

**ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ ΕΚΤΙΜΗΤΩΝ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ ΣΕ
ΠΕΠΕΡΑΣΜΕΝΑ ΔΕΙΓΜΑΤΑ ΚΑΤΩ ΑΠΟ ΕΝΑΛΛΑΚΤΙΚΕΣ
ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΕΣ ΠΑΡΑΓΩΓΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΩΝ**

Αικατερίνη Σ. Πανοπούλου

**Η Διατριβή αυτή κατατέθηκε προς εκπλήρωση των υποχρεώσεων για την
απονομή Διδακτορικού Διπλώματος στην Οικονομετρία**

Υπεύθυνη Επιτροπή:

Καθηγητής Νικήτας Πιττής, Πρόεδρος
Καθηγητής Άγγελος Αντζουλάτος
Καθηγητής Σπύρος Μακρυδάκης
Αναπληρωτής Καθηγητής Δημήτριος Μαλλιαρόπουλος
Αναπληρωτής Καθηγητής Αντώνης Ντέμος
Καθηγητής Ηλίας Τζαβαλής
Καθηγητής Γίκας Χαρδούβελης

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Τμήμα Τραπεζικής και Χρηματοοικονομικής Διοικητικής

Πειραιάς, Δεκέμβριος 2004

Σύντομη περίληψη

Ιδιότητες Εκτιμητών Συνολοκλήρωσης Σε Πεπερασμένα Δείγματα Κάτω
Από Εναλλακτικές Διαδικασίες Παραγωγής Σφαλμάτων

της Αικατερίνης Πανοπούλου

Επιβλέπων Καθηγητής: Καθηγητής Νικήτας Πιττής

Τμήμα Τραπεζικής και Χρηματοοικονομικής Διοικητικής

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Η διατριβή αυτή ερευνά την συμπεριφορά των πιο ευρέως χρησιμοποιούμενων εκτιμητών συνολοκλήρωσης σε πεπερασμένα δείγματα κάτω από εναλλακτικές υποθέσεις για τις διαδικασίες που παράγουν τα σφάλματα. Αποτελείται από τέσσερις μελέτες. Η πρώτη μελέτη εστιάζει στους παραμετρικούς εκτιμητές συνολοκλήρωσης μιας εξίσωσης που προκύπτουν μέσα στο πλαίσιο των Αυτοπαλίνδρομων Καταμεμηθεισών Υστερήσεων Μοντέλων (Autoregressive Distributed Lag, ADL). Μία υποκατηγορία αυτών των μοντέλων που δεν περιέχει υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής δίνει ζωή στους Δυναμικούς Ελαχίστων Τετραγώνων εκτιμητές (Dynamic OLS, DOLS). Οι προσομοιώσεις Monte Carlo δείχνουν ότι ο ADL εκτιμητής προκύπτει να είναι ο ιδανικός εκτιμητής μέσα από μία ευρεία κλάση ασυμπτωτικά αποτελεσματικών εκτιμητών οι οποίοι περιλαμβάνουν εκτός από τον DOLS, τον ημι-παραμετρικό Πλήρως Τροποποιημένο Ελαχίστων Τετραγώνων εκτιμητή (Fully Modified Least Squares, FMLS), το μη-γραμμικό παραμετρικό εκτιμητή των Phillips και Loretan (PL) και τον εκτιμητή μεγίστης πιθανοφάνειας του Johansen (JOH). Τα αποτελέσματα αυτά ισχύουν για εναλλακτικά μοντέλα του σφάλματος, όπως Διανυσματικές Αυτοπαλίνδρομες (Vector Autoregressive, VAR) ή

Διανυσματικές Κινητού Μέσου (Vector Moving Average, VMA) διαδικασίες. Η δεύτερη μελέτη αποτελεί μία εφαρμογή της πρώτης μελέτης στην εξίσωση Fisher, η οποία συσχετίζει τα επιτόκια με τον αναμενόμενο πληθωρισμό, για 16 χώρες του ΟΟΣΑ. Τα εμπειρικά μας αποτελέσματα υποστηρίζουν τα θεωρητικά και κατά συνέπεια η υπόθεση Fisher εύκολα επιβιώνει στην πράξη για την πλειονότητα των χωρών όταν αυτή ελέγχεται μέσα στο πλαίσιο των ADL μοντέλων παρά των DOLS. Η τρίτη μελέτη εισάγει διαδικασίες παραγωγής σφαλμάτων που παρουσιάζουν δομικές αλλαγές, όπως αυτές που παράγονται από ένα VAR(1) μοντέλο με VAR(1) συντελεστές. Αυτό το μοντέλο είναι αρκετά πλούσιο ώστε να παράγει σφάλματα με πολύ διαφορετικά χαρακτηριστικά ετερογένειας και μνήμης, τα οποία εκτείνονται από δευτέρου βαθμού στάσιμα σφάλματα σε μη-εργοδικά μη στάσιμα που παραβιάζουν όλες τις υποθέσεις της σχετικής ασυμπτωτικής θεωρίας. Οι προσομοιώσεις Monte Carlo αποκαλύπτουν μία τάξη εκτιμητών, τους ADL και PL εκτιμητές και σε μικρότερο βαθμό τους JOH και την ‘αποχρωματισμένη’ (pre-whitened) μορφή των FMLS εκτιμητών, οι οποίοι είναι συμπαγείς σε σφάλματα τα οποία παρουσιάζουν βαθμιαία αλλαγή. Η τέταρτη μελέτη στοχεύει στο Feldstein-Horioka παζλ εκτιμώντας τη σχέση αποταμίευσης-επένδυσης με τους εκτιμητές συνολοκλήρωσης που αναλύσαμε στις προηγούμενες μελέτες. Χρησιμοποιούμε κριτικές τιμές μέσα από προσομοιώσεις Monte Carlo για να ελέγξουμε την υπόθεση ενός μοναδιαίου συντελεστή παρακράτησης. Η χρήση των διορθωμένων κριτικών τιμών παράγει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης με μικρότερη συχνότητα από αυτήν των ασυμπτωτικών κριτικών τιμών. Επίσης, η επιλογή του εκτιμητή φαίνεται να παίζει καθοριστικό ρόλο στην εκτίμηση της σχέσης αποταμίευσης και επένδυσης.

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

| | |
|---|-----|
| Λίστα Πινάκων | v |
| Λίστα Διαγραμμάτων | vi |
| Λίστα Ακρωνύμων..... | vii |
| Ευχαριστίες..... | ix |
| 1. Εισαγωγή..... | 1 |
| 2. Ασυμπτωτική θεωρία σε μοντέλα συνολοκλήρωσης..... | 7 |
| 3. Σύγκριση των ADL και DOLS εκτιμητών συνολοκλήρωσης στην περίπτωση σφάλματος συνολοκλήρωσης που παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση | 16 |
| 3.1 Εισαγωγή | 16 |
| 3.2 Μοντέλα και Εκτιμητές..... | 21 |
| 3.2.1 Ο ADL εκτιμητής βασισμένος στο ADL μοντέλο..... | 23 |
| 3.2.2 Ο DOLS εκτιμητής βασισμένος στο AS μοντέλο..... | 26 |
| 3.3 Αποτελέσματα προσομοίωσης..... | 28 |
| 3.3.1 Κριτήρια πληροφωριών | 35 |
| 3.3.2 Περαιτέρω επεκτάσεις | 39 |
| 3.4 Συμπεράσματα | 49 |
| 4. The Fisher Hypothesis..... | 52 |
| 4.1 Εισαγωγή | 52 |
| 4.2 Συνοπτική βιβλιογραφική επισκόπηση..... | 55 |
| 4.3 Εμπειρική ανάλυση..... | 58 |
| 4.3.1 Στοιχεία | 58 |
| 4.3.2 Αποτελέσματα εκτίμησης | 59 |
| 4.4 Συμπεράσματα | 62 |
| 5. Εκτιμητές συνολοκλήρωσης και αλλαγές στη δυναμική των σφαλμάτων | 64 |
| 5.1 Εισαγωγή | 64 |
| 5.2 Ένα Διμεταβλητό Cointegrated Σύστημα και Συνθήκες Στασιμότητας..... | 68 |
| 5.2.1 ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ I: Το u_t ακολουθεί μια διαδικασία VAR (1) με VAR (1) συντελεστές..... | 69 |
| 5.2.2 ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ II: Το u_t ακολουθεί μια VAR (1) διαδικασία με Τυχαίους Συντελεστές | 71 |
| 5.2.3 ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ III: Η u_t ακολουθεί μια VAR (1) διαδικασία με Σταθερούς Συντελεστές..... | 72 |
| 5.3 Παράμετροι ενόχλησης | 73 |
| 5.4 Monte Carlo Study..... | 75 |
| 5.4.1 DGP1: Η επίδραση της τυχαιότητας του σφάλματος που κινεί τον regressor (σ_{44})..... | 77 |
| 5.4.2 DGP2: Η επίδραση του persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης (μ_{11})..... | 79 |
| 5.4.3 DGP3: Η επίδραση του persistence του αυτοπαλίνδρομου συντελεστή (ϕ_{11})..... | 81 |

| | |
|--|-----|
| | iv |
| 5.5 Συμπεράσματα | 82 |
| 6. Το Feldstein-Horioka παζλ: μια Monte Carlo Μελέτη | 85 |
| 6.1 Εισαγωγή | 85 |
| 6.2 Βιβλιογραφική Επισκόπηση | 88 |
| 6.3 Στοιχεία και Μέθοδοι Εκτίμησης | 91 |
| 6.4 Αποτελέσματα Εκτίμησης | 93 |
| 6.5 Monte Carlo Simulations | 95 |
| 6.6 Συμπεράσματα | 99 |
| 7. Συμπεράσματα | 101 |
| Βιβλιογραφία | 106 |
| A. Εκτιμητές συνολοκλήρωσης | 114 |
| B. Παράρτημα Κεφαλαίου 3 | 121 |
| B.1 Πίνακες | 121 |
| B.2 Διαγράμματα | 128 |
| Γ. Παράρτημα Κεφαλαίου 4 | 145 |
| Δ. Παράρτημα Κεφαλαίου 5 | 152 |
| Δ.1 Γραφήματα | 152 |
| Δ.2 Υπολογισμός των πινάκων H και V | 159 |
| Δ.3 Συνθήκες Στασιμότητας για την περίπτωση των τυχαίων συντελεστών (RC) | 161 |
| Δ.4 Παράμετροι Ενόχλησης (Nuisance parameters) | 163 |
| Δ.5 Πίνακες | 166 |
| E. Παράρτημα Κεφαλαίου 6 | 178 |
| E.1 Πίνακες: Εκτιμήσεις | 178 |
| E.2 Πίνακες: Προσομοιώσεις Monte Carlo | 185 |

ΛΙΣΤΑ ΠΙΝΑΚΩΝ

| | |
|--|---------|
| 4.3.2 Πίνακας 1: Εκτιμήσεις και αριθμός υστερήσεων στο AS(p) μοντέλο..... | 60 |
| 6.4 Πίνακας 1: Εκτιμήσεις και ποσοστά απόρριψης..... | 94 |
| 6.4 Πίνακας 2: Ποσοστά απόρριψης εκτιμητών..... | 98 |
| B.1 Πίνακας 1: Συμπεριφορά Εκτιμητών σε Μικρά Δείγματα, DGP1..... | 122 |
| B.1 Πίνακας 2: 2.5% και 97.5% Σημεία της Εμπειρικής Κατανομής των t-statistics των Εκτιμητών, DGP1..... | 123 |
| B.1 Πίνακας 3: Συμπεριφορά Εκτιμητών σε Μικρά Δείγματα- Επιλογή Μοντέλου από Κριτήρια Πληροφορίας, VAR(1)..... | 124 |
| B.1 Πίνακας 4: Συμπεριφορά Εκτιμητών σε Μικρά Δείγματα- Επιλογή Μοντέλου από Κριτήρια Πληροφορίας, VAR(1)..... | 125 |
| B.1 Πίνακας 5: Συμπεριφορά Εκτιμητών σε Μικρά Δείγματα- Επιλογή Μοντέλου από Κριτήρια Πληροφορίας, VAR(2)..... | 126 |
| B.1 Πίνακας 6: Συμπεριφορά Εκτιμητών σε Μικρά Δείγματα- Επιλογή Μοντέλου από Κριτήρια Πληροφορίας, VMA(1)..... | 127 |
| Γ Πίνακες 1Α-1F: Η Υπόθεση Fisher..... | 146-151 |
| Δ.5 Πίνακες 1Α-3Ε: Monte Carlo Προσομιώσεις Κεφαλαίου 5..... | 167-177 |
| Ε.1 Πίνακες Εκτιμήσεων Κεφαλαίου 6..... | 179-184 |
| Ε.2 Πίνακες Monte Carlo Προσομιώσεων Κεφαλαίου 6..... | 186-196 |

ΛΙΣΤΑ ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΩΝ

| | |
|--|---------|
| B.2 Διάγραμμα 1: Συμπεριφορά σε Μικρά Δείγματα του ADL(1,2) vs DOLS(p)/DGLS(p), Mean Bias, DGP1..... | 129 |
| B.2 Διάγραμμα 2: Συμπεριφορά σε Μικρά Δείγματα του ADL(1,2) vs DOLS(p)/DGLS(p), Median Bias, DGP1..... | 130 |
| B.2 Διάγραμμα 3: Συμπεριφορά σε Μικρά Δείγματα του ADL(1,2) vs DOLS(p)/DGLS(p), MSE, DGP1..... | 131 |
| B.2 Διάγραμμα 4: Συμπεριφορά σε Μικρά Δείγματα του ADL(1,2) vs DOLS(p)/DGLS(p), Empirical size, DGP1..... | 132 |
| B.2 Διαγράμματα 5-7: Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των ADL(q,r), DOLS(p), DGLS(p) Εκτιμητών, VAR(1), $\alpha_{21} = 0$,..... | 133-135 |
| B.2 Διαγράμματα 8-10: Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των ADL(q,r), DOLS(p), DGLS(p) Εκτιμητών, VAR(1), $\alpha_{21} \neq 0$,..... | 136-138 |
| B.2 Διαγράμματα 11-13: Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των ADL(q,r), DOLS(p), DGLS(p) Εκτιμητών, VAR(2), | 139-141 |
| B.2 Διαγράμματα 14-16: Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των ADL(q,r), DOLS(p), DGLS(p) Εκτιμητών, VMA(1), | 142-144 |
| D.1 Διαγράμματα 1A-1D: UK PPP (κατάλοιπο συνολοκλήρωσης)..... | 153-154 |
| D.1 Διαγράμματα 2A-2C: US επιτόκια | 155-156 |
| D.1 Διαγράμματα 3A-3C: UK PPP | 157-158 |

ΛΙΣΤΑ ΑΚΡΩΝΥΜΩΝ

AC: Autoregressive Coefficient

ADL: Autoregressive Distributed Lag

AIC: Akaike Information Criteria

AR(m): Autoregressive of order m

ARMA(p,q): Autoregressive Moving Average of order p and q

AS: Augmented Static

CC: Constant Coefficient

DGP: Data Generation Process

DOLS: Dynamic Ordinary Least Squares

ECM: Error Correction Model

FCLT: Functional Central Limit Theorem

FH: Feldstein-Horioka

FMLS: Fully Modified Least Squares

GLS: Generalised Least Squares

HQ: Hannan-Quinn Information Criterion

I(m) : Integrated of order m

i.i.d: identical independently distributed

JOH: Johansen

IV: Instrumental Variables

LAMN: Local Asymptotic Mixture of Normals

MA(m): Moving Average of order m

MSE: Mean Squared Error

OLS: Ordinary Least Squares

p.d.f.: probability density function

PL: Phillips-Loretan

PW-FMLS: Prewhitened Fully Modified Least Squares

RC: Random Coefficient

S-FMLS: Standard Fully Modified Least Squares

SIC: Schwarz Information Criterion

VAR(m): Vector Autoregressive of order m

VMA(m): Vector Moving Average of order m

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Είμαι ευγνώμων στον επιβλέποντα αυτής της διατριβής, τον καθηγητή Νικήτα Πιττή, που με εισήγαγε στην Οικονομετρία και ανέπτυξε το ενδιαφέρον μου για το θέμα αυτό. Επίσης θα ήθελα να τον ευχαριστήσω για τη συνεχή πνευματική του διαύγεια, βοήθεια και ηθική συμπαράστασή του, καθώς και για την προθυμία του να μοιραστεί μαζί μου πολλές από τις ιδέες του. Η έρευνα σπάνια προωθείται σε ατομικό επίπεδο. Το Τμήμα Τραπεζικής και Χρηματοοικονομικής Διοικητικής του Πανεπιστημίου Πειραιώς παρείχε κάθε δυνατή διευκόλυνση για την προώθηση της έρευνας αυτής. Εκφράζω τις ευχαριστίες μου σε όλα τα μέλη του Τμήματος και ιδιαίτερα στους καθηγητές Α. Αντζουλάτο, Γ. Χαρδούβελη, Δ. Μαλλιαρόπουλο, Σ. Μακρυδάκη, και Ε. Τσιριτάκη για τη βοήθεια και συμπαράστασή τους. Είμαι επίσης υπόχρεη στους υπόλοιπους Διδακτορικούς φοιτητές του Τμήματος, ονομαστικά τους Τ. Αγγελίδη, Μ. Κουμπόρο, Χ. Τσούμα και κυρίως στον Θεολόγο Παντελίδη που μοιράστηκαν τις ιδέες τους και τις εμπειρίες τους μαζί μου. Τέλος, ωφελήθηκα από συζητήσεις με τους Σ. Καλυβίτη, G. Kuersteiner, και Π. Μυλωνά.

Η χρηματική ενίσχυση από την υποτροφία «Ηράκλειτος: Υποτροφίες Βασικής Έρευνας Πανεπιστημίου Πειραιώς» συγχρηματοδοτούμενη από το Υπουργείο Εθνικής Παιδείας και Θρησκευμάτων και την Ευρωπαϊκή Ένωση εκτιμάται βαθύτατα.

Κεφάλαιο 1

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

«Πρόσφατα έχουμε βιώσει την μεγαλύτερη και σίγουρα την πιο θαυμαστή αλλαγή που έχει συμβεί τις τελευταίες δεκαετίες στον τρόπο με τον οποίο προσεγγίζουμε τις οικονομικές χρονοσειρές. Αυτή η αλλαγή έχει οδηγήσει σε ένα νέο πεδίο της οικονομετρίας που αφορά στον τρόπο με τον οποίο ασχολούμαστε με τη μη-στασιμότητα στην κατασκευή και εκτίμηση μοντέλων χρονολογικών σειρών. Η έρευνα μη στάσιμων χρονολογικών σειρών κυρίως αναπτύχθηκε στα μέσα της δεκαετίας του '80. Τώρα περίπου 10 χρόνια αργότερα αρχίζουμε να εκτιμούμε πως η ανάλυση χρονολογικών σειρών έχει αλλάξει από τις εξελίξεις που συνέβησαν. ... Η στροφή του ακαδημαϊκού ενδιαφέροντος που έχει συμβεί από τότε είναι θαυμαστή. Στις μέρες μας δεν υπάρχει σχεδόν κανένα τεύχος από τα κορυφαία οικονομικά περιοδικά χωρίς κάποιο άρθρο που να πραγματεύεται μη-στάσιμες χρονολογικές σειρές.» Peter C. B. Phillips (1995).

Η παραπάνω φράση αποκαλύπτει τις συνέπειες που είχε η πρωτοπόρα δουλειά του Granger (1981 και 1986) και των Engle και Granger (1987) στην ανάλυση των μη-στάσιμων (integrated) σειρών. Από τότε, η έννοια της συνολοκλήρωσης (cointegration) έχει προσελκύσει το ερευνητικό ενδιαφέρον τόσο στη θεωρητική όσο στην εφαρμοσμένη οικονομετρική βιβλιογραφία. Μία αναζήτηση στο EconLit στις 17 Σεπτεμβρίου, 2004 έδωσε 3.565 αποτελέσματα για την λέξη-κλειδί συνολοκλήρωση. Η ανακάλυψη της συνολοκλήρωσης τυπικά αποδίδεται στον Clive Granger ο οποίος κέρδισε το Βραβείο της Τράπεζας της Σουηδίας στις Οικονομικές Επιστήμες στη μνήμη του Alfred Nobel αυτόν το χρόνο. Ο Clive Granger (2004) περιγράφει τις μη-στάσιμες μεταβλητές «σαν μία χαλαρή σειρά από πέτρες τις οποίες πετάς ήρεμα πάνω σε ένα τραπέζι με την πετονια των περλών ελαφρά τεντωμένη». Συνεχίζοντας με το παράδειγμά του, η συνολοκλήρωση προκύπτει ως εξής: Αν σε δύο παρόμοια σετ από πέτρες τοποθετήσουμε μικρούς αλλά δυνατούς μαγνήτες, τότε είναι πιθανό να υπάρξει μία έλξη ανάμεσα στις δύο αλυσίδες και σε αυτήν την περίπτωση θα είχαν παρόμοια αλλά όχι

πανομοιότυπα σχήματα. Η απόσταση ανάμεσα στα σετ των περλών θα έδινε μια στάσιμη σειρά.

Η έννοια της συνολοκλήρωσης είναι κεντρική στην οικονομετρική μοντελοποίηση μη στάσιμων μεταβλητών καθώς και στην εκτίμηση μακροπρόθεσμων σχέσεων ισορροπίας για πολλούς λόγους. Πρώτον, η ιδέα ότι ένα σύνολο μεταβλητών που έχουν την ίδια τάξη ολοκλήρωσης ίσως έχει ένα γραμμικό συνδυασμό που είναι μικρότερης τάξης ολοκλήρωσης από ότι καθεμία από τις μεταβλητές παρέχει έναν εναλλακτικό τρόπο παραγωγής στασιμότητας από ότι απλά η δημιουργία των πρώτων διαφορών των αρχικών μεταβλητών. Επιπλέον, αυτός ο εν δυνάμει γραμμικός σχεδιασμός μπορεί να θεωρηθεί σαν μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ανάμεσα σε οικονομικές μεταβλητές. Δεύτερον, η διαχωριστική γραμμή ανάμεσα στις «χωρίς νόημα» (spurious) σε αντίθεση με τις παλινδρομήσεις που έχουν νόημα (meaningful) τίθεται σε γερές βάσεις. Πρώτοι οι Granger και Newbold (1974) και αργότερα οι Nelson και Plosser (1984) έφεραν στο φως τους κινδύνους από τις παλινδρομήσεις «χωρίς νόημα» όταν αυτές γίνονται ανάμεσα σε μη στάσιμες σειρές. Ελέγχοντας για συνολοκλήρωση, είμαστε ικανοί να διαχωρίσουμε αυτά τα δύο είδη των παλινδρομήσεων. Τέλος, οι συνολοκληρωμένες μεταβλητές πάντα έχουν μια μορφή Διόρθωσης Σφάλματος (Error Correction) που μας επιτρέπει να χαρακτηρίσουμε και τις μακροχρόνιες αλλά και τις βραχυχρόνιες ιδιότητες του συστήματος. Σε ένα τέτοιο μοντέλο, η μακροχρόνια σχέση ισορροπίας των μεταβλητών που μετέχουν στο σύστημα αλλά και οι βραχυχρόνιες δυνάμεις αποκατάστασης της ισορροπίας αυτής μοντελοποιούνται ταυτόχρονα.

Η παρουσία της συνολοκλήρωσης αρχικά αποτέλεσε δικαιολογία για τη δημιουργία στατικών παλινδρομήσεων με μεταβλητές σε επίπεδα. Παρόλα αυτά, σύντομα έγινε κατανοητό το ότι να εκτιμήσεις μία σχέση συνολοκλήρωσης δεν είναι καθόλου απλό. Εκτίμηση μιας σχέσης συνολοκλήρωσης μέσω του εκτιμητή Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) παράγει συνεπείς εκτιμήσεις οι οποίες όμως περιέχουν παραμέτρους ενόχλησης (nuisance parameters) που προσδίδουν

σφάλματα (biases) και ασυμμετρίες στην οριακή κατανομή του εκτιμητή. Αυτές οι παράμετροι ενόχλησης πηγάζουν κυρίως από την ταυτόχρονη και διαχρονική εξάρτηση του σφάλματος συνολοκλήρωσης και του σφάλματος που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή. Για αυτό το σκοπό, διάφοροι εκτιμητές συνολοκλήρωσης προτάθηκαν στη βιβλιογραφία προσπαθώντας να διορθώσουν αυτές τις ασυμπτωτικές επιδράσεις είτε παραμετρικά είτε μη παραμετρικά στο πλαίσιο μιας εξίσωσης ή συστήματος εξισώσεων. Σαν αποτέλεσμα αυτών των ερευνητικών προσπαθειών τα τελευταία είκοσι χρόνια, ο εμπειρικός ερευνητής αντιμετωπίζει τώρα μία πλειάδα εκτιμητών συνολοκλήρωσης οι οποίοι έχουν ιδανικές ασυμπτωτικές ιδιότητες. Όμως, η συμπεριφορά αυτών των εκτιμητών σε πεπερασμένα δείγματα είναι ένα διαφορετικό θέμα. Δεδομένου ότι υπάρχουν εναλλακτικές Διαδικασίες Παραγωγής Δεδομένων (Data Generation Processes, DGPs) που ικανοποιούν τις υποθέσεις της σχετικής ασυμπτωτικής θεωρίας, το πρόβλημα εύρεσης του καλύτερου εκτιμητή σε πεπερασμένα δείγματα δεν είναι εύκολο να απαντηθεί. Αυτή η διατριβή κάνει χρήση εκτεταμένων προσομοιώσεων Monte Carlo σε μια προσπάθεια να εκτιμήσει τη συμπεριφορά σε μικρά δείγματα των διαφόρων εκτιμητών συνολοκλήρωσης κάτω από εναλλακτικές υποθέσεις για τη διαδικασία που γεννά τα σφάλματα του μοντέλου. Επίσης εξηγεί θεωρητικά γιατί κάποιοι εκτιμητές συμπεριφέρονται καλύτερα από άλλους σε συγκεκριμένες περιπτώσεις.

Η δομή της διατριβής αυτής είναι η ακόλουθη:

Το κεφάλαιο 2 είναι μια επισκόπηση των βασικών εννοιών της ανάλυσης συνολοκλήρωσης και εστιάζει στις ασυμπτωτικές ιδιότητες των μοντέλων συνολοκλήρωσης.

Το κεφάλαιο 3 ασχολείται με μια οικογένεια παραμετρικών εκτιμητών συνολοκλήρωσης μιας εξίσωσης που πηγάζουν από τα Αυτοπαλινδρομα Κατανεμεθεισών Υστερήσεων Μοντέλα (Autoregressive Distributed Lag, ADL). Εστιάζουμε κυρίως σε μια υποκατηγορία των ADL μοντέλων, σε αυτά

που δεν περιέχουν υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής στα οποία αναφερόμαστε ως Επαυξημένα Στατικά Μοντέλα (Augmented Static, AS). Τα γενικά ADL και τα περιορισμένα AS μοντέλα δίνουν τους ADL και τους Δυναμικούς Ελαχίστων Τετραγώνων (Dynamic OLS, DOLS) εκτιμητές, αντίστοιχα. Η σχετική συμπεριφορά των εκτιμητών αυτών αξιολογείται μέσα από προσομοιώσεις Monte Carlo στα πλαίσια μιας τριγωνικής DGP, όπου το σφάλμα συνολοκλήρωσης και το σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή ακολουθούν μία Διανυσματική Αυτοπαλίνδρομη διαδικασία (VAR(1)). Τα αποτελέσματα προτείνουν ότι ο ADL είναι πάντα καλύτερος και σε όρους εκτιμητικής ακρίβειας και σε όρους αξιοπιστίας στατιστικής επαγωγής. Αυτό το αποτέλεσμα πηγάζει κυρίως από το γεγονός ότι ο DOLS, σε αντίθεση με τον ADL, δε διορθώνει πλήρως για τις ασυμπτωτικές δευτερογενείς επιδράσεις του σφάλματος συνολοκλήρωσης, αφού πάντα υποφέρει από σφάλμα αποκοπής (truncation bias). Σαν αποτέλεσμα, η συμπεριφορά των DOLS προσεγγίζει αυτή των ADL εκτιμητών, καθώς ο αριθμός των υστερήσεων της πρώτης διαφοράς της ανεξάρτητης μεταβλητής στο AS μοντέλο αυξάνεται. Ένα άλλο σετ από Monte Carlo προσομοιώσεις προτείνει ότι τα ευρέως χρησιμοποιούμενα Κριτήρια Πληροφορίας (information criteria) επιλέγουν τη σωστή τάξη του ADL μοντέλου αρκετά συχνά, κάνοντας τη χρήση των ADL σε σχέση με τα DOLS αρκετά ελκυστική και πραγματοποιήσιμη. Πρόσθετα αποτελέσματα δείχνουν ότι ο ADL ξαναπροβάλλει ως ο ιδανικός εκτιμητής ανάμεσα σε μια ευρύτερη τάξη ασυμπτωτικά αποτελεσματικών εκτιμητών που συμπεριλαμβάνει εκτός από τον DOLS, τον ημιπαραμετρικό Πλήρως Τροποποιημένο Ελαχίστων Τετραγώνων εκτιμητή (Fully Modified Least Squares, FMLS), το μη-γραμμικό παραμετρικό εκτιμητή των Phillips και Loretan (PL) και τον εκτιμητή μεγίστης πιθανοφάνειας του Johansen (JOH). Όλα τα προαναφερθέντα αποτελέσματα ισχύουν και για εναλλακτικά μοντέλα για τα σφάλματα, όπως οι Διανυσματικές Αυτοπαλίνδρομες (VAR) διαδικασίες μεγαλύτερης τάξης ή οι Διανυσματικές Κινητού Μέσου (VMA) διαδικασίες.

Μια εμπειρική απεικόνιση αυτών των αποτελεσμάτων δίνεται στο κεφάλαιο 4, όπου η εξίσωση Fisher, η οποία συσχετίζει τα επιτόκια με τον αναμενόμενο πληθωρισμό, εκτιμάται για δεκαέξι χώρες του ΟΟΣΑ. Τα εμπειρικά αποτελέσματα υποστηρίζουν τα θεωρητικά αποτελέσματα του κεφαλαίου 3. Πιο συγκεκριμένα, η υπόθεση Fisher εύκολα επιβιώνει εμπειρικά όταν αυτή ελέγχεται μέσα στο πλαίσιο των ADL εκτιμητών παρά των DOLS.

Το κεφάλαιο 5 εισάγει διαδικασίες παραγωγής σφαλμάτων που παρουσιάζουν δομικές αλλαγές. Το πιο γενικό μοντέλο για τα σφάλματα που υποθέτουμε σε αυτό το κεφάλαιο, είναι ένα VAR(1) μοντέλο με VAR(1) συντελεστές. Το μοντέλο αυτό είναι αρκετά πλούσιο ώστε να παράγει σφάλματα με πολύ διαφορετικά χαρακτηριστικά ετερογένειας και μνήμης, τα οποία εκτείνονται από δεύτερου είδους στάσιμες διαδικασίες σε μη εργοδικές μη-στάσιμες που παραβιάζουν τις περισσότερες των συνθηκών που επιβάλλονται από τη σχετική ασυμπτωτική θεωρία. Monte Carlo προσομοιώσεις αποκαλύπτουν μία τάξη εκτιμητών, ονομαστικά τους ADL και PL εκτιμητές και σε μικρότερη έκταση τον JOH και την 'αποχρωματισμένη' (pre-whitened) εκδοχή του FMLS εκτιμητή που είναι συμπαγείς σε σφάλματα που παρουσιάζουν σταδιακή δομική αλλαγή.

Το κεφάλαιο 6 πραγματεύεται το Feldstein-Horioka (FH) παζλ εκτιμώντας τη σχέση ανάμεσα στην αποταμίευση και την επένδυση κάνοντας χρήση των εκτιμητών συνολοκλήρωσης που εισάγαμε και συζητήσαμε στα προηγούμενα κεφάλαια. Χρησιμοποιούμε τις κριτικές τιμές από Monte Carlo προσομοιώσεις για να ελέγξουμε την υπόθεση ενός μοναδιαίου συντελεστή παρακράτησης. Η χρήση των διορθωμένων κριτικών τιμών οδηγεί σε απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε συχνότητα μικρότερη από αυτή που θα παίρναμε από τις ασυμπτωτικές κριτικές τιμές. Η επιλογή του εκτιμητή φαίνεται να έχει καθοριστικό ρόλο στην εκτίμηση της σχέσης αποταμίευσης-επένδυσης. Τέλος, το κεφάλαιο 7 εξάγει συμπεράσματα και αναφέρει κάποια ανοικτά θέματα που είναι πιθανό να προσελκύσουν το ερευνητικό ενδιαφέρον στο μέλλον. Τα

παραρτήματα Α-Ε δίνουν μία λεπτομερή ανάλυση των ευρέως χρησιμοποιούμενων εκτιμητών συνολοκλήρωσης, καθώς και Πίνακες, Διαγράμματα και Αποδείξεις.

2. ΑΣΥΜΠΤΩΤΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ ΣΕ ΜΟΝΤΕΛΑ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

Ο Granger (1981) τόνισε ότι ένα διάνυσμα μεταβλητών οι οποίες μπορούν να γίνουν στάσιμες σε πρώτες διαφορές μπορούν να έχουν γραμμικούς συνδυασμούς που είναι στάσιμες σε επίπεδα. Αργότερα, ο Granger (1986) και οι Engle και Granger (1987) τυποποίησαν την έννοια της συνολοκλήρωσης ως εξής:

Ορισμός (Engle and Granger, 1987) Οι συνιστώσες του διανύσματος \mathbf{x}_t ονομάζονται συνολοκληρωμένες τάξης d, b , που συμβολίζεται $\mathbf{x}_t \approx CI(d, b)$, αν (i) \mathbf{x}_t είναι $I(d)$ και (ii) υπάρχει ένα μη-μηδενικό διάνυσμα α τέτοιο ώστε $\alpha'x_t \approx I(d-b), d \geq b > 0$. Το διάνυσμα α ονομάζεται διάνυσμα συνολοκλήρωσης.

Στον προηγούμενο ορισμό διαφαίνεται η μη-μοναδικότητα του διανύσματος συνολοκλήρωσης αφού μπορεί να υπάρχουν διάφορα ανεξάρτητα διανύσματα $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_s$, καθένα από τα οποία αποτελεί ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης για το \mathbf{x}_t . Ο χώρος που δημιουργείται από αυτά τα διανύσματα ονομάζεται *χώρος συνολοκλήρωσης* και s είναι η *τάξη συνολοκλήρωσης* των μεταβλητών. Στη συνέχεια εστιάζουμε σε ένα μοναδικό διάνυσμα συνολοκλήρωσης ($s=1$) και σε ένα $I(1)$ διάνυσμα \mathbf{x}_t . Σε αυτή την περίπτωση υπάρχει ένας στάσιμος ($I(0)$) γραμμικός συνδυασμός ανάμεσα στα στοιχεία του διανύσματος.

Οι Engle και Granger (1987) πρότειναν έναν εκτιμητή σε δύο στάδια για μοντέλα συνολοκληρωμένων μεταβλητών. Το πρώτο στάδιο αποτελείται από μία στατική παλινδρόμηση ανάμεσα στα επίπεδα των μεταβλητών, ενώ στο δεύτερο στάδιο οι μεταβλητές αυτές χρησιμοποιούνται σε μορφή διόρθωσης σφάλματος (Error Correction Form). Η εγκυρότητα αυτής της τεχνικής έγκειται στην ιδιότητα υπέρ-συνέπειας (super-consistency) του εκτιμητή Ελαχίστων

Τετραγώνων (OLS) σε μία τέτοια στατική παλινδρόμηση, μία ιδιότητα που επίσημα αποδείχτηκε από τον Stock (1987). Στη συνέχεια παρέχουμε μία σύντομη απόδειξη της T-συνέπειας του OLS εκτιμητή στην παρακάτω στατική παλινδρόμηση:

$$y_t = \theta x_t + u_{1t} \quad (2.1)$$

Για να αποτελεί η εξίσωση (2.1) μία έγκυρη σχέση συνολοκλήρωσης, σε αντίθεση με μία 'χωρίς νόημα' (spurious), οι y_t και x_t πρέπει να είναι I(1) διαδικασίες και το σφάλμα u_{1t} πρέπει να είναι στάσιμη διαδικασία. Ο συντελεστής $\hat{\theta}$ δίνεται από την παρακάτω σχέση:

$$\hat{\theta} = \left(\sum_{t=1}^T x_t y_t \right) \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right)^{-1} = \theta + \left(\sum_{t=1}^T x_t u_{1t} \right) \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right)^{-1}$$

Αφού η x_t είναι I(1), έχουμε $T^{-1} \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right) \approx O_p(T)$, ενώ

$T^{-1} \left(\sum_{t=1}^T x_t u_{1t} \right) \approx O_p(1)$ λόγω του ότι το u_{1t} είναι μία I(0) διαδικασία. Έτσι

έχουμε

$$T(\hat{\theta} - \theta) = \left(T^{-1} \sum_{t=1}^T x_t u_{1t} \right) \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T x_t^2 \right)^{-1} \approx O_p(1)$$

το οποίο υπονοεί ότι

$$(\hat{\theta} - \theta) \approx O_p(T^{-1})$$

Άρα ο $\hat{\theta}$ συγκλίνει στην πραγματική του τιμή με ρυθμό T , αντί του συνήθη ρυθμού $T^{1/2}$. Αυτό το αποτέλεσμα είναι επαναστατικό! Το κλασικό πρόβλημα ενδογένειας, το οποίο απαιτούσε τεχνικές βοηθητικών μεταβλητών (instrumental variables), φαίνεται να έχει εξαφανιστεί. Ο ερευνητής δεν πρέπει να ανησυχεί για

πιθανή συσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής με το σφάλμα της παλινδρόμησης. Επιπλέον ο εκτιμητής OLS δεν είναι μόνο συνεπής αλλά συγκλίνει στην πραγματική τιμή της δομικής παραμέτρου με ρυθμό ταχύτερο από την κλασική στάσιμη περίπτωση.

Παρόλα αυτά, όταν χρησιμοποιούμε το στατικό μοντέλο για την εκτίμηση της μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας είναι σαν να επιτρέπουμε στο κατάλοιπο \hat{u}_{1t} να ενσωματώσει όλη τη δυναμική της διαδικασίας. Αυτό δεν έχει σημασία ασυμπτωτικά αφού οι δυναμικές σχέσεις που παραλείπονται είναι μικρότερης τάξης μεγέθους από ότι οι μη στάσιμοι όροι της παλινδρόμησης. Όμως αυτή η παράλειψη από την διαδικασία εκτίμησης μπορεί να οδηγήσει σε σημαντικά σφάλματα σε πεπερασμένα δείγματα. Αν μία σχέση συνολοκλήρωσης εκτιμάται στο πλαίσιο μιας εξίσωσης, διάφορα αλληλένδετα προβλήματα είναι πιθανόν να εμφανιστούν.

Ας συζητήσουμε αυτά τα προβλήματα μέσα από την ακόλουθη τριγωνική DGP, η οποία αποτέλεσε τη βάση για εκτεταμένη θεωρητική εργασία του Phillips και των συ-συγγραφέων του:

$$y_{1t} = \theta' \mathbf{y}_{2t} + u_{1t} \quad (2.2)$$

$$\Delta \mathbf{y}_{2t} = \mathbf{u}_{2t} \quad (2.3)$$

$\{\mathbf{y}_t\}_0^\infty$ είναι μία $n+1$ -διάστατη στοχαστική διαδικασία, καταταμημένη ως εξής: $\mathbf{y}'_t = (y_{1t}, \mathbf{y}'_{2t})$ και $\mathbf{u}'_t = (u_{1t}, \mathbf{u}'_{2t})$ είναι μία στάσιμη και εργοδική διανυσματική διαδικασία. Στο πλαίσιο του μοντέλου (2.2)-(2.3), οι παρακάτω περιπτώσεις παρουσιάζουν ενδιαφέρον.

Περίπτωση I: \mathbf{u}_{2t} είναι μία i.i.d διαδικασία με μέσο μηδέν και $\Sigma = Cov(u_{1t}, \mathbf{u}'_{2t}) = diag[\sigma_{11}, \Sigma_{22}]$ και ο Σ_{22} είναι πλήρους τάξης (non-singular).

Αυτή είναι η μόνη περίπτωση που ο στατικός εκτιμητής OLS είναι ιδανικός. Το σφάλμα u_{1t} είναι ασυσχέτιστο με τις ανεξάρτητες μεταβλητές, οι οποίες είναι όλες τυχαίοι περίπατοι (random walks). Με έναν μη-singular πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των ανεξάρτητων μεταβλητών, μπορούμε να έχουμε μόνο ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Έστω $B(r, \Sigma)$ μία κίνηση Brown (Brownian motion) με πίνακα συνδιακυμάνσεων Σ , τον οποίο καταμερίζουμε σε σχέση με το σφάλμα \mathbf{u}_t , δηλ. $B(r) = (B_1(r), B_2'(r))$. Σε αυτήν την περίπτωση, η ασυμπτωτική κατανομή του εκτιμητή OLS δίνεται από την παρακάτω σχέση (Park and Phillips, 1988):

$$T(\hat{\theta} - \theta) \xrightarrow{D} \left(\int_0^1 B_2 dB_1 \right) \left(\int_0^1 B_2 B_2' dr \right)^{-1} \equiv \xi \quad (2.4)$$

Η ανεξαρτησία των $B_1(r)$ και $B_2(r)$ λόγω του ότι ο πίνακας Σ είναι διαγώνιος μας επιτρέπει να κάνουμε ασυμπτωτική στατιστική επαγωγή ως ακολούθως: το ξ στην (2.4) κατανέμεται σαν $N(0, \sigma_{11}^2 G)$ υπό συνθήκη στο $G = \left(\int_0^1 B_2 B_2' dr \right)^{-1}$. Η δεσμευμένη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας (σ.π.π, p.d.f) είναι η

$$(2\pi\sigma_{11}^2 G)^{-1/2} \exp\left(- (2\sigma_{11}^2 G)^{-1} \xi^2\right)$$

Άρα, αν η $f(G)$ είναι η οριακή σ.π.π. της G , η οριακή σ.π.π. της ξ είναι η

$$\int_0^\infty (2\pi\sigma_{11}^2 G)^{-1/2} \exp\left(- (2\sigma_{11}^2 G)^{-1} \xi^2\right) f(G) dG$$

Αυτό το είδος κατανομής είναι μείγμα κανονικής κατανομής αφού αποτελείται από μηδενικού μέσου κανονικές κατανομές με διαφορετικές διακυμάνσεις. Από

την (2.4), έχουμε $E(\xi) = 0$. Παίρνοντας το σχετικό t -statistic για να ελέγξουμε την υπόθεση $\hat{\theta} = \theta$, έχουμε:

$$t \xrightarrow{D} \sigma_{11} \left(\int_0^1 B_2 dB_1 \right) \left(\int_0^1 B_2 B_2' dr \right)^{-1/2} \equiv \eta$$

Όμοια, το η κατανέμεται σαν $N(0,1)$ υπό συνθήκη στο G . Αυτή η δεσμευμένη κατανομή είναι αμετάβλητη για όλες τις τιμές της δεσμευμένης μεταβλητής G , δηλ. οι η και G είναι ανεξάρτητες, έτσι η οριακή σ.π.π του η είναι επίσης $N(0,1)$. Συνεπώς, ο έλεγχος υποθέσεων και η κατασκευή διαστημάτων εμπιστοσύνης μπορεί να γίνει με τον παραδοσιακό τρόπο.

Περίπτωση II: \mathbf{u}_{2t} είναι μία i.i.d μηδενικού μέσου διαδικασία και

$\Sigma = Cov(u_{1t}, \mathbf{u}_{2t}) = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{21}' \\ \sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{bmatrix}$ και ο Σ_{22} είναι πλήρους τάξης (non-singular).

Σε αυτή την περίπτωση, αφήνουμε την υπόθεση της διαγωνιότητας του πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων, δηλ. επιτρέπουμε το σφάλμα στην στατική παλινδρόμηση να συσχετίζεται με την ανεξάρτητη μεταβλητή. Η αντίστοιχη περίπτωση σε στασιμότητα είναι αυτή της ενδογένειας της ανεξάρτητης μεταβλητής που οδηγεί σε ασυνέπεια του εκτιμητή OLS. Στην περίπτωση των μη-στάσιμων μεταβλητών, όμως, δεν υπάρχει τέτοια ασυνέπεια, αφού το σήμα από την $I(1)$ ανεξάρτητη μεταβλητή είναι πολύ ισχυρότερο από το θόρυβο u_{1t} . Ο εκτιμητής OLS κατανέμεται ασυμπτωτικά ως εξής (Phillips και Loretan, 1991):

$$T(\hat{\theta} - \theta) \xrightarrow{D} \left(\sigma_{21} + \int_0^1 B_2 dB_1 \right) \left(\int_0^1 B_2 B_2' dr \right)^{-1} \quad (2.5)$$

Προφανώς, η κατανομή στην (2.5) δεν είναι μείγμα κανονικών με αποτέλεσμα ο εκτιμητής OLS να μην μπορεί να χρησιμοποιηθεί σε αυτήν την περίπτωση. Αυτή η οριακή κατανομή στην (2.5) μπορεί να απεικονιστεί ως εξής (Phillips και Loretan, 1991):

$$T(\hat{\theta} - \theta) \xrightarrow{D} \left(\int_0^1 B_2 dB_{1,2} \right) \left(\int_0^1 B_2 B_2' dr \right)^{-1} + \left(\int_0^1 B_2 dB_2' \right) \Sigma_{22}^{-1} \sigma_{21} \left(\int_0^1 B_2 B_2' dr \right)^{-1} + \left(\int_0^1 B_2 B_2' dr \right)^{-1} \sigma_{21}$$

όπου $B_{1,2} = B_1 - \sigma_{21}' \Sigma_{22}^{-1} B_2$.

Από τους τρεις όρους της παραπάνω σχέσης μόνο ο πρώτος είναι μείγμα κανονικών (mixed Gaussian), οι άλλοι δύο όροι πηγάζουν από τη συσχέτιση ανάμεσα στο σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή \mathbf{u}_{2t} και το σφάλμα συνολοκλήρωσης \mathbf{u}_{1t} . Αυτοί οι όροι επηρεάζουν την κεντρική τάση της ασυμπτωτικής κατανομής του εκτιμητή OLS και εισάγουν ασυμπτωτικό σφάλμα διαμέσου (median bias) καθώς και πεπερασμένο σφάλμα $O(T^{-1})$ σε συνδυασμό με παραμέτρους ενόχλησης $(\Sigma_{22}, \sigma_{21})$ στην οριακή κατανομή. Σε αυτό το πλαίσιο, ο Phillips (1991) και οι Phillips και Loretan (1991) προτείνουν έναν εκτιμητή που κατανέμεται σε μείγμα κανονικών. Συγκεκριμένα προτείνουν την εξαφάνιση του μέρους του \mathbf{u}_{1t} που σχετίζεται γραμμικά με το \mathbf{u}_{2t} και κατά συνέπεια με το $\Delta \mathbf{y}_{2t}$ περιλαμβάνοντας το $\Delta \mathbf{y}_{2t}$ στο σύνολο των ανεξάρτητων μεταβλητών. Σε αυτή την περίπτωση, η στατική εξίσωση (2.2) επαυξάνεται ως εξής:

$$y_{1t} = \theta' \mathbf{y}_{2t} + \sigma_{21}' \Sigma_{22}^{-1} \Delta \mathbf{y}_{2t} + \mathbf{u}_{1,2t} \quad (2.6)$$

όπου $u_{1,2t} = u_{1t} - \sigma_{21}\Sigma_{22}^{-1}u_{2t}$. Τότε η διαδικασία $(B_1(r), B'_{1,2}(r))$ έχει τον παρακάτω διαγώνιο πίνακα συνδιακυμάνσεων, $diag[\sigma_{11}, \sigma_{11} - \sigma_{21}\Sigma_{22}^{-1}\sigma'_{21}]$ και σαν αποτέλεσμα οι $B_1(r)$ και $B'_{1,2}(r)$ είναι ανεξάρτητες. Η οριακή κατανομή του εκτιμητή OLS στην εξίσωση (2.6) είναι η παρακάτω:

$$T(\hat{\theta} - \theta) \rightarrow \left(\int_0^1 B_2 dB_{1,2} \right) \left(\int_0^1 B_2 B'_2 dr \right)^{-1}$$

η οποία είναι $N(0, (\sigma_{11} - \sigma_{21}\Sigma_{22}^{-1}\sigma'_{21})G)$ υπό συνθήκη στο $G = \left(\int_0^1 B_2 B'_2 dr \right)^{-1}$.

Είναι εύκολο να δείξουμε ότι το δεξί μέρος της παραπάνω σχέσης έχει μηδενική αναμενόμενη τιμή σε σύγκριση με τον απλό OLS του οποίου η αναμενόμενη τιμή είναι σίγουρα διαφορετική από το μηδέν.

Ένα άλλο θέμα που προκύπτει σε αυτήν την περίπτωση είναι το θέμα της ασθενούς εξωγένειας. Όταν το $\sigma_{21} \neq 0$, η y_{2t} δεν είναι ασθενώς εξωγενής για το θ στα πλαίσια της στατικής εξίσωσης (2.2). Το πλήρες σύστημα (2.2)-(2.3) πρέπει να χρησιμοποιηθεί για να κάνουμε έγκυρη στατιστική επαγωγή για την παράμετρο ενδιαφέροντος θ . Εισάγοντας την πρώτη διαφορά των ανεξάρτητων μεταβλητών στην εξίσωση παλινδρόμησης, χρησιμοποιούμε όλη τη διαθέσιμη πληροφορία σε σχέση με το σύστημα υπό θεώρηση.

Περίπτωση III: $u'_t = (u_{1t}, u'_{2t})$ είναι μία ασθενώς εξαρτημένη μηδενικού-μέσου διαδικασία με ταυτόχρονο πίνακα συνδιακυμάνσεων Σ και μακροχρόνιο πίνακα συνδιακυμάνσεων Ω .

Για να διευκολύνουμε τη συζήτηση, ας ορίσουμε τον μακροχρόνιο πίνακα συνδιακυμάνσεων. Ο Ω ορίζεται σαν το άθροισμα όλων των συνδιακυμάνσεων παρελθοντικών και μελλοντικών των u_t και u_t' . Αυτός μπορεί

να διαιρεθεί στη ταυτόχρονη διακύμανση και στο άθροισμα των αυτοδιακυμάνσεων ως εξής:

$$\Omega = \Sigma + \Lambda + \Lambda' = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega'_{21} \\ \omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix}$$

$$\text{όπου } \Sigma = E(\mathbf{u}_0, \mathbf{u}'_0), \quad \Lambda = \sum_{t=1}^{\infty} E(\mathbf{u}_0, \mathbf{u}_t) \quad \text{και} \quad \Lambda' = \sum_{t=1}^{\infty} E(\mathbf{u}_t, \mathbf{u}'_0).$$

Σε αυτή την περίπτωση η υπόθεση των iid ανεξάρτητων μεταβλητών δεν ισχύει και εκτός από την ενδογένεια των ανεξαρτήτων μεταβλητών, μπορεί να έχουμε και διαχρονική συσχέτιση του σφάλματος της παλινδρόμησης. Επιπλέον, πρόσθετες τροφοδοτήσεις από το σφάλμα συνολοκλήρωσης στο σφάλμα που κινεί τις ανεξάρτητες μεταβλητές μπορεί να κάνουν πιο πολύπλοκη την αποτελεσματική εκτίμηση του διανύσματος συνολοκλήρωσης. Σε αυτή τη γενική περίπτωση, η οριακή κατανομή του εκτιμητή OLS στην παλινδρόμηση είναι η ακόλουθη:

$$T(\hat{\theta} - \theta) \xrightarrow{D} \left(\sigma_{21} + \lambda_{21} + \int_0^1 B_2 dB_1 \right) \left(\int_0^1 B_2 B_2' dr \right)^{-1} \quad (2.7)$$

Τρεις πηγές προβλημάτων είναι φανερά σε αυτή την περίπτωση. Το πρώτο είναι παρόμοιο με την προηγούμενη περίπτωση και αντιπροσωπεύει την επίδραση της ενδογένειας (σ_{21}). Το δεύτερο είναι η επίδραση της αυτοσυσχέτισης που αντιπροσωπεύεται από το λ_{21} και το τρίτο είναι η εξάρτηση ανάμεσα στις κινήσεις Brown $B_1(r)$ και $B_2(r)$, η οποία αναφέρεται στο μακροχρόνιο πίνακα διακυμάνσεων. Για να είναι οι $B_1(r)$ και $B_2(r)$ ανεξάρτητες, θα πρέπει ο μακροχρόνιος πίνακας διακυμάνσεων να είναι διαγώνιος, δηλ. δεν πρέπει να υπάρχει ταυτόχρονη και διαχρονική εξάρτηση ανάμεσα στα σφάλματα.

Μια λεπτομερής περιγραφή των εκτιμητών συνολοκλήρωσης που χρησιμοποιούνται σε αυτή τη διατριβή δίνεται στο Παράρτημα Α. Επιπλέον, μία αναλυτική συζήτηση των παραμετρικών εκτιμητών συνολοκλήρωσης μίας εξίσωσης που προκύπτουν στα πλαίσια μιας δυναμικής παλινδρόμησης δίνεται στο επόμενο κεφάλαιο.

3. ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΤΩΝ ADL ΚΑΙ DOLS ΕΚΤΙΜΗΤΩΝ
ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ
ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ ΠΟΥ ΠΑΡΟΥΣΙΑΖΕΙ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗ

3.1 Εισαγωγή

Η έννοια της συνολοκλήρωσης (cointegration) έχει προσελκύσει μεγάλο ενδιαφέρον της θεωρητικής και της εφαρμοσμένης οικονομετρικής βιβλιογραφίας μετά την πρωτότυπη μελέτη των Engle και Granger (1987). Αποτελεσματικοί εκτιμητές συνολοκλήρωσης με γνωστές ασυμπτωτικές ιδιότητες, είτε στα πλαίσια μιας εξίσωσης ή σε σύστημα, είναι τώρα πια στη διάθεση μας. Μια ενδιαφέρουσα πλευρά της συνολοκλήρωσης είναι η υπέρ-συνέπεια (super-consistency) του εκτιμητή Ελαχίστων Τετραγώνων (Ordinary Least Squares, OLS), δηλ. ο OLS εκτιμητής συγκλίνει με ρυθμό T , όπου T είναι το μέγεθος του δείγματος, ανεξάρτητα από τη δομή συσχέτισης ανάμεσα στο σφάλμα συνολοκλήρωσης και την ανεξάρτητη μεταβλητή (δες Stock 1987). Παρόλα αυτά, η παρουσία ταυτόχρονης και/ή διαχρονικής συσχέτισης ανάμεσα στο σφάλμα συνολοκλήρωσης και την ανεξάρτητη μεταβλητή προσδίδει παραμέτρους ενόχλησης (nuisance parameters) στην ασυμπτωτική κατανομή του OLS εκτιμητή, οι οποίες συχνά αναφέρονται ως μακροχρόνια συσχέτιση και/ή ενδογένεια. Ως προς αυτόν τον άξονα, δεν μπορούμε να διενεργήσουμε στατιστική επαγωγή πάνω στο διάλυμα συνολοκλήρωσης, καθώς η κατανομή του OLS εκτιμητή δεν ανήκει στην Οικογένεια Τοπικών Ασυμπτωτικών Μειγμάτων Κανονικών (Local Asymptotic Mixtures of Normal, LAMN) (δες Phillips 1988, Park και Phillips 1988, Sims, Stock και Watson 1990, Phillips και Loretan 1991).

Διάφοροι μέθοδοι εκτίμησης σε μία εξίσωση που διορθώνουν αυτές τις δευτερογενείς επιδράσεις, είτε παραμετρικά είτε μη παραμετρικά, έχουν προταθεί στη βιβλιογραφία (δες, για παράδειγμα, Phillips και Hansen 1990, Stock και Watson 1993). Οι παραμετρικοί μέθοδοι προσπαθούν να εκτιμήσουν την μακροχρόνια παράμετρο στα πλαίσια ενός δυναμικού μοντέλου, στην οποία το σφάλμα της παλινδρόμησης σχηματίζει μια martingale difference ακολουθία σε σχέση με ένα επιλεγμένο σετ πληροφοριών. Τα μοντέλα που προκύπτουν ανήκουν στην κατηγορία των Αυτοπαλινδρομων Κατανεμηθεισών Υστερήσεων τύπου Hendry (Autoregressive Distributed Lag, ADL), τα οποία περιλαμβάνουν τα μοντέλα Διόρθωσης Σφάλματος (Error Correction Model, ECM) σαν μία ειδική περίπτωση (δες Hendry *et. al.* 1984, Banerjee *et. al.* 1993, Pesaran και Shin 1999). Στις εμπειρικές εφαρμογές, παρόλα αυτά, η τάξη των ADL μοντέλων σπάνια χρησιμοποιείται. Αντίθετα, οι εφαρμοσμένοι ερευνητές φαίνεται να προτιμούν μία υποκατηγορία της οικογένειας ADL, τα μοντέλα που δεν περιλαμβάνουν υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής, έστω y_t . Αυτά τα μοντέλα προκύπτουν από την στατική εξίσωση του y_t πάνω στο x_t , επαυξημένη με τρέχουσες και παρελθοντικές τιμές της πρώτης διαφοράς της ανεξάρτητης μεταβλητής. Η ανάλυση αναφέρεται στην περίπτωση που δεν υπάρχουν τροφοδοτήσεις από το σφάλμα συνολοκλήρωσης στο σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή. Στην περίπτωση που το σφάλμα συνολοκλήρωσης είναι αιτιακό κατά Granger (Granger causes) το σφάλμα της ανεξάρτητης μεταβλητής, ο γενεσιουργός μηχανισμός του τελευταίου δεν εκτιμάται πλήρως. Σε μια τέτοια περίπτωση, περαιτέρω επέκταση του ADL μοντέλου με μελλοντικές τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής επαναφέρει την ισχυρή εξωγένεια (strong exogeneity) και εξαλείφει τα δευτερογενή ασυμπτωτικά σφάλματα (δες Phillips και Loretan 1991, Saikonnen 1991, Stock και Watson 1993, Pesaran και Shin 1999).

Θα αναφερόμαστε στα μοντέλα που δεν περιλαμβάνουν υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής ως Επαυξημένα Στατικά μοντέλα (Augmented Static,

AS). Εκτίμηση του διανύσματος συνολοκλήρωσης στα πλαίσια των AS μοντέλων μέσω ελαχίστων τετραγώνων είναι ασυμπτωτικά ιδανική και ο εκτιμητής που προκύπτει συνήθως αναφέρεται σαν Δυναμικός Ελαχίστων Τετραγώνων εκτιμητής (Ordinary Least Squares, DOLS) (δες Stock και Watson 1993). Με άλλα λόγια, για να κάνουμε ιδανική παραμετρική στατιστική επαγωγή δεν χρειάζεται να χρησιμοποιήσουμε το πλήρες ADL μοντέλο; αντίθετα επαρκεί το AS μοντέλο. Αυτό πηγάζει από το γεγονός ότι το AS μοντέλο βασίζεται στην προβολή του σφάλματος συνολοκλήρωσης πάνω στις τρέχουσες και παρελθοντικές τιμές του σφάλματος που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή (έστω, σύνολο A), άρα περιλαμβάνει όλες τις απαραίτητες παραμετρικές διορθώσεις για να εξαλείψει τις δευτερογενείς επιδράσεις. Αυτό είναι αλήθεια κάτω από την υπόθεση ότι το σφάλμα συνολοκλήρωσης δεν είναι αιτιακό κατά Granger (Granger cause) για το σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή. Στο τρίτο τμήμα αυτού του κεφαλαίου, δε λαμβάνουμε υπόψη μας αυτήν την υπόθεση. Αντίθετως, το ADL μοντέλο βασίζεται στην προβολή του σφάλματος συνολοκλήρωσης στο πλήρες σύνολο πληροφοριών, (έστω, σύνολο B) δηλαδή στο σύνολο A, καθώς και στις παρελθοντικές τιμές του σφάλματος συνολοκλήρωσης. Αυτό στη συνέχεια υπονοεί ότι τα AS και ADL μοντέλα διαφέρουν ως προς δύο άξονες: Πρώτον, το σφάλμα στο AS μοντέλο, σε αντίθεση με το σφάλμα στο ADL μοντέλο παρουσιάζει, γενικά, αυτοσυσχέτιση. Αυτό δεν είναι μεγάλο πρόβλημα, με την προϋπόθεση ότι ο μακροχρόνιος πίνακας διακυμάνσεων του σφάλματος στο AS μοντέλο εκτιμάται με συνέπεια (δες Kramer 1986, Park και Phillips 1988). Δεύτερον και πιο σημαντικό, στις περιπτώσεις που το σφάλμα συνολοκλήρωσης και το σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή ακολουθούν μια Διανυσματική Αυτοπαλινδρομη διαδικασία τάξης m (Vector Autoregressive, VAR(m)), η προβολή του σφάλματος συνολοκλήρωσης στο σύνολο B αποτελείται από έναν μικρό αριθμό μεταβλητών. Αντίθετα, η προβολή του σφάλματος συνολοκλήρωσης στο σύνολο A καταλήγει σε ένα σταθμισμένο άθροισμα τρεχουσών και παρελθοντικών τιμών του σφάλματος που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή. Στην πράξη βέβαια αυτό

το άπειρο άθροισμα αποκόπτεται σε κάποια συγκεκριμένη υστέρηση, έστω p . Έτσι υπάρχει πάντα ένα κατάλοιπο αποκοπής, το οποίο αναπαριστά τις δευτερογενείς επιδράσεις που δεν έχουν ληφθεί υπόψη. Οπότε, το ADL μοντέλο, που χρησιμοποιεί την ακριβή προβολή του σφάλματος συνολοκλήρωσης στο σύνολο B , προσφέρει ένα καλύτερο πλαίσιο για την εκτίμηση του διανύσματος συνολοκλήρωσης από ότι το AS μοντέλο που χρησιμοποιεί μία προσεγγιστική προβολή του σφάλματος συνολοκλήρωσης στο σύνολο A .

Η προηγούμενη ανάλυση υπονοεί ότι η σχετική συμπεριφορά του ADL έναντι του DOLS είναι πιθανό να εξαρτάται από το συγκεκριμένο παραμετρικό μοντέλο που γεννά τα σφάλματα. Για παράδειγμα, αν ο μηχανισμός γέννησης των σφαλμάτων είναι μια Διανυσματική Κινητού Μέσου Διαδικασία (Vector Moving Average, VMA), η συμπεριφορά του ADL εκτιμητή σε πεπερασμένα δείγματα είναι πιθανό να είναι συγκρίσιμη με αυτήν του DOLS. Ένας ευθύς υπαινιγμός της υπόθεσης VMA είναι ότι η μνήμη του σφάλματος συνολοκλήρωσης είναι σχεδιασμένη να είναι εξαιρετικά μικρή. Αυτή δεν είναι συνήθως η περίπτωση όταν πραγματικά δεδομένα χρησιμοποιούνται. Στις περισσότερες μακροοικονομικές εφαρμογές, το σφάλμα ισορροπίας παρουσιάζει μια μάλλον μακρά μνήμη. Πράγματι, μερικές φορές είναι δύσκολο να διακρίνεις ένα πολύ persistent σφάλμα από ένα μη στάσιμο. Με αυτό το σκεπτικό, είναι φυσικό να συγκρίνουμε τους ADL και DOLS εκτιμητές σε ένα πλαίσιο που είναι ικανό να αναπαράγει την παρατηρούμενη συμπεριφορά του σφάλματος συνολοκλήρωσης. Οι Stock και Watson (1993) (SW, στο εξής) ορίζουν ένα VAR(1) μοντέλο για τα σφάλματα, το οποίο οδηγεί σε ένα πολύ persistent σφάλμα συνολοκλήρωσης. Ο σχεδιασμός τους, όμως, είναι τέτοιος ώστε το σφάλμα αποκοπής του DOLS να είναι μηδέν, ευνοώντας έτσι τον DOLS εκτιμητή σε σχέση με τους ανταγωνιστές του. Συγκεκριμένα, οι SW θεωρούν ένα σύνολο παραμέτρων τέτοιο ώστε η επίδραση αποκοπής να είναι μηδενική (περιπτώσεις A και B στις σελ.795-799). Παρόλα αυτά, οι συγγραφείς δεν ενδιαφέρονται να συγκρίνουν τον DOLS εκτιμητή με τον πιο γενικό ADL

εκτιμητή. Το ενδιαφέρον τους έγκειται στο να εξετάσουν τη συμπεριφορά του DOLS εκτιμητή έναντι κάποιων άλλων κοινών εκτιμητών.

Σε αυτή τη μελέτη ακολουθούμε τους SW και χρησιμοποιούμε μια τριγωνική Data Generation Process (DGP) υποθέτοντας ότι το σφάλμα συνολοκλήρωσης και το σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή ακολουθούν μια VAR(1) διαδικασία με κανονικά σφάλματα. Ο σκοπός της μελέτης αυτής είναι να συγκρίνει τη συμπεριφορά του ADL και DOLS εκτιμητή όταν το σφάλμα συνολοκλήρωσης παρουσιάζει διάφορους βαθμούς επιμονής (persistence). Η παράμετρος που ελέγχει το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης επίσης ελέγχει το σφάλμα αποκοπής του DOLS εκτιμητή. Η συμπεριφορά των εκτιμητών υπό μελέτη αξιολογείται μέσα από Monte Carlo προσομοιώσεις. Τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν την ανωτερότητα του ADL εκτιμητή σε σχέση με τον DOLS για όλα τα πιθανά σενάρια του persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης και της δομής της αιτιότητας κατά Granger (Granger causality) ανάμεσα στο σφάλμα συνολοκλήρωσης και στο σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή. Πράγματι, στις περισσότερες περιπτώσεις, η οριακή συμπεριφορά του DOLS, καθώς ο αριθμός των υστερήσεων της πρώτης διαφοράς της ανεξάρτητης μεταβλητής στο AS μοντέλο αυξάνει, τείνει να είναι αυτή του ADL. Αυτά τα αποτελέσματα προτείνουν τη χρήση του ADL εκτιμητή, με την προϋπόθεση ότι η σωστή τάξη του μοντέλου μπορεί να επιλεγεί. Με αυτή τη λογική, επιπλέον προσομοιώσεις Monte Carlo simulations δείχνουν ότι τα κοινά κριτήρια πληροφορίας (information criteria) είναι ικανά να δίνουν τη σωστή τάξη του ADL με μια ικανοποιητική συχνότητα. Ένα άλλο σετ από προσομοιώσεις δείχνει ότι τα ανωτέρω αποτελέσματα που ευνοούν τον ADL εκτιμητή είναι συμπαγή σε εναλλακτικές διαδικασίες σφαλμάτων, όπως VAR(2) ή ακόμα VMA(1) διαδικασίες.

Το κεφάλαιο είναι δομημένο ως εξής. Το τμήμα 2 εισάγει τη DGP και εξάγει τα ADL και AS μοντέλα, καθώς και τις συνθήκες που τα καθιστούν ισοδύναμα. Το τμήμα 3 παρουσιάζει τα αποτελέσματα των Monte Carlo

προσομοιώσεων. Για λόγους πληρότητας, παρουσιάζουμε και αποτελέσματα από προσομοιώσεις πάνω στην συμπεριφορά των ευρέως χρησιμοποιούμενων εκτιμητών, όπως ο ημι-παραμετρικός Πλήρως Τροποποιημένος Ελαχίστων Τετραγώνων (Fully Modified Least Squares, FMLS) εκτιμητής των Phillips και Hansen (1990), ο μη-γραμμικός παραμετρικός εκτιμητής των Phillips και Loretan (1991), (PL), ο οποίος χρησιμοποιεί την ίδια δυναμική δομή με τον ADL, και ο εκτιμητής μεγίστης πιθανοφάνειας σε σύστημα του Johansen (1988, 1991), στο εξής (JOH). Μέσα σε αυτό το πιο ευρύ πλαίσιο των εναλλακτικών εκτιμητών, ο ADL προκύπτει σαν ο ιδανικός εκτιμητής, ακολουθούμενος από τον PL εκτιμητή. Το τέταρτο τμήμα συνοψίζει το κεφάλαιο δίνοντας τα κύρια αποτελέσματά μας.

3.2 Μοντέλα και Εκτιμητές

Έστω \mathbf{z}_t και \mathbf{u}_t δύο διμεταβλητές διαδικασίες, με $\mathbf{z}_t = [y_t, x_t]^T$ και $\mathbf{u}_t = [u_{1t}, u_{2t}]^T$. Περαιτέρω υποθέτουμε ότι το \mathbf{u}_t είναι μία VAR(1) διαδικασία, κινούμενη από το $\mathbf{e}_t = [e_{1t}, e_{2t}]^T$ και ο γενεσιουργός μηχανισμός για το y_t δίνεται από το σύστημα:

$$y_t = \theta x_t + u_{1t} \quad (3.1)$$

$$\Delta x_t = u_{2t} \quad (3.2)$$

$$\begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t-1} \\ u_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix}, \quad a_{21} = 0 \quad (3.3)$$

και

$$\begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \sim NIID \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \right] \quad (3.4)$$

για $t = 1, 2, \dots, T$.

Υποθέτουμε ότι και οι δύο ιδιοτιμές του πίνακα $A = [a_{ij}]$, $i, j = 1, 2$ είναι μικρότερες από τη μονάδα (κατά μέτρο), ώστε οι y_t και x_t να είναι I(1) μεταβλητές, και το σφάλμα συνολοκλήρωσης να είναι μία I(0) διαδικασία. Ο μακροχρόνιος πίνακας συνδιακυμάνσεων Ω και ο μονόπλευρος πίνακας συνδιακυμάνσεων Δ , οι οποίοι είναι απαραίτητοι για να ορίσουμε τις ασυμπτωτικές παραμέτρους ενόχλησης (nuisance parameters), δίνονται από τις εξισώσεις (3.5) και (3.6), αντίστοιχα

$$\Omega = (I - A)^{-1} \Sigma (I - A^T)^{-1} \quad (3.5)$$

$$\Delta = G(I - A^T)^{-1} \quad (3.6)$$

όπου Σ είναι ο πίνακας συνδιακυμάνσεων των σφαλμάτων του VAR και G είναι ο αδέσμευτος πίνακας συνδιακυμάνσεων του \mathbf{u}_t που δίνεται από τη σχέση:

$$vec G = (I - A \otimes A)^{-1} vec \Sigma \quad (3.7)$$

Ένα πρώιμο αποτέλεσμα από τον Stock (1987) δείχνει ότι ο OLS εκτιμητής του θ από την (3.1) είναι super-consistent, άσχετα από την παρουσία διαχρονικής και/ή ταυτόχρονης συσχέτισης ανάμεσα στο σφάλμα παλινδρόμησης, u_{1t} , και το σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή, u_{2t} . Γενικά, όμως, η ασυμπτωτική κατανομή του OLS εκτιμητή του θ είναι εκτός της Local Asymptotic Mixture of Normals (LAMN) οικογένειας και περιέχει παραμέτρους ενόχλησης. Η αιτία για την ύπαρξη μη τυποποιημένης ασυμπτωτικής θεωρίας είναι ότι όταν υπάρχει διαχρονική και/ή ταυτόχρονη συσχέτιση ανάμεσα στα στοιχεία του \mathbf{u}_t , δύο είδη δευτερογενών ασυμπτωτικών επιδράσεων είναι παρόντα στην οριακή κατανομή του OLS εκτιμητή (δες Phillips και Loretan 1991): Το πρώτο είναι η nuisance parameter, $\omega_{12} / \omega_{22}$ που περιγράφει την επίδραση της μακροχρόνιας συσχέτισης, λόγω της μη-διαγωνιότητας του μακροχρόνιου πίνακα συνδιακυμάνσεων $\Omega = [\omega_{ij}]$, $i, j = 1, 2$.

Το δεύτερο είναι η nuisance parameter, $\delta_{21} = \sum_{k=0}^{\infty} E(u_{20}u_{1k})$ που περιγράφει την επίδραση της ενδογένειας. Στην παρούσα περίπτωση, που δεν υπάρχουν ανατροφοδοτήσεις από το σφάλμα συνολοκλήρωσης στο σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή ($a_{21} = 0$), και οι δύο παράμετροι ενόχλησης έχουν την ίδια πηγή, την ταυτόχρονη συσχέτιση ανάμεσα στο u_{1t} και το u_{2t} , καθώς και τη διαχρονική συσχέτιση ανάμεσα στα u_{2t-i} , $i = 1, 2, \dots$ και u_{1t} .

Για να εξαλείψουμε τις δευτερογενείς επιδράσεις παραμετρικά, πρέπει να κάνουμε χρήση ενός νέου μοντέλου παλινδρόμησης του οποίου το σφάλμα είναι ορθογώνιο στο u_{2t} και u_{2t-i} , $i = 1, 2, \dots$. Αυτό μπορεί να γίνει είτε χρησιμοποιώντας τη δεσμευμένη αναμενόμενη τιμή του u_{1t} πάνω στις τρέχουσες και παρελθοντικές τιμές του u_{2t} (σύνολο Α) ή πάνω στις τρέχουσες και παρελθοντικές τιμές του u_{2t} και τις παρελθοντικές τιμές του u_{1t} (σύνολο Β). Όπως ήδη αναφέραμε στην εισαγωγή, το πρώτο και το δεύτερο σύνολο πληροφοριών οδηγεί στα AS και ADL μοντέλα, αντίστοιχα. Στη συνέχεια, δείχνουμε πως τα AS και ADL μοντέλα πραγματικά προκύπτουν, ξεκινώντας από το τελευταίο.

3.2.1 Ο ADL εκτιμητής βασισμένος στο ADL μοντέλο.

Το πλήρες σύστημα (3.1) και (3.2) με σφάλματα που ορίζονται από τις (3.3) - (3.4), υπονοεί την ακόλουθη δεσμευμένη πυκνότητα του y_t , για τη γενικότερη περίπτωση με $a_{21} \neq 0$:

$$D(y_t | x_t, \mathbf{z}_{t-1}^0, \lambda_1) = N(\theta_1 x_t + c_1 y_{t-1} + c_2 x_{t-1} + c_3 x_{t-2}, \sigma_v^2) \quad (3.8)$$

όπου $\lambda_1 \equiv (\theta_1, c_1, c_2, c_3, \sigma_v^2)$ και

$$\theta_1 = \theta + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \quad (3.9)$$

$$c_1 = a_{11} - a_{21} \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \quad (3.10)$$

$$c_2 = a_{12} - \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} (a_{22} + 1 - a_{21}\theta) - a_{11}\theta \quad (3.11)$$

$$c_3 = (a_{22} \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} - a_{12}) \quad (3.12)$$

$$\sigma_v^2 = \sigma_{11} - \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_{22}} \quad (3.13)$$

Αυτό το δεσμευμένο μοντέλο μπορεί να γραφτεί ως μια ADL(q, r) παλινδρόμηση, με τάξεις $(q, r) = (1, 2)$:

$$y_t = \theta_1 x_t + c_1 y_{t-1} + c_2 x_{t-1} + c_3 x_{t-2} + v_t \quad (3.14)$$

Το νέο σφάλμα, είναι τώρα ορθογώνιο στο $u_{2t}, \mathbf{u}_{t-1}, \mathbf{u}_{t-2}, \dots$ και η διακύμανσή του είναι ίση με:

$$\sigma_v^2 = \sigma_{11} - \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_{22}} \quad (3.14)$$

Στα πλαίσια του ADL (1,2) μοντέλου, η παράμετρος συνολοκλήρωσης θ είναι ίση με το μακροπρόθεσμο πολλαπλασιαστή του y_t σε σχέση με τον x_t , δηλ.

$$\theta = \frac{\theta_1 + c_2 + c_3}{1 - c_1} \quad (3.16)$$

Αυτό είναι μια σχέση ανάμεσα στην παράμετρο ενδιαφέροντος και τις παραμέτρους του δεσμευμένου μοντέλου μόνο, η οποία ικανοποιεί την πρώτη συνθήκη για να είναι η x_t ασθενώς εξωγενής για το θ , σύμφωνα με τους Engle *et. al* (1983). Η δεύτερη συνθήκη για την ασθενή εξωγένεια απαιτεί οι παράμετροι του δεσμευμένου μοντέλου και εκείνες του οριακού μοντέλου να είναι

variation-free (δες Engle et.al. 1983). Στην παρούσα περίπτωση, η οριακή πυκνότητα του x_t δίνεται από τη

$$D(x_t | \mathbf{z}_{t-1}^0, \lambda_2) = N(\phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \phi_3 y_{t-1}, \sigma_{22}) \quad (3.17)$$

όπου $\lambda_2 \equiv (\phi_1, \phi_2, \phi_3, \sigma_{22})$ και

$$\phi_1 = 1 - \alpha_{21}\theta + \alpha_{22} \quad (3.18)$$

$$\phi_2 = -\alpha_{22} \quad (3.19)$$

$$\phi_3 = \alpha_{21} \quad (3.20)$$

Η συνθήκη variation-free μεταξύ των λ_1 και λ_2 επιτυγχάνεται στην περίπτωση που $\alpha_{21} = 0$. Αυτό ισχύει επειδή, γενικά, τα λ_1 και λ_2 δεν είναι variation-free, λόγω του ακόλουθου διαγώνιου περιορισμού μεταξύ των στοιχείων του λ_1 και του λ_2 ,

$$(\theta_1 + c_2 + c_3)\phi_3 = (1 - c_1)(1 - \phi_2 - \phi_1) \quad (3.21)$$

Αντιθέτως, εάν $\alpha_{21} = 0$, το variation-freeness αποκαθίσταται, η x_t γίνεται ασθενώς εξωγενής για το θ και ο OLS στο (3.14) δίνει μια (υπέρ) συνεπή και μικτά ασυμπτωτικά κανονική εκτίμηση του θ .

Αυτό σημαίνει ότι μπορούμε πάντα να εκτιμήσουμε την (3.14) από OLS και έπειτα να χρησιμοποιήσουμε την (3.16) για να λάβουμε μια αποτελεσματική εκτίμηση για το θ . Εντούτοις, πρόσθετοι υπολογισμοί απαιτούνται για να λάβουμε τη διακύμανση αυτής της εκτίμησης (δες Banerjee et. al. 1993). Μια καταλληλότερη προσέγγιση, που προτείνεται από τον Bewley (1979), μετασχηματίζει το μοντέλο (3.14) κατά τέτοιο τρόπο ώστε μια εκτίμηση του σημείου θ και η διακύμανσή που της μπορεί να ληφθεί άμεσα. Μετά από

κάποιο αλγεβρικό χειρισμό, το μοντέλο (3.14) μπορεί να γραφτεί ισοδύναμα όπως:

$$y_t = \delta_0 \Delta y_t + \theta x_t + \lambda_0 \Delta x_t + \lambda_1 \Delta x_{t-1} + \eta_t \quad (3.22)$$

$$\text{όπου } \delta_0 = -\frac{c_1}{(1-c_1)} \quad \lambda_0 = -\frac{c_2+c_3}{(1-c_1)} \quad \lambda_1 = -\frac{c_3}{(1-c_1)} \quad \eta_t = \frac{1}{(1-c_1)} v_t$$

Οι εκτιμήσεις των συντελεστών και τα τυπικά τους σφάλματα μπορούν να ληφθούν με τη χρησιμοποίηση του εκτιμητή βοηθητικών μεταβλητών (IV) με τον αρχικό πίνακα των ανεξάρτητων μεταβλητών σε βοηθητικές μεταβλητές (δες Wickens και Breusch 1988). Αυτό σημαίνει ότι το ADL εκτιμητής θ είναι πολύ εύκολο να υπολογισθεί δεδομένου ότι περιλαμβάνει μόνο IV τεχνικές εκτίμησης.

3.2.2 Ο DOLS εκτιμητής βασισμένος στο AS μοντέλο.

Το ADL μοντέλο μπορεί να θεωρηθεί ότι προκύπτει από την προβολή του u_{1t} στο πλήρες σύνολο πληροφοριών $B = (u_{2t}, \mathbf{u}_{t-1}, \mathbf{u}_{t-2}, \dots)$, δηλαδή

$$E(u_{1t} | B) = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} e_{2t} + a_{11} u_{1t-1} + a_{12} u_{2t-1} \quad (3.23)$$

Όπως αναφέρθηκε ήδη, οι δευτερογενείς επιδράσεις μπορούν να εξαλειφθούν με την προβολή του u_{1t} σε ένα υποσύνολο αυτού του συνόλου, δηλαδή στο $A = (u_{2t}, u_{2t-1}, u_{2t-2}, \dots)$, $A \subset B$: η προκύπτουσα δεσμευμένη αναμενόμενη τιμή περιλαμβάνει ένα άπειρο άθροισμα,

$$E(u_{1t} | A) = \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i u_{2t-i}, \quad (3.24)$$

όπου β_i είναι συναρτήσεις των παραμέτρων των (3.3) - (3.4). Είναι εύκολο να δειχτεί ότι $\beta_0 = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}}, \beta_1 = a_{11} \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} + a_{12}, \beta_2 = a_{11}^2 \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} + a_{11}a_{12} + a_{12}a_{22}, \dots$, όταν $a_{21} = 0$.

Αυτή η δεσμευμένη αναμενόμενη τιμή δεν έχει μια φειδωλή έκφραση ανάλογη με την (3.23). Αντιθέτως, επιτρέπει την άμεση αντικατάσταση αυτής της έκφρασης στην (3.1), παράγοντας κατά συνέπεια το AS μοντέλο

$$y_t = \theta x_t + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i \Delta x_{t-i} + v_t \quad (3.25)$$

όπου v_t είναι, γενικά, ένα σφάλμα με αυτοσυσχέτιση. Ειδικότερα, το v_t ακολουθεί το AR(1) μοντέλο

$$v_t = \gamma_2 v_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.26)$$

όπου γ_2 είναι ο MA συντελεστής στην ARMA(2,1) έκφραση του u_{2t} . Συγκεκριμένα, η μονομεταβλητή έκφραση για το u_{2t} με $a_{21} = 0$, είναι

$$u_{2t} - (a_{11} + a_{22})u_{2t-1} + a_{11}a_{22}u_{2t-2} = \xi_{2t} + \gamma_2 \xi_{2t-1} \quad (3.27)$$

όπου το γ_2 δίνεται από την παρακάτω σχέση

$$\sigma_{22}a_{11}\gamma_2^2 + \sigma_{22}(1+a_{11}^2)\gamma_2 + a_{11}\sigma_{22} = 0 \quad (3.28)$$

Οι τελευταίες τρεις σχέσεις δείχνουν ότι ο βαθμός αυτοσυσχέτισης του σφάλματος στο AS μοντέλο ελέγχεται από το a_{11} . Αυτό είναι επειδή στην περίπτωση που $a_{11} = 0$, ο συντελεστής γ_2 στην (3.26) είναι μηδέν, παράγοντας κατά συνέπεια ένα ασυσχέτιστο σφάλμα στο AS μοντέλο. Δες επίσης Stock και Watson 1993, σελ.798, για μια παρόμοια συζήτηση σχετικά με αυτό το ζήτημα, για τη γενική περίπτωση με $a_{21} \neq 0$. Η αυτοσυσχέτιση του v_t δε δημιουργεί

σοβαρά προβλήματα στην εκτίμηση του θ , υπό τον όρο ότι ένας συνεπής εκτιμητής της μακροπρόθεσμης διακύμανσης του u_t υιοθετηθεί, όπως αυτός που προτείνεται από τους Newey και West (1987). Εναλλακτικά, η εφαρμογή γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (GLS) στην (3.25), εξασφαλίζει έγκυρη ασυμπτωτικά επαγωγή στο θ . Στην πράξη, εντούτοις, ο δεύτερος όρος στη δεξιά πλευρά της (3.25) πρέπει να αντικατασταθεί από μια προσέγγιση στην οποία το άπειρο άθροισμα είναι περικομμένο στο $i = p$. Το AS(p) μοντέλο έχει ένα κατάλοιπο αποκοπής που είναι πιθανό να αυξήσει το σφάλμα του DOLS εκτιμητή του θ . Αυτό το σφάλμα αυξάνεται με την παράμετρο a_{11} , το οποίο κυρίως ελέγχει το persistence του σφάλματος. Επιπλέον, η εκτίμηση της (3.25) με OLS δεν είναι εφικτή εάν το p είναι πάρα πολύ μεγάλο έναντι του μεγέθους του δείγματος. Ο Saikkonen (1991) ορίζει ένα ανώτερο όριο για το ρυθμό με τον οποίο το p επιτρέπεται να αυξηθεί με το μέγεθος δείγματος T , το οποίο δίνεται από την συνθήκη $p^3 / T \rightarrow 0$. Εντούτοις, αυτή η συνθήκη δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να καθορίσει την ιδανική τιμή του p για οποιοδήποτε δεδομένο μέγεθος δείγματος.

Τέλος, είναι εύκολο να δείχτεί ότι όταν $a_{11} = 0$, το ADL μοντέλο είναι ίδιο με το AS μοντέλο. Σε αυτήν την περίπτωση, το ADL (q, r) και AS(p) μοντέλα, που υπονοούνται από αυτό το συγκεκριμένο DGP, είναι το ADL (0,2) και AS(1) μοντέλα, αντίστοιχα.

3.3 Αποτελέσματα προσομοίωσης

Σε αυτό το τμήμα, προσπαθούμε να ποσοτικοποιήσουμε το κόστος χρήσης του AS(p) αντί του ADL (q, r) μοντέλου για την εκτίμηση του θ , με τη βοήθεια προσομοιώσεων Monte Carlo. Οι OLS και IV εκτιμητές για τα AS(p) και ADL(1,2) μοντέλα (3.22), αντίστοιχα, αναφέρονται ως DOLS(p) και ADL (1,2) εκτιμητές. Η επίδραση της αυτοσυσχέτισης στο DOLS(p) εκτιμητή λαμβάνεται υπόψη με τη βοήθεια του συνεπούς σε αυτοσυσχέτιση εκτιμητή του πίνακα συνδιακύμανσης κατά Newey και West (1987). Η παράμετρος

bandwidth εκτιμάται μη-παραμετρικά, σύμφωνα με τους Newey και West (1994). Εναλλακτικά, υποθέτουμε ένα AR(1) μοντέλο για το u_t και χρησιμοποιούμε τον εφικτό εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων, που ονομάζουμε DGLS (p). Η παράμετρος αποκοπής, p , παίρνει τιμές στο διάστημα $[1, 20]$ με βήμα 1. Όπως αναφέρεται στην εισαγωγή, η σύγκριση επεκτείνεται για να περιλάβει κάποιους άλλους συνήθεις εκτιμητές, όπως τον FMLS, τον PL(s, l) και τον JOH(z) εκτιμητή. Το μέσο σφάλμα (mean bias), το σφάλμα διαμέσου (median bias) και το μέσο τετραγωνικό σφάλμα (MSE) χρησιμοποιούνται για να αξιολογήσουν τους εκτιμητές. Τα σχετικά t-tests αξιολογούνται με τη σύγκριση των 2.5% ($t_{0.025}$) και 97.5% ($t_{0.975}$) σημεία στις εμπειρικές κατανομές των σχετικών t-στατιστικών με εκείνα από την τυπική $N(0,1)$. Επιπλέον, για ονομαστικά μεγέθη 5%, τα εμπειρικά μεγέθη (sizes) των t-tests για τον έλεγχο της υπόθεσης $\theta = 1$ υπολογίζονται. Παράγουμε 2000 σειρές μήκους 150, αρχίζοντας από $u_{10} = u_{20} = 0$, και έπειτα απορρίπτουμε τις αρχικές 50 παρατηρήσεις, παράγοντας κατά συνέπεια ένα μέγεθος δείγματος 100. Αν και τρέξαμε πολλές άλλες παραμετροποιήσεις, εκθέτουμε μόνο τα αποτελέσματα για την κύρια περίπτωση $\left\{ \begin{array}{l} a_{12} = 0.5, \sigma_{12} = 0.7, a_{21} = a_{22} = 0, \\ \sigma_{11} = \sigma_{22} = 1, \theta = 1 \text{ and } 0 < a_{11} < 1 \end{array} \right\}$, DGP1, επειδή αυτή συνοψίζει τις κύριες διαφορές μεταξύ των ADL (1,2) και DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητών.

Σε αυτήν την περίπτωση, η ανεξάρτητη μεταβλητή x_t είναι ένας τυχαίος περίπατος και ασθενώς εξωγενής για το θ , στα πλαίσια του δεσμευμένου μοντέλου (3.14). Οι ασυμπτωτικές παράμετροι ενόχλησης, $\omega_{12} / \omega_{22}$ και δ_{21} δίνονται από:

$$\frac{\omega_{12}}{\omega_{22}} = \delta_{21} = \frac{a_{12} + \sigma_{12}}{1 - a_{11}}$$

Είναι εύκολο να δειχτεί ότι όταν $a_{11} \rightarrow 1$, έχουμε

$$\frac{\omega_{12}}{\omega_{22}} = \delta_{21} \rightarrow \begin{cases} +\infty & \text{αν } a_{12} + \sigma_{12} > 0 \\ -\infty & \text{αν } a_{12} + \sigma_{12} < 0 \end{cases}$$

Αυτό σημαίνει ότι το μέγεθος των παραμέτρων ενόχλησης αυξάνεται με το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης, ενισχύοντας κατά συνέπεια την επίδραση αποκοπής στους DOLS(p) και DGLS(p) εκτιμητές. Η βασική παράμετρος, a_{11} παίρνει τις τιμές 0.3, 0.6 και 0.9. Μια περίπτωση περιπτώπου μοναδιαίας ρίζας εξετάζεται θέτοντας $a_{11}=0.95$.

Κατ' αρχάς, εστιάζουμε απλώς στη σύγκριση του ADL(1,2) με τον DOLS(p) και DGLS(p). Τα αποτελέσματα, σχετικά με το μέσο σφάλμα, το σφάλμα διαμέσου και το MSE αυτών των εκτιμητών αναφέρονται στα διαγράμματα 1A-1D, 2A-2D και 3A-3D (Παράρτημα Β, τμήμα Β.2) αντίστοιχα και συνοψίζονται ως εξής:

(i) Το μέσο (ή διάμεσο) σφάλμα για όλους τους εκτιμητές, δηλαδή τον ADL(1,2), DOLS(p) και DGLS(p) αυξάνεται με το βαθμό του persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης.

(ii) Οι DOLS(p) και DGLS(p) αποδίδουν πολύ χειρότερα από τον ADL(1,2) σε σφάλμα και MSE για τις μικρές τιμές της παραμέτρου αποκοπής. Όταν το p αυξάνεται, το σφάλμα του DOLS(p) και DGLS(p) συγκλίνει σε αυτό του ADL(1,2). Εντούτοις, ο αριθμός των υστερήσεων, που είναι απαραίτητος για να μειώσει το σφάλμα του DOLS(p) και DGLS(p) στο σφάλμα του ADL(1,2), αυξάνεται με το βαθμό του persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης. Παραδείγματος χάριν, όταν το a_{11} είναι ίσο με 0.3, 0.6 και 0.9, ο αριθμός του υστερήσεων που είναι απαραίτητες για να φέρουν το σφάλμα του DOLS(p) στο επίπεδο του ADL(1,2) είναι 4, 7 και 20, αντίστοιχα. Στην περίπτωση μιας σχεδόν μοναδιαίας ρίζας, $a_{11} = 0.95$, η απόδοση του DOLS(20) και DGLS(20) σε σφάλμα είναι ακόμα πολύ χειρότερη από αυτήν του ADL (1,2).

(iii) Για τις μικρές τιμές του ρ , ο DOLS(ρ) συμπεριφέρεται πολύ καλύτερα από τον DGLS (ρ). Όταν το ρ γίνεται αρκετά μεγάλο, οι DOLS(ρ) και DGLS(ρ) γίνονται ισοδύναμοι σε σφάλμα και MSE.

(iv) Όταν το ρ αυξάνεται, ο ρυθμός μείωσης του σφάλματος των DOLS(ρ) και DGLS(ρ) είναι πολύ υψηλότερος από το ρυθμό με τον οποίο η τυπική απόκλιση αυτών των εκτιμητών αυξάνεται, για όλες τις τιμές του a_{11} , εκτός από $a_{11} = 0.3$. Αυτό εξηγεί γιατί το MSE είναι μια φθίνουσα συνάρτηση του ρ για όλες τις τιμές του a_{11} , εκτός από $a_{11} = 0.3$.

(v) Όταν αυξάνουμε το μέγεθος του δείγματος σε 300, η γενική εικόνα αναφορικά με τη σχετική απόδοση του ADL(1,2) και των DOLS(ρ)/DGLS(ρ) εκτιμητών, παραμένει αναλλοίωτη.

Έπειτα, συγκρίνουμε τον ADL(1,2) εκτιμητή, που μέχρι τώρα έχει προκύψει ως ο καλύτερος εκτιμητής σε σχέση με τους υπόλοιπους εκτιμητές υπό διερεύνηση. Για την υπό μελέτη DGP, οι ιδανικές τάξεις, s , l , και z για τους PL(s , l) και JOH(z) εκτιμητές είναι 1, 0 και 2 αντίστοιχα. Για τον PW-FMLS, ένα VAR(1) μοντέλο χρησιμοποιείται ως φίλτρο για τα κατάλοιπα. Δηλαδή το VAR-φίλτρο συμπίπτει με το αληθινό μοντέλο για το \mathbf{u}_t , δημιουργώντας κατά συνέπεια το καλύτερο περιβάλλον για την απόδοση του PW-FMLS εκτιμητή.

Τα αποτελέσματα αναφέρονται στον Πίνακα 1 (Παράρτημα Β, Τμήμα Β.1) και συνοψίζονται κατωτέρω:

(i) Όπως αναμένεται, η απόδοση του PL(1,0) εκτιμητή είναι συγκρίσιμη με αυτήν του ADL(1,2), δεδομένου ότι και οι δύο εκτιμητές χρησιμοποιούν την ίδια δυναμική δομή. Ο JOH(2) εκτιμητής επίσης συμπεριφέρεται καλά, ειδικά για τις πιο persistent περιπτώσεις, $a_{11} = 0.9$ και $a_{11} = 0.95$.

(iii) Ο τυπικός FMLS και, σε μικρότερο βαθμό, ο prewhitened FMLS εκτιμητής συμπεριφέρεται χειρότερα από τον ADL(1,2), και τους PL(1,0) και JOH(2) για

όλες τις τιμές του a_{11} . Για παράδειγμα, για $a_{11} = 0.6$ το σφάλμα του FMLS, του PW-FMLS και του ADL (1,2) εκτιμητή είναι ίσο με 0.066, 0.0202 και 0.0017, αντίστοιχα.

(iii) Η σύγκριση του DOLS(p) με τον PW-FMLS εκτιμητή παράγει διαφορούμενα αποτελέσματα. Για $a_{11} = 0.3$ και $a_{11} = 0.6$, ο DOLS(p) συμπεριφέρεται καλύτερα από τον PW-FMLS σε όρους σφάλματος για όλες εκτός από τις πολύ μικρές τιμές του p . Για $a_{11} = 0.95$, εντούτοις, το αντίθετο ισχύει για τον PW-FMLS εκτιμητή που παρουσιάζει μικρότερο σφάλμα από τον DOLS(p) για όλες τις τιμές του p που είναι μικρότερες ή ίσες του 13.

Συνεχίζουμε τώρα στο πρόβλημα της στατιστικής επαγωγής με την εξέταση της εμπειρικής κατανομής των t -στατιστικών των εκτιμητών, καθώς επίσης και των αντίστοιχων εμπειρικών μεγεθών (size) για τον έλεγχο της υπόθεσης $\theta = 1$. Ο Πίνακας 2 (Παράρτημα Β, Τμήμα Β.1) απεικονίζει τα 2.5% ($t_{0.025}$) και 97.5% ($t_{0.975}$) σημεία της εμπειρικής κατανομής των t -στατιστικών για όλους τους εκτιμητές υπό εξέταση και για τις τέσσερις τιμές του a_{11} . Επίσης αρχίζουμε τις συγκρίσεις εστιάζοντας στον ADL(1,2), DOLS(p) και DGLS(p) εκτιμητή. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι t -στατιστικές των DOLS(p) και DGLS(p), γενικά, δεν προσεγγίζονται καλά από την τυπική $N(0,1)$, ακόμα και όταν υιοθετείται μια αρκετά μεγάλη τιμή του p . Αντίθετα, η t -στατιστική του ADL(1,2) προσεγγίζεται πολύ καλύτερα από την τυπική $N(0,1)$, ειδικά όταν το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης δεν είναι ιδιαίτερα υψηλό. Επιπλέον, η τιμή του p που ελαχιστοποιεί το σφάλμα των DOLS(p) και DGLS(p) δεν συμπίπτει πάντα με την τιμή του p που ελαχιστοποιεί την κατανομική απόκλιση των αντίστοιχων t -στατιστικών από την τυπική $N(0,1)$. Παραδείγματος χάριν, για ένα συγκρατημένα persistent σφάλμα συνολοκλήρωσης, δηλ. για $a_{11} = 0.6$, το σφάλμα του DOLS(p) φθάνει στο επίπεδο του ADL(1,2) για $p=7$. Για αυτήν την τιμή του p , τα 97.5% και 2.5% σημεία της αντίστοιχης κατανομής της t -στατιστικής είναι -2.9 και 2.9 ,

αντίστοιχα. Η κατάσταση επιδεινώνεται για τις υψηλότερες τιμές του a_{11} . Για $a_{11} = 0.9$, τα σφάλματα και του DOLS(p) και του DGLS(p) ελαχιστοποιούνται για $p=20$, μια τιμή για την οποία τα $t_{0.025}$ και $t_{0.975}$ σημεία είναι ίσα με -4.7 και 6.2 , για τον DOLS(p), και -2.3 και 3.8 για τον DGLS(p). Τα πιο δραματικά αποτελέσματα εμφανίζονται όταν το σφάλμα συνολοκλήρωσης είναι σχεδόν μη στάσιμο, όταν δηλ. $a_{11} = 0.95$. Αντιθέτως, για $a_{11} = 0.9$, τα $t_{0.025}$ και $t_{0.975}$ σημεία του ADL (1,2) είναι -1.7 και 3.8 , αντίστοιχα, εξασφαλίζοντας κατά συνέπεια πιο αξιόπιστη επαγωγή πάνω στο θ . Αυτά τα κατανομικά χαρακτηριστικά των t-στατιστικών απεικονίζονται στα εμπειρικά μεγέθη των t-tests για τον έλεγχο της υπόθεσης του $\theta = 1$. Τα αποτελέσματα, που αναφέρονται στα γραφήματα 4A-4D, αποκαλύπτουν μεγάλες στρεβλώσεις στο size για τους DOLS(p) και DGLS(p) στις ακόλουθες δύο περιπτώσεις: Κατ' αρχάς, όταν $a_{11} = 0.6$ και η τιμή του p είναι σχετικά μικρή. Δεύτερον, όταν το σφάλμα συνολοκλήρωσης είναι ιδιαίτερα persistent, δηλ. για $a_{11} = 0.9$ και ακόμα χειρότερα όταν $a_{11} = 0.95$. Στη δεύτερη περίπτωση, οι στρεβλώσεις του size είναι παρούσες ανεξάρτητα από την τιμή του p , και παίρνουμε αναξιόπιστα συμπεράσματα συνολικά. Παραδείγματος χάριν, για $a_{11} = 0.9$, το εμπειρικό size του DOLS(p) κυμαίνεται από 72 τοις εκατό για $p=1$ σε 43 τοις εκατό για $p=20$. Συγχρόνως, το εμπειρικό size του ADL (1,2) είναι στο λογικό επίπεδο του 15 τοις εκατό. Αύξηση του μεγέθους του δείγματος σε 300, παράγει παρόμοια αποτελέσματα ποιοτικά. Παραδείγματος χάριν, για $a_{11} = 0.9$, το εμπειρικό size του DOLS(p) είναι 67 τοις εκατό για $p=1$ και μειώνεται σε 36 τοις εκατό για $p=20$, ενώ το μέγεθος του ADL(1,2) είναι στο επίπεδο του 7 τοις εκατό.

Εξετάζουμε τώρα το ζήτημα της στατιστικής επαγωγής στα πλαίσια του PL (1,0), του JOH (2), του FMLS και του PW-FMLS εκτιμητή. Οι $t_{0.025}$ και $t_{0.975}$ τιμές για αυτούς τους εκτιμητές αναφέρονται επίσης στον Πίνακα 2 (Παράρτημα Β, Τμήμα Β.1), ενώ τα αντίστοιχα εμπειρικά μεγέθη αναφέρονται στην τελευταία στήλη του Πίνακα 1. Το σφάλμα του FMLS συνοδεύεται από

στρεβλώσεις του size που γίνονται σοβαρότερες όσο η τιμή του a_{11} αυξάνεται. Παραδείγματος χάριν, για $a_{11} = 0.9$, το εμπειρικό μέγεθος του FMLS και PW-FMLS είναι 63 τοις εκατό και 29 τοις εκατό αντίστοιχα, ενώ το αντίστοιχο μέγεθος για τον ADL(1,2) είναι τόσο χαμηλό όσο 15 τοις εκατό. Αυτές οι στρεβλώσεις οφείλονται στη μεγάλη απόκλιση της t-στατιστικής του FMLS από την τυπική κανονική, όταν το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης είναι υψηλό. Παραδείγματος χάριν, για $a_{11} = 0.95$, η τιμή του $t_{0.975}$ είναι 38.78 και 8.73 για τον FMLS και τον PW-FMLS, αντίστοιχα (δες Christou και Pittis 2002, για περισσότερη συζήτηση σχετικά με αυτό το σημείο). Το εμπειρικό μέγεθος του PL(1,0) είναι σχεδόν ίδιο με αυτό ADL(1,2) για όλες τις τιμές του a_{11} . Αυτό, εντούτοις, δεν φαίνεται να συμβαίνει για το JOH t-test, το οποίο εμφανίζεται να είναι μικρό για τους χαμηλούς και μέτριους βαθμούς persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης. Συγκεκριμένα, για $a_{11} = 0.3$ και $a_{11} = 0.6$, η τιμή του $t_{0.025}$ είναι -0.952 και -1.211 αντίστοιχα, με συνέπεια τα εμπειρικά μεγέθη να είναι ουσιαστικά μικρότερα από τα ονομαστικά.

Όσον αφορά στις εναλλακτικές παραμετροποιήσεις, τρέχουμε τις ακόλουθες προσομοιώσεις: (i) Οι δευτερογενείς επιδράσεις προκύπτουν απλώς από τον ταυτόχρονο συσχετισμό των σφαλμάτων, δηλ. $a_{12} = 0, \sigma_{12} = 0.7$, $a_{21} = a_{22} = 0, \sigma_{11} = \sigma_{22} = 1, \theta = 1$ και $0 < a_{11} < 1$. (ii) το σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή Granger causes το σφάλμα συνολοκλήρωσης, αλλά ο ταυτόχρονος συσχετισμός μεταξύ των δύο σφαλμάτων είναι μηδέν, δηλ. $a_{12} = 0.5, \sigma_{12} = 0$, $a_{21} = a_{22} = 0$, $\sigma_{11} = \sigma_{22} = 1, \theta = 1$ και $0 < a_{11} < 1$.

Και στις δύο περιπτώσεις, τα αποτελέσματα είναι ποιοτικά παρόμοια με εκείνα της κύριας περίπτωσης. Οι DOLS(p) και DGLS(p) συμπεριφέρονται γενικά χειρότερα από τον ADL(1,2) σε σφάλμα και MSE για όλες τις τιμές του p υπό εξέταση. Όταν το p φθάνει σε μια αρκετά μεγάλη τιμή, για παράδειγμα p^* η απόδοση του DOLS(p^*) και DGLS(p^*) προσεγγίζει αυτή του ADL(1,2). Όπως στην κύρια περίπτωση, το p^* αυξάνεται με το βαθμό persistence του

σφάλματος συνολοκλήρωσης. Τα προβλήματα της στατιστικής επαγωγής στο θ , και στις δύο περιπτώσεις είναι πολύ παρόμοια με εκείνα που αναφέρονται για την κύρια περίπτωση.

Τέλος, συζητάμε εν συντομία την περίπτωση, όπου η βασική παράμετρος a_{11} τίθεται ίση με μηδέν, δηλ. $a_{12} = 0.5, \sigma_{12} = 0.7, a_{21} = a_{22} = 0, \sigma_{11} = \sigma_{22} = 1, \theta = 1$ και $a_{11} = 0$. Αυτή είναι μια περίπτωση όπου το AS μοντέλο χρησιμοποιεί την ακριβή παρά μια κατά προσέγγιση προβολή του u_{1t} στις τρέχουσες και παρελθοντικές τιμές του u_{2t} , το οποίο στη συνέχεια υπονοεί ότι ο DOLS(1) εκτιμητής χρησιμοποιεί το σωστό μοντέλο, ενώ ο ADL(1,2) εκτιμητής είναι βασισμένος σε ένα ελαφρώς υπερ-παραμετροποιημένο μοντέλο. Οι προσομοιώσεις φαίνεται να επιβεβαιώνουν τις θεωρητικές προβλέψεις. Το σφάλμα και η τυπική απόκλιση του DOLS(1) είναι ελαφρώς μικρότερα από εκείνα του ADL(1,2). Φυσικά, η προσθήκη περισσότερων υστερήσεων του Δx_t στο AS μοντέλο αυξάνει τη μεταβλητότητα (και το MSE) του DOLS(p), αλλά αυτό είναι κάτι που εμφανίζεται στην περίπτωση ενός υπέρ-παραμετροποιημένου ADL(q, r) μοντέλου επίσης.

3.3.1 Κριτήρια πληροφοριών

Η ανάλυση, μέχρι τώρα, τείνει να ευνοεί τον ADL(q,r) σε σχέση με τους DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητές ως προς την στατιστική επαγωγή πάνω στο θ . Στην πραγματικότητα, αυτός ο εκτιμητής εξουσιάζει, σε μερικές ή όλες τις πτυχές της στατιστικής επαγωγής, όχι μόνο τους DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητές αλλά και τους υπόλοιπους των εκτιμητών υπό μελέτη. Σε όλη την ανάλυση, υποθέσαμε ότι ο ADL(q,r) εκτιμητής χρησιμοποιεί το σωστό δυναμικό μοντέλο, που υπονοείται από την DGP (3.1)-(3.4), δηλ. $q=1, r=2$. Σε αυτή την περίπτωση, η απόδοση του ADL(1,2) εκτιμητή μπορεί να θεωρηθεί ως η οριακή απόδοση του DOLS(p) ή του DGLS(p) εκτιμητή. Αυτό προτείνει σαφώς ότι στις εμπειρικές εφαρμογές, οι ερευνητές πρέπει πάντα να υιοθετούν τον ADL(q,r) για τον υπολογισμό του θ ; Η απάντηση φαίνεται να είναι καταφατική, με

την προϋπόθεση ότι οι ερευνητές μπορούν να καθορίσουν το σωστό δυναμικό μοντέλο για κάθε περίπτωση, δηλαδή να επιλέγουν τις σωστές τιμές για το q και το r . Ένα ρεαλιστικότερο πείραμα για τη μέτρηση των οφελών από την υιοθέτηση του $ADL(q,r)$ σε σχέση με τους $DOLS(p)/DGLS(p)$ πρέπει να ενσωματώσει το ζήτημα της επιλογής της τάξης των υστερήσεων (q,r) και p στους αντίστοιχους εκτιμητές. Για να αντιμετωπίσουμε αυτό το ζήτημα, σχεδιάζουμε το ακόλουθο πείραμα, στα πλαίσια της $DGP1$: Εξετάζουμε την οικογένεια των $ADL(q,r)$ εκτιμητών που προκύπτουν όταν τα q και r πάρουν τιμές ακέραιων αριθμών στο διάστημα $[0, 4]$, λαμβάνοντας κατά συνέπεια δεκατέσσερις $ADL(q,r)$ εκτιμητές. Σε αυτήν την κατηγορία, και για το συγκεκριμένο DGP υπό μελέτη, οι $ADL(0,0)$, $ADL(0,1)$, $ADL(1,0)$ και $ADL(1,1)$ είναι under-specified, ο $ADL(1,2)$ είναι exactly-specified, και οι υπόλοιποι είναι over-specified. Θεωρούμε επίσης είκοσι ένα $DOLS(p)$ εκτιμητές και άλλους είκοσι ένα $DGLS(p)$ εκτιμητές, αφήνοντας το p να πάρει τιμές ακέραιων αριθμών στο διάστημα $[0, 20]$. Όσον αφορά στους $PL(s, l)$ και $JOH(z)$ εκτιμητές, επιτρέπουμε στα s και z να πάρουν τις τιμές στο διάστημα $[1, 4]$. Προφανώς, το πρόβλημα του σωστού αριθμού υστερήσεων δεν είναι σχετικό για τον $FMLS$ ή τον $PW-FMLS$, λόγω της μη-παραμετρικής φύσης τους. Ένα συγκρίσιμο ζήτημα αφορά την επιλογή του ιδανικού bandwidth με τη βοήθεια κριτηρίων, όπως αυτά που προτείνονται από τον Andrews (1991) ή τους Newey και West (1994). Δεν προσπαθούμε να εξετάσουμε αυτό το ζήτημα λεπτομερώς (δες Christou και Pittis, 2002). Δεδομένου ότι δεν απαιτούνται μελλοντικές τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής για αυτό το συγκεκριμένο DGP , θέτουμε το l ίσο με μηδέν. Για να επιλέξουμε τις τάξεις (q,r), p , s και z , χρησιμοποιούμε τα τρία συνηθέστερα χρησιμοποιημένα κριτήρια πληροφοριών (Information Criteria) για την επιλογή μοντέλου, δηλαδή το Akaike (1974), το Schwarz (1978) και το Hannan και Quinn (1979) κριτήρια, αναφερόμενα σε αυτά ως AIC, HQ και SIC, αντίστοιχα. Σε κάθε επανάληψη, επιλέγουμε τις τάξεις των $ADL(q,r)$, $DOLS(p)/DGLS(p)$, $PL(s,0)$ και $JOH(z)$ με κάθε ένα από τα τρία κριτήρια και υπολογίζουμε τις στατιστικές, που καθορίζονται στο προηγούμενο τμήμα. Οι

μέσες τιμές των στατιστικών σχετικά με την ακρίβεια εκτίμησης αναφέρονται στον Πίνακα 3A, ενώ εκείνοι που αναφέρονται στον έλεγχο υποθέσεων αναφέρονται στον Πίνακα 3B (Παράρτημα Β, Τμήμα Β.1). Αναφέρουμε επίσης τις συχνότητες με τις οποίες κάθε κριτήριο επιλέγει τις τάξεις (q, r) και p , στα Διαγράμματα 5A- 5D, 6A- 6D και 7A- 7D (Παράρτημα Β, Τμήμα Β.2) για τον $ADL(q,r)$, $DOLS(p)$ και $DGLS(p)$ εκτιμητή, αντίστοιχα. Για συντομία, δεν αναφέρουμε τις συχνότητες επιλογής των τάξεων s και z στον $PL(s, 0)$ και $JOH(z)$, αντίστοιχα, αλλά τις συζητάμε εν συντομία στο κείμενο. Εξετάζουμε δείγματα των 100 και 300 παρατηρήσεων, αλλά δίνουμε τα αποτελέσματα μόνο από τα πρώτα.

Κατ' αρχάς, περιορίζουμε τη συζήτησή μας στη σύγκριση μεταξύ του $ADL(q,r)$ και $DOLS(p)/DGLS(p)$ εκτιμητή. Τα κύρια αποτελέσματα μπορούν να συνοψιστούν ως εξής:

(i) Άσχετα από την τιμή του a_{11} , τα κριτήρια HQ και SIC επιλέγουν το σωστό δυναμικό μοντέλο, δηλ. το $ADL(1,2)$, στις 85 τοις εκατό των περιπτώσεων, ενώ ο αντίστοιχος αριθμός για το AIC είναι 60 τοις εκατό. Αυξάνοντας το μέγεθος του δείγματος σε 300, αυξάνεται η συχνότητα με την οποία το σωστό ADL μοντέλο επιλέγεται σε 65 τοις εκατό για το AIC και σε 95 τοις εκατό για τα HQ και SIC.

(ii) Στα πλαίσια των $DOLS(p)/DGLS(p)$ εκτιμητών, τα HQ και SIC αποτυγχάνουν να επιλέξουν ένα αρκετά μεγάλο p , ειδικά για τις μεγάλες τιμές του a_{11} . Στα πλαίσια του $DOLS(p)$, το καλύτερο κριτήριο είναι κατά πολύ το AIC, το οποίο τείνει να επιλέγει μεγάλες τιμές του p καθώς το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης αυξάνεται. Η απόδοση του AIC, εντούτοις, μειώνεται πολύ στα πλαίσια του $DGLS(p)$ εκτιμητή, όπου το AIC είναι ακόμα το καλύτερο κριτήριο αλλά μόνο λίγο πάνω από το HQ και SIC.

(iii) Η συμπεριφορά των κριτηρίων πληροφοριών έχει τις ακόλουθες συνέπειες: τα μέσα, μεσαία σφάλματα και MSE είναι πολύ χαμηλότερα στα πλαίσια του

ADL(q,r) σε σχέση με τους DOLS (p) /DGLS(p) , ειδικά καθώς το a_{11} τείνει στη μονάδα. Παραδείγματος χάριν, όταν $a_{11} = 0.95$, το μέσο σφάλμα του AIC-βασισμένου ADL(q,r), είναι κατά τέσσερα και δέκα τρεις φορές χαμηλότερο από το σφάλμα του AIC-βασισμένου DOLS(p) και DGLS(p), αντίστοιχα. Η εικόνα είναι παρόμοια όσον αφορά στον έλεγχο υποθέσεων. Οι κατανομές των ADL(q,r), DOLS(p) και DGLS(p), t-στατιστικών μετατοπίζονται στα δεξιά καθώς το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης αυξάνεται. Αυτό είναι αναμενόμενο καθώς οι παράμετροι ενόχλησης $\omega_{12} / \omega_{22}$ και δ_{21} τείνουν στο $+\infty$ όταν το a_{11} τείνει στη μονάδα. Αυτή η μετατόπιση είναι πιο έντονη στην περίπτωση του εν μέρει διορθωμένου DOLS(p) και DGLS(p) εκτιμητή, παράγοντας κατά συνέπεια εμπειρικά μεγέθη 67 τοις εκατό και 99 τοις εκατό, αντίστοιχα, για $a_{11} = 0.95$. Για τον ίδιο βαθμό persistence, το εμπειρικό μέγεθος του ADL(q,r) μοντέλου είναι περίπου 23 τοις εκατό, ανεξάρτητα από το κριτήριο πληροφορίας που υιοθετείται.

(iv) Γυρνώντας στη σχετική απόδοση του DOLS(p) σε σχέση με τον DGLS(p) εκτιμητή, η ανωτερότητα του DOLS(p) εκτιμητή είναι εμφανής και στην εκτίμηση και στον έλεγχο υποθέσεων. Αυτό οφείλεται στην ανικανότητα όλων των κριτηρίων να επιλέξουν ένα αρκετά μεγάλο p για τον DGLS(p) εκτιμητή. Όταν το $a_{11} = 0.9$ τα μέσα σφάλματα των AIC-βασισμένων DOLS(p) και DGLS (p) εκτιμητών είναι 0.08 και 0.44, αντίστοιχα, ενώ για $a_{11} = 0.95$ τα αντίστοιχα σφάλματα αναρριχούνται στο 0.27 και 0.85, αντίστοιχα.

(v) Υπάρχει ένας απλός λόγος για τον οποίο το AIC είναι το καλύτερο κριτήριο στα πλαίσια του DOLS(p), ενώ είναι χειρότερο από το SIC και το HQ στα πλαίσια του ADL(q,r) εκτιμητή: το AIC είναι ένα ασυμπτωτικά αποτελεσματικό κριτήριο, δηλ. επιλέγει το μοντέλο που ταιριάζει καλύτερα στα δεδομένα χωρίς να υποθέτει ότι το σωστό μοντέλο ανήκει στο σύνολο των υποψηφίων μοντέλων. Αυτή είναι προφανώς η περίπτωση για την κατηγορία των AS(p) μοντέλων υπό εξέταση, αφού το σωστό μοντέλο υποθέτει $p = \infty$. Αντιθέτως, όταν η κατηγορία του ADL(q, r) μοντέλων εξετάζεται, το σωστό μοντέλο, ADL(1,2), ανήκει στο

σύνολο των υποψηφίων μοντέλων. Σε αυτή την περίπτωση, τα συνεπή κριτήρια επιλογής, όπως το SIC και το HQ επιλέγουν το σωστό μοντέλο για λογικά μεγέθη δειγμάτων.

Τώρα εξετάζουμε την απόδοση του $PL(s, 0)$, του $JOH(z)$ και του PW-FMLS εκτιμητή. Τα κύρια αποτελέσματα συνοψίζονται κατωτέρω:

(i) Οι συχνότητες με τις οποίες τα κριτήρια επιλέγουν το σωστό $PL(1,0)$ μοντέλο είναι σχεδόν ίσες με τις αντίστοιχες για το $ADL(1,2)$ μοντέλο. Κατά συνέπεια, η απόδοση του $PL(s, 0)$ είναι συγκρίσιμη με αυτήν του $ADL(q, r)$ όσον αφορά στην ακρίβεια εκτίμησης και την αξιοπιστία των στατιστικών συμπερασμάτων. Παρόμοια αποτελέσματα επιτυγχάνονται για το $JOH(z)$ εκτιμητή. Επομένως, οι $ADL(q,r)$, $PL(s,0)$ και $JOH(z)$ εκτιμητές μπορεί να θεωρηθεί ότι σχηματίζουν μια κατηγορία παραμετρικών εκτιμητών, Τάξη Α, με παρόμοια χαρακτηριστικά.

(ii) Ο PW-FMLS εκτιμητής, με την bandwidth παράμετρο επιλεγμένη μέσα από την Andrews (1991) διαδικασία, και ο DOLS(p) εκτιμητής, με το p να επιλέγεται από οποιαδήποτε από τα τρία κριτήρια υπό μελέτη φαίνεται ότι διαμορφώνουν μια δεύτερη κατηγορία των εκτιμητών, έστω Τάξη Β. Κάθε εκτιμητής της Τάξης Α δείχνει να εξουσιάζει οποιοδήποτε εκτιμητή της Τάξης Β σε οποιαδήποτε πτυχή της στατιστικής επαγωγής. Τέλος, ο standard FMLS και ο DGLS(p) εκτιμητής φαίνεται να διαμορφώνουν μια τρίτη κατηγορία, για παράδειγμα Τάξη Γ, που αποτελείται από τους χειρότερους εκτιμητές.

3.3.2 Περαιτέρω επεκτάσεις

Μέχρι τώρα, σχετικά με τη στατιστική επαγωγή πάνω στο θ , τα Monte Carlo πειράματα προτείνουν έντονα τη χρήση ενός εκτιμητή από την Τάξη Α (ειδικότερα, τον $ADL(q,r)$) πέρα από τους εκτιμητές της Τάξης Β ή, ακόμα περισσότερο, πέρα από τους εκτιμητές της Τάξης Γ. Επιπλέον, η προσοχή μας έχει εστιαστεί στην περίπτωση που το σφάλμα συνολοκλήρωσης και η πρώτη διαφορά της ανεξάρτητης μεταβλητής παράγονται με μια διαδικασία VAR(1), και το σφάλμα συνολοκλήρωσης δεν είναι αιτιακό κατά Granger για το σφάλμα

που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή. Το μοντέλο ADL(1,2) είναι το σωστό μοντέλο για αυτό το συγκεκριμένο DGP και η τάξη του επιλέγεται επιτυχώς από τα τρία κοινά κριτήρια πληροφοριών, ειδικά τα συνεπή, δηλ. τα κριτήρια SIC και HQ. Στη συνέχεια, ερευνούμε το βαθμό στον οποίο η σχετική απόδοση των εκτιμητών παραμένει αμετάβλητη, όταν εξετάζονται εναλλακτικές διαδικασίες για το σφάλμα. Ειδικότερα, επεκτείνουμε τις προσομοιώσεις μας για να περιλάβουμε τις ακόλουθες περιπτώσεις:

(i) το σφάλμα συνολοκλήρωσης είναι αιτιακό κατά Granger για το σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή, δηλαδή $\alpha_{21} \neq 0$.

(ii) το σφάλμα συνολοκλήρωσης και το σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή ακολουθούν μια διαδικασία VAR(2).

(iii) το σφάλμα συνολοκλήρωσης και το σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή ακολουθούν μια πρώτης τάξης διανυσματική κινούμενου μέσου όρου διαδικασία (Vector Moving Average, VMA(1)).

Το σφάλμα συνολοκλήρωσης είναι αιτιακό κατά Granger για το σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή.

Σε αυτό το σύνολο προσομοιώσεων, το διάνυσμα σφαλμάτων, \mathbf{u}_t , παραμένει μια διαδικασία VAR(1), αλλά η μήτρα μετάβασης A δεν περιλαμβάνει μηδενικά στοιχεία, εκτός από το a_{22} . Σε αυτήν την περίπτωση, σε αντιδιαστολή με αυτές που αναλύονται στο προηγούμενο τμήμα, υπάρχουν ανατροφοδοτήσεις από το σφάλμα συνολοκλήρωσης στο σφάλμα που κινεί τον regressor. Αυτό, στη συνέχεια, απαιτεί περαιτέρω επαύξηση των ADL(q,r) και AS(p) μοντέλων με g μελλοντικές τιμές του x_t και t μελλοντικές τιμές του Δx_t , αντίστοιχα για να έχουμε ασυμπτωτικό optimality. Οι προκύπτοντες εκτιμητές, ADL(q, r, g) και DOLS(p, t)/DGLS(p,t), στοχεύουν στην εξάλειψη των δευτερογενών ασυμπτωτικών επιδράσεων bias που προκύπτουν από τον ταυτόχρονο και διαχρονικό συσχετισμό μεταξύ των στοιχείων του \mathbf{u}_t (βλ.

Phillips και Loretan, 1991, Saikonnen, 1991, Stock και Watson, 1993). Σε παρόμοιο πνεύμα, η τάξη, l , του εκτιμητή $PL(s,l)$ υποτίθεται ότι είναι μεγαλύτερη από μηδέν.

Από αυτή την άποψη, εξετάζουμε την οικογένεια των $ADL(q, r, g)$ εκτιμητών, οι οποίοι προκύπτουν αφήνοντας τα q, r και g να πάρουν τιμές ακέραιων αριθμών στο διάστημα $[0, 4]$, λαμβάνοντας κατά συνέπεια δεκατέσσερις $ADL(q, r, g)$ εκτιμητές. Εξετάζουμε επίσης εννέα $DOLS(p, t)$ εκτιμητές και άλλους εννέα $DGLS(p, t)$ εκτιμητές, αφήνοντας τα p και t να πάρουν τιμές ακέραιων αριθμών στο διάστημα $[0, 4]$. Τέλος, εξετάζουμε δεκατέσσερις εκτιμητές $PL(s, l)$ αφήνοντας τα s και l να πάρουν τιμές ακέραιων αριθμών στα διαστήματα $[1,4]$ και $[0, 4]$, αντίστοιχα. Για να επιλέξουμε τις τάξεις αυτών των εκτιμητών, χρησιμοποιούμε τα τρία προαναφερθέντα κριτήρια. Ο σχεδιασμός αυτού του συνόλου προσομοιώσεων είναι ο ίδιος με αυτόν που περιγράφεται στο προηγούμενο τμήμα. Το DGP υπό εξέταση είναι το ακόλουθο: $a_{12} = 0.5, \sigma_{12} = 0.7, a_{21} = 0.5, a_{22} = 0, \sigma_{11} = \sigma_{22} = 1, \theta = 1$ και $0 < a_{11} < 1$. Η παράμετρος a_{11} τίθεται ίση με 0.3 και 0.7, για να ικανοποιείται η συνθήκη στασιμότητας ιδιοτιμών. Οι μέσες τιμές των στατιστικών σχετικά με την ακρίβεια εκτίμησης και ελέγχου υποθέσεων αναφέρονται στους Πίνακες 4A και 4B (Παράρτημα Β, Τμήμα Β.1), αντίστοιχα. Εκθέτουμε επίσης τις συχνότητες με τις οποίες κάθε κριτήριο επιλέγει τις τάξεις των $ADL(q, r, g)$, $DOLS(p, t)$ και $DGLS(p, t)$ στα διαγράμματα 8A-8B, 9A-9B και 10A-10B (Παράρτημα Β, Τμήμα Β.1), αντίστοιχα.

Αρχικά συγκρίνουμε τους $ADL(q, r, g)$, $DOLS(p, t)$ και $DGLS(p, t)$ εκτιμητές. Αυτό το σύνολο προσομοιώσεων παρέχει περαιτέρω στοιχεία για την κυριαρχία της κατηγορίας των ADL εκτιμητών πάνω στους $DOLS/ DGLS$, και από την άποψη της ακρίβειας εκτίμησης και της αξιοπιστίας της στατιστικής επαγωγής. Εντούτοις, η διαφορά στην απόδοση μεταξύ των $ADL(q, r, g)$, $DOLS(p, t)$ και $DGLS(p, t)$ είναι μικρότερη σε αυτήν την περίπτωση από ότι ήταν στην κύρια περίπτωση, $DGP1$. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι όταν το

$a_{21} \neq 0$, η παράμετρος μακροπρόθεσμου συσχετισμού ω_{12}/ω_{22} συγκλίνει σε ένα καλά καθορισμένο όριο καθώς το $a_{11} \rightarrow 1$. Αφ' ετέρου, όταν $a_{21} = 0$, η παράμετρος ενόχλησης ω_{12}/ω_{22} τείνει στο άπειρο, καθώς το $a_{11} \rightarrow 1$. Συνεπεία της οριακής συμπεριφοράς του ω_{12}/ω_{22} , τα μέσα σφάλματα των ADL(q, r, g) εκτιμητών για $a_{11} = 0.7$ είναι μεταξύ 0.0008 και 0.0015 ανάλογα με το κριτήριο επιλογής, ενώ τα αντίστοιχα biases των DOLS(p, t) και DGLS(p, t) εκτιμητών βρίσκονται μεταξύ 0.0009 και 0.0019, και 0.0014 και 0.0032, αντίστοιχα. Ομοίως, η στατιστική επαγωγή πάνω στο θ είναι πιο αξιόπιστη στα πλαίσια του ADL(q, r, g) εκτιμητή, όπως προτείνεται από τα εμπειρικά sizes του ADL(q, r, g), που μετά βίας υπερβαίνουν το 10 τοις εκατό, ανεξάρτητα από το κριτήριο επιλογής και την τιμή του a_{11} . Αφ' ετέρου, τα εμπειρικά sizes του DOLS(p, t) και DGLS(p, t) κυμαίνονται από 18.6 τοις εκατό ως 21.9 τοις εκατό και από 11.7 τοις εκατό σε 19.5 τοις εκατό, αντίστοιχα.

Όσον αφορά στο υπόλοιπο των εκτιμητών, η συζήτηση είναι περιορισμένη απλώς στον έλεγχο υποθέσεων. Το PL(s, l) t-statistic κατανέμεται περίπου σαν $N(0,1)$, με συνέπεια τα πολύ αξιόπιστα στατιστικά συμπεράσματα επάνω στο θ . Αφ' ετέρου, το JOH(z) t-statistic είναι undersized, ειδικά για τις μικρές τιμές του a_{11} , παρά το γεγονός ότι τα κριτήρια πληροφοριών επιλέγουν τη σωστή τάξη υστερήσεων, $z=2$, με μια συχνότητα που κυμαίνεται από 90 έως 98 τοις εκατό. Είναι ενδιαφέρον το γεγονός ότι ο PW-FMLS επιτρέπει τη στατιστική επαγωγή με λογική ακρίβεια. Ειδικότερα, το εμπειρικό size του σχετικού t-test είναι 6 τοις εκατό και 10.6 τοις εκατό για $a_{11} = 0.3$ και $a_{11} = 0.7$, αντίστοιχα. Αυτό σημαίνει ότι η απόδοση του εκτιμητή PW-FMLS είναι συγκρίσιμη με αυτήν του DGLS(p) και, για τις μικρές τιμές του a_{11} , ακόμη και με αυτή του ADL(q, r, g). Εντούτοις, οι σχετικά καλές ιδιότητες του PW-FMLS δεν ισχύουν για τον τυποποιημένο FMLS, ο οποίος παραμένει ο χειρότερος εκτιμητής, παράγοντας εμπειρικά sizes 10.9 τοις εκατό και 49.6 τοις εκατό για $a_{11} = 0.3$ και $a_{11} = 0.7$, αντίστοιχα.

VAR(2) σφάλματα

Σε αυτό το σύνολο προσομοιώσεων ερευνάμε το βαθμό στον οποίο ο ADL(q,r) εκτιμητής ξεπερνά τους DOLS(p)/ DGLS(p) εκτιμητές στην περίπτωση που τα σφάλματα παράγονται με μια διμεταβλητή VAR(2) διαδικασία. Κατ' αρχάς, λαμβάνουμε το ADL(q, r) μοντέλο που υπονοείται από αυτό το DGP, και δεύτερον, παράγουμε τις συνθήκες κάτω από τις οποίες το ADL(q, r) μοντέλο καταλήγει στο AS(p) μοντέλο. Συγκεκριμένα, υποθέτουμε ότι τα σφάλματα παράγονται με την ακόλουθη διαδικασία:

$$\begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t-1} \\ u_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t-2} \\ u_{2t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad (3.31)$$

$$\begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \sim NIID \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \right]$$

με $a_{21} = 0, b_{21} = 0$, δηλαδή δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger που τρέχει από το σφάλμα συνολοκλήρωσης στο σφάλμα που κινεί τον regressor. Η VAR(2) δομή του \mathbf{u}_t υπονοεί ότι η δεσμευμένη προσδοκία του u_{1t} στο πλήρες σετ πληροφοριών μπορεί να συνοψιστεί ως εξής:

$$E(u_{1t} | u_{2t}, \mathbf{u}_{t-1}, \mathbf{u}_{t-2}, \dots) = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} e_{2t} + a_{11}u_{1t-1} + a_{12}u_{2t-1} + b_{11}u_{1t-2} + b_{12}u_{2t-2} \quad (3.32)$$

Αυτή η δεσμευμένη προσδοκία γεννά το ακόλουθο ADL(2,3) μοντέλο:

$$y_t = \theta x_t + d_1 y_{t-1} + d_2 y_{t-2} + d_3 x_{t-1} + d_4 x_{t-2} + d_5 x_{t-3} + v_t \quad (3.33)$$

όπου

$$d_1 = a_{11} - a_{21} \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \quad (3.34)$$

$$d_2 = b_{11} - b_{21} \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \quad (3.35)$$

$$d_3 = a_{12} - a_{11}\theta + (a_{21}\theta - a_{22} - 1) \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \quad (3.36)$$

$$d_4 = b_{12} - b_{11}\theta - a_{12} + (b_{21}\theta + a_{22} - b_{22}) \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \quad (3.37)$$

$$d_5 = b_{22} \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} - b_{12} \quad (3.38)$$

Είναι εύκολο να δειχτεί ότι το ADL(2,3) μοντέλο ισοδυναμεί με το AS(2) μοντέλο όταν $a_{11} = b_{11} = 0$. Όμοια με τα προηγούμενα πειράματα, εξετάζουμε την οικογένεια των εκτιμητών ADL(q, r) που προκύπτουν αφήνοντας τα q και r να πάρουν τιμές ακέραιων αριθμών στο διάστημα [0, 4], λαμβάνοντας κατά συνέπεια 14 ADL(q,r) εκτιμητές. Όσον αφορά τα AS(p) μοντέλα, επιτρέπουμε στο p να πάρει ακέραιες τιμές στο διάστημα [0, 20], λαμβάνοντας κατά συνέπεια είκοσι έναν DOLS(p)/ DGLS(p) εκτιμητές. Για τον DGLS (p) εκτιμητή, υποθέτουμε ένα AR(2) μοντέλο για το v_t . Για να επιλέξουμε τις τάξεις q, r και p, υιοθετούμε τα κριτήρια πληροφοριών που υιοθετήσαμε και στις προηγούμενες προσομοιώσεις μας. Σε κάθε επανάληψη, καθορίζουμε τις τάξεις ADL(q,r) και DOLS(p) /DGLS(p) με κάθε ένα από τα τρία κριτήρια, και έπειτα χρησιμοποιούμε τους προκύπτοντες εκτιμητές για να υπολογίσουμε τις στατιστικές που καθορίζονται στο προηγούμενο τμήμα. Η DGP υπό εξέταση είναι η ακόλουθη: $\{a_{12} = b_{12} = 0.5, \sigma_{12} = 0.7, a_{21} = a_{22} = b_{21} = b_{22} = 0, \sigma_{11} = \sigma_{22} = 1, \theta = 1 \text{ και } 0 \leq a_{11} < 1, 0 \leq b_{11} < 1\}$. Η παράμετρος a_{11} τίθεται ίση με 0.3 και 0.6, ενώ η b_{11} παίρνει τις τιμές 0 και 0.3, για να ικανοποιείται η συνθήκη στασιμότητας, η οποία σε αυτήν την περίπτωση γίνεται: $a_{11} + b_{11} < 1$.

Οι μέσες τιμές των στατιστικών σχετικά με την ακρίβεια εκτίμησης και τον έλεγχο υποθέσεων αναφέρονται στους Πίνακες 5A και 5B (Παράρτημα Β, Τμήμα Β.1), αντίστοιχα. Δίνουμε επίσης τις συχνότητες με τις οποίες κάθε κριτήριο επιλέγει τις τάξεις των ADL(q,r) και DOLS(p) /DGLS(p) εκτιμητών στα Διαγράμματα 11A-11C, 12A-12C και 13A-13C (Παράρτημα Β, Τμήμα Β.2), αντίστοιχα. Εν γένει, τα αποτελέσματα προσομοίωσης συνεχίζουν να παρέχουν ισχυρά στοιχεία υπέρ των ADL(q,r) μοντέλων, παρόμοιων με την κύρια περίπτωση μας, την DGP1. Τα κριτήρια SIC και HQ επιλέγουν τη σωστή τάξη του ADL(q,r) εκτιμητή στο 90 τοις εκατό των περιπτώσεων, ενώ η απόδοση του AIC μειώνεται στο επίπεδο του 60 τοις εκατό. Αφ' ετέρου, τα συνεπή κριτήρια αποτυγχάνουν να επιλέξουν ένα αρκετά μεγάλο p για τους DOLS(p)/ DGLS(p) εκτιμητές. Η μόνη εξαίρεση φαίνεται να είναι το AIC, το οποίο στην περίπτωση ενός ιδιαίτερα επίμονου σφάλματος συνολοκλήρωσης, δηλαδή όταν το $a_{11} + b_{11} = 0.9$, επιλέγει $p=20$ σε 40 τοις εκατό των περιπτώσεων. Κατά συνέπεια, ο ADL(q,r) εκτιμητής έχει σημαντικά χαμηλότερα mean και median biases από τους εκτιμητές DOLS(p) ή DGLS(p). Παραδείγματος χάριν, όταν $a_{11} = 0.6$ και $b_{11} = 0.3$, το bias των ADL(q,r) εκτιμητών κυμαίνεται από 0.049 όταν χρησιμοποιείται το HQ σε 0.055 όταν χρησιμοποιείται το AIC. Για τις ίδιες τιμές των a_{11} και b_{11} , το bias των DOLS(p) κυμαίνεται από 0.145 όταν χρησιμοποιείται το AIC σε 0.175 όταν χρησιμοποιείται το SIC. Ο DGLS(p) είναι κατά πολύ ο χειρότερος εκτιμητής και σε bias και σε MSE. Παραδείγματος χάριν, για $a_{11} + b_{11} = 0.9$, το bias και το MSE του AIC-βασισμένου DGLS(p) είναι 0.588 και 0.517, αντίστοιχα. Το bias και το MSE του DGLS(p) αυξάνονται εντυπωσιακά όταν χρησιμοποιείται το SIC, φθάνοντας στις τιμές 1.033 και 1.121, αντίστοιχα. Οι διαφορές στα biases και MSEs μεταξύ του ADL(q,r) και DOLS(p)/ DGLS(p) εκτιμητών απεικονίζονται επίσης στο size των αντίστοιχων διαδικασιών ελέγχων. Ειδικότερα, τα t-tests των DOLS(p)/ DGLS(p) εκτιμητών πάσχουν από μεγάλες στρεβλώσεις size, ειδικά στις περιπτώσεις ενός ιδιαίτερα persistent σφάλματος συνολοκλήρωσης. Παραδείγματος χάριν, για $a_{11} + b_{11} = 0.9$, το

εμπειρικό size των DOLS(p) και DGLS (p), όταν χρησιμοποιείται το AIC, είναι 58.8 και 75.5 τοις εκατό, αντίστοιχα. Αφ' ετέρου, για τον ίδιο βαθμό persistence και με τη βοήθεια του ίδιου κριτηρίου πληροφοριών, το εμπειρικό μέγεθος του ADL(q,r) t-test είναι μόνο 15.6 τοις εκατό. Η μόνη περίπτωση, όπου η απόδοση των DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητών είναι συγκρίσιμη με αυτήν του ADL(q, r) εκτιμητή είναι όταν $a_{11} = b_{11} = 0$. Αυτό συμβαίνει διότι το ADL(0,3) μοντέλο μειώνεται σε AS(2) μοντέλο και οι DOLS(2)/DGLS(2) εκτιμητές δεν πάσχουν από truncation bias. Τα συνεπή κριτήρια προσδιορίζουν τη σωστή τάξη και στα πλαίσια των δύο παραμετροποιήσεων σε περισσότερες από 90 τοις εκατό των περιπτώσεων. Κατά συνέπεια, η απόδοση των DOLS(p)/ DGLS(p) εκτιμητών είναι σχεδόν ίδια με αυτήν του ADL(q,r) εκτιμητή.

Σχετικά με τους υπόλοιπους εκτιμητές, τα t-statistic του PL(s,l) εκτιμητή είναι ελαφρώς καλύτερα από τον ADL(q,r) παράγοντας ένα εμπειρικό size περίπου 14 τοις εκατό στην περίπτωση ενός ιδιαίτερα επίμονου σφάλματος συνολοκλήρωσης. Η εμπειρική κατανομή του JOH(z) t-statistic στρέφεται δεξιά με αποτέλεσμα να παράγει εμπειρικά μεγέθη αραιά μεγαλύτερα από εκείνα που συνδέονται με τους εκτιμητές ADL(q,r) ή PL(s,l). Εντούτοις, οι στρεβλώσεις του size του JOH(z) είναι σημαντικά μικρότερες από εκείνες που παράγονται από τους DOLS(p) ή DGLS(p). Τέλος, η συμπεριφορά των ημιπαραμετρικών εκτιμητών μιμείται αυτήν της κύριας περίπτωσης, DGP1. Ειδικότερα, ο PW-FMLS, και ο απλός FMLS αποτυγχάνει να θεραπεύσει τα δευτερογενή ασυμπτωτικά biases, με συνέπεια την παραγωγή t-statistic των οποίων οι εμπειρικές κατανομές βρίσκονται μακριά από το μηδέν. Όσο πιο επίμονο είναι το σφάλμα συνολοκλήρωσης, τόσο εντονότερες είναι οι επιδράσεις. Παραδείγματος χάριν, όταν $a_{11} + b_{11} = 0.9$, η μέση τιμή του FMLS και PW-FMLS t-statistic είναι 4.6 και 2.3, αντίστοιχα, παράγοντας εμπειρικά sizes 69.7 τοις εκατό και 50.6 τοις εκατό, αντίστοιχα.

Σφάλματα VMA(1)

Σε αυτό το σύνολο προσομοιώσεων, χρησιμοποιούμε μία διμεταβλητή διαδικασία κινούμενου μέσου όρου, VMA(1), για να παράγουμε τα σφάλματα, u_{1t} και u_{2t} . Η υπόθεση του κινούμενου μέσου όρου υπονοεί ότι η μνήμη του σφάλματος συνολοκλήρωσης είναι εξαιρετικά σύντομη. Μια τέτοια περίπτωση εμφανίζεται σπάνια στις μακροοικονομικές εφαρμογές, όπου ένα ιδιαίτερα επίμονο σφάλμα συνολοκλήρωσης ανιχνεύεται συχνά. Συγκεκριμένα,

$$\begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1t-1} \\ e_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad (3.39)$$

και

$$\begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \sim NIID \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \right] \quad (3.40)$$

για $t=1,2,\dots,T$. Αυτό το DGP δεν παράγει ένα ADL(q,r) μοντέλο πεπερασμένης τάξης δεδομένου ότι η VMA(1) διαδικασία μπορεί να εκφραστεί σαν VAR(∞) μοντέλο. Σε αυτό το σύνολο προσομοιώσεων, εξετάζουμε το σύνολο των ADL(q,r) και των DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητών, που χρησιμοποιούνται στις προηγούμενες προσομοιώσεις μας, όπου οι τάξεις q, r, p επιλέγονται από τα κριτήρια AIC, SIC και HQ. Οι παράμετροι για το DGP υπό εξέταση είναι οι ακόλουθες: $a_{12} = 0.5$, $\sigma_{12} = 0.7$, $a_{21} = a_{22} = 0$, $\sigma_{11} = \sigma_{22} = 1$, $\theta = 1$ και $0 < a_{11} < 1$. Όπως στην περίπτωση με τα VAR (1) σφάλματα, η παράμετρος a_{11} παίρνει τις τιμές 0.3, 0.6, 0.9 και 0.95. Τα αποτελέσματα, που αναφέρονται στους Πίνακες 6A και 6B και στα Διαγράμματα 14A-14C, 15A-15C και 16A-16C (Παράρτημα Β, Τμήματα Β.1 και Β.2), μπορούν να συνοψιστούν ως εξής:

(i) Ανεξάρτητα από την τιμή του a_{11} , τα κριτήρια SIC και HQ επιλέγουν τον εκτιμητή DOLS(1)/DGLS(1) σε περισσότερες από 90 τοις εκατό των περιπτώσεων. Ο αντίστοιχος αριθμός για το AIC είναι μόνο 58 τοις εκατό.

(ii) Η τάξη του ADL(q, r) εκτιμητή, που επιλέγεται από τα κριτήρια, είναι μια αύξουσα συνάρτηση της παραμέτρου a_{11} . Παραδείγματος χάριν, όταν $a_{11} = 0.3$, τα κριτήρια SIC και HQ επιλέγουν το ADL(1,2) σε περισσότερες από το 50 τοις εκατό των περιπτώσεων, ενώ για $a_{11} = 0.9$ ή 0.95 , επιλέγουν το ADL(2,4) μοντέλο πολύ συχνά. Αφ' ετέρου, όταν $a_{11} = 0.9$ ή 0.95 , το αποδοτικό κριτήριο AIC επιλέγει σχεδόν ομοιόμορφα μεταξύ των εκτιμητών ADL (2,4), ADL (3,4) και ADL(4,4).

(iii) Όταν το $a_{11} = 0.9$ ή 0.95 , ο AIC-βασισμένος DOLS (p) εκτιμητής είναι πάντα ο καλύτερος αλλά λίγο πάνω από τους AIC-βασισμένους ADL(q,r).

(iv) Η κατανομή του t-statistic των εκτιμητών ADL(q,r) και DOLS (p)/DGLS(p) είναι κατάλληλα κεντροθετημένη περίπου στο μηδέν, ενώ ελαφρώς αρνητικά λοξή και λεπτόκυρτη. Αφ' ετέρου, τα ADL(q,r) t-tests ξεπερνούν οριακά τα DOLS(p) στην ελαχιστοποίηση των στρεβλώσεων του size. Για ένα ονομαστικό size 5 τοις εκατό, το εμπειρικό size του SIC-βασισμένου ADL(q,r) εκτιμητή είναι 9.7 τοις εκατό όταν το $a_{11} = 0.9$, ενώ ο αντίστοιχος αριθμός για τον SIC-βασισμένο DOLS (p) εκτιμητή είναι 10.2 τοις εκατό. Επιπλέον, το size των εκτιμητών DGLS είναι μια φθίνουσα συνάρτηση της παραμέτρου a_{11} και κυμαίνεται από περίπου 5 τοις εκατό για $a_{11} = 0$ σε 3 τοις εκατό για $a_{11} = 0.95$.

(v) Η συμπεριφορά των εκτιμητών JOH(z) και της PL(s, l) είναι σχεδόν ίδια με αυτήν του ADL(q,r) από την άποψη του bias, MSE και τοις εκατό απορρίψεις της μηδενικής υπόθεσης. Οι ημιπαραμετρικές μέθοδοι συμπεριφέρονται σωστά σε αυτήν την περίπτωση. Ο εκτιμητής PW-FMLS, ειδικότερα, φαίνεται να

υπολογίζει πλήρως τα δευτερογενή προβλήματα ενδογένειας, παρέχοντας κατά συνέπεια μια λογική εναλλακτική λύση στις παραμετρικές διαδικασίες.

Η γενική εικόνα προτείνει ότι όταν τα σφάλματα παράγονται με μια διαδικασία MA(1), οι DOLS(p)/DGLS(p) και PW-FMLS εκτιμητές δεν συμπεριφέρονται χειρότερα από τους εκτιμητές ADL(q,r), PL(s, l) και JOH(z), από την άποψη της ακρίβειας εκτίμησης και της αξιοπιστίας των στατιστικών συμπερασμάτων.

3.4 Συμπεράσματα

Τα πειράματα προσομοίωσης που αναφέρονται σε αυτό το κεφάλαιο δίνουν έμφαση στις πιθανές παγίδες της υιοθέτησης των DOLS(p) /DGLS (p) εκτιμητών ή την κατηγορία των FMLS εκτιμητών για την εκτίμηση ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης στα πλαίσια μιας εξίσωσης. Αυτές οι παγίδες εξετάζονται εύκολα με τη χρησιμοποίηση του ADL(q,r) ή του PL(s,l) εκτιμητή. Τα αποτελέσματα αυτής της μελέτης συνοψίζονται ως εξής:

(i) Γενικά, η συμπεριφορά του ADL(q,r) (ή PL(s,l)) εκτιμητή είναι ανώτερη από αυτήν του DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητές. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι οι τελευταίοι εκτιμητές, σε αντιδιαστολή με τους προηγούμενους, πάσχουν από σφάλμα αποκοπής. Μια μεγάλη τιμή του ρ απαιτείται συνήθως για το σφάλμα του DOLS(p)/ DGLS(p) να πλησιάσει τα επίπεδα του σφάλματος του ADL(q,r). Εντούτοις, τα 2.5% και 97.5% σημεία της εμπειρικής κατανομής των t-στατιστικών των DOLS(p)/DGLS(p) δεν πλησιάζουν τα αντίστοιχα σημεία της $N(0,1)$, ακόμη και για μεγάλες τιμές του ρ . Κατά συνέπεια, τα sizes των tests που βασίζονται πάνω στον DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητή, σε αντιδιαστολή με εκείνα που βασίζονται πάνω στους ADL(q,r) εκτιμητές, είναι μακριά από το ονομαστικό 5%.

(ii) Το σφάλμα αποκοπής των DOLS(p)/ DGLS(p) εκτιμητών εξαρτάται από τις ασυμπτωτικές παραμέτρους ενόχλησης μακροχρόνιας συσχέτισης και ενδογένειας, οι οποίες εξαρτώνται από τη δομή αιτιότητας Granger των

σφαλμάτων στο μοντέλο και από το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης. Κατά συνέπεια, η διαφορά μεταξύ της συμπεριφοράς των $ADL(q,r)$ και $DOLS(p)/DGLS(p)$ αυξάνεται με το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης. Αυτή η επίδραση είναι ηπιότερη παρουσία της αιτιότητας Granger που τρέχει από το σφάλμα συνολοκλήρωσης στο σφάλμα που οδηγεί τον regressor, επειδή σε αυτήν την περίπτωση, οι παράμετροι ενόχλησης δεν εκρήγνυνται καθώς το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης αυξάνεται.

(iii) Τα οφέλη από τη χρησιμοποίηση των $ADL(q,r)$ εκτιμητών, αντί των εκτιμητών $DOLS(p)/DGLS(p)$, παραμένουν ουσιαστικά όταν οι τάξεις (q, r) και p επιλέγονται μέσω των συνηθισμένων κριτηρίων επιλογής τάξεως. Η χρήση των συνεπών κριτηρίων SIC και HQ στα πλαίσια του $ADL(q, r)$ μοντέλου, οδηγεί στην επιλογή της σωστής τάξης σε περισσότερες από 90 τοις εκατό των περιπτώσεων. Αφ' ετέρου, αυτά τα κριτήρια είναι συνολικά ανίκανα να απομακρυνθούν από τις χαμηλές τάξεις στα πλαίσια των $DOLS(p)/DGLS(p)$ μεθόδων εκτίμησης, παράγοντας κατά συνέπεια ένα πολύ μεγάλο σφάλμα αποκοπής. Το αποδοτικό κριτήριο AIC είναι κατά πολύ το καλύτερο στα πλαίσια του $DOLS(p)$ εκτιμητή, δεδομένου ότι επιλέγει ένα αρκετά μεγάλο p στις περιπτώσεις που το σφάλμα αποκοπής είναι πιθανό να είναι μεγάλο.

(iv) Ο εκτιμητής JOH αποδίδει αρκετά καλά, ειδικά σε περιπτώσεις όπου το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης είναι ιδιαίτερα υψηλό. Ο JOH(z) μαζί με τον $ADL(q,r)$ και τον $PL(s,l)$ διαμορφώνουν μια κατηγορία (περισσότερο) παραμετρικών εκτιμητών που ξεπερνούν είτε τον FMLS είτε τους $DOLS(p) /DGLS(p)$.

(v) Τα αποτελέσματα προσομοίωσης παρέχουν ισχυρές ενδείξεις ενάντια στην χρήση του FMLS εκτιμητή. Στην πραγματικότητα, αυτός ο εκτιμητής είναι κατώτερος ακόμη και από τον $DOLS(p)/DGLS(p)$ για τις περισσότερες τιμές του p και για όλο τα DGPs υπό μελέτη. Εάν ο εφαρμοσμένος ερευνητής επιμένει στη χρησιμοποίηση FMLS, τουλάχιστον πρέπει να χρησιμοποιήσει την

prewhitened έκδοση αυτού του εκτιμητή, προκειμένου να επιτευχθεί απόδοση συγκρίσιμη με αυτήν του DOLS(p).

(vi) Τα προαναφερθέντα αποτελέσματα αναφέρονται κυρίως στις περιπτώσεις των αυτοπαλινδρομων σφαλμάτων. Όταν τα λάθη ακολουθούν μια διμεταβλητή διαδικασία κινούμενου μέσου όρου, όπου το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης είναι χαμηλό και το σφάλμα αποκοπής των DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητών είναι αμελητέο, οι δύο μέθοδοι υπό μελέτη είναι σχεδόν ισοδύναμες.

4. THE FISHER HYPOTHESIS

4.1 Εισαγωγή

Ένα μεγάλο κομμάτι της βιβλιογραφίας έχει αφιερωθεί στο μέγεθος της ανταπόκρισης των ονομαστικών επιτοκίων στις αλλαγές του αναμενόμενου πληθωρισμού, το οποίο είναι ευρέως γνωστό ως επίδραση Fisher. Οι επιπτώσεις της νομισματικής ουδετερότητας για διάφορες τιμές της επίδρασης Fisher κρύβονται πίσω από αυτό το μακριά υφιστάμενο ενδιαφέρον για το θέμα. Πιο συγκεκριμένα, η μακροπρόθεσμη υπερ-ουδετερότητα (superneutrality) του χρήματος συνδέεται με έναν συντελεστή που σχετίζει τα επιτόκια με τον αναμενόμενο πληθωρισμό ίσο με ένα, ενώ μια τιμή κάτω από τη μονάδα υπονοεί ουσιαστικές μακροπρόθεσμες μη-ουδετερότητες (non-neutralities).

Με αυτήν την λογική, η στασιμότητα του *ex ante* των προτέρων (ex ante) πραγματικού επιτοκίου έχει μερικές σημαντικές επιπτώσεις. Όπως προτείνεται από το τυπικό μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων κατανάλωσης, τα πραγματικά επιτόκια πρέπει να ακολουθούν την αύξηση της κατανάλωσης, η οποία είναι σαφώς μια στάσιμη μεταβλητή. Επιπλέον, η νεοκλασική θεωρία μεγέθυνσης που βασίζεται στη δυναμική βελτιστοποίηση για έναν αντιπροσωπευτικό οικονομικό φορέα υπονοεί ότι το πραγματικό επιτόκιο πρέπει να είναι σταθερό στην κατάσταση ισορροπίας, αφού είναι ανάλογο προς το ποσοστό χρονικής προτίμησης του αντιπροσωπευτικού καταναλωτή.

Δυστυχώς δεν υπάρχει καμία συναίνεση μεταξύ των οικονομολόγων για το αληθινό μέγεθος της επίδρασης Fisher. Υπάρχουν διάφορα προβλήματα που μολύνουν τις εμπειρικές εκτιμήσεις της επίδρασης Fisher. Ο Darby (1975) εισήγαγε την επίδραση των φόρων στο μέγεθος της επίδρασης Fisher. Υποστήριξε ότι τα ονομαστικά επιτόκια πρέπει να αυξάνονται περισσότερο από την αύξηση στον αναμενόμενο πληθωρισμό για να αντισταθμίσουν τους

κατόχους χρέους για μια χαμηλότερη μετά τη φορολόγηση απόδοση δεδομένου ότι το εισόδημα από τόκους φορολογείται συνήθως ως συνηθισμένο εισόδημα. Σε αυτήν την περίπτωση, πρέπει να λάβουμε μια εκτίμηση επίδρασης Fisher μεγαλύτερη από τη μονάδα. Ένα δεύτερο πρόβλημα είναι το γεγονός ότι δε μπορούμε να παρατηρήσουμε τον αναμενόμενο πληθωρισμό. Όταν ο πραγματικός πληθωρισμός χρησιμοποιείται αντί του αναμενόμενου, ένα σφάλμα εισάγεται στην εκτίμηση της επίδρασης Fisher. Ένα άλλο ζήτημα περιλαμβάνει τις ιδιότητες των χρονολογικών σειρών των υπό εξέταση στοιχείων κατά τον υπολογισμό μιας σχέσης όπως η επίδραση Fisher. Η μόνη περίπτωση που οι τεχνικές των ελαχίστων τετραγώνων ισχύουν είναι όταν οι σειρές είναι δευτέρου βαθμού (second-order) στάσιμες. Στην περίπτωση των μη-στάσιμων μεταβλητών, ο μόνος τρόπος να καθιερωθεί μια θεωρητική σχέση Fisher είναι μέσω των τεχνικών συνολοκλήρωσης (cointegration).

Τέλος, ακόμα και εφαρμόζοντας τις κατάλληλες μεθόδους cointegration, σοβαρά προβλήματα μπορούν να προκύψουν συνδεδεμένα με την εφαρμογή του cointegration, όπως το χαμηλό power των ελέγχων για cointegration ή η απόδοση των διάφορων εκτιμητών στα μικρά δείγματα. Οι Crowder και Hoffman (1996) πρότειναν ότι η επιλογή εκτιμητών μπορεί να εξηγήσει τα αντιφατικά στοιχεία στη βιβλιογραφία. Συγκεκριμένα, οι συγγραφείς αποδίδουν τα διαφορετικά συμπεράσματα που συνάγονται στη βιβλιογραφία σχετικά με τη σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και των επιτοκίων στις διαφορές στις ιδιότητες του OLS, του DOLS (βλ. Stock και Watson, 1993) και των εκτιμητών μέγιστης πιθανοφάνειας του Johansen (1988, 1991) σε μικρά δείγματα. Πιο πρόσφατα, οι Caporale και Pittis (2004) δείχνουν ότι οι εκτιμητές που χρησιμοποιούνται συχνά στις εμπειρικές μελέτες, δηλαδή ο OLS και ο FMLS, είναι αυτοί με τις λιγότερες επιθυμητές ιδιότητες σε μικρά δείγματα. Η ανικανότητα αυτών των εκτιμητών να δώσουν αποδοτικές εκτιμήσεις σε μικρά δείγματα είναι πιθανό να είναι αρμόδια για την απόρριψη της υπόθεσης Fisher, δεδομένου ότι οι συγγραφείς δείχνουν ότι όταν επιλέγονται οι εκτιμητές με τις καλύτερες

ιδιότητες, τα στοιχεία είναι έντονα ενθαρρυντικά για την επίδραση Fisher στις ΗΠΑ.

Σε αυτήν την μελέτη, παρέχουμε περαιτέρω υποστήριξη για την επίδραση Fisher σε 16 χώρες του ΟΟΣΑ. Εστιάζουμε ιδιαίτερα σε δύο τύπους εκτιμητών συνολοκλήρωσης που προκύπτουν στα πλαίσια των Autoregressive Distributed Lag (ADL) κατά Hendry. Ο πρώτος τύπος αναφέρεται συνήθως ως εκτιμητής Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) (βλ. Stock και Watson, 1993) και προκύπτει από τη στατική εξίσωση του y_t πάνω στο x_t , επαυξημένος από τις τρέχουσες και προηγούμενες τιμές της πρώτης διαφοράς της ανεξάρτητης μεταβλητής. Ο δεύτερος τύπος, ο εκτιμητής ADL, είναι βασισμένος στην προβολή του σφάλματος συνολοκλήρωσης στο πλήρες σύνολο πληροφοριών που αποτελείται από τις τρέχουσες και προηγούμενες τιμές της πρώτης διαφοράς της ανεξάρτητης μεταβλητής συν τις προηγούμενες τιμές του σφάλματος συνολοκλήρωσης.

Οι πιθανές παγίδες της χρησιμοποίησης του εκτιμητή DOLS σε αντιδιαστολή με τον ADL σε μικρά δείγματα τονίστηκαν στο προηγούμενο κεφάλαιο μέσω των θεωρητικών και Monte Carlo στοιχείων. Συγκεκριμένα δείξαμε ότι ο εκτιμητής ADL, που χρησιμοποιεί την ακριβή προβολή του σφάλματος συνολοκλήρωσης στο πλήρες σύνολο πληροφοριών, προσφέρει ένα καλύτερο πλαίσιο για την εκτίμηση του διανύσματος συνολοκλήρωσης από τον εκτιμητή DOLS που χρησιμοποιεί μια κατά προσέγγιση προβολή του σφάλματος συνολοκλήρωσης στις πληροφορίες που παρέχονται μόνο από το σφάλμα που οδηγεί την ανεξάρτητη μεταβλητή. Για αυτόν τον λόγο, η συμπεριφορά του εκτιμητή ADL φαίνεται να είναι η οριακή του εκτιμητή DOLS. Σε αυτό το πλαίσιο, προσπαθούμε να εξηγήσουμε το πάζλ της επίδρασης Fisher από την άποψη της επιλογής εκτιμητών.

Αυτό το κεφάλαιο οργανώνεται ως εξής: Το τμήμα 2 παρέχει μια συνοπτική βιβλιογραφική επισκόπηση σχετικά με την υπόθεση Fisher. Το τμήμα

3 παρουσιάζει τις εκτιμήσεις της εξίσωσης Fisher που λαμβάνονται από τους εκτιμητές ADL και DOLS. Για λόγους σύγκρισης, δίνουμε επίσης τις εκτιμήσεις από μερικούς άλλους συνήθεις εκτιμητές, όπως ο OLS και ο ημι-παραμετρικός εκτιμητής Fully Modified Least Squares (FMLS) των Phillips και Hansen (1990). Το τμήμα 4 δίνει τα βασικά συμπεράσματα του κεφαλαίου.

4.2 Συνοπτική βιβλιογραφική επισκόπηση

Τα εκ των προτέρων πραγματικά επιτόκια είναι μια βασική μεταβλητή όταν εξετάζουμε αποφάσεις επένδυσης - αποταμίευσης ή αποτιμούμε περιουσιακά στοιχεία. Η μακροπρόθεσμη συμπεριφορά τους αναλύεται συχνά στα πλαίσια της σχέσης Fisher (1930), που συνδέει τα ονομαστικά επιτόκια με τον αναμενόμενο πληθωρισμό και απαιτεί την πλήρη προσαρμογή των πρώτων στα τελευταία. Η σημασία αυτής της διαδικασίας προσαρμογής προέρχεται από το γεγονός ότι τα σοκ είτε στον πληθωρισμό είτε στα ονομαστικά ποσοστά δεν πρέπει να επιφέρουν μόνιμες διαταραχές στα πραγματικά επιτόκια. Κάτι τέτοιο θα ήταν προβληματικό στα πλαίσια των τυποποιημένων μοντέλων διαχρονικής αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.

Εντούτοις, μέχρι τώρα τα εμπειρικά στοιχεία δεν είναι ενθαρρυντικά για τη σχέση Fisher. Οι πολυάριθμες μελέτες έχουν διαπιστώσει ότι ο συντελεστής σε μια παλινδρόμηση του πληθωρισμού πάνω στα ονομαστικά ποσοστά είναι σημαντικά διαφορετικός από το ένα, τουλάχιστον κατά τη διάρκεια ορισμένων περιόδων, (Mishkin, 1992 και Evans και Lewis, 1995).

Τυπικά, η επίδραση Fisher μπορεί να εκφραστεί με την παρακάτω σχέση:

$$i_t(m) = \pi_t^e(m) + r_t^e(m) \quad (4.1)$$

όπου $i_t(m)$ είναι το ονομαστικό επιτόκιο m -περιόδου στο χρόνο t , το $\pi_t^e(m)$ είναι ο αναμενόμενος πληθωρισμός από το χρόνο t στο $t+m$, και το $r_t^e(m)$ είναι το εκ των προτέρων πραγματικό επιτόκιο. Υποθέτοντας ορθολογικές προσδοκίες

(βλ., π.χ. Mishkin, 1992), ο πληθωρισμός συνδέεται με τον αναμενόμενο πληθωρισμό ως εξής:

$$\pi_t(m) = \pi_t^e(m) + e_t \quad (4.2)$$

όπου e_t είναι μια διαδικασία λευκού θορύβου, ορθογώνια στο $\pi_t^e(m)$. Εάν περαιτέρω υποθέτουμε ότι η διαδικασία που ακολουθείται από το πραγματικό επιτόκιο είναι επίσης μια διαδικασία λευκού θορύβου με έναν μέσο ίσο με r , είμαστε σε θέση να εξετάσουμε την επίδραση Fisher στα πλαίσια της ακόλουθης παλινδρόμησης:

$$i_t(m) = r + \theta\pi_t(m) + v_t \quad (4.3)$$

Η υπόθεση που εξετάζεται μπορεί να λάβει τη μορφή:

Η υπόθεση Fisher ισχύει \Leftrightarrow (i) η v_t είναι $I(0)$ και (ii) $\theta = 1$

Η πρώτη από αυτές τις συνθήκες, δηλ. η συνθήκη ότι οι διαδικασίες $i_t(m)$ και $\pi_t(m)$ είναι διαδικασίες συνολοκληρωμένες υποστηρίζεται από τον όγκο των εμπειρικών στοιχείων στη βιβλιογραφία. Αφ' ετέρου, κατά την εξέταση της δεύτερης συνθήκης, οι εκτιμήσεις του θ εμφανίζονται να είναι σημαντικά διαφορετικές από τη μονάδα, γεγονός που οδηγεί στο παράδοξο Fisher.

Ο Mishkin (1992) ήταν ένας από τους πρώτους που πρότεινε ότι λόγω της προφανούς μη-στασιμότητας των ονομαστικών επιτοκίων και του πληθωρισμού μια πιθανή πηγή των χαμηλών εκτιμήσεων επίδρασης Fisher είναι το πρόβλημα της 'spurious' παλινδρόμησης που συζητείται από τους Granger και Newbold (1974). Σωστά επισήμανε ότι η σχέση Fisher πρέπει να αντιμετωπιστεί μέσα στο πλαίσιο ενός συνολοκληρωμένου συστήματος, όπως κατά τον Granger (1987). Ο Mishkin χρησιμοποίησε τη μέθοδο Engle - Granger για να υπολογίσει την επίδραση Fisher αλλά δεν παρήγαγε οποιαδήποτε ισχυρά συμπεράσματα λόγω των μεγάλων τυπικών αποκλίσεων των κατ' εκτίμηση παραμέτρων.

Οι επόμενες μελέτες χρησιμοποίησαν αποδοτικότερες διαδικασίες εκτίμησης και βρήκαν γενικά υποστήριξη για μια μακροπρόθεσμη σχέση Fisher στις ΗΠΑ. Οι Evans και Lewis (1995) χρησιμοποίησαν τον DOLS εκτιμητή των Stock και Watson (1993) και οι Crowder και Hoffman (1996) χρησιμοποίησαν το γκαουσιανό εκτιμητή μέγιστης πιθανοφάνειας του Johansen (1988). Οι Crowder και Hoffmann (1996) πρότειναν ότι η επιλογή εκτιμητών μπορεί να αποτελεί λόγο για τα αντιφατικά στοιχεία που συγκεντρώθηκαν μέχρι τώρα. Ειδικότερα, υποστηρίζουν ότι οι διαφορές στις ιδιότητες του OLS, του DOLS (Stock και Watson, 1993) και του εκτιμητή μέγιστης πιθανοφάνειας του Johansen (1991) σε μικρά δείγματα είναι αρμόδιες για τα διαφορετικά συμπεράσματα που συνάγονται στη βιβλιογραφία για τη σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και των επιτοκίων. Η ανάλυσή τους, εντούτοις, ήταν περιορισμένη δεδομένου ότι σύγκριναν μόνο τρεις εκτιμητές και μόνο από την πλευρά του bias σε μικρά δείγματα.

Σε αντίθεση οι Caporale και Pittis (2004) χρησιμοποίησαν ουσιαστικά όλους τους διαθέσιμους εκτιμητές μιας εξίσωσης και επέτρεψαν για εναλλακτικές συχνότητες στοιχείων καθώς και για δομικές αλλαγές. Αυτοί οι εκτιμητές συνολοκλήρωσης, οι περισσότεροι των οποίων είναι ασυμπτωτικά αποτελεσματικοί, διορθώνουν τις δευτερογενείς επιδράσεις (μακροχρόνια συσχέτιση και ενδογένεια) που υπάρχουν στην ασυμπτωτική κατανομή του OLS εκτιμητή είτε παραμετρικά είτε μη παραμετρικά. Με αυτόν τον τρόπο, εξέτασαν εάν (i) οι διαφορές στην εκτίμηση του θ μπορεί να αποδοθεί στο bias σε μικρά δείγματα και (ii) οι απορρίψεις της μηδενικής υπόθεσης απεικονίζουν τη χρήση των ασυμπτωτικών κριτικών τιμών παρά των εμπειρικών. Βρήκαν στοιχεία υπέρ των δύο αξιώσεων, τα οποία υπονοούν ότι η υπόθεση Fisher επιζεί ακόμα και όταν χρησιμοποιούνται οι λιγότερο ικανοποιητικοί εκτιμητές υπό τον όρο ότι οι εμπειρικές κριτικές τιμές χρησιμοποιούνται. Επιλέγοντας τον εκτιμητή με το ελάχιστο σφάλμα και μετατόπιση στην κατανομή των σχετικών t-στατιστικών, έγκυρη στατιστική επαγωγή μπορεί να διεξαχθεί υπέρ της ταυτότητας Fisher. Εντούτοις, η μελέτη τους περιορίστηκε στις ΗΠΑ, η

οποία είναι η χώρα που απασχολείται συνήθως στις εμπειρικές μελέτες για την υπόθεση Fisher. Μία εξαίρεση αποτελεί ο Crowder (1987) που εξέτασε την υπόθεση Fisher για τον Καναδά. Υπάρχουν πολύ λίγα στοιχεία, εν τούτοις, για τη σχέση ανάμεσα στα ονομαστικά επιτόκια και τον πληθωρισμό σε άλλες βιομηχανικές χώρες. Παραδειγματος χάριν, μία απαραίτητη συνθήκη, αλλά μη επαρκής, για να είναι ίσα τα πραγματικά επιτόκια διεθνώς είναι να ισχύει η σχέση Fisher σε κάθε χώρα χωριστά. Ο Rose (1988) και οι Koustas και Serletis (1999) εξέτασαν μια ομάδα βιομηχανικών χωρών, αλλά με λίγα στοιχεία υπέρ της υπόθεσης Fisher.

4.3 Εμπειρική ανάλυση

Σε αυτήν την μελέτη χρησιμοποιούμε μακροπρόθεσμα ονομαστικά επιτόκια (10-ετή) και ετήσιους πληθωρισμούς κατά τη διάρκεια των τελευταίων πενήντα ετών για 16 χώρες του ΟΟΣΑ για να εξετάσουμε εάν η σχέση Fisher έχει εμπειρική υποστήριξη διεθνώς. Η κύρια εστίασή μας, εντούτοις, είναι στη δυνατότητα των εκτιμητών DOLS/DGLS να παρέχουν έγκυρη στατιστική επαγωγή σε αντιδιαστολή με την κατηγορία ADL εκτιμητών. Για λόγους σύγκρισης, περιλαμβάνουμε επίσης τον τυποποιημένο εκτιμητή OLS μαζί με δύο είδη του εκτιμητή Fully Modified Least Squares (FMLS).

4.3.1 Στοιχεία

Τα στοιχεία που χρησιμοποιούνται σε αυτήν την μελέτη προέρχονται από τα International Financial Statistics του ΔΝΤ. Αποτελούνται από τις ετήσιες παρατηρήσεις σε 10-ετή ονομαστικά επιτόκια και πληθωρισμούς. Το δείγμα καλύπτει την περίοδο από το 1948 ως το 2002 και περιλαμβάνει τα στοιχεία από τα ακόλουθα κράτη: Αυστραλία, Βέλγιο, Καναδάς, Δανία, Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ιταλία, Ολλανδία, Νέα Ζηλανδία, Νορβηγία, Πορτογαλία, Σουηδία, Ελβετία, Ηνωμένες Πολιτείες και Ηνωμένο Βασίλειο.

4.3.2 Αποτελέσματα εκτίμησης

Μερικά προαναταρκτικά αποτελέσματα επιβεβαιώνουν την επικρατούσα άποψη ότι τα επιτόκια και τα ποσοστά πληθωρισμού είναι διαδικασίες $I(1)$ και συνολοκλήρωμένες. Κατά συνέπεια, η πρώτη συνθήκη για την υπόθεση Fisher ικανοποιείται. Με αυτόν τον τρόπο, εστιάζουμε στον έλεγχο της δεύτερης υπόθεσης, δηλαδή ότι ο συντελεστής δεν είναι διαφορετικός από τη μονάδα. Λεπτομερώς, υιοθετούμε δύο παραμετροποιήσεις του ADL εκτιμητή, τον $ADL(1,2)$ και τον $ADL(4,4)$ εκτιμητή. Όσον αφορά στον $DOLS(p)$ εκτιμητή, εξετάζουμε 20 εκτιμητές, αφήνοντας την παράμετρο αποκοπής, p , να πάρει τιμές στο διάστημα $[1, 20]$ με βήμα 1. Η επίδραση αυτοσυσχέτισης στον $DOLS(p)$ εκτιμητή λαμβάνεται υπόψη με τη βοήθεια του συνεπούς σε αυτοσυσχέτιση εκτιμητή μητρών συνδιακύμανσης των Newey και West (1987). Η παράμετρος bandwidth υπολογίζεται μη-παραμετρικά σύμφωνα με τους Newey και West (1994). Υποθέτουμε περαιτέρω ένα μοντέλο $AR(1)$ για το σφάλμα συνολοκλήρωσης και υιοθετούμε τον εφικτό γενικευμένο εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων. Οι προκύπτοντες εκτιμητές αναφέρονται ως $DGLS(p)$. Όπως αναφέρεται στην εισαγωγή, η σύγκριση επεκτείνεται για να περιλάβει μερικούς άλλους συνήθεις εκτιμητές, όπως ο OLS και οι εκτιμητές FMLS. Υπολογίζουμε τις μήτρες Ω και Δ με συνέπεια μέσα στο πλαίσιο των FMLS με τη χρησιμοποίηση του πυρήνα Quadratic Spectral και καθορίζουμε το bandwidth με τη βοήθεια της διαδικασίας Andrews (1991). Επιπλέον, η prewhitened εκδοχή του FMLS (PW-FMLS) που φιλτράρει το διάνυσμα των σφαλμάτων πριν από τον υπολογισμό των Ω και Δ υιοθετείται.

Οι εκτιμήσεις του θ αναφέρονται αναλυτικά στο Παράρτημα Γ (Πίνακες 1A-1F) μαζί με τις σχετιές τυπικές αποκλίσεις και τα t-test για τη μηδενική υπόθεση ενδιαφέροντος $\theta = 1$ για όλες τις χώρες υπό εξέταση. Τα κύρια αποτελέσματα συνοψίζονται στον παρακάτω Πίνακα 1.

Πίνακας 1: Εκτιμήσεις και αριθμός υστερήσεων στο AS(p) μοντέλο

| Χώρα | OLS | ADL(1,2) | p^* (DOLS) | p^* (DGLS) |
|--------------|-------|----------|--------------|--------------|
| Αυστραλία | 0.251 | 1.166 | 16 | 17 |
| Βέλγιο | 0.450 | 0.761 | 5 | 7 |
| Καναδάς | 0.574 | 1.032 | 13 | 13 |
| Δανία | 0.799 | 1.353 | 7 | 8 |
| Γαλλία | 0.334 | 0.767 | 6 | 8 |
| Γερμανία | 0.615 | 0.675 | 7 | 8 |
| Ιρλανδία | 0.551 | 0.686 | 3 | 5 |
| Ιταλία | 0.539 | 0.862 | 11 | 8 |
| Ολλανδία | 0.238 | 0.665 | 9 | 12 |
| Νέα Ζηλανδία | 0.436 | 1.063 | 14 | 15 |
| Νορβηγία | 0.309 | 1.358 | 13 | 19 |
| Πορτογαλία | 0.514 | 0.932 | 20 | 14 |
| Σουηδία | 0.470 | 0.866 | 2 | 7 |
| Ελβετία | 0.356 | 0.467 | 2 | 8 |
| UK | 0.526 | 0.580 | 2 | 7 |
| ΗΠΑ | 0.608 | 1.126 | 20 | 10 |

Αρχίζοντας από τον συνηθέστερα χρησιμοποιημένο εκτιμητή, τον εκτιμητή OLS, είμαστε σε θέση να απορρίψουμε την υπόθεση Fisher σε όλες τις χώρες εκτός από τη Δανία. Συγκεκριμένα, οι σημειακές εκτιμήσεις κυμαίνονται από 0.238 (Ολλανδία) σε 0.799 (Δανία). Το ίδιο ισχύει κατά τον έλεγχο της υπόθεσης Fisher μέσω των DOLS(p) / DGLS(p) εκτιμητών για τις μικρές τιμές του p . Συγκεκριμένα, όταν $p \in [1,2]$ η εκτίμηση του θ είναι σημαντικά μικρότερη από τη μονάδα για όλες τις χώρες υπό εξέταση. Κατά συνέπεια, φαίνεται ότι οι απορρίψεις της υπόθεσης Fisher με τη βοήθεια DOLS(p)/DGLS(p) t-στατιστικών, όπως αναφέρονται στους Evans και Lewis

(1995), μπορούν να αποδοθούν απλώς σε μια ανεπαρκώς μεγάλη τιμή του p . Αντιθέτως, αυτή η υπόθεση επιζεί εύκολα των εμπειρικών στοιχείων εάν αυτή εξετάζεται μέσα στο ADL (1,2) πλαίσιο εκτίμησης. Όταν ο ADL(1,2) εκτιμητής χρησιμοποιείται, η εκτίμηση θ είναι ασήμαντα διαφορετική από τη μονάδα σε όλες τις χώρες εκτός από την Ιρλανδία, την Ελβετία και το UK. Ο συντελεστής κυμαίνεται από 0.467 (Ελβετία) σε 1.353 (Δανία). Αυξάνοντας την τάξη του μοντέλου ADL σε ADL (4,4), η υπόθεση Fisher δεν μπορεί να απορριφθεί για όλες τις χώρες υπό εξέταση με εξαίρεση την Ελβετία και το UK.

Ας συγκρίνουμε τους εκτιμητές ADL με τους εκτιμητές DOLS. Όπως αναφέρεται ήδη, η απόδοση του ADL μπορεί να θεωρηθεί ως η οριακή απόδοση του DOLS εκτιμητών. Οι τελευταίες δύο στήλες του Πίνακα 1 δίνουν τον αριθμό p των υστερήσεων των DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητών που είναι απαραίτητες ώστε η παράμετρος ενδιαφέροντος να προσεγγίσει την τιμή που παράγεται στο πλαίσιο του ADL(1,2) εκτιμητή. Όταν χρησιμοποιείται ο DOLS(p) εκτιμητής, το p^* απαραίτητο για να μειώσει το bias του εκτιμητή DOLS στο επίπεδο του ADL (1,2) κυμαίνεται από 2 ως πάνω από 20. Σε 12 από τις 16 χώρες, το απαραίτητο μήκος p των υστερήσεων υπερβαίνει το 5, μια τιμή που χρησιμοποιείται σπάνια στις εμπειρικές εφαρμογές. Μια παρόμοια εικόνα προκύπτει όταν ο DGLS(p) εκτιμητής εξετάζεται με τον αριθμό των υστερήσεων να υπερβαίνει πάντα το 5. Πιο σημαντικά, εντούτοις, η τιμή του p που ελαχιστοποιεί το bias των DOLS(p) / DGLS(p) εκτιμητών δεν είναι αυτή που οδηγεί απαραίτητα σε μια τιμή του t -statistic για τον έλεγχο της υπόθεσης ενός μοναδιαίου συντελεστή στη σχέση Fisher παρόμοια με αυτήν που παράγεται από τους εκτιμητές ADL. Παραδείγματος χάριν, στην περίπτωση του DOLS(p) εκτιμητή για τη Δανία, το μήκος των υστερήσεων απαραίτητο για ένα ισοδύναμο bias μεταξύ του ADL(1,2) και του DOLS(p) εκτιμητή είναι 7. Σε αυτήν την περίπτωση, εντούτοις, οι σχετικές t -στατιστικές είναι 1.669 και 2.612 για τον ADL(1,2) και τον DOLS(7) εκτιμητή, αντίστοιχα, οδηγώντας σε συγκρουόμενα αποτελέσματα όσον αφορά στην απόρριψη της υπόθεσης Fisher.

Όσον αφορά στους εκτιμητές FMLS, πρέπει να σημειώσουμε ότι η απόδοση του FMLS μοιάζει με αυτή του OLS και DOLS(p) εκτιμητή για τις μικρές τιμές του p , που οδηγεί σε μια απόρριψη του μηδενικού σε 9 από τις 16 χώρες. Εντούτοις, με την υιοθέτηση του PW-FMLS, οι εκτιμήσεις του συντελεστή αυξάνουν την μη-απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε μόνο 25% των χωρών. Αξίζει να σημειώσουμε ότι χρησιμοποιώντας οποιονδήποτε τύπο του εκτιμητή FMLS, δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση ενός μοναδιαίου συντελεστή ούτε την Ιρλανδία ούτε για το UK Συγκεκριμένα, οι εκτιμήσεις για την Ιρλανδία και για το UK είναι 1.047 και 0.980, για τον εκτιμητή PW-FMLS, και το πιο σημαντικό, ασήμαντα διαφορετικοί από τη μονάδα. Το γεγονός αυτό προτείνει ότι οι ημι-παραμετρικές τεχνικές συνολοκλήρωσης είναι σε θέση να συλλάβουν τη δυναμική στα βρετανικά στοιχεία αποτελεσματικότερα από τις παραμετρικές, παρέχοντας περαιτέρω στοιχεία στη σημασία της επιλογής εκτιμητών για την εκτίμηση σχέσεων συνολοκλήρωσης.

4.4 Συμπεράσματα

Αυτό το κεφάλαιο εστίασε στις πιθανές παγίδες που προκύπτουν από τη χρησιμοποίηση των εκτιμητών DOLS(p)/DGLS(p) ή της κατηγορίας των εκτιμητών FMLS για την εκτίμηση ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης σε μια δημοφιλή εμπειρική εφαρμογή, την υπόθεση Fisher. Αυτά τα προβλήματα λύνονται εύκολα με τη χρήση των ADL(q,r) εκτιμητών. Εστίασαμε στην εκτίμηση του συντελεστή που συνδέει τα ονομαστικά επιτόκια και τον πληθωρισμό και το σχετικό έλεγχο της υπόθεσης ενός μοναδιαίου συντελεστή σε ένα δείγμα 16 χωρών του ΟΟΣΑ. Γενικά, βρήκαμε άφθονα στοιχεία υπέρ της υπόθεσης Fisher όταν αυτή εξετάζεται μέσα στο πλαίσιο του ADL ή στο DOLS(p)/ DGLS (p) πλαίσιο με μια αρκετά μεγάλη τιμή του p . Σε αυτό το πλαίσιο, επιβεβαιώσαμε την ανωτερότητα της συμπεριφοράς των ADL(q,r) εκτιμητών σε σχέση με αυτή των DOLS(p)/ DGLS (p) εκτιμητών όταν χρησιμοποιούνται πραγματικά στοιχεία.

Η ανάλυσή μας δείχνει ότι ο λόγος για τον οποίο οι προηγούμενες εμπειρικές μελέτες δεν έχουν υποστηρίξει την υπόθεση Fisher βρίσκεται στην επιλογή της μεθόδου εκτίμησης. Οι ιδιότητες μικρών δειγμάτων των εκτιμητών συνολοκλήρωσης μίας εξίσωσης εμφανίζονται να είναι κρίσιμες για τον έλεγχο της υπόθεσης Fisher. Κατά συνέπεια, όταν εξετάζεται μέσα στο πλαίσιο ADL, η επίδραση Fisher υποστηρίζεται από τα εμπειρικά στοιχεία για την πλειοψηφία των χωρών. Αντίθετα, η χρήση εκτιμητών DOLS(p) /DGLS(p), που υιοθετείται κυρίως στις προηγούμενες μελέτες, οδηγεί σε μαζική απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης, που οφείλεται κυρίως στον ανεπαρκή συνυπολογισμό των υστερήσεων της πρώτης διαφοράς της ανεξάρτητης μεταβλητής. Σε μερικές χώρες περισσότερες από 20 υστερήσεις της πρώτης διαφοράς του regressor απαιτούνται για να οδηγήσουν την αμεροληψία των εκτιμητών DOLS(p) /DGLS(p) σε κατώτερο επίπεδο από αυτό των εκτιμητών ADL. Επιπλέον, η συμπεριφορά της κατηγορίας των FMLS εκτιμητών τείνει να μιμηθεί εκείνη της κατηγορίας των DOLS εκτιμητών. Πρέπει να σημειωθεί, εν τούτοις, ότι η DGP που κινεί τα βρετανικά ονομαστικά επιτόκια και τον πληθωρισμό ενοεί την κατηγορία των FMLS εκτιμητών. Αυτή η εύρεση ενισχύει ακόμη περισσότερο το επιχειρημά μας ότι το παράδοξο Fisher μπορεί να εξηγηθεί μέσα από την επιλογή εκτιμητών.

5. ΕΚΤΙΜΗΤΕΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ ΚΑΙ ΑΛΛΑΓΕΣ ΣΤΗ ΔΥΝΑΜΙΚΗ ΤΩΝ ΣΦΑΛΜΑΤΩΝ

5.1 Εισαγωγή

Το ασυμπτωτικό optimality των κοινών εκτιμητών συνολοκλήρωσης μιας εξίσωσης εξαρτάται από ορισμένες συνθήκες που επιβάλλονται στο σφάλμα συνολοκλήρωσης και στο σφάλμα που οδηγεί το regressor. Αυτές οι συνθήκες εξασφαλίζουν τη δυνατότητα εφαρμογής του Functional Central Limit Theorem (FCLT), επιτρέποντας κατά συνέπεια την παραγωγή ασυμπτωτικών των μη-στάσιμων διαδικασιών. Μια μεγάλη κατηγορία γραμμικών διαδικασιών, συμπεριλαμβανομένων εκείνων που παράγονται από τα συνηθισμένα στάσιμα και αντιστρέψιμα VARMA μοντέλα, ικανοποιούν αυτές τις συνθήκες. Στα πλαίσια του τριγωνικού DGP, που προτάθηκε από τον Phillips (1988), το διάνυσμα του σφάλματος συνολοκλήρωσης και του σφάλματος που κινεί το regressor μοντελοποιείται συνήθως σε μία VAR(1) διαδικασία. Η ανάγκη παραμετροποίησης του διανύσματος των σφαλμάτων πηγάζει από την ανάγκη να αξιολογηθούν οι διάφοροι εκτιμητές στα πεπερασμένα δείγματα που χρησιμοποιούνται κυρίως στις εμπειρικές εφαρμογές ή/και να προσδιοριστούν οι συγκεκριμένες κριτικές τιμές για τον έλεγχο της μιας συνολοκληρωμένης σχέσης ενδιαφέροντος. Η δημοτικότητα της παραμετροποίησης των σφαλμάτων σαν VAR(1) βρίσκεται στο γεγονός ότι ένα τέτοιο μοντέλο περιλαμβάνει τα εμπειρικές συνερχόμενες συχνά στην πράξη. Ειδικότερα, συχνά παρατηρείται ότι το σφάλμα συνολοκλήρωσης παρουσιάζει έναν υψηλό βαθμό persistence. Αυτό το χαρακτηριστικό γνώρισμα μπορεί να συλληφθεί, αρκετά εύκολα, από ένα μοντέλο VAR(1), υπό τον όρο ότι ορισμένες παράμετροι του μοντέλου είναι διαφορετικές από μηδέν. Σε αυτό το πλαίσιο, διάφορες μελέτες Monte Carlo γύρω από τις ιδιότητες των εκτιμητών συνολοκλήρωσης σε μικρά δείγματα έχουν πραγματοποιηθεί (βλ., παραδείγματος χάριν, Phillips και Hansen, 1990, Stock και Watson, 1993, Christou και Pittis, 2002 και Κεφάλαιο 3).

Εντούτοις, μια σημαντική ερώτηση προκύπτει φυσικά σε αυτό το σημείο: Κατά πόσο ευπροσάρμοστο είναι το VAR(1) ώστε να περιλάβει όλα τα εμπειρικά φαινόμενα που παρουσιάζονται στα πραγματικά στοιχεία; Με άλλα λόγια, υπάρχουν οποιεσδήποτε άλλες ιδιότητες στα στοιχεία που δεν μπορούν να συλληφθούν με μια διαδικασία VAR(1); Εάν παραδείγματός χάριν, οι ιδιότητες χρονικής ετερογένειας των πραγματικών στοιχείων είναι γενικότερες από εκείνες που υπονοούνται από ένα μοντέλο VAR(1), τότε οι μελέτες προσομοίωσης, μέχρι τώρα, μπορεί να έχουν αποτύχει να πουν «ολόκληρη την ιστορία».

Ας ριζούμε μια ματιά σε μια δημοφιλή εφαρμογή της θεωρίας cointegration, δηλαδή την εκτίμηση της σχέσης Purchasing Power Parity (PPP) για την ισοτιμία της βρετανικής λίρας – δολαρίου. Μια στενή θεώρηση της σειράς των καταλοίπων από μια παλινδρόμηση της ονομαστικής ισοτιμίας στη διαφορά τιμών αποκαλύπτει ότι ένα μοντέλο με σταθερούς συντελεστές δεν μπορεί να προσαρμόσει τη δυναμική αυτού του μηχανισμού παραγωγής σφαλμάτων. Συγκεκριμένα, το Διάγραμμα 1Α (Παράρτημα Δ, Τμήμα Δ.1) παρουσιάζει τα κατάλοιπα συνολοκλήρωσης από την προαναφερθείσα παλινδρόμηση, για μια περίοδο 200 ετών. Τα Διαγράμματα 1C και 1D παρουσιάζουν τεχνητά στοιχεία βασισμένα σε ένα AR(1) μοντέλο με σταθερούς συντελεστές που επιδεινώνουν μέσους και υψηλούς βαθμούς persistence. Το Διάγραμμα 1B παρουσιάζει τεχνητά στοιχεία βασισμένα σε ένα AR(1) μοντέλο με έναν AR(1) συντελεστή. Εκπληκτικά, ακόμη και η ιδιαίτερα επίμονη διαδικασία (Διάγραμμα 1D) δεν μπορεί να έρθει κοντά στην απεικόνιση των εμπειρικών παρατηρήσεων. Αφ' ετέρου, η οπτική εξέταση των Διαγραμμάτων 1Α και 1B προτείνει ότι τα πραγματικά και τεχνητά στοιχεία είναι αρκετά παρόμοια. Αρκετά σημαντικά, αυτή η εικόνα προκύπτει με τους πολύ χαμηλούς βαθμούς persistence του αυτοπαλινδρομου συντελεστή.

Το προηγούμενο πείραμα έδειξε ότι ένα μοντέλο με σταθερό συντελεστή ίσως να μην είναι σε θέση να συλλάβει τη δυναμική στα πραγματικά στοιχεία. Για αυτόν τον λόγο, προχωράμε με τον υπολογισμό μιας άλλης δημοφιλούς

cointegrating σχέσης, αυτή μεταξύ των βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων επιτοκίων. Χρησιμοποιούμε εβδομαδιαία αμερικανικά στοιχεία για την περίοδο 1963-2004 και υπολογίζουμε τη σχέση ενδιαφέροντος χρησιμοποιώντας ένα κυλιόμενο παράθυρο 200 παρατηρήσεων. Έπειτα, διαμορφώνουμε τη διαδικασία που κρύβεται κάτω από το σφάλμα συνολοκλήρωσης και το σφάλμα που οδηγεί το regressor ως VAR(1) μοντέλο με σταθερούς συντελεστές. Αυτή η τεχνική μας επιτρέπει να ελέγξουμε εάν οι παράμετροι του μοντέλου μας έχουν παραμείνει σταθερές κατά τη διάρκεια ολόκληρης της περιόδου. Για λόγους έκθεσης, εστιάζουμε στην εκτίμηση του αυτοπαλινδρομου συντελεστή του σφάλματος cointegration. Όπως το Διάγραμμα 2A (Παράρτημα Δ, Τμήμα Δ.1) παρουσιάζει, αυτός ο κυλιόμενος συντελεστής δεν παραμένει σταθερός κατά τη διάρκεια του χρόνου. Αφ' ετέρου, τα τεχνητά στοιχεία που παράγονται από ένα μοντέλο με σταθερούς συντελεστές και που υπολογίζονται κατά τρόπο παρόμοιο, δηλ. χρησιμοποιώντας ένα κυλιόμενο δείγμα 200 παρατηρήσεων, δεν παρουσιάζουν καμία τέτοια χρονική μεταβλητότητα (βλ. Διάγραμμα 2C, Παράρτημα Α, Τμήμα Δ.1). Σε αυτό το πλαίσιο, σχεδιάζουμε επίσης τις σχετικές εκτιμήσεις από τα τεχνητά στοιχεία που παράγονται από ένα VAR (1) μοντέλο με VAR(1) συντελεστές στο Διάγραμμα 2B. Συγκρίνοντας τα Διαγράμματα 2A και 2B βλέπουμε ότι ένας time-varying μηχανισμός γέννησης σφαλμάτων είναι πιο κοντά στην πραγματικότητα από έναν σταθερό.

Πιο εκπληκτικά, τα διαγράμματα 3A- 3C παρέχουν οπτικές ενδείξεις στη δυνατότητα των time-varying μοντέλων να προσαρμοστούν σε σχετικά απότομες αλλαγές, οι οποίες αναφέρονται συνήθως ως δομικές αλλαγές στην οικονομετρική βιβλιογραφία. Συγκεκριμένα, πραγματοποιούμε το προαναφερθέν πείραμα για τη σχέση PPP μεταξύ της βρετανικής λίρας και δολαρίου με τη χρησιμοποίηση ενός κυλιόμενου δείγματος από 80 παρατηρήσεις. Το Διάγραμμα 3A παρουσιάζει μια δομική αλλαγή για τον αυτοπαλινδρομο συντελεστή του σφάλματος cointegration περίπου στο 1912. Συγκρίνοντας αυτήν την εικόνα με την εικόνα στο Διάγραμμα 3C που παρουσιάζει αντίστοιχες εκτιμήσεις από τεχνητά στοιχεία που παράγονται με

σταθερούς συντελεστές, δεν βρίσκουμε κανένα στοιχείο ομοιότητας στις διαδικασίες. Αφ' ετέρου, μια διαδικασία VAR(1) με VAR(1) συντελεστές προσαρμόζει εύκολα τουλάχιστον μια αλλαγή όπως φαίνεται στο Διάγραμμα 3B και κατά συνέπεια μια τέτοια παραμετροποίηση είναι πιθανό να μιμηθεί τα πραγματικά στοιχεία.

Η συζήτηση, μέχρι τώρα, έχει δείξει ότι μια παραμετροποίηση του μηχανισμού που γεννά τα σφάλματα με σταθερούς συντελεστές είναι πιθανό να μην είναι ρεαλιστική. Σε αυτό το πλαίσιο, προτείνουμε μια ευρεία κατηγορία διαδικασιών, δηλ. το VAR(1) μοντέλο με συντελεστές VAR (1), οι οποίοι επιτρέπουν γενικότερες ιδιότητες ετερογένειας στα στοιχεία παρόμοιες με εκείνες που αντιμετωπίζονται στις εμπειρικές εφαρμογές. Τα μοντέλα με Τυχαίους Συντελεστές και αυτά με σταθερούς συντελεστές ανήκουν σε αυτήν την κατηγορία. Κατά τρόπο ενδιαφέροντα, αυτά τα μοντέλα είναι πιθανό να ικανοποιήσουν τις συνθήκες για τη δυνατότητα εφαρμογής του FCLT και συνεπώς είναι αρκετά ελκυστικά στον εφαρμοσμένο ερευνητή.

Απο ό,τι ξέρουμε, καμία άλλη μελέτη δεν έχει ερευνήσει τη συμπεριφορά των εκτιμητών cointegration παρουσία των χρονικά μεταβαλλόμενων συντελεστών στο Data Generation Process (DGP). Αυτό το ζήτημα είναι ενδιαφέρον δεδομένου ότι πολλές οικονομικές χρονικές σειρές, όπως οι spot και forward συναλλαγματικές ισοτιμίες, τα βραχυπρόθεσμα και μακροπρόθεσμα επιτόκια αναλύονται συχνά σε ένα πλαίσιο cointegration επιδεικνύοντας έναν ιδιαίτερο βαθμό χρονικής ετερογένειας. Συγκεκριμένα, η πρόθεσή μας είναι να ερευνήσουμε, με τη βοήθεια προσομοιώσεων Monte Carlo, την απόδοση διάφορων εκτιμητών συνολοκλήρωσης σε πεπερασμένα δείγματα σε περιπτώσεις που το σφάλμα συνολοκλήρωσης και το σφάλμα που κινεί το regressor ακολουθούν μια διμεταβλητή διαδικασία VAR(1) με είτε VAR(1) (AC, εφεξής), Τυχαίους (RC, εφεξής) είτε Σταθερούς Συντελεστές (CC, εφεξής). Εν γένει, η ανάλυσή μας αποκαλύπτει μια κατηγορία εκτιμητών, δηλαδή τους εκτιμητές ADL και PL και σε μια μικρότερη έκταση τον JOH και τον FM-PW που είναι

συμπαγείς σε εναλλακτικά DGPs στο πλαίσιο RC ή AC μοντέλων. Εντούτοις, ο εφαρμοσμένος ερευνητής πρέπει να είναι προσεκτικός στην ερμηνεία αυτών των συμπερασμάτων, δεδομένου ότι μια ασφαλέστερη στρατηγική περιλαμβάνει τον υπολογισμό των DGP-συγκεκριμένων κριτικών τιμών μέσω των προσομοιώσεων Monte Carlo. Οι εξελίξεις στις τεχνικές εκτίμησης των state space μοντέλων μπορούν να εξασφαλίσουν τον σχετικά εύκολο υπολογισμό των τιμών παραμέτρου που μπορούν να χρησιμοποιηθούν σε τέτοιες προσομοιώσεις.

Αυτό το κεφάλαιο οργανώνεται ως εξής: Το τμήμα 2 εισάγει τη διαδικασία παραγωγής στοιχείων (DGP) και συζητά τις συνθήκες στασιμότητας για τις διαδικασίες υπό εξέταση. Το τμήμα 3 σχετίζει τις παραμέτρους του DGP με τις μακροπρόθεσμες παραμέτρους ενόχλησης συσχετισμού και ενδογένειας που είναι παρούσες στην κατανομή του εκτιμητή OLS και παρακινεί τη σύγκριση ποικίλων ασυμπτωτικά αποδοτικών εκτιμητών cointegration σε πεπερασμένα δείγματα. Το τμήμα 4 δίνει τα αποτελέσματα Monte Carlo για έναν μεγάλο αριθμό DGPs. Το τμήμα 5 ολοκληρώνει το κεφάλαιο με μια συνοπτική περίληψη των κύριων αποτελεσμάτων.

5.2 Ένα Διμεταβλητό Cointegrated Σύστημα και Συνθήκες Στασιμότητας

Εξετάζουμε το ακόλουθο διμεταβλητό DGP για το I(1) διάνυσμα

$$\mathbf{z}_t = [y_t, x_t]^T$$

$$y_t = \theta x_t + u_{1t} \quad (5.1)$$

$$\Delta x_t = u_{2t} \quad (5.2)$$

Υποθέτουμε περαιτέρω ότι το $\mathbf{u}_t = [u_{1t}, u_{2t}]^T$ είναι μια διαδικασία I(0) που παράγεται ως εξής:

$$u_t = (M + P_t)u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.3)$$

όπου $\varepsilon_t \approx IID(0, \Sigma_{12})$, M είναι μία 2×2 μήτρα σταθερών παραμέτρων και το P_t είναι μία 2×2 μήτρα μεταβλητών παραμέτρων. Συγκεκριμένα,

$$\begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \left(\begin{matrix} \mu_{11} & \mu_{12} \\ \mu_{21} & \mu_{22} \end{matrix} \right) + \left(\begin{matrix} \rho_{11,t} & \rho_{12,t} \\ \rho_{21,t} & \rho_{22,t} \end{matrix} \right) \end{bmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t-1} \\ u_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (5.4)$$

και

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \sim NIID \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \right] \quad (5.5)$$

Το ενδιαφέρον μας βρίσκεται στον γενεσιουργό μηχανισμό της μήτρας P_t δεδομένου ότι οι ιδιότητες του υπό εξέταση DGP εξαρτώνται από τη δομή της. Αρχίζοντας από τη γενικότερη (και πιο αβέβαιη) παραμετροποίηση, μπορούμε να έχουμε το P_t να είναι μια διαδικασία VAR(1), ή μια Τυχαία διαδικασία ή ακόμα και μια σταθερά. Πιο αναλυτικά, οι ακόλουθες τρεις περιπτώσεις είναι ενδιαφέρουσες:

5.2.1 ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ I: Το u_t ακολουθεί μια διαδικασία VAR (1) με VAR (1)

συντελεστές

Σε αυτήν την περίπτωση, το P_t είναι μια διαδικασία Vector Autoregressive τάξης 1, δηλ. $P_t = \Phi P_{t-1} + v_t$, όπου $v_t \approx IID(0, \Sigma_{34})$ και Φ είναι μία 2×2 μήτρα σταθερών παραμέτρων. Θέτοντας τα μη-διαγώνια στοιχεία της μήτρας P_t ίσα σε μηδέν και αφήνοντας το δεύτερο δείκτη, έχουμε το ακόλουθο μοντέλο για το P_t :

$$\begin{pmatrix} \rho_{1t} \\ \rho_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \rho_{1t-1} \\ \rho_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix} \quad (5.6)$$

$$\begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix} \sim NIID \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_{33} & \sigma_{34} \\ \sigma_{34} & \sigma_{44} \end{pmatrix} \right] \quad (5.7)$$

Από ό,τι ξέρουμε, καμία συνθήκη στασιμότητας ή σταθερότητας δεν έχει εξαχθεί για μια VAR(1) διαδικασία με VAR(1) συντελεστές. Η μόνη προσπάθεια να παραχθούν συνθήκες για τη σταθερότητα μιας τέτοιας διαδικασίας είναι από τον Weiss (1985) και περιορίζεται σε μια AR(1) διαδικασία του με έναν AR(1) συντελεστή. Από αυτή την άποψη, απλοποιούμε περαιτέρω το VAR μοντέλο μας, ώστε να είναι ισοδύναμο με δύο μονομεταβλητές διαδικασίες, υποθέτοντας ότι οι μήτρες Φ και M είναι διαγώνιες και το $\sigma_{34} = 0$. Σε αυτή την περίπτωση, το σφάλμα συνολοικλήρωσης και το σφάλμα που κινεί τον regressor γίνονται:

$$\begin{aligned} u_{1t} &= \mu_{11} + \rho_{1t} u_{1t-1} + e_{1t}, \quad \rho_{1t} = \phi_{11} \rho_{1t-1} + v_{1t} \\ u_{2t} &= \mu_{22} + \rho_{2t} u_{2t-1} + e_{2t}, \quad \rho_{2t} = \phi_{22} \rho_{2t-1} + v_{2t} \end{aligned}$$

Η συνθήκη σταθερότητας τότε (αφήνοντας τους δείκτες) γίνεται $R + S^2(\infty) < 1$, με

$$\begin{aligned} R + S^2(\infty) &= \mu^2 + \frac{q}{1 - \phi^2} (1 + 4\mu^2 + 8\mu^2 \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^{n-1} \frac{n-j}{n} \phi^j) + \\ &\quad \frac{2q^2}{(1 - \phi^2)^2} (1 + \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^{n-1} \frac{n-j}{n} \phi^{2j}) \end{aligned}$$

για το u_{1t} και u_{2t} , με το q ίσο με σ_{33} και σ_{44} , αντίστοιχα.

Γενικά, η σταθερότητα δεν υπονοεί στασιμότητα. Εντούτοις, η εξαγωγή της σταθερότητας της συνθήκης του Weiss στηρίζεται στην ύπαρξη ενός πεπερασμένου μέσου και στην απαίτηση μιας πεπερασμένης διακύμανσης, η οποία όταν συνδέεται με μια ίδια κατανομή για τα σφάλματα ε_t παρέχει σε μας μία επαρκή συνθήκη για στασιμότητα δευτέρου είδους, αν και είναι ισχυρή.

5.2.2 ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΙΙ: Το u_t ακολουθεί μια VAR (1) διαδικασία με Τυχαίους Συντελεστές

Αυτή η περίπτωση είναι φυσικά ένα υποσύνολο της προηγούμενης. Θέτοντας το $\Phi = 0$, έχουμε το P_t μια διαδικασία με μέσο 0 και $E[P_t \otimes P_t] = C$. Είναι εύκολο ναδειχτεί ότι τα στοιχεία της μήτρας C μπορούν να ληφθούν από εκείνα της μήτρας Σ_{34} για μια διαγώνια μήτρα P_t . Στην παραγωγή των επαρκών και αναγκαίων όρων για στασιμότητα και σταθερότητα αυτής της διαδικασίας, υποθέτουμε περαιτέρω ότι το P_t είναι ανεξάρτητο από το $\{e_t\}$. Αναλυτικά, ο γενεσιουργός μηχανισμός για τα στοιχεία της διμεταβλητής διαδικασίας P_t δίνεται από την ακόλουθη εξίσωση:

$$\begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} = \left[\begin{pmatrix} \mu_{11} & 0 \\ 0 & \mu_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \rho_{11,t} & 0 \\ 0 & \rho_{22,t} \end{pmatrix} \right] \begin{pmatrix} u_{1t-1} \\ u_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad (5.8)$$

$$\begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ \rho_{11t} \\ \rho_{22t} \end{pmatrix} \sim NIID \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & 0 & 0 \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{33} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{44} \end{pmatrix} \right] \quad (5.9)$$

Οι Nicholls και Quinn (1982) παρήγαγαν τις συνθήκες στασιμότητας για το πολυμεταβλητό αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τάξης n . Στην περίπτωσή μας, το θεώρημά τους γίνεται ως εξής:

Θεώρημα : Μία μοναδική F_t - μετρήσιμη στάσιμη λύση $\{u_t\}$ υπάρχει στην (5.8) εάν και μόνο εάν οι ιδιοτιμές του M είναι μικρότερες από τη μονάδα και η μήτρα H που δίνεται από $vec H = (I - CA)^{-1} vec \Sigma_{12}$ είναι θετικός ορισμένη, όπου $A = (I - M \otimes M)^{-1}$ και Σ_{12} είναι η μήτρα συνδιακύμανσης της $\{e_t\}$. Η μήτρα συνδιακύμανσης V του u_t δίνεται από το $vec V = A vec H$.

Οι προαναφερθείσες συνθήκες (επαρκείς και αναγκαίες) γίνονται οι εξής για το δικό μας παραμετρικό χώρο:

1. Λαμβάνοντας υπόψη ότι η μήτρα M είναι διαγώνια, οι ιδιοτιμές της είναι μικρότερες από τη μονάδα $\Leftrightarrow |\mu_{11}| < 1$ και $|\mu_{22}| < 1$, και

$$2. \text{ ο } H = \begin{pmatrix} \sigma_{11} \frac{1-\mu_{11}^2}{1-\mu_{11}^2-\sigma_{33}} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \frac{1-\mu_{22}^2}{1-\mu_{22}^2-\sigma_{44}} \end{pmatrix} \text{ είναι θετικά ορισμένος.}$$

Όταν οι συνθήκες 1 και 2 ικανοποιούνται, ο πίνακας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων V του \mathbf{u}_t δίνεται από την

$$V = \begin{pmatrix} \frac{\sigma_{11}}{1-\mu_{11}^2-\sigma_{33}} & \frac{\sigma_{12}}{1-\mu_{11}\mu_{22}} \\ \frac{\sigma_{12}}{1-\mu_{11}\mu_{22}} & \frac{\sigma_{22}}{1-\mu_{22}^2-\sigma_{44}} \end{pmatrix}$$

Η εξαγωγή των σχετικών μητρών δίνεται στο Παράρτημα Δ (Γμήμα Δ.2).

Μετά από κάποια άλγεβρα, δείχνουμε ότι αυτές οι συνθήκες γίνονται οι παρακάτω:

Πρόταση: *Μια διαδικασία RC VAR(1) που παράγεται από τις (5.8) και (5.9) είναι στάσιμη εάν $1 - \mu_{11}^2 - \sigma_{33} > 0$ και $1 - \mu_{22}^2 - \sigma_{44} > 0$*

Απόδειξη: Δες Παράρτημα Δ (Γμήμα Δ.3).

5.2.3 ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΙΙΙ: Η u_t ακολουθεί μια VAR (1) διαδικασία με Σταθερούς Συντελεστές

Περαιτέρω απλοποιώντας τη γενική διαδικασία μας θέτοντας το Σ_{34} ίσο σε μηδέν, παίρνουμε τη συνήθη VAR(1) διαδικασία με σταθερούς συντελεστές.

$$u_t = Mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.10)$$

Σε αυτήν την περίπτωση, οι συνθήκες για στασιμότητα είναι τετριμμένες, δηλ. αρκεί οι ιδιοτιμές της μήτρας M να είναι μικρότερες από τη μονάδα.

Λαμβάνοντας υπόψη τη διαγωνιότητα της μήτρας M , οι συνθήκες γίνονται $|\mu_{11}| < 1$ και $|\mu_{22}| < 1$. Είναι εύκολο να δείξουμε ότι αυτές οι συνθήκες είναι ίδιες με αυτές της Περίπτωσης II όταν $\sigma_{33} = \sigma_{44} = 0$.

Στη συνέχεια, συσχετίζουμε τις παραμέτρους των DGPs που εισάγαμε μέχρι τώρα με τις παραμέτρους ενόχλησης που είναι παρούσες στην κατανομή του εκτιμητή OLS.

5.3 Παράμετροι ενόχλησης

Η παρουσία των παραμέτρων ενόχλησης στην κατανομή του εκτιμητή OLS καθιστούν την τυποποιημένη ασυμπτωτική θεωρία άχρηστη στην περίπτωση της συνολοκλήρωσης. Ο λόγος για την παρουσία αυτών των μη-τυποποιημένων ασυμπτωτικών είναι ότι όταν τα στοιχεία του \mathbf{u}_t είναι ταυτόχρονα ή/και διαχρονικά συσχετισμένα, δύο τύποι δευτερογενών ασυμπτωτικών επιδράσεων είναι παρόντα στην οριακή κατανομή του εκτιμητή OLS (βλ. Phillips και Loretan, 1991): Η πρώτη είναι η παράμετρος ενόχλησης, $\omega_{12} / \omega_{22}$, η οποία περιγράφει τη μακροπρόθεσμη επίδραση συσχετισμού, λόγω της μη-διαγωνιότητας της μακροχρόνιας μήτρας συνδιακύμανσης $\Omega = [\omega_{ij}]_{i,j=1,2}$. Η δεύτερη είναι η παράμετρος ενόχλησης $\delta_{21} = \sum_{k=0}^{\infty} E(u_{20}u_{1k})$, η οποία περιγράφει την επίδραση ενδογένειας. Ωστόσο, ο σχεδιασμός του DGPs μας αποκλείει οποιοσδήποτε ανατροφοδοτήσεις από το σφάλμα συνολοκλήρωσης στο σφάλμα που κινεί τον regressor ή από τον regressor στο σφάλμα που κινεί το σφάλμα συνολοκλήρωσης ($\mu_{21} = 0$ και $\mu_{12} = 0$). Σε αυτήν την περίπτωση και οι δύο παράμετροι ενόχλησης έχουν την ίδια πηγή, δηλαδή τον ταυτόχρονο συσχετισμό μεταξύ του u_{1t} και u_{2t} .

Αρχίζοντας από την τελευταία περίπτωση του VAR (1) μοντέλου με σταθερούς συντελεστές παράγουμε τις παραμέτρους ενόχλησης που συνδέονται με κάθε μια από αυτές τις διαδικασίες. Γενικά, τρεις τύποι διακυμάνσεων συνδέονται με τη διαδικασία u_t όπως καθορίζεται από τις εξισώσεις (5.3) με

(5.5), δηλαδή η δεσμευμένη ή ταυτόχρονη μήτρα συνδιακύμανσης, η αδέσμευτη μήτρα συνδιακύμανσης και η μακροπρόθεσμη μήτρα συνδιακύμανσης. Στην περίπτωση που το u_t είναι μια VAR (1) διαδικασία με σταθερούς συντελεστές, η μακροπρόθεσμη μήτρα συνδιακύμανσης Ω και η μονόπλευρη μήτρα συνδιακύμανσης Δ , που απαιτούνται για να καθορίσουν τις ασυμπτωτικές παραμέτρους ενόχλησης, δίνονται από τις εξισώσεις (5.11) και (5.12), αντίστοιχα

$$\Omega = (I - M)^{-1} \Sigma (I - M^T)^{-1} \quad (5.11)$$

$$\Delta = V (I - M^T)^{-1} \quad (5.12)$$

όπου Σ είναι η μήτρα συνδιακύμανσης των innovations του VAR και V είναι η αδέσμευτη μήτρα συνδιακύμανσης του u_t που δίνεται από,

$$vec V = (I - M \otimes M)^{-1} vec \Sigma \quad (5.13)$$

Με λίγη άλγεβρα, συσχετίζουμε τις παραμέτρους του DGP μας (στην περίπτωση των CC) με τις ακόλουθες παραμέτρους ενόχλησης:

$$\frac{\omega_{12}}{\omega_{22}} = \frac{\sigma_{12}(1 - \mu_{22})}{(1 - \mu_{11})\sigma_{22}} \quad (5.14)$$

$$\delta_{21} = \frac{\sigma_{12}}{(1 - \mu_{11})(1 - \mu_{11}\mu_{22})} \quad (5.15)$$

Σε ό,τι ακολουθεί, παράγουμε τις σχετικές παραμέτρους ενόχλησης για τη διαδικασία VAR(1) με Random Coefficients, u_t . Για να κρατήσουμε την ανάλυση σαφή, η παραγωγή των μητρών διακυμάνσεων δίνεται στο Παράρτημα Δ (Τμήμα Δ.4). Η δεσμευμένη/ταυτόχρονη μήτρα συνδιακύμανσης είναι η Σ_{12} , η αδέσμευτη μήτρα συνδιακύμανσης V παρουσιάζεται να είναι:

$$vec V = (I - M \otimes M - C)^{-1} vec \Sigma_{12}$$

και η μακροπρόθεσμη μήτρα συνδιακύμανσης Ω από

$$\Omega = V((I - M)^{-1} + (I - M')^{-1} M')$$

Στο DGP μας,

$$\Omega = \begin{pmatrix} \frac{(1+\mu_{11})\sigma_{11}}{(1-\mu_{11})(1-\mu_{11}^2-\sigma_{33})} & \frac{\sigma_{12}}{(1-\mu_{11})(1-\mu_{22})} \\ \frac{\sigma_{12}}{(1-\mu_{22})(1-\mu_{22})} & \frac{(1+\mu_{22})\sigma_{22}}{(1-\mu_{22})(1-\mu_{22}^2-\sigma_{44})} \end{pmatrix}$$

και

$$\Delta = \begin{pmatrix} \frac{\sigma_{11}}{(1-\mu_{11})(1-\mu_{11}^2-\sigma_{33})} & \frac{\sigma_{12}}{(1-\mu_{22})(1-\mu_{11}\mu_{22})} \\ \frac{\sigma_{12}}{(1-\mu_{11})(1-\mu_{11}\mu_{22})} & \frac{\sigma_{22}}{(1-\mu_{22})(1-\mu_{22}^2-\sigma_{44})} \end{pmatrix}$$

Συγκεκριμένα, έχουμε:

$$\frac{\omega_{12}}{\omega_{22}} = \frac{\sigma_{12}(1-\mu_{22}^2-\sigma_{44})}{(1-\mu_{11})(1+\mu_{22})\sigma_{22}} \quad (5.16)$$

$$\delta_{21} = \frac{\sigma_{12}}{(1-\mu_{11})(1-\mu_{11}\mu_{22})} \quad (5.17)$$

Παρόμοια αποτελέσματα για την Περίπτωση I μιας VAR(1) διαδικασίας με VAR (1) συντελεστές δεν είναι εύκολο να παραχθούν, λόγω της αλγεβρικής δυσκολίας της διαδικασίας.

5.4 Monte Carlo Study

Ο στόχος μας είναι να αξιολογήσουμε την απόδοση των συνήθως χρησιμοποιημένων εκτιμητών συνολοκλήρωσης, και παραμετρικών και μη-παραμετρικών στα δύο πλαίσια υπό εξέταση, δηλ. το Random Coefficients (RC) και το VAR(1) Coefficients (AC) πλαίσιο. Η απόδοση των εκτιμητών αξιολογείται ενάντια στις αποκλίσεις από την απόδοσή τους στα αντίστοιχα

Constant Coefficients (CC) μοντέλα. Χρησιμοποιούμε συγκεκριμένα τους ακόλουθους εκτιμητές: OLS, DOLS(1), DOLS(4), DGLS(1), DGLS(4), ADL(1,2), ADL(4,4), PL(1,0), PL(4,0), JOH, FM-S ΚΑΙ FM-PW. Αφού οι σχεδιασμοί μας δεν επιτρέπουν διαχρονική εξάρτηση ανάμεσα στο σφάλμα συνολοκλήρωσης και στο σφάλμα που οδηγεί την ανεξάρτητη μεταβλητή, οι επαυξημένες εκδοχές των εκτιμητών δεν συμπεριλαμβάνονται. Όπως αναφέρθηκε ήδη, η πηγή και των δύο παραμέτρων ενόχλησης είναι ο ταυτόχρονος συσχετισμός μεταξύ των u_{1t} και u_{2t} , δηλ. το σ_{12} και στο CC και RC πλαίσιο. Και οι δύο παράμετροι, δηλαδή οι $\frac{\omega_{12}}{\omega_{22}}$ και δ_{21} είναι μια αύξουσα συνάρτηση του σ_{12} . Αυτό ισχύει και για το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης, επίσης. Αφ' ετέρου, το persistence του σφάλματος που κινεί τον regressor οδηγεί τις παραμέτρους ενόχλησης στην αντίθετη κατεύθυνση, δηλ. καθώς το μ_{22} αυξάνεται, το $\frac{\omega_{12}}{\omega_{22}}$ μειώνεται. Αυτό που είναι πραγματικά ενδιαφέρον σε αυτήν την περίπτωση είναι ότι η επίδραση των τυχαίων συντελεστών δεν ενισχύει το μέγεθος των παραμέτρων ενόχλησης. Συγκεκριμένα, καθώς το σ_{44} αυξάνεται, ο μακροπρόθεσμος συσχετισμός μειώνεται, λόγω της αυξανόμενης διακύμανσης στο σφάλμα που κινεί τον regressor.

Το μέσο bias, το median bias και το μέσο t-statistic χρησιμοποιείται για να αξιολογήσει τους εκτιμητές. Τα σχετικά t-test αξιολογούνται με τη σύγκριση του 2.5% ($t_{0,025}$) και του 97.5% ($t_{0,975}$) σημείων στις εμπειρικές κατανομές των σχετικών t-statistic σε σχέση με εκείνα από την τυποποιημένη $N(0,1)$. Περαιτέρω, για τα ονομαστικά 5% sizes, τα εμπειρικά sizes των t-tests για τον έλεγχο της υπόθεσης $\theta = 1$ υπολογίζονται. Παράγουμε 2000 σειρές μήκους 150, αρχίζοντας από $u_{10} = u_{20} = 0$, και απορρίπτουμε τις αρχικές 50 παρατηρήσεις, παράγοντας κατά συνέπεια ένα μέγεθος δείγματος 100.

5.4.1 DGP1: Η επίδραση της τυχαιότητας του σφάλματος που κινεί τον regressor (σ_{44}).

Στο πρώτο DGP, προσπαθούμε να απομονώσουμε την επίδραση της διακύμανσης της διαδικασίας που κινεί τον regressor. Συγκεκριμένα, οι τιμές παραμέτρων είναι οι ακόλουθες:

$$\text{DGP1: } M = \begin{pmatrix} 0.7 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}, \Phi = \begin{pmatrix} 0.3 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}, \Sigma_{12} = \begin{pmatrix} 1 & 0.9 \\ 0.9 & 1 \end{pmatrix}, \Sigma_{34} = \begin{pmatrix} 0.1 & 0 \\ 0 & \sigma_{44} \end{pmatrix}, \theta = 1, \text{ και } \sigma_{44} = 0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9.$$

Θέτοντας $\Phi = \mathbf{0}$ και $\Sigma_{34} = \mathbf{0}$, έχουμε μια χαρακτηριστική διαδικασία VAR(1) για το u_t με σταθερούς συντελεστές, η οποία επιδεικνύει έναν σχετικά υψηλό βαθμό persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης ($\mu_{11} = 0.7$). Εάν επιτρέψουμε στο Σ_{34} να μετέχει στη διαδικασία, έχουμε μια VAR(1) διαδικασία με Random Coefficients. Από αυτή την άποψη, θέτοντας το Φ στη διαδικασία, έχουμε μια VAR(1) διαδικασία με VAR(1) συντελεστές σχετικά χαμηλού βαθμού persistence ($\phi_{11} = 0.3$). Τα αποτελέσματα, σχετικά με την απόδοση των εκτιμητών αναφέρονται στους Πίνακες 1A-1E μαζί με τον Πίνακα 1F (Παράρτημα Δ, Τμήμα Δ.5) που αναφέρει την περίπτωση σταθερών συντελεστών. Σε κάθε πίνακα, το Panel A δείχνει τα αποτελέσματα για την AC περίπτωση, ενώ το Panel B αυτά για την RC περίπτωση. Το περιεχόμενο αυτών των πινάκων μπορούν να συνοψιστούν ως εξής:

(i) Το bias και το size του εκτιμητή OLS είναι μια φθίνουσα συνάρτηση του σ_{44} , σύμφωνα με τη μείωση στις παραμέτρους ενόχλησης. Κατά συνέπεια, το bias του OLS μειώνεται σε 0.039 όταν $\sigma_{44} = 0.9$, έναντι 0.141 στη σταθερή περίπτωση συντελεστών. Λαμβάνοντας υπόψη αυτό, το size του OLS, αν και σημαντικό, μειώνεται από 76% σε 47%.

(ii) Ανεξάρτητα από το βαθμό τυχαιότητας της διαδικασίας, οι DOLS(1) και DGLS(1) παρουσιάζουν μεγάλο bias ακόμη και στην περίπτωση σταθερών

συντελεστών. (Πίνακας 1F). Αυτό το bias οδηγεί σε σημαντικές στρεβλώσεις στο size, οι οποίες φθάνουν σχεδόν το 100% για τον DGLS(1). Οι προσθήκες της πρώτης διαφοράς του regressor στον DOLS και στον DGLS φαίνονται να εργάζονται ικανοποιητικά δεδομένου ότι το size μειώνεται, περίπου στο 30% .

(iii) Οι ημι-παραμετρικές διορθώσεις που γίνονται στον OLS από τον FM-S εκτιμητή δουλεύουν αρκετά καλά αλλά μόνο σε σχέση με τη στατιστική επαγωγή. Όσον αφορά την εκτίμηση της παραμέτρου ενδιαφέροντος, ο FM-S παρουσιάζει μεγαλύτερο bias και από τον απλό εκτιμητή OLS σε όλες τις περιπτώσεις εκτός από τα CC μοντέλα. Παραδείγματος χάριν, στην περίπτωση AC και για σ_{44} ίσο με 0.1, το bias του εκτιμητή FM-S είναι 0.171 έναντι 0.134 για τον εκτιμητή OLS. Ο αντίστοιχος αριθμός για τον FM-PW είναι 0.098. Σε όλες τις περιπτώσεις, η ανωτερότητα του FM-PW πέρα από τον απλό είναι αρκετά σαφής.

(iv) Ο JOH, παρά την Gaussian προέλευσή του συμπεριφέρεται εντυπωσιακά καλά σε όλες τις περιπτώσεις, επιδεικνύοντας ελάχιστο bias και απόκλιση από την κανονική κατανομή. Ανεξάρτητα από τη διαδικασία, το εμπειρικό μέγεθος του υπερβαίνει μετά bias το 11%.

(v) Συνολικά, οι εκτιμητές που συμπεριφέρονται καλύτερα και στην εκτίμηση και τη στατιστική επαγωγή είναι οι εκτιμητές ADL και PL και σε μια μικρότερη έκταση, οι εκτιμητές JOH και FM-PW. Αυτοί οι εκτιμητές διαμορφώνουν την τάξη A με τους καλύτερους εκτιμητές, ενώ η Τάξη B περιλαμβάνει τους DOLS(4), DGLS(4) και τον FM-S και η Τάξη Γ τον OLS, DOLS(1) και DGLS(1).

(vi) Η ταξινόμηση αυτών των εκτιμητών παραμένει αμετάβλητη με το βαθμό τυχαιότητας της διαδικασίας και στο RC και στο AC περιβάλλον. Όπως αναμένεται, οι εκτιμητές αποδίδουν ελαφρώς χειρότερα στην AC περίπτωση έναντι της περίπτωσης RC. Αυτή η μικρή επιδείνωση στην απόδοσή τους

συμφωνεί με έναν χαμηλό βαθμό persistence στον αυτοπαλίνδρομο συντελεστή της AC διαδικασίας.

(vii) Η Τάξη A διατηρεί τις επιθυμητές ιδιότητες της, δηλ. ελάχιστο bias και size σε όλα τα DGPs που εξετάσαμε μέχρι τώρα. Μπορούμε μετά βίας να παρατηρήσουμε οποιεσδήποτε στρεβλώσεις στο size μεγαλύτερες από 10%.

5.4.2 DGP2: Η επίδραση του persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης (μ_{11}).

Στο δεύτερο DGP, προσπαθούμε να απομονώσουμε την επίδραση του persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης. Ειδικά, οι τιμές των παραμέτρων είναι οι ακόλουθες:

$$\text{DGP2: } M = \begin{pmatrix} \mu_{11} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}, \Phi = \begin{pmatrix} 0.1 & 0 \\ 0 & 0.1 \end{pmatrix}, \Sigma_{12} = \begin{pmatrix} 1 & 0.9 \\ 0.9 & 1 \end{pmatrix}, \Sigma_{34} = \begin{pmatrix} 0.5 & 0 \\ 0 & 0.5 \end{pmatrix},$$

$\theta = 1$, και $\mu_{11} = 0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9$. Εξετάζουμε τις τρεις περιπτώσεις θέτοντας κατάλληλα τα Φ και Σ_{34} ίσα σε μηδέν. Τα αποτελέσματα, σχετικά με την απόδοση των εκτιμητών αναφέρονται στους Πίνακες 2Α-2Ε (Παράρτημα Δ, Τμήμα Δ.5). Το Panel A αναφέρεται στην AC διαδικασία, το Panel B στην RC, ενώ το Panel C στην περίπτωση των CC. Μόνο οι στάσιμες διαδικασίες συμπεριλαμβάνονται. Κατά συνέπεια, όταν το $\mu_{11} = 0.7$, δεν μπορούμε να έχουμε μια στάσιμη VAR (1) διαδικασία με VAR (1) συντελεστές. Το ίδιο ισχύει για την RC περίπτωση όταν $\mu_{11} = 0.9$, μια περίπτωση, στην οποία μπορούμε μόνο να έχουμε ένα CC VAR(1) μοντέλο. Τα αποτελέσματα συνοψίζονται ως εξής:

(i) Το bias όλων των εκτιμητών είναι αμελητέο όταν το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης είναι τόσο χαμηλό όσο 0.3. Αυξάνοντας το μ_{11} σε 0.5, παίρνουμε μεγάλα bias για την AC περίπτωση και τους εκτιμητές OLS, DOLS και DGLS. Το ίδιο ισχύει για την περίπτωση των CC με το μ_{11} ίσο σε

0.7. Περαιτέρω, όταν το μ_{11} είναι ίσο με 0.9, όλοι οι εκτιμητές παρουσιάζουν μεγάλο bias εκτός από τους εκτιμητές ADL, PL και JOH.

(ii) Φυσικά, οι στρεβλώσεις σε bias ακολουθούνται από μεγάλες στρεβλώσεις μεγέθους στις προαναφερθείσες περιπτώσεις. Εντούτοις, οι εκτιμητές των Τάξεων Β και Γ επιδεικνύουν μεγάλες μετατοπίσεις από την τυπική κανονική σε όλες τις περιπτώσεις υπό εξέταση και όχι μόνο στις επίμονες περιπτώσεις. Παραδείγματος χάριν, για μ_{11} τόσο χαμηλό όσο 0.3, το size του DOLS(1) εκτιμητή είναι ίσο με 13%, 10%, και 21% για την AC, την RC και την περίπτωση των CC, αντίστοιχα. Αφ' ετέρου, οι αντίστοιχες τιμές για τον εκτιμητή FM-PW είναι 11%, 9% και 7%,

(iii) Αξιίζει να σημειωθεί ότι ο OLS επιδεικνύει τη μεγαλύτερη κατανομητική απόκλιση στην περίπτωση των CC και ακολουθείται από την AC και στη συνέχεια από την περίπτωση RC. Αυτό το εύρημα μπορεί να μας βοηθήσει να κατανοήσουμε τη δομή των παραμέτρων ενόχλησης στην περίπτωση των AC που είναι άγνωστη σε μας. Φαίνεται ότι οι παράμετροι ενόχλησης είναι μια φθίνουσα συνάρτηση της διακύμανσης της διαδικασίας των συντελεστών, ενώ αυξάνονται με το persistence αυτών. Παραδείγματος χάριν, για μ_{11} τόσο χαμηλό όσο 0.3, το εμπειρικό size του εκτιμητή OLS είναι 29%, 23% και 48% για την AC, RC και την περίπτωση των CC, αντίστοιχα.

(iv) Για μια τιμή του μ_{11} μεγαλύτερη από 0.5, η προσθήκη ακόμη και τεσσάρων καθυστερήσεων της πρώτης διαφοράς του regressor στους εκτιμητές DOLS/DGLS δεν είναι επαρκής για να φέρει το εμπειρικό size κοντά στο 5% ονομαστικό size ανεξάρτητα από το πλαίσιο στο οποίο εξετάζεται.

(v) Η prewhitened έκδοση του FMLS είναι σαφώς καλύτερη από την τυπική, και από την άποψη της ακρίβειας εκτίμησης και του ελέγχου υποθέσεων. Για την ιδιαίτερα επίμονη περίπτωση των CC, το bias και το size του FM-PW είναι μισό από αυτό του εκτιμητή FM-S. Εντούτοις, σε αυτήν την περίπτωση η απόδοση

του εκτιμητή FM-PW είναι διφορούμενη δεδομένου ότι το bias του είναι ίσο με 0.11 και το μέγεθος του είναι ίσο με 32%. Αφ' ετέρου, οι αντίστοιχοι αριθμοί για το ADL (1,2) είναι 0.026 και 13%,

5.4.3 DGP3: Η επίδραση του persistence του αυτοπαλίνδρομου συντελεστή (ϕ_{11})

Στο τρίτο DGP, απομονώνουμε την επίδραση του persistence του αυτοπαλίνδρομου συντελεστή του σφάλματος συνολοκλήρωσης. Συγκεκριμένα, οι τιμές παραμέτρων είναι οι ακόλουθες:

$$\text{DGP3: } M = \begin{pmatrix} 0.3 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}, \Phi = \begin{pmatrix} \phi_{11} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}, \Sigma_{12} = \begin{pmatrix} 1 & 0.9 \\ 0.9 & 1 \end{pmatrix}, \Sigma_{34} = \begin{pmatrix} 0.1 & 0 \\ 0 & 0.1 \end{pmatrix}, \theta$$

= 1, και $\phi_{11} = 0.1, 0.3, 0.5, 0.7$. Θέτοντας τα Φ και Σ_{34} ίσα σε μηδέν, συγκρίνουμε την απόδοση των εκτιμητών συνολοκλήρωσης στο AC περιβάλλον ενάντια στο CC. Τα αποτελέσματα -- που αναφέρονται στους Πίνακες 3Α-3Ε, με τον Πίνακα 3Ε (Παράρτημα Δ, Τμήμα Δ.5) να αντιπροσωπεύει την περίπτωση των CC -- συνοψίζονται ως εξής:

(i) Η απόδοση όλων των εκτιμητών υπό εξέταση επιδεινώνεται καθώς ο βαθμός του persistence του αυτοπαλίνδρομου συντελεστή του σφάλματος συνολοκλήρωσης αυξάνεται. Αυτή η επιδείνωση είναι πιο σημαντική από την άποψη της ποιότητας της στατιστικής επαγωγής των εκτιμητών. Παραδείγματος χάριν, το εμπειρικό size του εκτιμητή OLS αυξάνεται από 41% σε 50% καθώς το ϕ_{11} αυξάνεται από 0.1 σε 0.7. Στο ίδιο πλαίσιο, το size των FM-PW και ADL (1,2) αυξάνεται από 9% και 7% 15% και 9%, αντίστοιχα.

(ii) Οι ημι-παραμετρικές διορθώσεις του OLS (δηλ. οι εκτιμητές FM) μειώνουν τη κατανομητική απόκλιση του t-statistic σημαντικά. Παραδείγματος χάριν, στην περίπτωση που το ϕ_{11} είναι ίσο με 0.7, το t-statistic του OLS είναι 1.9, ενώ του FM-S και του FM-PW είναι ίσα με 0.45 και 0.37, αντίστοιχα. Η κυριαρχία του prewhitened FM εκτιμητή πάνω στον απλό επιβεβαιώνεται σε αυτήν την περίπτωση, επίσης.

(iii) Η ευρωστία των εκτιμητών JOH και FM-PW είναι αμφισβητήσιμη σε αυτήν την περίπτωση. Αυτοί οι εκτιμητές φαίνονται να επηρεάζονται περισσότερο από τους ADL και τους PL σε αυτήν την πιο τυχαία περίπτωση. Παραδείγματος χάριν, για μια ιδιαίτερα επίμονη αυτοπαλίνδρομη διαδικασία, το size των JOH και FM-PW είναι περίπου 15%, σχεδόν διπλό από τους εκτιμητές ADL.

(iv) Στην περίπτωση των CC, οι καλύτεροι εκτιμητές είναι οι ADL, PL, JOH και οι εκτιμητές FM-PW με ένα εμπειρικό size που κυμαίνεται μεταξύ 6% και 8%. Αυτή η κατηγορία εκτιμητών συμπεριφέρεται όπως αναμένεται διαισθητικά. Η απόδοσή τους επιδεινώνεται καθώς κινούμαστε προς την περίπτωση AC. Αυτό δεν ισχύει, εντούτοις, για τον OLS και τον DOLS(1) εκτιμητή των οποίων η απόδοση είναι σημαντικά χειρότερη στην περίπτωση των CC.

5.5 Συμπεράσματα

Αυτή η μελέτη ερευνά τη συμπεριφορά διάφορων ευρέως χρησιμοποιημένων εκτιμητών συνολοκλήρωσης σε περιπτώσεις που επιτρέπουν τις αλλαγές στη δυναμική του λάθους που παράγει το μηχανισμό. Ειδικότερα, εξετάζουμε τις περιπτώσεις όπου το σφάλμα συνολοκλήρωσης και η πρώτη διαφορά του regressor ακολουθούν μια διαδικασία VAR(1) με τους συντελεστές VAR(1). Το Random Coefficient και το Constant Coefficient VAR (1) μοντέλο μπορούν να θεωρηθούν ως ειδικές περιπτώσεις της προαναφερθείσας ευρείας κατηγορίας προτύπων. Μέσα σε αυτό το πλαίσιο, ορίζουμε μηχανισμούς παραγωγής σφαλμάτων που ικανοποιούν τις συνθήκες για τη δυνατότητα εφαρμογής του FCLT.

Τα αποτελέσματα από τα πειράματα προσομοίωσής μας μπορούν να συνοψιστούν ως εξής:

Κατ' αρχάς, οι εκτιμητές ADL και PL και σε μια μικρότερη έκταση οι εκτιμητές JOH και FM-PW είναι συμπαγείς σε εναλλακτικά DGPs που περιλαμβάνουν αλλαγές στη δυναμική σφαλμάτων, όπως εκείνοι που προσαλούνται από την ευρεία κατηγορία των VAR(1) μοντέλων με τους VAR(1)

συντελεστές. Αυτοί οι εκτιμητές διαμορφώνουν μια κατηγορία εκτιμητών, για παράδειγμα την Τάξη Α, η οποία έχει ελάχιστο bias και απόκλιση από την τυποποιημένη Normal κατανομή με τα εμπειρικά sizes να υπερβαίνουν μετά bias το 10% σε όλες τις περιπτώσεις υπό εξέταση. Οι παραμετρικοί εκτιμητές, DOLS(4) και DGLS(4) μαζί με τον ημι-παραμετρικό εκτιμητή Standard FM φαίνονται να διαμορφώνουν μια δεύτερη κατηγορία, έστω Τάξη Β, που εξουσιάζεται από την Τάξη Α σε κάθε πτυχή της στατιστικής επαγωγής. Τέλος, η Τάξη Γ, αποτελεί μια κατηγορία εκτιμητών με τους χειρότερους εκτιμητές, τους OLS, DOLS(1) και DGLS(1). Οι εκτιμήσεις καθώς και ο έλεγχος υποθέσεων όταν βασίζονται σε αυτούς τους εκτιμητές μπορούν να είναι συνολικά παραπλανητικές. Δεύτερον, αυτή η ταξινόμηση των εκτιμητών παραμένει αμετάβλητη με την αύξηση του persistence του VAR(1) συντελεστή ή της διακύμανσης του Random Coefficient. Τρίτον, η απόδοση όλων των εκτιμητών υπό εξέταση επιδεινώνεται καθώς ο βαθμός του persistence του αυτοπαλίνδρομου συντελεστή αυξάνεται. Αυτή η επιδείνωση είναι πιο επικρατούσα από την άποψη της ποιότητας της στατιστικής επαγωγής των εκτιμητών. Τέταρτον, το bias και το size του εκτιμητή OLS είναι μια φθίνουσα συνάρτηση της διακύμανσης του συντελεστή της πρώτης διαφοράς του regressor (σ_{44}), σύμφωνα με μια μείωση στις παραμέτρους ενόχλησης. Αυτό δεν ισχύει για τους εκτιμητές της Τάξης Α η των οποίων απόδοση επιδεινώνεται ελαφρώς με το βαθμό τυχαιότητας.

Εν γένει, η ανάλυσή μας συνάγει μερικά ενδιαφέροντα συμπεράσματα για τον εφαρμοσμένο ερευνητή. Πρέπει τουλάχιστον να υιοθετήσει έναν από τους καλύτερους εκτιμητές της Τάξης Α, του οποίου η ευρωστία δεν εξαρτάται από τις αλλαγές στο μηχανισμό παραγωγής σφαλμάτων. Δεδομένου ότι οι JOH και FM-PW είναι πιο ευαίσθητοι σε ένα τέτοιο περιβάλλον σε σχέση με τους ADL και PL εκτιμητές, συστήνουμε ιδιαίτερα τη χρήση των τελευταίων. Εν πάση περιπτώσει, η ασφαλέστερη στρατηγική φαίνεται να έγκειται στις προσομοιώσεις Monte Carlo που αποκαλύπτουν την απόδοση των εκτιμητών σε μικρά δείγματα. Υπό τον όρο ότι μια επαρκής παραμετροποίηση των πραγματικών στοιχείων

μπορεί να ληφθεί, αυτή η τεχνική μπορεί πάντα να οδηγήσει σε έγκυρη εκτίμηση και στατιστική επαγωγή πάνω στα διανύσματα συνολοκλήρωσης.

ΤΟ FELDSTEIN-HORIOKA ΠΑΖΛ: ΜΙΑ MONTE CARLO ΜΕΛΕΤΗ

6.1 Εισαγωγή

Η υψηλή συσχέτιση μεταξύ της εθνικής αποταμίευσης και των ποσοστών επένδυσης στις χώρες του ΟΟΣΑ είναι ένα από τα πιο καθιερωμένα δεδομένα στα διεθνή οικονομικά. Στη δημιουργική μελέτη τους, οι Feldstein και Horioka (1980) (FH εφεξής) ερμήνευσαν αυτό το αποτέλεσμα ως στοιχείο ενάντια στην κινητικότητα κεφαλαίου. Με τέλεια κινητικότητα κεφαλαίου δεν πρέπει να υπάρχει καμία σχέση μεταξύ της εσωτερικής αποταμίευσης και της εσωτερικής επένδυσης: η αποταμίευση σε κάθε χώρα αποκρίνεται στις παγκόσμιες ευκαιρίες για επένδυση ενώ η επένδυση σε εκείνη την χώρα χρηματοδοτείται από την παγκόσμια ομάδα του κεφαλαίου. Με άλλα λόγια, δεν υπάρχει κανένας *a priori* λόγος να αναμένεται η αποταμίευση και επένδυση να συσχετίζεται στις χώρες, καθώς τα ποσοστά επένδυσης εξαρτώνται από τις αναμενόμενες πραγματικές αποδόσεις, και τα ποσοστά αποταμίευσης εξαρτώνται από δημογραφικούς και πολιτιστικούς παράγοντες και από τη διανομή του εισοδήματος.

Το αποτέλεσμα FH είναι σαφώς ένας γρίφος παρουσία των ιδιαίτερα ενσωματωμένων χρηματιστηριακών αγορών, οι οποίες υπονοούν έναν ιδιαίτερο βαθμό κινητικότητας κεφαλαίου. Οι αγορές ευρωνομισμάτων, η ταχύτητα με τις οποίες η συντριβή χρηματιστηρίου του 1987 διαβιβάστηκε διεθνώς, και οι μεγάλες ροές χαρτοφυλακίου και άμεσης επένδυσης από τον ΟΟΣΑ στις αναπτυσσόμενες οικονομίες, είναι σαφής ένδειξη ενός υψηλού βαθμού ενοποίησης των διεθνών χρηματιστηριακών αγορών. Από τη δεκαετία του '80, οι διαδεδομένες πρόοδοι τεχνολογίας, η άρση των ελέγχων και η πρόοδος των επικοινωνιών έχουν διευκολύνει περαιτέρω τις διασυνοριακές μετακινήσεις κεφαλαίου.

Κατά συνέπεια, και η οικονομική βάση του FH μοντέλου και τα οικονομετρικά αποτελέσματα έχουν εξεταστεί. Αν και ο γρίφος έχει επιβεβαιωθεί από διάφορες επόμενες διαστρωματικές και time-series μελέτες, πολλοί έχουν δημιουργήσει αμφιβολία για την ύπαρξη μιας υψηλής σχέσης μεταξύ της αποταμίευσης και της επένδυσης. Εκτός αυτού, θεωρητικά μοντέλα έχουν χτιστεί που να μπορούν να το συμφιλιώσουν με την τέλεια κινητικότητα κεφαλαίου (βλ. το επόμενο τμήμα).

Αυτή η μελέτη έχει μια εμπειρική συμβολή στη βιβλιογραφία στο γρίφο FH. Εστιάζει στο αποτέλεσμα FH, σε αντιδιαστολή με την ερμηνεία FH (Coakley *et al*, 1996 δηλ. εξετάζει την ευρωστία των συμπερασμάτων τους παρά το ερώτημα εάν μια υψηλή σχέση αποταμίευσης-επένδυσης (S-I) πράγματι απεικονίζει τη χαμηλή κινητικότητα κεφαλαίου. Παίρνουμε μια time-series προσέγγιση σε αντιδιαστολή με μια διαστρωματική για τους ακόλουθους λόγους. Κατ' αρχάς, οι χώρες επιδεικνύουν ιδιαίτερες διαφορές στη δυναμική S-I τόσο βραχυπρόθεσμα όσο και μακροπρόθεσμα. Καθώς η σχέση S-I εξαρτάται από τη φύση των διαταραχών και τη δομή της οικονομίας (βλ. Finn 1990, και Baxter και Crucini το 1993), δεν υπάρχει κανένας λόγος να αναμένεται η S-I σχέση να είναι ο ίδια για κάθε χώρα στο δείγμα, όπως οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις υπονοούν. Δεύτερον, η χρήση των μακροπρόθεσμων μέσων όρων των ποσοστών S-I οδηγούν σε ένα ανοδικό bias στους συσχετισμούς κινητικότητας κεφαλαίου, δηλαδή ένας συντελεστής συσχετισμού ίσος με τη μονάδα είναι πιθανότερο να βρεθεί όταν αντισταθμίζονται αμοιβαία οι ροές κεφαλαίου στις χώρες που περιλαμβάνονται στο δείγμα. Η διαχρονική προσέγγιση στο ισοζύγιο πληρωμών υπονοεί ότι το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (current account) κινείται κατά τη διάρκεια του χρόνου από ελλείμματα προς τα πλεονάσματα προκειμένου να ικανοποιηθεί ο διαχρονικός περιορισμός του προϋπολογισμού (βλ. Sinn, 1992). Τρίτον, ο συντελεστής διατήρησης αποταμίευσης από μια διαστρωματική μελέτη μπορεί να επηρεαστεί σημαντικά από outliers, δηλ. χώρες που είναι μεγάλες ή έχουν έναν υψηλό συντελεστή συσχετισμού λόγω

των ελέγχων κεφαλαίου. Τέταρτον, η διαστρωματική ανάλυση υπόκειται σε bias επιλογής δειγμάτων (βλ., π.χ., πώς ο συντελεστής συσχετισμού αλλάζει στη μελέτη Tesar (1991) όταν αποκλείεται το Λουξεμβούργο από το δείγμα). Τέλος, τα διαστρωματικά αποτελέσματα είναι δύσκολο να ερμηνευθούν, δεδομένου ότι οι εκτιμήσεις κινητικότητας κεφαλαίου παράγονται σε ένα συγκεκριμένο χρονικό σημείο, και επομένως η ερώτηση κλειδί πόσο μια αύξηση στην αποταμίευση αληθινά μεταφράζεται σε εσωτερική επένδυση γίνεται δύσκολο να απαντηθεί.

Αυτό που διαφοροποιεί την παρούσα μελέτη από τις περισσότερες προηγούμενες χρονολογικές έρευνες είναι το γεγονός ότι εξετάζουμε την ευρωστία του FH αποτελέσματος στις χώρες και στους εκτιμητές κάτω από την υπόθεση ότι η αποταμίευση και η επένδυση είναι συνολοκληρωμένες. Επιπλέον, πραγματοποιούμε μια μελέτη Monte Carlo για να λάβουμε τις κατανομές σε μικρά δείγματα των t-statistic που συνδέονται με τους εκτιμητές υπό εξέταση, με αυτόν τον τρόπο χρησιμοποιώντας τις κριτικές τιμές σε πεπερασμένα δείγματα παρά τις ασυμπτωτικές κριτικές τιμές για τον έλεγχο υποθέσεων. Αν και μερικοί ερευνητές είχαν χρησιμοποιήσει τους εκτιμητές συνολοκλήρωσης που είναι ασυμπτωτικά αποδοτικοί υπό την έννοια ότι διορθώνουν για τις μακροπρόθεσμες επιδράσεις ενδογένειας (βλ., π.χ., Leachmann, 1991, και Mamingi, 1997), ή συγκρίνουν τις ιδιότητες μερισμάτων (βλ., π.χ., Jansen, 1996, Krol, 1996 και Ho, 2002), καμία συστηματική και περιεκτική ανάλυση όπως η δική μας (βασισμένη στα στατιστικά χαρακτηριστικά γνωρίσματα της πραγματικής σειράς) δεν έχει διευθυνθεί μέχρι σήμερα. Η δομή του κεφαλαίου είναι το ακόλουθο. Το τμήμα 2 αναθεωρεί τη σχετική βιβλιογραφία στο FH παζλ. Το τμήμα 3 περιγράφει τα στοιχεία και τις μεθόδους εκτίμησης που χρησιμοποιούμε. Το τμήμα 4 παρουσιάζει τα αποτελέσματα της εκτίμησης. Το τμήμα 5 συζητά τις προσομοιώσεις Monte Carlo. Το Τμήμα 6 προσφέρει μερικές τελικές παρατηρήσεις.

6.2 Βιβλιογραφική επισκόπηση

Στη δημιουργική μελέτη τους, οι Feldstein και Horioka (1980) παλινδρόμησαν το ποσοστό επένδυσης πάνω σε μια σταθερά και το ποσοστό αποταμίευσης σε μια διαστρωματική μελέτη 16 βιομηχανικών χωρών κατά τη διάρκεια της περιόδου 1960-1974 και τριών υποπεριόδων, και διαπίστωσαν ότι ο συντελεστής στην αποταμίευση ήταν στο εύρος του 0.85-0.95, ασήμαντα διαφορετικός από τη μονάδα. Ερμήνευσαν αυτό το αποτέλεσμα ως ότι το 85-95% της εθνικής αποταμίευσης επενδύεται στη χώρα προέλευσης, απορρίπτοντας την υπόθεση της τέλει κινητικότητας κεφαλαίου. Ο Feldstein (1983) διαπίστωσε ότι αυτή η σχέση δεν έχει εξασθενήσει κατά τη διάρκεια του χρόνου. Ο Sachs (1981) πρότεινε μια τροποποίηση του μοντέλου FH με την εισαγωγή του current account σαν δείκτη της κινητικότητας κεφαλαίου, και διαπίστωσε ότι η επένδυση σχετίζεται περισσότερο με τις αλλαγές στο current account απ'ότι στην αποταμίευση, και ότι η σχέση είναι αρνητική. Οι Caprio και Howard (1984), αντ' αυτού, βρήκαν μια ισχυρή σχέση μεταξύ της αποταμίευσης και του current account.

Στη συνέχεια, αναπτύχθηκαν μοντέλα όπου η σχέση αποταμίευσης-επένδυσης προκύπτει όχι ως αποτέλεσμα των ατελειών της αγοράς, αλλά σαν απάντηση στις εξωγενείς διαταραχές. Παραδείγματος χάριν, κατά τον Obstfeld (1986α) τα σοκ στην παραγωγικότητα παράγουν συσχετίσεις μεταξύ της αποταμίευσης και της επένδυσης παρόμοιες με εκείνες που βρίσκονται από τους FH. Στο μοντέλο του Finn (1990) η συσχέτιση προκύπτει από τη θετική συσχέτιση των εσωτερικών και ξένων διαδικασιών τεχνολογίας (βλ. επίσης το νεοκλασικό μοντέλο των Baxter και Crucini, 1993). Ο McClure (1994) επίσης εξήγησε τη σχέση S-I κυρίως από την άποψη της δομής της διακύμανσης-συνδιακύμανσης των εξωγενών σοκ.

Η εμπειρική βιβλιογραφία περιλαμβάνει και διαστρωματικές και time-series έρευνες. Στην πρώτη κατηγορία ανήκει, π.χ., η μελέτη των Dooley, Frankel και Mathieson (1987), των οποίων αποτελέσματα ήταν ευρέως σύμφωνα

με εκείνα των FH, της Bayoumi (1990), η οποία βρήκε τα στοιχεία υπέρ της προοδευτικής φιλελευθεροποίησης των εσωτερικών χρηματοπιστηριακών αγορών και της κατάργησης των ελέγχων κεφαλαίου και του Sinn (1992), ο οποίος επισήμανε ότι η χρησιμοποίηση των μέσων όρων της δεκαετίας οδηγεί σε ένα ανοδικό bias στον κατ' εκτίμηση συντελεστή, επειδή η ισορροπία του current account τείνει να κινηθεί κατά τη διάρκεια του χρόνου από το έλλειμμα προς το πλεόνασμα και αντίστροφα προκειμένου να ικανοποιηθεί ο διαχρονικός περιορισμός προϋπολογισμών.

Εμείς εστιάζουμε, εν τούτοις, στις time-series μελέτες. Η πρώτη ανήκει στον Obstfeld (1986α), που εξέτασε 7 οικονομίες του ΟΟΣΑ, και διαπίστωσε ότι, παρά μερικές διαφορές, σε όλες τις περιπτώσεις που ο συντελεστής διέφερε σημαντικά από τη μονάδα που θα λαμβανόταν κάτω από την τέλεια ακινησία κεφαλαίου (βλ. επίσης Obstfeld, 1986b). Οι τεχνικές συνολοκλήρωσης χρησιμοποιήθηκαν έπειτα σε διάφορες μελέτες. Στοιχεία υπέρ της συνολοκλήρωσης ανάμεσα στην αποταμίευση και την επένδυση βρέθηκαν, π.χ., από τον Miller (1988) για τις ΗΠΑ πριν από το 1971 (κάτω από σταθερές συναλλαγματικές ισοτιμίες), από τους de Haan και Siermann (1994) για μερικές χώρες του ΟΟΣΑ, αλλά όχι από τον Gulley (1992) όταν συμπεριλάμβανε μια σταθερά στην εξίσωση (ο μέσος όρος της σειράς είναι διαφορετικός από το μηδέν). Η Bayoumi (1990) υποστήριξε ότι σε μεγάλο βαθμό ο συσχετισμός S-I απεικονίζει την ενδογενή συμπεριφορά επένδυσης των αποθεμάτων. Ο Hoffmann (1998) τόνισε ότι στα διαχρονικά μοντέλα βελτιστοποίησης της δυναμικής του current account, ο περιορισμός του προϋπολογισμού θα οδηγήσει σε υψηλό συσχετισμό, και ως εκ τούτου σε συνολοκλήρωση, μεταξύ της επένδυσης και της αποταμίευσης. Υιοθετώντας ένα σύνθετο μέτρο βασισμένο στη διαδικασία Johansen (1988, 1991), βρήκε υψηλά επίπεδα κινητικότητας κεφαλαίου.

Χρησιμοποιώντας ποικίλες παραμετροποιήσεις καθώς και OLS και εκτιμητές με βοηθητικές μεταβλητές, ο Montiel (1994) βρήκε μικτά στοιχεία, αν

και για τις περισσότερες αναπτυσσόμενες χώρες τα στοιχεία εμφανίστηκαν να είναι σύμφωνα με έναν ουσιαστικό βαθμό οικονομικής ελευθερίας. Εντούτοις, και ο OLS και οι IV εκτιμητές παρουσιάζουν τα δευτερογενώς ασυμπτωτικά biased αποτελέσματα εάν η αποταμίευση και η επένδυση είναι συνολοκληρωμένες σειρές. Η Mamingi (1997) χρησιμοποίησε μια κατάλληλη οικονομετρική μέθοδο στην περίπτωση του cointegration, δηλαδή τον FMOLS εκτιμητή (Phillips και Hansen, 1990) που διορθώνει ταυτόχρονα και για την αυτοσυσχέτιση, και την μακροπρόθεσμη ενδογένεια, και είναι κατά συνέπεια ασυμπτωτικά ισοδύναμος με τον εκτιμητή μέγιστης πιθανότητας του Johansen (1988, 1991). Διαπίστωσε ότι η σχέση S-I είναι γενικά χαμηλότερη στις αναπτυσσόμενες χώρες έναντι των χωρών του ΟΟΣΑ. Ο Hussein (1998) παρείχε στοιχεία ενάντια στα συμπεράσματα των FH χρησιμοποιώντας έναν άλλο εκτιμητή συνολοκλήρωσης, ο οποίος είναι ο εκτιμητής DOLS που αναπτύχθηκε από τους Stock και Watson (1993). Έδειξε ότι υπάρχει ιδιαίτερη κινητικότητα κεφαλαίου σε 18 χώρες του ΟΟΣΑ, ενώ σε 5 άλλες βρήκε υποστήριξη για το αποτέλεσμα των FH. Εντούτοις, ο εκτιμητής DOLS δεν είναι ασυμπτωτικά αποτελεσματικός, εκτός αν η μήτρα συνδιακύμανσης των σφαλμάτων υπολογίζεται με συνέπεια (βλ., π.χ., Andrews, 1991 ή Newey και West, 1994).

Monte Carlo τεχνικές χρησιμοποιήθηκαν επίσης από μερικούς ερευνητές. Παραδείγματος χάριν, ο Jansen (1996) σύγκρινε τις εναλλακτικές προσεγγίσεις στην εκτίμηση της μακροπρόθεσμης και βραχυπρόθεσμης συμπεριφοράς της αποταμίευσης και της επένδυσης. Υποστήριξε ότι οι συσχετισμοί S-I υπολογίζονται καλύτερα από ένα Μοντέλο Διόρθωσης Σφάλματος (ECM), και διαπίστωσε ότι, με εξαίρεση την Αυστραλία, σε όλες τις χώρες που το current account σύγκλινε σε μια σταθερά μακροπρόθεσμα, η οποία είναι σύμφωνη με το διαχρονικό περιορισμό του προϋπολογισμού. Σε μια δεύτερη μελέτη (1997), ερεύνησε τη συμπεριφορά σε μικρά δείγματα της διαστρωματικής συσχέτισης S-I, και έδειξε ότι ο υψηλός συσχετισμός που βρίσκεται γενικά σε τέτοιες μελέτες αποδίδεται στη συνολοκλήρωση μεταξύ των

ποσοτών αποταμίευσης και επένδυσης. Προσομοιώσεις Monte Carlo έδειξαν ότι η επίδραση του διαχρονικού περιορισμού προϋπολογισμού είναι αρκετά ισχυρή για να εξηγήσει το FH παζλ και για να καταστήσει το σχετικό έλεγχο FH της παγκόσμιας κινητικότητας κεφαλαίου χωρίς πληροφορία.

Τέλος, μερικές πρόσφατες συνεισφορές έχουν προσπαθήσει να εξηγήσουν το FH παζλ. Οι Coakley et al (1994, 1995a, β, 1996) υποστήριζαν ότι είναι απλά ένα στατιστικό δημιούργημα της διαστρωματικής παλινδρόμησης. Δεδομένου ότι ο περιορισμός φερεγγυότητας απαιτεί ότι το ισοζύγιο πληρωμών (ως ποσοστό του ΑΕΠ) είναι στάσιμο, και δεδομένου ότι το current account (η διαφορά μεταξύ των εξαγωγών και των εισαγωγών συν το καθαρό εισόδημα και τις καθαρές τρέχουσες μεταφορές από το εξωτερικό) είναι ίσο με την αποταμίευση μείον την επένδυση, τα ποσοστά αποταμίευσης και επένδυσης πρέπει να συνολοκληρώνονται με ένα μοναδιαίο συντελεστή. Αυτός είναι ο μέσος μακροπρόθεσμος συντελεστής που υπολογίζεται στις διαστρωματικές μελέτες, που είναι επομένως αναγκασμένες να βρουν έναν μοναδιαίο συντελεστή, ανεξάρτητα από το βαθμό κινητικότητας του κεφαλαίου. Χρησιμοποιώντας τις τεχνικές panel data, απέρριψαν έντονα τη μη-στασιμότητα του current account, η οποία υπονοούσε ότι η αποταμίευση και η επένδυση συνολοκληρώνονται με ένα μοναδιαίο συντελεστή, σε συνέπεια με την time-series ανάλυσή τους. Οι Sachsida και Caetano (2000) παρείχαν μια εναλλακτική εξήγηση του FH παζλ βασισμένου στην υποκαταστασιμότητα της εσωτερικής και εξωτερικής αποταμίευσης.

6.3 Στοιχεία και Μέθοδοι Εκτίμησης

Το δείγμα μας περιλαμβάνει 23 από τις χώρες του ΟΟΣΑ (16 των οποίων εξετάστηκαν από τους FH). Οι χώρες με ένα ιδιαίτερα μικρό δείγμα αποκλείστηκαν. Η πηγή στοιχείων είναι οι τα διεθνή οικονομικά στοιχεία του ΔΝΤ, CD-ROM/Δεκέμβριος 1999. Για την πλειοψηφία των χωρών η περίοδος του δείγματος πηγαίνει από το 1948 σε 1998. Οι χώρες που εξετάσαμε είναι οι ακόλουθες (με το πρώτο έτος του δείγματος στην παρένθεση εάν είναι

διαφορετικό από το 1948): Αυστραλία (1951), Αυστρία, Βέλγιο (1953), Καναδάς, Δανία (1950), Φινλανδία (1950), Γαλλία (1950), Γερμανία (1950), Ελλάδα, Ισλανδία (1950), Ιρλανδία, Ιταλία (1951), Ιαπωνία (1955), Λουξεμβούργο (1950), Ολλανδία (1950), Νέα Ζηλανδία, Νορβηγία (1949), Πορτογαλία (1953), Ισπανία (1954), Σουηδία (1950), Ελβετία, UK, ΗΠΑ. Χρησιμοποιήσαμε ετήσια παρά τριμηνιαία στοιχεία, δεδομένου ότι τα τελευταία είναι συχνά κατασκευάζονται με διαδικασίες παρεμβολής και υπόκεινται σε εποχικότητα. Περαιτέρω, οι βραχυπρόθεσμες κινήσεις κεφαλαίων, όπως οι εμπορικές πιστώσεις που ουσιαστικά είναι αναστρέψιμες, πρέπει να είναι λιγότερο σημαντικές σε ετήσια συχνότητα, καθιστώντας αυτές πιο κατάλληλες για να αντιμετωπίσουν το ζήτημα της μακροπρόθεσμης κινητικότητας κεφαλαίου που οι FH είχαν κατά νου.

Χρησιμοποιήσαμε την ακαθάριστη (παρά την καθαρή) αποταμίευση και την επένδυση επειδή τα μέτρα απόσβεσης είναι αναπόφευκτα ανακριβή, ειδικά παρουσία των ποσοστών υψηλού πληθωρισμού. Επιπλέον, οι ακαθάριστες μεταβλητές ανταποκρίνονται στις παγκόσμιες διαφορές απόδοσης. Η ακαθάριστη αποταμίευση κατασκευάστηκε αφαιρώντας την ιδιωτική και κυβερνητική κατανάλωση από το ΑΕΠ. Η ακαθάριστη επένδυση ορίστηκε ως ο σταθερός σχηματισμός ακαθάριστου κεφαλαίου συν την αλλαγή στα αποθέματα. Οι υπόλοιποι ορισμοί των μεταβλητών είναι επίσης τυποποιημένοι.

Σαν ένα πρώτο βήμα, πραγματοποιήσαμε τις τα τεστ για μοναδιαίες ρίζες, δηλαδή το Dickey-Fuller (DF) τεστ, το επαυξημένο Dickey-Fuller (ADF) τεστ (όπου το κριτήριο πληροφοριών Schwartz (SIC) χρησιμοποιήθηκε για να καθορίσει τον βέλτιστο αριθμό υστερήσεων), και το Phillips-Perron (PP) τεστ. Χρησιμοποιήσαμε τις κριτικές τιμές του MacKinnon (1991). Γενικά, τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν ευρέως εκείνα άλλων μελετών, δηλ. τα ποσοστά της αποταμίευσης και της επένδυσης φαίνονται να είναι μη στάσιμες σειρές: $I(1)$. Έτσι, προχωρήσαμε να εξετάσουμε την ύπαρξη cointegration

χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία Johansen (1988, 1991) εκτιμώντας ένα VAR (1) και τη διαδικασία Engle-Granger σε δύο στάδια (1987).

Τα αποτελέσματα είναι γενικά σύμφωνα με την κοινή γνώμη ότι η αποταμίευση και η επένδυση στις χώρες του ΟΟΣΑ είναι συνολοκληρωμένες μεταβλητές, αν και τα στοιχεία ήταν εύθραυστα στις περιπτώσεις του Βελγίου, της Δανίας, της Φινλανδίας και της Νορβηγίας. Λαμβάνοντας υπόψη την παρουσία μοναδιαίων ριζών και cointegration, ο συντελεστής συνολοκλήρωσης μεταξύ του ποσοστού αποταμίευσης και το ποσοστό επένδυσης δεν μπορεί να υπολογιστεί χρησιμοποιώντας τον εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων, ο οποίος, αν και superconsistent, δεν θα ήταν βέλτιστος για τη στατιστική επαγωγή. Αυτό οφείλεται στην παρουσία παραμέτρων ενόχλησης στην ασυμπτωτική κατανομή του εκτιμητή OLS που προέρχονται από πιθανή μακροπρόθεσμη ενδογένεια και την αυτοσυσχέτιση του σφάλματος συνολοκλήρωσης (δες Phillips, 1988, Phillips και Hansen, 1990). Παρουσία τέτοιων δευτερογενών επιδράσεων, ένας ασυμπτωτικά αποδοτικός εκτιμητής συνολοκλήρωσης πρέπει να χρησιμοποιηθεί. Εκτός από τον εκτιμητή μέγιστης πιθανοφάνειας σε σύστημα του Johansen, χρησιμοποιήσαμε τους ακόλουθους εκτιμητές μιας εξίσωσης: ADL, AADL, DOLS, DGLS, PL, FMLS.

6.4 Αποτελέσματα εκτίμησης

Υπολογίσαμε τον S-I συντελεστή (θ) χρησιμοποιώντας 21 εκτιμητές: OLS, FMLS (Standard-Andrews), FMLS (Prewhitened-Andrews), 4 παραμετροποιήσεις του DOLS, του DGLS, του ADL και του PL, μαζί με τον JOH(1) και τον JOH(4) εκτιμητή. Ο συντελεστής διατήρησης αποταμίευσης θ , η τυπική απόκλιση του και το σχετικό t-statistic προκειμένου να εξεταστεί η υπόθεση $\theta = 1$ υπολογίστηκαν. Η μέση, χαμηλότερη και υψηλότερη εκτίμηση του συντελεστή συνολοκλήρωσης για κάθε χώρα αναφέρεται στον Πίνακα 1, ενώ οι μεμονωμένες εκτιμήσεις για κάθε χώρα αναφέρονται στο Παράρτημα Ε (Τμήμα Ε.1).

Πίνακας 1: Εκτιμήσεις και ποσοστά απόρριψης

| Χώρα | Εκτίμηση | | | % απόρριψη | % απόρριψη |
|--------------|----------|-----------|----------|---------------|-------------|
| | Μέσος | Κατώτατος | Ανώτατος | MC | Ασυμπτωτικά |
| Αυστραλία | 0.745 | 0.276 | 1.007 | 0% | 0% |
| Αυστρία | 0.942 | 0.673 | 1.090 | 5% | 5% |
| Βέλγιο | 0.569 | 0.277 | 0.692 | 71% | 81% |
| Καναδάς | 0.558 | 0.221 | 0.856 | 52% | 67% |
| Δανία | 0.725 | 0.226 | 1.318 | 5% | 33% |
| Φινλανδία | 1.022 | -6.249 | 2.524 | 5% | 19% |
| Γαλλία | 0.883 | 0.830 | 0.958 | 0% | 29% |
| Γερμανία | 0.704 | 0.369 | 0.876 | 14% | 38% |
| Ελλάδα | 0.896 | 0.844 | 0.943 | 38% | 43% |
| Ισλανδία | 0.884 | -0.020 | 1.151 | 0% | 14% |
| Ιρλανδία | 1.139 | 0.103 | 2.974 | 5% | 19% |
| Ιταλία | 1.151 | 0.907 | 1.757 | 0% | 0% |
| Ιαπωνία | 0.933 | 0.735 | 1.051 | 0% | 5% |
| Λουξεμβούργο | -0.126 | -0.272 | -0.023 | 100% | 100% |
| Ολλανδία | 0.870 | 0.115 | 1.396 | 0% | 24% |
| Νέα Ζηλανδία | 1.080 | 0.673 | 1.779 | 0% | 5% |
| Νορβηγία | -0.081 | -0.512 | 0.093 | 86% | 100% |
| Πορτογαλία | 0.197 | -0.322 | 0.386 | 81% | 81% |
| Ισπανία | -0.150 | -2.666 | 0.346 | 71% | 86% |
| Σουηδία | 0.709 | 0.522 | 1.326 | 0% | 38% |
| Ελβετία | 1.000 | 0.837 | 1.149 | 0% | 0% |
| ΗΒ | 0.842 | 0.734 | 1.009 | 0% | 5% |
| ΗΠΑ | 0.564 | 0.035 | 1.436 | 52% | 57% |

Όπως είναι φανερό, οι μέσοι συντελεστές κυμαίνονται από -0.150 έως 1.151 . Περίπου οι μισές από τις χώρες έχουν έναν συντελεστή μεταξύ 0.7 και 1 (Αυστραλία, Αυστρία, Δανία, Γαλλία, Γερμανία, Ελλάδα, Ισλανδία, Ιαπωνία, Ολλανδία, Σουηδία και το ΗΒ), δείχνοντας ακινησία κεφαλαίου σύμφωνα με την ερμηνεία FH, και αντιπροσωπεύοντας έτσι τις αρχικά κλειστές οικονομίες. Τέσσερις χώρες (Βέλγιο, Καναδάς, Πορτογαλία, ΗΠΑ) έχουν μέσους συντελεστές μεταξύ 0 και 0.7 , ως εκ τούτου δείχνοντας κάποιο βαθμό κινητικότητας κεφαλαίου, με λιγότερο από 70% της εσωτερικής αποταμίευσης να επενδύεται στην ίδια χώρα. Το Λουξεμβούργο, η Νορβηγία και η Ισπανία έχουν έναν αρνητικό συντελεστή διατήρησης αποταμίευσης, η πρώτη χώρα που αποκλείεται συνήθως από τις διαστρωματικές μελέτες ως outlier λόγω του μεγέθους του οικονομικού και τραπεζικού τομέα της, η δεύτερη λόγω του μεγάλου βιομηχανικού τομέα της. Τέλος, πέντε χώρες (Φινλανδία, Ιρλανδία, Ιταλία, Νέα Ζηλανδία και Ελβετία) παρήγαγαν εκτιμήσεις πάνω από 1 , δείχνοντας ότι η επένδυση υπερβαίνει συστηματικά την αποταμίευση. Κατά μέσον όρο, ο συντελεστής FH είναι 0.698 , αν και οι εκτιμήσεις κυμαίνονται από -6.25 έως 2.97 .

Στο επόμενο τμήμα αναφέρουμε τις προσομοιώσεις Monte Carlo που πραγματοποιήσαμε προκειμένου να λάβουμε την ακριβή κατανομή των εκτιμητών, ώστε να εκτελεσθούν οι έγκυροι έλεγχοι της μηδενικής υπόθεσης ότι ο συντελεστής θ είναι ίσος με τη μονάδα.

6.5 Monte Carlo Προσομοιώσεις

Πραγματοποιήσαμε μια μελέτη Monte Carlo για να λάβουμε τα σημεία 2.5% και 97.5% της εμπειρικής κατανομής της t-στατιστικής για κάθε εκτιμητή σε κάθε μια από τις 23 χώρες. Αυτό είναι απαραίτητο προκειμένου να πάρουμε έγκυρα στατιστικά συμπεράσματα, δεδομένου ότι οι τυποποιημένες κατανομές δεν ισχύουν σε αυτήν την περίπτωση. Ο τρόπος παραγωγής της διαδικασίας (DGP) υποτίθεται ότι ήταν ο ακόλουθος:

$$\begin{aligned} I_t &= \theta S_t + u_{1t} \\ \Delta S_t &= u_{2t}, \quad t = 1, 2, \dots, T \end{aligned}$$

όπου I_t και S_t είναι τα ποσοστά επένδυσης και αποταμίευσης αντίστοιχα, και το $u_t = (u_{1t}, u_{2t})'$ ακολουθεί μια διαδικασία VAR (1):

$$u_t = Au_{t-1} + e_t, e_t \approx \text{Niid}(0, \Sigma)$$

Οι εκτιμήσεις της 2×2 A μήτρας, και της μήτρας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων του DGP (που απαιτείται για κάθε χώρα) λήφθηκαν ως εξής. Κατ' αρχάς, υπολογίσαμε την εξίσωση FH και σώσαμε τα κατάλοιπα (\widehat{u}_{1t}) έπειτα τρέξαμε μια AR(1) παλινδρόμηση για το S_t , σώζοντας επίσης τα κατάλοιπα (\widehat{u}_{2t}). Χρησιμοποιώντας τις σειρές \widehat{u}_{1t} και \widehat{u}_{2t} , υπολογίσαμε ένα VAR(1) και συνεπώς τη μήτρα A και τη μήτρα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων Σ . Αυτές οι εκτιμήσεις χρησιμοποιήθηκαν για τις προσομοιώσεις Monte Carlo, και πήραμε την ακριβή κατανομή κάθε εκτιμητή για κάθε χώρα (βλ. το παράρτημα E, Τμήμα E.2). Η ανάλυση έγινε με δεδομένη την ύπαρξη συνολοκλήρωσης την οποία είχαμε αποδείξει.

Είναι σαφές ότι υπάρχει μια μετατόπιση στις εμπειρικές κατανομές έναντι των τυπικών κανονικών. Η χρήση των κριτικών τιμών από αυτές θα είχε οδηγήσει σε ένα υψηλότερο ποσοστό απορρίψεων της μηδενικής υπόθεσης (βλ. τον Πίνακα 1). Οι κατανομές των εκτιμητών που παρέχονται από τις προσομοιώσεις μας Monte Carlo είναι λιγότερο λεπτόκυρτες από τις τυποποιημένους κανονικές, οδηγώντας σε έναν αυξημένο κομμάτι μη-απόρριψης. Πρέπει επίσης να σημειωθεί ότι οι τυπικές αποκλίσεις των εκτιμήσεων είναι μεγάλα, με συνέπεια τις χαμηλές t-στατιστικές και την μη-απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης, παρά το γεγονός ότι ο εκτιμημένος συντελεστής είναι αρκετά χαμηλότερος από τη μονάδα.

Τα ποσοστά της απόρριψης για κάθε χώρα παρουσιάζονται στον πίνακα 1. Βάσει αυτών των αποτελεσμάτων, και με την υιοθέτηση της ερμηνείας των FH, κάποιος θα κατέληγε στο συμπέρασμα ότι το Βέλγιο, ο Καναδάς, το Λουξεμβούργο, η Νορβηγία, η Πορτογαλία, η Ισπανία και οι ΗΠΑ είναι χώρες με την υψηλή κινητικότητα κεφαλαίου, ενώ οι υπόλοιπες φαίνεται να έχουν έναν συντελεστή διατήρησης αποταμίευσης κοντά στη μονάδα. Λεπτομερέστερα, οι χώρες του ΟΟΣΑ θα ταξινομούσαν ως εξής από την άποψη της κινητικότητας κεφαλαίου:

- Αυστρία, Γαλλία, Ελλάδα, Ισλανδία, Ιαπωνία, Ολλανδία και η Βρετανία επιδεικνύουν ακινησία κεφαλαίου ($0.75 < \theta < 1$).
- Η Αυστραλία, το Βέλγιο, ο Καναδάς, η Δανία, η Γερμανία, η Σουηδία και οι ΗΠΑ επιδεικνύουν τη μέση κινητικότητα κεφαλαίου ($0.5 < \theta < 0.75$).
- Η Πορτογαλία επιδεικνύει κινητικότητα κεφαλαίου ($0 < \theta < 0.5$).
- Η Φινλανδία, η Ιρλανδία, η Ιταλία, η Νέα Ζηλανδία και η Ελβετία έχουν έναν συντελεστή FH μεγαλύτερο από τη μονάδα.
- Το Λουξεμβούργο, η Νορβηγία και η Ισπανία παρουσιάζουν έναν αρνητικό συσχετισμό μεταξύ των ποσοστών της αποταμίευσης και της επένδυσης.

Τα ποσοστά της απόρριψης ανά εκτιμητή χρησιμοποιώντας και τις ασυμπτωτικές κριτικές τιμές και αυτές που λαμβάνονται από τις προσομοιώσεις μας Monte Carlo παρουσιάζονται στον Πίνακα 2. Είναι σαφές ότι ο εκτιμητής OLS απορρίπτει συχνότερα από τους άλλους εκτιμητές (και με τις ασυμπτωτικές κριτικές τιμές και με τις Monte Carlo), ενώ η κατηγορία των εκτιμητών AADL και της PL δεν μπορεί να απορρίψει την υπόθεση $\hat{\theta} = 1$ στην πλειοψηφία των περιπτώσεων.

Πίνακας 2: Ποσοστά απόρριψης εκτιμητών

| Εκτιμητής | % απόρριψη Monte Carlo | % απόρριψη Ασυμπτωτικός |
|--------------|---------------------------|----------------------------|
| OLS | 35% | 76% |
| ADL (1,2) | 22% | 14% |
| ADL (4,4) | 30% | 33% |
| AADL (1,2,1) | 9% | 14% |
| AADL (4,4,4) | 9% | 29% |
| DOLS 1 | 35% | 62% |
| DOLS 4 | 26% | 48% |
| DOLS (1,1) | 35% | 57% |
| DOLS (4,4) | 13% | 43% |
| DGLS 1 | 35% | 38% |
| DGLS 4 | 26% | 29% |
| DGLS (1,1) | 30% | 48% |
| DGLS (4,4) | 9% | 33% |
| PL (1,0) | 22% | 19% |
| PL (4,0) | 30% | 38% |
| PL (1,1) | 9% | 14% |
| PL (4,4) | 13% | 29% |
| JOH (1) | 35% | 48% |
| JOH (4) | 39% | 57% |
| FM-S-A | 30% | 43% |
| FM-PW-A | 30% | 57% |

6.6 Συμπεράσματα

Διάφορες μελέτες έχουν εξετάσει και το FH αποτέλεσμα (δηλ. την ισχύ της σχέσης αποταμίευση-επένδυσης), και την ερμηνεία των FH (δηλ. την ελάχιστη ή καθόλου κινητικότητα κεφαλαίου). Αυτή η μελέτη επανεξέτασε το πρώτο σε ένα δείγμα 23 χωρών του ΟΟΣΑ υιοθετώντας μια time-series προσέγγιση. Με μερικές εξαιρέσεις, οι προηγούμενες συνεισφορές δεν είχαν ερευνήσει την ευρωστία των εκτιμήσεων του συντελεστή διακράτησης στις εναλλακτικές μεθόδους εκτίμησης συνολοκλήρωσης (εκτός από τον Jansen, 1996, ο οποίος είχε εξετάσει μερικές). Επίσης, δεν είχαν αναλύσει τις ιδιότητες σε μικρά-δείγματα των κατανομών των t-στατιστικών των διάφορων εκτιμητών. Σε αντίθεση, αντιμετωπίσαμε και τα δύο ζητήματα. Κατ' αρχάς, χρησιμοποιήσαμε ποικίλους εκτιμητές που διορθώνουν και για την αυτοσυσχέτιση και για την μακροπρόθεσμη ενδογένεια για να υπολογίσουμε το συντελεστή διατήρησης της αποταμίευσης. Δεύτερον, εξετάσαμε την υπόθεση ενός μοναδιαίου συντελεστή χρησιμοποιώντας τις κριτικές τιμές που πήραμε από τις προσομοιώσεις Monte Carlo, οι οποίες μιμήθηκαν τις στατιστικές διαδικασίες που ακολουθήθηκαν από τις σειρές της επένδυσης και αποταμίευσης. Αυτό οδήγησε σε μια χαμηλότερη απόρριψη της υπόθεσης FH από ότι οι τυποποιημένες κριτικές τιμές θα είχαν κάνει.

Γενικά, βρήκαμε άφθονα στοιχεία για το αποτέλεσμα FH. Εντούτοις, φαίνεται να υπάρχει ιδιαίτερη ετερογένεια ανάμεσα στις χώρες από την άποψη της σχέσης αποταμίευσης-επένδυσης, και τόσο οι εκτιμήσεις όσο τα ποσοστά της απόρριψης ποικίλλουν ουσιαστικά. Οι οικονομικά ενσωματωμένες οικονομίες όπως οι ΗΠΑ παράγουν τις χαμηλότερες εκτιμήσεις του συντελεστή διατήρησης από τις χώρες όπως η Ιαπωνία, όπου επιβλήθηκαν εκτενείς έλεγχοι κεφαλαίων (κλειστές οικονομίες). Μόνο 30% των 23 χωρών του ΟΟΣΑ που εξετάζονται (αποκλείοντας αυτές με τους αρνητικούς συντελεστές) μπορούν να χαρακτηριστούν ως ανοικτές οικονομίες υπό την έννοια του FH (τα υψηλά ποσοστά απόρριψης βρίσκονται για μόνο 6 χώρες όταν βασιζόμαστε στις κριτικές τιμές πεπερασμένων δειγμάτων). Οι υπόλοιπες χώρες επιδεικνύουν

ποικίλους βαθμούς χαμηλότερης κινητικότητας κεφαλαίου. Εάν κάποιος προσυπογράφει ή όχι στην ερμηνεία των FH, το ίδιο το FH αποτέλεσμα δεν φαίνεται να είναι συμπαγές.

7. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Ο βασικός μας στόχος σε αυτή τη διατριβή ήταν να αξιολογήσουμε τη συμπεριφορά διαφόρων εκτιμητών συνολοκλήρωσης σε πεπερασμένα δείγματα και σε μια πληθώρα από DGPs που κινούν το σφάλμα συνολοκλήρωσης και το σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή. Στο κεφάλαιο 3 εστιάσαμε σε δύο τάξεις εκτιμητών συνολοκλήρωσης μιας εξίσωσης, ονομαστικά τους DOLS(p)/DGLS(p) και τους ADL(q,r) εκτιμητές. Κάνοντας χρήση μιας τριγωνικής DGP, στην οποία το σφάλμα συνολοκλήρωσης που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή ακολουθεί μια VAR(1) ή VAR(2) διαδικασία, δείξαμε ότι η συμπεριφορά των ADL(q,r) εκτιμητών μπορεί να θεωρηθεί σαν η οριακή των DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητών. Υπό αυτό το πρίσμα, η συμπεριφορά των ADL(q,r) εκτιμητών είναι ανώτερη από αυτή των DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητών αφού οι τελευταίοι 'κουβαλούν' ένα σφάλμα αποκοπής (truncation bias), το οποίο επηρεάζει και την ακρίβεια των εκτιμήσεών τους και την αξιοπιστία της στατιστικής επαγωγής. Αυτή η επίδραση αποκοπής είναι αυξουσα συνάρτηση της επιμονής (persistence) του σφάλματος συνολοκλήρωσης, ενώ είναι πιο ήπιο όταν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger (Granger causality) από το σφάλμα συνολοκλήρωσης στο σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή. Τα οφέλη από τη χρήση των ADL(q,r) εκτιμητών, στη θέση των DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητών, παραμένουν σημαντικά όταν οι τάξεις (q,r) και p επιλέγονται μέσα από τα συνήθη κριτήρια επιλογής τάξης. Η χρήση των συνεπών SIC και HQ κριτηρίων στα πλαίσια του ADL(q,r) μοντέλου οδηγεί σε επιλογή της σωστής τάξης σε περισσότερες από 90 τοις εκατό των περιπτώσεων. Αντιθέτως, αυτά τα κριτήρια επιμένουν να επιλέγουν χαμηλές τάξεις όταν οι μέθοδοι εκτίμησης DOLS(p)/DGLS(p) χρησιμοποιούνται, παράγοντας έτσι ένα πολύ μεγάλο σφάλμα αποκοπής. Το αποτελεσματικό AIC κριτήριο

συμπεριφέρεται κατά πολύ καλύτερα στα πλαίσια του DOLS(p) εκτιμητή, αφού επιλέγει ένα αρκετά μεγάλο p στις περιπτώσεις όπου το σφάλμα αποκοπής είναι πιθανό να είναι πολύ μεγάλο. Για λόγους πληρότητας, επεκτείνουμε το σετ των εκτιμητών ώστε να συμπεριλάβουμε δύο εκδοχές του FMLS εκτιμητή, καθώς και την τάξη των PL(s, l) και τον JOH εκτιμητή. Συνολικά, ο JOH(z) μαζί με τον ADL(q, r) και PL(s, l) σχηματίζουν μία τάξη από (πιο) παραμετρικούς εκτιμητές που συμπεριφέρονται κατά πολύ καλύτερα και από τον FMLS και τους DOLS(p)/DGLS(p). Στις περιπτώσεις που τα σφάλματα ακολουθούν μία διμεταβλητή moving average διαδικασία, όπου το persistence του σφάλματος συνολοκλήρωσης είναι χαμηλό και το σφάλμα αποκοπής του DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητής είναι μηδαμινό, οι δύο υπό μελέτη μέθοδοι είναι σχεδόν ισοδύναμες.

Στο κεφάλαιο 4, ελέγξαμε και επιβεβαιώσαμε τα ευρήματα του κεφαλαίου 3 σε μία δημοφιλή εμπειρική εφαρμογή, την Υπόθεση Fisher. Συγκεκριμένα εστιάσαμε στα πιθανά μειονεκτήματα της χρήσης του DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητή ή την τάξη των FMLS εκτιμητών για την εκτίμηση του συντελεστή που συνδέει τα ονομαστικά επιτόκια με τον πληθωρισμό και για τον έλεγχο της σχετικής υπόθεσης ενός μοναδιαίου συντελεστή σε ένα δείγμα 16 χωρών του ΟΟΣΑ. Συνολικά, βρήκαμε άφθονα στοιχεία υπέρ της υπόθεσης Fisher, όταν αυτή η υπόθεση εξετάζεται είτε μέσα στο πλαίσιο των ADL εκτιμητών είτε στο πλαίσιο των DOLS(p)/DGLS(p) εκτιμητών με μια αρκετά μεγάλη τιμή του p . Σε μερικές χώρες ακόμα και 20 υστερήσεις της πρώτης διαφοράς του regressor δεν είναι επαρκείς για να φέρουν το bias του DOLS/DGLS εκτιμητή στο μέγεθος αυτού του ADL εκτιμητή. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα από τις προσομοιώσεις Monte Carlo του προηγούμενου κεφαλαίου, η απόδοση της κατηγορίας των FMLS εκτιμητών τείνει να μιμηθεί αυτή της κατηγορίας του DOLS εκτιμητή, παρέχοντας κατά συνέπεια μαζικές απορρίψεις της υπόθεσης ενδιαφέροντος. Εντούτοις, αν βασιστούμε στην κατηγορία των FMLS εκτιμητών για την περίπτωση του UK, δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση ενός μοναδιαίου συντελεστή, μια υπόθεση

που απορρίπτεται ομόφωνα με τη χρήση παραμετρικών εκτιμητών. Φαίνεται ότι η δυναμική αυτής της συγκεκριμένης DGP επιδέχεται μη παραμετρική επεξεργασία.

Το ζήτημα των αλλαγών στη δυναμική των σφαλμάτων ήταν το κύριο θέμα του κεφαλαίου 4. Μελετήσαμε ιδιαίτερα τη συμπεριφορά διάφορων ευρέως χρησιμοποιημένων εκτιμητών συνολοκλήρωσης σε περιπτώσεις όπου το σφάλμα συνολοκλήρωσης και η πρώτη διαφορά του regressor ακολουθούν μια VAR(1) διαδικασία με VAR(1) συντελεστές. Το χαρακτηριστικό VAR(1) με τους σταθερούς συντελεστές ή τους τυχαίους συντελεστές τοποθετείται σε αυτήν την ευρεία κατηγορία μοντέλων. Αυτό το πλαίσιο επέτρεψε σε μας να καθορίσουμε σφάλματα με δομές που ικανοποιούν τις συνθήκες για το FCLT.

Σαν πρώτο στόχο είχαμε να παραγάγουμε τις συνθήκες για στασιμότητα για τη VAR(1) διαδικασία με τυχαίους συντελεστές και τις σχετικές παραμέτρους ενόχλησης με αυτήν την διαδικασία. Όπως αναμένεται οι συνθήκες στασιμότητας είναι συνάρτηση και του persistence και της τυχαιότητας της διαδικασίας. Εκπληκτικά, οι παράμετροι ενόχλησης είναι μια φθίνουσα συνάρτηση της διακύμανσης του συντελεστή της πρώτης διαφοράς του regressor. Συνεπώς, θα μπορούσαμε να προσδιορίσουμε περιπτώσεις όπου η κατανομή του OLS εκτιμητή πάσχει λιγότερο από παραμέτρους ενόχλησης στο πλαίσιο των τυχαίων συντελεστών παρά σε αυτό των σταθερών συντελεστών. Δυστυχώς, τα ίδια αναλυτικά αποτελέσματα δεν θα μπορούσαν να παραχθούν για την περίπτωση της VAR(1) διαδικασίας με VAR(1) συντελεστές. Η ανάλυσή μας βασίστηκε σε μια επαρκή συνθήκη για τη σταθερότητα και στασιμότητα της AR(1) διαδικασίας με έναν AR(1) συντελεστή που παρήχθη από τον Weiss (1985). Η μελλοντική έρευνα πρέπει να είναι προς την παραγωγή των ροπών, εάν υπάρχουν, μιας τέτοιας διαδικασίας. Με αυτόν τον τρόπο, η ακριβής δομή των σχετικών παραμέτρων ενόχλησης πρέπει να παραχθεί. Οι προσομοιώσεις μας προτείνουν ότι οι παράμετροι ενόχλησης είναι μια αύξουσα συνάρτηση του persistence των αυτοπαλινδρομών συντελεστών της VAR (1) διαδικασίας.

Γενικά, η ανάλυσή μας αποκαλύπτει μια κατηγορία εκτιμητών, δηλαδή τους ADL και PL εκτιμητές και σε μια μικρότερη έκταση τους JOH και FM-PW εκτιμητές που είναι συμπαγείς σε εναλλακτικά DGPs που περιλαμβάνουν αλλαγές στη δυναμική των σφαλμάτων, όπως εκείνες που προκαλούνται από την ευρεία κατηγορία των VAR(1) μοντέλων με VAR(1) συντελεστές. Το μήνυμα για τον εφαρμοσμένο ερευνητή είναι σαφές, θα πρέπει τουλάχιστον να υιοθετήσει ένα από τους καλύτερους εκτιμητές. Μια ασφαλέστερη στρατηγική, εντούτοις, θα πρέπει να περιλάβει Monte Carlo προσομοιώσεις οι οποίες είναι ικανές να αποκαλύψουν τις ιδιότητες σε πεπερασμένα δείγματα των εκτιμητών υπό εξέταση.

Το τελευταίο κεφάλαιο εφάρμοσε τους προαναφερθέντες εκτιμητές συνολοκλήρωσης στο Feldstein-Horioka παζλ. Η μελέτη μας αποκάλυψε την ετερογένεια των εκτιμήσεων του συντελεστή και των σχετικών t-statistic για τον έλεγχο της υπόθεσης ενός μοναδιαίου συντελεστή διατήρησης ανάμεσα στην σχέση αποταμίευσης - επένδυσης μεταξύ των εκτιμητών. Σε αυτό το πλαίσιο, το παζλ μπορεί να εξηγηθεί από την άποψη της επιλογής του εκτιμητή. Επιπλέον, με τη χρησιμοποίηση των κριτικών τιμών σε μικρά δείγματα, πήραμε λιγότερες απόρριψεις της μηδενικής υπόθεσης από ότι θα είχαμε από τις ασυμπτωτικές κριτικές τιμές, παράγοντας έτσι άφθονα στοιχεία υπέρ του FH αποτελέσματος.

Αν και αγιζάμε τις αλλαγές στη δυναμική των σφαλμάτων σε αυτήν την διατριβή, δεν εξετάσαμε την επίδραση διακριτών δομικών αλλαγών στο μηχανισμό παραγωγής σφαλμάτων πάνω στους εκτιμητές συνολοκλήρωσης. Αυτό το ζήτημα καθώς και η δυνατότητα των δομικών τεστ σταθερότητας να διακρίνουν μια αλλαγή στο διάνυσμα συνολοκλήρωσης από αλλαγές στο μηχανισμό παραγωγής σφαλμάτων παραμένουν ένα ανοικτό ζήτημα για μελλοντική έρευνα. Ελπίζουμε ότι τα ζητήματα που αναλύθηκαν σε αυτήν την διατριβή μαζί με τα αποτελέσματα που αναφέρονται στα διάφορα κεφάλαια να έχουν ρίξει κάποιο φως στην ενδιαφέρουσα πτυχή της συνολοκλήρωσης και ειδικά στις ιδιότητες διάφορων εκτιμητών συνολοκλήρωσης σε μικρά δείγματα

κάτω από εναλλακτικούς μηχανισμούς παραγωγής σφαλμάτων. Ακόμα και μετά από περισσότερο από 15 έτη ανάλυσης συνολοκλήρωσης, ενδιαφέρουσες ερωτήσεις μπορούν να προκύψουν, να αναλυθούν και να απαντηθούν. Ανοικτά ζητήματα παραμένουν και η ανάλυση συνολοκλήρωσης αποτελεί ακόμα έναν ενδιαφέροντα τομέα έρευνας.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Akaike, H. (1974), A New Look at the Statistical Model Identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, 667-673.
- Andrews, D.W.K. (1991), Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation. *Econometrica*, 59, 817-858.
- Andrews, D.W.K. and J.C. Monahan (1990), An improved heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimator, *Yale Cowles Foundation D.P.* no. 942.
- Banerjee, A., Dolado, J.J., Galbraith, J.W. and D.F. Hendry (1993), Cointegration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford, Oxford University Press.
- Barsky, R.B. (1987), The Fisher Hypothesis and the Forecastability and Persistence of Inflation, *Journal of Monetary Economics*, 19, 3-24.
- Baxter M., Crucini, M. (1993), Explaining Saving-Investment Correlations, *American Economic Review*, 83(3) 416-436.
- Bayoumi, T., (1990), Saving-Investment Correlations: Immobile Capital, Government Policy, or Endogenous Behavior? *IMF Staff Papers* 37(2).
- Bewley, R.A (1979), The Direct Estimation of the Equilibrium Response in a Linear Model, *Economics Letters*, 3, 357-61.
- Box, G.E.P. and G.M. Jenkins (1970), Time Series Analysis: Forecasting and Control, San Francisco: Holden Day.
- Caprio, G.A., Howard, D.H. (1984), Domestic saving, current accounts, and international capital mobility. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance discussion paper No.244.

- Caporale, G.M. and N. Pittis (2004), Estimator Choice and Fisher's Paradox: A Monte Carlo Study, *Econometric Reviews*, 23(1), 25-52.
- Christou, C. and N. Pittis (2001), OLS Asymptotic Bias and Single-Equation Methods of Cointegration in the case of a Highly Autocorrelated Cointegrating Error, mimeo.
- Christou, C. and N. Pittis (2002), Kernel and Bandwidth Selection, Prewhitening, and the Performance of the Fully Modified Least Squares Estimation Method. *Econometric Theory*, 18, 948-961.
- Coakley J., Kulasi F., Smith R. (1994), The Savings-Investment Association. *Birkbeck College Discussion Paper in Economics*.
- Coakley J., Kulasi F., Smith R. (1995a), The Feldstein- Horioka Puzzle and Capital Mobility. *Birkbeck College Discussion Paper in Economics*.
- Coakley J., Kulasi F., Smith R. (1995b), Current Account solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle. *Birkbeck College Discussion Paper in Economics*.
- Coakley J., Kulasi F., Smith R. (1996), Current account solvency and the Feldstein- Horioka Puzzle. *Economic Journal*, 106, 620-627.
- Crowder, W. (1997), The Long-Run Fisher Relation in Canada. *Canadian Journal of Economics*, 30(4):1124--1142.
- Crowder, W. and D. Hoffman, 1996, The long-run relation between nominal interest rates and inflation: The Fisher equation revisited. *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 102-118.
- Darby, M.R. (1975), The Financial and Tax effects of Monetary Policy on Interest Rates, *Economic Inquiry*, 13, 266-269.

- De Haan J., Siermann C. (1994), Saving, Investment and Capital Mobility: A comment on Leachmann. *Open Economies Review* 5, 5-17.
- Dooley M., Frankel J., Mathieson D. (1987), International Capital Mobility. What do saving -- investment correlations tell us? *IMF Staff Papers*, 34, 503-530.
- Engle, R.F. and C.W.J Granger (1987), Cointegration and error correction representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Engle, R.F., D.F. Hendry and J.F. Richard (1983), Exogeneity, *Econometrica*, 51, 277-304.
- Evans M., K.Lewis, 1995, Do expected shifts in inflation affect estimates of the long-run fisher relation? *Journal of Finance*, 50, 225-253
- Feldstein, M. (1983), Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run, *European Economic Review*, 21,129-151.
- Feldstein M. and C. Horioka (1980), Domestic saving and international capital flows, *Economic Journal*, 90, 314-329.
- Finn M., (1990), On Savings and Investment Dynamics in a Small Open Economy, *Journal of International Economics*, 29,1-21.
- Fisher, I.,1930, The theory of interest, Macmillan.
- Granger, C.W.J (1981), Some properties of time series data and their use in econometric model specification, *Journal of Econometrics*, 23, 121-130.
- Granger, C.W.J (1986), Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-28.

- Granger, C.W.J and Newbold P. (1974), Spurious Regression in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Gulley D., (1992), Are saving and investment cointegrated? Another look at the data. *Economics letters* 39, 55-58.
- Hannan, E.J. and Quinn, B.G. (1979), The Determination of the Order of an Autoregression, *Journal of the Royal Statistical Society*, B41, 190-195.
- Hansen B.E. and P.C.B. Phillips (1990), Estimation and Inference in Models of Cointegration: A Simulation study. *Advances in Econometrics*, 8, 225-248.
- Hendry, D.F., A.R. Pagan and J.D. Sargan (1984), Dynamic Specification, in Z. Griliches and M.D. Intrilligator (eds.) *Handbook of Econometrics*, vol II, ch.18, 1023-1100.
- Ho, T.-w (2002), The Feldstein-Horioka puzzle revisited, *Journal of International Money and Finance*, 21, 555-564.
- Hoffmann, M. (1998), Long run capital flows and the Feldstein-Horioka puzzle: a new measure of international capital mobility and some historical evidence from Great Britain and the United States, *EUI Working Paper ECO no. 98/30*.
- Hussein K., (1998), International Capital Mobility in OECD countries: The Feldstein-Horioka puzzle revisited. *Economics Letters*, 59, 237-242.
- Jansen J. (1996), Estimating saving-investment Correlations: evidence for OECD Countries based on an error correction model. *Journal of International Money and Finance*. 15, 5, 749-781.
- Jansen J. (1997), Can the intertemporal budget constraint explain the Feldstein-Horioka puzzle? *Economics Letters* 56, 77-83.

- 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.
- Judge, G., R.C. Hill, W. Griffiths, H Lutkepohl and T.C. Lee (1982), Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, John Wiley & Sons.
- Kramer, W. (1986), Least-squares regression when the independent variable follows an ARIMA process, *Journal of the American Statistical Association*, 81, 150-154.
- Kousta Z. and A. Serletis (1999), On the Fisher Effect. *Journal of Monetary Economics*, 44(1):105--30.
- Krol, R. (1996), International capital mobility: evidence from panel data, *Journal of International Money and Finance*, 15, 3, 467-474.
- Leachman L. (1991), Saving, investment and Capital Mobility among OECD Countries. *Open Economies Review* 2, 137-163.
- 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.
- Mamingi N. (1997), Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: The Experience of Developing Countries. *Journal of Policy Modeling*, 19(6) 605-626.
- McClure H. (1994), The Feldstein-Horioka Puzzle: The IS-LM Model with Optimal Policy. *Open Economies Review* 5, 371-382.

- Miller S. (1988), Are Saving and Investment Co-integrated? *Economics Letters* 27, 31-34.
- Mishkin, F.S.(1992), Is the Fisher effect for real? A reexamination of the relationship between inflation and interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 30, 195-215.
- Montiel P. (1994), Capital Mobility in Developing Countries: Some Measurement Issues and Empirical Estimates. *The World Bank Economic Review*, 8 (3), 311-350.
- Nelson, C.R. and C.I. Plosser (1982), Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- 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.
- Nichols Des F. and B.G. Quinn (1982), Random Coefficient Autoregressive Models: An Introduction, Lecture Notes in Statistics, *Springer-Verlag*.
- Obstfeld M. (1986a), Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 24, 55-104.
- Obstfeld M. (1986b), How Integrated are Capital Markets? Some new tests. *NBER Working Paper* No.2075.
- Park, J.Y. and P.C.B. Phillips (1988), Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part 1, *Econometric Theory*, 4, 468-498.

- Pesaran, H.M. and Y. Shin (1999), An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis, in S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Phillips, P.C.B. (1985), Nonstationary time series and cointegration, *Journal of Applied Econometrics*, 10, 87-94.
- Phillips, P.C.B. (1988), Reflections on econometric methodology, *Economic Record*, 64, 344-359.
- Phillips, P.C.B. and S.N. Durlauf, 1986, Multiple Time Series Regression with Integrated Processes, *Review of Economic Studies* 53, 473-496.
- Phillips, P.C.B. and E.J. Hansen (1990), Statistical inference in instrumental regressions with I(1) processes, *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- Phillips, P.C.B. and M. Loretan (1991), Estimating long-run economic equilibria, *Review of Economic Studies*, 58, 407-436.
- Rose, A.(1988) Is the Real Interest Rate Stable? *Journal of Finance*, 43(5):1095--1112.
- Sachs J., (1981), The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 201-282.
- Sachsida, A. and M. A.-R. Caetano (2000), The Feldstein-Horioka puzzle revisited, *Economics Letters*, 68, 85-88.
- 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.

- Sims, C.A., Stock, J.H. and M.W. Watson (1990), Inference in Linear Time Series with Some Unit Roots, *Econometrica*, 58: 113-144.
- Sinn S. (1992), Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: on the evidence from annual data. *Economic Journal*, 102, 1162-1170.
- Stock, J.H. (1987), Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors, *Econometrica*, 55, 1035-1056.
- Stock, J.H. and M.W. Watson (1993), A simple estimator of cointegrating vectors in higher-order integrated systems, *Econometrica*, 61, 783-820.
- Tesar L., (1991) Savings, investment and international capital flows. *Journal of International Economics*, 31, 55-78.
- Weiss A. (1985) The Stability of the AR(1) process with an AR(1) Coefficient, *Journal of Time Series Analysis*, 6(3), 181-186.
- White, H. (1980), A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and direct tests for heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, 817-838.
- 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.

Παράρτημα Α

ΕΚΤΙΜΗΤΕΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

Έστω \mathbf{z}_t και \mathbf{u}_t δύο διμεταβλητές διαδικασίες, με $\mathbf{z}_t = [y_t, x_t]^\top$ και $\mathbf{u}_t = [u_{1t}, u_{2t}]^\top$. Επίσης, υποθέτουμε ότι ο μηχανισμός παραγωγής του y_t δίνεται από το σύστημα:

$$y_t = \theta x_t + u_{1t} \quad (\text{A.1})$$

$$\Delta x_t = u_{2t} \quad (\text{A.2})$$

για $t = 1, 2, \dots, T$. Η υπόθεση κλειδί για να εξάγουμε ασυμπτωτικά αποτελέσματα στα πλαίσια του παραπάνω μοντέλου, είναι ότι το Συναρτησιακό Κεντρικό Οριακό Θεώρημα (Functional Central Limit Theorem, FCLT) ισχύει (δες Phillips and Durlauf 1986). Επαρκείς συνθήκες για την εγκυρότητα του FCLT εξάγονται αν θέσουμε κάποιες συνθήκες μνήμης, ετερογένειας και ύπαρξης ροπών στο διάνυσμα των σφαλμάτων u_t . Ένα τυπικό σετ συνθηκών περιλαμβάνει την αυστηρή στασιμότητα και ισχυρό mixing, συνδυασμένες με την ύπαρξη δεύτερων ή μεγαλύτερων αδέσμευτων ροπών. Οι Phillips και Durlauf (1986) δίνουν τις παρακάτω επαρκείς συνθήκες για να ισχύει το FCLT:

\mathbf{u}_t είναι μία ασθενώς στάσιμη διαδικασία

$$E(\mathbf{u}_t) = 0, \quad \forall t$$

$$E|u_{it}|^b = M < \infty, \quad \forall t, i = 1, 2 \text{ για } 2 \leq b < \infty$$

\mathbf{u}_t είναι είτε φ -mixing μεγέθους $-b/(2b-2)$

ή κάτω από την ισχυρότερη συνθήκη ροπών

$$b > 2, \text{ } a\text{-mixing μεγέθους } -b/(b-2).$$

Συγκρίνοντας τις τελευταίες δύο συνθήκες, είναι προφανές ότι υπάρχει ένα trade-off ανάμεσα στις συνθήκες ροπών που ελέγχουν τη δραστηριότητα των outlier και στις συνθήκες μνήμης που ελέγχουν την έκταση της διαχρονικής εξάρτησης.

Σε αυτή τη διατριβή, θεωρούμε και παραμετρικούς και ημι-παραμετρικούς εκτιμητές συνολοκλήρωσης, η πλειοψηφία των οποίων είναι ασυμπτωτικά αποτελεσματικοί με την προϋπόθεση ότι οι συνθήκες για το FCLT ικανοποιούνται. Στη συνέχεια, περιγράφουμε αυτούς τους εκτιμητές:

- **Απλός Εκτιμητής Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS):** Αυτός είναι ο συνήθης εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων του θ που προκύπτει από την εξίσωση (A.1).
- **Δυναμικός Ελαχίστων Τετραγώνων (DOLS(p,t)):** Αυτός ο εκτιμητής προτάθηκε από τον Saikkonen (1991), τους Phillips και Loretan (1991) και τους Stock και Watson (1993). Ο όρος DOLS χρησιμοποιήθηκε για πρώτη φορά από τους Stock και Watson που τον γενίκευσαν σε συστήματα με μεγαλύτερες τάξεις ολοκλήρωσης. Χρησιμοποιεί την στατική εξίσωση (A.1), επαυξημένη με υστερήσεις και μελλοντικές τιμές της πρώτης διαφοράς της ανεξάρτητης μεταβλητής, δηλ.:

$$y_t = \theta x_t + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^{t-1} d_j \Delta x_{t+j} + v_t \quad (\text{A.3})$$

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 την (A.1) μόνο με υστερήσεις του Δx_t . Οποιαδήποτε αυτοσυσχέτιση του v_t δε δημιουργεί σοβαρά προβλήματα στην εκτίμηση του θ και μπορεί να διορθωθεί εκτιμώντας συνεπώς την

μακροχρόνια διακύμανση του v_t όπως προτάθηκε από τους Newey και West (1987).

- **Δυναμικός Γενικευμένος ΕΤ (DGLS(p,t)):** Αυτός ο εκτιμητής (δες Stock και Watson, 1993) είναι ο εφικτός (feasible) GLS εκτιμητής που εφαρμόζεται στην εξίσωση (A.3), στην οποία το σφάλμα της παλινδρόμησης μοντελοποιείται παραμετρικά, συνήθως σαν αυτοπαλινδρομη 1ης τάξης διαδικασία (AR(1)).
- **Αυτοπαλλίνδρομος Κατανομειθισών Υστερήσεων (ADL(q,r)):** Αυτός ο εκτιμητής βασίζεται στο παρακάτω ADL(q,r) μοντέλο:

$$y_t = \sum_{i=0}^q a_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^r b_j y_{t-j} + v_t$$

Η παράμετρος ενδιαφέροντος είναι ίση με τον μακροχρόνιο πολλαπλασιαστή του y_t σε σχέση με το x_t . Μια άμεση εκτίμηση της παραμέτρου ενδιαφέροντος θ μαζί με το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης μπορεί εξαχθεί μετασχηματίζοντας ADL μοντέλο σε μορφή Bewley (δες Bewley 1979, Wickens και Breusch 1988, και Banerjee et. al. 1993):

$$y_t = \theta x_t + \sum_{i=1}^{q-1} a_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^{r-1} b_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

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 θ εφαρμόζεται εύκολα αφού περιλαμβάνει μόνο τεχνικές εκτίμησης IV.

- **Επαυξημένος Αυτοπαλλίνδρομος Κατανεμειθησών Υστερήσεων (AADL(q,r,s)):** Όταν υπάρχει Granger causality από το σφάλμα συνολοκλήρωσης στο σφάλμα που κινεί την ανεξάρτητη μεταβλητή, επάυξηση 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:

$$y_t = \theta x_t + \sum_{i=1}^{q-1} a_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^{r-1} b_j \Delta y_{t-j} + \sum_{k=1}^{s-1} c_k \Delta x_{t+k} + \varepsilon_t$$

Εκτιμήσεις των συντελεστών και των αντίστοιχων τυπικών σφαλμάτων παράγονται με τον ίδιο τρόπο όπως στην περίπτωση του ADL εκτιμητή.

- **PL(s,l):** Αυτός είναι ο μη γραμμικός σε παραμέτρους εκτιμητής των Phillips και Loretan (1991), ο οποίος χρησιμοποιεί την ίδια δυναμική δομή με τον ADL εκτιμητή και βασίζεται στην παρακάτω δομή:

$$y_t = \theta x_t + \sum_{i=1}^s d_i (y_{t-i} - \theta x_{t-i}) + \sum_{j=1}^s f_j \Delta x_{t-j} + \sum_{k=1}^l g_k \Delta x_{t+k} + \varepsilon_t$$

Αυτή η διαδικασία είναι στο πνεύμα του μοντέλου διόρθωσης σφάλματος (Error Correction Model, ECM) με την προσθήκη των υστερήσεων του σφάλματος ισορροπίας. Η παράμετρος ενδιαφέροντος, θ , εκτιμάται με τη μέθοδο των μη-γραμμικών τετραγώνων. Οι Phillips και Loretan (1991) αναφέρουν ότι στη μελέτη τους προσομοιώσεων, η μη-γραμμικότητα πράγματι κάποια προβλήματα στην εκτίμηση. Οι τάξεις s και l αναφέρονται στις υστερήσεις και μελλοντικές τιμές του Δx_t , αντίστοιχα.

- **Fully Modified Least Squares (FMLS):** Οι Phillips και Hansen (1990) εφαρμόζουν ημι-παραμετρικές διορθώσεις για τις επιδράσεις μακροχρόνιας

συσχέτισης και ενδογένειας, που τροποποιούν πλήρως τον OLS εκτιμητή και το αντίστοιχο τυπικό σφάλμα, παίρνοντας την Fully-Modified Least Squares (FMLS) τεχνική εκτίμησης. Θα αναλύσουμε σύντομα αυτή τη διαδικασία η οποία δίνει τον Fully Modified Least Squares (FMLS) εκτιμητή. Οι Phillips και Hansen αναλύουν την οριακή κατανομή του OLS εκτιμητή:

$$T(\hat{\theta} - \theta) \xrightarrow{D} \left(\sigma_{21} + \lambda_{21} + \int_0^1 B_2 dB_1 \right) \left(\int_0^1 B_2 B_2' dr \right)^{-1} \quad (\text{A.4})$$

ως ακολούθως:

$$T(\hat{\theta} - \theta) \xrightarrow{D} \left(\int_0^1 B_2 dB_{1,2} + \sigma_{21} + \lambda_{21} + \int_0^1 B_2 dB_2' \omega_{22}^{-1} \omega_{21} \right) \left(\int_0^1 B_2 B_2' dr \right)^{-1} \quad (\text{A.5})$$

$$\text{όπου} \quad B_{1,2} = B_1 - \omega_{21}' \omega_{22}^{-1} B_2, \Omega^* = \begin{bmatrix} \omega_{11,2} & 0 \\ 0 & \omega_{22} \end{bmatrix} \quad \text{με}$$

$\omega_{11,2} = \omega_{11} - \omega_{21}' \omega_{22}^{-1} \omega_{21}$ και $dB_1 = dB_{1,2} + dB_2' \omega_{22}^{-1} \omega_{21}$. Ο πρώτος από τους τέσσερις όρους στην (A.5) έχει μια μικτή κανονική κατανομή. Αυτό που πρέπει να γίνει είναι οι απαραίτητες διορθώσεις για να απαλοιφούν οι παραπάνω όροι απευθείας. Ο εκτιμητής FMLS του θ παίρνει την ακόλουθη μορφή:

$$\hat{\theta}^+ = (X'X)^{-1} (X'Y^+ - T\hat{\delta}^+)$$

όπου ο X ($T \times 1$) είναι ο πίνακας παρατηρήσεων του x_t , ο Y^+ ($T \times 1$) είναι

το διάνυσμα παρατηρήσεων του $y_t^+ = y_t - \hat{\omega}_{21}' \hat{\omega}_{22}^{-1} \Delta x_t$, το

$\hat{\delta}^+ = \hat{\Delta} \begin{bmatrix} 1 \\ -\hat{\omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21} \end{bmatrix}$ είναι ένας όρος διορθωσης σφάλματος με το $\hat{\Delta}$ μια

συνεπή εκτίμηση του $\Delta = \sum_{k=0}^{\infty} E(u_{20} u_k')$ και $\hat{\omega}_{21}'$, $\hat{\omega}_{22}$ είναι επίσης συνεπείς

εκτιμήσεις των αντίστοιχων στοιχείων του πίνακα μακροχρόνιων διακυμάνσεων Ω .

Είναι εύκολο να δείξουμε ότι

$$T(\hat{\theta}^+ - \theta) \xrightarrow{D} \left(\int_0^1 B_2 dB_{1,2} \right) \left(\int_0^1 B_2 B_2' dr \right)^{-1}$$

το οποίο βρίσκεται να είναι $N(0, \omega_{11,2} G)$ υπό συνθήκη πάνω στο

$$G = \left(\int_0^1 B_2 B_2' dr \right)^{-1} \text{ και με αυτόν τον τρόπο κανονικές ασυμπτωτικές}$$

διαδικασίες μπορούν να εφαρμοστούν, ακριβώς όπως ο OLS στην ισχυρά εξωγενή περίπτωση. Πλήρως τροποποιημένα τυπικά σφάλματα του $\hat{\theta}$ πρέπει να χρησιμοποιηθούν, τα οποία δίνονται από τον παρακάτω τύπο:

$(s^+)^2 = \hat{\omega}_{11,2} (X'X)^{-1}$. Ο FMLS εκτιμητής βασίζεται σε συνεπή εκτίμηση των πινάκων Ω και Δ , το οποίο στη συνέχεια απαιτεί την επιλογή ενός πυρήνα και τον καθορισμό του bandwidth. Εφαρμόζουμε τον πυρήνα τετραγωνικού φάσματος (Quadratic Spectral kernel), αφού είναι το καλύτερο με βάση ένα ασυμπτωτικά περικομμένο μέσου τετραγωνικού σφάλματος κριτήριο μέσα σε μια κλάση πυρήνων που υποχρεωτικά γεννά θετικά ημιορισμένους εκτιμητές του πίνακα της μακροχρόνιας διακύμανσης σε πεπερασμένα δείγματα. Η bandwidth παράμετρος, S_T , επιλέχθηκε εφαρμόζοντας τη εξαρτημένη από τα δεδομένα διαδικασία του Andrews (1991). Συγκεκριμένα, η ιδανική bandwidth παράμετρος S_T^+ για τον πυρήνα τετραγωνικού φάσματος (Quadratic Spectral kernel) είναι

$$S_T^+ = 1.3221[a(2)T]^{1/5}$$

όπου το $a(2)$ είναι μια συνάρτηση του αγνώστου πίνακα φασματικής πυκνότητας του u_t σε συχνότητα μηδέν, της δεύτερης γενικευμένης

παραγώγου και ενός 4×4 πίνακα βαρών από γνωστές σταθερές. Αυτό σημαίνει ότι το $a(2)$ και κατά συνέπεια το S_T^\dagger είναι επίσης άγνωστα στην πράξη. Εκτιμήσεις του $a(2)$ μπορούμε να πάρουμε είτε εκτιμώντας απλά παραμετρικά μοντέλα, όπως προτάθηκε από τον Andrews (1991), ή μη παραμετρικά ακολουθώντας τους Newey και West (1994). Στη μελέτη μας, προσδιορίζουμε το bandwidth με βάση την εξαρτημένη από τα δεδομένα διαδικασία του Andrews (1991). Επιπλέον, η prewhitened εκδοχή του FMLS η οποία φιλτράρει το διάνυσμα των σφαλμάτων \mathbf{u}_t πριν από την εκτίμηση του Ω και Δ επίσης χρησιμοποιείται (δες Andrews και Monahan, 1990 και Christou και Pittis 2002, για μια ανάλυση της συμπεριφοράς των διαφόρων εκδοχών του FMLS εκτιμητή).

- **Johansen's Μεγίστης Πιθανοφάνειας (JOH):** Τελικά, εκτός από εκτιμητές μιας εξίσωσης που συζητήθηκαν παραπάνω, επίσης θεωρούμε τον εκτιμητή μεγίστης πιθανοφάνειας του θ , που βασίζεται πάνω σε σύστημα 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 αμπτωτικά ιδανικός μέσα στα πλαίσια ενός κανονικού διανυσματικού αυτοπαλίνδρομου μοντέλου που μπορεί να συμπεριλάβει μια μικρή τάξη από DGPs.

Παράρτημα Β

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ 3

Β.1 Πίνακες

Πίνακας 1
Συμπεριφορά Εκτιμητών σε Μικρά Δείγματα
DGP 1 (Κύρια Περίπτωση)

| <i>Panel A</i> $a_{11} = 0.3$ | | | | |
|---|-----------|-------------|--------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | Median Bias | MSE | Size |
| ADL(1,2) | 0.0012 | 0.0006 | 0.0012 | 5.75 |
| PL(1,0) | 0.0012 | 0.0006 | 0.0012 | 5.75 |
| JOH(2) | 0.0012 | 0.0059 | 0.0009 | 0.75 |
| FMLS | 0.0269 | 0.0179 | 0.0032 | 14.75 |
| PW-FMLS | 0.0099 | 0.0066 | 0.0017 | 8.15 |

| <i>Panel B</i> $a_{11} = 0.6$ | | | | |
|---|-----------|-------------|--------|-------|
| Estimator | Mean bias | Median Bias | MSE | Size |
| ADL(1,2) | 0.0017 | 0.0016 | 0.0041 | 7.10 |
| PL(1,0) | 0.0018 | 0.0017 | 0.0041 | 7.05 |
| JOH(2) | 0.0077 | 0.0044 | 0.0062 | 1.55 |
| FMLS | 0.0660 | 0.0460 | 0.0140 | 26.25 |
| PW-FMLS | 0.0202 | 0.0142 | 0.0059 | 11.35 |

| <i>Panel C</i> $a_{11} = 0.9$ | | | | |
|---|-----------|-------------|--------|-------|
| Estimator | Mean bias | Median Bias | MSE | Size |
| ADL(1,2) | 0.0372 | 0.0399 | 0.0882 | 15.10 |
| PL(1,0) | 0.0397 | 0.0447 | 0.0890 | 15.35 |
| JOH(2) | 0.0336 | 0.0244 | 0.1724 | 14.10 |
| FMLS | 0.3202 | 0.2972 | 0.1981 | 63.20 |
| PW-FMLS | 0.1409 | 0.1188 | 0.1457 | 29.30 |

| <i>Panel D</i> $a_{11} = 0.95$ | | | | |
|--|-----------|-------------|--------|-------|
| Estimator | Mean bias | Median Bias | MSE | Size |
| ADL(1,2) | 0.1037 | 0.1574 | 0.3659 | 27.90 |
| PL(1,0) | 0.1132 | 0.1670 | 0.3580 | 27.80 |
| JOH(2) | 0.0965 | 0.1082 | 0.4100 | 30.05 |
| FMLS | 0.5170 | 0.5168 | 0.4711 | 74.60 |
| PW-FMLS | 0.3315 | 0.3199 | 0.7436 | 46.15 |

Πίνακας 2
2.5% και 97.5% Σημεία της Εμπειρικής Κατανομής των t-statistics των Εκτιμητών
DGP 1 (Κύρια Περίπτωση)

| Εκτιμητής a_{11} | $t_{0,025}$ | | | | $t_{0,975}$ | | | |
|--------------------|-------------|--------|--------|--------|-------------|-------|--------|--------|
| | 0.3 | 0.6 | 0.9 | 0.95 | 0.3 | 0.6 | 0.9 | 0.95 |
| OLS | -0.655 | -0.765 | -1.074 | -1.131 | 4.199 | 4.975 | 9.983 | 15.363 |
| ADL(1,2) | -2.020 | -1.926 | -1.676 | -1.484 | 2.084 | 2.196 | 3.826 | 6.048 |
| PL (1,0) | -2.020 | -1.966 | -1.738 | -4.186 | 2.084 | 2.299 | 3.491 | 5.513 |
| JOH (2) | -0.952 | -1.211 | -1.908 | -2.483 | 1.571 | 1.658 | 3.555 | 5.798 |
| FMLS | -1.541 | -1.629 | -2.108 | -2.006 | 3.162 | 4.369 | 15.099 | 38.781 |
| PW-FMLS | -1.855 | -1.919 | -2.313 | -2.792 | 2.499 | 2.757 | 5.398 | 8.732 |
| DOLS 1 | -1.936 | -1.484 | -1.387 | -1.459 | 2.947 | 4.242 | 9.717 | 15.052 |
| DOLS 2 | -2.271 | -1.882 | -1.613 | -1.617 | 2.577 | 3.815 | 9.712 | 14.800 |
| DOLS 3 | -2.361 | -2.249 | -1.738 | -1.764 | 2.436 | 3.520 | 9.575 | 14.815 |
| DOLS 4 | -2.357 | -2.500 | -2.040 | -2.098 | 2.420 | 3.322 | 9.459 | 14.626 |
| DOLS 5 | -2.340 | -2.675 | -2.234 | -2.226 | 2.389 | 3.085 | 9.257 | 14.604 |
| DOLS 6 | -2.454 | -2.784 | -2.449 | -2.420 | 2.429 | 2.999 | 9.015 | 14.441 |
| DOLS 7 | -2.513 | -2.872 | -2.759 | -2.585 | 2.375 | 2.886 | 8.699 | 14.601 |
| DOLS 8 | -2.533 | -2.934 | -2.867 | -2.723 | 2.430 | 2.904 | 8.524 | 14.093 |
| DOLS 9 | -2.513 | -2.895 | -3.012 | -2.804 | 2.401 | 2.927 | 8.133 | 13.885 |
| DOLS 10 | -2.514 | -2.871 | -3.068 | -2.992 | 2.318 | 2.851 | 7.762 | 13.723 |
| DOLS 11 | -2.497 | -2.933 | -3.289 | -3.016 | 2.363 | 2.806 | 7.599 | 13.462 |
| DOLS 12 | -2.527 | -2.961 | -3.465 | -3.117 | 2.384 | 2.799 | 7.389 | 13.037 |
| DOLS 13 | -2.527 | -3.005 | -3.662 | -3.356 | 2.423 | 2.857 | 7.184 | 12.671 |
| DOLS 14 | -2.574 | -3.042 | -3.745 | -3.565 | 2.461 | 2.894 | 6.936 | 12.367 |
| DOLS 15 | -2.583 | -3.032 | -3.959 | -3.624 | 2.390 | 2.906 | 6.699 | 12.207 |
| DOLS 16 | -2.563 | -3.076 | -4.124 | -3.793 | 2.341 | 2.824 | 6.547 | 12.148 |
| DOLS 17 | -2.507 | -2.991 | -4.315 | -3.980 | 2.348 | 2.873 | 6.396 | 11.788 |
| DOLS 18 | -2.533 | -3.047 | -4.535 | -4.147 | 2.388 | 2.855 | 6.304 | 11.601 |
| DOLS 19 | -2.454 | -2.985 | -4.646 | -4.316 | 2.467 | 2.876 | 6.253 | 11.401 |
| DOLS 20 | -2.469 | -2.962 | -4.724 | -4.422 | 2.493 | 2.908 | 6.236 | 11.117 |
| DGLS 1 | -1.467 | -0.116 | 5.141 | 5.974 | 2.585 | 5.345 | 10.632 | 12.159 |
| DGLS 2 | -1.899 | -0.984 | 3.659 | 4.602 | 2.230 | 3.382 | 8.989 | 10.715 |
| DGLS 3 | -2.049 | -1.424 | 2.641 | 3.688 | 2.086 | 2.777 | 7.605 | 9.578 |
| DGLS 4 | -2.083 | -1.758 | 1.662 | 2.868 | 2.088 | 2.548 | 6.740 | 8.730 |
| DGLS 5 | -2.073 | -1.930 | 0.885 | 2.316 | 2.073 | 2.442 | 6.131 | 8.208 |
| DGLS 6 | -2.098 | -2.053 | 0.288 | 1.777 | 2.071 | 2.384 | 5.722 | 7.902 |
| DGLS 7 | -2.115 | -2.118 | -0.255 | 1.159 | 2.051 | 2.293 | 5.395 | 7.605 |
| DGLS 8 | -2.166 | -2.184 | -0.567 | 0.715 | 2.031 | 2.256 | 5.155 | 7.415 |
| DGLS 9 | -2.143 | -2.171 | -0.856 | 0.494 | 2.045 | 2.173 | 4.931 | 7.172 |
| DGLS 10 | -2.145 | -2.193 | -1.023 | 0.077 | 1.997 | 2.152 | 4.816 | 7.181 |
| DGLS 11 | -2.161 | -2.237 | -1.241 | -0.206 | 2.049 | 2.196 | 4.626 | 6.966 |
| DGLS 12 | -2.156 | -2.258 | -1.366 | -0.394 | 2.074 | 2.228 | 4.537 | 6.933 |
| DGLS 13 | -2.140 | -2.266 | -1.481 | -0.611 | 2.045 | 2.250 | 4.419 | 6.845 |
| DGLS 14 | -2.158 | -2.307 | -1.656 | -0.839 | 2.082 | 2.250 | 4.344 | 6.812 |
| DGLS 15 | -2.171 | -2.279 | -1.850 | -1.003 | 2.071 | 2.219 | 4.284 | 6.671 |
| DGLS 16 | -2.166 | -2.286 | -1.909 | -1.201 | 2.052 | 2.207 | 4.124 | 6.416 |
| DGLS 17 | -2.128 | -2.272 | -2.050 | -1.269 | 2.036 | 2.224 | 4.038 | 6.322 |
| DGLS 18 | -2.186 | -2.324 | -2.167 | -1.287 | 2.092 | 2.211 | 3.969 | 6.347 |
| DGLS 19 | -2.131 | -2.251 | -2.245 | -1.481 | 2.070 | 2.176 | 3.910 | 6.290 |
| DGLS 20 | -2.121 | -2.266 | -2.324 | -1.690 | 2.070 | 2.194 | 3.844 | 6.121 |

Πίνακας 3
 Συμπεριφορά Εκτιμητών σε Μικρά Δείγματα
 Επιλογή Μοντέλου από Κριτήρια Πληροφορίας
 VAR(1) σφάλματα, $a_{21} = 0$

| Panel A. Εκτίμηση | | | | | | | | | | | | |
|--------------------------|-----------|-------|-------|-------|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Κριτήριο a_{11} | Mean bias | | | | Median Bias | | | | MSE | | | |
| | 0.3 | 0.6 | 0.9 | 0.95 | 0.3 | 0.6 | 0.9 | 0.95 | 0.3 | 0.6 | 0.9 | 0.95 |
| ADL | | | | | | | | | | | | |
| AIC | 0.001 | 0.004 | 0.042 | 0.062 | 0.001 | 0.003 | 0.046 | 0.173 | 0.001 | 0.004 | 0.101 | 0.211 |
| SIC | 0.002 | 0.005 | 0.048 | 0.067 | 0.001 | 0.003 | 0.048 | 0.172 | 0.001 | 0.004 | 0.094 | 0.199 |
| HQ | 0.001 | 0.004 | 0.045 | 0.062 | 0.001 | 0.003 | 0.046 | 0.174 | 0.001 | 0.004 | 0.098 | 0.187 |
| DOLS | | | | | | | | | | | | |
| AIC | 0.002 | 0.004 | 0.081 | 0.270 | 0.001 | 0.003 | 0.065 | 0.257 | 0.002 | 0.005 | 0.077 | 0.261 |
| SIC | 0.006 | 0.015 | 0.113 | 0.289 | 0.004 | 0.011 | 0.097 | 0.274 | 0.001 | 0.005 | 0.080 | 0.276 |
| HQ | 0.004 | 0.009 | 0.097 | 0.280 | 0.003 | 0.007 | 0.080 | 0.269 | 0.001 | 0.005 | 0.082 | 0.269 |
| DGLS | | | | | | | | | | | | |
| AIC | 0.003 | 0.013 | 0.440 | 0.852 | 0.001 | 0.009 | 0.389 | 0.967 | 0.002 | 0.005 | 0.369 | 0.882 |
| SIC | 0.008 | 0.038 | 0.915 | 1.098 | 0.006 | 0.026 | 0.970 | 1.115 | 0.002 | 0.008 | 0.910 | 1.237 |
| HQ | 0.006 | 0.026 | 0.726 | 1.039 | 0.004 | 0.018 | 0.816 | 1.083 | 0.001 | 0.006 | 0.672 | 1.141 |
| PL | | | | | | | | | | | | |
| AIC | 0.001 | 0.003 | 0.038 | 0.131 | 0.001 | 0.002 | 0.039 | 0.147 | 0.001 | 0.005 | 0.077 | 0.193 |
| SIC | 0.001 | 0.003 | 0.037 | 0.132 | 0.001 | 0.002 | 0.041 | 0.153 | 0.001 | 0.005 | 0.077 | 0.192 |
| HQ | 0.001 | 0.003 | 0.038 | 0.131 | 0.001 | 0.003 | 0.041 | 0.151 | 0.001 | 0.005 | 0.077 | 0.193 |
| JOH | | | | | | | | | | | | |
| AIC | 0.010 | 0.009 | 0.040 | 0.125 | 0.006 | 0.005 | 0.028 | 0.109 | 0.001 | 0.023 | 0.058 | 0.138 |
| SIC | 0.010 | 0.009 | 0.040 | 0.125 | 0.006 | 0.005 | 0.028 | 0.109 | 0.001 | 0.023 | 0.058 | 0.138 |
| HQ | 0.010 | 0.009 | 0.040 | 0.125 | 0.006 | 0.005 | 0.028 | 0.109 | 0.001 | 0.023 | 0.058 | 0.138 |

| Panel B. Έλεγχος Υποθέσεων | | | | | | | | | | | | |
|-----------------------------------|-------------|--------|--------|--------|-------------|-------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|
| Κριτήριο a_{11} | $t_{0,025}$ | | | | $t_{0,975}$ | | | | Size | | | |
| | 0.3 | 0.6 | 0.9 | 0.95 | 0.3 | 0.6 | 0.9 | 0.95 | 0.3 | 0.6 | 0.9 | 0.95 |
| ADL | | | | | | | | | | | | |
| AIC | -2.062 | -2.029 | -1.754 | -1.523 | 2.316 | 2.505 | 4.022 | 6.150 | 7.05 | 8.00 | 14.35 | 23.40 |
| SIC | -2.049 | -1.970 | -1.745 | -1.505 | 2.185 | 2.312 | 4.017 | 6.106 | 6.65 | 7.30 | 14.05 | 23.10 |
| HQ | -2.062 | -1.970 | -1.748 | -1.514 | 2.214 | 2.331 | 4.022 | 6.087 | 6.95 | 7.45 | 14.05 | 23.25 |
| DOLS | | | | | | | | | | | | |
| AIC | -2.608 | -3.130 | -4.803 | -4.525 | 2.618 | 3.252 | 8.388 | 14.059 | 13.90 | 22.15 | 49.85 | 66.15 |
| SIC | -2.393 | -2.894 | -4.613 | -4.345 | 2.753 | 3.470 | 8.773 | 14.412 | 11.85 | 21.10 | 53.20 | 66.70 |
| HQ | -2.445 | -2.977 | -4.779 | -4.443 | 2.683 | 3.371 | 8.606 | 14.382 | 12.15 | 21.05 | 52.60 | 67.00 |
| DGLS | | | | | | | | | | | | |
| AIC | -2.155 | -2.303 | -1.911 | -0.290 | 2.229 | 2.577 | 9.289 | 11.510 | 7.90 | 11.35 | 62.70 | 88.50 |
| SIC | -1.977 | -1.866 | 1.803 | 4.658 | 2.335 | 3.062 | 10.498 | 12.072 | 7.85 | 14.35 | 96.95 | 99.75 |
| HQ | -2.036 | -2.072 | -0.477 | 2.406 | 2.298 | 2.739 | 10.123 | 11.927 | 7.05 | 12.20 | 86.05 | 98.05 |
| PL | | | | | | | | | | | | |
| AIC | -2.133 | -2.053 | -1.922 | -2.256 | 2.299 | 2.538 | 3.713 | 5.109 | 7.60 | 8.55 | 14.15 | 22.65 |
| SIC | -2.143 | -2.077 | -1.945 | -2.393 | 2.287 | 2.538 | 3.698 | 5.208 | 7.70 | 8.55 | 14.15 | 22.90 |
| HQ | -2.130 | -2.036 | -1.916 | -2.337 | 2.273 | 2.504 | 3.713 | 5.208 | 7.65 | 8.40 | 14.00 | 22.80 |
| JOH | | | | | | | | | | | | |
| AIC | -0.956 | -1.196 | -1.563 | -1.657 | 1.553 | 1.652 | 3.276 | 5.233 | 1.05 | 2.10 | 10.35 | 21.80 |
| SIC | -0.956 | -1.196 | -1.563 | -1.657 | 1.553 | 1.652 | 3.276 | 5.233 | 1.05 | 2.10 | 10.35 | 21.80 |
| HQ | -0.956 | -1.196 | -1.563 | -1.657 | 1.553 | 1.652 | 3.276 | 5.233 | 1.05 | 2.10 | 10.35 | 21.80 |

Πίνακας 4
Συμπεριφορά Εκτιμητών σε Μικρά Δείγματα
Επιλογή Μοντέλου από Κριτήρια Πληροφορίας
VAR(1) σφάλματα, $a_{21} \neq 0$

| <i>Panel A. Εκτίμηση</i> | | | | | | |
|-----------------------------------|-------------|---------|-------------|---------|--------|--------|
| Κριτήριο a_{11} | Mean bias | | Median Bias | | MSE | |
| | 0.3 | 0.7 | 0.3 | 0.7 | 0.3 | 0.7 |
| ADL | | | | | | |
| AIC | 0.0003 | 0.0008 | 0.0003 | 0.0007 | 0.0001 | 0.0000 |
| SIC | 0.0001 | 0.0015 | 0.0000 | 0.0012 | 0.0001 | 0.0000 |
| HQ | 0.0004 | 0.0010 | 0.0003 | 0.0008 | 0.0001 | 0.0000 |
| DOLS | | | | | | |
| AIC | 0.0000 | 0.0009 | 0.0001 | 0.0008 | 0.0001 | 0.0000 |
| SIC | -0.0003 | 0.0019 | -0.0002 | 0.0016 | 0.0001 | 0.0000 |
| HQ | -0.0001 | 0.0013 | 0.0000 | 0.0011 | 0.0001 | 0.0000 |
| DGLS | | | | | | |
| AIC | 0.0001 | 0.0014 | 0.0001 | 0.0011 | 0.0001 | 0.0000 |
| SIC | -0.0003 | 0.0032 | -0.0002 | 0.0024 | 0.0001 | 0.0000 |
| HQ | -0.0001 | 0.0021 | 0.0000 | 0.0017 | 0.0001 | 0.0000 |
| PL | | | | | | |
| AIC | 0.0003 | -0.0009 | 0.0002 | -0.0006 | 0.0001 | 0.0000 |
| SIC | 0.0003 | -0.0009 | 0.0002 | -0.0006 | 0.0001 | 0.0000 |
| HQ | 0.0003 | -0.0009 | 0.0002 | -0.0006 | 0.0001 | 0.0000 |
| JOH | | | | | | |
| AIC | 0.0033 | 0.0008 | 0.0020 | 0.0003 | 0.0001 | 0.0000 |
| SIC | 0.0033 | 0.0008 | 0.0020 | 0.0003 | 0.0001 | 0.0000 |
| HQ | 0.0033 | 0.0008 | 0.0020 | 0.0003 | 0.0001 | 0.0000 |
| FMLS | | | | | | |
| FMLS | 0.0049 | 0.0027 | 0.0031 | 0.0021 | 0.0002 | 0.0010 |
| PW-FMLS | 0.0015 | -0.0014 | 0.0010 | -0.0001 | 0.0001 | 0.0002 |
| <i>Panel B. Έλεγχος Υποθέσεων</i> | | | | | | |
| Κριτήριο a_{11} | $t_{0.025}$ | | $t_{0.975}$ | | Size | |
| | 0.3 | 0.7 | 0.3 | 0.7 | 0.3 | 0.7 |
| ADL | | | | | | |
| AIC | -2.040 | -1.873 | 2.305 | 2.503 | 6.90 | 9.55 |
| SIC | -2.016 | -1.706 | 2.154 | 2.735 | 6.15 | 10.05 |
| HQ | -2.009 | -1.840 | 2.246 | 2.493 | 6.45 | 9.15 |
| DOLS | | | | | | |
| AIC | -2.249 | -2.387 | 2.300 | 3.286 | 8.90 | 18.60 |
| SIC | -2.177 | -2.165 | 2.232 | 3.736 | 8.15 | 21.90 |
| HQ | -2.229 | -2.307 | 2.278 | 3.467 | 8.65 | 19.75 |
| DGLS | | | | | | |
| AIC | -2.118 | -1.917 | 2.167 | 2.763 | 6.75 | 11.65 |
| SIC | -2.093 | -1.615 | 2.073 | 3.572 | 6.25 | 19.45 |
| HQ | -2.099 | -1.799 | 2.143 | 3.163 | 6.60 | 14.45 |
| PL | | | | | | |
| AIC | -2.006 | -2.274 | 2.058 | 2.282 | 5.65 | 8.35 |
| SIC | -2.006 | -2.274 | 2.058 | 2.282 | 5.65 | 8.35 |
| HQ | -2.006 | -2.274 | 2.058 | 2.282 | 5.65 | 8.35 |
| JOH | | | | | | |
| AIC | -1.001 | -1.454 | 1.663 | 1.809 | 1.05 | 2.55 |
| SIC | -1.001 | -1.454 | 1.663 | 1.809 | 1.05 | 2.55 |
| HQ | -1.001 | -1.454 | 1.663 | 1.809 | 1.05 | 2.55 |
| FMLS | | | | | | |
| FMLS | -1.918 | -7.411 | 2.739 | 6.766 | 10.9 | 49.55 |
| PW-FMLS | -1.873 | -2.998 | 2.188 | 2.218 | 6.00 | 10.60 |

Πίνακας 5
Συμπεριφορά Εκτιμητών σε Μικρά Δείγματα
Επιλογή Μοντέλου από Κριτήρια Πληροφορίας
VAR(2) σφάλματα

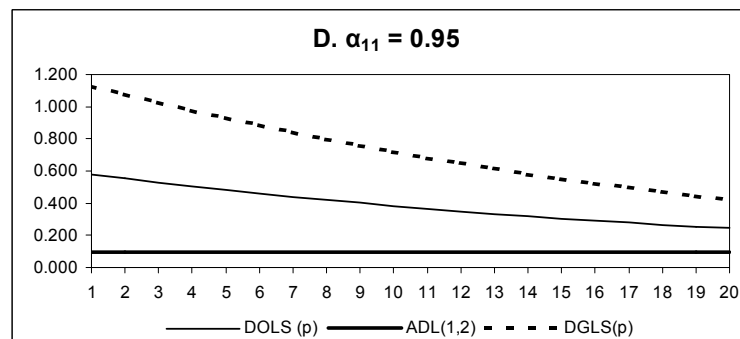
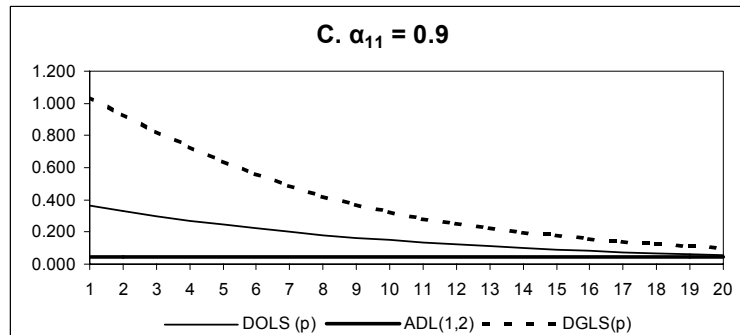
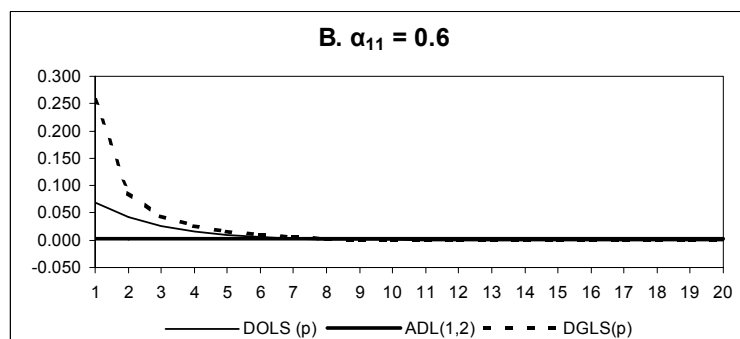
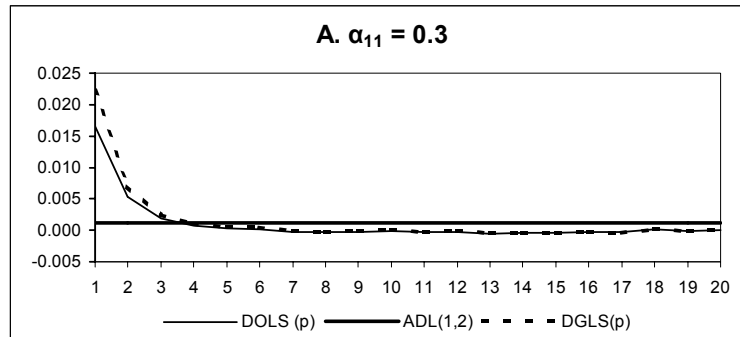
| Panel A. Εκτίμηση | | | | | | | | | | |
|-----------------------------------|--|------------------|--------|--------|--------------------|--------|--------|-------------|--------|--------|
| | | <i>Mean bias</i> | | | <i>Median Bias</i> | | | <i>MSE</i> | | |
| $a_{11}+b_{11}$ | | 0.3 | 0.6 | 0.9 | 0.3 | 0.6 | 0.9 | 0.3 | 0.6 | 0.9 |
| <i>Κριτήριο</i> | | | | | | | | | | |
| ADL | | | | | | | | | | |
| AIC | | 0.0006 | 0.0041 | 0.0493 | 0.0006 | 0.0035 | 0.0618 | 0.0006 | 0.0049 | 0.1508 |
| SIC | | 0.0006 | 0.0047 | 0.0551 | 0.0004 | 0.0031 | 0.0624 | 0.0006 | 0.0048 | 0.1460 |
| HQ | | 0.0006 | 0.0045 | 0.0514 | 0.0005 | 0.0034 | 0.0601 | 0.0006 | 0.0049 | 0.1494 |
| DOLS | | | | | | | | | | |
| AIC | | 0.0001 | 0.0069 | 0.1445 | 0.0000 | 0.0055 | 0.1205 | 0.0007 | 0.0052 | 0.0927 |
| SIC | | 0.0004 | 0.0230 | 0.1751 | 0.0005 | 0.0180 | 0.1483 | 0.0006 | 0.0055 | 0.1114 |
| HQ | | 0.0003 | 0.0147 | 0.1601 | 0.0002 | 0.0116 | 0.1309 | 0.0006 | 0.0050 | 0.1052 |
| DGLS | | | | | | | | | | |
| AIC | | 0.0000 | 0.0244 | 0.5884 | -0.0001 | 0.0122 | 0.5804 | 0.0007 | 0.0079 | 0.5174 |
| SIC | | 0.0003 | 0.0933 | 1.0332 | 0.0005 | 0.0502 | 1.0530 | 0.0006 | 0.0302 | 1.1211 |
| HQ | | 0.0004 | 0.0495 | 0.8719 | 0.0002 | 0.0260 | 0.9551 | 0.0006 | 0.0140 | 0.8783 |
| PL | | | | | | | | | | |
| AIC | | 0.0007 | 0.0039 | 0.0200 | 0.0006 | 0.0035 | 0.0534 | 0.0007 | 0.0048 | 0.7671 |
| SIC | | 0.0008 | 0.0049 | 0.0253 | 0.0006 | 0.0036 | 0.0548 | 0.0007 | 0.0047 | 0.7591 |
| HQ | | 0.0008 | 0.0045 | 0.0234 | 0.0006 | 0.0035 | 0.0531 | 0.0007 | 0.0047 | 0.7630 |
| JOH | | | | | | | | | | |
| AIC | | 0.0056 | 0.0260 | 0.1045 | 0.0038 | 0.0173 | 0.0784 | 0.0003 | 0.0027 | 0.0559 |
| SIC | | 0.0056 | 0.0260 | 0.1045 | 0.0038 | 0.0173 | 0.0784 | 0.0003 | 0.0027 | 0.0559 |
| HQ | | 0.0056 | 0.0260 | 0.1045 | 0.0038 | 0.0173 | 0.0784 | 0.0003 | 0.0027 | 0.0559 |
| FMLS | | | | | | | | | | |
| S-FMLS | | 0.0252 | 0.0963 | 0.4105 | 0.0166 | 0.0713 | 0.3977 | 0.0022 | 0.0226 | 0.2888 |
| PW-FMLS | | 0.0282 | 0.0931 | 0.3812 | 0.0202 | 0.0679 | 0.3332 | 0.0023 | 0.0222 | 0.3604 |
| Panel B. Έλεγχος υποθέσεων | | | | | | | | | | |
| | | $t_{0,025}$ | | | $t_{0,975}$ | | | <i>Size</i> | | |
| $a_{11}+b_{11}$ | | 0.3 | 0.6 | 0.9 | 0.3 | 0.6 | 0.9 | 0.3 | 0.6 | 0.9 |
| <i>Κριτήριο</i> | | | | | | | | | | |
| ADL | | | | | | | | | | |
| AIC | | -2.077 | -1.955 | -1.623 | 2.130 | 2.486 | 4.346 | 6.65 | 8.10 | 15.60 |
| SIC | | -2.035 | -1.874 | -1.611 | 2.071 | 2.548 | 4.430 | 6.00 | 7.95 | 15.55 |
| HQ | | -2.044 | -1.948 | -1.611 | 2.108 | 2.514 | 4.350 | 6.15 | 8.00 | 15.50 |
| DOLS | | | | | | | | | | |
| AIC | | -2.319 | -3.440 | -4.010 | 2.263 | 3.941 | 10.270 | 8.85 | 27.55 | 58.75 |
| SIC | | -2.213 | -2.999 | -4.045 | 2.200 | 4.122 | 11.659 | 7.95 | 28.55 | 62.55 |
| HQ | | -2.219 | -3.286 | -4.022 | 2.217 | 3.988 | 11.077 | 8.20 | 27.40 | 61.10 |
| DGLS | | | | | | | | | | |
| AIC | | -2.179 | -2.004 | -1.059 | 2.161 | 3.580 | 11.101 | 7.35 | 19.00 | 75.55 |
| SIC | | -2.075 | -1.486 | 3.404 | 2.086 | 4.598 | 13.142 | 6.25 | 33.00 | 99.35 |
| HQ | | -2.102 | -1.899 | 0.537 | 2.119 | 3.918 | 12.502 | 6.40 | 22.50 | 93.35 |
| PL | | | | | | | | | | |
| AIC | | -1.972 | -1.829 | -1.489 | 2.207 | 2.517 | 3.929 | 6.30 | 7.45 | 14.35 |
| SIC | | -1.906 | -1.789 | -1.471 | 2.154 | 2.362 | 3.890 | 5.70 | 6.75 | 13.65 |
| HQ | | -1.926 | -1.796 | -1.479 | 2.160 | 2.446 | 3.900 | 5.85 | 7.05 | 14.05 |
| JOH | | | | | | | | | | |
| AIC | | -1.097 | -1.123 | -1.376 | 1.632 | 2.775 | 5.052 | 0.75 | 11.20 | 23.40 |
| SIC | | -1.097 | -1.123 | -1.376 | 1.632 | 2.775 | 5.052 | 0.75 | 11.20 | 23.40 |
| HQ | | -1.097 | -1.123 | -1.376 | 1.632 | 2.775 | 5.052 | 0.75 | 11.20 | 23.40 |
| FMLS | | | | | | | | | | |
| S-FMLS | | -1.247 | -1.343 | -1.630 | 2.991 | 4.935 | 21.688 | 13.00 | 34.50 | 69.70 |
| PW-FMLS | | -1.110 | -1.231 | -1.683 | 2.774 | 4.595 | 8.940 | 12.15 | 30.45 | 50.55 |

Πίνακας 6
Συμπεριφορά Εκτιμητών σε Μικρά Δείγματα
Επιλογή Μοντέλου από Κριτήρια Πληροφορίας
VMA(1) σφάλματα

| Panel A. Εκτίμηση | | | | | | | | | | | | |
|-----------------------------------|--------------------------|------------|------------|-------------|--------------------------|------------|------------|-------------|-------------|------------|------------|-------------|
| <i>Κριτήριο</i> α_{11} | <i>Mean bias</i> | | | | <i>Median Bias</i> | | | | <i>MSE</i> | | | |
| | <i>0.3</i> | <i>0.6</i> | <i>0.9</i> | <i>0.95</i> | <i>0.3</i> | <i>0.6</i> | <i>0.9</i> | <i>0.95</i> | <i>0.3</i> | <i>0.6</i> | <i>0.9</i> | <i>0.95</i> |
| ADL | | | | | | | | | | | | |
| AIC | 0.0005 | -0.0003 | -0.0025 | -0.0027 | 0.0001 | 0.0001 | -0.0013 | -0.0015 | 0.0011 | 0.0017 | 0.0024 | 0.0025 |
| SIC | -0.0006 | 0.0013 | -0.0007 | -0.0009 | -0.0003 | 0.0008 | -0.0006 | -0.0006 | 0.0010 | 0.0017 | 0.0023 | 0.0024 |
| HQ | 0.0002 | 0.0005 | -0.0022 | -0.0024 | -0.0001 | 0.0005 | -0.0015 | -0.0015 | 0.0010 | 0.0016 | 0.0023 | 0.0024 |
| DOLS | | | | | | | | | | | | |
| AIC | 0.0001 | -0.0001 | -0.0001 | -0.0001 | 0.0000 | -0.0002 | 0.0001 | -0.0002 | 0.0012 | 0.0018 | 0.0025 | 0.0027 |
| SIC | 0.0005 | 0.0005 | 0.0006 | 0.0007 | 0.0004 | 0.0009 | 0.0014 | 0.0014 | 0.0009 | 0.0014 | 0.0020 | 0.0021 |
| HQ | 0.0005 | 0.0005 | 0.0007 | 0.0007 | 0.0004 | 0.0006 | 0.0011 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0016 | 0.0022 | 0.0023 |
| DGLS | | | | | | | | | | | | |
| AIC | 0.0003 | 0.0004 | 0.0010 | 0.0011 | 0.0001 | 0.0001 | 0.0002 | 0.0003 | 0.0011 | 0.0017 | 0.0025 | 0.0027 |
| SIC | 0.0007 | 0.0010 | 0.0014 | 0.0014 | 0.0005 | 0.0009 | 0.0009 | 0.0008 | 0.0010 | 0.0015 | 0.0022 | 0.0023 |
| HQ | 0.0006 | 0.0011 | 0.0013 | 0.0013 | 0.0006 | 0.0009 | 0.0007 | 0.0008 | 0.0010 | 0.0016 | 0.0022 | 0.0023 |
| PL | | | | | | | | | | | | |
| AIC | 0.0013 | 0.0017 | 0.0053 | 0.0058 | 0.0011 | 0.0007 | 0.0040 | 0.0043 | 0.0011 | 0.0018 | 0.0027 | 0.0029 |
| SIC | 0.0013 | 0.0037 | 0.0023 | 0.0022 | 0.0010 | 0.0028 | 0.0004 | 0.0006 | 0.0012 | 0.0018 | 0.0027 | 0.0028 |
| HQ | 0.0015 | 0.0018 | 0.0038 | 0.0042 | 0.0011 | 0.0006 | 0.0027 | 0.0029 | 0.0011 | 0.0018 | 0.0027 | 0.0028 |
| JOH | | | | | | | | | | | | |
| AIC | 0.0139 | 0.0345 | 0.0433 | 0.0476 | 0.0081 | 0.0174 | 0.0338 | 0.0360 | 0.0013 | 0.0213 | 0.0664 | 0.0722 |
| SIC | 0.0139 | 0.0345 | 0.0433 | 0.0476 | 0.0081 | 0.0174 | 0.0338 | 0.0360 | 0.0013 | 0.0213 | 0.0664 | 0.0722 |
| HQ | 0.0139 | 0.0345 | 0.0433 | 0.0476 | 0.0081 | 0.0174 | 0.0338 | 0.0360 | 0.0013 | 0.0213 | 0.0664 | 0.0722 |
| FMLS | | | | | | | | | | | | |
| S-FMLS | 0.0179 | 0.0219 | 0.0243 | 0.0246 | 0.0118 | 0.0146 | 0.0162 | 0.0166 | 0.0020 | 0.0030 | 0.0040 | 0.0041 |
| PW-FMLS | 0.0041 | 0.0069 | 0.0108 | 0.0114 | 0.0021 | 0.0036 | 0.0056 | 0.0059 | 0.0013 | 0.0021 | 0.0032 | 0.0033 |
| Panel B. Έλεγχος υποθέσεων | | | | | | | | | | | | |
| <i>Κριτήριο</i> α_{11} | <i>t_{0,025}</i> | | | | <i>t_{0,975}</i> | | | | <i>Size</i> | | | |
| | <i>0.3</i> | <i>0.6</i> | <i>0.9</i> | <i>0.95</i> | <i>0.3</i> | <i>0.6</i> | <i>0.9</i> | <i>0.95</i> | <i>0.3</i> | <i>0.6</i> | <i>0.9</i> | <i>0.95</i> |
| ADL | | | | | | | | | | | | |
| AIC | -2.155 | -2.253 | -2.385 | -2.392 | 2.243 | 2.356 | 2.391 | 2.389 | 7.60 | 9.10 | 10.50 | 10.50 |
| SIC | -2.245 | -2.173 | -2.357 | -2.370 | 2.167 | 2.138 | 2.347 | 2.348 | 7.40 | 7.10 | 9.65 | 9.65 |
| HQ | -2.218 | -2.193 | -2.377 | -2.384 | 2.222 | 2.224 | 2.426 | 2.419 | 7.55 | 8.05 | 10.25 | 10.25 |
| DOLS | | | | | | | | | | | | |
| AIC | -2.518 | -2.589 | -2.671 | -2.668 | 2.381 | 2.461 | 2.537 | 2.532 | 11.50 | 12.25 | 12.25 | 12.15 |
| SIC | -2.352 | -2.389 | -2.394 | -2.396 | 2.311 | 2.335 | 2.348 | 2.349 | 10.00 | 10.40 | 10.10 | 10.15 |
| HQ | -2.407 | -2.476 | -2.501 | -2.497 | 2.319 | 2.423 | 2.445 | 2.457 | 10.30 | 10.95 | 10.75 | 10.80 |
| DGLS | | | | | | | | | | | | |
| AIC | -2.051 | -1.866 | -1.778 | -1.774 | 1.978 | 1.870 | 1.823 | 1.825 | 5.85 | 3.50 | 3.35 | 3.45 |
| SIC | -1.939 | -1.819 | -1.745 | -1.743 | 1.909 | 1.862 | 1.783 | 1.769 | 4.65 | 3.55 | 3.05 | 3.00 |
| HQ | -1.980 | -1.814 | -1.753 | -1.752 | 1.947 | 1.864 | 1.799 | 1.769 | 5.15 | 3.55 | 3.15 | 3.00 |
| PL | | | | | | | | | | | | |
| AIC | -2.234 | -2.189 | -2.133 | -2.092 | 2.315 | 2.353 | 2.397 | 2.393 | 8.40 | 8.45 | 9.00 | 8.85 |
| SIC | -2.152 | -2.178 | -2.227 | -2.235 | 2.236 | 2.367 | 2.269 | 2.269 | 8.25 | 8.15 | 9.40 | 9.30 |
| HQ | -2.170 | -2.189 | -2.179 | -2.186 | 2.281 | 2.348 | 2.310 | 2.342 | 8.35 | 8.65 | 9.30 | 9.35 |
| JOH | | | | | | | | | | | | |
| AIC | -0.839 | -1.405 | -2.011 | -2.086 | 1.596 | 2.078 | 2.784 | 3.324 | 1.00 | 3.65 | 8.30 | 9.55 |
| SIC | -0.839 | -1.405 | -2.011 | -2.086 | 1.596 | 2.078 | 2.784 | 3.324 | 1.00 | 3.65 | 8.30 | 9.55 |
| HQ | -0.839 | -1.405 | -2.011 | -2.086 | 1.596 | 2.078 | 2.784 | 3.324 | 1.00 | 3.65 | 8.30 | 9.55 |
| FMLS | | | | | | | | | | | | |
| S-FMLS | -1.616 | -1.698 | -1.700 | -1.699 | 2.814 | 2.901 | 2.901 | 2.890 | 11.10 | 12.25 | 11.90 | 11.80 |
| PW-FMLS | -1.950 | -1.928 | -1.912 | -1.911 | 2.219 | 2.261 | 2.335 | 2.341 | 6.95 | 6.60 | 7.30 | 7.35 |

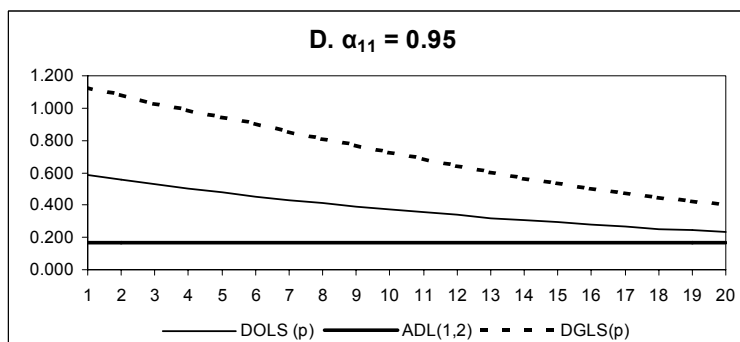
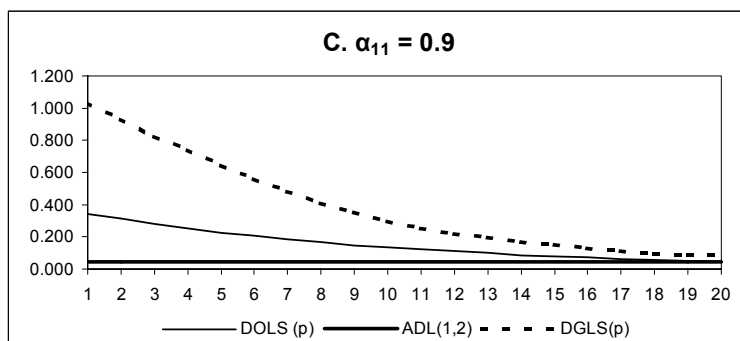
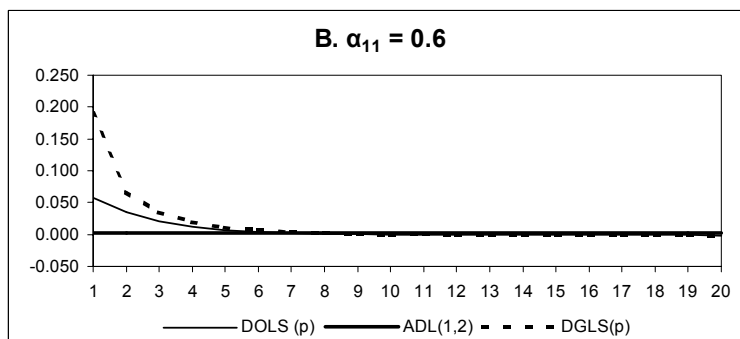
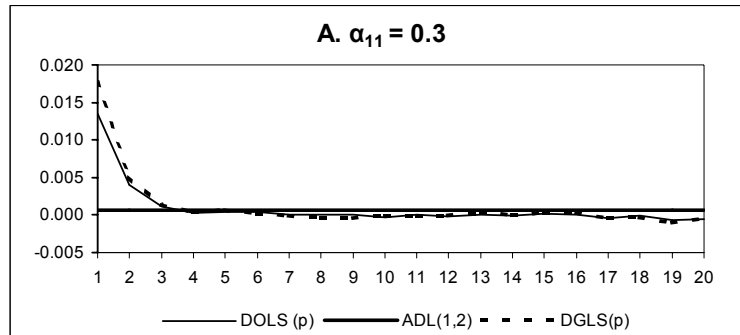
B.2 Διαγράμματα

Διάγραμμα 1
Συμπεριφορά σε Μικρά Δείγματα του ADL(1,2) vs DOLS(p)/DGLS(p)
Mean Bias
DGP1 (Κύρια Περίπτωση)



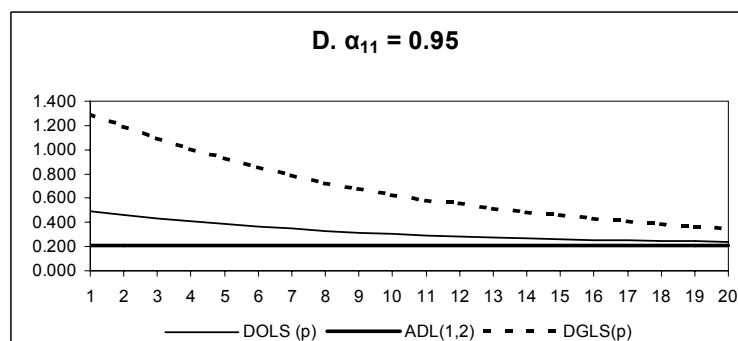
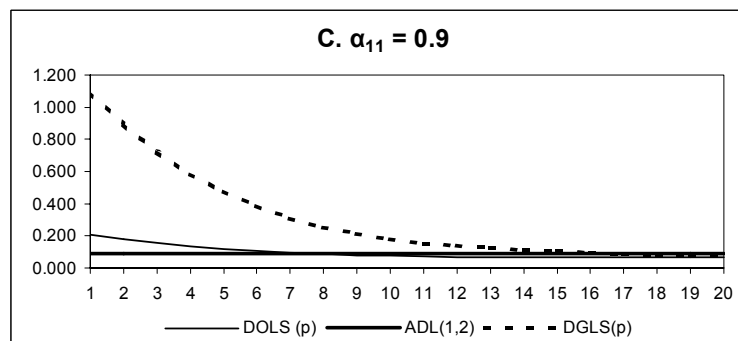
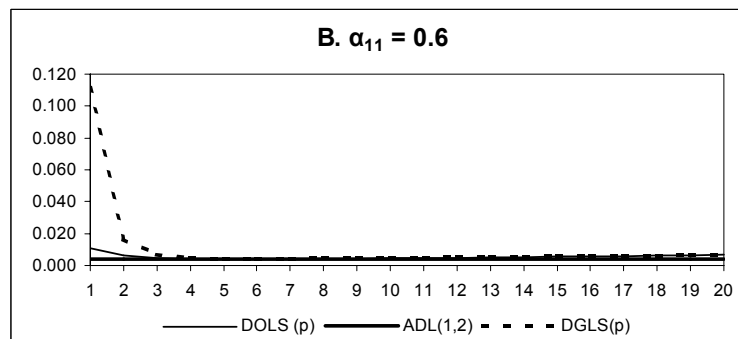
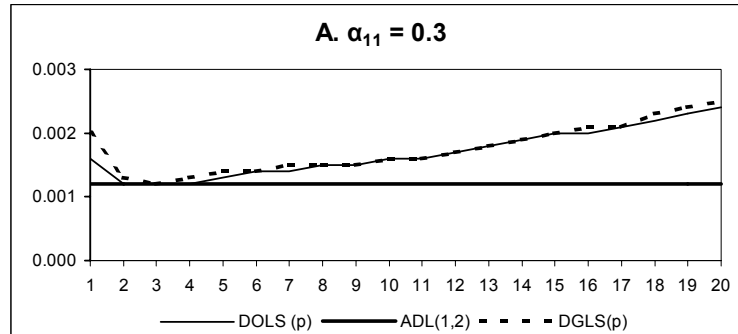
Σημείωση: Ο αριθμός των υστερήσεων (p) του DOLS(p)/ DGLS(p) είναι στον οριζόντιο άξονα.

Διάγραμμα 2
Συμπεριφορά σε Μικρά Δείγματα του ADL(1,2) vs DOLS(p)/DGLS(p)
Median Bias
DGP1 (Κύρια Περίπτωση)



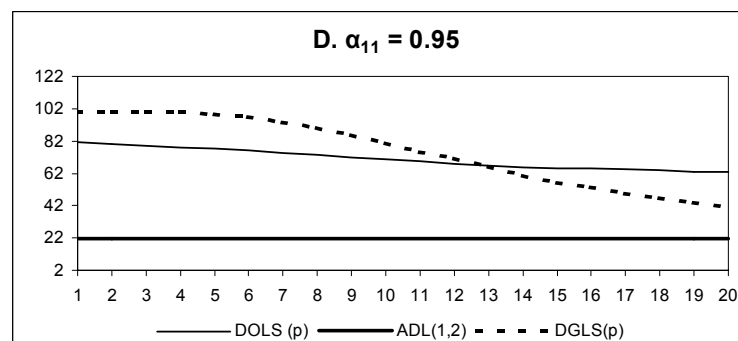
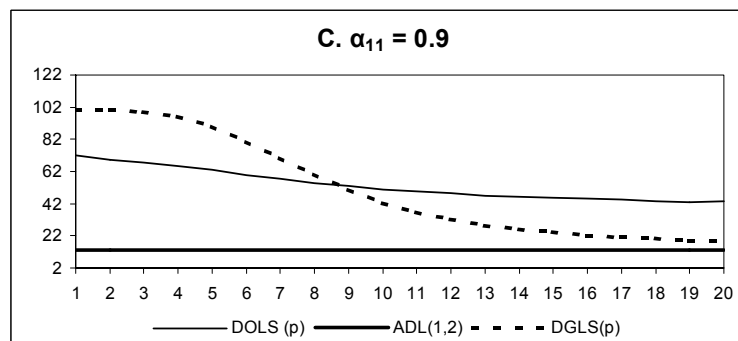
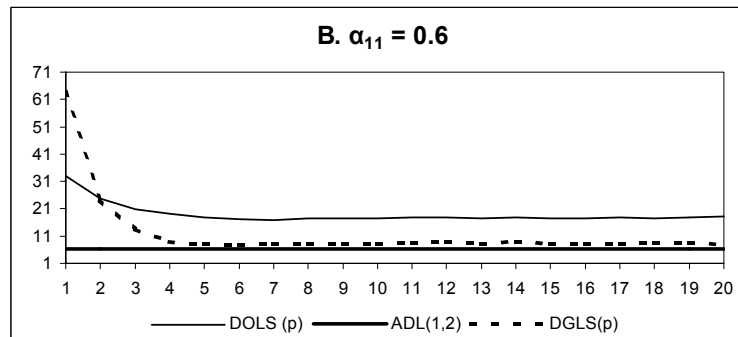
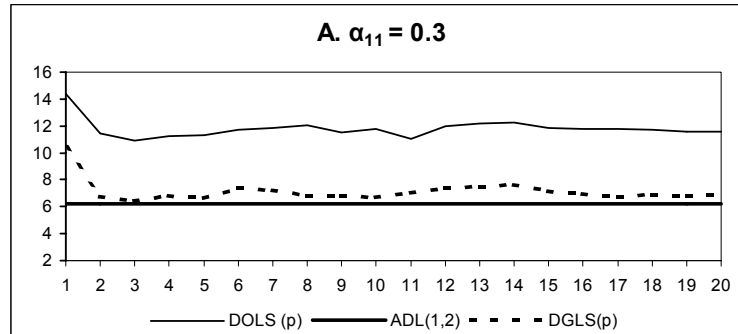
Σημείωση: Ο αριθμός των υστερήσεων (p) του DOLS(p)/ DGLS(p) είναι στον οριζόντιο άξονα.

Διάγραμμα 3
Συμπεριφορά σε Μικρά Δείγματα του ADL(1,2) vs DOLS(p)/DGLS(p)
MSE
DGP1 (Κύρια Περίπτωση)



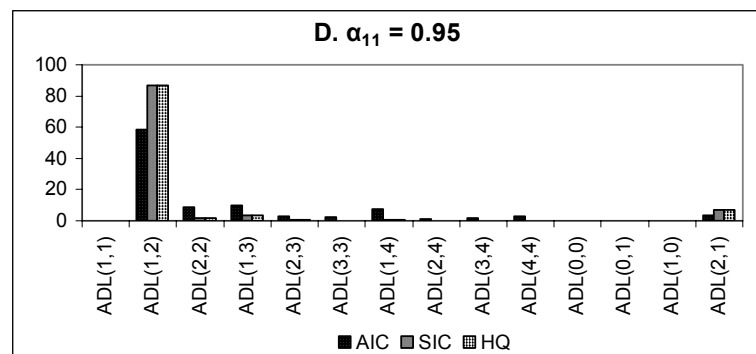
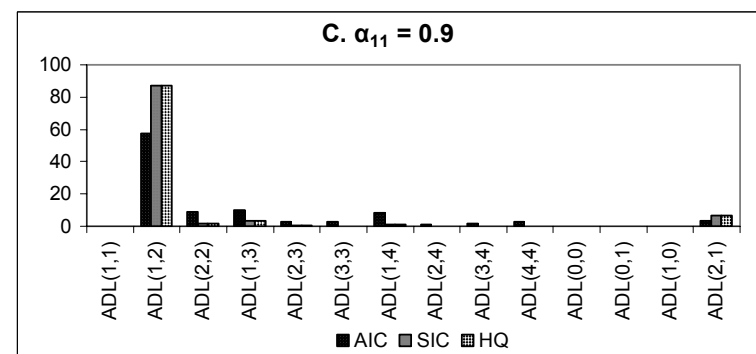
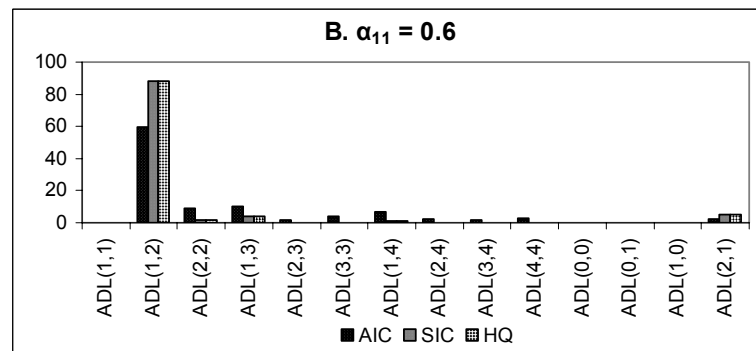
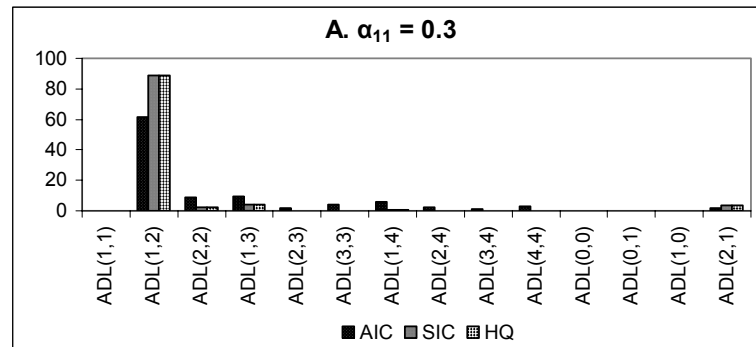
Σημείωση: Ο αριθμός των υστερήσεων (p) του DOLS(p)/DGLS(p) είναι στον οριζόντιο άξονα.

Διάγραμμα 4
Συμπεριφορά σε Μικρά Δείγματα του ADL(1,2) vs DOLS(p)/DGLS(p)
Empirical Size
DGP1 (Κύρια Περίπτωση)

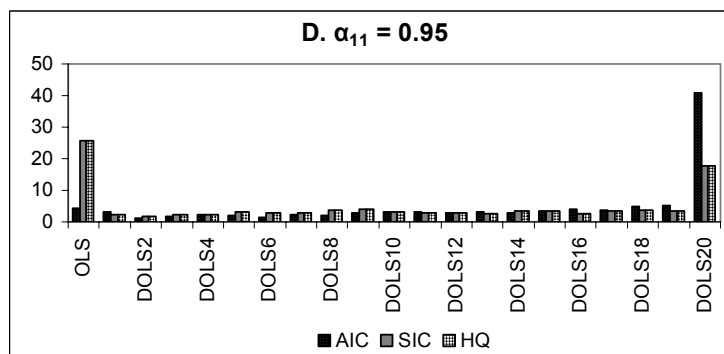
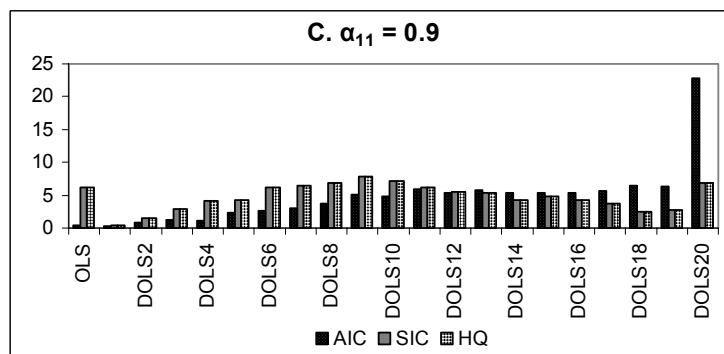
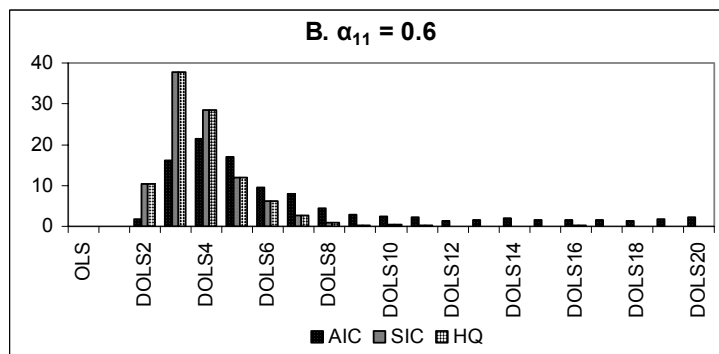
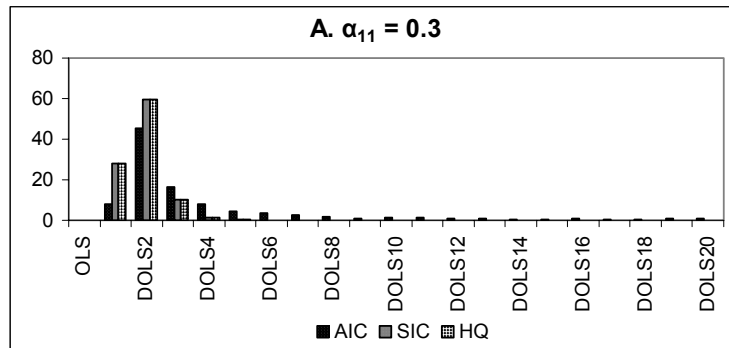


Σημείωση: Ο αριθμός των υστερήσεων (p) του DOLS(p)/ DGLS(p) είναι στον οριζόντιο άξονα.

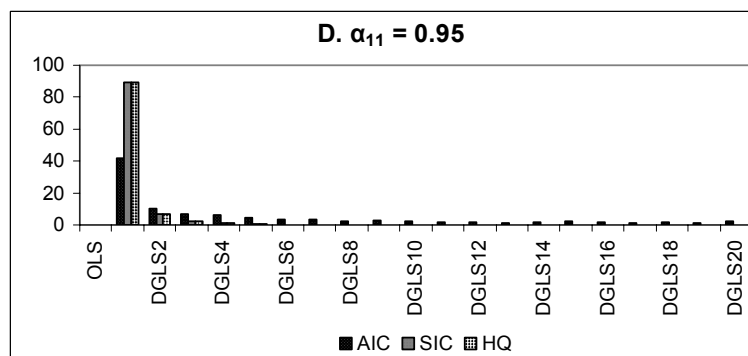
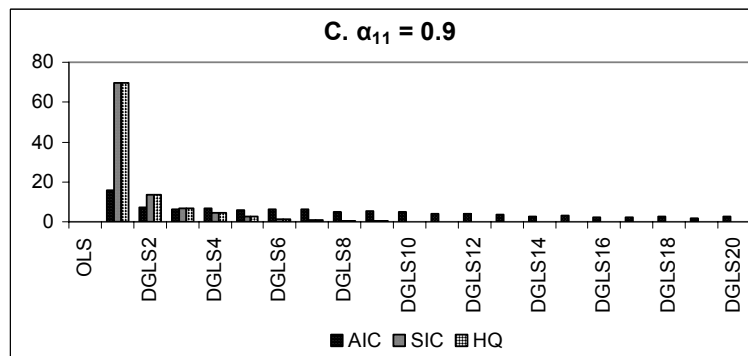
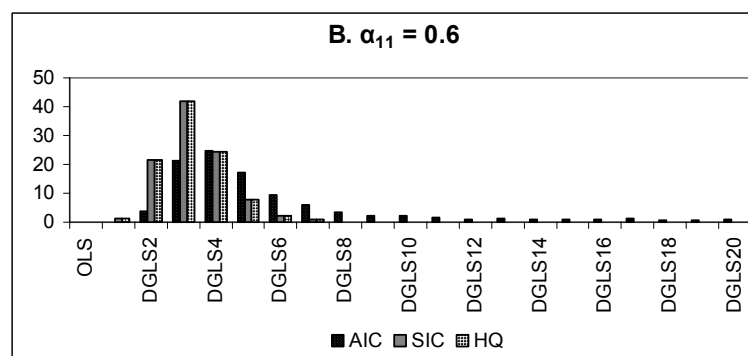
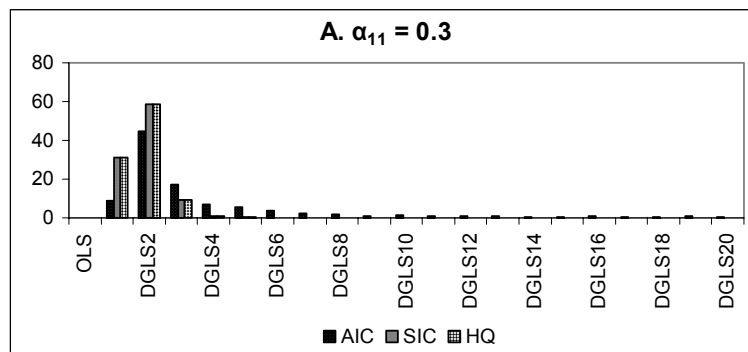
Διάγραμμα 5
 Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των
 ADL(q,r) Εκτιμητών, VAR(1) σφάλματα, $\alpha_{21} = 0$



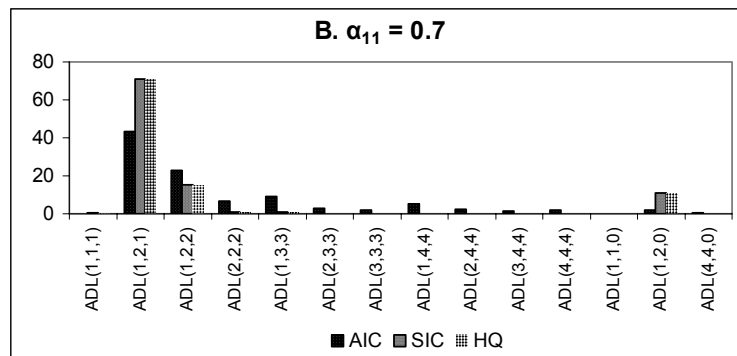
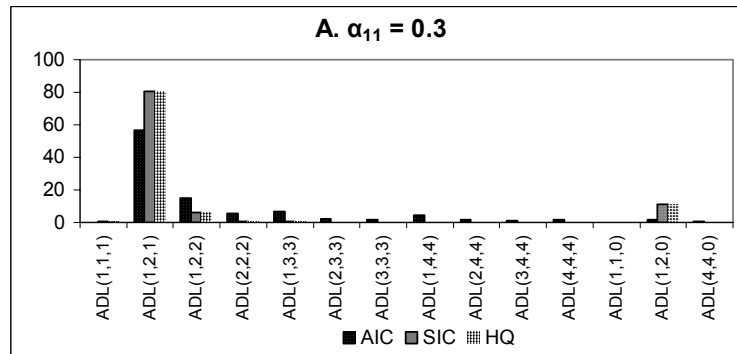
Διάγραμμα 6
 Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των
 DOLS(p) Εκτιμητών Selection Frequencies of Information Criteria
 VAR(1) σφάλματα, $\alpha_{21} = 0$



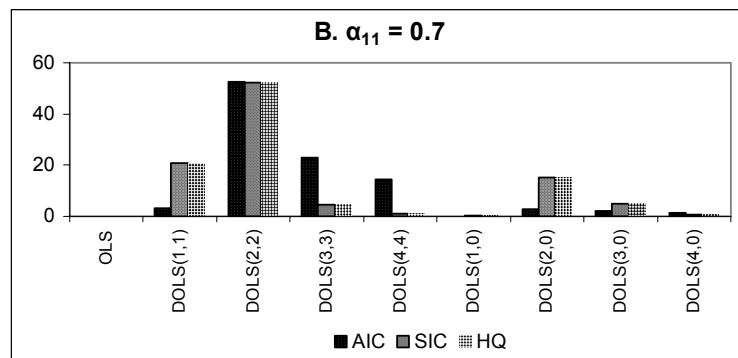
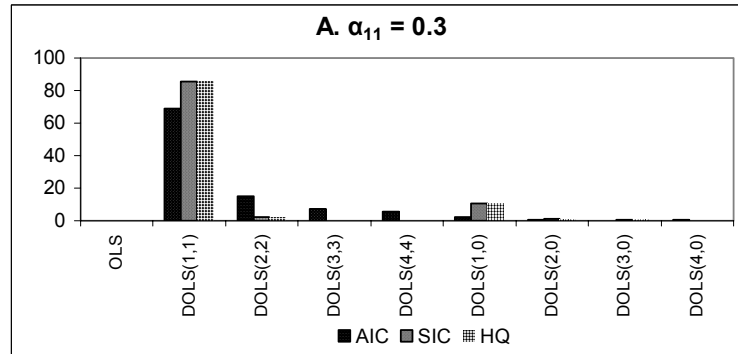
Διάγραμμα 7
 Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των
 DGLS(p) Εκτιμητών, VAR(1) σφάλματα, $\alpha_{21} = 0$



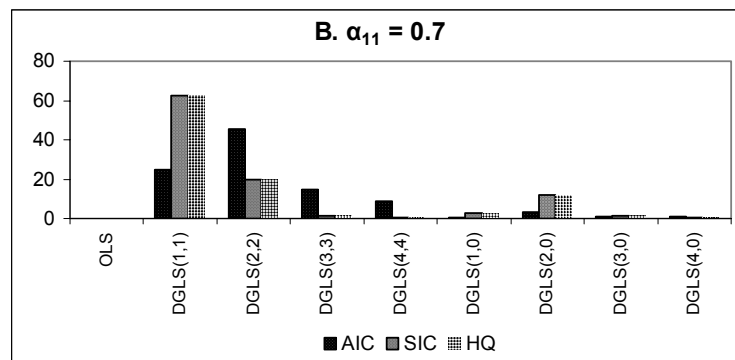
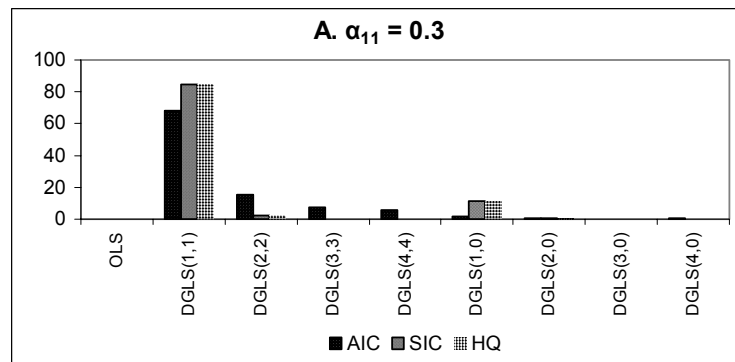
Διάγραμμα 8
 Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των
 ADL(q,r,g) Εκτιμητών, VAR(1) σφάλματα, $\alpha_{21} \neq 0$



Διάγραμμα 9
 Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των
 DOLS(p,t) Εκτιμητών, VAR(1) σφάλματα, $\alpha_{21} \neq 0$

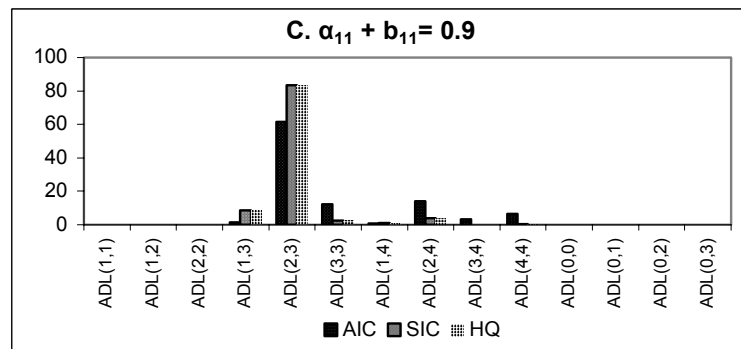
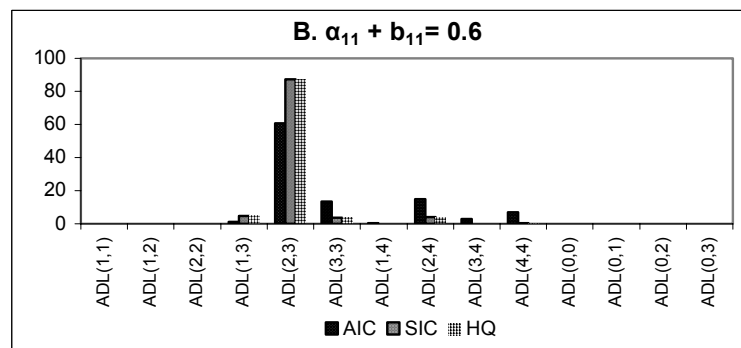
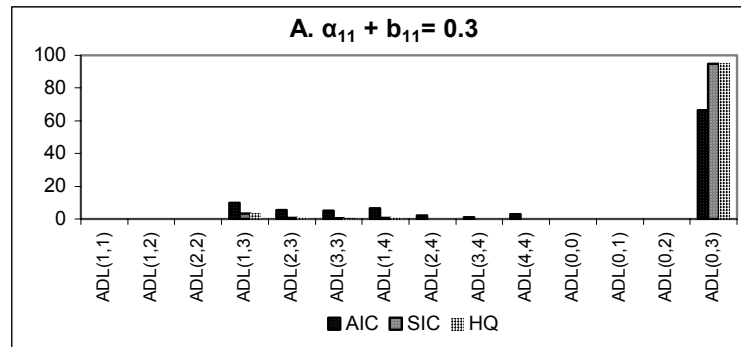


Διάγραμμα 10
 Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των
 DGLS(p,t) Εκτιμητών, VAR(1) σφάλματα, $\alpha_{21} \neq 0$

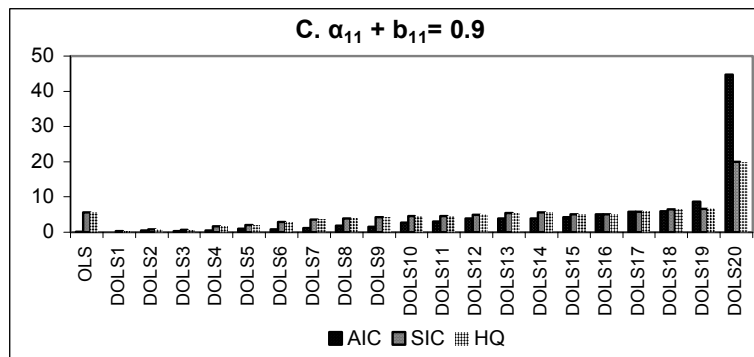
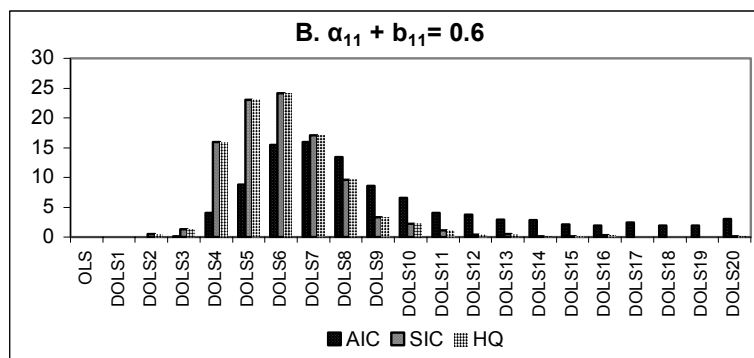
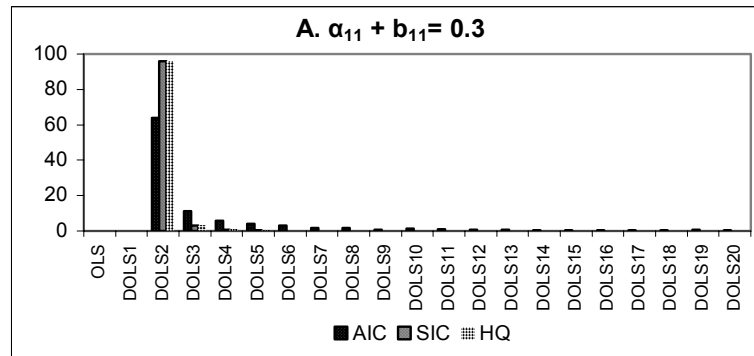


Διάγραμμα 11

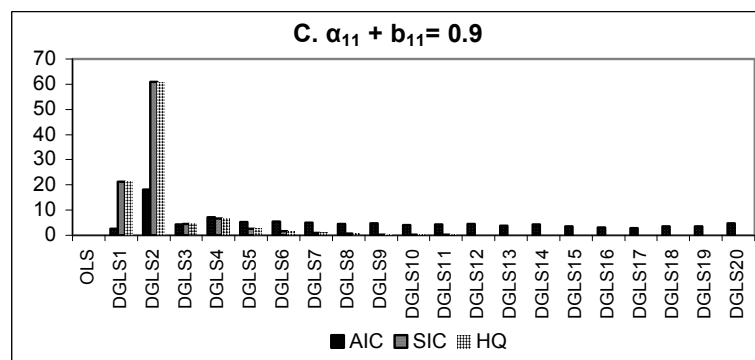
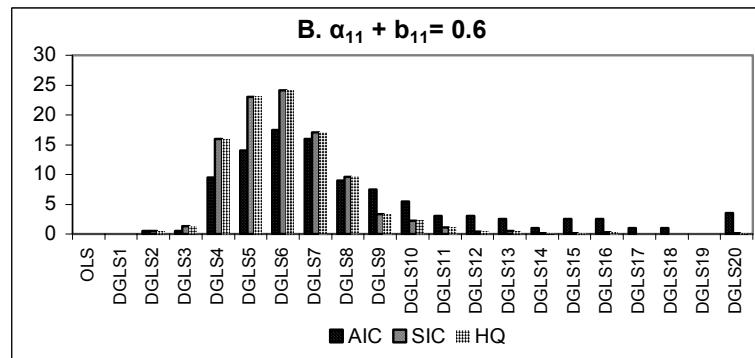
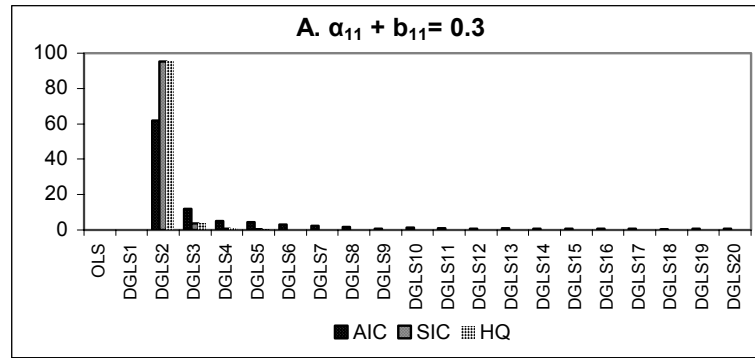
Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των
ADL(q,r) Εκτιμητών, VAR(2) σφάλματα



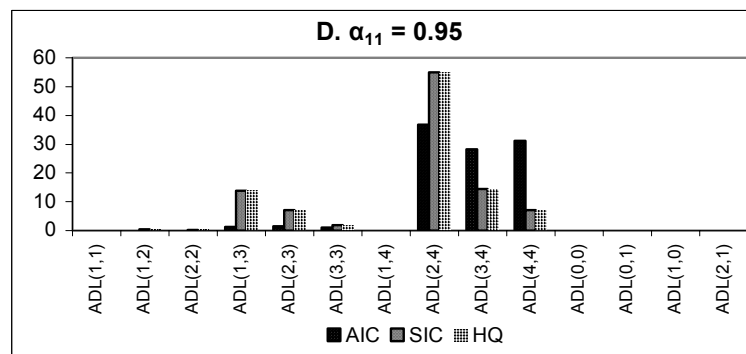
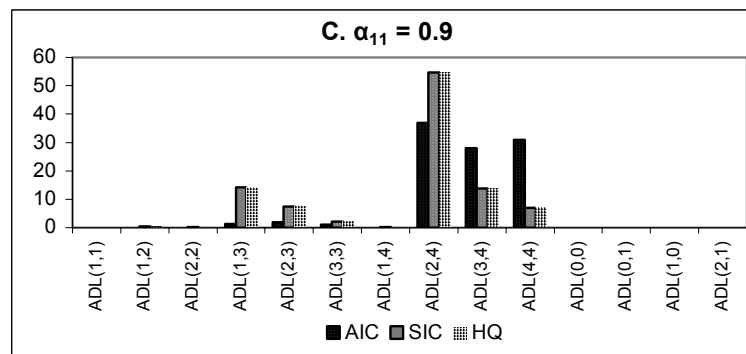
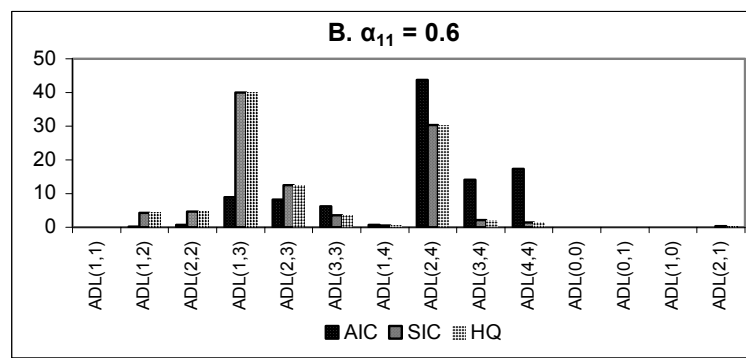
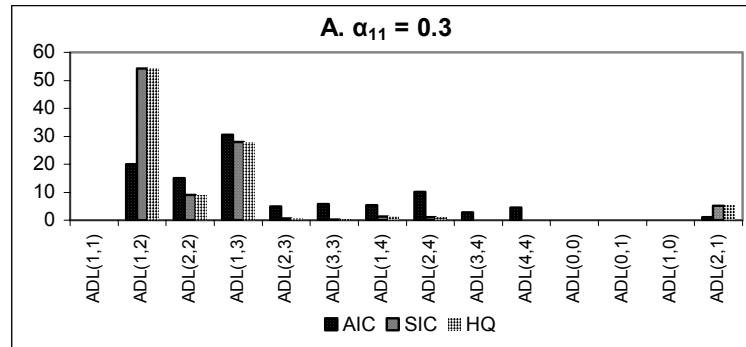
Διάγραμμα 12
Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των
DOLS(p) Εκτιμητών, VAR(2) σφάλματα



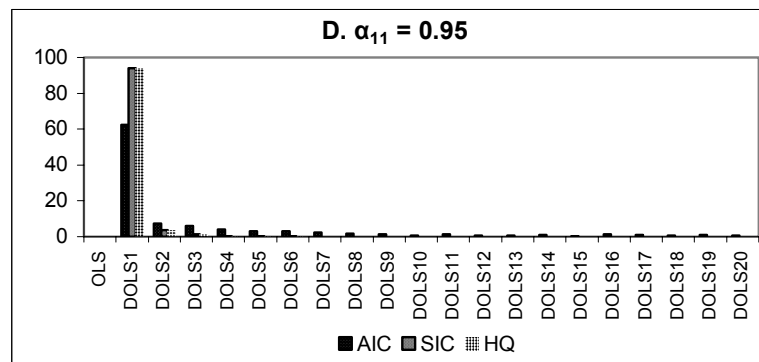
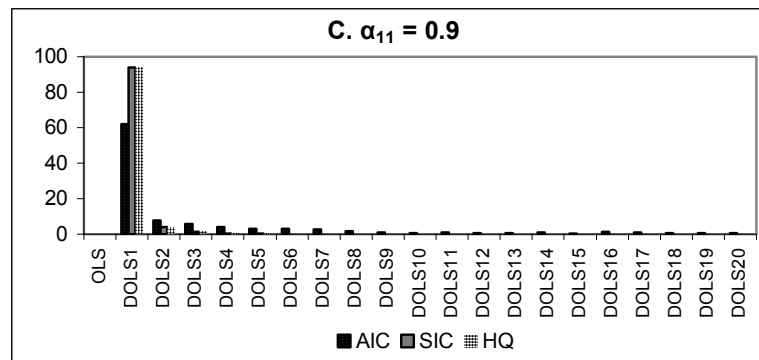
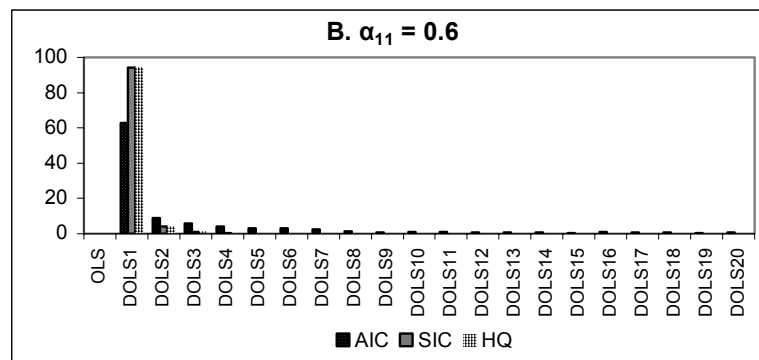
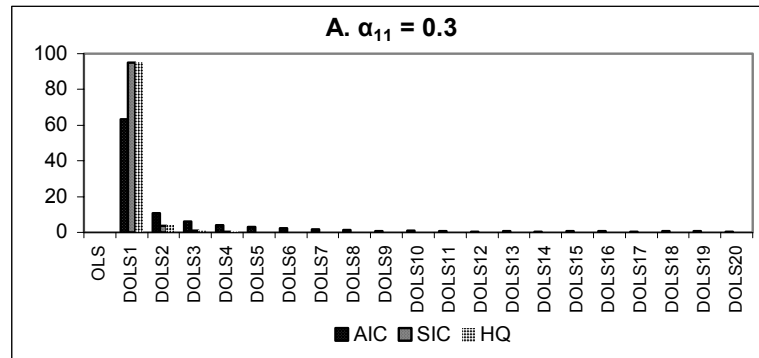
Διάγραμμα 13
Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των
DGLS(p) Εκτιμητών, VAR(2) σφάλματα



Διάγραμμα 14
 Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των
 ADL(q,r) Εκτιμητών, VMA(1) σφάλματα



Διάγραμμα 15
 Συχνότητα Επιλογής των Κριτηρίων Πληροφορίας των
 DOLS(p) Εκτιμητών, VMA(1) σφάλματα



Παράρτημα Γ

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ 4

Πίνακας 1Α
Η Υπόθεση Fisher

| Χώρα | Αυστραλία | | | Βέλγιο | | | Καναδάς | | |
|----------|----------------|-------------------------------|------------------------------------|----------------|-------------------------------|--|----------------|-------------------------------|--|
| | $\hat{\theta}$ | <i>s.e</i> ($\hat{\theta}$) | <i>t-test</i> $H_0: \theta = 1$ | $\hat{\theta}$ | <i>s.e</i> ($\hat{\theta}$) | <i>t-test</i> $H_0: \hat{\theta} = 1$ | $\hat{\theta}$ | <i>s.e</i> ($\hat{\theta}$) | <i>t-test</i> $H_0: \hat{\theta} = 1$ |
| OLS | 0.251 | 0.185 | -4.062 | 0.450 | 0.165 | -3.345 | 0.574 | 0.151 | -2.821 |
| ADL(1,2) | 1.166 | 0.353 | 0.469 | 0.761 | 0.356 | -0.672 | 1.032 | 0.254 | 0.126 |
| ADL(4,4) | 1.317 | 0.340 | 0.933 | 0.918 | 0.293 | -0.282 | 1.081 | 0.213 | 0.378 |
| FMLS | 0.368 | 0.170 | -3.717 | 0.714 | 0.128 | -2.241 | 0.900 | 0.215 | -0.464 |
| PW-FMLS | 1.337 | 0.296 | 1.140 | 1.007 | 0.203 | 0.032 | 1.234 | 0.205 | 1.142 |
| DOLS 1 | 0.314 | 0.197 | -3.488 | 0.535 | 0.193 | -2.415 | 0.661 | 0.141 | -2.398 |
| DOLS 2 | 0.507 | 0.160 | -3.083 | 0.598 | 0.214 | -1.879 | 0.734 | 0.144 | -1.841 |
| DOLS 3 | 0.623 | 0.172 | -2.190 | 0.641 | 0.210 | -1.713 | 0.826 | 0.148 | -1.175 |
| DOLS 4 | 0.687 | 0.178 | -1.761 | 0.710 | 0.202 | -1.434 | 0.856 | 0.132 | -1.092 |
| DOLS 5 | 0.745 | 0.173 | -1.472 | 0.760 | 0.178 | -1.344 | 0.882 | 0.107 | -1.097 |
| DOLS 6 | 0.814 | 0.149 | -1.249 | 0.827 | 0.140 | -1.238 | 0.909 | 0.082 | -1.099 |
| DOLS 7 | 0.898 | 0.125 | -0.817 | 0.887 | 0.108 | -1.043 | 0.932 | 0.080 | -0.856 |
| DOLS 8 | 0.955 | 0.106 | -0.429 | 0.914 | 0.097 | -0.890 | 0.961 | 0.089 | -0.436 |
| DOLS 9 | 1.019 | 0.090 | 0.209 | 0.949 | 0.089 | -0.574 | 0.963 | 0.085 | -0.438 |
| DOLS 10 | 1.067 | 0.090 | 0.744 | 0.968 | 0.097 | -0.334 | 0.964 | 0.089 | -0.407 |
| DOLS 11 | 1.106 | 0.083 | 1.284 | 0.962 | 0.119 | -0.325 | 0.981 | 0.101 | -0.193 |
| DOLS 12 | 1.117 | 0.082 | 1.435 | 0.955 | 0.141 | -0.321 | 0.989 | 0.104 | -0.109 |
| DOLS 13 | 1.125 | 0.097 | 1.286 | 0.924 | 0.171 | -0.445 | 1.039 | 0.119 | 0.326 |
| DOLS 14 | 1.144 | 0.117 | 1.230 | 0.911 | 0.197 | -0.451 | 1.083 | 0.147 | 0.561 |
| DOLS 15 | 1.146 | 0.153 | 0.954 | 0.856 | 0.215 | -0.669 | 1.082 | 0.178 | 0.462 |
| DOLS 16 | 1.151 | 0.154 | 0.981 | 0.781 | 0.211 | -1.039 | 1.088 | 0.209 | 0.419 |
| DOLS 17 | 1.176 | 0.160 | 1.098 | 0.820 | 0.235 | -0.767 | 1.096 | 0.234 | 0.409 |
| DOLS 18 | 1.192 | 0.165 | 1.162 | 0.883 | 0.254 | -0.463 | 1.071 | 0.259 | 0.273 |
| DOLS 19 | 1.271 | 0.182 | 1.491 | 1.030 | 0.312 | 0.097 | 1.110 | 0.333 | 0.330 |
| DOLS 20 | 1.220 | 0.233 | 0.941 | 1.268 | 0.373 | 0.719 | 1.193 | 0.411 | 0.470 |
| DGLS 1 | 0.174 | 0.058 | -14.216 | 0.212 | 0.075 | -10.572 | 0.234 | 0.083 | -9.285 |
| DGLS 2 | 0.298 | 0.089 | -7.887 | 0.355 | 0.110 | -5.882 | 0.441 | 0.110 | -5.065 |
| DGLS 3 | 0.315 | 0.115 | -5.982 | 0.276 | 0.128 | -5.635 | 0.579 | 0.130 | -3.231 |
| DGLS 4 | 0.388 | 0.137 | -4.469 | 0.243 | 0.186 | -4.079 | 0.633 | 0.161 | -2.278 |
| DGLS 5 | 0.385 | 0.161 | -3.825 | 0.223 | 0.224 | -3.479 | 0.700 | 0.163 | -1.843 |
| DGLS 6 | 0.448 | 0.174 | -3.169 | 0.436 | 0.243 | -2.327 | 0.791 | 0.173 | -1.207 |
| DGLS 7 | 0.659 | 0.174 | -1.961 | 0.785 | 0.201 | -1.071 | 0.859 | 0.160 | -0.885 |
| DGLS 8 | 0.808 | 0.143 | -1.343 | 0.812 | 0.213 | -0.886 | 0.916 | 0.104 | -0.810 |
| DGLS 9 | 0.955 | 0.104 | -0.437 | 0.924 | 0.158 | -0.480 | 0.925 | 0.101 | -0.736 |
| DGLS 10 | 1.050 | 0.079 | 0.634 | 1.046 | 0.163 | 0.284 | 0.971 | 0.125 | -0.232 |
| DGLS 11 | 1.110 | 0.075 | 1.472 | 1.088 | 0.175 | 0.501 | 0.988 | 0.131 | -0.091 |
| DGLS 12 | 1.113 | 0.082 | 1.378 | 0.971 | 0.189 | -0.156 | 0.983 | 0.148 | -0.116 |
| DGLS 13 | 1.115 | 0.088 | 1.306 | 0.974 | 0.218 | -0.122 | 1.058 | 0.163 | 0.358 |
| DGLS 14 | 1.138 | 0.099 | 1.387 | 1.090 | 0.244 | 0.367 | 1.085 | 0.177 | 0.481 |
| DGLS 15 | 1.141 | 0.105 | 1.337 | 1.036 | 0.268 | 0.133 | 1.088 | 0.197 | 0.448 |
| DGLS 16 | 1.135 | 0.127 | 1.062 | 0.969 | 0.318 | -0.099 | 1.126 | 0.241 | 0.523 |
| DGLS 17 | 1.163 | 0.157 | 1.041 | 1.000 | 0.365 | 0.000 | 1.151 | 0.267 | 0.565 |
| DGLS 18 | 1.170 | 0.192 | 0.885 | 1.015 | 0.456 | 0.033 | 1.196 | 0.334 | 0.586 |
| DGLS 19 | 1.279 | 0.236 | 1.182 | 1.452 | 0.414 | 1.091 | 1.408 | 0.407 | 1.002 |
| DGLS 20 | 1.334 | 0.267 | 1.252 | 1.912 | 0.414 | 2.205 | 1.579 | 0.530 | 1.092 |

Σημειώσεις

1. Η μέθοδος Newey και West (1987) χρησιμοποιείται στον DOLS(p) εκτιμητή.
2. Ένα AR(1) μοντέλο χρησιμοποιείται για τα σφάλματα του DGLS(p) εκτιμητή.

Πίνακας 1B
Η Υπόθεση Fisher

| Χώρα | Δανία | | | Γαλλία | | | Γερμανία | | |
|----------|-----------|----------------|---------------------|--------------------------------|----------------|---------------------|--------------------------------------|----------------|---------------------|
| | Εκτιμητής | $\hat{\theta}$ | $s.e(\hat{\theta})$ | t -test $H_0: \theta = 1$ | $\hat{\theta}$ | $s.e(\hat{\theta})$ | t -test $H_0: \hat{\theta} = 1$ | $\hat{\theta}$ | $s.e(\hat{\theta})$ |
| OLS | 0.799 | 0.181 | -1.107 | 0.334 | 0.151 | -4.425 | 0.615 | 0.092 | -4.196 |
| ADL(1,2) | 1.353 | 0.210 | 1.681 | 0.767 | 0.283 | -0.824 | 0.675 | 0.205 | -1.587 |
| ADL(4,4) | 1.383 | 0.229 | 1.669 | 0.880 | 0.312 | -0.386 | 0.586 | 0.336 | -1.234 |
| FMLS | 1.062 | 0.132 | 0.470 | 0.515 | 0.143 | -3.397 | 1.136 | 0.277 | 0.490 |
| PW-FMLS | 1.441 | 0.179 | 2.471 | 0.870 | 0.168 | -0.772 | 1.622 | 0.303 | 2.052 |
| DOLS 1 | 0.929 | 0.179 | -0.397 | 0.421 | 0.170 | -3.398 | 0.645 | 0.098 | -3.614 |
| DOLS 2 | 1.092 | 0.172 | 0.533 | 0.529 | 0.157 | -3.002 | 0.662 | 0.119 | -2.844 |
| DOLS 3 | 1.163 | 0.159 | 1.019 | 0.640 | 0.142 | -2.541 | 0.613 | 0.130 | -2.973 |
| DOLS 4 | 1.212 | 0.146 | 1.454 | 0.674 | 0.136 | -2.392 | 0.574 | 0.147 | -2.902 |
| DOLS 5 | 1.246 | 0.137 | 1.796 | 0.729 | 0.134 | -2.032 | 0.604 | 0.151 | -2.629 |
| DOLS 6 | 1.281 | 0.126 | 2.234 | 0.778 | 0.132 | -1.687 | 0.618 | 0.144 | -2.643 |
| DOLS 7 | 1.331 | 0.127 | 2.612 | 0.810 | 0.133 | -1.424 | 0.653 | 0.145 | -2.399 |
| DOLS 8 | 1.389 | 0.140 | 2.771 | 0.836 | 0.135 | -1.218 | 0.705 | 0.131 | -2.252 |
| DOLS 9 | 1.405 | 0.134 | 3.018 | 0.947 | 0.136 | -0.389 | 0.766 | 0.119 | -1.971 |
| DOLS 10 | 1.423 | 0.131 | 3.236 | 0.994 | 0.124 | -0.049 | 0.813 | 0.135 | -1.393 |
| DOLS 11 | 1.402 | 0.127 | 3.168 | 1.043 | 0.125 | 0.341 | 0.842 | 0.164 | -0.963 |
| DOLS 12 | 1.410 | 0.131 | 3.124 | 1.082 | 0.134 | 0.614 | 0.811 | 0.200 | -0.949 |
| DOLS 13 | 1.536 | 0.150 | 3.566 | 1.114 | 0.145 | 0.782 | 0.793 | 0.269 | -0.768 |
| DOLS 14 | 1.623 | 0.181 | 3.448 | 1.105 | 0.147 | 0.715 | 0.847 | 0.322 | -0.477 |
| DOLS 15 | 1.670 | 0.197 | 3.399 | 1.131 | 0.163 | 0.800 | 0.889 | 0.397 | -0.281 |
| DOLS 16 | 1.784 | 0.203 | 3.867 | 1.131 | 0.161 | 0.814 | 0.852 | 0.480 | -0.309 |
| DOLS 17 | 1.879 | 0.258 | 3.413 | 0.997 | 0.177 | -0.020 | 0.769 | 0.474 | -0.487 |
| DOLS 18 | 2.112 | 0.322 | 3.457 | 1.068 | 0.217 | 0.313 | 0.776 | 0.394 | -0.569 |
| DOLS 19 | 2.048 | 0.407 | 2.572 | 1.178 | 0.227 | 0.784 | 1.149 | 0.248 | 0.599 |
| DOLS 20 | 2.793 | 0.495 | 3.624 | 1.478 | 0.255 | 1.872 | 1.141 | 0.216 | 0.652 |
| DGLS 1 | 0.362 | 0.110 | -5.777 | 0.147 | 0.063 | -13.457 | 0.567 | 0.126 | -3.436 |
| DGLS 2 | 0.607 | 0.152 | -2.586 | 0.255 | 0.089 | -8.395 | 0.698 | 0.149 | -2.036 |
| DGLS 3 | 0.837 | 0.184 | -0.887 | 0.392 | 0.117 | -5.218 | 0.646 | 0.167 | -2.128 |
| DGLS 4 | 1.071 | 0.192 | 0.370 | 0.372 | 0.140 | -4.485 | 0.523 | 0.180 | -2.651 |
| DGLS 5 | 1.144 | 0.191 | 0.751 | 0.441 | 0.171 | -3.270 | 0.519 | 0.195 | -2.464 |
| DGLS 6 | 1.181 | 0.184 | 0.983 | 0.639 | 0.184 | -1.970 | 0.569 | 0.220 | -1.965 |
| DGLS 7 | 1.248 | 0.164 | 1.515 | 0.695 | 0.191 | -1.595 | 0.510 | 0.258 | -1.896 |
| DGLS 8 | 1.341 | 0.145 | 2.351 | 0.777 | 0.134 | -1.672 | 0.640 | 0.265 | -1.361 |
| DGLS 9 | 1.338 | 0.149 | 2.270 | 0.857 | 0.143 | -1.000 | 0.709 | 0.275 | -1.058 |
| DGLS 10 | 1.454 | 0.179 | 2.538 | 0.891 | 0.173 | -0.629 | 0.823 | 0.284 | -0.625 |
| DGLS 11 | 1.382 | 0.199 | 1.919 | 0.968 | 0.146 | -0.222 | 0.794 | 0.292 | -0.706 |
| DGLS 12 | 1.302 | 0.236 | 1.280 | 1.028 | 0.132 | 0.212 | 0.769 | 0.318 | -0.725 |
| DGLS 13 | 1.374 | 0.237 | 1.579 | 1.092 | 0.144 | 0.639 | 0.744 | 0.385 | -0.665 |
| DGLS 14 | 1.522 | 0.251 | 2.083 | 1.060 | 0.175 | 0.343 | 0.730 | 0.420 | -0.643 |
| DGLS 15 | 1.545 | 0.271 | 2.010 | 1.046 | 0.168 | 0.273 | 0.903 | 0.535 | -0.181 |
| DGLS 16 | 1.668 | 0.295 | 2.265 | 1.104 | 0.196 | 0.530 | 1.017 | 0.578 | 0.030 |
| DGLS 17 | 1.729 | 0.317 | 2.300 | 1.049 | 0.247 | 0.200 | 0.976 | 0.500 | -0.049 |
| DGLS 18 | 1.978 | 0.423 | 2.313 | 1.013 | 0.343 | 0.039 | 1.365 | 0.420 | 0.869 |
| DGLS 19 | 2.878 | 0.613 | 3.061 | 0.844 | 0.501 | -0.310 | 1.590 | 0.571 | 1.035 |
| DGLS 20 | 3.505 | 0.912 | 2.747 | 1.108 | 0.533 | 0.202 | 1.273 | 0.526 | 0.520 |

Σημειώσεις

1. Η μέθοδος Newey και West (1987) χρησιμοποιείται στον DOLS(p) εκτιμητή.
2. Ένα AR(1) μοντέλο χρησιμοποιείται για τα σφάλματα του DGLS(p) εκτιμητή.

Πίνακας 1C
Η Υπόθεση Fisher

| Χώρα | Ιρλανδία | | | Ιταλία | | | Ολλανδία | | |
|----------|----------------|-------------------------|-----------------------------|----------------|-------------------------|-----------------------------------|----------------|-------------------------|-----------------------------------|
| | $\hat{\theta}$ | s.e. ($\hat{\theta}$) | t-test $H_0: \theta = 1$ | $\hat{\theta}$ | s.e. ($\hat{\theta}$) | t-test $H_0: \hat{\theta} = 1$ | $\hat{\theta}$ | s.e. ($\hat{\theta}$) | t-test $H_0: \hat{\theta} = 1$ |
| OLS | 0.551 | 0.054 | -8.295 | 0.539 | 0.123 | -3.751 | 0.238 | 0.148 | -5.161 |
| ADL(1,2) | 0.686 | 0.127 | -2.470 | 0.862 | 0.149 | -0.927 | 0.665 | 0.338 | -0.993 |
| ADL(4,4) | 0.835 | 0.110 | -1.496 | 0.828 | 0.173 | -0.998 | 1.014 | 0.605 | 0.023 |
| FMLS | 0.833 | 0.156 | -1.071 | 0.680 | 0.079 | -4.030 | 0.490 | 0.193 | -2.643 |
| PW-FMLS | 1.047 | 0.158 | 0.299 | 0.765 | 0.114 | -2.061 | 1.062 | 0.263 | 0.234 |
| DOLS 1 | 0.577 | 0.060 | -7.064 | 0.623 | 0.113 | -3.337 | 0.332 | 0.149 | -4.492 |
| DOLS 2 | 0.646 | 0.069 | -5.138 | 0.672 | 0.104 | -3.163 | 0.463 | 0.145 | -3.707 |
| DOLS 3 | 0.687 | 0.068 | -4.588 | 0.695 | 0.092 | -3.306 | 0.473 | 0.161 | -3.276 |
| DOLS 4 | 0.706 | 0.065 | -4.554 | 0.708 | 0.079 | -3.695 | 0.486 | 0.184 | -2.791 |
| DOLS 5 | 0.726 | 0.062 | -4.440 | 0.734 | 0.073 | -3.663 | 0.539 | 0.197 | -2.343 |
| DOLS 6 | 0.730 | 0.060 | -4.520 | 0.770 | 0.071 | -3.256 | 0.576 | 0.195 | -2.174 |
| DOLS 7 | 0.754 | 0.057 | -4.337 | 0.805 | 0.071 | -2.749 | 0.599 | 0.188 | -2.140 |
| DOLS 8 | 0.774 | 0.054 | -4.195 | 0.827 | 0.070 | -2.464 | 0.639 | 0.184 | -1.960 |
| DOLS 9 | 0.780 | 0.052 | -4.208 | 0.836 | 0.072 | -2.295 | 0.683 | 0.174 | -1.821 |
| DOLS 10 | 0.813 | 0.054 | -3.446 | 0.839 | 0.086 | -1.876 | 0.717 | 0.162 | -1.742 |
| DOLS 11 | 0.842 | 0.056 | -2.843 | 0.853 | 0.109 | -1.344 | 0.702 | 0.156 | -1.916 |
| DOLS 12 | 0.866 | 0.061 | -2.188 | 0.876 | 0.134 | -0.931 | 0.705 | 0.151 | -1.950 |
| DOLS 13 | 0.864 | 0.075 | -1.805 | 0.907 | 0.144 | -0.646 | 0.698 | 0.155 | -1.954 |
| DOLS 14 | 0.927 | 0.099 | -0.732 | 0.932 | 0.144 | -0.476 | 0.738 | 0.169 | -1.551 |
| DOLS 15 | 0.884 | 0.119 | -0.976 | 0.974 | 0.147 | -0.180 | 0.880 | 0.151 | -0.796 |
| DOLS 16 | 0.857 | 0.089 | -1.611 | 1.019 | 0.167 | 0.114 | 1.027 | 0.166 | 0.165 |
| DOLS 17 | 0.804 | 0.093 | -2.116 | 1.024 | 0.206 | 0.114 | 1.184 | 0.179 | 1.027 |
| DOLS 18 | 0.806 | 0.094 | -2.067 | 1.027 | 0.268 | 0.100 | 1.403 | 0.196 | 2.054 |
| DOLS 19 | 0.727 | 0.124 | -2.203 | 1.088 | 0.309 | 0.286 | 1.900 | 0.266 | 3.390 |
| DOLS 20 | 0.755 | 0.164 | -1.500 | 1.171 | 0.369 | 0.464 | 2.336 | 0.188 | 7.113 |
| DGLS 1 | 0.319 | 0.087 | -7.809 | 0.343 | 0.084 | -7.871 | 0.211 | 0.077 | -10.277 |
| DGLS 2 | 0.367 | 0.108 | -5.886 | 0.642 | 0.102 | -3.531 | 0.361 | 0.116 | -5.494 |
| DGLS 3 | 0.534 | 0.110 | -4.222 | 0.664 | 0.112 | -3.004 | 0.325 | 0.145 | -4.658 |
| DGLS 4 | 0.612 | 0.104 | -3.746 | 0.645 | 0.131 | -2.704 | 0.189 | 0.172 | -4.728 |
| DGLS 5 | 0.683 | 0.095 | -3.335 | 0.660 | 0.152 | -2.235 | 0.346 | 0.192 | -3.400 |
| DGLS 6 | 0.675 | 0.095 | -3.411 | 0.716 | 0.161 | -1.767 | 0.424 | 0.207 | -2.785 |
| DGLS 7 | 0.699 | 0.081 | -3.694 | 0.807 | 0.139 | -1.387 | 0.450 | 0.232 | -2.372 |
| DGLS 8 | 0.738 | 0.071 | -3.689 | 0.877 | 0.145 | -0.847 | 0.410 | 0.268 | -2.205 |
| DGLS 9 | 0.751 | 0.070 | -3.552 | 0.869 | 0.156 | -0.843 | 0.493 | 0.253 | -2.009 |
| DGLS 10 | 0.795 | 0.069 | -2.988 | 0.842 | 0.175 | -0.903 | 0.638 | 0.214 | -1.689 |
| DGLS 11 | 0.820 | 0.074 | -2.445 | 0.877 | 0.187 | -0.655 | 0.628 | 0.218 | -1.706 |
| DGLS 12 | 0.845 | 0.080 | -1.952 | 0.878 | 0.204 | -0.601 | 0.653 | 0.231 | -1.506 |
| DGLS 13 | 0.844 | 0.092 | -1.693 | 0.874 | 0.215 | -0.588 | 0.625 | 0.230 | -1.632 |
| DGLS 14 | 0.887 | 0.116 | -0.976 | 0.842 | 0.236 | -0.670 | 0.606 | 0.263 | -1.501 |
| DGLS 15 | 0.863 | 0.099 | -1.382 | 0.990 | 0.254 | -0.038 | 0.838 | 0.220 | -0.737 |
| DGLS 16 | 0.834 | 0.110 | -1.503 | 1.060 | 0.267 | 0.224 | 0.945 | 0.248 | -0.222 |
| DGLS 17 | 0.831 | 0.131 | -1.296 | 1.056 | 0.314 | 0.177 | 1.084 | 0.287 | 0.291 |
| DGLS 18 | 0.777 | 0.146 | -1.532 | 1.186 | 0.372 | 0.499 | 1.121 | 0.334 | 0.362 |
| DGLS 19 | 0.759 | 0.188 | -1.285 | 1.488 | 0.381 | 1.283 | 2.017 | 0.238 | 4.270 |
| DGLS 20 | 0.928 | 0.191 | -0.376 | 1.897 | 0.504 | 1.778 | 2.285 | 0.312 | 4.120 |

Σημειώσεις

1. Η μέθοδος Newey και West (1987) χρησιμοποιείται στον DOLS(p) εκτιμητή.
2. Ένα AR(1) μοντέλο χρησιμοποιείται για τα σφάλματα του DGLS(p) εκτιμητή.

Πίνακας 1D
Η Υπόθεση Fisher

| Χώρα | Νέα Ζηλανδία | | | Νορβηγία | | | Πορτογαλία | | |
|----------|----------------|-------------------------|-------------------------------------|----------------|-------------------------|---|----------------|-------------------------|---|
| | $\hat{\theta}$ | s.e. ($\hat{\theta}$) | <i>t</i> -test $H_0: \theta = 1$ | $\hat{\theta}$ | s.e. ($\hat{\theta}$) | <i>t</i> -test $H_0: \hat{\theta} = 1$ | $\hat{\theta}$ | s.e. ($\hat{\theta}$) | <i>t</i> -test $H_0: \hat{\theta} = 1$ |
| OLS | 0.436 | 0.133 | -4.251 | 0.309 | 0.184 | -3.763 | 0.514 | 0.115 | -4.214 |
| ADL(1,2) | 1.063 | 0.333 | 0.188 | 1.358 | 0.598 | 0.599 | 0.932 | 0.207 | -0.327 |
| ADL(4,4) | 1.050 | 0.301 | 0.167 | 1.422 | 0.371 | 1.137 | 0.834 | 0.128 | -1.295 |
| FMLS | 0.524 | 0.092 | -5.149 | 0.464 | 0.155 | -3.468 | 0.605 | 0.043 | -9.200 |
| PW-FMLS | 0.905 | 0.213 | -0.444 | 1.490 | 0.320 | 1.530 | 0.752 | 0.134 | -1.841 |
| DOLS 1 | 0.483 | 0.134 | -3.865 | 0.394 | 0.229 | -2.645 | 0.570 | 0.097 | -4.418 |
| DOLS 2 | 0.533 | 0.127 | -3.671 | 0.524 | 0.216 | -2.201 | 0.603 | 0.085 | -4.665 |
| DOLS 3 | 0.599 | 0.126 | -3.175 | 0.665 | 0.210 | -1.595 | 0.631 | 0.076 | -4.876 |
| DOLS 4 | 0.649 | 0.122 | -2.890 | 0.778 | 0.210 | -1.057 | 0.668 | 0.056 | -5.915 |
| DOLS 5 | 0.696 | 0.116 | -2.636 | 0.867 | 0.204 | -0.653 | 0.695 | 0.039 | -7.925 |
| DOLS 6 | 0.732 | 0.119 | -2.251 | 0.945 | 0.191 | -0.288 | 0.724 | 0.028 | -10.023 |
| DOLS 7 | 0.762 | 0.121 | -1.957 | 1.018 | 0.177 | 0.104 | 0.743 | 0.027 | -9.545 |
| DOLS 8 | 0.799 | 0.119 | -1.681 | 1.083 | 0.157 | 0.531 | 0.756 | 0.031 | -7.815 |
| DOLS 9 | 0.861 | 0.115 | -1.207 | 1.156 | 0.135 | 1.155 | 0.767 | 0.036 | -6.454 |
| DOLS 10 | 0.924 | 0.112 | -0.683 | 1.217 | 0.125 | 1.738 | 0.784 | 0.042 | -5.183 |
| DOLS 11 | 0.968 | 0.110 | -0.297 | 1.257 | 0.132 | 1.957 | 0.782 | 0.046 | -4.703 |
| DOLS 12 | 1.004 | 0.113 | 0.033 | 1.313 | 0.143 | 2.191 | 0.764 | 0.052 | -4.543 |
| DOLS 13 | 1.009 | 0.108 | 0.081 | 1.358 | 0.178 | 2.018 | 0.763 | 0.061 | -3.870 |
| DOLS 14 | 1.050 | 0.120 | 0.415 | 1.415 | 0.217 | 1.914 | 0.759 | 0.068 | -3.571 |
| DOLS 15 | 1.034 | 0.154 | 0.223 | 1.412 | 0.250 | 1.646 | 0.780 | 0.070 | -3.162 |
| DOLS 16 | 0.931 | 0.199 | -0.347 | 1.462 | 0.310 | 1.490 | 0.805 | 0.081 | -2.407 |
| DOLS 17 | 0.594 | 0.275 | -1.477 | 1.553 | 0.418 | 1.323 | 0.817 | 0.105 | -1.752 |
| DOLS 18 | 0.582 | 0.392 | -1.066 | 1.776 | 0.654 | 1.186 | 0.812 | 0.120 | -1.571 |
| DOLS 19 | 0.660 | 0.437 | -0.778 | 1.845 | 0.830 | 1.019 | 0.805 | 0.104 | -1.875 |
| DOLS 20 | 0.985 | 0.332 | -0.047 | 2.006 | 0.894 | 1.125 | 0.807 | 0.091 | -2.136 |
| DGLS 1 | 0.251 | 0.065 | -11.470 | 0.131 | 0.052 | -16.653 | 0.363 | 0.073 | -8.769 |
| DGLS 2 | 0.279 | 0.087 | -8.309 | 0.252 | 0.084 | -8.945 | 0.461 | 0.096 | -5.620 |
| DGLS 3 | 0.375 | 0.110 | -5.700 | 0.278 | 0.119 | -6.082 | 0.432 | 0.118 | -4.818 |
| DGLS 4 | 0.451 | 0.139 | -3.940 | 0.310 | 0.152 | -4.559 | 0.522 | 0.148 | -3.234 |
| DGLS 5 | 0.594 | 0.140 | -2.909 | 0.505 | 0.187 | -2.653 | 0.554 | 0.169 | -2.646 |
| DGLS 6 | 0.619 | 0.152 | -2.514 | 0.648 | 0.197 | -1.790 | 0.729 | 0.177 | -1.530 |
| DGLS 7 | 0.609 | 0.168 | -2.325 | 0.731 | 0.219 | -1.224 | 0.804 | 0.154 | -1.275 |
| DGLS 8 | 0.606 | 0.198 | -1.989 | 0.818 | 0.235 | -0.776 | 0.836 | 0.152 | -1.081 |
| DGLS 9 | 0.711 | 0.170 | -1.698 | 0.893 | 0.246 | -0.435 | 0.835 | 0.174 | -0.947 |
| DGLS 10 | 0.795 | 0.145 | -1.411 | 1.023 | 0.199 | 0.115 | 0.882 | 0.133 | -0.887 |
| DGLS 11 | 0.838 | 0.143 | -1.138 | 1.044 | 0.217 | 0.201 | 0.899 | 0.139 | -0.727 |
| DGLS 12 | 0.875 | 0.149 | -0.840 | 1.100 | 0.227 | 0.442 | 0.900 | 0.148 | -0.674 |
| DGLS 13 | 0.833 | 0.167 | -0.995 | 1.161 | 0.239 | 0.673 | 0.981 | 0.195 | -0.100 |
| DGLS 14 | 0.946 | 0.194 | -0.276 | 1.267 | 0.270 | 0.989 | 0.932 | 0.216 | -0.317 |
| DGLS 15 | 1.043 | 0.231 | 0.186 | 1.237 | 0.311 | 0.761 | 0.871 | 0.240 | -0.539 |
| DGLS 16 | 0.917 | 0.302 | -0.274 | 1.262 | 0.351 | 0.746 | 1.056 | 0.467 | 0.119 |
| DGLS 17 | 0.542 | 0.337 | -1.359 | 1.254 | 0.415 | 0.611 | 1.510 | 0.517 | 0.987 |
| DGLS 18 | 0.675 | 0.409 | -0.795 | 1.303 | 0.584 | 0.519 | 2.069 | 0.403 | 2.652 |
| DGLS 19 | 0.156 | 0.511 | -1.651 | 1.320 | 0.814 | 0.394 | 2.122 | 0.490 | 2.289 |
| DGLS 20 | 1.281 | 0.335 | 0.838 | 1.633 | 1.045 | 0.606 | 1.795 | 0.621 | 1.280 |

Σημειώσεις

1. Η μέθοδος Newey και West (1987) χρησιμοποιείται στον DOLS(p) εκτιμητή.
2. Ένα AR(1) μοντέλο χρησιμοποιείται για τα σφάλματα του DGLS(p) εκτιμητή.

Πίνακας 1Ε
Η Υπόθεση Fisher

| Χώρα | Σουηδία | | | Ελβετία | | |
|----------|----------------|-------------------------------|------------------------------------|----------------|-------------------------------|--|
| | $\hat{\theta}$ | <i>s.e</i> ($\hat{\theta}$) | <i>t-test</i> $H_0: \theta = 1$ | $\hat{\theta}$ | <i>s.e</i> ($\hat{\theta}$) | <i>t-test</i> $H_0: \hat{\theta} = 1$ |
| OLS | 0.470 | 0.167 | -3.181 | 0.356 | 0.038 | -16.757 |
| ADL(1,2) | 0.866 | 0.541 | -0.248 | 0.467 | 0.100 | -5.365 |
| ADL(4,4) | 1.218 | 0.211 | 1.033 | 0.476 | 0.135 | -3.894 |
| FMLS | 0.951 | 0.191 | -0.257 | 0.556 | 0.085 | -5.254 |
| PW-FMLS | 1.275 | 0.218 | 1.262 | 0.626 | 0.085 | -4.408 |
| DOLS 1 | 0.623 | 0.162 | -2.329 | 0.415 | 0.034 | -17.210 |
| DOLS 2 | 0.777 | 0.138 | -1.618 | 0.462 | 0.041 | -13.022 |
| DOLS 3 | 0.932 | 0.131 | -0.520 | 0.493 | 0.039 | -12.941 |
| DOLS 4 | 1.007 | 0.129 | 0.051 | 0.498 | 0.045 | -11.171 |
| DOLS 5 | 1.039 | 0.114 | 0.342 | 0.492 | 0.056 | -9.103 |
| DOLS 6 | 1.064 | 0.103 | 0.618 | 0.494 | 0.063 | -7.989 |
| DOLS 7 | 1.089 | 0.094 | 0.946 | 0.495 | 0.075 | -6.747 |
| DOLS 8 | 1.101 | 0.092 | 1.103 | 0.515 | 0.088 | -5.493 |
| DOLS 9 | 1.130 | 0.094 | 1.391 | 0.538 | 0.100 | -4.602 |
| DOLS 10 | 1.133 | 0.089 | 1.490 | 0.521 | 0.119 | -4.041 |
| DOLS 11 | 1.108 | 0.082 | 1.319 | 0.532 | 0.133 | -3.533 |
| DOLS 12 | 1.125 | 0.094 | 1.328 | 0.528 | 0.132 | -3.579 |
| DOLS 13 | 1.096 | 0.084 | 1.144 | 0.505 | 0.132 | -3.765 |
| DOLS 14 | 1.097 | 0.087 | 1.123 | 0.496 | 0.132 | -3.829 |
| DOLS 15 | 1.100 | 0.113 | 0.882 | 0.478 | 0.126 | -4.146 |
| DOLS 16 | 1.078 | 0.142 | 0.546 | 0.473 | 0.160 | -3.301 |
| DOLS 17 | 1.225 | 0.090 | 2.496 | 0.503 | 0.175 | -2.851 |
| DOLS 18 | 1.334 | 0.065 | 5.118 | 0.518 | 0.159 | -3.042 |
| DOLS 19 | 1.348 | 0.076 | 4.569 | 0.539 | 0.219 | -2.108 |
| DOLS 20 | 1.330 | 0.127 | 2.588 | 0.562 | 0.237 | -1.854 |
| DGLS 1 | 0.094 | 0.059 | -15.428 | 0.292 | 0.065 | -10.891 |
| DGLS 2 | 0.195 | 0.100 | -8.032 | 0.367 | 0.075 | -8.435 |
| DGLS 3 | 0.145 | 0.146 | -5.848 | 0.413 | 0.082 | -7.201 |
| DGLS 4 | 0.285 | 0.194 | -3.688 | 0.439 | 0.096 | -5.855 |
| DGLS 5 | 0.366 | 0.239 | -2.655 | 0.402 | 0.113 | -5.288 |
| DGLS 6 | 0.395 | 0.265 | -2.282 | 0.416 | 0.124 | -4.728 |
| DGLS 7 | 0.855 | 0.173 | -0.838 | 0.430 | 0.137 | -4.173 |
| DGLS 8 | 0.886 | 0.189 | -0.600 | 0.477 | 0.145 | -3.622 |
| DGLS 9 | 1.010 | 0.114 | 0.086 | 0.483 | 0.161 | -3.218 |
| DGLS 10 | 1.059 | 0.114 | 0.512 | 0.518 | 0.180 | -2.679 |
| DGLS 11 | 1.033 | 0.114 | 0.284 | 0.432 | 0.205 | -2.772 |
| DGLS 12 | 1.043 | 0.098 | 0.436 | 0.384 | 0.202 | -3.059 |
| DGLS 13 | 1.064 | 0.095 | 0.673 | 0.419 | 0.208 | -2.797 |
| DGLS 14 | 1.086 | 0.099 | 0.869 | 0.345 | 0.223 | -2.938 |
| DGLS 15 | 1.093 | 0.109 | 0.850 | 0.345 | 0.217 | -3.024 |
| DGLS 16 | 1.011 | 0.148 | 0.072 | 0.373 | 0.222 | -2.818 |
| DGLS 17 | 1.250 | 0.092 | 2.711 | 0.399 | 0.192 | -3.133 |
| DGLS 18 | 1.337 | 0.047 | 7.154 | 0.491 | 0.195 | -2.615 |
| DGLS 19 | 1.351 | 0.067 | 5.276 | 0.622 | 0.235 | -1.607 |
| DGLS 20 | 1.328 | 0.142 | 2.315 | 0.740 | 0.182 | -1.430 |

Σημειώσεις

1. Η μέθοδος Newey και West (1987) χρησιμοποιείται στον DOLS(p) εκτιμητή.
2. Ένα AR(1) μοντέλο χρησιμοποιείται για τα σφάλματα του DGLS(p) εκτιμητή.

Πίνακας 1F
Η Υπόθεση Fisher

| Χώρα | UK | | | US | | |
|----------|----------------|-------------------------------|------------------------------------|----------------|-------------------------------|--|
| | $\hat{\theta}$ | <i>s.e</i> ($\hat{\theta}$) | <i>t-test</i> $H_0: \theta = 1$ | $\hat{\theta}$ | <i>s.e</i> ($\hat{\theta}$) | <i>t-test</i> $H_0: \hat{\theta} = 1$ |
| OLS | 0.525 | 0.055 | -8.710 | 0.608 | 0.120 | -3.285 |
| ADL(1,2) | 0.580 | 0.196 | -2.145 | 1.126 | 0.215 | 0.587 |
| ADL(4,4) | 0.707 | 0.121 | -2.410 | 1.203 | 0.267 | 0.759 |
| FMLS | 0.743 | 0.137 | -1.873 | 1.020 | 0.241 | 0.081 |
| PW-FMLS | 0.986 | 0.122 | -0.115 | 1.435 | 0.255 | 1.704 |
| DOLS 1 | 0.576 | 0.063 | -6.748 | 0.701 | 0.109 | -2.754 |
| DOLS 2 | 0.606 | 0.072 | -5.469 | 0.818 | 0.125 | -1.455 |
| DOLS 3 | 0.638 | 0.066 | -5.476 | 0.874 | 0.124 | -1.022 |
| DOLS 4 | 0.657 | 0.062 | -5.526 | 0.936 | 0.121 | -0.526 |
| DOLS 5 | 0.670 | 0.061 | -5.423 | 0.974 | 0.112 | -0.230 |
| DOLS 6 | 0.691 | 0.058 | -5.359 | 0.987 | 0.098 | -0.136 |
| DOLS 7 | 0.705 | 0.053 | -5.605 | 1.015 | 0.093 | 0.164 |
| DOLS 8 | 0.709 | 0.054 | -5.379 | 1.050 | 0.097 | 0.513 |
| DOLS 9 | 0.705 | 0.058 | -5.137 | 1.065 | 0.096 | 0.681 |
| DOLS 10 | 0.708 | 0.057 | -5.098 | 1.079 | 0.093 | 0.848 |
| DOLS 11 | 0.715 | 0.064 | -4.469 | 1.093 | 0.101 | 0.923 |
| DOLS 12 | 0.738 | 0.072 | -3.639 | 1.081 | 0.094 | 0.870 |
| DOLS 13 | 0.752 | 0.080 | -3.096 | 1.046 | 0.089 | 0.521 |
| DOLS 14 | 0.754 | 0.092 | -2.675 | 1.074 | 0.104 | 0.712 |
| DOLS 15 | 0.769 | 0.106 | -2.173 | 1.094 | 0.133 | 0.704 |
| DOLS 16 | 0.769 | 0.124 | -1.867 | 1.073 | 0.155 | 0.470 |
| DOLS 17 | 0.745 | 0.136 | -1.878 | 1.078 | 0.165 | 0.473 |
| DOLS 18 | 0.684 | 0.132 | -2.392 | 1.068 | 0.212 | 0.323 |
| DOLS 19 | 0.576 | 0.135 | -3.144 | 1.026 | 0.282 | 0.091 |
| DOLS 20 | 0.417 | 0.112 | -5.193 | 1.048 | 0.324 | 0.148 |
| DGLS 1 | 0.254 | 0.054 | -13.827 | 0.360 | 0.096 | -6.677 |
| DGLS 2 | 0.274 | 0.075 | -9.667 | 0.488 | 0.135 | -3.795 |
| DGLS 3 | 0.253 | 0.101 | -7.388 | 0.623 | 0.143 | -2.642 |
| DGLS 4 | 0.321 | 0.123 | -5.511 | 0.866 | 0.172 | -0.782 |
| DGLS 5 | 0.467 | 0.123 | -4.334 | 0.919 | 0.181 | -0.449 |
| DGLS 6 | 0.550 | 0.120 | -3.758 | 0.911 | 0.197 | -0.451 |
| DGLS 7 | 0.585 | 0.118 | -3.506 | 0.989 | 0.204 | -0.053 |
| DGLS 8 | 0.603 | 0.123 | -3.220 | 1.082 | 0.173 | 0.474 |
| DGLS 9 | 0.599 | 0.128 | -3.120 | 1.041 | 0.154 | 0.267 |
| DGLS 10 | 0.609 | 0.133 | -2.934 | 1.177 | 0.193 | 0.917 |
| DGLS 11 | 0.578 | 0.161 | -2.616 | 1.222 | 0.198 | 1.124 |
| DGLS 12 | 0.571 | 0.187 | -2.302 | 1.114 | 0.174 | 0.657 |
| DGLS 13 | 0.625 | 0.183 | -2.052 | 1.250 | 0.361 | 0.693 |
| DGLS 14 | 0.607 | 0.191 | -2.055 | 1.262 | 0.365 | 0.718 |
| DGLS 15 | 0.647 | 0.208 | -1.701 | 1.419 | 0.331 | 1.263 |
| DGLS 16 | 0.674 | 0.255 | -1.279 | 1.456 | 0.367 | 1.244 |
| DGLS 17 | 0.671 | 0.315 | -1.045 | 1.427 | 0.428 | 0.996 |
| DGLS 18 | 0.639 | 0.304 | -1.187 | 1.499 | 0.472 | 1.058 |
| DGLS 19 | 0.566 | 0.323 | -1.343 | 1.755 | 0.381 | 1.982 |
| DGLS 20 | 0.450 | 0.410 | -1.341 | 1.680 | 0.486 | 1.400 |

Σημειώσεις

1. Η μέθοδος Newey και West (1987) χρησιμοποιείται στον DOLS(p) εκτιμητή.
2. Ένα AR(1) μοντέλο χρησιμοποιείται για τα σφάλματα του DGLS(p) εκτιμητή.

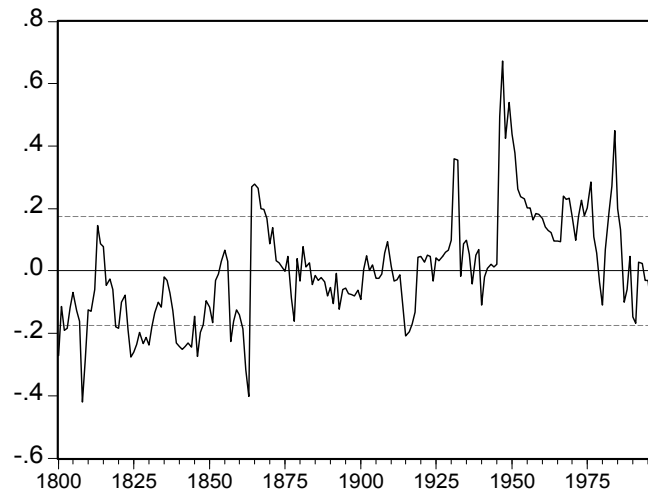
Παράρτημα Δ

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ 5

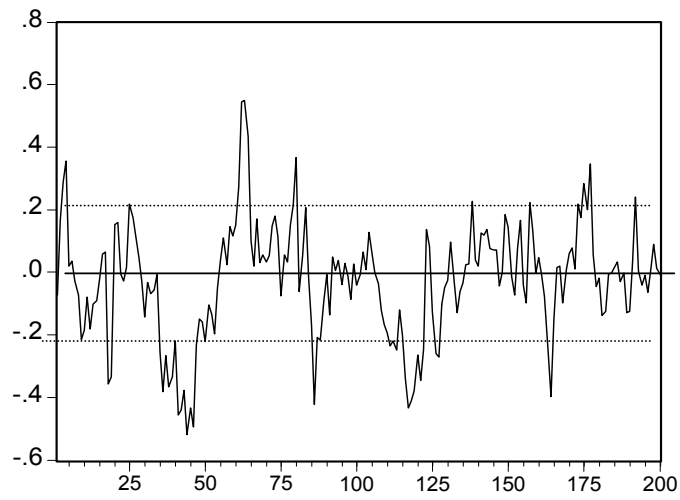
Δ.1 Γραφήματα

Διάγραμμα 1

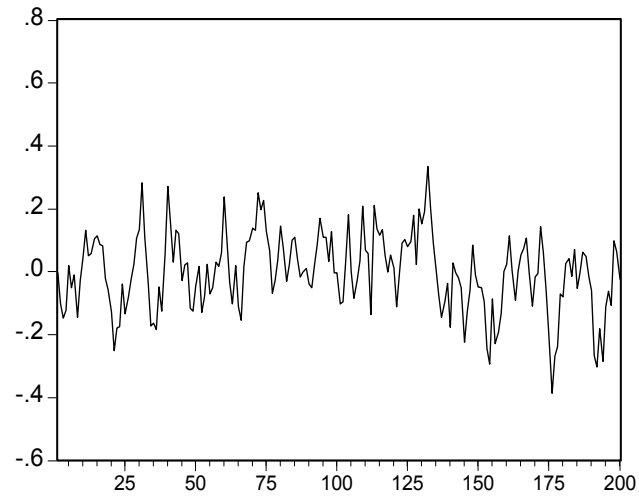
A. UK: PPP (κατάλοιπο συνολοκλήρωσης)



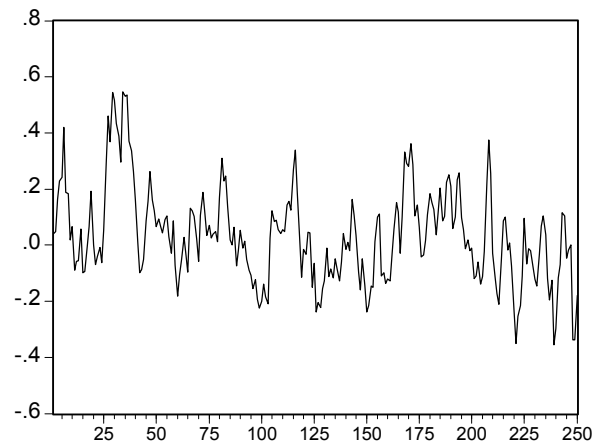
B. Τεχνητά στοιχεία (AR(1) διαδικασία με AR(1) συντελεστή)



C. Τεχνητά στοιχεία (AR(1) διαδικασία με Σταθερούς Συντελεστές, $b=0.7$)

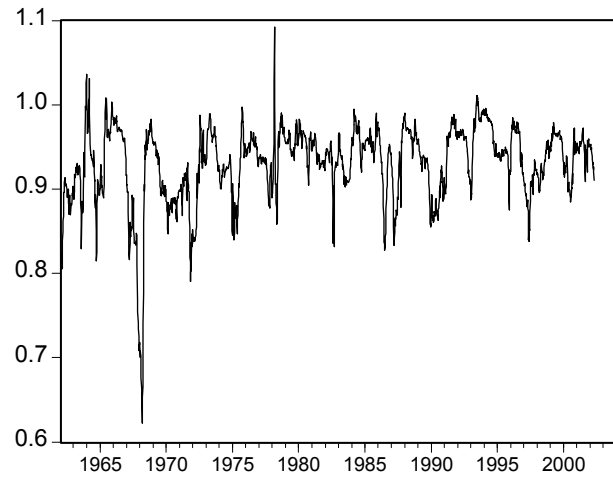


D. Τεχνητά στοιχεία (AR(1) διαδικασία με Σταθερούς Συντελεστές, $b=0.9$)

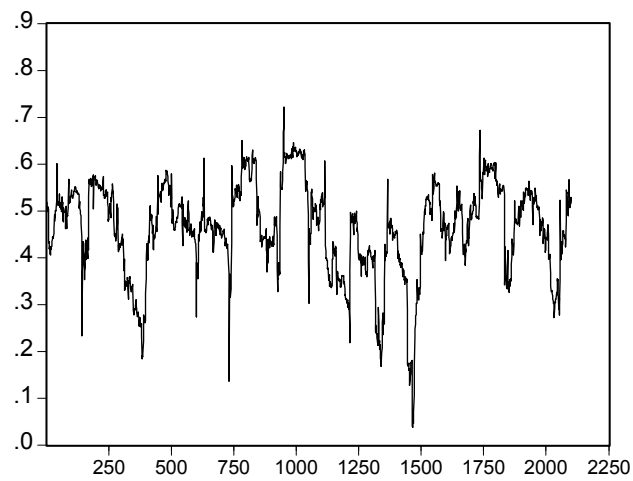


Διάγραμμα 2

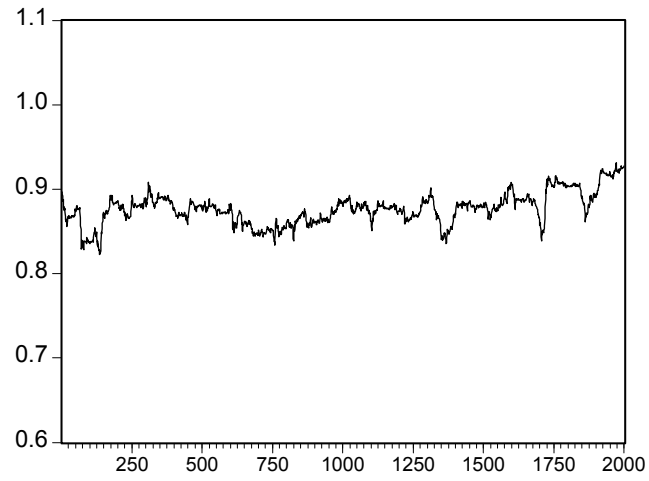
A.US επιτόκια: AR συντελεστής του καταλοίπου συνολοκλήρωσης
(κυλιόμενο παράθυρο 200 παρατηρήσεων)



B. VAR(1) με VAR(1) συντελεστές διαδικασία
AR συντελεστής του καταλοίπου συνολοκλήρωσης
(κυλιόμενο παράθυρο 200 παρατηρήσεων)



C. VAR(1) με Σταθερούς Συντελεστές διαδικασία
AR συντελεστής του καταλοίπου συνολοκλήρωσης
(κυλιόμενο παράθυρο 200 παρατηρήσεων)

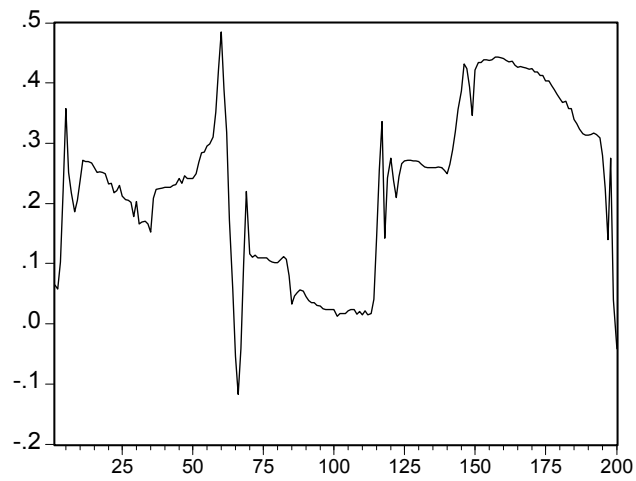


Διάγραμμα 3

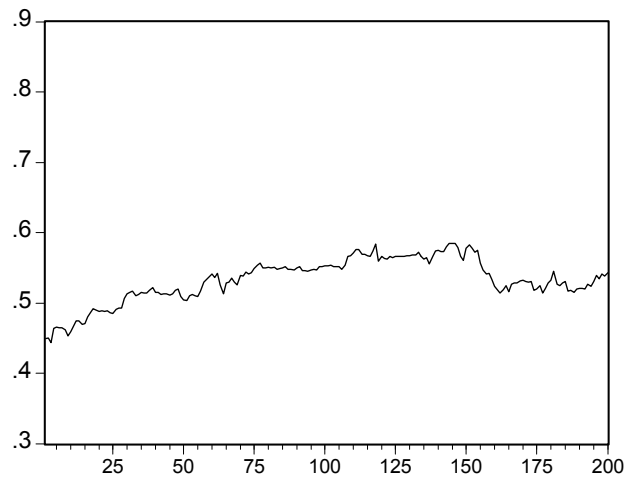
A. UK PPP σειρά: AR συντελεστής του καταλοίπου συνολοκλήρωσης
(κυλιόμενο παράθυρο 80 παρατηρήσεων)



B. VAR(1) με VAR(1) συντελεστές διαδικασία
AR συντελεστής του καταλοίπου συνολοκλήρωσης
(κυλιόμενο παράθυρο 80 παρατηρήσεων)



C. VAR(1) με Σταθερούς Συντελεστές
AR συντελεστής του καταλοίπου συνολοκλήρωσης
(κυλιόμενο παράθυρο 80 παρατηρήσεων)



Δ.2 Υπολογισμός των πινάκων H και V

$$C = E[P_t \otimes P_t] = E \left[\begin{pmatrix} \rho_{11t} \rho_{11t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \rho_{11t} \rho_{22t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho_{11t} \rho_{22t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \rho_{11t} \rho_{11t} \end{pmatrix} \right] =$$

$$\begin{pmatrix} \sigma_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{44} \end{pmatrix}$$

$$A = (I - M \otimes M)^{-1} = \begin{pmatrix} \frac{1}{1-\mu_{11}^2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{1-\mu_{11}\mu_{22}} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{1-\mu_{11}\mu_{22}} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1}{1-\mu_{22}^2} \end{pmatrix}, \text{ αφού}$$

$$I - M \otimes M = \begin{pmatrix} 1-\mu_{11}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1-\mu_{11}\mu_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1-\mu_{11}\mu_{22} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1-\mu_{22}^2 \end{pmatrix}$$

$$(I - CA)^{-1} = \begin{pmatrix} \frac{1-\mu_{11}^2}{1-\mu_{11}^2-\sigma_{33}} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1-\mu_{22}^2}{1-\mu_{22}^2-\sigma_{44}} \end{pmatrix}, \text{ vec}G = \begin{pmatrix} \sigma_{11} \\ \sigma_{12} \\ \sigma_{12} \\ \sigma_{22} \end{pmatrix}$$

$$\text{vec}H = (I - CA)^{-1} \text{vec}G = \begin{pmatrix} \sigma_{11} \frac{1 - \mu_{11}^2}{1 - \mu_{11}^2 - \sigma_{33}} \\ \sigma_{12} \\ \sigma_{12} \\ \sigma_{22} \frac{1 - \mu_{22}^2}{1 - \mu_{22}^2 - \sigma_{44}} \end{pmatrix} \Rightarrow$$

$$H = \begin{pmatrix} \sigma_{11} \frac{1 - \mu_{11}^2}{1 - \mu_{11}^2 - \sigma_{33}} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \frac{1 - \mu_{22}^2}{1 - \mu_{22}^2 - \sigma_{44}} \end{pmatrix}$$

$$\text{vec}V = A \text{vec}H \Rightarrow V = \begin{pmatrix} \frac{\sigma_{11}}{1 - \mu_{11}^2 - \sigma_{33}} & \frac{\sigma_{12}}{1 - \mu_{11} \mu_{22}} \\ \frac{\sigma_{12}}{1 - \mu_{11} \mu_{22}} & \frac{\sigma_{22}}{1 - \mu_{22}^2 - \sigma_{44}} \end{pmatrix}$$

Δ.3 Συνθήκες Στασιμότητας για την περίπτωση των τυχαίων συντελεστών (RC)

Απόδειξη της πρότασης 1: Η απόδειξη αυτής της πρότασης κάνει χρήση της ακόλουθης πρότασης:

Πρόταση: Ένας συμμετρικός πίνακας A είναι θετικά ορισμένος αν και μόνο αν όλες οι ιδιοτιμές του A είναι θετικές.

Αν $\sigma_{12} = 0$, οι ιδιοτιμές του H είναι οι $\lambda_1 = \sigma_{11} \frac{1 - \mu_{11}^2 - \sigma_{33}}{1 - \mu_{11}^2}$ και

$\lambda_2 = \sigma_{22} \frac{1 - \mu_{22}^2 - \sigma_{44}}{1 - \mu_{22}^2}$. Δεδομένου ότι $\sigma_{11}, \sigma_{22}, 1 - \mu_{11}^2, 1 - \mu_{22}^2$ είναι όλοι

θετικοί, ο H είναι θετικά ορισμένος $\Leftrightarrow 1 - \mu_{11}^2 - \sigma_{33} > 0$ και

$1 - \mu_{22}^2 - \sigma_{44} > 0$. Αυτές οι συνθήκες είναι ισοδύναμες με αυτές για τα βαθμωτά

RC(1) μοντέλα, το οποίο είναι φυσικό αφού όταν $\sigma_{12} = 0$, και το u_{1t} και το

u_{2t} γίνονται μονομεταβλητά RC(1) μοντέλα.

Στην περίπτωση του $\sigma_{12} \neq 0$, η στασιμότητα της διμεταβλητής RC(1)

διαδικασίας is εξασφαλίζεται από τις ανωτέρω συνθήκες. Η πρώτη συνθήκη για

στασιμότητα γίνεται $|\mu_{11}| < 1$ και $|\mu_{22}| < 1$ ή $\mu_{11}^2 < 1$ και $\mu_{22}^2 < 1$. Η

δεύτερη συνθήκη απαιτεί ότι ο H είναι θετικά ορισμένος. Στη συνέχεια

δείχνουμε ότι και οι δύο αυτές συνθήκες ισοδυναμούν με $1 - \mu_{11}^2 - \sigma_{33} > 0$ και

$1 - \mu_{22}^2 - \sigma_{44} > 0$. Επιπλέον, οι συνθήκες $1 - \mu_{11}^2 - \sigma_{33} > 0$ και

$1 - \mu_{22}^2 - \sigma_{44} > 0$ αποδεικνύονται ότι είναι επαρκείς για να είναι ο H θετικά

ημι-ορισμένος.

Θέτοντας $1 - \mu_{11}^2 = a, 1 - \mu_{11}^2 - \sigma_{33} = b, 1 - \mu_{22}^2 = c$ και $1 - \mu_{22}^2 - \sigma_{44} = d$, οι

ιδιοτιμές του H είναι:

$$\lambda_1 = \frac{1}{2bd} \left(ad\sigma_{11} + bc\sigma_{22} - \sqrt{(ad\sigma_{11} + bc\sigma_{22})^2 + 4bd(bd\sigma_{12}^2 - ac\sigma_{11}\sigma_{12})} \right)$$

και

$$\lambda_2 = \frac{1}{2bd} \left(ad\sigma_{11} + bc\sigma_{22} + \sqrt{(ad\sigma_{11} + bc\sigma_{22})^2 + 4bd(bd\sigma_{12}^2 - ac\sigma_{11}\sigma_{12})} \right)$$

Για να είναι και οι δύο ιδιοτιμές θετικές, είναι επαρκές να δείξουμε ότι $\lambda_1 > 0$, αφού $\lambda_1 < \lambda_2$ για οποιοδήποτε συνδυασμό παραμέτρων.^{1,2} Οι παρακάτω περιορισμοί πρέπει να ληφθούν υπόψη: $a, b, c, d, \sigma_{11}, \sigma_{22} > 0, |\sigma_{12}| < \sigma_{11}, |\sigma_{12}| < \sigma_{22}, b < a$ και $d < c$.³ Αρκεί να δείξουμε ότι

$$ad\sigma_{11} + bc\sigma_{22} > \sqrt{(ad\sigma_{11} + bc\sigma_{22})^2 + 4bd(bd\sigma_{12}^2 - ac\sigma_{11}\sigma_{12})} \Rightarrow \\ 4bd(bd\sigma_{12}^2 - ac\sigma_{11}\sigma_{12}) < 0 \Rightarrow bd\sigma_{12}^2 - ac\sigma_{11}\sigma_{12} < 0$$

το οποίο ισχύει για κάθε συνδυασμό παραμέτρων που πληροί τους περιορισμούς που θέσαμε παραπάνω.⁴ Δεδομένου ότι $|\sigma_{12}| < \sigma_{11}$, $|\sigma_{12}| < \sigma_{22} \Rightarrow \sigma_{12}^2 < \sigma_{11}\sigma_{22}$ και $b < a, d < c \Rightarrow bd < ac$.

¹Η περίπτωση μιγαδικών ιδιοτιμών αποκλείεται λόγω της συμμετρίας του πίνακα H (δες Lutkepohl, 1993, pp.456).

² $(ad\sigma_{11} + bc\sigma_{22})^2 + 4bd(bd\sigma_{12}^2 - ac\sigma_{11}\sigma_{12}) = (ad\sigma_{11} - bc\sigma_{22})^2 + 4b^2d^2\sigma_{12}^2 > 0$, για κάθε συνδυασμό παραμέτρων.

³ Αφού $\sigma_{33}, \sigma_{44} > 0 \Rightarrow 1 - \mu_{11}^2 < 1 - \mu_{11}^2 - \sigma_{33}$ και $1 - \mu_{22}^2 < 1 - \mu_{22}^2 - \sigma_{44}$

⁴ Αφού

$|\sigma_{12}| < \sigma_{11}, |\sigma_{12}| < \sigma_{22} \Rightarrow \sigma_{12}^2 < \sigma_{11}\sigma_{22}$ και $b < a, d < c \Rightarrow bd < ac$. Πολλαπλασιάζοντας

κατά μέλη τις ανισότητες, έχουμε $bd\sigma_{12}^2 < ac\sigma_{11}\sigma_{22} \Rightarrow bd\sigma_{12}^2 - ac\sigma_{11}\sigma_{22} < 0$

Δ.4 Παράμετροι Ενόχλησης (Nuisance parameters)

- Υπό συνθήκη/ταυτόχρονος πίνακας συνδιακυμάνσεων:

$$E\{[u_t - E(u_t / u_{t-1})][u_t - E(u_t / u_{t-1})]' / u_{t-1}\} =$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma_{12}$$

- Αδέσμευτος πίνακας συνδιακυμάνσεων V

$$V = E[u_t u_t'] = E[(M + P_t)u_{t-1} + \varepsilon_t][(M + P_t)u_{t-1} + \varepsilon_t]' \Rightarrow$$

$$vec V = vec[E[(M + P_t)u_{t-1}u_{t-1}'(M + P_t)' + \varepsilon_t \varepsilon_t']] \Rightarrow$$

$$vec V = E[(M + P_t) \otimes (M + P_t)vec(u_{t-1}u_{t-1}') + vec \Sigma] \Rightarrow$$

$$vec V = E[(M \otimes M + P_t \otimes P_t)]vec V + vec \Sigma \Rightarrow$$

$$vec V = (M \otimes M + C)vec V + vec \Sigma \Rightarrow$$

$$vec V - (M \otimes M + C)vec V = vec \Sigma \Rightarrow$$

$$vec V(I - M \otimes M - C) = vec \Sigma \Rightarrow$$

$$vec V = (I - M \otimes M - C)^{-1}vec \Sigma$$

- Ο μακροχρόνιος πίνακας συνδιακυμάνσεων Ω μπορεί να αναλυθεί σε τρεις πίνακες: τον αδέσμευτο πίνακα συνδιακυμάνσεων V , και δύο διαχρονικούς πίνακες Λ και Λ' , δηλ. $\Omega = V + \Lambda + \Lambda'$, όπου

$$\Lambda' = E[T^{-1} \sum_{t=1}^T \sum_{s=t+1}^T u_t u_s'] = \sum_{s=t+1}^T E(u_t u_{t-s}').$$

Για $s = 1$, έχουμε

$$E(u_t u'_{t-1}) = E[(M + P_t)u_{t-1} + \varepsilon_t]u'_{t-1} = E[(M + P_t)]E[u_{t-1}u'_{t-1}] = MV.$$

Για $s = 2$, έχουμε

$$E(u_t u'_{t-2}) = E[(M + P_t)(M + P_{t-1})u_{t-2} + (M + P_t)\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t]u'_{t-2} = \\ E[(M + P_t)(M + P_{t-1})]E[u_{t-2}u'_{t-2}] = M^2V.$$

Για $s = T$, έχουμε $E(u_t u'_{t-T}) = M^T V$.

Οπότε ο Λ' γίνεται $\Lambda' = MV + M^2V + \dots$ και δεδομένου ότι όλες οι ιδιοτιμές του M είναι μικρότερες της μονάδας, έχουμε:

$$\Lambda' = M(I + M + M^2 + \dots)V = M(I - M)^{-1}V.$$

Όμοια, $\Lambda = V(I - M')^{-1}M'$.

Προσθέτοντας τους τρεις όρους, έχουμε $\Omega = V + \Lambda + \Lambda' \Rightarrow$

$$\Omega = V + M(I - M)^{-1}V + V(I - M')^{-1}M' \Rightarrow V(I + M(I - M)^{-1} + (I - M')^{-1}M') \Rightarrow$$

$$\Omega = V((I - M)^{-1} + (I - M')^{-1}M')$$

Με λίγη άλγεβρα, συσχετίζουμε τις παράμετρους της DGP με τις παράμετρους ενόχλησης, την πρώτη ω_{12}/ω_{22} που περιγράφει τη μακροχρόνια επίδραση συσχέτισης, λόγω της μη διαγωνιότητας του μακροχρόνιος πίνακας συνδιακυμάνσεων $\Omega = [\omega_{ij}]$, $i, j = 1, 2$ και τη δεύτερη

$\delta_{21} = \sum_{k=0}^{\infty} E(u_{20}u_{1k})$ που περιγράφει την επίδραση της ενδογένειας.

Συγκεκριμένα, έχουμε:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$$

$$\mathcal{V} = \begin{pmatrix} \frac{\sigma_{11}}{1-\mu_{11}^2-\sigma_{33}} & \frac{\sigma_{12}}{1-\mu_{11}\mu_{22}} \\ \frac{\sigma_{12}}{1-\mu_{11}\mu_{22}} & \frac{\sigma_{22}}{1-\mu_{22}^2-\sigma_{44}} \end{pmatrix}$$

$$\Omega = \mathcal{V} + \Lambda + \Lambda' = \begin{pmatrix} \frac{(1+\mu_{11})\sigma_{11}}{(1-\mu_{11})(1-\mu_{11}^2-\sigma_{33})} & \frac{\sigma_{12}}{(1-\mu_{11})(1-\mu_{22})} \\ \frac{\sigma_{12}}{(1-\mu_{22})(1-\mu_{22})} & \frac{(1+\mu_{22})\sigma_{22}}{(1-\mu_{22})(1-\mu_{22}^2-\sigma_{44})} \end{pmatrix}$$

$$\Delta = \mathcal{V} + \Lambda = \begin{pmatrix} \frac{\sigma_{11}}{(1-\mu_{11})(1-\mu_{11}^2-\sigma_{33})} & \frac{\sigma_{12}}{(1-\mu_{22})(1-\mu_{11}\mu_{22})} \\ \frac{\sigma_{12}}{(1-\mu_{11})(1-\mu_{11}\mu_{22})} & \frac{\sigma_{22}}{(1-\mu_{22})(1-\mu_{22}^2-\sigma_{44})} \end{pmatrix}$$

Δ.5 Πίνακες

Πίνακας 1Α

| Panel A | | | | | | |
|-----------|-----------|-------------|--------|-------------|-------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | $t_{0.025}$ | $t_{0.975}$ | Size |
| OLS | 0.134 | 0.111 | 2.858 | -1.495 | 7.856 | 66.5 |
| DOLS(1) | 0.100 | 0.077 | 1.484 | -1.471 | 4.492 | 39.5 |
| DOLS(4) | 0.044 | 0.029 | 0.66 | -2.545 | 3.699 | 25.65 |
| DGLS(1) | 0.458 | 0.485 | 4.379 | 0.791 | 7.392 | 91.85 |
| DGLS(4) | 0.106 | 0.068 | 0.994 | -1.329 | 3.479 | 21.2 |
| ADL(1,2) | 0.001 | 0.003 | 0.072 | -2.023 | 2.43 | 8.3 |
| ADL(4,4) | 0.009 | 0.007 | 0.151 | -2.022 | 2.697 | 9.5 |
| PL(1,0) | 0.001 | 0.003 | 0.072 | -2.023 | 2.43 | 8.3 |
| PL(4,0) | 0.009 | 0.007 | 0.143 | -2.14 | 2.685 | 10.4 |
| JOH | -0.004 | -0.001 | -0.022 | -2.219 | 2.311 | 8.95 |
| FM-S | 0.171 | 0.115 | 0.708 | -2.367 | 4.402 | 24.1 |
| FM-PW | 0.098 | 0.067 | 0.328 | -2.092 | 3.247 | 13.9 |
| Panel B | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | $t_{0.025}$ | $t_{0.975}$ | Size |
| OLS | 0.128 | 0.108 | 2.876 | -1.382 | 7.461 | 67.95 |
| DOLS(1) | 0.090 | 0.075 | 1.575 | -1.371 | 4.604 | 40.10 |
| DOLS(4) | 0.031 | 0.025 | 0.611 | -2.549 | 3.646 | 23.45 |
| DGLS(1) | 0.450 | 0.488 | 4.546 | 0.797 | 7.523 | 91.80 |
| DGLS(4) | 0.065 | 0.047 | 0.824 | -1.505 | 3.188 | 15.95 |
| ADL(1,2) | 0.005 | 0.006 | 0.121 | -1.944 | 2.377 | 7.55 |
| ADL(4,4) | 0.004 | 0.004 | 0.103 | -2.110 | 2.587 | 9.10 |
| PL(1,0) | 0.005 | 0.006 | 0.121 | -1.944 | 2.377 | 7.55 |
| PL(4,0) | 0.003 | 0.004 | 0.104 | -2.193 | 2.589 | 9.80 |
| JOH | -0.001 | 0.001 | 0.032 | -2.058 | 2.167 | 6.95 |
| FM-S | 0.143 | 0.103 | 0.679 | -2.229 | 4.288 | 21.40 |
| FM-PW | 0.078 | 0.061 | 0.332 | -2.151 | 3.236 | 12.95 |

Πίνακας 1B

| Panel A | | | | | | |
|-----------|-----------|-------------|--------|-------------|-------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | $t_{0.025}$ | $t_{0.975}$ | Size |
| OLS | 0.094 | 0.076 | 2.342 | -2.439 | 7.064 | 59.4 |
| DOLS(1) | 0.069 | 0.053 | 1.176 | -2.052 | 4.118 | 33.4 |
| DOLS(4) | 0.029 | 0.021 | 0.499 | -2.939 | 3.405 | 24.35 |
| DGLS(1) | 0.276 | 0.243 | 2.926 | -0.112 | 6.038 | 72.05 |
| DGLS(4) | 0.065 | 0.040 | 0.686 | -1.747 | 3.101 | 16.5 |
| ADL(1,2) | -0.003 | 0.000 | 0.031 | -2.279 | 2.44 | 10.2 |
| ADL(4,4) | 0.005 | 0.006 | 0.127 | -2.15 | 2.66 | 10.95 |
| PL(1,0) | -0.003 | 0.000 | 0.031 | -2.279 | 2.44 | 10.2 |
| PL(4,0) | 0.004 | 0.005 | 0.109 | -2.298 | 2.662 | 11.5 |
| JOH | -0.024 | 0.000 | -0.006 | -2.296 | 2.383 | 9.5 |
| FM-S | 0.123 | 0.077 | 0.58 | -2.525 | 4.187 | 23.35 |
| FM-PW | 0.072 | 0.052 | 0.281 | -2.264 | 3.225 | 14 |
| Panel B | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | $t_{0.025}$ | $t_{0.975}$ | Size |
| OLS | 0.101 | 0.086 | 2.531 | -1.766 | 7.109 | 62.60 |
| DOLS(1) | 0.072 | 0.059 | 1.338 | -1.818 | 4.512 | 34.95 |
| DOLS(4) | 0.025 | 0.020 | 0.488 | -2.760 | 3.797 | 21.90 |
| DGLS(1) | 0.294 | 0.278 | 3.274 | 0.295 | 6.230 | 79.05 |
| DGLS(4) | 0.049 | 0.037 | 0.640 | -1.768 | 3.006 | 13.40 |
| ADL(1,2) | 0.005 | 0.006 | 0.112 | -2.117 | 2.507 | 8.40 |
| ADL(4,4) | 0.003 | 0.006 | 0.107 | -2.212 | 2.632 | 9.80 |
| PL(1,0) | 0.005 | 0.006 | 0.112 | -2.117 | 2.507 | 8.40 |
| PL(4,0) | 0.003 | 0.005 | 0.097 | -2.272 | 2.735 | 10.05 |
| JOH | -0.002 | 0.001 | 0.032 | -2.129 | 2.340 | 8.20 |
| FM-S | 0.118 | 0.085 | 0.610 | -2.326 | 4.116 | 21.60 |
| FM-PW | 0.068 | 0.045 | 0.309 | -2.128 | 3.205 | 13.20 |

Πίνακας 1C

| Panel A | | | | | | |
|-----------|-----------|-------------|--------|-------------|-------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | $t_{0.025}$ | $t_{0.975}$ | Size |
| OLS | 0.064 | 0.051 | 1.885 | -3.085 | 6.78 | 55.05 |
| DOLS(1) | 0.046 | 0.035 | 0.911 | -2.4 | 3.924 | 29.75 |
| DOLS(4) | 0.019 | 0.013 | 0.37 | -3.046 | 3.48 | 24.10 |
| DGLS(1) | 0.160 | 0.117 | 1.998 | -0.886 | 4.864 | 50.60 |
| DGLS(4) | 0.040 | 0.024 | 0.481 | -1.913 | 2.866 | 12.85 |
| ADL(1,2) | -0.004 | -0.002 | -0.003 | -2.423 | 2.548 | 10.05 |
| ADL(4,4) | 0.002 | 0.003 | 0.101 | -2.308 | 2.686 | 11.30 |
| PL(1,0) | -0.004 | -0.002 | -0.003 | -2.423 | 2.548 | 10.05 |
| PL(4,0) | 0.001 | 0.001 | 0.074 | -2.372 | 2.613 | 11.85 |
| JOH | -0.013 | -0.001 | -0.013 | -2.362 | 2.384 | 10.65 |
| FM-S | 0.086 | 0.054 | 0.478 | -2.705 | 4.01 | 23.05 |
| FM-PW | 0.055 | 0.031 | 0.246 | -2.317 | 3.203 | 15.05 |
| Panel B | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | $t_{0.025}$ | $t_{0.975}$ | Size |
| OLS | 0.077 | 0.064 | 2.171 | -2.378 | 6.631 | 58.20 |
| DOLS(1) | 0.055 | 0.044 | 1.105 | -2.019 | 4.262 | 30.00 |
| DOLS(4) | 0.018 | 0.015 | 0.377 | -2.861 | 3.529 | 20.95 |
| DGLS(1) | 0.186 | 0.147 | 2.391 | -0.364 | 5.368 | 60.05 |
| DGLS(4) | 0.036 | 0.027 | 0.503 | -1.856 | 2.827 | 11.65 |
| ADL(1,2) | 0.004 | 0.005 | 0.099 | -2.157 | 2.455 | 8.85 |
| ADL(4,4) | 0.002 | 0.004 | 0.097 | -2.265 | 2.525 | 10.40 |
| PL(1,0) | 0.004 | 0.005 | 0.099 | -2.157 | 2.455 | 8.85 |
| PL(4,0) | 0.001 | 0.003 | 0.077 | -2.286 | 2.496 | 10.50 |
| JOH | -0.002 | 0.001 | 0.036 | -2.200 | 2.349 | 8.75 |
| FM-S | 0.089 | 0.066 | 0.517 | -2.392 | 3.768 | 20.85 |
| FM-PW | 0.054 | 0.043 | 0.273 | -2.252 | 2.994 | 13.60 |

Πίνακας 1D

| Panel A | | | | | | |
|-----------|-----------|-------------|--------|-------------|-------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | $t_{0.025}$ | $t_{0.975}$ | Size |
| OLS | 0.043 | 0.030 | 1.495 | -3.672 | 6.33 | 51.20 |
| DOLS(1) | 0.031 | 0.022 | 0.707 | -2.546 | 3.794 | 27.30 |
| DOLS(4) | 0.013 | 0.009 | 0.272 | -3.135 | 3.537 | 23.40 |
| DGLS(1) | 0.093 | 0.061 | 1.400 | -1.217 | 4.057 | 34.50 |
| DGLS(4) | 0.024 | 0.014 | 0.335 | -2.036 | 2.692 | 11.20 |
| ADL(1,2) | -0.003 | -0.001 | -0.02 | -2.351 | 2.397 | 10.35 |
| ADL(4,4) | 0.001 | 0.002 | 0.074 | -2.368 | 2.642 | 10.50 |
| PL(1,0) | -0.003 | -0.001 | -0.02 | -2.351 | 2.397 | 10.35 |
| PL(4,0) | 0.000 | 0.002 | 0.047 | -2.400 | 2.568 | 11.65 |
| JOH | -0.001 | 0.000 | -0.011 | -2.463 | 2.405 | 11.85 |
| FM-S | 0.059 | 0.031 | 0.411 | -2.695 | 3.896 | 22.15 |
| FM-PW | 0.202 | 0.021 | 1.075 | -2.383 | 3.122 | 13.45 |
| Panel B | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | $t_{0.025}$ | $t_{0.975}$ | Size |
| OLS | 0.055 | 0.043 | 1.814 | -2.662 | 6.222 | 51.75 |
| DOLS(1) | 0.039 | 0.031 | 0.902 | -2.240 | 3.979 | 26.90 |
| DOLS(4) | 0.013 | 0.011 | 0.292 | -3.016 | 3.426 | 21.65 |
| DGLS(1) | 0.118 | 0.087 | 1.792 | -0.807 | 4.483 | 43.40 |
| DGLS(4) | 0.026 | 0.019 | 0.396 | -2.037 | 2.722 | 11.25 |
| ADL(1,2) | 0.003 | 0.003 | 0.089 | -2.197 | 2.438 | 9.35 |
| ADL(4,4) | 0.001 | 0.003 | 0.087 | -2.342 | 2.477 | 10.55 |
| PL(1,0) | 0.003 | 0.003 | 0.089 | -2.197 | 2.438 | 9.35 |
| PL(4,0) | 0.000 | 0.002 | 0.060 | -2.371 | 2.442 | 10.65 |
| JOH | 0.000 | 0.001 | 0.048 | -2.328 | 2.448 | 9.75 |
| FM-S | 0.064 | 0.049 | 0.442 | -2.528 | 3.604 | 20.65 |
| FM-PW | 0.040 | 0.031 | 0.239 | -2.255 | 2.996 | 13.50 |

Πίνακας 1E

| Panel A | | | | | | |
|-----------|-----------|-------------|--------|-------------|-------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | $t_{0.025}$ | $t_{0.975}$ | Size |
| OLS | 0.028 | 0.017 | 1.182 | -3.923 | 6.032 | 47.35 |
| DOLS(1) | 0.021 | 0.012 | 0.559 | -2.780 | 3.694 | 25.20 |
| DOLS(4) | 0.009 | 0.005 | 0.213 | -3.181 | 3.372 | 22.90 |
| DGLS(1) | 0.054 | 0.030 | 0.998 | -1.480 | 3.496 | 23.75 |
| DGLS(4) | 0.015 | 0.007 | 0.238 | -2.217 | 2.592 | 10.70 |
| ADL(1,2) | -0.002 | -0.001 | -0.021 | -2.271 | 2.400 | 9.60 |
| ADL(4,4) | 0.000 | 0.000 | 0.053 | -2.419 | 2.676 | 10.60 |
| PL(1,0) | -0.002 | -0.001 | -0.021 | -2.271 | 2.400 | 9.60 |
| PL(4,0) | -0.001 | 0.000 | 0.027 | -2.400 | 2.582 | 10.90 |
| JOH | -0.005 | 0.000 | -0.007 | -2.438 | 2.562 | 11.70 |
| FM-S | 0.039 | 0.017 | 0.318 | -2.727 | 3.699 | 20.75 |
| FM-PW | 0.025 | 0.011 | 0.167 | -2.366 | 2.975 | 13.05 |
| Panel B | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | $t_{0.025}$ | $t_{0.975}$ | Size |
| OLS | 0.039 | 0.028 | 1.497 | -2.909 | 5.840 | 47.40 |
| DOLS(1) | 0.028 | 0.020 | 0.743 | -2.364 | 3.870 | 24.80 |
| DOLS(4) | 0.010 | 0.007 | 0.246 | -3.046 | 3.408 | 21.70 |
| DGLS(1) | 0.074 | 0.051 | 1.362 | -1.196 | 3.860 | 31.95 |
| DGLS(4) | 0.018 | 0.012 | 0.317 | -2.013 | 2.604 | 10.20 |
| ADL(1,2) | 0.003 | 0.003 | 0.087 | -2.236 | 2.451 | 9.55 |
| ADL(4,4) | 0.001 | 0.002 | 0.081 | -2.395 | 2.557 | 11.05 |
| PL(1,0) | 0.003 | 0.003 | 0.087 | -2.236 | 2.451 | 9.55 |
| PL(4,0) | 0.000 | 0.002 | 0.051 | -2.445 | 2.519 | 11.10 |
| JOH | 0.000 | 0.000 | 0.049 | -2.316 | 2.482 | 9.85 |
| FM-S | 0.048 | 0.031 | 0.381 | -2.567 | 3.573 | 20.25 |
| FM-PW | 0.031 | 0.018 | 0.214 | -2.352 | 3.069 | 13.25 |

Πίνακας 1F

| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | $t_{0.025}$ | $t_{0.975}$ | Size |
|-----------|-----------|-------------|--------|-------------|-------------|-------|
| OLS | 0.141 | 0.120 | 3.406 | -0.978 | 7.781 | 76.15 |
| DOLS(1) | 0.100 | 0.085 | 2.097 | -0.891 | 5.512 | 52.55 |
| DOLS(4) | 0.036 | 0.029 | 1.101 | -2.005 | 4.532 | 30.55 |
| DGLS(1) | 0.631 | 0.634 | 8.183 | 5.799 | 10.892 | 99.85 |
| DGLS(4) | 0.084 | 0.065 | 1.451 | -0.807 | 3.717 | 32.35 |
| ADL(1,2) | 0.004 | 0.003 | 0.136 | -1.875 | 2.416 | 7.40 |
| ADL(4,4) | 0.003 | 0.002 | 0.116 | -1.971 | 2.553 | 8.40 |
| PL(1,0) | 0.004 | 0.003 | 0.136 | -1.875 | 2.416 | 7.40 |
| PL(4,0) | 0.003 | 0.002 | 0.136 | -2.027 | 2.603 | 9.35 |
| JOH | 0.000 | 0.000 | 0.036 | -2.040 | 2.234 | 7.15 |
| FM-S | 0.070 | 0.050 | 1.289 | -1.364 | 4.523 | 31.20 |
| FM-PW | 0.022 | 0.015 | 0.424 | -1.783 | 2.901 | 12.00 |

Πίνακας 2Α

| Panel A | | | | | | |
|-----------|-----------|-------------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.031 | 0.021 | 0.832 | -1.456 | 3.164 | 16.90 |
| DOLS(1) | 0.004 | 0.002 | 0.085 | -2.207 | 2.376 | 9.90 |
| DOLS(4) | -0.001 | -0.001 | -0.032 | -2.370 | 2.312 | 9.70 |
| DGLS(1) | 0.006 | 0.003 | 0.113 | -2.199 | 2.325 | 8.20 |
| DGLS(4) | -0.001 | -0.001 | -0.026 | -2.310 | 2.127 | 8.10 |
| ADL(1,2) | 0.001 | 0.000 | 0.015 | -2.211 | 2.301 | 8.50 |
| ADL(4,4) | 0.000 | 0.000 | -0.002 | -2.315 | 2.313 | 8.85 |
| PL(1,0) | 0.001 | 0.000 | 0.015 | -2.211 | 2.301 | 8.50 |
| PL(4,0) | -0.001 | -0.001 | -0.024 | -2.333 | 2.260 | 9.10 |
| JOH | 0.000 | 0.000 | -0.010 | -2.215 | 2.045 | 6.75 |
| FM-S | 0.016 | 0.009 | 0.13 | -2.130 | 2.43 | 9.60 |
| FM-PW | 0.015 | 0.009 | 0.126 | -2.163 | 2.508 | 9.80 |
| Panel B | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.029 | 0.020 | 0.798 | -1.379 | 3.011 | 14.85 |
| DOLS(1) | 0.003 | 0.001 | 0.047 | -2.249 | 2.380 | 9.75 |
| DOLS(4) | -0.001 | -0.001 | -0.035 | -2.352 | 2.307 | 8.85 |
| DGLS(1) | 0.004 | 0.002 | 0.071 | -2.122 | 2.226 | 7.65 |
| DGLS(4) | -0.001 | -0.001 | -0.028 | -2.174 | 2.118 | 7.40 |
| ADL(1,2) | -0.001 | -0.001 | -0.026 | -2.274 | 2.212 | 7.50 |
| ADL(4,4) | 0.000 | 0.000 | -0.004 | -2.373 | 2.337 | 8.70 |
| PL(1,0) | -0.001 | -0.001 | -0.026 | -2.274 | 2.212 | 7.50 |
| PL(4,0) | -0.001 | -0.001 | -0.026 | -2.319 | 2.300 | 8.75 |
| JOH | -0.001 | 0.000 | -0.014 | -2.104 | 2.009 | 6.00 |
| FM-S | 0.016 | 0.010 | 0.133 | -2.034 | 2.338 | 8.55 |
| FM-PW | 0.015 | 0.009 | 0.128 | -2.025 | 2.400 | 8.45 |
| Panel C | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.053 | 0.042 | 1.540 | -0.522 | 3.485 | 32.75 |
| DOLS(1) | 0.006 | 0.004 | 0.377 | -1.892 | 2.583 | 10.50 |
| DOLS(4) | 0.000 | 0.000 | 0.018 | -2.209 | 2.342 | 8.85 |
| DGLS(1) | 0.006 | 0.005 | 0.365 | -1.654 | 2.355 | 7.45 |
| DGLS(4) | 0.000 | 0.000 | 0.011 | -1.981 | 2.060 | 5.75 |
| ADL(1,2) | 0.000 | 0.001 | 0.026 | -1.989 | 1.989 | 5.60 |
| ADL(4,4) | 0.000 | 0.001 | 0.041 | -2.023 | 2.319 | 7.10 |
| PL(1,0) | 0.000 | 0.001 | 0.026 | -1.989 | 1.989 | 5.60 |
| PL(4,0) | 0.000 | 0.001 | 0.029 | -2.115 | 2.281 | 8.25 |
| JOH | 0.000 | 0.000 | 0.012 | -1.987 | 2.091 | 5.45 |
| FM-S | 0.008 | 0.005 | 0.411 | -1.651 | 2.430 | 8.45 |
| FM-PW | 0.008 | 0.005 | 0.325 | -1.682 | 2.382 | 6.50 |

Πίνακας 2B

| Panel A | | | | | | |
|-----------|-----------|-------------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.046 | 0.032 | 1.017 | -2.159 | 4.206 | 28.95 |
| DOLS(1) | 0.021 | 0.012 | 0.324 | -2.153 | 2.642 | 12.65 |
| DOLS(4) | 0.004 | 0.001 | 0.020 | -2.440 | 2.419 | 11.65 |
| DGLS(1) | 0.032 | 0.018 | 0.446 | -1.898 | 2.770 | 11.80 |
| DGLS(4) | 0.007 | 0.002 | 0.055 | -2.309 | 2.338 | 9.10 |
| ADL(1,2) | 0.011 | 0.004 | 0.112 | -2.206 | 2.422 | 9.40 |
| ADL(4,4) | 0.003 | 0.000 | 0.019 | -2.283 | 2.336 | 8.85 |
| PL(1,0) | 0.011 | 0.004 | 0.112 | -2.206 | 2.422 | 9.40 |
| PL(4,0) | 0.042 | -0.001 | -0.014 | -2.284 | 2.294 | 9.00 |
| JOH | 0.000 | 0.000 | -0.001 | -2.320 | 2.224 | 9.15 |
| FM-S | 0.028 | 0.016 | 0.184 | -2.313 | 2.648 | 12.25 |
| FM-PW | 0.023 | 0.011 | 0.139 | -2.285 | 2.614 | 10.60 |
| Panel B | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.036 | 0.027 | 0.937 | -1.729 | 3.608 | 23.10 |
| DOLS(1) | 0.011 | 0.006 | 0.230 | -2.084 | 2.557 | 10.15 |
| DOLS(4) | -0.001 | -0.001 | -0.033 | -2.476 | 2.293 | 9.90 |
| DGLS(1) | 0.017 | 0.009 | 0.311 | -1.907 | 2.450 | 8.00 |
| DGLS(4) | -0.001 | -0.001 | -0.024 | -2.229 | 2.072 | 7.25 |
| ADL(1,2) | -0.001 | -0.001 | -0.023 | -2.142 | 2.226 | 7.20 |
| ADL(4,4) | 0.000 | -0.001 | 0.005 | -2.340 | 2.233 | 8.65 |
| PL(1,0) | -0.001 | -0.001 | -0.023 | -2.142 | 2.226 | 7.20 |
| PL(4,0) | -0.001 | -0.001 | -0.019 | -2.307 | 2.249 | 8.80 |
| JOH | -0.001 | 0.000 | -0.013 | -2.101 | 2.015 | 6.10 |
| FM-S | 0.026 | 0.016 | 0.188 | -2.217 | 2.579 | 11.60 |
| FM-PW | 0.021 | 0.010 | 0.136 | -2.130 | 2.476 | 9.35 |
| Panel C | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.067 | 0.054 | 1.906 | -0.649 | 4.291 | 48.40 |
| DOLS(1) | 0.021 | 0.017 | 1.008 | -1.372 | 3.495 | 21.45 |
| DOLS(4) | 0.001 | 0.001 | 0.051 | -2.332 | 2.463 | 10.60 |
| DGLS(1) | 0.033 | 0.026 | 1.221 | -0.841 | 3.263 | 22.80 |
| DGLS(4) | 0.001 | 0.001 | 0.046 | -2.000 | 2.123 | 6.20 |
| ADL(1,2) | 0.001 | 0.001 | 0.051 | -1.987 | 2.148 | 6.20 |
| ADL(4,4) | 0.001 | 0.001 | 0.051 | -2.017 | 2.345 | 7.15 |
| PL(1,0) | 0.001 | 0.001 | 0.051 | -1.987 | 2.148 | 6.20 |
| PL(4,0) | 0.001 | 0.001 | 0.056 | -2.105 | 2.305 | 8.25 |
| JOH | 0.000 | 0.000 | 0.015 | -1.977 | 2.078 | 5.60 |
| FM-S | 0.017 | 0.011 | 0.628 | -1.502 | 2.871 | 12.25 |
| FM-PW | 0.008 | 0.005 | 0.291 | -1.691 | 2.427 | 6.80 |

Πίνακας 2C

| Panel A | | | | | | |
|-----------|-----------|-------------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.201 | 0.060 | 0.939 | -3.328 | 5.124 | 40.95 |
| DOLS(1) | 0.201 | 0.042 | 0.423 | -2.070 | 2.638 | 13.85 |
| DOLS(4) | 0.216 | 0.019 | 0.189 | -2.237 | 2.449 | 12.15 |
| DGLS(1) | 0.268 | 0.070 | 0.571 | -1.724 | 2.941 | 12.20 |
| DGLS(4) | 0.428 | 0.035 | 0.284 | -2.044 | 2.563 | 9.95 |
| ADL(1,2) | 0.099 | 0.024 | 0.206 | -1.972 | 2.531 | 8.80 |
| ADL(4,4) | 0.028 | 0.010 | 0.133 | -2.224 | 2.599 | 9.70 |
| PL(1,0) | 0.096 | 0.024 | 0.205 | -1.972 | 2.531 | 8.80 |
| PL(4,0) | 0.025 | 0.006 | 0.088 | -2.305 | 2.514 | 9.90 |
| JOH | 0.105 | 0.004 | 0.077 | -2.230 | 2.398 | 9.90 |
| FM-S | 0.053 | 0.027 | 0.231 | -2.363 | 3.044 | 13.90 |
| FM-PW | 0.043 | 0.020 | 0.157 | -2.26 | 2.714 | 11.00 |
| Panel B | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.048 | 0.036 | 1.077 | -2.217 | 4.377 | 31.90 |
| DOLS(1) | 0.024 | 0.015 | 0.408 | -2.074 | 2.779 | 12.60 |
| DOLS(4) | 0.001 | 0.001 | 0.005 | -2.572 | 2.427 | 11.00 |
| DGLS(1) | 0.047 | 0.030 | 0.637 | -1.606 | 2.791 | 11.70 |
| DGLS(4) | 0.004 | 0.002 | 0.034 | -2.111 | 2.102 | 6.85 |
| ADL(1,2) | 0.000 | 0.000 | 0.005 | -2.166 | 2.115 | 6.70 |
| ADL(4,4) | 0.001 | 0.000 | 0.027 | -2.217 | 2.295 | 8.20 |
| PL(1,0) | 0.000 | 0.000 | 0.005 | -2.166 | 2.115 | 6.70 |
| PL(4,0) | 0.001 | -0.001 | 0.000 | -2.261 | 2.284 | 9.00 |
| JOH | -0.001 | 0.000 | 0.005 | -2.042 | 2.141 | 6.15 |
| FM-S | 0.047 | 0.025 | 0.236 | -2.292 | 2.886 | 13.65 |
| FM-PW | 0.035 | 0.017 | 0.150 | -2.208 | 2.607 | 10.05 |
| Panel C | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.090 | 0.075 | 2.440 | -0.818 | 5.519 | 63.40 |
| DOLS(1) | 0.046 | 0.037 | 1.508 | -1.022 | 4.275 | 34.75 |
| DOLS(4) | 0.006 | 0.005 | 0.280 | -2.366 | 2.918 | 15.00 |
| DGLS(1) | 0.265 | 0.289 | 3.994 | 0.291 | 7.472 | 80.50 |
| DGLS(4) | 0.009 | 0.007 | 0.313 | -1.813 | 2.472 | 7.95 |
| ADL(1,2) | 0.001 | 0.002 | 0.081 | -1.958 | 2.241 | 6.75 |
| ADL(4,4) | 0.001 | 0.001 | 0.070 | -2.047 | 2.366 | 7.70 |
| PL(1,0) | 0.001 | 0.002 | 0.081 | -1.958 | 2.241 | 6.75 |
| PL(4,0) | 0.001 | 0.001 | 0.084 | -2.060 | 2.418 | 8.30 |
| JOH | 0.000 | 0.000 | 0.021 | -1.984 | 2.098 | 6.05 |
| FM-S | 0.032 | 0.022 | 0.871 | -1.397 | 3.309 | 19.00 |
| FM-PW | 0.011 | 0.007 | 0.311 | -1.714 | 2.539 | 7.90 |

Πίνακας 2D

| Panel B | | | | | | |
|-----------|-----------|-------------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.071 | 0.054 | 1.187 | -2.836 | 5.184 | 39.00 |
| DOLS(1) | 0.049 | 0.035 | 0.558 | -2.017 | 3.145 | 16.25 |
| DOLS(4) | 0.012 | 0.008 | 0.117 | -2.504 | 2.665 | 14.50 |
| DGLS(1) | 0.112 | 0.079 | 0.962 | -1.269 | 3.246 | 19.05 |
| DGLS(4) | 0.029 | 0.016 | 0.199 | -1.991 | 2.378 | 7.90 |
| ADL(1,2) | 0.007 | 0.006 | 0.080 | -2.069 | 2.324 | 7.60 |
| ADL(4,4) | 0.007 | 0.002 | 0.074 | -2.186 | 2.452 | 9.00 |
| PL(1,0) | -0.067 | 0.006 | 0.080 | -2.069 | 2.324 | 7.60 |
| PL(4,0) | -0.076 | 0.000 | 0.042 | -2.242 | 2.431 | 9.35 |
| JOH | -0.011 | 0.001 | 0.047 | -2.078 | 2.314 | 7.85 |
| FM-S | 0.109 | 0.051 | 0.292 | -2.555 | 3.305 | 17.40 |
| FM-PW | 0.095 | 0.034 | 0.185 | -2.129 | 2.714 | 10.55 |

| Panel C | | | | | | |
|-----------|-----------|-------------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.141 | 0.120 | 3.406 | -0.978 | 7.781 | 76.15 |
| DOLS(1) | 0.100 | 0.085 | 2.097 | -0.891 | 5.512 | 52.55 |
| DOLS(4) | 0.036 | 0.029 | 1.101 | -2.005 | 4.532 | 30.55 |
| DGLS(1) | 0.631 | 0.634 | 8.183 | 5.799 | 10.892 | 99.85 |
| DGLS(4) | 0.084 | 0.065 | 1.451 | -0.807 | 3.717 | 32.35 |
| ADL(1,2) | 0.004 | 0.003 | 0.136 | -1.875 | 2.416 | 7.40 |
| ADL(4,4) | 0.003 | 0.002 | 0.116 | -1.971 | 2.553 | 8.40 |
| PL(1,0) | 0.004 | 0.003 | 0.136 | -1.875 | 2.416 | 7.40 |
| PL(4,0) | 0.003 | 0.002 | 0.136 | -2.027 | 2.603 | 9.35 |
| JOH | 0.000 | 0.000 | 0.036 | -2.040 | 2.234 | 7.15 |
| FM-S | 0.070 | 0.050 | 1.289 | -1.364 | 4.523 | 31.20 |
| FM-PW | 0.022 | 0.015 | 0.424 | -1.783 | 2.901 | 12.00 |

Πίνακας 2E

| Panel C | | | | | | |
|-----------|-----------|-------------|--------|--------------------|--------------------|--------|
| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.318 | 0.307 | 6.642 | -1.429 | 16.013 | 88.15 |
| DOLS(1) | 0.289 | 0.275 | 3.879 | -1.021 | 10.029 | 76.95 |
| DOLS(4) | 0.217 | 0.202 | 3.408 | -1.529 | 9.644 | 71.60 |
| DGLS(1) | 0.826 | 0.827 | 11.957 | 8.838 | 15.547 | 100.00 |
| DGLS(4) | 0.606 | 0.607 | 5.721 | 3.259 | 8.462 | 99.80 |
| ADL(1,2) | 0.026 | 0.028 | 0.429 | -1.644 | 3.563 | 13.20 |
| ADL(4,4) | 0.006 | 0.022 | 0.401 | -1.730 | 3.672 | 13.15 |
| PL(1,0) | 0.026 | 0.028 | 0.429 | -1.644 | 3.563 | 13.20 |
| PL(4,0) | 0.007 | 0.027 | 0.422 | -1.757 | 3.790 | 14.20 |
| JOH | -0.008 | 0.002 | 0.162 | -2.244 | 3.281 | 13.65 |
| FM-S | 0.247 | 0.217 | 3.521 | -1.636 | 14.148 | 62.25 |
| FM-PW | 0.110 | 0.090 | 1.085 | -2.266 | 5.251 | 32.15 |

Πίνακας 3Α

| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
|-----------|-----------|-------------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| OLS | 0.061 | 0.049 | 1.724 | -0.775 | 4.291 | 41.40 |
| DOLS(1) | 0.019 | 0.014 | 0.683 | -1.703 | 3.165 | 14.75 |
| DOLS(4) | 0.000 | 0.001 | 0.002 | -2.614 | 2.554 | 11.55 |
| DGLS(1) | 0.030 | 0.022 | 0.862 | -1.258 | 3.025 | 14.90 |
| DGLS(4) | 0.001 | 0.001 | 0.012 | -2.21 | 2.149 | 7.20 |
| ADL(1,2) | 0.000 | 0.000 | 0.022 | -2.092 | 2.206 | 7.30 |
| ADL(4,4) | 0.000 | 0.001 | 0.025 | -2.223 | 2.361 | 8.55 |
| PL(1,0) | 0.000 | 0.000 | 0.022 | -2.092 | 2.206 | 7.30 |
| PL(4,0) | 0.000 | 0.000 | 0.018 | -2.305 | 2.382 | 8.85 |
| JOH | 0.000 | 0.000 | -0.008 | -2.085 | 2.035 | 6.40 |
| FM-S | 0.037 | 0.025 | 0.314 | -1.971 | 2.853 | 11.10 |
| FM-PW | 0.025 | 0.017 | 0.202 | -1.941 | 2.654 | 8.80 |

Πίνακας 3Β

| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
|-----------|-----------|-------------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| OLS | 0.063 | 0.051 | 1.765 | -0.827 | 4.428 | 43.15 |
| DOLS(1) | 0.021 | 0.016 | 0.711 | -1.740 | 3.109 | 15.40 |
| DOLS(4) | 0.001 | 0.001 | 0.024 | -2.546 | 2.532 | 12.15 |
| DGLS(1) | 0.035 | 0.025 | 0.931 | -1.191 | 3.214 | 16.35 |
| DGLS(4) | 0.002 | 0.001 | 0.037 | -2.150 | 2.209 | 7.70 |
| ADL(1,2) | 0.002 | 0.001 | 0.060 | -2.039 | 2.246 | 7.35 |
| ADL(4,4) | 0.001 | 0.001 | 0.030 | -2.176 | 2.393 | 8.45 |
| PL(1,0) | 0.002 | 0.001 | 0.060 | -2.039 | 2.246 | 7.35 |
| PL(4,0) | 0.000 | 0.000 | 0.022 | -2.289 | 2.400 | 9.10 |
| JOH | 0.000 | 0.000 | -0.011 | -2.160 | 2.133 | 7.70 |
| FM-S | 0.041 | 0.028 | 0.338 | -2.006 | 2.931 | 12.30 |
| FM-PW | 0.030 | 0.020 | 0.235 | -1.965 | 2.639 | 10.05 |

Πίνακας 3C

| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
|-----------|-----------|-------------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| OLS | 0.067 | 0.054 | 1.822 | -0.954 | 4.691 | 46.10 |
| DOLS(1) | 0.025 | 0.019 | 0.737 | -1.663 | 3.143 | 16.25 |
| DOLS(4) | 0.003 | 0.002 | 0.070 | -2.457 | 2.582 | 13.05 |
| DGLS(1) | 0.046 | 0.029 | 1.042 | -1.227 | 3.518 | 20.80 |
| DGLS(4) | 0.005 | 0.003 | 0.099 | -2.162 | 2.313 | 8.15 |
| ADL(1,2) | 0.004 | 0.003 | 0.114 | -2.045 | 2.329 | 7.75 |
| ADL(4,4) | 0.001 | 0.000 | 0.041 | -2.149 | 2.310 | 8.35 |
| PL(1,0) | 0.004 | 0.003 | 0.114 | -2.045 | 2.329 | 7.75 |
| PL(4,0) | 0.001 | 0.000 | 0.030 | -2.201 | 2.291 | 9.25 |
| JOH | 0.000 | 0.000 | -0.009 | -2.286 | 2.291 | 10.25 |
| FM-S | 0.049 | 0.033 | 0.372 | -2.029 | 3.052 | 13.85 |
| FM-PW | 0.040 | 0.026 | 0.285 | -2.035 | 2.844 | 11.65 |

Πίνακας 3D

| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
|-----------|-----------|-------------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| OLS | 0.080 | 0.062 | 1.896 | -1.551 | 5.444 | 49.70 |
| DOLS(1) | 0.039 | 0.024 | 0.753 | -1.735 | 3.045 | 17.50 |
| DOLS(4) | 0.014 | 0.006 | 0.189 | -2.380 | 2.672 | 14.25 |
| DGLS(1) | 0.086 | 0.046 | 1.252 | -1.272 | 4.093 | 28.60 |
| DGLS(4) | 0.031 | 0.010 | 0.285 | -2.054 | 2.654 | 10.60 |
| ADL(1,2) | 0.013 | 0.006 | 0.198 | -1.910 | 2.516 | 8.50 |
| ADL(4,4) | 0.007 | 0.002 | 0.084 | -2.044 | 2.369 | 8.55 |
| PL(1,0) | 0.013 | 0.006 | 0.198 | -1.910 | 2.516 | 8.50 |
| PL(4,0) | 0.103 | 0.001 | 0.063 | -2.244 | 2.412 | 9.85 |
| JOH | -0.001 | 0.001 | 0.010 | -2.582 | 2.566 | 14.05 |
| FM-S | 0.088 | 0.046 | 0.452 | -2.177 | 3.505 | 17.15 |
| FM-PW | 0.081 | 0.042 | 0.370 | -2.163 | 3.252 | 14.75 |

Πίνακας 3E

| Εκτιμητής | Mean bias | Median bias | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
|-----------|-----------|-------------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| OLS | 0.067 | 0.054 | 1.906 | -0.649 | 4.291 | 48.40 |
| DOLS(1) | 0.021 | 0.017 | 1.007 | -1.372 | 3.494 | 21.45 |
| DOLS(4) | 0.001 | 0.001 | 0.051 | -2.332 | 2.463 | 10.60 |
| DGLS(1) | 0.033 | 0.026 | 1.221 | -0.841 | 3.263 | 22.80 |
| DGLS(4) | 0.001 | 0.001 | 0.046 | -2.000 | 2.123 | 6.20 |
| ADL(1,2) | 0.001 | 0.001 | 0.051 | -1.987 | 2.148 | 6.20 |
| ADL(4,4) | 0.001 | 0.001 | 0.051 | -2.017 | 2.345 | 7.15 |
| PL(1,0) | 0.001 | 0.001 | 0.051 | -1.987 | 2.148 | 6.20 |
| PL(4,0) | 0.001 | 0.001 | 0.056 | -2.105 | 2.305 | 8.25 |
| JOH | 0.000 | 0.000 | 0.015 | -1.977 | 2.078 | 5.60 |
| FM-S | 0.017 | 0.011 | 0.628 | -1.502 | 2.871 | 12.25 |
| FM-PW | 0.008 | 0.005 | 0.291 | -1.691 | 2.427 | 6.80 |

Παράρτημα Ε

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ 6

Ε.1 Πίνακες: Εκτιμήσεις

| Αυστραλία | | | | | | | Αυστρία | | |
|-------------|----------|-------|---------|----------|-------|---------|---------|--|--|
| Εκτιμητής | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | | | |
| OLS | 0.603 | 0.270 | -1.471 | 0.806 | 0.116 | -1.672 | | | |
| ADL(1,2) | 0.589 | 0.251 | -1.635 | 0.960 | 0.127 | -0.316 | | | |
| ADL(4,4) | 0.276 | 0.913 | -0.794 | 1.057 | 0.107 | 0.530 | | | |
| AADL(1,2,1) | 0.720 | 0.239 | -1.170 | 0.930 | 0.132 | -0.533 | | | |
| AADL(4,4,4) | 0.826 | 0.426 | -0.409 | 1.076 | 0.119 | 0.637 | | | |
| DOLS 1 | 0.899 | 0.219 | -0.460 | 0.826 | 0.122 | -1.432 | | | |
| DOLS 4 | 0.739 | 0.264 | -0.988 | 1.012 | 0.092 | 0.135 | | | |
| DOLS(1,1) | 0.966 | 0.254 | -0.133 | 0.794 | 0.120 | -1.723 | | | |
| DOLS(4,4) | 0.902 | 0.246 | -0.398 | 1.035 | 0.117 | 0.296 | | | |
| DGLS 1 | 0.935 | 0.196 | -0.333 | 1.037 | 0.132 | 0.278 | | | |
| DGLS 4 | 0.468 | 0.281 | -1.891 | 1.007 | 0.137 | 0.052 | | | |
| DGLS (1,1) | 1.007 | 0.305 | 0.022 | 0.962 | 0.097 | -0.394 | | | |
| DGLS (4,4) | 0.798 | 0.255 | -0.790 | 0.961 | 0.126 | -0.310 | | | |
| PL(1,0) | 0.589 | 0.251 | -1.635 | 0.960 | 0.127 | -0.316 | | | |
| PL(4,0) | 0.622 | 0.650 | -0.581 | 1.061 | 0.169 | 0.360 | | | |
| PL(1,1) | 0.720 | 0.239 | -1.170 | 0.930 | 0.132 | -0.533 | | | |
| PL(4,4) | 0.918 | 0.428 | -0.192 | 1.090 | 0.183 | 0.493 | | | |
| JOH(1) | 0.812 | 0.209 | -0.896 | 0.868 | 0.098 | -1.343 | | | |
| JOH(4) | 0.802 | 0.195 | -1.016 | 0.907 | 0.124 | -0.752 | | | |
| FM-S-A | 0.777 | 0.157 | -1.419 | 0.826 | 0.091 | -1.924 | | | |
| FM-PW-A | 0.685 | 0.168 | -1.874 | 0.673 | 0.105 | -3.121 | | | |
| Βέλγιο | | | | | | | Καναδάς | | |
| Εκτιμητής | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | | | |
| OLS | 0.560 | 0.083 | -5.319 | 0.662 | 0.090 | -3.748 | | | |
| ADL(1,2) | 0.692 | 0.179 | -1.722 | 0.798 | 0.225 | -0.899 | | | |
| ADL(4,4) | 0.692 | 0.135 | -2.279 | 0.714 | 0.243 | -1.178 | | | |
| AADL(1,2,1) | 0.659 | 0.180 | -1.895 | 0.627 | 0.197 | -1.894 | | | |
| AADL(4,4,4) | 0.524 | 0.157 | -3.041 | 0.221 | 0.339 | -2.298 | | | |
| DOLS 1 | 0.570 | 0.068 | -6.369 | 0.665 | 0.088 | -3.829 | | | |
| DOLS 4 | 0.636 | 0.074 | -4.903 | 0.655 | 0.158 | -2.183 | | | |
| DOLS(1,1) | 0.547 | 0.071 | -6.375 | 0.550 | 0.121 | -3.730 | | | |
| DOLS(4,4) | 0.557 | 0.126 | -3.505 | 0.254 | 0.234 | -3.185 | | | |
| DGLS 1 | 0.580 | 0.131 | -3.206 | 0.741 | 0.149 | -1.742 | | | |
| DGLS 4 | 0.654 | 0.141 | -2.450 | 0.856 | 0.245 | -0.588 | | | |
| DGLS (1,1) | 0.553 | 0.114 | -3.933 | 0.547 | 0.123 | -3.686 | | | |
| DGLS (4,4) | 0.535 | 0.162 | -2.866 | 0.290 | 0.238 | -2.981 | | | |
| PL(1,0) | 0.692 | 0.179 | -1.722 | 0.798 | 0.225 | -0.899 | | | |
| PL(4,0) | 0.657 | 0.156 | -2.201 | 0.574 | 0.148 | -2.885 | | | |
| PL(1,1) | 0.659 | 0.180 | -1.895 | 0.627 | 0.197 | -1.894 | | | |
| PL(4,4) | 0.359 | 0.211 | -3.037 | 0.378 | 0.172 | -3.626 | | | |
| JOH(1) | 0.409 | 0.136 | -4.365 | 0.315 | 0.163 | -4.216 | | | |
| JOH(4) | 0.277 | 0.192 | -3.772 | 0.407 | 0.177 | -3.363 | | | |
| FM-S-A | 0.576 | 0.112 | -3.771 | 0.565 | 0.154 | -2.825 | | | |
| FM-PW-A | 0.562 | 0.118 | -3.708 | 0.473 | 0.156 | -3.370 | | | |

| Εκτιμητής | Δανία | | | Φινλανδία | | |
|-------------|----------|-------|---------|-----------|-------|---------|
| | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. |
| OLS | 0.641 | 0.136 | -2.643 | 0.946 | 0.186 | -0.289 |
| ADL(1,2) | 0.849 | 0.367 | -0.412 | 1.804 | 0.483 | 1.664 |
| ADL(4,4) | 0.931 | 0.383 | -0.180 | 2.524 | 0.989 | 1.541 |
| AADL(1,2,1) | 0.629 | 0.356 | -1.043 | 1.526 | 0.314 | 1.674 |
| AADL(4,4,4) | 0.943 | 0.671 | -0.085 | 1.225 | 0.539 | 0.418 |
| DOLS 1 | 0.680 | 0.154 | -2.077 | 1.245 | 0.203 | 1.206 |
| DOLS 4 | 0.721 | 0.198 | -1.412 | 1.814 | 0.183 | 4.446 |
| DOLS(1,1) | 0.623 | 0.165 | -2.291 | 1.268 | 0.216 | 1.241 |
| DOLS(4,4) | 0.779 | 0.276 | -0.802 | 1.462 | 0.353 | 1.308 |
| DGLS 1 | 0.827 | 0.209 | -0.828 | 1.169 | 0.161 | 1.048 |
| DGLS 4 | 0.684 | 0.302 | -1.048 | 1.389 | 0.319 | 1.221 |
| DGLS (1,1) | 0.644 | 0.170 | -2.097 | 1.093 | 0.223 | 0.418 |
| DGLS (4,4) | 0.539 | 0.310 | -1.490 | 1.157 | 0.335 | 0.468 |
| PL(1,0) | 0.849 | 0.367 | -0.412 | 1.804 | 0.483 | 1.664 |
| PL(4,0) | 1.149 | 0.433 | 0.345 | 2.278 | 0.509 | 2.512 |
| PL(1,1) | 0.629 | 0.356 | -1.043 | 1.526 | 0.314 | 1.674 |
| PL(4,4) | 1.318 | 0.828 | 0.384 | 1.345 | 0.486 | 0.709 |
| JOH(1) | 0.226 | 0.364 | -2.127 | 0.183 | 0.414 | -1.973 |
| JOH(4) | 0.436 | 0.249 | -2.268 | -6.249 | 1.553 | -4.669 |
| FM-S-A | 0.675 | 0.206 | -1.579 | 1.036 | 0.226 | 0.159 |
| FM-PW-A | 0.459 | 0.225 | -2.407 | 0.911 | 0.274 | -0.324 |

| Εκτιμητής | Γαλλία | | | Γερμανία | | |
|-------------|----------|-------|---------|----------|-------|---------|
| | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. |
| OLS | 0.856 | 0.055 | -2.638 | 0.661 | 0.116 | -2.923 |
| ADL(1,2) | 0.928 | 0.074 | -0.971 | 0.876 | 0.266 | -0.466 |
| ADL(4,4) | 0.900 | 0.079 | -1.267 | 0.663 | 0.154 | -2.186 |
| AADL(1,2,1) | 0.897 | 0.074 | -1.397 | 0.769 | 0.270 | -0.855 |
| AADL(4,4,4) | 0.847 | 0.073 | -2.110 | 0.655 | 0.253 | -1.367 |
| DOLS 1 | 0.880 | 0.051 | -2.384 | 0.731 | 0.136 | -1.985 |
| DOLS 4 | 0.897 | 0.069 | -1.482 | 0.702 | 0.189 | -1.574 |
| DOLS(1,1) | 0.874 | 0.044 | -2.849 | 0.677 | 0.161 | -2.005 |
| DOLS(4,4) | 0.832 | 0.086 | -1.955 | 0.694 | 0.301 | -1.017 |
| DGLS 1 | 0.855 | 0.076 | -1.908 | 0.838 | 0.160 | -1.014 |
| DGLS 4 | 0.890 | 0.089 | -1.243 | 0.725 | 0.247 | -1.112 |
| DGLS (1,1) | 0.842 | 0.070 | -2.271 | 0.747 | 0.211 | -1.198 |
| DGLS (4,4) | 0.873 | 0.101 | -1.262 | 0.446 | 0.314 | -1.768 |
| PL(1,0) | 0.928 | 0.074 | -0.971 | 0.876 | 0.266 | -0.466 |
| PL(4,0) | 0.891 | 0.082 | -1.328 | 0.789 | 0.159 | -1.322 |
| PL(1,1) | 0.897 | 0.074 | -1.397 | 0.769 | 0.270 | -0.855 |
| PL(4,4) | 0.830 | 0.070 | -2.449 | 0.866 | 0.217 | -0.619 |
| JOH(1) | 0.958 | 0.059 | -0.716 | 0.549 | 0.143 | -3.161 |
| JOH(4) | 0.839 | 0.086 | -1.865 | 0.369 | 0.228 | -2.770 |
| FM-S-A | 0.903 | 0.055 | -1.749 | 0.737 | 0.100 | -2.633 |
| FM-PW-A | 0.922 | 0.063 | -1.239 | 0.638 | 0.175 | -2.075 |

| Ελλάδα | | | | | | | Ισλανδία | | |
|-------------|----------|-------|---------|----------|-------|---------|----------|--|--|
| Εκτιμητής | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | | | |
| OLS | 0.844 | 0.061 | -2.549 | 0.724 | 0.133 | -2.085 | | | |
| ADL(1,2) | 0.939 | 0.055 | -1.114 | 0.827 | 0.183 | -0.948 | | | |
| ADL(4,4) | 0.889 | 0.046 | -2.412 | 0.947 | 0.166 | -0.319 | | | |
| AADL(1,2,1) | 0.926 | 0.060 | -1.232 | 0.893 | 0.189 | -0.567 | | | |
| AADL(4,4,4) | 0.890 | 0.059 | -1.876 | 1.018 | 0.186 | 0.095 | | | |
| DOLS 1 | 0.896 | 0.044 | -2.360 | 0.793 | 0.144 | -1.446 | | | |
| DOLS 4 | 0.903 | 0.063 | -1.556 | 0.948 | 0.186 | -0.277 | | | |
| DOLS(1,1) | 0.883 | 0.046 | -2.538 | 0.906 | 0.157 | -0.598 | | | |
| DOLS(4,4) | 0.879 | 0.086 | -1.401 | 1.151 | 0.260 | 0.582 | | | |
| DGLS 1 | 0.943 | 0.054 | -1.066 | -0.020 | 0.301 | -3.395 | | | |
| DGLS 4 | 0.861 | 0.064 | -2.173 | 0.898 | 0.270 | -0.377 | | | |
| DGLS (1,1) | 0.929 | 0.048 | -1.458 | 0.609 | 0.198 | -1.975 | | | |
| DGLS (4,4) | 0.852 | 0.075 | -1.964 | 1.119 | 0.323 | 0.367 | | | |
| PL(1,0) | 0.939 | 0.055 | -1.114 | 0.827 | 0.183 | -0.948 | | | |
| PL(4,0) | 0.878 | 0.051 | -2.377 | 0.910 | 0.194 | -0.466 | | | |
| PL(1,1) | 0.926 | 0.060 | -1.232 | 0.893 | 0.189 | -0.567 | | | |
| PL(4,4) | 0.880 | 0.068 | -1.761 | 0.950 | 0.210 | -0.238 | | | |
| JOH(1) | 0.918 | 0.049 | -1.666 | 1.136 | 0.145 | 0.939 | | | |
| JOH(4) | 0.903 | 0.055 | -1.757 | 1.043 | 0.239 | 0.181 | | | |
| FM-S-A | 0.869 | 0.049 | -2.662 | 0.965 | 0.148 | -0.233 | | | |
| FM-PW-A | 0.872 | 0.052 | -2.489 | 1.031 | 0.162 | 0.190 | | | |
| Ιρλανδία | | | | | | | Ιταλία | | |
| Εκτιμητής | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | | | |
| OLS | 0.297 | 0.270 | -2.606 | 0.936 | 0.122 | -0.528 | | | |
| ADL(1,2) | 1.460 | 0.643 | 0.715 | 1.328 | 0.256 | 1.285 | | | |
| ADL(4,4) | 2.974 | 1.814 | 1.089 | 1.614 | 0.538 | 1.141 | | | |
| AADL(1,2,1) | 1.361 | 0.658 | 0.549 | 1.206 | 0.250 | 0.824 | | | |
| AADL(4,4,4) | 1.910 | 1.422 | 0.640 | 0.973 | 0.311 | -0.087 | | | |
| DOLS 1 | 0.480 | 0.299 | -1.742 | 0.998 | 0.123 | -0.018 | | | |
| DOLS 4 | 0.975 | 0.202 | -0.123 | 1.244 | 0.177 | 1.376 | | | |
| DOLS(1,1) | 0.431 | 0.321 | -1.772 | 0.907 | 0.118 | -0.793 | | | |
| DOLS(4,4) | 0.798 | 0.236 | -0.856 | 0.957 | 0.187 | -0.228 | | | |
| DGLS 1 | 0.132 | 0.257 | -3.376 | 0.975 | 0.229 | -0.110 | | | |
| DGLS 4 | 0.867 | 0.553 | -0.241 | 1.426 | 0.246 | 1.731 | | | |
| DGLS (1,1) | 0.103 | 0.357 | -2.511 | 0.920 | 0.197 | -0.407 | | | |
| DGLS (4,4) | 0.588 | 0.504 | -0.818 | 1.035 | 0.234 | 0.150 | | | |
| PL(1,0) | 1.460 | 0.643 | 0.715 | 1.328 | 0.256 | 1.285 | | | |
| PL(4,0) | 2.525 | 1.432 | 1.065 | 1.757 | 0.699 | 1.084 | | | |
| PL(1,1) | 1.361 | 0.658 | 0.549 | 1.206 | 0.250 | 0.824 | | | |
| PL(4,4) | 1.847 | 1.298 | 0.652 | 1.039 | 0.373 | 0.105 | | | |
| JOH(1) | 1.517 | 0.531 | 0.973 | 1.184 | 0.186 | 0.993 | | | |
| JOH(4) | 1.903 | 0.613 | 1.473 | 1.060 | 0.244 | 0.246 | | | |
| FM-S-A | 0.336 | 0.237 | -2.804 | 0.988 | 0.144 | -0.086 | | | |
| FM-PW-A | 0.597 | 0.401 | -1.003 | 1.096 | 0.166 | 0.575 | | | |

| Ιαπωνία | | | | Λουξεμβούργο | | |
|-------------|----------|-------|---------|--------------|-------|---------|
| Εκτιμητής | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. |
| OLS | 0.985 | 0.053 | -0.289 | -0.117 | 0.074 | -15.160 |
| ADL(1,2) | 1.048 | 0.153 | 0.312 | -0.087 | 0.126 | -8.605 |
| ADL(4,4) | 0.945 | 0.110 | -0.506 | -0.115 | 0.093 | -11.929 |
| AADL(1,2,1) | 0.941 | 0.130 | -0.454 | -0.081 | 0.139 | -7.797 |
| AADL(4,4,4) | 0.819 | 0.199 | -0.910 | -0.204 | 0.141 | -8.554 |
| DOLS 1 | 0.960 | 0.059 | -0.669 | -0.113 | 0.076 | -14.564 |
| DOLS 4 | 0.969 | 0.086 | -0.357 | -0.121 | 0.092 | -12.174 |
| DOLS(1,1) | 0.896 | 0.055 | -1.882 | -0.105 | 0.080 | -13.804 |
| DOLS(4,4) | 0.900 | 0.137 | -0.729 | -0.272 | 0.152 | -8.362 |
| DGLS 1 | 1.051 | 0.136 | 0.373 | -0.120 | 0.094 | -11.873 |
| DGLS 4 | 1.023 | 0.176 | 0.133 | -0.107 | 0.126 | -8.767 |
| DGLS (1,1) | 0.929 | 0.108 | -0.653 | -0.113 | 0.097 | -11.511 |
| DGLS (4,4) | 0.791 | 0.253 | -0.826 | -0.244 | 0.176 | -7.087 |
| PL(1,0) | 1.048 | 0.153 | 0.312 | -0.087 | 0.126 | -8.605 |
| PL(4,0) | 0.980 | 0.131 | -0.153 | -0.132 | 0.101 | -11.206 |
| PL(1,1) | 0.941 | 0.130 | -0.454 | -0.081 | 0.139 | -7.797 |
| PL(4,4) | 0.891 | 0.213 | -0.513 | -0.254 | 0.154 | -8.165 |
| JOH(1) | 0.860 | 0.079 | -1.773 | -0.023 | 0.096 | -10.714 |
| JOH(4) | 0.735 | 0.131 | -2.025 | -0.069 | 0.114 | -9.394 |
| FM-S-A | 0.962 | 0.067 | -0.561 | -0.113 | 0.074 | -14.995 |
| FM-PW-A | 0.927 | 0.091 | -0.797 | -0.078 | 0.101 | -10.688 |
| Ολλανδία | | | | Νέα Ζηλανδία | | |
| Εκτιμητής | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. |
| OLS | 0.423 | 0.124 | -4.637 | 0.673 | 0.200 | -1.635 |
| ADL(1,2) | 1.045 | 0.332 | 0.136 | 1.333 | 0.253 | 1.318 |
| ADL(4,4) | 0.822 | 0.275 | -0.650 | 1.019 | 0.198 | 0.097 |
| AADL(1,2,1) | 1.031 | 0.363 | 0.085 | 1.316 | 0.276 | 1.144 |
| AADL(4,4,4) | 1.300 | 0.477 | 0.630 | 0.784 | 0.131 | -1.649 |
| DOLS 1 | 0.630 | 0.150 | -2.464 | 1.018 | 0.223 | 0.080 |
| DOLS 4 | 0.836 | 0.177 | -0.927 | 1.150 | 0.270 | 0.554 |
| DOLS(1,1) | 0.645 | 0.175 | -2.033 | 1.038 | 0.264 | 0.145 |
| DOLS(4,4) | 1.368 | 0.237 | 1.552 | 0.798 | 0.207 | -0.975 |
| DGLS 1 | 0.185 | 0.274 | -2.974 | 0.816 | 0.227 | -0.811 |
| DGLS 4 | 0.683 | 0.307 | -1.034 | 1.279 | 0.298 | 0.939 |
| DGLS (1,1) | 0.115 | 0.293 | -3.022 | 0.825 | 0.257 | -0.683 |
| DGLS (4,4) | 0.946 | 0.379 | -0.143 | 1.091 | 0.290 | 0.314 |
| PL(1,0) | 1.045 | 0.332 | 0.136 | 1.333 | 0.253 | 1.318 |
| PL(4,0) | 0.951 | 0.280 | -0.176 | 1.069 | 0.216 | 0.321 |
| PL(1,1) | 1.031 | 0.363 | 0.085 | 1.316 | 0.276 | 1.144 |
| PL(4,4) | 1.396 | 0.446 | 0.889 | 0.811 | 0.167 | -1.134 |
| JOH(1) | 1.106 | 0.255 | 0.416 | 1.376 | 0.197 | 1.905 |
| JOH(4) | 1.373 | 0.433 | 0.862 | 1.779 | 0.303 | 2.576 |
| FM-S-A | 0.624 | 0.229 | -1.643 | 0.832 | 0.194 | -0.867 |
| FM-PW-A | 0.716 | 0.265 | -1.071 | 1.023 | 0.221 | 0.103 |

| Εκτιμητής | Νορβηγία | | | Πορτογαλία | | |
|-------------|----------|-------|---------|------------|-------|---------|
| | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. |
| OLS | -0.132 | 0.106 | -10.693 | 0.301 | 0.157 | -4.449 |
| ADL(1,2) | 0.038 | 0.269 | -3.581 | 0.266 | 0.394 | -1.862 |
| ADL(4,4) | 0.024 | 0.209 | -4.672 | 0.228 | 0.270 | -2.864 |
| AADL(1,2,1) | -0.130 | 0.268 | -4.211 | 0.255 | 0.426 | -1.749 |
| AADL(4,4,4) | 0.093 | 0.330 | -2.748 | 0.062 | 0.207 | -4.524 |
| DOLS 1 | -0.099 | 0.114 | -9.687 | 0.322 | 0.166 | -4.094 |
| DOLS 4 | -0.057 | 0.143 | -7.415 | 0.241 | 0.121 | -6.287 |
| DOLS(1,1) | -0.153 | 0.140 | -8.257 | 0.311 | 0.176 | -3.921 |
| DOLS(4,4) | 0.024 | 0.170 | -5.745 | 0.015 | 0.229 | -4.301 |
| DGLS 1 | -0.040 | 0.144 | -7.247 | 0.386 | 0.184 | -3.345 |
| DGLS 4 | -0.046 | 0.227 | -4.606 | 0.197 | 0.303 | -2.651 |
| DGLS (1,1) | -0.197 | 0.175 | -6.844 | 0.371 | 0.261 | -2.408 |
| DGLS (4,4) | -0.092 | 0.349 | -3.126 | 0.022 | 0.436 | -2.242 |
| PL(1,0) | 0.038 | 0.269 | -3.581 | 0.266 | 0.394 | -1.862 |
| PL(4,0) | 0.022 | 0.225 | -4.344 | 0.310 | 0.266 | -2.599 |
| PL(1,1) | -0.130 | 0.268 | -4.211 | 0.255 | 0.426 | -1.749 |
| PL(4,4) | 0.043 | 0.380 | -2.520 | 0.095 | 0.215 | -4.206 |
| JOH(1) | -0.091 | 0.184 | -5.931 | -0.063 | 0.238 | -4.463 |
| JOH(4) | -0.512 | 0.221 | -6.830 | -0.322 | 0.363 | -3.643 |
| FM-S-A | -0.065 | 0.137 | -7.784 | 0.335 | 0.146 | -4.563 |
| FM-PW-A | -0.246 | 0.180 | -6.914 | 0.286 | 0.339 | -2.105 |

| Εκτιμητής | Ισπανία | | | Σουηδία | | |
|-------------|----------|-------|---------|----------|-------|---------|
| | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. |
| OLS | 0.069 | 0.118 | -7.885 | 0.651 | 0.118 | -2.954 |
| ADL(1,2) | 0.209 | 0.307 | -2.574 | 0.723 | 0.258 | -1.073 |
| ADL(4,4) | -0.147 | 0.356 | -3.226 | 0.692 | 0.198 | -1.551 |
| AADL(1,2,1) | 0.183 | 0.346 | -2.362 | 0.753 | 0.283 | -0.874 |
| AADL(4,4,4) | -0.970 | 1.576 | -1.250 | 0.600 | 0.233 | -1.712 |
| DOLS 1 | 0.067 | 0.138 | -6.780 | 0.681 | 0.106 | -3.004 |
| DOLS 4 | 0.024 | 0.180 | -5.415 | 0.696 | 0.134 | -2.269 |
| DOLS(1,1) | 0.039 | 0.148 | -6.512 | 0.697 | 0.117 | -2.590 |
| DOLS(4,4) | -0.028 | 0.374 | -2.747 | 0.624 | 0.181 | -2.077 |
| DGLS 1 | 0.133 | 0.100 | -8.713 | 0.614 | 0.136 | -2.848 |
| DGLS 4 | 0.346 | 0.162 | -4.049 | 0.741 | 0.230 | -1.128 |
| DGLS (1,1) | 0.116 | 0.094 | -9.418 | 0.662 | 0.137 | -2.467 |
| DGLS (4,4) | 0.276 | 0.552 | -1.313 | 0.594 | 0.339 | -1.198 |
| PL(1,0) | 0.209 | 0.307 | -2.574 | 0.723 | 0.258 | -1.073 |
| PL(4,0) | -0.507 | 0.397 | -3.798 | 0.707 | 0.267 | -1.098 |
| PL(1,1) | 0.183 | 0.346 | -2.362 | 0.753 | 0.283 | -0.874 |
| PL(4,4) | -2.666 | 3.738 | -0.981 | 0.522 | 0.329 | -1.454 |
| JOH(1) | -0.095 | 0.172 | -6.381 | 1.326 | 0.303 | 1.075 |
| JOH(4) | -0.582 | 0.273 | -5.787 | 0.780 | 0.195 | -1.126 |
| FM-S-A | 0.075 | 0.107 | -8.610 | 0.711 | 0.150 | -1.932 |
| FM-PW-A | -0.077 | 0.239 | -4.499 | 0.648 | 0.178 | -1.979 |

| Ελβετία | | | | | | |
|-------------|----------|-------|---------|----------|-------|---------|
| Εκτιμητής | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. |
| OLS | 1.013 | 0.137 | 0.097 | 0.827 | 0.082 | -2.112 |
| ADL(1,2) | 0.971 | 0.253 | -0.117 | 0.798 | 0.216 | -0.935 |
| ADL(4,4) | 1.055 | 0.215 | 0.255 | 0.974 | 0.189 | -0.138 |
| AADL(1,2,1) | 0.970 | 0.279 | -0.106 | 0.806 | 0.239 | -0.813 |
| AADL(4,4,4) | 1.012 | 0.272 | 0.045 | 1.009 | 0.275 | 0.032 |
| DOLS 1 | 1.058 | 0.147 | 0.393 | 0.825 | 0.095 | -1.843 |
| DOLS 4 | 1.028 | 0.240 | 0.118 | 0.887 | 0.142 | -0.798 |
| DOLS(1,1) | 1.052 | 0.144 | 0.362 | 0.840 | 0.096 | -1.665 |
| DOLS(4,4) | 1.055 | 0.268 | 0.205 | 0.899 | 0.260 | -0.388 |
| DGLS 1 | 1.029 | 0.207 | 0.142 | 0.734 | 0.184 | -1.448 |
| DGLS 4 | 0.973 | 0.286 | -0.093 | 0.799 | 0.262 | -0.765 |
| DGLS (1,1) | 1.030 | 0.288 | 0.105 | 0.742 | 0.152 | -1.700 |
| DGLS (4,4) | 0.837 | 0.432 | -0.378 | 0.838 | 0.426 | -0.379 |
| PL(1,0) | 0.971 | 0.253 | -0.117 | 0.798 | 0.216 | -0.935 |
| PL(4,0) | 0.987 | 0.253 | -0.052 | 0.803 | 0.205 | -0.963 |
| PL(1,1) | 0.970 | 0.279 | -0.106 | 0.806 | 0.239 | -0.813 |
| PL(4,4) | 1.004 | 0.276 | 0.015 | 0.782 | 0.286 | -0.762 |
| JOH(1) | 0.837 | 0.178 | -0.917 | 0.905 | 0.194 | -0.489 |
| JOH(4) | 1.149 | 0.286 | 0.522 | 0.841 | 0.252 | -0.631 |
| FM-S-A | 1.038 | 0.148 | 0.255 | 0.903 | 0.150 | -0.643 |
| FM-PW-A | 0.969 | 0.210 | -0.150 | 0.873 | 0.178 | -0.714 |
| US | | | | | | |
| Εκτιμητής | Εκτίμηση | s.e. | t-stat. | | | |
| OLS | 0.441 | 0.125 | -4.460 | | | |
| ADL(1,2) | 1.060 | 0.540 | 0.112 | | | |
| ADL(4,4) | 1.206 | 0.734 | 0.280 | | | |
| AADL(1,2,1) | 0.677 | 0.357 | -0.904 | | | |
| AADL(4,4,4) | 0.465 | 0.386 | -1.384 | | | |
| DOLS 1 | 0.402 | 0.139 | -4.303 | | | |
| DOLS 4 | 0.568 | 0.173 | -2.498 | | | |
| DOLS(1,1) | 0.294 | 0.148 | -4.786 | | | |
| DOLS(4,4) | 0.426 | 0.283 | -2.026 | | | |
| DGLS 1 | 0.578 | 0.133 | -3.183 | | | |
| DGLS 4 | 0.570 | 0.248 | -1.730 | | | |
| DGLS (1,1) | 0.392 | 0.173 | -3.506 | | | |
| DGLS (4,4) | 0.219 | 0.329 | -2.372 | | | |
| PL(1,0) | 1.060 | 0.540 | 0.112 | | | |
| PL(4,0) | 1.436 | 0.836 | 0.521 | | | |
| PL(1,1) | 0.677 | 0.357 | -0.904 | | | |
| PL(4,4) | 0.555 | 0.514 | -0.866 | | | |
| JOH(1) | 0.044 | 0.159 | -6.019 | | | |
| JOH(4) | 0.035 | 0.211 | -4.564 | | | |
| FM-S-A | 0.428 | 0.127 | -4.492 | | | |
| FM-PW-A | 0.299 | 0.169 | -4.152 | | | |

E.2 Πίνακες: Προσομοιώσεις Monte Carlo

| Αυστραλία | | | | | | |
|-------------|-----------|-------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.028 | 0.011 | 0.365 | -1.972 | 2.720 | 11.85 |
| ADL(1,2) | 0.006 | 0.014 | 0.094 | -2.025 | 2.339 | 8.05 |
| ADL(4,4) | 0.005 | 0.018 | 0.120 | -2.294 | 2.912 | 11.95 |
| AADL(1,2,1) | 0.006 | 0.016 | 0.091 | -2.099 | 2.372 | 7.95 |
| AADL(4,4,4) | 0.008 | 0.034 | 0.125 | -2.518 | 2.878 | 13.95 |
| DOLS(1) | 0.108 | 0.029 | 1.201 | -1.531 | 4.249 | 27.10 |
| DOLS(4) | 0.007 | 0.014 | 0.091 | -2.863 | 2.870 | 17.95 |
| DOLS(1,1) | 0.112 | 0.032 | 1.189 | -1.548 | 4.437 | 27.40 |
| DOLS(4,4) | 0.006 | 0.027 | 0.052 | -3.007 | 2.958 | 18.00 |
| DGLS(1) | 0.242 | 0.112 | 1.711 | -0.731 | 4.385 | 40.55 |
| DGLS(4) | 0.009 | 0.015 | 0.087 | -2.179 | 2.298 | 8.65 |
| DGLS(1,1) | 0.221 | 0.100 | 1.592 | -0.982 | 4.603 | 34.75 |
| DGLS(4,4) | 0.014 | 0.028 | 0.100 | -2.592 | 2.837 | 14.00 |
| PL(1,0) | 0.006 | 0.014 | 0.094 | -2.025 | 2.339 | 8.05 |
| PL(4,0) | 0.005 | 0.020 | 0.115 | -2.358 | 2.843 | 11.60 |
| PL(1,1) | 0.006 | 0.016 | 0.091 | -2.099 | 2.372 | 7.95 |
| PL(4,4) | 0.008 | 0.036 | 0.113 | -2.647 | 2.919 | 14.00 |
| JOH(1) | 0.000 | 0.005 | 0.065 | -2.484 | 2.764 | 13.10 |
| JOH(4) | 0.044 | 0.009 | 0.931 | -1.779 | 3.864 | 24.20 |
| FM-S-A | 0.051 | 0.016 | 0.648 | -1.936 | 3.427 | 19.10 |
| FM-PW-A | 0.005 | 0.013 | 0.117 | -2.403 | 2.889 | 13.95 |
| Αυστρία | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.059 | 0.016 | 0.934 | -2.658 | 4.343 | 31.70 |
| ADL(1,2) | 0.006 | 0.016 | 0.085 | -2.250 | 2.541 | 10.65 |
| ADL(4,4) | 0.006 | 0.024 | 0.128 | -2.512 | 2.940 | 13.60 |
| AADL(1,2,1) | 0.008 | 0.019 | 0.098 | -2.284 | 2.533 | 10.55 |
| AADL(4,4,4) | 0.014 | 0.041 | 0.154 | -2.561 | 3.324 | 15.55 |
| DOLS(1) | 0.058 | 0.017 | 0.761 | -2.360 | 4.091 | 24.50 |
| DOLS(4) | 0.009 | 0.017 | 0.111 | -3.211 | 3.273 | 20.60 |
| DOLS(1,1) | 0.061 | 0.020 | 0.767 | -2.405 | 4.074 | 25.70 |
| DOLS(4,4) | 0.012 | 0.032 | 0.092 | -3.305 | 3.309 | 22.25 |
| DGLS(1) | 0.103 | 0.030 | 0.906 | -1.473 | 3.223 | 18.10 |
| DGLS(4) | 0.012 | 0.017 | 0.106 | -2.446 | 2.486 | 10.70 |
| DGLS(1,1) | 0.102 | 0.032 | 0.928 | -1.773 | 3.587 | 21.60 |
| DGLS(4,4) | 0.019 | 0.033 | 0.146 | -2.780 | 2.949 | 14.80 |
| PL(1,0) | 0.006 | 0.016 | 0.085 | -2.250 | 2.541 | 10.65 |
| PL(4,0) | 0.005 | 0.031 | 0.104 | -2.587 | 2.884 | 13.70 |
| PL(1,1) | 0.008 | 0.019 | 0.098 | -2.284 | 2.533 | 10.55 |
| PL(4,4) | 0.013 | 0.045 | 0.111 | -2.931 | 3.287 | 16.30 |
| JOH(1) | 0.000 | 0.007 | 0.075 | -2.482 | 2.946 | 13.65 |
| JOH(4) | 0.018 | 0.006 | 0.381 | -2.077 | 3.022 | 13.00 |
| FM-S-A | 0.060 | 0.019 | 0.786 | -2.351 | 4.390 | 25.70 |
| FM-PW-A | 0.034 | 0.017 | 0.399 | -2.237 | 3.496 | 17.45 |

| Βέλγιο | | | | | | |
|-------------|-----------|--------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.017 | 0.011 | 0.366 | -4.114 | 4.890 | 37.85 |
| ADL(1,2) | 0.124 | 0.195 | 0.950 | -1.500 | 3.507 | 16.55 |
| ADL(4,4) | 0.120 | 8.121 | 0.881 | -2.133 | 4.531 | 19.20 |
| AADL(1,2,1) | 0.080 | 0.030 | 0.629 | -2.000 | 3.104 | 14.70 |
| AADL(4,4,4) | 0.029 | 0.622 | 0.157 | -3.398 | 3.374 | 18.50 |
| DOLS(1) | 0.030 | 0.012 | 0.507 | -3.156 | 4.339 | 28.65 |
| DOLS(4) | 0.056 | 0.018 | 0.906 | -2.745 | 4.960 | 32.25 |
| DOLS(1,1) | 0.011 | 0.012 | 0.189 | -3.671 | 4.101 | 28.15 |
| DOLS(4,4) | 0.010 | 0.026 | 0.106 | -4.043 | 4.050 | 29.95 |
| DGLS(1) | 0.065 | 0.016 | 0.618 | -1.681 | 2.832 | 11.60 |
| DGLS(4) | 0.101 | 0.030 | 0.841 | -1.537 | 3.445 | 16.10 |
| DGLS(1,1) | 0.022 | 0.013 | 0.209 | -2.520 | 2.926 | 13.00 |
| DGLS(4,4) | 0.010 | 0.028 | 0.062 | -3.176 | 3.003 | 17.25 |
| PL(1,0) | 0.124 | 3.245 | 0.950 | -1.500 | 3.507 | 16.55 |
| PL(4,0) | 0.119 | 5.154 | 0.910 | -2.198 | 5.207 | 19.90 |
| PL(1,1) | 0.080 | 0.030 | 0.629 | -2.000 | 3.104 | 14.70 |
| PL(4,4) | 0.032 | 12.888 | 0.226 | -3.400 | 3.552 | 18.80 |
| JOH(1) | -0.002 | 0.053 | -0.025 | -3.205 | 2.872 | 17.15 |
| JOH(4) | 0.000 | 1.134 | 0.005 | -2.871 | 2.824 | 15.20 |
| FM-S-A | 0.017 | 0.016 | 0.357 | -3.703 | 4.969 | 30.60 |
| FM-PW-A | 0.007 | 0.018 | 0.134 | -2.936 | 3.524 | 19.70 |
| Καναδάς | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.030 | 0.010 | 0.600 | -3.192 | 4.385 | 31.60 |
| ADL(1,2) | 0.067 | 0.022 | 0.637 | -1.760 | 3.074 | 13.80 |
| ADL(4,4) | 0.070 | 23.813 | 0.705 | -2.028 | 3.676 | 16.60 |
| AADL(1,2,1) | 0.041 | 0.018 | 0.372 | -2.166 | 2.789 | 12.20 |
| AADL(4,4,4) | 0.013 | 0.063 | 0.074 | -3.056 | 3.078 | 17.05 |
| DOLS(1) | 0.032 | 0.011 | 0.535 | -2.752 | 3.874 | 24.20 |
| DOLS(4) | 0.042 | 0.015 | 0.646 | -2.648 | 4.218 | 26.20 |
| DOLS(1,1) | 0.017 | 0.011 | 0.263 | -3.225 | 3.513 | 22.70 |
| DOLS(4,4) | 0.008 | 0.023 | 0.074 | -3.530 | 3.503 | 24.85 |
| DGLS(1) | 0.057 | 0.014 | 0.602 | -1.684 | 2.935 | 13.50 |
| DGLS(4) | 0.066 | 0.020 | 0.631 | -1.729 | 3.065 | 14.15 |
| DGLS(1,1) | 0.027 | 0.012 | 0.302 | -2.465 | 2.987 | 14.00 |
| DGLS(4,4) | 0.012 | 0.025 | 0.079 | -2.905 | 2.976 | 14.95 |
| PL(1,0) | 0.067 | 0.022 | 0.637 | -1.760 | 3.074 | 13.80 |
| PL(4,0) | 0.071 | 16.687 | 0.684 | -2.019 | 3.835 | 16.20 |
| PL(1,1) | 0.041 | 0.018 | 0.372 | -2.166 | 2.789 | 12.20 |
| PL(4,4) | 0.013 | 0.086 | 0.091 | -3.212 | 3.184 | 16.15 |
| JOH(1) | -0.002 | 0.021 | 0.025 | -2.852 | 2.911 | 16.10 |
| JOH(4) | 0.000 | 0.004 | 0.067 | -2.788 | 2.855 | 14.10 |
| FM-S-A | 0.015 | 0.012 | 0.264 | -3.010 | 3.771 | 23.00 |
| FM-PW-A | 0.006 | 0.014 | 0.119 | -2.852 | 3.171 | 17.55 |

| Δανία | | | | | | |
|-------------|-----------|--------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.093 | 0.048 | 1.181 | -3.707 | 6.223 | 45.80 |
| ADL(1,2) | 0.213 | 0.745 | 1.003 | -1.615 | 4.198 | 20.95 |
| ADL(4,4) | 0.204 | 35.393 | 1.093 | -2.054 | 6.268 | 23.35 |
| AADL(1,2,1) | 0.165 | 0.150 | 0.789 | -1.991 | 3.897 | 19.20 |
| AADL(4,4,4) | 0.081 | 0.672 | 0.434 | -3.476 | 5.058 | 24.15 |
| DOLS(1) | 0.117 | 0.057 | 1.151 | -2.946 | 5.498 | 37.30 |
| DOLS(4) | 0.122 | 0.075 | 1.108 | -2.948 | 5.550 | 38.55 |
| DOLS(1,1) | 0.092 | 0.057 | 0.881 | -3.251 | 5.178 | 34.90 |
| DOLS(4,4) | 0.047 | 0.110 | 0.329 | -4.185 | 4.896 | 34.10 |
| DGLS(1) | 0.241 | 0.102 | 1.461 | -0.979 | 4.088 | 32.55 |
| DGLS(4) | 0.221 | 0.119 | 1.075 | -1.394 | 3.841 | 23.10 |
| DGLS(1,1) | 0.174 | 0.080 | 1.079 | -1.728 | 4.220 | 24.80 |
| DGLS(4,4) | 0.081 | 0.123 | 0.355 | -3.013 | 3.613 | 20.80 |
| PL(1,0) | 0.213 | 6.724 | 1.003 | -1.615 | 4.198 | 20.95 |
| PL(4,0) | 0.200 | 7.532 | 1.092 | -2.142 | 6.063 | 24.50 |
| PL(1,1) | 0.165 | 0.150 | 0.789 | -1.991 | 3.897 | 19.20 |
| PL(4,4) | 0.081 | 9.644 | 0.447 | -3.662 | 5.030 | 24.40 |
| JOH(1) | 0.001 | 2.978 | 0.050 | -3.311 | 3.491 | 21.10 |
| JOH(4) | 0.030 | 0.160 | 0.338 | -2.906 | 3.731 | 20.65 |
| FM-S-A | 0.063 | 0.060 | 0.668 | -3.493 | 5.742 | 34.10 |
| FM-PW-A | 0.034 | 0.075 | 0.329 | -2.995 | 4.294 | 23.30 |

| Φινλανδία | | | | | | |
|-------------|-----------|-------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.118 | 0.037 | 1.725 | -2.586 | 6.014 | 49.55 |
| ADL(1,2) | 0.248 | 3.479 | 1.437 | -1.178 | 5.069 | 27.55 |
| ADL(4,4) | 0.241 | 2.026 | 1.392 | -1.637 | 6.987 | 28.00 |
| AADL(1,2,1) | 0.182 | 0.131 | 1.145 | -1.392 | 4.356 | 22.15 |
| AADL(4,4,4) | 0.089 | 0.246 | 0.589 | -3.074 | 5.240 | 20.80 |
| DOLS(1) | 0.170 | 0.057 | 2.160 | -1.612 | 7.020 | 51.40 |
| DOLS(4) | 0.148 | 0.058 | 1.704 | -2.157 | 6.546 | 44.05 |
| DOLS(1,1) | 0.141 | 0.049 | 1.775 | -2.066 | 6.747 | 44.80 |
| DOLS(4,4) | 0.064 | 0.057 | 0.635 | -3.612 | 5.279 | 34.35 |
| DGLS(1) | 0.389 | 0.189 | 2.982 | 0.265 | 5.714 | 78.40 |
| DGLS(4) | 0.297 | 0.141 | 1.751 | -0.773 | 4.512 | 40.55 |
| DGLS(1,1) | 0.294 | 0.129 | 2.375 | -0.566 | 6.080 | 58.60 |
| DGLS(4,4) | 0.117 | 0.072 | 0.718 | -2.438 | 4.076 | 21.50 |
| PL(1,0) | 0.248 | 2.287 | 1.437 | -1.178 | 5.069 | 27.55 |
| PL(4,0) | 0.238 | 6.119 | 1.414 | -1.616 | 6.922 | 28.05 |
| PL(1,1) | 0.182 | 1.909 | 1.139 | -1.392 | 4.339 | 22.10 |
| PL(4,4) | 0.091 | 1.020 | 0.606 | -2.964 | 5.314 | 21.75 |
| JOH(1) | -0.010 | 3.131 | 0.043 | -2.873 | 3.460 | 18.20 |
| JOH(4) | 0.053 | 0.023 | 0.853 | -2.665 | 4.716 | 27.90 |
| FM-S-A | 0.085 | 0.038 | 1.083 | -2.711 | 6.032 | 34.25 |
| FM-PW-A | 0.044 | 0.039 | 0.587 | -2.535 | 4.623 | 23.90 |

| Γαλλία | | | | | | |
|-------------|-----------|-------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | -0.036 | 0.006 | -0.814 | -3.884 | 2.277 | 26.90 |
| ADL(1,2) | 0.011 | 0.005 | 0.158 | -2.095 | 2.317 | 8.75 |
| ADL(4,4) | 0.012 | 0.006 | 0.117 | -2.479 | 2.562 | 12.15 |
| AADL(1,2,1) | 0.003 | 0.005 | 0.028 | -2.322 | 2.271 | 9.00 |
| AADL(4,4,4) | 0.003 | 0.011 | -0.057 | -3.031 | 2.564 | 13.50 |
| DOLS(1) | -0.018 | 0.004 | -0.403 | -3.452 | 2.453 | 18.30 |
| DOLS(4) | 0.008 | 0.005 | 0.181 | -2.737 | 3.195 | 17.50 |
| DOLS(1,1) | -0.024 | 0.005 | -0.533 | -3.653 | 2.348 | 19.65 |
| DOLS(4,4) | 0.002 | 0.009 | 0.009 | -3.093 | 3.034 | 18.15 |
| DGLS(1) | -0.025 | 0.005 | -0.400 | -2.594 | 1.781 | 9.55 |
| DGLS(4) | 0.010 | 0.005 | 0.173 | -2.049 | 2.460 | 9.40 |
| DGLS(1,1) | -0.033 | 0.006 | -0.587 | -3.270 | 1.914 | 14.80 |
| DGLS(4,4) | 0.000 | 0.009 | -0.014 | -2.858 | 2.748 | 14.20 |
| PL(1,0) | 0.011 | 0.005 | 0.158 | -2.095 | 2.317 | 8.75 |
| PL(4,0) | 0.013 | 9.159 | 0.157 | -2.439 | 2.715 | 12.75 |
| PL(1,1) | 0.003 | 0.005 | 0.028 | -2.322 | 2.271 | 9.00 |
| PL(4,4) | 0.004 | 5.838 | -0.012 | -2.998 | 2.702 | 14.45 |
| JOH(1) | 0.001 | 0.001 | -0.007 | -2.669 | 2.579 | 12.75 |
| JOH(4) | -0.004 | 0.001 | -0.084 | -2.688 | 2.352 | 11.30 |
| FM-S-A | -0.017 | 0.005 | -0.392 | -3.576 | 2.587 | 21.00 |
| FM-PW-A | -0.011 | 0.005 | -0.209 | -3.009 | 2.575 | 15.80 |
| Γερμανία | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.022 | 0.010 | 0.449 | -3.553 | 4.345 | 32.40 |
| ADL(1,2) | 0.069 | 0.024 | 0.627 | -1.800 | 3.157 | 14.05 |
| ADL(4,4) | 0.072 | 0.149 | 0.642 | -2.098 | 3.792 | 15.65 |
| AADL(1,2,1) | 0.044 | 0.020 | 0.396 | -2.152 | 2.991 | 12.55 |
| AADL(4,4,4) | 0.016 | 0.050 | 0.085 | -3.321 | 3.134 | 17.30 |
| DOLS(1) | 0.036 | 0.012 | 0.604 | -2.863 | 4.183 | 27.10 |
| DOLS(4) | 0.042 | 0.016 | 0.647 | -3.026 | 4.316 | 27.45 |
| DOLS(1,1) | 0.023 | 0.012 | 0.361 | -3.248 | 3.968 | 25.95 |
| DOLS(4,4) | 0.009 | 0.026 | 0.084 | -3.831 | 3.848 | 28.40 |
| DGLS(1) | 0.068 | 0.016 | 0.722 | -1.578 | 3.143 | 14.75 |
| DGLS(4) | 0.069 | 0.022 | 0.637 | -1.705 | 3.161 | 14.65 |
| DGLS(1,1) | 0.040 | 0.014 | 0.437 | -2.370 | 3.314 | 16.05 |
| DGLS(4,4) | 0.014 | 0.028 | 0.101 | -2.953 | 3.074 | 16.65 |
| PL(1,0) | 0.069 | 0.024 | 0.627 | -1.800 | 3.157 | 14.05 |
| PL(4,0) | 0.072 | 0.724 | 0.637 | -2.064 | 3.898 | 16.85 |
| PL(1,1) | 0.044 | 0.020 | 0.396 | -2.152 | 2.991 | 12.55 |
| PL(4,4) | 0.018 | 0.048 | 0.125 | -3.182 | 3.271 | 18.10 |
| JOH(1) | 0.000 | 0.032 | 0.036 | -2.899 | 3.145 | 17.50 |
| JOH(4) | 0.009 | 0.006 | 0.212 | -2.647 | 3.153 | 16.60 |
| FM-S-A | 0.030 | 0.018 | 0.481 | -3.028 | 4.380 | 26.55 |
| FM-PW-A | 0.015 | 0.020 | 0.244 | -2.801 | 3.682 | 20.30 |

| Ελλάδα | | | | | | |
|-------------|-----------|-------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.024 | 0.006 | 0.454 | -2.412 | 3.260 | 18.05 |
| ADL(1,2) | 0.038 | 0.011 | 0.437 | -1.759 | 2.722 | 10.40 |
| ADL(4,4) | 0.039 | 0.026 | 0.450 | -2.061 | 3.216 | 13.35 |
| AADL(1,2,1) | 0.018 | 0.010 | 0.207 | -2.103 | 2.489 | 9.25 |
| AADL(4,4,4) | 0.006 | 0.023 | 0.062 | -2.767 | 2.928 | 13.25 |
| DOLS(1) | 0.050 | 0.010 | 0.814 | -2.090 | 3.845 | 22.40 |
| DOLS(4) | 0.028 | 0.011 | 0.428 | -2.499 | 3.404 | 19.60 |
| DOLS(1,1) | 0.036 | 0.009 | 0.563 | -2.352 | 3.639 | 20.05 |
| DOLS(4,4) | 0.004 | 0.018 | 0.045 | -3.102 | 3.033 | 18.60 |
| DGLS(1) | 0.085 | 0.018 | 0.997 | -1.252 | 3.200 | 19.40 |
| DGLS(4) | 0.040 | 0.012 | 0.427 | -1.831 | 2.668 | 10.50 |
| DGLS(1,1) | 0.055 | 0.013 | 0.687 | -1.914 | 3.364 | 17.35 |
| DGLS(4,4) | 0.008 | 0.019 | 0.061 | -2.662 | 2.674 | 13.65 |
| PL(1,0) | 0.038 | 0.011 | 0.437 | -1.759 | 2.722 | 10.40 |
| PL(4,0) | 0.040 | 0.021 | 0.455 | -2.019 | 3.237 | 12.85 |
| PL(1,1) | 0.018 | 0.010 | 0.207 | -2.103 | 2.489 | 9.25 |
| PL(4,4) | 0.007 | 0.025 | 0.081 | -2.709 | 2.974 | 13.25 |
| JOH(1) | -0.001 | 0.005 | 0.046 | -2.612 | 2.716 | 13.00 |
| JOH(4) | 0.013 | 0.004 | 0.332 | -2.168 | 3.107 | 14.25 |
| FM-S-A | 0.015 | 0.008 | 0.272 | -2.481 | 3.298 | 17.65 |
| FM-PW-A | 0.004 | 0.009 | 0.110 | -2.469 | 3.054 | 14.85 |
| Ισλανδία | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | -0.271 | 0.123 | -2.338 | -5.856 | 0.799 | 58.45 |
| ADL(1,2) | -0.152 | 0.074 | -0.822 | -3.279 | 1.280 | 15.50 |
| ADL(4,4) | -0.154 | 0.148 | -0.853 | -3.825 | 1.562 | 18.15 |
| AADL(1,2,1) | -0.072 | 0.049 | -0.427 | -2.963 | 1.768 | 10.85 |
| AADL(4,4,4) | -0.008 | 0.098 | -0.093 | -3.199 | 2.769 | 15.45 |
| DOLS(1) | -0.209 | 0.088 | -1.666 | -5.223 | 1.182 | 39.20 |
| DOLS(4) | -0.111 | 0.058 | -0.833 | -4.160 | 1.985 | 23.05 |
| DOLS(1,1) | -0.147 | 0.062 | -1.144 | -4.431 | 1.702 | 28.45 |
| DOLS(4,4) | -0.003 | 0.070 | -0.028 | -3.126 | 3.141 | 18.80 |
| DGLS(1) | -0.443 | 0.336 | -2.216 | -5.164 | 0.297 | 55.45 |
| DGLS(4) | -0.176 | 0.090 | -0.860 | -3.217 | 1.286 | 15.60 |
| DGLS(1,1) | -0.261 | 0.145 | -1.516 | -4.476 | 0.979 | 34.00 |
| DGLS(4,4) | -0.015 | 0.074 | -0.078 | -3.004 | 2.751 | 15.45 |
| PL(1,0) | -0.152 | 0.074 | -0.822 | -3.279 | 1.280 | 15.50 |
| PL(4,0) | -0.155 | 0.198 | -0.850 | -4.106 | 1.662 | 17.85 |
| PL(1,1) | -0.072 | 0.049 | -0.427 | -2.963 | 1.768 | 10.85 |
| PL(4,4) | -0.003 | 0.124 | -0.052 | -3.234 | 2.997 | 15.95 |
| JOH(1) | 0.003 | 0.014 | -0.027 | -2.744 | 2.472 | 11.80 |
| JOH(4) | -0.015 | 0.012 | -0.196 | -2.535 | 1.881 | 8.45 |
| FM-S-A | -0.134 | 0.064 | -0.956 | -4.371 | 1.753 | 24.65 |
| FM-PW-A | -0.079 | 0.049 | -0.550 | -3.785 | 2.056 | 17.85 |

| Ιρλανδία | | | | | | |
|-------------|-----------|--------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | -0.034 | 0.082 | -0.308 | -5.996 | 5.203 | 45.05 |
| ADL(1,2) | 0.154 | 0.890 | 0.541 | -2.630 | 4.085 | 18.30 |
| ADL(4,4) | 0.150 | 1.719 | 0.626 | -3.238 | 5.869 | 23.85 |
| AADL(1,2,1) | 0.123 | 0.272 | 0.433 | -2.781 | 3.957 | 19.05 |
| AADL(4,4,4) | 0.050 | 84.711 | 0.136 | -4.727 | 5.397 | 27.80 |
| DOLS(1) | 0.021 | 0.091 | 0.147 | -4.552 | 4.835 | 35.15 |
| DOLS(4) | 0.052 | 0.131 | 0.380 | -4.361 | 5.402 | 36.20 |
| DOLS(1,1) | 0.003 | 0.105 | 0.015 | -4.738 | 4.844 | 35.25 |
| DOLS(4,4) | -0.001 | 0.246 | -0.008 | -5.279 | 4.969 | 38.85 |
| DGLS(1) | 0.046 | 0.053 | 0.230 | -2.310 | 2.907 | 11.15 |
| DGLS(4) | 0.092 | 0.118 | 0.367 | -2.365 | 3.173 | 14.85 |
| DGLS(1,1) | 0.013 | 0.076 | 0.044 | -2.916 | 3.132 | 15.15 |
| DGLS(4,4) | 0.004 | 0.255 | 0.003 | -3.885 | 3.814 | 22.50 |
| PL(1,0) | 0.154 | 0.890 | 0.541 | -2.630 | 4.085 | 18.30 |
| PL(4,0) | 0.140 | 8.562 | 0.593 | -3.333 | 5.313 | 24.20 |
| PL(1,1) | 0.123 | 0.272 | 0.433 | -2.781 | 3.957 | 19.05 |
| PL(4,4) | 0.055 | 56.331 | 0.213 | -4.725 | 5.773 | 28.20 |
| JOH(1) | 0.001 | 2.036 | 0.012 | -3.997 | 3.560 | 23.15 |
| JOH(4) | 0.055 | 16.026 | 0.329 | -3.597 | 3.970 | 25.55 |
| FM-S-A | -0.019 | 0.124 | -0.139 | -4.986 | 4.867 | 35.55 |
| FM-PW-A | -0.026 | 0.177 | -0.090 | -3.882 | 3.691 | 25.90 |

| Ιταλία | | | | | | |
|-------------|-----------|--------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | -0.017 | 0.029 | -0.177 | -4.012 | 3.621 | 29.90 |
| ADL(1,2) | 0.094 | 0.064 | 0.464 | -2.049 | 2.932 | 12.10 |
| ADL(4,4) | 0.094 | 0.811 | 0.476 | -2.328 | 3.597 | 15.15 |
| AADL(1,2,1) | 0.056 | 0.057 | 0.253 | -2.342 | 2.730 | 11.10 |
| AADL(4,4,4) | 0.017 | 15.865 | 0.001 | -3.466 | 3.209 | 17.65 |
| DOLS(1) | 0.008 | 0.032 | 0.071 | -3.313 | 3.406 | 21.65 |
| DOLS(4) | 0.050 | 0.047 | 0.424 | -3.067 | 4.002 | 24.65 |
| DOLS(1,1) | -0.015 | 0.037 | -0.133 | -3.688 | 3.172 | 22.60 |
| DOLS(4,4) | 0.005 | 0.081 | 0.009 | -3.690 | 3.552 | 25.70 |
| DGLS(1) | 0.014 | 0.031 | 0.077 | -2.148 | 2.395 | 9.00 |
| DGLS(4) | 0.079 | 0.056 | 0.416 | -1.987 | 2.855 | 12.00 |
| DGLS(1,1) | -0.027 | 0.039 | -0.174 | -2.954 | 2.498 | 13.10 |
| DGLS(4,4) | 0.000 | 0.087 | -0.027 | -3.071 | 2.996 | 15.50 |
| PL(1,0) | 0.094 | 0.064 | 0.464 | -2.049 | 2.932 | 12.10 |
| PL(4,0) | 0.096 | 3.410 | 0.507 | -2.262 | 4.003 | 15.35 |
| PL(1,1) | 0.056 | 0.057 | 0.253 | -2.342 | 2.730 | 11.10 |
| PL(4,4) | 0.021 | 0.169 | 0.045 | -3.425 | 3.605 | 18.40 |
| JOH(1) | 0.001 | 0.143 | -0.003 | -2.985 | 2.893 | 16.20 |
| JOH(4) | -0.003 | 0.069 | -0.043 | -2.746 | 2.643 | 13.15 |
| FM-S-A | -0.011 | 0.042 | -0.083 | -3.611 | 3.441 | 24.60 |
| FM-PW-A | -0.012 | 0.048 | -0.060 | -3.034 | 2.975 | 17.25 |

| Ιαπωνία | | | | | | |
|--------------|-----------|-------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.056 | 0.011 | 1.240 | -2.665 | 5.176 | 40.05 |
| ADL(1,2) | 0.062 | 0.018 | 0.682 | -1.749 | 3.221 | 15.45 |
| ADL(4,4) | 0.065 | 0.374 | 0.722 | -1.979 | 3.926 | 17.65 |
| AADL(1,2,1) | 0.041 | 0.015 | 0.438 | -2.069 | 3.043 | 13.85 |
| AADL(4,4,4) | 0.018 | 0.080 | 0.197 | -2.853 | 3.317 | 17.60 |
| DOLS(1) | 0.052 | 0.011 | 0.965 | -2.434 | 4.463 | 30.55 |
| DOLS(4) | 0.043 | 0.013 | 0.723 | -2.674 | 4.377 | 27.50 |
| DOLS(1,1) | 0.040 | 0.011 | 0.700 | -2.780 | 4.219 | 27.85 |
| DOLS(4,4) | 0.013 | 0.019 | 0.143 | -3.540 | 3.627 | 25.30 |
| DGLS(1) | 0.091 | 0.020 | 1.065 | -1.419 | 3.534 | 22.80 |
| DGLS(4) | 0.067 | 0.018 | 0.714 | -1.669 | 3.226 | 16.20 |
| DGLS(1,1) | 0.065 | 0.016 | 0.815 | -2.053 | 3.695 | 21.15 |
| DGLS(4,4) | 0.022 | 0.022 | 0.194 | -2.826 | 3.079 | 16.45 |
| PL(1,0) | 0.062 | 0.018 | 0.682 | -1.749 | 3.221 | 15.45 |
| PL(4,0) | 0.065 | 3.616 | 0.700 | -1.989 | 3.843 | 17.40 |
| PL(1,1) | 0.041 | 0.015 | 0.438 | -2.069 | 3.043 | 13.85 |
| PL(4,4) | 0.017 | 0.098 | 0.156 | -2.906 | 3.280 | 17.50 |
| JOH(1) | -0.003 | 0.010 | 0.068 | -2.885 | 3.117 | 16.80 |
| JOH(4) | 0.007 | 0.013 | 0.243 | -2.603 | 3.306 | 16.10 |
| FM-S-A | 0.030 | 0.011 | 0.547 | -2.695 | 4.135 | 24.50 |
| FM-PW-A | 0.015 | 0.012 | 0.284 | -2.661 | 3.549 | 19.40 |
| Λουξεμβούργο | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | -0.022 | 0.005 | -0.529 | -4.032 | 2.851 | 26.20 |
| ADL(1,2) | -0.029 | 0.008 | -0.392 | -2.845 | 1.927 | 10.70 |
| ADL(4,4) | -0.030 | 0.011 | -0.372 | -3.126 | 2.272 | 13.95 |
| AADL(1,2,1) | -0.014 | 0.008 | -0.194 | -2.666 | 2.108 | 9.70 |
| AADL(4,4,4) | 0.001 | 0.017 | 0.005 | -2.912 | 2.762 | 14.70 |
| DOLS(1) | -0.025 | 0.006 | -0.523 | -3.768 | 2.471 | 20.65 |
| DOLS(4) | -0.020 | 0.008 | -0.387 | -3.662 | 2.670 | 20.65 |
| DOLS(1,1) | -0.015 | 0.006 | -0.309 | -3.418 | 2.597 | 20.10 |
| DOLS(4,4) | 0.002 | 0.014 | 0.018 | -3.318 | 3.236 | 20.75 |
| DGLS(1) | -0.043 | 0.008 | -0.627 | -3.083 | 1.755 | 13.25 |
| DGLS(4) | -0.031 | 0.009 | -0.404 | -2.796 | 1.895 | 10.80 |
| DGLS(1,1) | -0.024 | 0.007 | -0.380 | -3.015 | 2.171 | 13.60 |
| DGLS(4,4) | 0.000 | 0.014 | -0.005 | -2.838 | 2.792 | 14.85 |
| PL(1,0) | -0.029 | 0.008 | -0.392 | -2.845 | 1.927 | 10.70 |
| PL(4,0) | -0.030 | 3.716 | -0.366 | -3.101 | 2.283 | 13.70 |
| PL(1,1) | -0.014 | 0.008 | -0.194 | -2.666 | 2.108 | 9.70 |
| PL(4,4) | 0.003 | 5.746 | 0.003 | -3.023 | 2.849 | 14.50 |
| JOH(1) | 0.001 | 0.003 | 0.026 | -2.666 | 2.644 | 12.55 |
| JOH(4) | -0.003 | 0.002 | -0.076 | -2.631 | 2.374 | 11.25 |
| FM-S-A | -0.013 | 0.006 | -0.267 | -3.353 | 2.755 | 19.40 |
| FM-PW-A | -0.007 | 0.007 | -0.133 | -2.924 | 2.591 | 16.00 |

| Νορβηγία | | | | | | |
|-------------|-----------|---------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.033 | 0.027 | 0.563 | -4.962 | 6.008 | 46.95 |
| ADL(1,2) | 0.060 | 0.145 | 0.368 | -2.625 | 3.576 | 16.20 |
| ADL(4,4) | 0.060 | 0.193 | 0.428 | -3.075 | 4.685 | 20.60 |
| AADL(1,2,1) | 0.052 | 0.089 | 0.296 | -2.799 | 3.354 | 16.45 |
| AADL(4,4,4) | 0.040 | 2.738 | 0.276 | -3.992 | 5.233 | 25.15 |
| DOLS(1) | 0.044 | 0.032 | 0.553 | -3.922 | 5.121 | 36.20 |
| DOLS(4) | 0.040 | 0.043 | 0.460 | -4.364 | 5.123 | 36.75 |
| DOLS(1,1) | 0.040 | 0.036 | 0.474 | -3.965 | 5.152 | 36.90 |
| DOLS(4,4) | 0.025 | 0.075 | 0.193 | -4.808 | 4.697 | 37.40 |
| DGLS(1) | 0.085 | 0.027 | 0.742 | -1.813 | 3.373 | 17.55 |
| DGLS(4) | 0.067 | 0.044 | 0.448 | -2.384 | 3.324 | 16.60 |
| DGLS(1,1) | 0.072 | 0.032 | 0.601 | -2.253 | 3.689 | 19.55 |
| DGLS(4,4) | 0.044 | 0.085 | 0.229 | -3.307 | 3.572 | 21.20 |
| PL(1,0) | 0.060 | 0.145 | 0.368 | -2.625 | 3.576 | 16.20 |
| PL(4,0) | 0.058 | 2.825 | 0.451 | -3.158 | 4.770 | 21.85 |
| PL(1,1) | 0.052 | 0.089 | 0.296 | -2.799 | 3.354 | 16.45 |
| PL(4,4) | 0.046 | 7.795 | 0.325 | -3.881 | 5.213 | 26.60 |
| JOH(1) | 0.004 | 1.408 | 0.136 | -3.491 | 3.815 | 23.60 |
| JOH(4) | 0.022 | 1.411 | 0.269 | -3.259 | 3.929 | 23.30 |
| FM-S-A | 0.019 | 0.043 | 0.219 | -4.331 | 5.153 | 35.00 |
| FM-PW-A | 0.009 | 0.062 | 0.120 | -3.421 | 4.010 | 25.20 |
| Πορτογαλία | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.129 | 0.052 | 1.843 | -3.457 | 7.143 | 55.50 |
| ADL(1,2) | 0.174 | 0.564 | 0.961 | -1.737 | 4.231 | 21.80 |
| ADL(4,4) | 0.168 | 107.233 | 1.041 | -2.229 | 5.761 | 23.20 |
| AADL(1,2,1) | 0.144 | 0.132 | 0.781 | -2.086 | 4.000 | 20.00 |
| AADL(4,4,4) | 0.085 | 1.287 | 0.550 | -3.604 | 5.712 | 26.35 |
| DOLS(1) | 0.143 | 0.061 | 1.533 | -2.638 | 6.126 | 43.75 |
| DOLS(4) | 0.122 | 0.071 | 1.200 | -3.201 | 5.702 | 41.75 |
| DOLS(1,1) | 0.128 | 0.062 | 1.310 | -2.881 | 6.078 | 41.45 |
| DOLS(4,4) | 0.068 | 0.102 | 0.508 | -4.162 | 5.051 | 37.65 |
| DGLS(1) | 0.289 | 0.120 | 2.036 | -0.415 | 4.586 | 52.95 |
| DGLS(4) | 0.217 | 0.107 | 1.203 | -1.370 | 3.970 | 27.30 |
| DGLS(1,1) | 0.239 | 0.103 | 1.682 | -1.158 | 4.930 | 40.95 |
| DGLS(4,4) | 0.124 | 0.125 | 0.608 | -2.739 | 4.208 | 23.60 |
| PL(1,0) | 0.174 | 4.991 | 0.961 | -1.737 | 4.231 | 21.80 |
| PL(4,0) | 0.169 | 2.299 | 1.057 | -2.198 | 5.813 | 24.20 |
| PL(1,1) | 0.144 | 0.132 | 0.781 | -2.086 | 4.000 | 20.00 |
| PL(4,4) | 0.086 | 1.480 | 0.540 | -3.818 | 5.996 | 26.70 |
| JOH(1) | -0.006 | 0.444 | 0.128 | -3.286 | 3.857 | 22.90 |
| JOH(4) | 0.029 | 7.587 | 0.437 | -2.810 | 4.107 | 22.10 |
| FM-S-A | 0.088 | 0.060 | 0.964 | -2.996 | 6.213 | 37.55 |
| FM-PW-A | 0.052 | 0.074 | 0.513 | -2.912 | 4.690 | 25.75 |

| Ισπανία | | | | | | |
|-------------|-----------|--------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.037 | 0.012 | 1.087 | -4.466 | 6.738 | 51.80 |
| ADL(1,2) | 0.065 | 0.040 | 0.653 | -2.197 | 3.738 | 18.50 |
| ADL(4,4) | 0.062 | 0.644 | 0.615 | -2.681 | 4.508 | 20.60 |
| AADL(1,2,1) | 0.056 | 0.055 | 0.523 | -2.502 | 3.434 | 19.00 |
| AADL(4,4,4) | 0.038 | 16.039 | 0.445 | -3.626 | 4.940 | 23.65 |
| DOLS(1) | 0.034 | 0.012 | 0.752 | -3.733 | 5.321 | 38.85 |
| DOLS(4) | 0.037 | 0.017 | 0.743 | -3.920 | 5.459 | 40.75 |
| DOLS(1,1) | 0.029 | 0.013 | 0.605 | -3.931 | 5.163 | 39.00 |
| DOLS(4,4) | 0.021 | 0.027 | 0.310 | -4.797 | 5.085 | 39.45 |
| DGLS(1) | 0.062 | 0.011 | 0.886 | -1.668 | 3.527 | 19.65 |
| DGLS(4) | 0.061 | 0.018 | 0.698 | -2.030 | 3.583 | 19.40 |
| DGLS(1,1) | 0.050 | 0.013 | 0.695 | -2.460 | 3.782 | 21.45 |
| DGLS(4,4) | 0.032 | 0.030 | 0.313 | -3.177 | 3.752 | 21.65 |
| PL(1,0) | 0.065 | 0.040 | 0.653 | -2.197 | 3.738 | 18.50 |
| PL(4,0) | 0.065 | 0.802 | 0.678 | -2.567 | 4.533 | 21.10 |
| PL(1,1) | 0.056 | 0.055 | 0.523 | -2.502 | 3.434 | 19.00 |
| PL(4,4) | 0.030 | 2.986 | 0.281 | -3.875 | 4.475 | 24.15 |
| JOH(1) | -0.003 | 0.348 | 0.064 | -3.416 | 3.803 | 24.80 |
| JOH(4) | -0.003 | 0.061 | 0.098 | -3.356 | 3.736 | 24.15 |
| FM-S-A | 0.025 | 0.015 | 0.594 | -3.877 | 6.024 | 36.75 |
| FM-PW-A | 0.017 | 0.022 | 0.287 | -3.350 | 4.164 | 26.40 |
| Σουηδία | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | -0.069 | 0.026 | -1.188 | -6.615 | 3.700 | 45.30 |
| ADL(1,2) | -0.079 | 0.057 | -0.537 | -3.601 | 2.225 | 17.15 |
| ADL(4,4) | -0.073 | 20.322 | -0.531 | -4.422 | 2.994 | 19.70 |
| AADL(1,2,1) | -0.063 | 0.068 | -0.428 | -3.663 | 2.411 | 16.30 |
| AADL(4,4,4) | -0.030 | 0.329 | -0.239 | -4.832 | 3.740 | 21.95 |
| DOLS(1) | -0.044 | 0.025 | -0.626 | -5.151 | 3.443 | 32.20 |
| DOLS(4) | -0.047 | 0.035 | -0.622 | -5.327 | 3.524 | 34.00 |
| DOLS(1,1) | -0.035 | 0.028 | -0.475 | -5.212 | 3.758 | 32.70 |
| DOLS(4,4) | -0.021 | 0.058 | -0.231 | -5.105 | 4.051 | 35.10 |
| DGLS(1) | -0.085 | 0.025 | -0.778 | -3.441 | 1.767 | 18.05 |
| DGLS(4) | -0.084 | 0.040 | -0.607 | -3.584 | 2.118 | 17.65 |
| DGLS(1,1) | -0.063 | 0.026 | -0.574 | -3.680 | 2.285 | 18.90 |
| DGLS(4,4) | -0.029 | 0.065 | -0.203 | -3.629 | 3.100 | 20.85 |
| PL(1,0) | -0.079 | 0.057 | -0.537 | -3.601 | 2.225 | 17.15 |
| PL(4,0) | -0.073 | 4.354 | -0.516 | -4.514 | 2.955 | 20.25 |
| PL(1,1) | -0.063 | 0.068 | -0.428 | -3.663 | 2.411 | 16.30 |
| PL(4,4) | -0.027 | 3.535 | -0.200 | -4.412 | 3.667 | 21.70 |
| JOH(1) | 0.003 | 0.504 | 0.021 | -3.624 | 3.383 | 21.65 |
| JOH(4) | 0.018 | 0.018 | 0.277 | -3.560 | 4.013 | 25.80 |
| FM-S-A | -0.043 | 0.032 | -0.534 | -4.855 | 3.401 | 31.10 |
| FM-PW-A | -0.034 | 0.042 | -0.333 | -4.079 | 3.172 | 24.50 |

| Ελβετία | | | | | | |
|-------------|-----------|--------|--------|--------------------|--------------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | 0.060 | 0.067 | 0.595 | -4.408 | 5.485 | 42.40 |
| ADL(1,2) | -0.033 | 0.121 | -0.105 | -3.023 | 2.981 | 14.15 |
| ADL(4,4) | -0.034 | 0.276 | -0.072 | -3.715 | 3.622 | 18.95 |
| AADL(1,2,1) | -0.013 | 0.138 | -0.031 | -2.976 | 3.005 | 15.05 |
| AADL(4,4,4) | 0.019 | 10.470 | 0.167 | -4.029 | 4.423 | 23.65 |
| DOLS(1) | 0.060 | 0.073 | 0.442 | -3.595 | 4.559 | 31.40 |
| DOLS(4) | 0.009 | 0.094 | 0.042 | -4.201 | 4.115 | 31.60 |
| DOLS(1,1) | 0.072 | 0.087 | 0.510 | -3.478 | 4.642 | 32.80 |
| DOLS(4,4) | 0.033 | 0.181 | 0.158 | -4.296 | 4.545 | 33.10 |
| DGLS(1) | 0.118 | 0.073 | 0.562 | -1.956 | 3.093 | 14.75 |
| DGLS(4) | 0.012 | 0.092 | 0.035 | -2.868 | 2.743 | 13.90 |
| DGLS(1,1) | 0.133 | 0.097 | 0.630 | -2.237 | 3.615 | 18.35 |
| DGLS(4,4) | 0.056 | 0.199 | 0.209 | -3.245 | 3.663 | 20.00 |
| PL(1,0) | -0.033 | 0.121 | -0.105 | -3.023 | 2.981 | 14.15 |
| PL(4,0) | -0.036 | 6.048 | -0.075 | -3.945 | 3.918 | 20.25 |
| PL(1,1) | -0.013 | 0.138 | -0.031 | -2.976 | 3.005 | 15.05 |
| PL(4,4) | 0.016 | 6.817 | 0.131 | -4.332 | 4.273 | 24.35 |
| JOH(1) | 0.004 | 0.862 | 0.121 | -2.914 | 3.285 | 19.35 |
| JOH(4) | 0.035 | 0.256 | 0.313 | -2.681 | 3.610 | 19.45 |
| FM-S-A | 0.041 | 0.089 | 0.292 | -3.709 | 4.500 | 29.90 |
| FM-PW-A | 0.023 | 0.112 | 0.165 | -3.059 | 3.866 | 21.85 |
| UK | | | | | | |
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | t _{0.025} | t _{0.975} | Size |
| OLS | -0.046 | 0.023 | -0.543 | -4.191 | 2.933 | 27.75 |
| ADL(1,2) | -0.025 | 0.033 | -0.185 | -2.709 | 2.186 | 10.80 |
| ADL(4,4) | -0.024 | 0.705 | -0.173 | -3.106 | 2.554 | 13.55 |
| AADL(1,2,1) | -0.012 | 0.036 | -0.101 | -2.678 | 2.239 | 10.55 |
| AADL(4,4,4) | 0.004 | 0.089 | -0.032 | -3.159 | 3.075 | 16.10 |
| DOLS(1) | -0.043 | 0.026 | -0.440 | -3.799 | 2.607 | 21.40 |
| DOLS(4) | -0.019 | 0.033 | -0.189 | -3.603 | 2.928 | 20.90 |
| DOLS(1,1) | -0.035 | 0.028 | -0.349 | -3.643 | 2.767 | 21.50 |
| DOLS(4,4) | 0.005 | 0.061 | 0.006 | -3.461 | 3.265 | 21.85 |
| DGLS(1) | -0.072 | 0.030 | -0.517 | -2.999 | 1.901 | 12.30 |
| DGLS(4) | -0.031 | 0.034 | -0.200 | -2.742 | 2.169 | 10.90 |
| DGLS(1,1) | -0.057 | 0.032 | -0.423 | -3.107 | 2.146 | 14.60 |
| DGLS(4,4) | -0.003 | 0.063 | -0.022 | -3.029 | 2.738 | 15.15 |
| PL(1,0) | -0.025 | 0.033 | -0.185 | -2.709 | 2.186 | 10.80 |
| PL(4,0) | -0.022 | 16.056 | -0.160 | -3.063 | 2.602 | 13.55 |
| PL(1,1) | -0.012 | 0.036 | -0.101 | -2.678 | 2.239 | 10.55 |
| PL(4,4) | 0.009 | 0.124 | -0.010 | -3.290 | 3.205 | 16.35 |
| JOH(1) | 0.001 | 0.011 | 0.007 | -2.820 | 2.683 | 13.25 |
| JOH(4) | -0.009 | 0.009 | -0.112 | -2.746 | 2.398 | 12.20 |
| FM-S-A | -0.028 | 0.028 | -0.265 | -3.402 | 2.876 | 20.50 |
| FM-PW-A | -0.017 | 0.031 | -0.144 | -3.022 | 2.640 | 16.85 |

| US | | | | | | |
|-------------|-----------|-------|--------|-------------|-------------|-------|
| Εκτιμητής | Mean bias | MSE | mean t | $t_{0.025}$ | $t_{0.975}$ | Size |
| OLS | 0.080 | 0.015 | 1.858 | -1.937 | 5.863 | 50.00 |
| ADL(1,2) | 0.171 | 0.250 | 1.364 | -0.907 | 4.037 | 22.35 |
| ADL(4,4) | 0.157 | 5.640 | 1.287 | -1.507 | 6.808 | 23.05 |
| AADL(1,2,1) | 0.096 | 0.027 | 0.924 | -1.382 | 3.314 | 17.75 |
| AADL(4,4,4) | 0.030 | 0.038 | 0.302 | -2.802 | 3.422 | 18.35 |
| DOLS(1) | 0.069 | 0.013 | 1.309 | -1.992 | 4.939 | 36.15 |
| DOLS(4) | 0.080 | 0.018 | 1.429 | -1.761 | 5.246 | 37.70 |
| DOLS(1,1) | 0.044 | 0.010 | 0.867 | -2.573 | 4.502 | 30.25 |
| DOLS(4,4) | 0.017 | 0.017 | 0.252 | -3.571 | 3.839 | 29.05 |
| DGLS(1) | 0.176 | 0.047 | 1.741 | -0.423 | 3.941 | 40.20 |
| DGLS(4) | 0.171 | 0.053 | 1.355 | -0.719 | 3.568 | 26.80 |
| DGLS(1,1) | 0.085 | 0.018 | 1.036 | -1.415 | 3.792 | 22.15 |
| DGLS(4,4) | 0.027 | 0.018 | 0.265 | -2.696 | 3.220 | 16.35 |
| PL(1,0) | 0.171 | 2.881 | 1.364 | -0.907 | 4.037 | 22.35 |
| PL(4,0) | 0.158 | 4.555 | 1.307 | -1.581 | 8.096 | 23.40 |
| PL(1,1) | 0.096 | 0.027 | 0.924 | -1.382 | 3.314 | 17.75 |
| PL(4,4) | 0.030 | 3.934 | 0.311 | -3.010 | 3.599 | 18.40 |
| JOH(1) | -0.002 | 0.005 | 0.036 | -2.771 | 2.937 | 15.80 |
| JOH(4) | -0.001 | 0.003 | 0.037 | -2.812 | 2.919 | 14.65 |
| FM-S-A | 0.044 | 0.011 | 0.855 | -2.312 | 4.399 | 27.70 |
| FM-PW-A | 0.021 | 0.011 | 0.400 | -2.377 | 3.616 | 19.60 |
