτιμητές, αξίζει να τονίσουμε τα παρακάτω:

- Οι εκτιμήσεις ανάμεσα στον OLS και OLS(NW) δεν παρουσιάζουν διαφορές, όπως είναι αναμενόμενο με δεδομένο ότι οι μη παραμετρικές διορθώσεις Newey-West επηρεάζουν μόνο την τυπική απόκλιση της εκτίμησης (και κατά συνέπεια, τον σχετικό έλεγχο υποθέσεων) και όχι την ίδια την εκτίμηση.
- Στην πλειονότητά τους οι εκτιμήσεις των DOLS(1) και DOLS(1,1) είναι παρόμοιες με αυτές του OLS. Η προσθήκη μιας παρελθοντικής (ή και μελλοντικής) τιμής της ανεξάρτητης μεταβλητής του μοντέλου δε φαίνεται να αλλάζει τις εκτιμήσεις.
- Η συμπεριφορά των DGLS(1) και DGLS(1,1) εκτιμητών διαφέρει αρκετά σε σχέση με τους υπόλοιπους εκτιμητές. Σε αυτήν την περίπτωση οι εκτιμήσεις είναι συνήθως μικρότερες από τις αντίστοιχες των υπολοίπων εκτιμητών. Σε πολλές μάλιστα περιπτώσεις, οι εκτιμήσεις των DGLS(1) και DGLS(1,1) εκτιμητών είναι αρνητικές.<sup>14</sup> Είναι προφανές ότι η παραμετροποίηση του σφάλματος οδηγεί σε σημαντικές διαφορές σε σχέση με τις μη παραμετρικές μεθόδους.
- Οι ADL εκτιμήσεις είναι συνήθως μικρότερες από αυτές των υπολοίπων εκτιμητών. Για παράδειγμα στην περίπτωση της Ιαπωνίας, η εκτίμηση με βάση τον

---

περιπτώσεις της Ιαπωνίας και της Τουρκίας.

<sup>14</sup> Με δεδομένη την αμφίβολη σημασία των πολύ μικρών ή και αρνητικών εκτιμήσεων της ελαστικότητας, είμαστε επιφυλακτικοί στη ερμηνεία των αποτελεσμάτων αυτής της ομάδας εκτιμητών.

ADL(1,2) εκτιμητή είναι 0.814, ενώ η αντίστοιχη εκτίμηση με βάση τον απλό εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων είναι 1.529.

- Τέλος, γενικά οι εκτιμήσεις με βάση τους JOH εκτιμητές είναι παρόμοιες με των υπολοίπων εκτός από ορισμένες περιπτώσεις, όπως ήδη προαναφέραμε. Το γεγονός βέβαια ότι οι εκτιμητές αυτοί βασίζονται σε ένα VAR μοντέλο που έχει πολλές παραμέτρους προς εκτίμηση μειώνει πολύ την αξιοπιστία τους σε ένα μικρό δείγμα όπως το δικό μας.

Αν και η εκτίμηση παρέχει μια ένδειξη για την τιμή της παραμέτρου ενδιαφέροντος, το αν η τιμή αυτή είναι στατιστικά ίση, μεγαλύτερη ή μικρότερη από τη μονάδα μπορεί μόνο να διαπιστωθεί διενεργώντας τον κατάλληλο έλεγχο υποθέσεων. Όπως ήδη έχουμε αναφέρει διενεργούμε δύο μονόπλευρους έλεγχοι Υποθέσεων σε επίπεδο σημαντικότητας 2.5%. Η μηδενική υπόθεση είναι: «η ελαστικότητα των Δαπανών Υγείας σε σχέση με το ΑΕΠ είναι ίση με τη μονάδα» και η εναλλακτική υπόθεση είναι ότι η ελαστικότητα είναι μεγαλύτερη από τη μονάδα (όταν η εκτίμηση της ελαστικότητας είναι μεγαλύτερη της μονάδος) ή μικρότερη από μονάδα (όταν η εκτίμηση της ελαστικότητας είναι μικρότερη της μονάδος).

Στην τελευταία στήλη των Πινάκων Δ1-Δ5 (Παράρτημα Δ) δίνεται το t-statistic για τους προαναφερθέντες ελέγχους, το οποίο υπολογίζουμε με τον παρακάτω τύπο:

$$t\text{-statistic}=(\hat{a}_1-1)/s.e(\hat{a}_1)$$

όπου  $\hat{a}_i$  είναι η εκτίμηση της παραμέτρου ενδιαφέροντος  $a_i$  και  $s.e(\hat{a}_i)$  είναι η εκτιμημένη τυπική απόκλιση.

Για να διευκολύνουμε τη συζήτηση, συνοψίζουμε τις αποφάσεις των ελέγχων στον παρακάτω πίνακα 2 με βάση όλους τους εκτιμητές και για όλες τις χώρες.

**Πίνακας 2: Αποτελέσματα των Ελέγχων για την Υπόθεση Μοναδιαίας Ελαστικότητας**

	OLS	OLS(N-W)	DOLS(1)	DOLS(1,1)	DGLS(1)	DGLS(1,1)	ADL(1,2)	AADL(1,2,1)	JOH(1)	JOH(2)
<b>Australia</b>	>1	>1	>1	>1	<1	>1	>1	>1	>1	>1
<b>Austria</b>	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1
<b>Belgium</b>	>1	>1	>1	>1	=1	=1	>1	>1	>1	>1
<b>Canada</b>	>1	>1	>1	>1	<1	<1	>1	>1	>1	>1
<b>Denmark</b>	=1	=1	=1	=1	<1	=1	=1	=1	=1	=1
<b>Finland</b>	>1	>1	>1	>1	<1	<1	=1	=1	>1	=1
<b>Germany</b>	>1	>1	>1	>1	<1	<1	=1	=1	>1	>1
<b>Iceland</b>	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1
<b>Ireland</b>	>1	>1	>1	>1	=1	=1	>1	>1	>1	>1
<b>Japan</b>	>1	>1	>1	>1	<1	=1	=1	=1	<1	<1
<b>Luxembourg</b>	>1	>1	>1	>1	<1	>1	=1	=1	=1	=1
<b>Netherlands</b>	>1	>1	>1	>1	>1	=1	>1	>1	>1	>1
<b>N. Zealand</b>	>1	>1	>1	>1	=1	=1	>1	>1	>1	>1
<b>Norway</b>	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1
<b>Portugal</b>	>1	>1	>1	>1	=1	>1	>1	>1	>1	>1
<b>Spain</b>	>1	>1	>1	>1	=1	>1	>1	>1	>1	>1
<b>Sweden</b>	>1	=1	=1	=1	=1	=1	=1	=1	=1	=1
<b>Switzerland</b>	>1	>1	>1	>1	<1	<1	>1	>1	>1	>1
<b>Turkey</b>	>1	>1	>1	>1	=1	=1	>1	=1	=1	>1
<b>U.K.</b>	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1	>1
<b>USA</b>	>1	>1	>1	>1	<1	<1	>1	>1	>1	>1

Τα βασικά μας αποτελέσματα σχετικά με τους ελέγχους Υποθέσεων συνοψίζονται ως εξής:

- Με βάση τους OLS και OLS (NW) εκτιμητές, η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ελαστικότητας δεν μπορεί να απορριφθεί για τη Δανία και για τη Σουηδία (σύμφωνα με τον δεύτερο εκτιμητή). Σε όλες τις άλλες χώρες απορρίπτεται έναντι της εναλλακτικής ενός συντελεστή μεγαλύτερου της μονάδας.
- Αντίστοιχη είναι και η συμπεριφορά των DOLS(1) και DOLS(1,1) εκτιμητών, βάσει των οποίων η ελαστικότητα είναι μεγαλύτερη της μονάδας για όλες τις εξεταζόμενες χώρες, με την εξαίρεση τη Δανία και τη Σουηδία όπου η ελαστικότητα προκύπτει να ισούται με μονάδα.
- Στην περίπτωση των DGLS(1) και DGLS(1,1) εκτιμητών, η εικόνα είναι τελείως διαφορετική και οι συντελεστές συνολοκλήρωσης έχουν ετερογενή συμπεριφορά. Συγκεκριμένα με βάση τον DGLS(1) εκτιμητή, η ελαστικότητα των Δαπανών Υγείας σε σχέση με το εισόδημα είναι ίση με 1 για το Βέλγιο, την Ιρλανδία, τη Νέα Ζηλανδία, την Πορτογαλία, την Ισπανία, την Σουηδία και την Τουρκία. Για όλες τις υπόλοιπες χώρες η ελαστικότητα είναι άλλοτε μεγαλύτερη και άλλοτε μικρότερη της μονάδας. Χρησιμοποιώντας τον DGLS(1,1) εκτιμητή, βρίσκουμε μοναδιαίο συντελεστή για τις ίδιες χώρες με τον DGLS(1), με την εξαίρεση της Πορτογαλίας και της Ισπανίας, χώρες στις οποίες η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται υπέρ της εναλλακτικής ενός συντελεστή μεγαλύτερου της μονάδας. Σε δύο περιπτώσεις συμβαίνει και το αντίθετο, δηλαδή στη Δανία και στην Ιαπωνία, η μηδενική

υπόθεση δεν απορρίπτεται με τη χρήση του DGLS(1,1), ενώ απορρίπτεται με τη χρήση του DGLS(1) εκτιμητή.

- Η συμπεριφορά των ADL(1,2) και AADL(1,2,1) εκτιμητών είναι παρόμοια. Οι έλεγχοι Υποθέσεων με βάση αυτούς τους δύο εκτιμητές οδηγούν σε μεγαλύτερο αριθμό μοναδιαίων συντελεστών ελαστικότητας σε σχέση με τους υπόλοιπους εκτιμητές. Μοναδιαίος συντελεστής ελαστικότητας παρουσιάζεται στις χώρες: Δανία, Φιλανδία, Γερμανία, Ιαπωνία, Λουξεμβούργο, Σουηδία και Τουρκία.<sup>15</sup> Οι υπόλοιπες χώρες παρουσιάζουν ελαστικότητα στατιστικά μεγαλύτερη της μονάδας.
- Τέλος, με βάση το JOH(1) εκτιμητή, μοναδιαίος συντελεστής υπάρχει στη Δανία, το Λουξεμβούργο, τη Σουηδία και την Τουρκία. Στις ίδιες χώρες με την εξαίρεση της Τουρκίας και την προσθήκη της Φινλανδίας δεν μπορώ να απορρίψω τη μηδενική υπόθεση με βάση τον JOH(2) εκτιμητή.

Συμπερασματικά, τα αποτελέσματα αποκαλύπτουν ότι οι εκτιμήσεις της ελαστικότητας των Δαπανών Υγείας σε σχέση με το ΑΕΠ διαφέρουν σημαντικά ανάλογα με τον εκτιμητή που χρησιμοποιούμε. Παρόλα αυτά, στις περισσότερες από τις εξεταζόμενες χώρες, ο εκτιμημένος συντελεστής ελαστικότητας είναι μεγαλύτερος της μονάδας. Βασιζόμενοι στα αποτελέσματα του ADL(1,2) εκτιμητή, ο οποίος έχει αποδειχθεί ότι έχει καλύτερες ιδιότητες από τους υπόλοιπους σε μικρά δείγματα (δες Panoroulou και

---

<sup>15</sup> Η μη απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης στην περίπτωση της Τουρκίας γίνεται με βάση τον AADL(1,2,1) εκτιμητή.

Pittis, 2004), η ελαστικότητα των Δαπανών Υγείας σε σχέση με το ΑΕΠ ισούται με μονάδα στις περιπτώσεις της Δανίας, της Φιλανδίας, της Γερμανίας, της Ιαπωνίας, του Λουξεμβούργου και της Σουηδίας. Σε όλες τις υπόλοιπες υπό εξέταση χώρες, η εκτιμημένη ελαστικότητα είναι μεγαλύτερη της μονάδας.

## **5. Συμπεράσματα**

Οι διεθνείς διακρατικές διαφορές στις Δαπάνες Υγείας και η εύρεση των προσδιοριστικών παραγόντων τους αποτελούν αντικείμενο μελέτης τα τελευταία 30 περίπου χρόνια. Κοινό συμπέρασμα της πλειονότητας των μελετών είναι ότι το εθνικό εισόδημα φαίνεται να είναι ο πιο σημαντικός επεξηγηματικός παράγοντας της διαφοροποίησης των Δαπανών Υγείας μεταξύ διαφόρων κρατών. Ακόμα πιο καίριο θέμα είναι η εύρεση ελαστικότητας δαπανών σε σχέση με το εισόδημα μεγαλύτερης της μονάδας, γεγονός που σηματοδοτεί την κατηγοριοποίηση της υγείας σε «αγαθό πολυτελείας» (luxury good). Σε μια τέτοια περίπτωση, η αναλογία των Δαπανών Υγείας στο ΑΕΠ αυξάνεται καθώς αυξάνεται το κατά κεφαλήν εισόδημα, με αποτέλεσμα την περιορισμένη δυνατότητα των κυβερνήσεων να διαχειριστούν τις Δαπάνες Υγείας.

Η πλειονότητα των έως σήμερα μελετών καταδεικνύει ως κύριο επεξηγηματικό παράγοντα των Δαπανών Υγείας το εθνικό εισόδημα. Ακολουθώντας τις προηγούμενες έρευνες, προσεγγίζουμε το θέμα από την πλευρά της ζήτησης για Δαπάνες Υγείας και θεωρούμε ότι αυτές εξαρτώνται κατά κύριο λόγο από το ΑΕΠ. Οι έως τώρα μελέτες κυρίως βασίζονται σε αναλύσεις παλινδρόμησης σε διαστρωματικά και σε διαστρωματικά χρονολογικά δεδομένα (cross-section και panel data) λόγω της έλλειψης μεγάλου δείγματος

χρονοσειρών των σχετικών μεγεθών. Στην καλύτερη περίπτωση, δεδομένα για τις Δαπάνες Υγείας υπάρχουν για αρκετές χώρες του ΟΟΣΑ από το 1960. Τα στοιχεία του ΟΟΣΑ (2004) είναι τα πρώτα που μας επιτρέπουν να εξετάσουμε το θέμα μέσα από ανάλυση χρονοσειρών σε διμεταβλητό πλαίσιο.

Συγκεκριμένα, χρησιμοποιήσαμε ετήσια στοιχεία για τις Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ, τα οποία αντλήσαμε από τη βάση δεδομένων του ΟΟΣΑ (OECD HEALTH DATA 2004) για 21 από τις 30 χώρες του ΟΟΣΑ και για το διάστημα 1960-2002. Στη συνέχεια εξετάσαμε την τάξη ολοκλήρωσης των χρονοσειρών, δεδομένου ότι η προσέγγιση μας θα ήταν διαφορετική ανάλογα με το αν οι υπό εξέταση χρονοσειρές είναι στάσιμες ή όχι. Ελέγξαμε το βαθμό ολοκλήρωσης των εξεταζόμενων μεταβλητών και επιβεβαιώσαμε ότι οι Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ (κατά κεφαλή) περιέχουν μια μοναδιαία ρίζα. Στη συνέχεια, κάναμε έλεγχο για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις σειρές. Σε γενικές γραμμές, τα αποτελέσματα υποδεικνύουν την ύπαρξη μιας μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας ανάμεσα στις Δαπάνες Υγείας και το ΑΕΠ. Επομένως, προχωρήσαμε στην εκτίμηση της παραμέτρου ενδιαφέροντος, δηλαδή της ελαστικότητας των Δαπανών Υγείας ως προς το ΑΕΠ, με μεθόδους-εκτιμητές συνολοκλήρωσης. Χρησιμοποιήσαμε μια ομάδα από παραμετρικούς εκτιμητές συνολοκλήρωσης που συμπεριλάμβανε τόσο εκτιμητές μιας εξίσωσης, όσο και εκτιμητές σε σύστημα εξισώσεων. Στη συνέχεια κάνοντας χρήση των εκτιμημένων παραμέτρων και των τυπικών τους αποκλίσεων ελέγξαμε την υπόθεση της μοναδιαίας ελαστικότητας.

Τα κυριότερα αποτελέσματά μας συνοψίζονται ως εξής:



- Οι εκτιμήσεις της ελαστικότητας των Δαπανών Υγείας σε σχέση με το ΑΕΠ διαφέρουν σημαντικά ανάλογα με τον εκτιμητή που χρησιμοποιούμε. Παρόλα αυτά, στις περισσότερες από τις εξεταζόμενες χώρες, ο εκτιμημένος συντελεστής ελαστικότητας είναι μεγαλύτερος της μονάδος. Οι εκτιμήσεις των OLS, OLS(NW), DOLS(1) και DOLS(1,1) εκτιμητών είναι παρεμφερείς και γενικά είναι υψηλότερες από αυτές των ADL και JOH εκτιμητών. Επιπλέον, η συμπεριφορά των DGLS(1) και DGLS(1,1) εκτιμητών διαφέρει αρκετά σε σχέση με τους υπόλοιπους εκτιμητές. Σε αυτήν την περίπτωση οι εκτιμήσεις της ελαστικότητας των Δαπανών Υγείας σε σχέση με το ΑΕΠ είναι συνήθως μικρότερες (και σε πολλές περιπτώσεις αρνητικές) σε σχέση με τις εκτιμήσεις των υπόλοιπων εκτιμητών.
- Τέλος, τα αποτελέσματα κατάλληλων στατιστικών ελέγχων υποδεικνύουν ότι η ελαστικότητα των Δαπανών Υγείας σε σχέση με το ΑΕΠ είναι συνήθως μεγαλύτερη ή ίση με τη μονάδα. Στα πλαίσια του ADL(1,2) εκτιμητή, τον οποίο θεωρούμε πιο αξιόπιστο από τους υπόλοιπους εκτιμητές σε μικρά δείγματα (δες Panopoulou και Pittis, 2004), η ελαστικότητα των Δαπανών Υγείας σε σχέση με το ΑΕΠ ισούται με μονάδα στις περιπτώσεις της Δανίας, της Φιλανδίας, της Γερμανίας, της Ιαπωνίας, του Λουξεμβούργου και της Σουηδίας. Σε όλες τις υπόλοιπες υπό εξέταση χώρες, η εκτιμημένη ελαστικότητα είναι μεγαλύτερη της μονάδος.

Συνολικά, τα αποτελέσματά μας είναι αντίστοιχα με αυτά της βιβλιογραφίας και δείχνουν ότι η ελαστικότητα των Δαπανών Υγείας σε σχέση με το εισόδημα είναι συνήθως μεγαλύτερη της μονάδας. Άρα, η παρούσα μελέτη παρέχει εμπειρική στήριξη στο συμπέρασμα του Newhouse (1977) ότι η υγεία είναι αγαθό πολυτελείας.

## Βιβλιογραφία

Banerjee A., J. Dolado, J.W. Galbraith, and D.F. Hendry (1993), Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non stationary data (*Oxford University Press, Oxford*).

Barros, P.P. (1998), The black box of health care expenditure growth determinants, *Health Economics* 7: 533-544.

Bewley, R.A (1979), The Direct Estimation of the Equilibrium Response in a Linear Model, *Economics Letters*, 3, 357-61.

Blomqvist, A.G. and R.A.L. Carter (1997), Is health care really a luxury?, *Journal of Health Economics* 16: 207-229.

Clemente J., C. Marcuello, A. Montanes and F. Pueyo, (2004), On the international stability of health care expenditure functions: are government and private functions similar? *Journal of Health Economics* 23: 589-613.

Culyer, A.J., (1988), Health expenditures in Canada: myth and reality, past and future, *Canadian Tax Paper* no. 82.

Culyer A.J., (1989), Cost containment in Europe, *Health Care Financing Review*, 21-32.

Dickey, D.A., W.A. Fuller (1979), Distribution of the estimators for autoregressive time-series with a unit root, *Journal of American Statistical Association*, 74:427-431.

Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), Co-integration and error-correction Representation, estimation and testing, *Econometrica* 55, 251-276.

Gbesemete K. and U.G.Gerdtham (1992), The determinants of health expenditure in Africa: a cross sectional study, *World Development* 20:303-308.

Gerdtham U.G. (1992), Pooling international health expenditure data, *Health Economics* 1:217-231.

Gerdtham U.G. and B. Jonsson (1991), International comparisons of health expenditure, *Handbook of Health Economics*, p. 11-53, Volume 1, Edited by A.J. Culyer and J.P. Newhouse.

Gerdtham U.G., B. Jonsson, M. MacFarlan and H. Oxley (1998), The determinants of health expenditure in the OECD countries, in P. Zweifel ed., *Health, The Medical Profession and Regulation* (Kluwer Academic Publishers, Dordrecht).

Gerdtham, U.G. and M. Lothgren (2000), On stationarity and cointegration of international health expenditure and GDP, *Journal of Health Economics* 19: 461-475.

Gerdtham U.G., J. Sogaard, F. Andersson and B. Jonsson, (1992a), Econometric analysis of health expenditure: a cross-sectional study of the OECD countries, *Journal of Health Economics* 11:63-84.

Gerdtham U.G., J. Sogaard, F. Andersson and B. Jonsson, (1992b), A pooled cross-section analysis of the health expenditure of the OECD countries, in P. Zweifel and H. Frech, eds. *Health Economics Worldwide* (Kluwer Academic Publishers, Dordrecht).

Hamilton, J.D., (1994), Time Series Analysis, *Princeton University Press, Princeton, NJ*.

Hansen P. and A. King (1996), The determinants of health care expenditure: a cointegration approach, *Journal of Health Economics* 15: 127-137.

Hansen P. and A. King (1998), Health care expenditure and GDP: panel data unit root test results-comment, *Journal of Health Economics* 17: 377-381.

Hitiris T. and J. Posnett (1992), The determinants and effects of health expenditure in developed countries, *Journal of Health Economics* 11: 173-181.

Jewell T., J. Lee, M. Tieslau and M.C. Strazicich, (2003), Stationarity of health expenditures and GDP: evidence from panel unit root tests with heterogeneous structural breaks, *Journal of Health Economics* 22: 313-323.

Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegrating vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Johansen, S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59, 1551-1580.

Kwiatkowski D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin, (1992), Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics* 54, 159-178.

Leu, R.E. (1986), The public-private mix and international health care costs, in A.J. Culyer and B. Jonsson eds., *Public and Private Health Services*, Basil Blackwell, Oxford.

MacKinnon, J.G. (1991), Critical values for cointegration tests, in R.F. Engle and C.W.J. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford, Oxford University Press.

McCoskey, S.K. and T.M. Selden (1998), Health care expenditure and GDP: Panel data unit root test results, *Journal of Health Economics* 17: 369-376.

Newey, W.K. and K.D. West (1987), A simple Positive, Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, 55, 703-708.

Newey, W.K. and K.D. West (1994), Automatic lag selection in covariance matrix estimation, *Review of Economic Studies*, 61, 4, 631-653.

Newhouse J.P. (1977), Medical care expenditure: a cross national survey, *Journal of Human Resources* 12:115-125.

Panopoulou E. and N. Pittis (2004), A comparison of autoregressive distributed lag and dynamic OLS cointegration estimators in the case of a serially correlated cointegration error, *The Econometrics Journal*, 7(2), 585-617.

Parkin D., A. McGuire and B. Yule (1987), Aggregate health expenditures and national income: is health care a luxury good? , *Journal of Health Economics* 6: 109-127.

Parkin D., A. McGuire and B. Yule (1989), What do international comparisons of health expenditures really show? *Community Medicine* 11:116-123.

Phillips, P.C.B. and M. Loretan (1991), Estimating long-run economic equilibria, *Review of Economic Studies*, 58, 407-436.

Phillips, P.M.B. and P. Perron (1988), Testing for Unit Root in time series regression, *Biometrika* 75, 335-346.

Roberts J. (1998a), Sensitivity of elasticity estimates for OECD health care spending: analysis of a dynamic heterogeneous data field, *Paper prepared for the Seventh European Workshop of Econometrics and Health Economics, STAKES, Helsinki, Finland, 9 -12 September 1998* .

Roberts J. (1998b), Spurious regression problems in the determinants of health care expenditure: a comment on Hitiris, *Applied Economics Letters*.

Said, S.E., Dickey D.A., (1984), Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order, *Biometrika* 71(3), 599-607.

Saikkonen, P. (1991), Asymptotically efficient estimation of the cointegrating regressions, *Econometric Theory*, 7,1, 1-27.

Schwarz, G. (1978), Estimating the Dimension of a Model, *Annals of Statistics*, 6, 461-464.

Shin Y. (1994), A residual based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration, *Econometric Theory* 10: 91-115.

Stock, J.H. and M.W. Watson (1993), A simple estimator of cointegrating vectors in higher-order integrated systems, *Econometrica*, 61, 783-820.

Wickens, M.R. and T.S. Breusch (1988), Dynamic Specification, the Long Run and the Estimation of Transformed Regression Models, *Economic Journal*, 98, (Conference 1988), 189-205.

## Παραρτήματα

Παράρτημα Α. Περιγραφικά στατιστικά

**Πίνακας Α1: Περιγραφικά στατιστικά για το ΑΕΠ**

	Μέσος	Τοπική απόκλιση	Ελάχιστο	Μέγιστο	Ασυμμετρία	Κύρτωση	Obs.
<b>Australia</b>	22352.4	5333.9	13630	33013	0.305	2.268	43
<b>Austria</b>	16173.7	5272.5	7505	24981	-0.033	1.851	43
<b>Belgium</b>	15248.9	4498.7	7405	22692	-0.064	1.935	43
<b>Canada</b>	22301.8	5639.8	12213	32781	-0.114	2.127	43
<b>Denmark</b>	155143.6	37769.4	81134	219983	-0.184	2.276	43
<b>Finland</b>	15026.1	5086.5	6327	23846	-0.162	1.952	43
<b>Germany</b>	17968.5	4620.8	9101	24120	-0.497	1.974	43
<b>Iceland</b>	1341847.8	443740.6	573435	2042412	-0.254	1.779	43
<b>Ireland</b>	10131.1	5288.3	4179	24289	1.213	3.654	43
<b>Japan</b>	2762529.6	1032643.6	933603	4206997	-0.102	1.783	43
<b>Luxembourg</b>	22261.0	9826.0	10130	42753	0.677	2.311	43
<b>Netherlands</b>	15499.1	4107.1	8238	22902	0.074	2.223	43
<b>N. Zealand</b>	22373.5	2820.9	17390	28872	0.292	2.503	43
<b>Norway</b>	151388.7	57935.7	67706	253909	0.248	1.869	43
<b>Portugal</b>	5839.6	2091.0	2627	9645	0.316	1.988	43
<b>Spain</b>	8384.9	2783.3	3306	13250	0.007	2.126	43
<b>Sweden</b>	167315.7	38452.0	94427	239889	-0.049	2.212	43
<b>Switzerland</b>	46350.7	8341.1	27287	57510	-0.706	2.457	43
<b>Turkey</b>	94667159.2	29730863.9	42171705	141321857	-0.159	1.879	43
<b>U.K.</b>	9674.3	2577.4	5885	14720	0.325	2.039	43
<b>USA</b>	21883.7	5610.6	12762	31892	0.163	1.958	43

Σημείωση: Πραγματικό κατά κεφαλή ΑΕΠ σε Εθνικές Νομισματικές Μονάδες, έτος βάσης το 1995, 1960-2004.



**Πίνακας Α2: Περιγραφικά στατιστικά για τις συνολικές Δαπάνες Υγείας**

	Μέσος	Τυπική απόκλιση	Ελάχιστο	Μέγιστο	Ασυμμετρία	Κύρτωση	Obs.
<b>Australia</b>	1851.0	527.9	1043.0	2972	0.478	2.419	31
<b>Austria</b>	1111.3	514.8	320.4	1923	0.011	1.753	43
<b>Belgium</b>	1259.2	470.0	457.0	2064	0.026	2.047	33
<b>Canada</b>	1790.0	709.5	665.1	3158	0.088	1.815	43
<b>Denmark</b>	14772.5	2159.0	10773.0	19416	0.184	2.612	32
<b>Finland</b>	1020.3	466.9	241.4	1741	-0.208	1.705	43
<b>Germany</b>	1858.8	476.4	910.0	2629	-0.174	2.175	33
<b>Iceland</b>	94655.6	54281.8	16702.0	198842	0.141	1.786	43
<b>Ireland</b>	664.9	388.8	149.7	1765	0.841	3.510	43
<b>Japan</b>	167633.6	87213.0	27572.8	328719	0.088	1.876	42
<b>Luxembourg</b>	1464.2	621.5	546.0	2663	0.255	1.860	33
<b>Netherlands</b>	1372.8	328.4	908.0	2081	0.433	2.082	31
<b>N. Zealand</b>	1546.1	361.6	1010.0	2443	0.687	2.741	33
<b>Norway</b>	10527.8	5972.5	2481.3	22029	0.299	1.822	43
<b>Portugal</b>	443.2	236.4	103.0	901	0.540	2.158	33
<b>Spain</b>	485.0	298.3	46.3	1010	0.243	1.897	43
<b>Sweden</b>	15353.6	2934.2	9712.0	22153	-0.048	2.993	33
<b>Switzerland</b>	3601.6	1501.7	1339.3	6407	0.110	1.938	43
<b>Turkey</b>	3748124.9	1832442.1	1650027.0	9250406	1.512	4.965	31
<b>U.K.</b>	571.9	258.1	227.3	1137	0.509	2.214	43
<b>USA</b>	2209.8	1201.7	637.6	4665	0.416	1.868	43

*Σημείωση: Πραγματικές κατά κεφαλή Δαπάνες σε Εθνικές Νομισματικές Μονάδες, έτος βάσης το 1995, 1960-2004.*

Παράρτημα Β: Έλεγχοι για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας

Πίνακας Β1: Τεστ μοναδιαίας ρίζας για το ΑΕΠ (logs)

	Επίπεδα		Πρώτες Διαφορές	
	ADF	PP	ADF	PP
<b>Australia</b>	-2.222**	-2.240**	-6.247	-6.250
<b>Austria</b>	-1.352**	-1.340**	-5.558	-5.878
<b>Belgium</b>	-2.297**	-2.582**	-4.963	-5.032
<b>Canada</b>	-2.959**	-2.093**	-4.389	-4.431
<b>Denmark</b>	-3.055**	-3.087**	-5.295	-5.408
<b>Finland</b>	-1.606**	-1.701**	-3.937	-4.052
<b>Germany</b>	-1.791**	-1.592**	-7.678	-7.631
<b>Iceland</b>	-1.337**	-1.383**	-4.928	-3.279
<b>Ireland</b>	-0.317**	0.103**	-3.984	-4.047
<b>Japan</b>	-1.531**	-2.582**	-4.272	-4.277
<b>Luxembourg</b>	-2.434**	-2.240**	-4.972	-4.858
<b>Netherlands</b>	-2.913**	-2.446**	-4.045	-4.152
<b>N. Zealand</b>	-3.546	-2.450**	-4.737	-4.637
<b>Norway</b>	-1.130**	-0.773**	-3.935	-3.689
<b>Portugal</b>	-3.349	-2.180**	-4.724	-4.115
<b>Spain</b>	-2.232**	-3.158**	-3.464	-3.408
<b>Sweden</b>	-2.730**	-3.040**	-3.946	-3.728
<b>Switzerland</b>	-2.223**	-2.761**	-4.353	-4.345
<b>Turkey</b>	-1.629**	-2.286**	-11.236	-10.260
<b>U.K.</b>	-3.459	-2.492**	-4.785	-4.612
<b>USA</b>	-4.054	-2.635**	-4.775	-4.978

Σημείωση:

\*\* υποδηλώνει την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (σε επίπεδο 10%)

Σταθερά και τάση συμπεριλαμβάνονται στο μοντέλο των τεστ για τα επίπεδα των σειρών

Μια σταθερά συμπεριλαμβάνεται στο μοντέλο των τεστ για τις πρώτες διαφορές των σειρών

ADF: Η επιλογή του αριθμού των υστερήσεων βασίζεται στο SIC (max. order = 5)

PP: Spectral μέθοδος εκτίμησης: Parzen kernel, Επιλογή Bandwidth: Newey-West

Παράρτημα Β: Έλεγχοι για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας

Πίνακας Β2: Τεστ μοναδιαίας ρίζας για τις Συνολικές Δαπάνες Υγείας (logs)

	Επίπεδα		Πρώτες Διαφορές	
	ADF	PP	ADF	PP
<b>Australia</b>	-0.775**	-2.185**	-7.322	-3.442
<b>Austria</b>	-1.212**	-1.382**	-5.206	-5.314
<b>Belgium</b>	-2.460**	-2.624**	-3.864	-3.964
<b>Canada</b>	-2.082**	-2.137**	-3.550	-3.549
<b>Denmark</b>	-2.375**	-2.411**	-6.410	-6.386
<b>Finland</b>	-1.685**	-1.590**	-3.456	-3.417
<b>Germany</b>	-4.612	-28.323	-4.288	-4.258
<b>Iceland</b>	-1.736**	-1.592**	-7.014	-6.983
<b>Ireland</b>	-1.643**	-1.704**	-4.990	-5.273
<b>Japan</b>	-4.056	-5.933	-3.569	-5.837
<b>Luxembourg</b>	-2.796**	-2.651**	-3.666	-6.374
<b>Netherlands</b>	-3.419	-1.829**	-3.662	-3.576
<b>N. Zealand</b>	-1.332**	-1.721**	-3.631	-3.273
<b>Norway</b>	-1.529**	-1.431**	-6.586	-6.604
<b>Portugal</b>	-5.827	-6.102	-3.648	-4.369
<b>Spain</b>	-2.612**	-2.596**	-2.772	-4.601
<b>Sweden</b>	-3.409	-1.953**	-3.309	-3.576
<b>Switzerland</b>	-0.928**	-1.110**	-3.982	-4.015
<b>Turkey</b>	-1.215**	-1.564**	-5.365	-5.374
<b>U.K.</b>	-2.331**	-2.364**	-6.386	-6.565
<b>USA</b>	-2.427**	-1.163**	-3.092	-3.122

Σημείωση:

\*\* υποδηλώνει την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (σε επίπεδο 10%)

Σταθερά και τάση συμπεριλαμβάνονται στο μοντέλο των τεστ για τα επίπεδα των σειρών

Μια σταθερά συμπεριλαμβάνεται στο μοντέλο των τεστ για τις πρώτες διαφορές των σειρών

ADF: Η επιλογή του αριθμού των υστερήσεων βασίζεται στο SIC (max. order = 5)

PP: Spectral μέθοδος εκτίμησης: Parzen kernel, Επιλογή Bandwidth: Newey-West

Παράρτημα Γ: Έλεγχοι για ύπαρξη συνολοκλήρωσης Δαπανών Υγείας - ΑΕΠ

Πίνακας Γ1: Τεστ συνολοκλήρωσης Johansen

	Τάξη VAR	Trace		Max.Eig.	
		Ho: r=0	Απόφαση	Ho: r=0	Απόφαση
Australia	5	24.43	**	20.01	**
Austria	1	17.69		11.73	
Belgium	1	17.70	*	16.93	*
Canada	2	13.20		9.13	
Denmark	1	31.54	**	23.62	**
Finland	2	15.47	*	11.30	
Germany	1	21.46	**	12.32	
Iceland	2	16.93	*	10.26	
Ireland	1	16.60	*	13.93	
Japan	1	24.97	**	20.34	**
Luxembourg	1	5.87		5.72	
Netherlands	1	20.41	*	13.18	
N. Zealand	1	8.04		8.04	
Norway	1	23.63	*	16.75	*
Portugal	2	22.68	*	12.05	
Spain	2	11.80		10.27	
Sweden	2	4.75		4.59	
Switzerland	1	15.80	*	15.47	*
Turkey	1	22.42	*	16.40	*
U.K.	1	16.49	*	16.35	*
USA	2	23.13	**	18.06	*

Σημείωση:

\*\* υποδηλώνει την ύπαρξη συνολοκλήρωσης σε επίπεδο 1 %

\* υποδηλώνει την ύπαρξη συνολοκλήρωσης σε επίπεδο 5 %

Specification: σταθερά και γραμμική τάση στα δεδομένα, σταθερά αλλά όχι τάση στην σχέση συνολοκλήρωσης.

Η επιλογή του αριθμού των υστερήσεων στο VAR μοντέλο βασίζεται στο SIC (max τάξη = 5, συμπεριλαμβάνονται σταθερά και τάση).

Παράρτημα Γ: Έλεγχοι για ύπαρξη συνολοκλήρωσης Δαπανών Υγείας - ΑΕΠ

Πίνακας Γ2: Τεστ συνολοκλήρωσης Engle – Granger

	ADF	PP
<b>Australia</b>	-7.444	-7.084
<b>Austria</b>	-6.757	-6.746
<b>Belgium</b>	-4.648	-10.216
<b>Canada</b>	-6.769	-6.752
<b>Denmark</b>	-5.362	-5.391
<b>Finland</b>	-6.145	-6.549
<b>Germany</b>	-5.769	-10.005
<b>Iceland</b>	-5.566	-6.589
<b>Ireland</b>	-6.322	-6.324
<b>Japan</b>	-5.727	-5,727
<b>Luxembourg</b>	-5.914	-5.898
<b>Netherlands</b>	-5.157	-5.162
<b>N. Zealand</b>	-4.595	-4.508
<b>Norway</b>	-6.195	-6.194
<b>Portugal</b>	-5.624	-17.779
<b>Spain</b>	-5.403	-5.417
<b>Sweden</b>	-5.687	-5.736
<b>Switzerland</b>	-6.547	-7.100
<b>Turkey</b>	-5.204	-5.214
<b>U.K.</b>	-6.325	-7.165
<b>USA</b>	-6.900	-6.899

Σημείωση:

Τα τεστ διενεργούνται πάνω στα κατάλοιπα της  $ADL(2,2)$  παλινδρόμησης, όπως αυτή αναλύεται στην Υποενότητα 3.2.2

ADF: Η επιλογή του αριθμού των υστερήσεων βασίζεται στο SIC (max. τάξη = 5)

PP: Spectral μέθοδος εκτίμησης: Parzen kernel, Επιλογή Bandwidth: Newey-West

Παράρτημα Δ: Εκτιμήσεις

Πίνακας Δ1	OLS					OLS (NW)				
	$\hat{a}_0$	$\tau.a.$	$\hat{a}_1$	$\tau.a.$	$t-stat$	$\hat{a}_0$	$\tau.a.$	$\hat{a}_1$	$\tau.a.$	$t-stat$
Australia	-9.728	0.717	1.707	0.071	9.958	-9.728	1.269	1.707	0.124	5.683
Austria	-7.851	0.311	1.529	0.032	16.441	-7.851	0.272	1.529	0.028	18.641
Belgium	-13.512	0.759	2.115	0.078	14.288	-13.512	1.480	2.115	0.151	7.400
Canada	-8.601	0.381	1.604	0.038	15.848	-8.601	0.425	1.604	0.043	13.912
Denmark	-1.962	0.573	0.959	0.048	-0.863	-1.962	0.946	0.959	0.078	-0.526
Finland	-7.534	0.370	1.499	0.039	12.904	-7.534	0.718	1.499	0.076	6.606
Germany	-11.028	0.923	1.871	0.093	9.347	-11.028	1.521	1.871	0.154	5.664
Iceland	-15.723	0.534	1.920	0.038	24.264	-15.723	0.729	1.920	0.051	17.961
Ireland	-5.681	0.578	1.317	0.063	5.005	-5.681	1.140	1.317	0.124	2.565
Japan	-10.686	0.445	1.529	0.030	17.523	-10.686	0.556	1.529	0.038	13.817
Luxembourg	-5.917	0.762	1.299	0.076	3.962	-5.917	1.370	1.299	0.133	2.256
Netherlands	-6.576	0.403	1.412	0.041	10.005	-6.576	0.658	1.412	0.068	6.107
N. Zealand	-13.655	2.085	2.085	0.202	5.386	-13.655	2.145	2.085	0.212	5.110
Norway	-10.143	0.279	1.621	0.023	26.551	-10.143	0.428	1.621	0.037	17.022
Portugal	-12.785	0.784	2.138	0.089	12.725	-12.785	1.394	2.138	0.156	7.292
Spain	-14.846	0.418	2.313	0.047	28.237	-14.846	0.883	2.313	0.098	13.357
Sweden	-5.329	1.004	1.235	0.083	2.832	-5.329	1.758	1.235	0.144	1.633
Switzerland	-16.688	0.979	2.310	0.091	14.364	-16.688	1.648	2.310	0.154	8.529
Turkey	-20.597	2.915	1.931	0.158	5.896	-20.597	3.956	1.931	0.216	4.316
U.K.	-9.607	0.258	1.734	0.028	26.025	-9.607	0.258	1.734	0.029	25.751
USA	-14.829	0.387	2.246	0.039	32.106	-14.829	0.624	2.246	0.063	19.804

Παράρτημα Δ: Εκτιμήσεις

Πίνακας Δ2

	DOLS (1)					DOLS(1,1)				
	$\hat{a}_0$	$\tau.a.$	$\hat{a}_1$	$\tau.a.$	$t-stat$	$\hat{a}_0$	$\tau.a.$	$\hat{a}_1$	$\tau.a.$	$t-stat$
<b>Australia</b>	-9.938	1.377	1.729	0.136	5.379	-9.788	1.392	1.712	0.137	5.202
<b>Austria</b>	-7.517	0.320	1.498	0.033	15.229	-7.612	0.300	1.508	0.030	16.762
<b>Belgium</b>	-12.866	1.161	2.054	0.119	8.862	-13.001	1.143	2.069	0.117	9.143
<b>Canada</b>	-8.290	0.350	1.576	0.036	16.169	-8.614	0.409	1.606	0.041	14.715
<b>Denmark</b>	-2.064	0.901	0.968	0.074	-0.425	-1.915	0.993	0.956	0.082	-0.540
<b>Finland</b>	-6.997	0.759	1.448	0.079	5.696	-7.230	0.728	1.471	0.075	6.256
<b>Germany</b>	-10.699	1.282	1.839	0.130	6.462	-11.374	1.336	1.906	0.135	6.701
<b>Iceland</b>	-15.109	0.692	1.879	0.048	18.153	-15.485	0.574	1.904	0.040	22.437
<b>Ireland</b>	-6.163	1.018	1.389	0.112	3.468	-6.576	1.047	1.441	0.117	3.768
<b>Japan</b>	-9.647	0.682	1.461	0.046	10.074	-10.177	0.790	1.496	0.053	9.442
<b>Luxembourg</b>	-6.054	1.349	1.317	0.132	2.404	-6.139	1.381	1.322	0.135	2.386
<b>Netherlands</b>	-6.709	0.531	1.429	0.055	7.839	-6.718	0.591	1.429	0.061	7.002
<b>N. Zealand</b>	-15.065	1.759	2.227	0.175	7.018	-15.010	2.139	2.221	0.213	5.734
<b>Norway</b>	-9.852	0.433	1.600	0.037	16.247	-9.956	0.411	1.608	0.035	17.218
<b>Portugal</b>	-12.843	1.356	2.147	0.152	7.557	-13.071	1.312	2.173	0.148	7.918
<b>Spain</b>	-13.438	0.748	2.167	0.083	13.998	-13.705	0.735	2.197	0.081	14.723
<b>Sweden</b>	-5.472	1.676	1.248	0.138	1.804	-5.308	1.862	1.234	0.153	1.528
<b>Switzerland</b>	-17.057	1.388	2.346	0.130	10.367	-17.600	1.594	2.395	0.148	9.398
<b>Turkey</b>	-20.716	3.985	1.939	0.217	4.320	-19.534	3.473	1.876	0.190	4.617
<b>U.K.</b>	-9.566	0.247	1.733	0.027	26.737	-9.634	0.261	1.739	0.029	25.554
<b>USA</b>	-14.743	0.612	2.240	0.062	20.027	-15.086	0.644	2.272	0.065	19.506

Παράρτημα Δ: Εκτιμήσεις

Πίνακας Δ3

	DGLS (1)					DGLS(1,1)				
	$\hat{a}_0$	$\tau.a.$	$\hat{a}_1$	$\tau.a.$	$t-stat$	$\hat{a}_0$	$\tau.a.$	$\hat{a}_1$	$\tau.a.$	$t-stat$
<b>Australia</b>	11.619	12.270	-0.063	0.500	-2.128	-7.161	2.028	1.456	0.198	2.297
<b>Austria</b>	-7.124	1.126	1.456	0.115	3.956	-7.531	1.227	1.496	0.125	3.958
<b>Belgium</b>	5.433	5.552	0.236	0.542	-1.410	1.304	6.407	0.639	0.629	-0.574
<b>Canada</b>	10.912	2.284	-0.194	0.209	-5.711	9.939	2.690	0.120	0.249	-3.539
<b>Denmark</b>	11.323	4.463	-0.064	0.307	-3.462	-0.111	1.451	0.807	0.120	-1.617
<b>Finland</b>	2.996	2.015	0.455	0.195	-2.793	5.143	2.265	0.242	0.219	-3.458
<b>Germany</b>	8.915	1.934	-0.099	0.190	-5.774	10.156	2.830	-0.222	0.278	-4.394
<b>Iceland</b>	-14.573	1.077	1.841	0.076	11.049	-15.016	1.013	1.871	0.072	12.185
<b>Ireland</b>	0.150	2.478	0.733	0.236	-1.130	0.763	2.771	0.669	0.264	-1.256
<b>Japan</b>	10.337	5.588	0.172	0.361	-2.297	0.425	6.715	0.814	0.435	-0.427
<b>Luxembourg</b>	11.423	4.841	-0.172	0.307	-3.823	4.555	3.808	0.339	0.320	-2.068
<b>Netherlands</b>	-5.943	1.065	1.350	0.108	3.241	2.094	4.690	0.627	0.315	-1.182
<b>N. Zealand</b>	-0.492	4.746	0.826	0.440	-0.395	2.116	5.576	0.565	0.522	-0.834
<b>Norway</b>	-9.422	0.748	1.564	0.062	9.034	-9.047	1.066	1.533	0.089	6.019
<b>Portugal</b>	-2.568	4.019	1.010	0.437	0.022	-10.122	1.584	1.841	0.178	4.720
<b>Spain</b>	-6.901	2.351	1.456	0.251	1.816	-8.867	2.128	1.665	0.229	2.909
<b>Sweden</b>	1.226	3.363	0.709	0.268	-1.087	0.316	3.091	0.777	0.250	-0.892
<b>Switzerland</b>	-15.468	2.746	0.381	0.181	-3.428	8.485	2.317	0.107	0.218	-4.101
<b>Turkey</b>	-29.796	10.135	0.126	0.727	-1.202	-33.872	17.345	0.541	1.101	-0.416
<b>U.K.</b>	-9.070	0.750	1.678	0.081	8.360	-9.367	0.714	1.708	0.077	9.164
<b>USA</b>	10.829	1.869	-0.003	0.147	-6.830	9.811	2.193	0.045	0.185	-5.171



Παράρτημα Δ: Εκτιμήσεις

Πίνακας Δ4

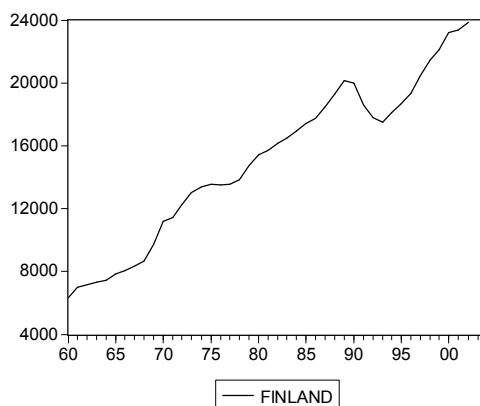
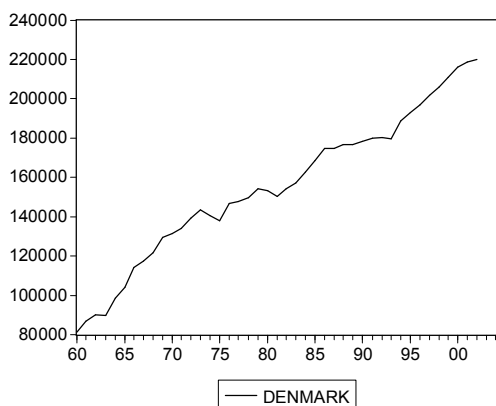
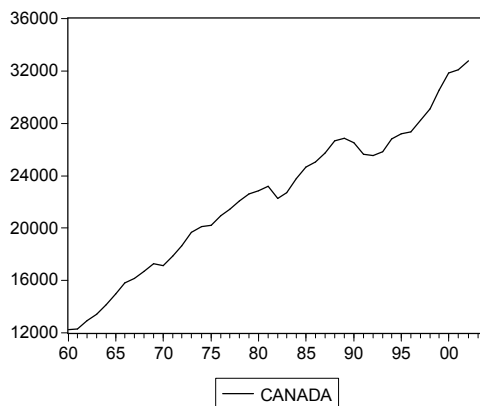
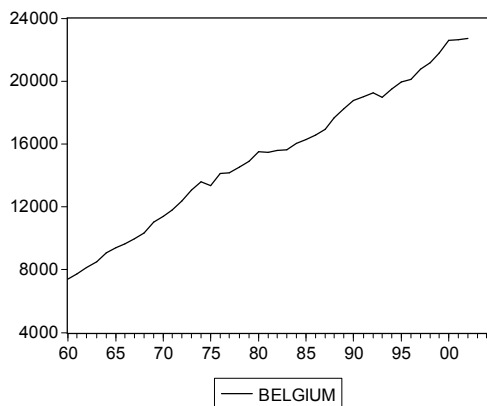
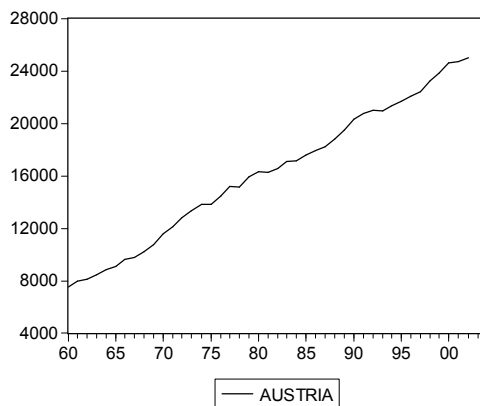
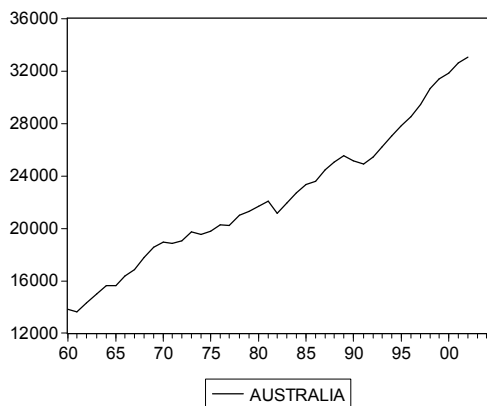
	ADL(1,2)					AADL(1,2,1)				
	$\hat{a}_0$	<i>τ.α.</i>	$\hat{a}_1$	<i>τ.α.</i>	<i>t-stat</i>	$\hat{a}_0$	<i>τ.α.</i>	$\hat{a}_1$	<i>τ.α.</i>	<i>t-stat</i>
<b>Australia</b>	-9.726	1.942	1.724	0.194	3.734	-9.502	1.852	1.698	0.186	3.765
<b>Austria</b>	-6.135	1.301	1.367	0.128	2.864	-6.437	1.390	1.397	0.136	2.913
<b>Belgium</b>	-8.713	1.984	1.645	0.199	3.250	-9.526	1.841	1.727	0.185	3.937
<b>Canada</b>	-5.816	1.262	1.350	0.120	2.926	-6.114	1.255	1.376	0.120	3.147
<b>Denmark</b>	-1.863	0.871	0.956	0.072	-0.604	-1.637	0.957	0.938	0.080	-0.780
<b>Finland</b>	-4.311	1.299	1.183	0.130	1.403	-2.558	2.870	1.009	0.286	0.030
<b>Germany</b>	2.433	9.313	0.542	0.922	-0.497	5.985	16.438	0.191	1.626	-0.498
<b>Iceland</b>	-14.076	1.058	1.809	0.074	10.924	-14.210	1.170	1.818	0.082	10.038
<b>Ireland</b>	-5.571	1.020	1.355	0.114	3.102	-6.025	1.003	1.410	0.113	3.619
<b>Japan</b>	-2.963	5.617	1.031	0.364	0.085	-7.093	3.571	1.299	0.233	1.285
<b>Luxembourg</b>	-1.494	5.575	0.939	0.503	-0.121	-2.760	3.230	1.024	0.309	0.079
<b>Netherlands</b>	-7.208	0.581	1.485	0.060	8.050	-6.846	0.740	1.448	0.076	5.868
<b>N. Zealand</b>	-20.051	5.965	2.733	0.596	2.910	-18.408	6.582	2.570	0.657	2.391
<b>Norway</b>	-9.299	0.808	1.556	0.066	8.432	-8.830	1.212	1.518	0.098	5.304
<b>Portugal</b>	-10.457	1.452	1.891	0.163	5.460	-10.942	1.346	1.940	0.152	6.168
<b>Spain</b>	-10.527	1.029	1.854	0.111	7.683	-11.227	0.903	1.929	0.098	9.516
<b>Sweden</b>	-2.662	3.765	1.027	0.309	0.086	0.312	5.045	0.777	0.414	-0.538
<b>Switzerland</b>	-13.631	2.647	2.055	0.240	4.394	-13.743	3.052	2.064	0.276	3.852
<b>Turkey</b>	-29.927	10.148	2.287	0.553	2.327	-32.702	18.693	2.600	1.018	1.571
<b>U.K.</b>	-9.542	0.462	1.742	0.050	14.730	-9.561	0.499	1.744	0.054	13.809
<b>USA</b>	-11.949	1.386	1.999	0.127	7.876	-11.605	1.828	1.964	0.168	5.756

Παράρτημα Δ: Εκτιμήσεις

Πίνακας Δ5	JOH(1)				JOH(2)			
	$\hat{a}_0$	$\hat{a}_1$	$\tau.a.$	$t-stat$	$\hat{a}_0$	$\hat{a}_1$	$\tau.a.$	$t-stat$
<b>Australia</b>	-9.110	1.646	0.085	7.638	-8.412	1.578	0.043	13.588
<b>Austria</b>	-5.003	1.234	0.106	2.204	-5.542	1.291	0.082	3.557
<b>Belgium</b>	-8.888	1.640	0.130	4.941	-9.000	1.652	0.112	5.809
<b>Canada</b>	-8.171	1.561	0.075	7.508	-8.463	1.590	0.094	6.248
<b>Denmark</b>	-1.724	0.939	0.066	-0.919	-1.049	0.884	0.062	-1.888
<b>Finland</b>	-6.481	1.390	0.075	5.189	-1.408	0.861	0.200	-0.697
<b>Germany</b>	-24.906	3.273	0.422	5.387	-18.193	2.595	0.414	3.854
<b>Iceland</b>	-16.262	1.958	0.051	18.702	-12.311	1.677	0.097	6.970
<b>Ireland</b>	-6.801	1.441	0.100	4.423	-6.698	1.430	0.118	3.637
<b>Japan</b>	16.283	-6.218	2.115	-3.413	15.275	-0.228	0.422	-2.912
<b>Luxembourg</b>	-4.376	1.147	0.194	0.761	-3.447	1.056	0.202	0.279
<b>Netherlands</b>	-6.872	1.442	0.053	8.411	-7.039	1.460	0.063	7.322
<b>N. Zealand</b>	-17.970	2.515	0.453	3.343	-19.173	2.634	0.488	3.346
<b>Norway</b>	-10.211	1.627	0.055	11.491	-21.595	2.586	0.372	4.269
<b>Portugal</b>	-11.010	1.936	0.087	10.796	-10.857	1.920	0.106	8.664
<b>Spain</b>	-10.124	1.788	0.079	10.037	-9.039	1.669	0.170	3.939
<b>Sweden</b>	-4.830	1.194	0.277	0.701	-3.887	1.116	0.258	0.451
<b>Switzerland</b>	-20.194	2.636	0.209	7.844	-23.963	2.986	0.243	8.182
<b>Turkey</b>	48.875	-1.833	1.500	-1.889	-98.045	6.122	1.987	2.579
<b>U.K.</b>	-9.781	1.753	0.040	18.870	-9.721	1.746	0.038	19.435
<b>USA</b>	-14.761	2.239	0.064	19.486	-14.465	2.209	0.058	20.879

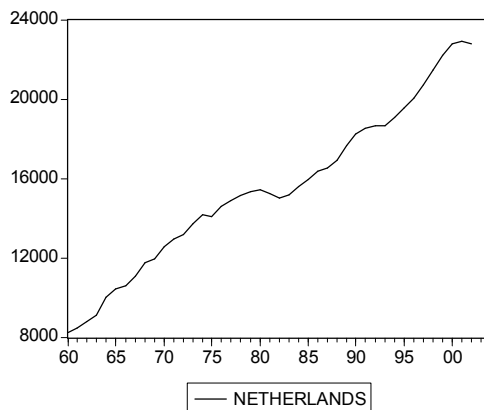
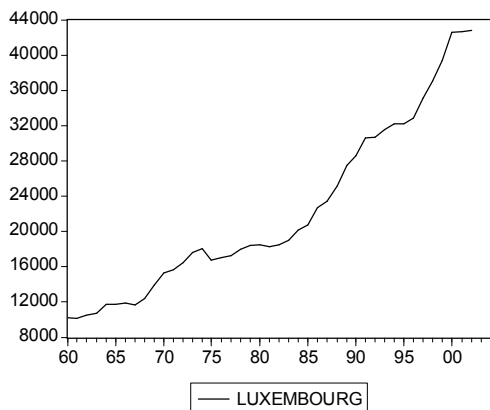
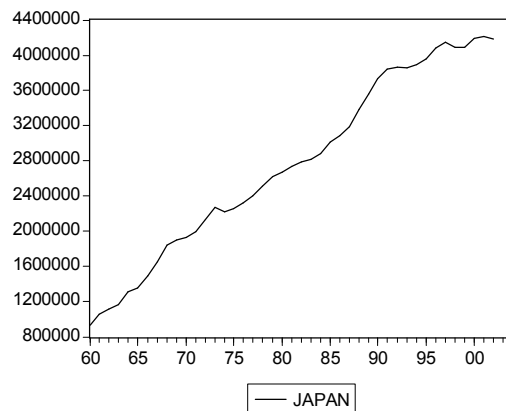
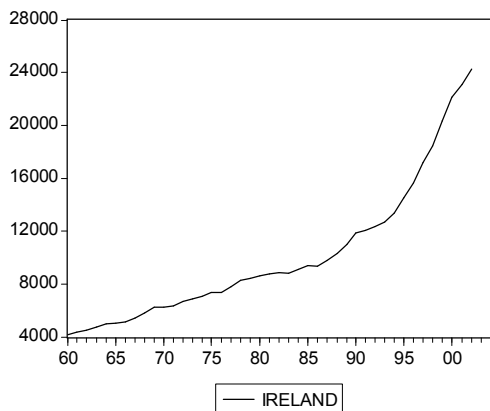
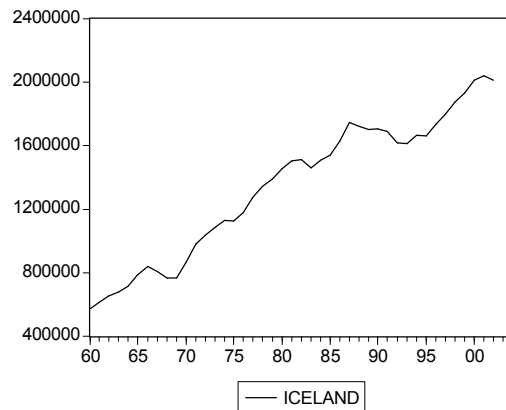
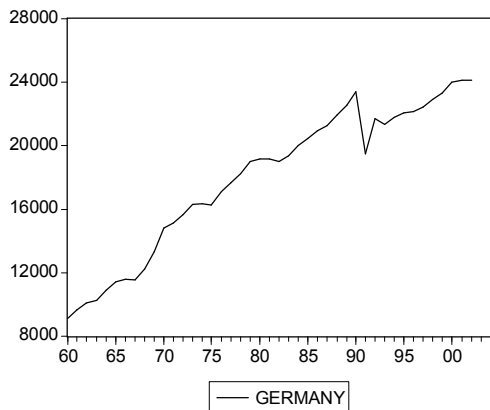
Παράρτημα Ε: Διαγράμματα

Διάγραμμα 1: ΑΕΠ (κατά κεφαλή, 1960-2004)



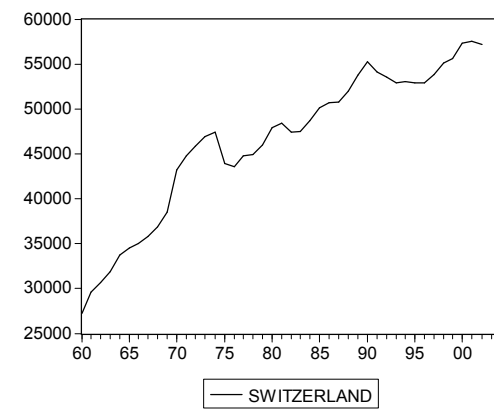
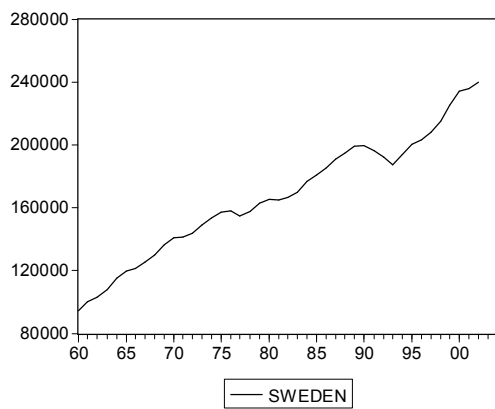
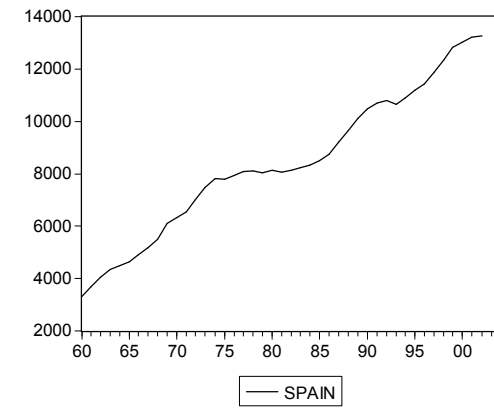
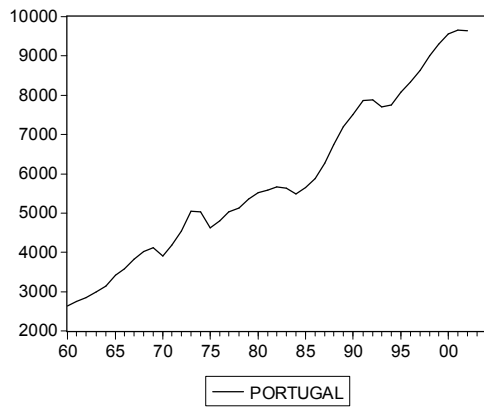
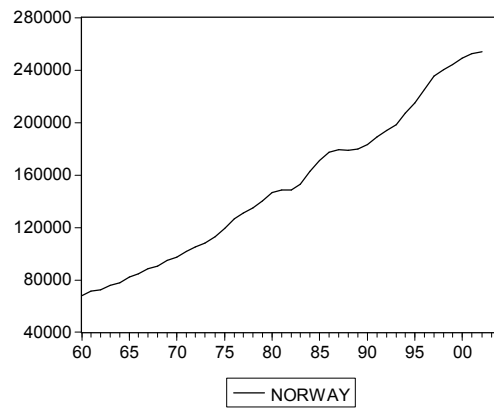
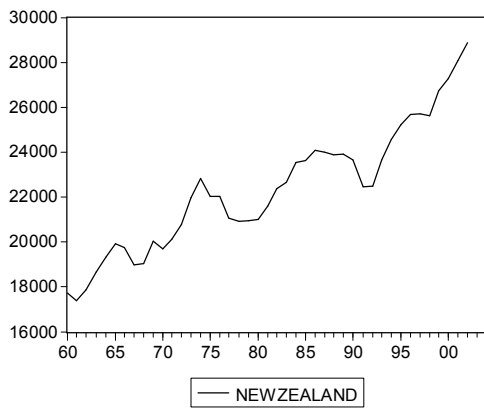
Παράρτημα Ε: Διαγράμματα

Διάγραμμα 1 (συνέχεια)



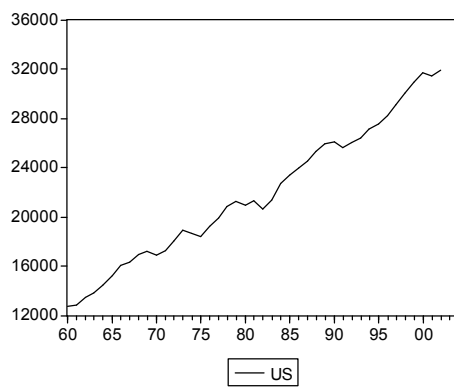
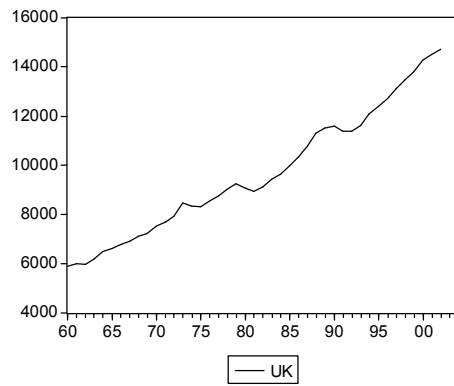
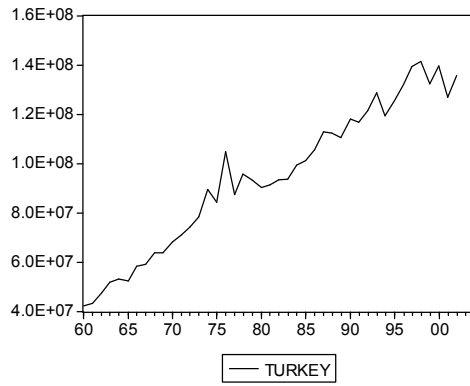
Παράρτημα Ε: Διαγράμματα

Διάγραμμα 1 (συνέχεια)



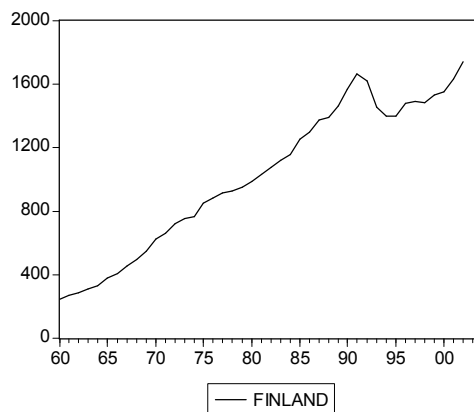
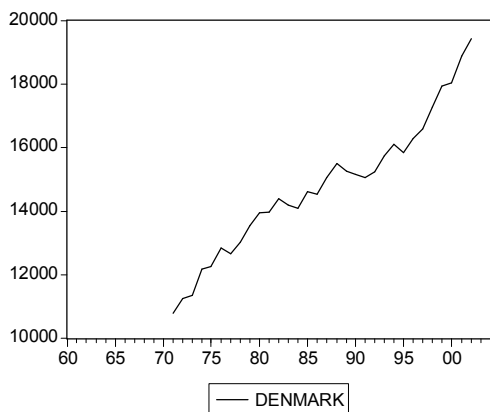
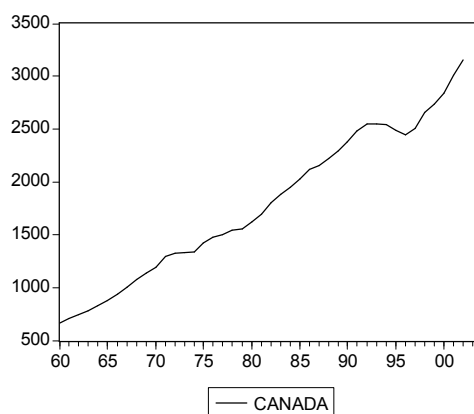
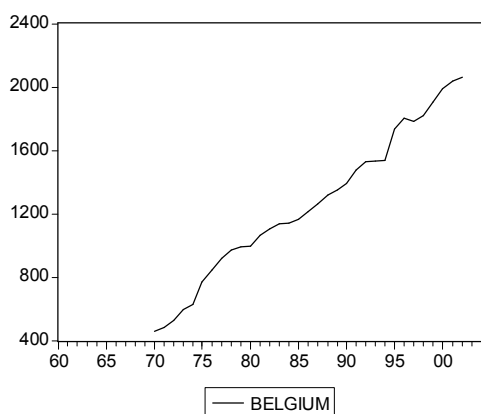
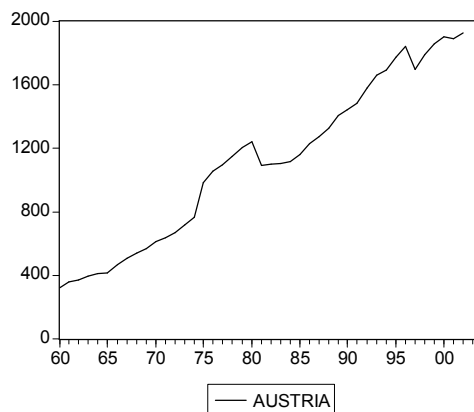
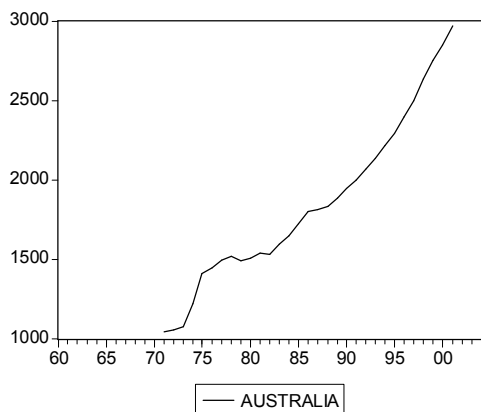
Παράρτημα Ε: Διαγράμματα

Διάγραμμα 1 (συνέχεια)



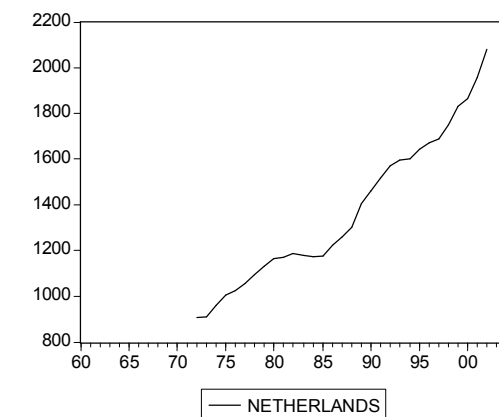
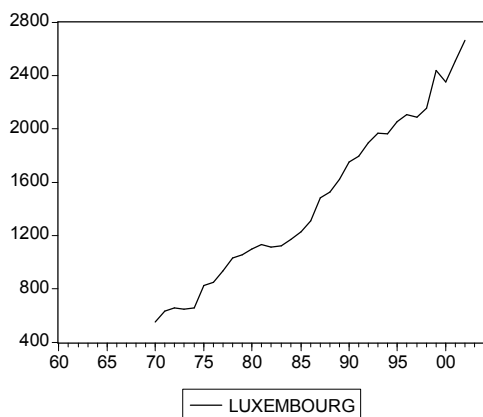
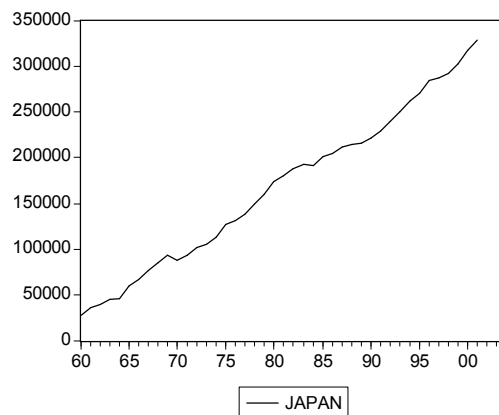
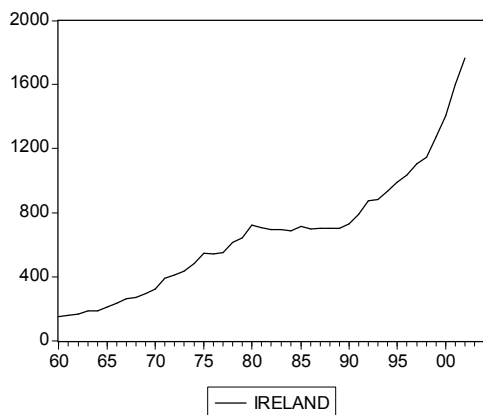
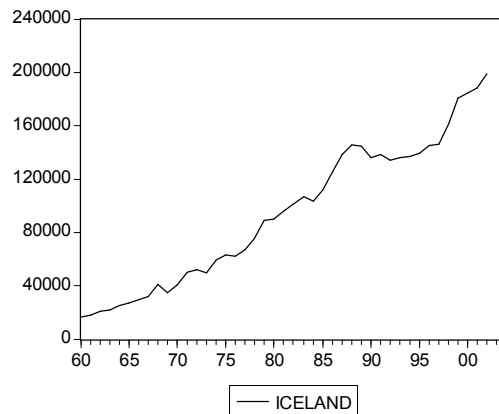
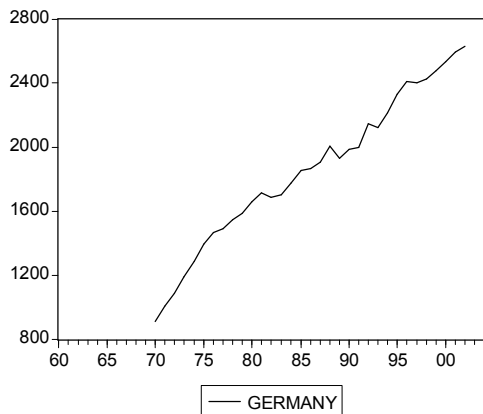
Παράρτημα Ε: Διαγράμματα

Διάγραμμα 2: Δαπάνες Υγείας (κατά κεφαλή, 1960-2004)



Παράρτημα Ε: Διαγράμματα

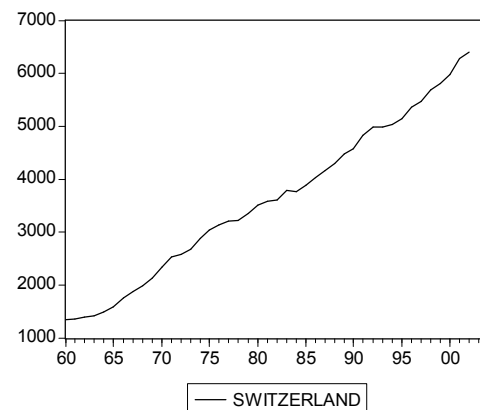
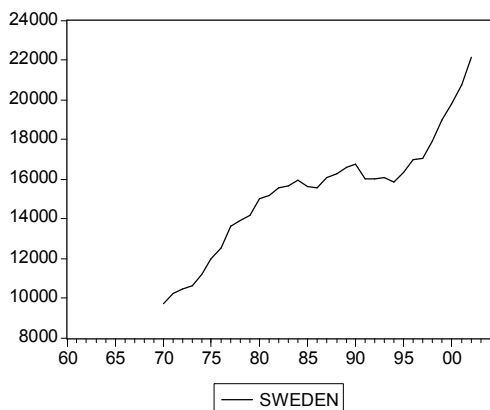
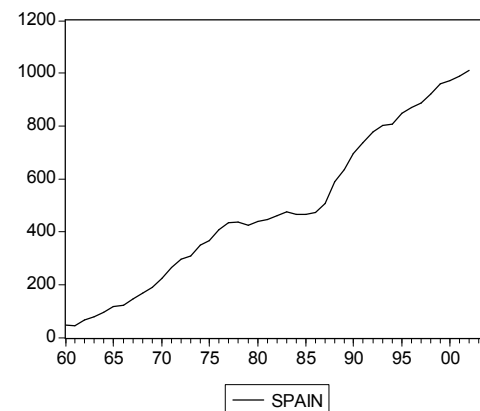
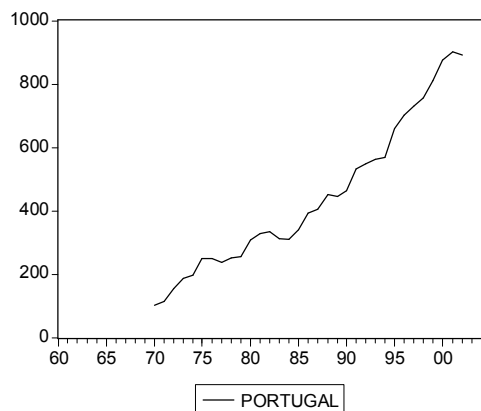
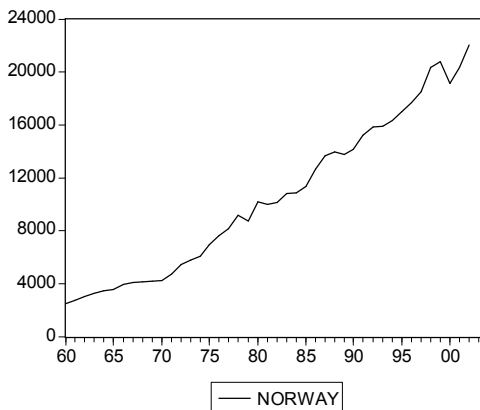
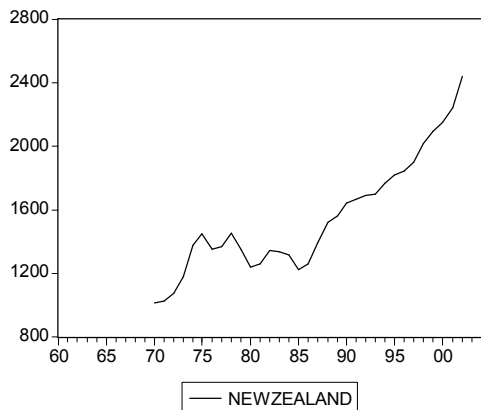
Διάγραμμα 2 (συνέχεια)





Παράρτημα Ε: Διαγράμματα

Διάγραμμα 2 (συνέχεια)



Παράρτημα Ε: Διαγράμματα

Διάγραμμα 2 (συνέχεια)

