

Μελέτες 86

ΑΙΜΙΛΙΑ Γ. ΜΑΡΣΕΛΛΟΥ

ΔΙΑΝΟΜΗ ΕΙΣΟΔΗΜΑΤΟΣ ΚΑΙ ΖΗΤΗΣΗ:

**Θεωρία και εμπειρική διερεύνηση
με στοιχεία της ελληνικής οικονομίας,
1960-2017**



ΑΘΗΝΑ 2025

ΔΙΑΝΟΜΗ ΕΙΣΟΔΗΜΑΤΟΣ ΚΑΙ ΖΗΤΗΣΗ:
Θεωρία και εμπειρική διερεύνηση με στοιχεία
της ελληνικής οικονομίας, 1960-2017

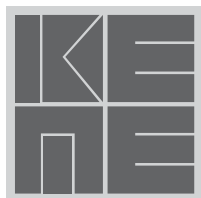
Μελέτες 86

ΔΙΑΝΟΜΗ ΕΙΣΟΔΗΜΑΤΟΣ ΚΑΙ ΖΗΤΗΣΗ:

**Θεωρία και εμπειρική διερεύνηση
με στοιχεία της ελληνικής οικονομίας,
1960-2017**

Αιμιλίας Γ. Μαρσέλλου

Ερευνήτριας ΚΕΠΕ



Αθήνα 2025

Copyright 2025
του Κέντρου Προγραμματισμού και Οικονομικών Ερευνών
Αμερικής 11, 106 72 Αθήνα
www.kepe.gr

ISBN: 978-960-341-147-5 (Έντυπο)
ISBN: 978-960-341-146-8 (Ηλεκτρονικό)
ISSN: 1108-5789

Οι γνώμες και κρίσεις που περιέχει η εργασία αυτή
είναι της συγγραφέως και δεν αντιπροσωπεύουν αναγκαία
γνώμες ή κρίσεις του Κέντρου Προγραμματισμού
και Οικονομικών Ερευνών.

ΚΕΝΤΡΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑΤΙΣΜΟΥ ΚΑΙ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΡΕΥΝΩΝ

Το Κέντρο Προγραμματισμού και Οικονομικών Ερευνών (ΚΕΠΕ) είναι το μεγαλύτερο ερευνητικό ίδρυμα για την οικονομική επιστήμη στη χώρα μας. Ιδρύθηκε το 1959 ως μία μικρή ερευνητική μονάδα με την επωνυμία «Κέντρον Οικονομικών Ερευνών», με βασικό σκοπό την επιστημονική μελέτη των οικονομικών προβλημάτων της Ελλάδος, την ενθάρρυνση των οικονομικών ερευνών και τη συνεργασία με άλλα επιστημονικά ιδρύματα.

Το 1964 το ΚΕΠΕ πήρε τη σημερινή του ονομασία. Τότε του ανατέθηκαν οι εξής πρόσθετες αρμοδιότητες: πρώτον, η κατάρτιση σχεδίων για βραχυχρόνια, μεσοχρόνια και μακροχρόνια προγράμματα ανάπτυξης, η εκπόνηση σχεδίων προγραμμάτων περιφερειακής και χωροταξικής ανάπτυξης, καθώς και προγραμμάτων δημοσίων επενδύσεων, σύμφωνα με τις κατευθυντήριες γραμμές της Κυβέρνησης· δεύτερον, η παρακολούθηση και ανάλυση της βραχυπρόθεσμης και μεσοπρόθεσμης εξέλιξης της ελληνικής οικονομίας, καθώς και η διαμόρφωση προτάσεων για τη λήψη των κατάλληλων μέτρων· και, τρίτον, η επιμόρφωση νέων οικονομολόγων, ιδιαίτερα σε θέματα προγραμματισμού και οικονομικής ανάπτυξης.

Σήμερα το ΚΕΠΕ επικεντρώνεται στη διεξαγωγή εφαρμοσμένων οικονομικών ερευνών που ενδιαφέρουν την ελληνική οικονομία και, με την ιδιότητα του συμβουλευτικού οργάνου της Κυβέρνησης, παρέχει τεχνικές υπηρεσίες σε θέματα οικονομικής και κοινωνικής πολιτικής.

Στο πλαίσιο των δραστηριοτήτων αυτών εντάσσεται και η δημοσίευση των σειρών: (α) Μελέτες, που είναι επιστημονικές μονογραφίες, (β) Εκθέσεις, που είναι κείμενα εφαρμοσμένης ανάλυσης με προτάσεις πολιτικής σε επίπεδο κλάδων, περιφερειών και άλλων οικονομικών θεμάτων, (γ) Εργασίες για Συζήτηση, που είναι σχέδια εργασιών σε προχωρημένο στάδιο προσκεκλημένων επιστημόνων ή μελών του ερευνητικού προσωπικού του Ιδρύματος. Οι εκδόσεις του ΚΕΠΕ από την ίδρυσή του έως σήμερα υπερβαίνουν τις 650. Το ΚΕΠΕ εκδίδει επίσης την τετραμηνιαία περιοδική έκδοση Οικονομικές Εξελίξεις, με σκοπό να συμβάλλει στη συστηματική

παρακολούθηση και ανάλυση της ελληνικής οικονομικής συγκυρίας, καθώς και στο πεδίο διαμόρφωσης της οικονομικής πολιτικής, αναλύοντας τις συνέπειες εναλλακτικών προσεγγίσεων σε επίκαιρα θέματα.

ΠΡΟΛΟΓΟΣ

Η παρούσα μελέτη αποτελεί εμπειρική διερεύνηση της σχέσης μεταξύ λειτουργικής διανομής εισοδήματος και μεγέθυνσης της ζήτησης στην ελληνική οικονομία, ένα ζήτημα κεντρικής σημασίας στην οικονομική θεωρία και την άσκηση οικονομικής πολιτικής. Η Δρ. Μαρσέλλου εξετάζει αυτή τη σχέση μέσω της εκτίμησης του καθεστώτος ζήτησης της ελληνικής οικονομίας. Συγκεκριμένα, διερευνά αν η ζήτηση αναπτύσσεται μέσω των μισθών, οπότε πολιτικές ενίσχυσης του μεριδίου της εργασίας είναι ωφέλιμες. Αντιθέτως, αν η ζήτηση εξαρτάται από τα κέρδη, τότε ενδείκνυνται πολιτικές ενίσχυσης του μεριδίου των κερδών.

Για την εμπειρική ανάλυση χρησιμοποιείται ένα μακρο-οικονομετρικό υπόδειγμα ζήτησης, το οποίο εκτιμά, με την προσέγγιση των ξεχωριστών εξισώσεων, την επίπτωση των μεταβολών στη λειτουργική διανομή εισοδήματος στη συνολική ζήτηση και, κατά συνέπεια, στο ΑΕΠ της χώρας κατά την περίοδο 1960-2017. Η μεθοδολογία περιλαμβάνει την εκτίμηση των συμπεριφορικών εξισώσεων των βασικών συνιστωσών της ζήτησης, ήτοι της κατανάλωσης, των επενδύσεων και των καθαρών εξαγωγών, με τη χρήση οικονομετρικών μεθόδων χρονολογικών σειρών. Επιπλέον, η ανθεκτικότητα των αποτελεσμάτων ελέγχεται μέσω διακριτών χρονικών περιόδων.

Τα ευρήματα της μελέτης καταδεικνύουν ότι το καθεστώς ζήτησης της ελληνικής οικονομίας αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών (*wage-led*), τόσο σε κλειστή όσο και σε ανοικτή οικονομία. Η αύξηση του μεριδίου των μισθών ενισχύει τη συνολική ζήτηση κυρίως μέσω της κατανάλωσης, υπερκαλύπτοντας τις αρνητικές επιδράσεις στις επενδύσεις και στις καθαρές εξαγωγές.

Η μελέτη καταλήγει στο συμπέρασμα ότι πολιτικές που ενισχύουν το μερίδιο των μισθών μπορούν να συμβάλουν στην αύξηση της ζήτησης, του ΑΕΠ και στη μείωση της ανεργίας. Τέτοιες πολιτικές περιλαμβάνουν την ενδυνάμωση του Κράτους Πρόνοιας, τη βελτίωση των θεσμών της αγοράς εργασίας, καθώς και την αύξηση των κατώτατων μισθών και των επιδομάτων ανεργίας. Παράλληλα, η ενίσχυση των δημόσιων επενδύσεων

και η παροχή κινήτρων στον ιδιωτικό τομέα μπορούν να βελτιώσουν την παραγωγικότητα και την ανταγωνιστικότητα της ελληνικής οικονομίας. Το Ταμείο Ανάκαμψης και Ανθεκτικότητας της Ευρωπαϊκής Ένωσης προσφέρει μια μοναδική ευκαιρία για την ενίσχυση της οικονομικής ανάπτυξης της χώρας.

ΠΑΝΑΓΙΩΤΗΣ Γ. ΛΙΑΡΓΚΟΒΑΣ
Πρόεδρος του Δ.Σ. και
Επιστημονικός Διευθυντής

ΚΕΝΤΡΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑΤΙΣΜΟΥ
ΚΑΙ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΡΕΥΝΩΝ
Μάρτιος 2025

Η παρατεταμένη ύφεση που ακολούθησε τη δημοσιονομική κρίση στην Ελλάδα το 2010, ως αποτέλεσμα της δημοσιονομικής προσαρμογής και των μνημονίων, ανέδειξε, μεταξύ άλλων, την ανάγκη μελέτης της σχέσης διανομής εισοδήματος και συνολικής ζήτησης. Η παρούσα μελέτη επιδιώκει να συμβάλει στην κατανόηση αυτής της σύνθετης σχέσης μέσω μιας προσέγγισης που εξετάζει εμπειρικά την επίπτωση μεταβολών της λειτουργικής διανομής εισοδήματος στη μεγέθυνση της συνολικής ζήτησης και, κατά συνέπεια, στη μεγέθυνση του ΑΕΠ. Δοθέντος του αποτελέσματος της ανάλυσης, οι οικονομίες κατηγοριοποιούνται βάσει της τυπολογίας καθεστώτων ζήτησης: σε εκείνα όπου η ζήτηση αναπτύσσεται μέσω των μισθών (*wage-led demand regime*) και σε εκείνα που αναπτύσσεται μέσω των κερδών (*profit-led demand regime*).

Τα ευρήματα της ανάλυσης παρέχουν ενδείξεις ότι η συνολική ζήτηση στην ελληνική οικονομία αναπτύσσεται μέσω των μισθών. Αυτό υποδηλώνει ότι, υπό τις συνθήκες του εν λόγω καθεστώτος, πολιτικές που προτεραιοποιούν τη διατήρηση ή αύξηση του μεριδίου των μισθών και την ενίσχυση των κοινωνικών δικτύων ασφαλείας μπορούν να λειτουργήσουν ως αντίδοτο στην οικονομική στασιμότητα. Εν μέσω παγκόσμιων προκλήσεων και αβεβαιοτήτων, η κατανόηση του ρόλου της διανομής εισοδήματος καθίσταται ακόμα πιο επιτακτική, ειδικά στα πλαίσια ανασυγκρότησης της ελληνικής οικονομίας και του παραγωγικού υποδείγματος, με στόχο τη βιώσιμη ανάπτυξη και τη βελτίωση του βιοτικού επιπέδου των πολιτών.

ΑΙΜΙΛΙΑ ΜΑΡΣΕΜΟΥ

Μάρτιος 2025

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

	<i>Σελίδα</i>
ΣΥΝΟΨΗ	21
EXECUTIVE SUMMARY	25
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1	
ΕΙΣΑΓΩΓΗ	29
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2	
ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ	35
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3	
ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ	40
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4	
ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ	53
4.1. Στατιστικά δεδομένα και μεθοδολογία	53
4.2. Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας	58
4.3. Εκτίμηση των εξισώσεων του υποδείγματος	62
4.3.1. Κατανάλωση	62
4.3.1.1. Εκτίμηση συνάρτησης κατανάλωσης ως προς τη διανομή εισοδήματος	62
4.3.1.2. Εκτίμηση συνάρτησης κατανάλωσης ως προς τη διανομή εισοδήματος με μεταβλητές ελέγχου το χρέος και τον δανεισμό των νοικοκυριών.	77
4.3.2. Επένδυση	87
4.3.2.1. Εκτίμηση συνάρτησης ιδιωτικών επενδύσεων ως προς τη διανομή εισοδήματος	87

4.3.2.2. Εκτίμηση της συνάρτησης επενδύσεων ως προς τη διανομή εισοδήματος με μεταβλητές ελέγχου το πραγματικό επιτόκιο και τις δημόσιες επενδύσεις	100
4.3.3. Καθαρές εξαγωγές.....	104
4.3.4. Συνολικό αποτέλεσμα της επίδρασης της διανομής εισοδήματος στη ζήτηση της ελληνικής οικονομίας.....	126

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ	130
--------------------------------------	-----

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ.....	133
A1. Ορισμοί μεταβλητών.....	135
A2. Διαγραμματική παρουσίαση μεταβλητών υποδείγματος κατανάλωσης	138
A3. Διαγραμματική παρουσίαση μεταβλητών υποδείγματος ιδιωτικών επενδύσεων.....	141
A4. Διαγραμματική παρουσίαση μεταβλητών υποδείγματος καθαρών εξαγωγών	146
A5. Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test. Συνάρτηση καθαρών εξαγωγών.	151
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	157

ΠΙΝΑΚΕΣ

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.2.1: Augmented Dickey-Fuller test για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας.....	58
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.2.2: Phillips-Perron test για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας.....	60
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.2.3: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) test για στασιμότητα.....	61
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.1: ARDL F-Bounds test: Συνάρτηση κατανάλωσης 1960-2017, 1960-1990 και 1991-2017 (Με προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)	65
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.2: ARDL F-Bounds test: Συνάρτηση κατανάλωσης 1960-2017, 1960-1990 και 1991-2017 (Χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους)	66
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.3: Συνάρτηση κατανάλωσης. Αποτελέσματα ARDL (p , q_1 , q_2) (Με προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)	70
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.4: Συνάρτηση κατανάλωσης. Αποτελέσματα ARDL (p , q_1 , q_2) (Χωρίς προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)	71
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.5: Οριακή επίδραση μιας μεταβολής στο μερίδιο των μισθών στο μερίδιο της κατανάλωσης στο ΑΕΠ.....	76
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.6 ARDL F-Bounds test: Συνάρτηση κατανάλωσης με προσθήκη μεταβλητής δανεισμού των νοικοκυριών, 1991-2017 (Με προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους).....	80
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.7: ARDL F-Bounds test: Συνάρτηση κατανάλωσης με προσθήκη μεταβλητής δανεισμού νοικοκυριών και μακροχρόνιο επιτόκιο, 1991-2017 (Με προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)	81
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.8: Αποτελέσματα παλινδρόμησης: Συνάρτηση κατανάλωσης με προσθήκη μεταβλητής δανεισμού νοικοκυριών και μακροχρόνιο επιτόκιο, 1991-2017 (Με προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)	82

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.9: ARDL F-Bounds test: Συνάρτηση κατανάλωσης με προσθήκη μεταβλητής δανεισμού των νοικοκυριών, 1991-2017 (Χωρίς προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους).....	83
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.10: ARDL F-Bounds test: Συνάρτηση κατανάλωσης με προσθήκη μεταβλητής δανεισμού νοικοκυριών και μακροχρόνιο επιτόκιο, 1991-2017 (Χωρίς προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)	84
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.11: Αποτελέσματα παλινδρόμησης: Συνάρτηση κατανάλωσης με προσθήκη μεταβλητής δανεισμού νοικοκυριών και μακροχρόνιο επιτόκιο, 1991-2017 (Χωρίς προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)	84
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.12: Μερική επίδραση μιας μεταβολής κατά μία ποσοστιαία μονάδα στο μερίδιο των μισθών στο μερίδιο της κατανάλωσης στο ΑΕΠ, 1991-2017	86
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.13: Αποτελέσματα F-Bounds test	89
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.14: Συνάρτηση επενδύσεων. Αποτελέσματα υποδείγματος ARDL (p , q_1 , q_2 , q_3) για 1960-2017, 1960-1990 και 1991-2017 (Με προσαρμογή των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)	92
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.15: Συνάρτηση επενδύσεων. Αποτελέσματα υποδείγματος ARDL(p , q_1 , q_2 , q_3) για 1960-2017, 1960-1990 και 1991-2017 (Χωρίς προσαρμογή των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)	94
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.16: Οριακή επίδραση της μεταβολής στο μερίδιο των κερδών κατά μία ποσοστιαία μονάδα στο μερίδιο της επένδυσης στο ΑΕΠ	99
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.17: Αποτελέσματα παλινδρόμησης σε πρώτες διαφορές της συνάρτησης επενδύσεων, 1960-2017, 1960-1989 και 1989-2017 (Τα κέρδη είναι προσαρμοσμένα ως προς τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό).....	101
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.18: Αποτελέσματα παλινδρόμησης σε πρώτες διαφορές της συνάρτησης επενδύσεων, 1960-2017, 1960-1989 και 1989-2017 (Χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό).....	102
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.19: Αποτελέσματα παλινδρόμησης εξαγωγών με FMOLS-ECM, 1960-2017, 1960-1989 και 1990-2017	107

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.20: Αποτελέσματα παλινδρόμησης εισαγωγών με FMOLS-ECM, 1960-2017, 1960-1989 και 1989-2017	113
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.21: Αποτελέσματα παλινδρόμησης τιμών εξαγωγών με υπόδειγμα πρώτων διαφορών, 1960-2017, 1960-1989 και 1990-2017.....	116
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.22: Αποτελέσματα παλινδρόμησης εγχώριων τιμών με υπόδειγμα πρώτων διαφορών και προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό, 1960-2017, 1960-1989 και 1990-2017.....	117
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.23: Αποτελέσματα παλινδρόμησης εγχώριων τιμών με υπόδειγμα πρώτων διαφορών, 1960-2017, 1960-1989 και 1990-2017 (χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους)	119
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.24: Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών και των εισαγωγών στο ΑΕΠ, 1960-2017.....	121
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.25: Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών και των εισαγωγών στο ΑΕΠ, 1960-1989.....	123
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.26: Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών και των εισαγωγών στο ΑΕΠ, 1989-2017.....	123
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.27: Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών και των εισαγωγών, 1960-2017	124
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.28: Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών και των εισαγωγών στο ΑΕΠ, 1960-1989.....	125
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.29: Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών και των εισαγωγών στο ΑΕΠ, 1990-2017.....	125
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.30: Μεταβολή στην ιδιωτική ζήτηση (σε ποσοστιαίες μονάδες ΑΕΠ) ως συνέπεια μιας αύξησης κατά μία π.μ. στο μερίδιο των μισθών (Με προσαρμογή για αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό).....	127
ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.31: Μεταβολή στην ιδιωτική ζήτηση (σε ποσοστιαίες μονάδες ΑΕΠ) ως συνέπεια μιας αύξησης κατά μία π.μ. στο μερίδιο των μισθών (Χωρίς προσαρμογή για αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό)	127
ΠΙΝΑΚΑΣ Α1.1: Ορισμοί μεταβλητών.....	136

ΠΙΝΑΚΑΣ Α5.1: Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test	
Συνάρτηση εξαγωγών.....	152
ΠΙΝΑΚΑΣ Α5.2: Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test	
Συνάρτηση εισαγωγών	153
ΠΙΝΑΚΑΣ Α5.3: Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test	
Συνάρτηση εγχώριων τιμών	154
ΠΙΝΑΚΑΣ Α5.4: Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test	
Συνάρτηση τιμών εξαγωγών	155
ΠΙΝΑΚΑΣ Α5.5: Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test	
Συνάρτηση εγχώριων τιμών, με προσαρμογή του μοναδιαίου	
κόστους εργασίας ώστε να περιλαμβάνει και	
τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό	156

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α2.1: Μεταβλητές υποδείγματος κατανάλωσης σε επίπεδα, 1960-2019.....	139
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α2.2: Μεταβλητές υποδείγματος κατανάλωσης σε πρώτες διαφορές, 1960-2019	140
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α3.1: Μεταβλητές υποδείγματος επενδύσεων σε επίπεδα, 1960-2019.....	142
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α3.2: Μεταβλητές υποδείγματος επενδύσεων σε πρώτες διαφορές, 1960-2019.....	144
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α4.1: Μεταβλητές υποδείγματος σε επίπεδα, 1960-2019	147
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α4.2: Μεταβλητές υποδείγματος σε πρώτες διαφορές, 1960-2019.....	149

ΣΥΝΟΨΗ

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι η εμπειρική διερεύνηση της σχέσης λειτουργικής διανομής εισοδήματος και μεγέθυνσης της ζήτησης της ελληνικής οικονομίας, επιδιώκοντας να συμβάλει, τόσο θεωρητικά όσο και εμπειρικά, σε μια συζήτηση που βρίσκεται σε εξέλιξη και διεξάγεται διεθνώς και με ιδιαίτερη ένταση τα τελευταία χρόνια. Για τον σκοπό αυτό χρησιμοποιείται ένα μακρο-οικονομετρικό υπόδειγμα ζήτησης μέσω του οποίου εκτιμάται το μέγεθος της επίπτωσης μιας μεταβολής στη λειτουργική διανομή εισοδήματος στη συνολική ζήτηση και εν τέλει στο ΑΕΠ της χώρας. Η μεθοδολογία που ακολουθείται είναι ανάλογη με αυτήν των Stockhammer et al. (2009), η οποία αποτελεί μια εμπειρική προσέγγιση του θεωρητικού ενδεχόμενου η ζήτηση των οικονομιών να αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών ή των κερδών, ενδεχόμενο που τέθηκε για πρώτη φορά στις εργασίες των Blecker (1989), Bhaduri και Marglin (1990) και Marglin και Bhaduri (1990). Στο πρώτο στάδιο της μελέτης εκτιμώνται οι συμπεριφορικές εξισώσεις για τις συνιστώσες της ζήτησης –της κατανάλωσης, επένδυσης και των καθαρών εξαγωγών– και εν συνεχεία οι επιδράσεις των εκτιμηθέντων συντελεστών της διανομής εισοδήματος αθροίζονται για να προκύψει το συνολικό αποτέλεσμα στη μεγέθυνση της ζήτησης.

Η παρούσα μελέτη επιχειρεί να συνεισφέρει στην υφιστάμενη βιβλιογραφία μέσω της διερεύνησης της ελληνικής οικονομίας, χρησιμοποιώντας τα πιο πρόσφατα διαθέσιμα στατιστικά δεδομένα, τα οποία καλύπτουν την περίοδο μέχρι την παραμονή του ξεσπάσματος της πανδημίας Covid-19. Επίσης, επεκτείνει το βασικό υπόδειγμα περιλαμβάνοντας κρίσιμες μεταβλητές για τη συνάρτηση ζήτησης με δύο κύριους τρόπους. Πρώτον, με τη συμπερίληψη χρηματοοικονομικών μεταβλητών όπως αυτή του ιδιωτικού χρέους των νοικοκυριών και των επιτοκίων αναφορικά με τη συνάρτηση κατανάλωσης. Δεύτερον, με την εισαγωγή των δημοσίων επενδύσεων ως προσδιοριστικού παράγοντα των ιδιωτικών επενδύσεων. Με αυτόν τον τρόπο απαντάται η κριτική σχετικά με το ενδεχόμενο σφάλματος λόγω της παράλειψης σημαντικών επεξηγηματικών μεταβλητών. Επιπλέον, όλα τα υποδείγματα εκτιμώνται με κατάλληλες οικονομε-

τρικές μεθόδους χρονολογικών σειρών, όπως η μέθοδος των Αυτοπαλίνδρομων Υποδειγμάτων Κατανεμημένων Υστερήσεων (Autoregressive Distributed Lags – ARDL) και η μέθοδος Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS), οι οποίες λαμβάνουν υπόψη το ενδεχόμενο παρουσίας ενδογένειας μεταξύ των παλινδρομητών (μεροληπτικό σφάλμα λόγω χρονικής ταυτοσημίας – simultaneity bias). Επιπλέον, ελέγχεται η ανθεκτικότητα των εκτιμήσεων μέσω της εκτίμησης δύο υποπεριόδων, αξιοποιώντας το επαρκώς μεγάλο διάστημα του συνολικού δείγματος.

Ο τρόπος και η κατεύθυνση προς την οποία «αντιδρά» κάθε οικονομία στις μεταβολές στη διανομή εισοδήματος εξαρτάται από την παραγωγική δομή της, τα αναπτυξιακά και καταναλωτικά της πρότυπα συναρτήσει άλλων ιδιοσυγκρασιακών παραγόντων. Στη βιβλιογραφία έχει διαμορφωθεί μια τυπολογία καθεστώτων συναθροιστικής ζήτησης ανάλογα με το «πρόσημο» των επιπτώσεων που επιφέρουν οι μεταβολές στη λειτουργική διανομή του εισοδήματος στη συνολική ζήτηση και εν τέλει στη μεγέθυνση του προϊόντος· αν μια αύξηση του μεριδίου των μισθών επιφέρει αύξηση στη συναθροιστική ζήτηση και κατά συνέπεια στο ΑΕΠ, τότε η οικονομία θεωρείται ότι αναπτύσσεται μέσω των μισθών (wage-led), ενώ στην αντίθετη περίπτωση, αν μειώνεται η ζήτηση, τότε αναπτύσσεται μέσω των κερδών (profit-led). Εύλογα συμπεραίνεται, επομένως, ότι οι πολιτικές συμπίεσης του μεριδίου των μισθών σε ένα καθεστώς ζήτησης που αναπτύσσεται μέσω των μισθών θα συρρικνώσουν τη ζήτηση, καθώς οι αρνητικές επιπτώσεις στην κατανάλωση θα υπερκαλύψουν τις όποιες θετικές επιπτώσεις προκύψουν στην επενδυτική ή εξαγωγική δραστηριότητα.

Τα εμπειρικά ευρήματα της ανάλυσής μας επιβεβαιώνουν σε μεγάλο βαθμό ότι η ζήτηση στην Ελλάδα μεγεθύνεται διαμέσου των μισθών τόσο ως κλειστή οικονομία όσο και όταν συμπεριλαμβάνεται το εξωτερικό εμπόριο. Το αποτέλεσμα αυτό είναι ανθεκτικό κατά την εκτίμηση διακριτών χρονικών περιόδων, όπως 1960-2017, 1960-1989/90, 1990/91-2017, πριν το ξέσπασμα της παγκόσμιας χρηματοπιστωτικής κρίσης, το 2008, και στο τέλος της περιόδου το 2017. Επιπλέον, λόγω του σχετικά υψηλού ποσοστού αυτοαπασχολούμενων στην Ελλάδα πραγματοποιήσαμε την εμπειρική ανάλυση σε δύο διακριτά υποδείγματα, στο ένα εκ των οποίων διορθώνονται οι μεταβλητές της διανομής εισοδήματος για το εισόδημα των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό. Η διαφοροποίηση αυτή επέφερε κάποιες μεταβολές στα μεγέθη των εκτιμήσεων των συντε-

λεστών του υποδείγματος, χωρίς, ωστόσο, να μεταστρέψει το συνολικό αποτέλεσμα της μεγέθυνσης της ζήτησης διαμέσου των μισθών.

Πιο συγκεκριμένα, από την εκτίμηση της συνάρτησης κατανάλωσης προκύπτει ένα επαρκώς ισχυρό θετικό αποτέλεσμα (από μια εξωγενή αύξηση του μεριδίου των μισθών), το οποίο εν τέλει υπερκαλύπτει τις αρνητικές επιδράσεις που προκύπτουν από τις συναρτήσεις των επενδύσεων και των καθαρών εξαγωγών.

Το υπόδειγμα της κατανάλωσης συμπληρωματικά εκτιμήθηκε και με τη συμπερίληψη του δανεισμού για καταναλωτικούς σκοπούς των νοικοκυριών. Ωστόσο, λόγω περιορισμένης διαθεσιμότητας στατιστικών δεδομένων για την καταναλωτική πίστη, η διερεύνηση αυτή ασκήθηκε μόνο για τη δεύτερη χρονική υποπερίοδο (1990-2017). Βασικό συμπέρασμα αυτής της άσκησης είναι ότι τα αποτελέσματα δεν παρουσιάζουν κάποια αξιοσημείωτη μεταβολή σε σχέση με τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων χωρίς τη συμπερίληψη του δανεισμού. Ο συντελεστής της μεταβλητής του δανεισμού, όπως αναμενόταν, είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός.

Οι ιδιωτικές επενδύσεις εκτιμώνται μέσω ενός τυπικού υποδείγματος Bhaduri-Marglin (1990), όπου περιλαμβάνεται ο επιταχυντής και οι εταιρικές ταμειακές ροές (accelerator - cash flow model). Από την εκτίμηση της συνάρτησης των επενδύσεων προέκυψε αρνητική επίδραση του μεριδίου των μισθών (θετική επίδραση του μεριδίου των κερδών), ενώ, όπως συχνά καταγράφεται στη βιβλιογραφία, η ζήτηση ασκεί ισχυρή θετική επίπτωση και το πραγματικό μακροχρόνιο επιτόκιο εμφανίζει πολύ μικρή επίδραση, ενίοτε μη στατιστικά σημαντική.

Το τρίτο κανάλι μέσω του οποίου η διανομή εισοδήματος επιδρά στη συναθροιστική ζήτηση είναι μέσω της επίπτωσής της στις καθарές εξαγωγές. Για την εκτίμηση της επίπτωσης της διανομής εισοδήματος στις καθарές εξαγωγές χρησιμοποιούμε την προσέγγιση σε τρία στάδια που ανέπτυξαν στις εργασίες τους οι Stockhammer et al. (2009), παραλλαγές της οποίας έχουν χρησιμοποιήσει στις εργασίες τους οι Onaran et al. (2011), Stockhammer et al. (2011), Onaran και Galanis (2014), Onaran και Obst (2016) και Obst et al. (2020). Τα ευρήματα της ανάλυσης βρίσκονται σε συμφωνία με αυτά της σχετικής βιβλιογραφίας. Η επίπτωση μιας αύξησης του μεριδίου των μισθών θα επέφερε μείωση των καθαρών εξαγωγών, όχι όμως τέτοιου μεγέθους που να ανατρέπει το θετικό αποτέλεσμα

στη ζήτηση που προέρχεται από την αύξηση της κατανάλωσης. Το ίδιο συμπέρασμα προκύπτει για όλες τις εξεταζόμενες περιόδους και εξειδικεύσεις του υποδείγματος.

Οι κυβερνήσεις μπορούν με άμεσο τρόπο να επηρεάσουν τη διανομή εισοδήματος μέσω της φορολογικής και κοινωνικής πολιτικής, και των πολιτικών της αγοράς εργασίας (Lavoie and Stockhammer, 2013) προς την κατεύθυνση που είναι περισσότερο συμβατή με τα χαρακτηριστικά και τους δημοσιονομικούς ή άλλους περιορισμούς της κάθε οικονομίας. Δοθέντων των ευρημάτων της ανάλυσης, προκύπτει ότι οι πολιτικές μισθολογικής μετριοπάθειας, εφόσον διατηρηθούν, ενδέχεται να αποστερήσουν μέρος της μεγέθυνσης ζήτησης και κατ' επέκταση του προϊόντος και της μείωσης της ανεργίας από ό,τι αν εφαρμόζονταν πολιτικές που προωθούν την ενίσχυση του μεριδίου των μισθών. Οι πολιτικές που κινούνται προς αυτή την κατεύθυνση μπορούν να συνοψιστούν σε αυτές που ενδυναμώνουν το Κράτος Πρόνοιας, τους θεσμούς της αγοράς εργασίας, την αύξηση των επιδομάτων ανεργίας και την ενίσχυση των κατώτατων μισθών, ώστε ο ρυθμός μεταβολής των μισθών να διαμορφώνεται τουλάχιστον στα ίδια επίπεδα με αυτόν της παραγωγικότητας της εργασίας (Lavoie and Stockhammer, 2013).

Επίσης, οι κυβερνήσεις θα μπορούσαν να προβούν σε δημόσιες επενδύσεις σε υποδομές που έχει φανεί από τη διεθνή εμπειρία ότι συμβάλουν στη μεγέθυνση της οικονομίας [Deleidi et al. (2020) για την επίδραση των δημοσίων επενδύσεων στο ΑΕΠ στη βραχυχρόνια και μακροχρόνια περίοδο, Furceri και Zdzienicka (2012) για τις βραχυχρόνιες επιπτώσεις των κοινωνικών δαπανών στο ΑΕΠ, καθώς και IMF (2014) και Ευρωπαϊκή Επιτροπή (2014)], αλλά και να παρέχουν κίνητρα προς συγκεκριμένες κατευθύνσεις για επενδύσεις του ιδιωτικού τομέα, οι οποίες θα πυροδοτούν την παραγωγικότητα της εργασίας σε επίπεδο επιχείρησης, κλάδου και συνεργαζόμενων κλάδων. Το ευρωπαϊκό σχέδιο για την Επόμενη Γενιά (Next Generation EU) μέσω του Ταμείου Ανάκαμψης και Ανθεκτικότητας αποτελεί μια ιστορικής σημασίας ευκαιρία για την ανάπτυξη της ελληνικής οικονομίας. Σε μια ανοικτή οικονομία οι επενδύσεις που αφορούν στην παραγωγική διαδικασία αυξάνουν την παραγωγικότητα της εργασίας και μειώνουν το κόστος παραγωγής χωρίς την ανάγκη μείωσης του μισθολογικού κόστους, αυξάνοντας παράλληλα την ανταγωνιστικότητα της οικονομίας (Romer, 1996).

EXECUTIVE SUMMARY

The purpose of this study is to empirically investigate the relationship between the functional distribution of income and the aggregate demand in Greece, seeking to contribute both theoretically and empirically to the ongoing debate conducted internationally and with particular intensity in recent years. For this purpose, a macro-econometric demand-driven model of growth and income distribution is estimated, in order to assess the magnitude and the direction of the effect of a change in the functional income distribution on demand and finally on the country's GDP. We follow the methodological approach developed by Stockhammer et al. (2009), which is an empirical variant of the Bhaduri and Marglin (1990) model. The first step is to evaluate the single behavioral equations of the demand components –consumption, investment, and net exports– and then sum the estimated income distribution coefficients to arrive at the overall impact on aggregate demand.

This study attempts to contribute to the existing literature by investigating the Greek economy using the latest available statistical data up to the eve of the outbreak of the Covid-19 pandemic. It also extends the model to include critical for the demand functions variables in two ways: first, by including financial variables such as private household debt and interest rates as far as the consumption function is concerned, and second, by including the public investment variable as a determinant of private investment. In this way, the criticism for potential bias due to the omission of explanatory variables is addressed. In addition, all models are estimated with appropriate time series econometric methods, such as the Autoregressive Distributed Lags (ARDL) method and the Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) method, which take into account the possibility of endogeneity between regressors (simultaneity bias). In addition, the robustness of the estimates is checked by estimating two sub-sample periods given the sufficiently large span of the total sample.

The direction of each economy's reaction to changes in income distribution depends on its productive structure, its stage of development,

historically developed institutions and consumption patterns as well as conjunctural factors. A typology of aggregate demand regimes has been developed in the relevant literature depending on the “sign” of the effects of changes in the functional distribution of income on the aggregate demand and eventual economic growth. If an increase in the share of wages leads to an increase in aggregate demand, then the demand regime is characterized as wage-led; otherwise, it is profit-led. It is therefore reasonable to conclude that pro-capital policies in a wage-led demand regime will shrink demand, as the negative effects on consumption will outweigh any positive effects on investment and/or net exports.

The empirical findings of our analysis largely confirm that the demand regime of the Greek economy is wage-led both as a closed and an open economy. This result is robust when estimating discrete time periods, such as 1960–2017, 1960–1989/90, 1990/91–2017 and prior to the outbreak of the global financial crisis, 2008, and at the end of the sample period, 2017. In addition, due to the relatively high percentage of self-employed in Greece, we performed the empirical analysis on two distinct models, one of which corrects the income distribution variables for the income of self-employed without personnel. This differentiation brought about some minor changes in the estimates of the coefficients of interest, yet without affecting the wage-led nature of the demand regime.

More specifically, the estimation of the consumption function shows a sufficiently strong positive result (from an exogenous increase in the share of wages) which ultimately outweighs the negative effects resulting from the investment and net export functions.

The consumption model was also estimated by including consumer borrowing and the long-term real interest rate. However, due to the limited availability of consumer credit statistical data, the econometric analysis was conducted only for the second sub-period (1990–2017). The main conclusion of this exercise is that the results do not show any significant differentiation in relation to the estimation results without the inclusion of consumer borrowing and the long-term real interest rate. Household borrowing has a positive impact on consumption and is statistically significant only in the model specification that has no correction for the self-employed, while the long-term real interest rate is not statistically significant in either of the model specifications.

The analysis of private investment is based on the conventional accelerator model of investment that also incorporates cash flows and the long-run interest rate. Our statistical findings suggest a positive impact of the profit share (negative impact of the wage share), while as it is usually the case in the literature, demand has a strong positive effect; the real long-term interest rate, when it is statistically significant, has a minor impact.

The third channel through which income distribution affects aggregate demand is through its impact on net exports. To estimate the impact of income distribution on net exports, we use the three-step approach developed in Stockhammer et al. (2009), and further used in Onaran et al. (2011), Stockhammer et al. (2011), Onaran and Galanis (2014), Onaran and Obst (2016) and Obst et al. (2020). The findings of the analysis are in line with those of the relevant literature. An increase in the share of wages would reduce net exports, but not to such an extent to reverse the overall positive impact on demand through increased consumption. The same conclusion is reached for all the examined sample periods and specifications of the model.

Governments own the policy tools to directly influence the distribution of income through fiscal, social and labor market policies (Lavoie and Stockhammer, 2013) towards a direction that is more compatible with the characteristics, along with the potential fiscal or other restrictions, of the demand regime of the economy. Given the findings of our analysis, it appears that wage moderation policies, if maintained, may deprive the economy of part of the demand growth and the unemployment reduction that would have been achieved if pro-labour policies, in other words policies that increase the wage share, had been implemented. Policies moving in this direction can be summarized in those that strengthen the Welfare State, labor market institutions, increase unemployment benefits, increase the minimum wage, reduce the dispersion of wages and salaries, and link real wage growth to labor productivity.

Governments could also proceed to public investments in infrastructure that international experience has shown to boost overall economic growth (for instance, Deleidi et al. (2020), Furceri and Zdzienicka (2012). See also IMF (2014) and European Commission (2014)) and productivity and provide incentives for specific private sector investments that will stimulate

labor productivity at firm, industrial and sectoral levels. The European project for the Next Generation EU through the Recovery and Resilience Fund is a historically significant opportunity for the development of the Greek economy. In an open economy, investments and labor productivity growth reduce production costs without the need to reduce wage costs, while increasing the competitiveness of the economy (Romer, 1996).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι η εμπειρική διερεύνηση του καθεστώτος ζήτησης της ελληνικής οικονομίας μέσω της εκτίμησης της επίδρασης της διανομής εισοδήματος¹ στη συναθροιστική ζήτηση. Για τον σκοπό αυτό χρησιμοποιείται ένα μακρο-οικονομετρικό υπόδειγμα, βάσει του οποίου θα εκτιμηθεί το μέγεθος της επίπτωσης μιας μεταβολής στη διανομή εισοδήματος σε κάθε συνιστώσα της ζήτησης –κατανάλωση, επένδυση, εξαγωγές και εισαγωγές– και εν τέλει συναθροιστικά στη συνολική ζήτηση της χώρας. Η βιβλιογραφία έχει δείξει ότι στις περισσότερες χώρες η εσωτερική ζήτηση ωθείται από τους μισθούς (wage-led), ωστόσο σε μερικές χώρες, συνήθως στις μικρές ανοικτές οικονομίες, ενδέχεται, όταν λαμβάνεται υπόψη ο εξωτερικός τομέας της οικονομίας, να μεταβληθεί το καθεστώς ζήτησης και να ωθούνται από τα κέρδη (profit-led) (Blecker, 2016).

Ειδικότερα, στην παρούσα μελέτη διεξάγεται η οικονομετρική εκτίμηση ενός τυπικού κεϋνσιανού μακρο-οικονομετρικού υποδείγματος ζήτησης που αναπτύχθηκε από τους Stockhammer et al. (2009) και έκτοτε αποτελεί σημείο αναφοράς για μια εκτεταμένη βιβλιογραφία, η οποία διερευνά την επίδραση της λειτουργικής διανομής εισοδήματος στη συνολική ζήτηση. Αυτό που καθιστά το συγκεκριμένο υπόδειγμα ιδιαίτερα προσφιλές είναι ότι χρησιμοποιεί τη συνάρτηση επενδύσεων τύπου Bhaduri και Marglin (1990), η οποία ενσωματώνει και τους όρους της διανομής εισοδήματος εκτός από τον επιταχυντή (accelerator component). Αυτό έχει ως αποτέλεσμα τη γενίκευση του υποδείγματος, καθώς λαμβάνει υπόψη τις επιδράσεις που προέρχονται τόσο από την πλευρά της ζήτησης όσο και της προσφοράς. Έτσι, το συγκεκριμένο υπόδειγμα, εκτός του ότι επιτρέπει την εκτίμηση των μερικών επιδράσεων της διανομής εισοδήματος

¹ Ως μεταβλητές της διανομής εισοδήματος χρησιμοποιούμε τα μερίδια της εργασίας και του κεφαλαίου στο ΑΕΠ, ο μέσος όρος των οποίων κατά την εξεταζόμενη περίοδο ανέρχεται σε 0,31 και 0,59, αντίστοιχα.

σε όλες τις συνιστώσες της ζήτησης –κατανάλωση, επένδυση, εξαγωγές και εισαγωγές– καθώς εκφράζονται ως συνάρτηση του μεριδίου των μισθών, λαμβάνει υπόψη του και τη μερική επίδραση που προκύπτει από την πλευρά της προσφοράς ως κόστος.

Η μελέτη αυτή εντάσσεται στο πλαίσιο μιας τόσο θεωρητικής όσο και εμπειρικής συζήτησης που εξελίσσεται διεθνώς αναφορικά με τη σχέση μεταξύ διανομής εισοδήματος ζήτησης και κατ' επέκταση οικονομικής μεγέθυνσης. Η σχέση αυτή έχει σημαντικές προεκτάσεις σε ζητήματα αναπτυξιακής πολιτικής όπως το αναπτυξιακό/παραγωγικό πρότυπο μιας οικονομίας, η εισοδηματική ανισότητα, η τεχνολογική πρόοδος και η παραγωγικότητα της εργασίας, η παγκοσμιοποίηση, καθώς και η απελευθέρωση των αγορών της εργασίας και του κεφαλαίου.

Συγκεκριμένα, η εμπειρία της Ελλάδας από την πρόσφατη οικονομική και δημοσιονομική κρίση αποτελεί ένα ανοικτό πεδίο θεωρητικής και εμπειρικής διερεύνησης. Τα τρία Προγράμματα Οικονομικής Προσαρμογής, που εφαρμόστηκαν στην Ελλάδα το διάστημα 2010-2018, είχαν κύριο προσανατολισμό την αποκατάσταση των ανισορροπιών στο δημοσιονομικό πεδίο και το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών. Στο πρώτο σκέλος επιτεύχθηκε μια εντυπωσιακή δημοσιονομική προσαρμογή και ταυτόχρονα διατηρήσιμη επίτευξη των δημοσιονομικών στόχων. Ωστόσο, σε ό,τι αφορά στην ιδιωτική οικονομία και ιδιαίτερα τον τομέα του εξωτερικού εμπορίου αλλά και των επενδύσεων, σημαντικό μέρος των μεταρρυθμίσεων που εφαρμόστηκαν είχαν άμεση επίπτωση στη διανομή του εισοδήματος. Ο περιορισμός του ελλείμματος στο ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών κατά τη διάρκεια της ύφεσης φαίνεται να οφείλεται περισσότερο στη μείωση των εισαγωγών, λόγω της δραματικής μείωσης του εγχώριου εισοδήματος, παρά στην αύξηση των εξαγωγών λόγω της βελτίωσης της ανταγωνιστικότητας. Μένει επομένως να φανεί αν η εξέλιξη αυτή στο εμπορικό ισοζύγιο μπορεί να διατηρηθεί με όρους που να βασίζονται στη διόρθωση των προβληματικών δομικών χαρακτηριστικών της ελληνικής οικονομίας, στην ενίσχυση της εξωστρέφειας και της ανταγωνιστικότητας και όχι στην καθίζηση της εσωτερικής ζήτησης.²

² Για μια ενδελεχή ανάλυση αναφορικά με το εξωτερικό εμπόριο και την ανταγωνιστικότητα ο ενδιαφερόμενος αναγνώστης μπορεί να ανατρέξει στις εργασίες της Κωνσταντακοπούλου κ.ά. (2019) και Κωνσταντακοπούλου (2015).

Οι επενδύσεις σε σταθερό κεφάλαιο αποτελούν τον δεύτερο παράγοντα της ζήτησης και τον πλέον ουσιαστικό συντελεστή για την οικονομική μεγέθυνση της χώρας. Και σε αυτό το πεδίο αναπτύσσεται προβληματισμός για τον ρόλο της διανομής εισοδήματος, καθώς η δυναμική της ζήτησης φαίνεται να έχει μεγαλύτερη επίδραση στις επενδύσεις από ό,τι η κερδοφορία. Ο ρόλος της διανομής εισοδήματος, ιδιαίτερα κατά τη δεύτερη περίοδο όπου εμπεριέχεται η μακρόχρονη περίοδος της ύφεσης, επισκιάζεται ακόμα περισσότερο από την κατάρρευση της ζήτησης καθώς και από τη δυσκολία πρόσβασης των επιχειρήσεων στον τραπεζικό δανεισμό.

Η παραγωγική δομή κάθε οικονομίας και τα αναπτυξιακά και καταναλωτικά της πρότυπα παίζουν καθοριστικό ρόλο στο πώς «αντιδρά» στις μεταβολές στη διανομή εισοδήματος.³ Ένα βασικό ερώτημα επομένως που προκύπτει και έχει ενδιαφέρον τόσο θεωρητικό όσο και πρακτικό

³ Εκτός από την παραγωγική δομή της οικονομίας, οι Lavoie and Stockhammer (2013) αναφέρουν μια σειρά από άλλους παράγοντες, οι οποίοι ενδεχομένως συντελούν στο να αναπτύσσεται μια οικονομία διαμέσου των μισθών ή των κερδών: η υπάρχουσα λειτουργική διανομή εισοδήματος, η ροπή προς κατανάλωση ανάλογα με το αν το εισόδημα προέρχεται από μισθούς ή κέρδη, ο βαθμός αντίδρασης των επιχειρήσεων στις πωλήσεις ή τα περιθώρια κέρδους, η ευαισθησία των εξαγωγών στις μεταβολές στο κόστος παραγωγής, στις συναλλαγματικές ισοτιμίες και στην εξωτερική ζήτηση αλλά και το μερίδιο κάθε συνιστώσας της συναθροιστικής ζήτησης (κατανάλωση, επένδυση, καθαρές εξαγωγές) στο ΑΕΠ. Οι παράγοντες αυτοί εξετάζονται στην εμπειρική ανάλυση αυτής της μελέτης.

Οι μεταβολές στο μερίδιο της εργασίας αντανakλούν μεταβολές τόσο στις δυναμικές που διαμορφώνονται στον διεθνή καταμερισμό εργασίας, τον διεθνή ανταγωνισμό, την τεχνολογική πρόοδο, την τάση του ρυθμού μεταβολής της παραγωγικότητας της εργασίας, τη μετανάστευση όσο και στις κατά τόπους νομικές και ρυθμιστικές αλλαγές στο θεσμικό πλαίσιο των αγορών εργασίας και προϊόντος.

Σημειώνεται ότι το μερίδιο της εργασίας, δηλαδή το μερίδιο του εγχώριου εισοδήματος που κατευθύνεται στους μισθούς, παρουσιάζει μια ξεκάθαρη πτώση από τις αρχές της δεκαετίας του 1980 μέχρι και τα μέσα της δεκαετίας του 2000 στις ανεπτυγμένες οικονομίες (IMF, 2007, 2012). Με βάση τα εμπειρικά αποτελέσματα εργασίας της Διεθνούς Οργάνωσης Εργασίας (εφεξής ILO – International Labor Office) το μερίδιο της εργασίας κατά τις τελευταίες δεκαετίες ακολουθεί πτωτική πορεία στα ¾ των 69 χωρών για τις οποίες υπάρχουν στατιστικά δεδομένα (ILO, 2012). Επισημαίνεται δε στη μελέτη ότι η μείωση που καταγράφεται είναι εντονότερη στις αναδυόμενες και αναπτυσσόμενες οικονομίες σε σύγκριση με τη σχετικά πιο ήπια πτώση στις ανεπτυγμένες οικονομίες. Επίσης, η μείωση του μεριδίου της εργασίας είναι πιο σημαντική στους εργαζόμενους με χαμηλά προσόντα τόσο στις ανεπτυγμένες όσο και στις αναδυόμενες και αναπτυσσόμενες οικονομίες.

υπό το πρίσμα της άσκησης οικονομικής πολιτικής, πέραν της διερεύνησης του προτύπου αυτού καθαυτό έχει να κάνει και με το αν και, ει δυνατόν, κατά πόσο έχουν μεταβληθεί τα δομικά χαρακτηριστικά της ελληνικής οικονομίας ως συνέπεια των μεταρρυθμίσεων των τριών Προγραμμάτων Οικονομικής Προσαρμογής.

Η ανά χείρας μελέτη εντάσσεται στο πλαίσιο μιας πολυπληθούς εμπειρικής βιβλιογραφίας που αναπτύσσεται κυρίως κατά την τελευταία δεκαπενταετία, της οποίας όμως οι βάσεις έχουν τεθεί σε θεωρητικό και εμπειρικό επίπεδο από τη δεκαετία του 1990. Στη συγκεκριμένη βιβλιογραφία έχει πλέον καθιερωθεί μια τυπολογία καθεστώτων συναθροιστικής ζήτησης, τα οποία χαρακτηρίζονται ως ωθούμενα από τους μισθούς ή από τα κέρδη (*wage-led or profit-led demand regimes*) [Bowles and Boyer (1995)· Naastepad and Storm (2006/2007)· Ederer and Stockhammer (2007)· Stockhammer et al. (2009)· Hein and Vogel (2008)· Stockhammer et al. (2011)· Onaran et al. (2011)· Onaran and Galanis, (2013)· Stockhammer and Onaran (2013)· Μαρσέλλου (2013)· Hartwig (2014)· Onaran and Galanis, (2014)· Molero-Simarro (2015)· Jetin and Kurt (2016)· Onaran και Obst (2016)· Obst et al. (2020)· και πολλοί άλλοι].

Συγκεκριμένα, αν μια αύξηση του μεριδίου των μισθών επιφέρει αύξηση στη συναθροιστική ζήτηση, τότε η ζήτηση θεωρείται ότι αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών (*wage-led*), ενώ στην αντίθετη περίπτωση, αν μειώνεται η ζήτηση, τότε αναπτύσσεται διαμέσου των κερδών (*profit-led*). Κατά συνέπεια, οι πολιτικές συμπίεσης του μεριδίου των μισθών σε ένα καθεστώς ζήτησης που αναπτύσσεται μέσω των μισθών θα συρρικνώσουν τη ζήτηση, καθώς οι αρνητικές επιπτώσεις στην κατανάλωση θα υπερκαλύψουν τις όποιες θετικές επιπτώσεις προκύψουν στην επενδυτική ή εξαγωγική δραστηριότητα.

Η παρούσα μελέτη επιχειρεί να συνεισφέρει στην υφιστάμενη βιβλιογραφία με τη διερεύνηση της ελληνικής οικονομίας, χρησιμοποιώντας τα πιο πρόσφατα διαθέσιμα στατιστικά δεδομένα μέχρι την παραμονή του ξεσπάσματος της πανδημίας Covid-19. Επίσης, επεκτείνει το υπόδειγμα περιλαμβάνοντας κρίσιμες μεταβλητές για τη συνάρτηση ζήτησης με δύο τρόπους. Πρώτον, με τη συμπερίληψη χρηματοοικονομικών μεταβλητών όπως αυτή του ιδιωτικού χρέους των νοικοκυριών και των επιτοκίων αναφορικά με τη συνάρτηση κατανάλωσης. Δεύτερον, με τη συμπερίληψη των δημοσίων επενδύσεων ως προσδιοριστικού παρά-

γοντα των ιδιωτικών επενδύσεων. Επιπλέον, ελέγχεται η ανθεκτικότητα των εκτιμήσεων μέσω της εκτίμησης δύο υποπεριοδών, καθώς το επιτρέπει το επαρκώς μεγάλο διάστημα του συνολικού δείγματος.

Αναλυτικότερα, για την εκτίμηση του υποδείγματος χρησιμοποιούμε ετήσια στατιστικά δεδομένα για την περίοδο 1960-2017 από την ετήσια βάση μακροοικονομικών δεδομένων AMECO της Γενικής Διεύθυνσης Οικονομικών και Χρηματοοικονομικών Υποθέσεων της Ευρωπαϊκής Επιτροπής και την Τράπεζα της Ελλάδος. Η σχετικά μακρά υπό εξέταση χρονική περίοδος (1960-2017), σε συνδυασμό με το πλήθος των εκτιμηθέντων συντελεστών, επιτρέπει τον επιμερισμό της σε δύο υποπεριόδους (1960-1989/90 και 1990/91-2017). Ο επιμερισμός αυτός εξυπηρετεί αφενός στη διερεύνηση της ύπαρξης ενδείξεων μεταβολών στη συμπεριφορά των μεταβλητών και των υποδειγμάτων, αφετέρου επιτρέπει κατά τη δεύτερη περίοδο την εξέταση εναλλακτικών εξειδικεύσεων του υποδείγματος που η πρώτη περίοδος λόγω μη διαθεσιμότητας στοιχείων δεν μας επέτρεπε.

Το οικονομετρικό υπόδειγμα εκτιμάται με τη μέθοδο των ξεχωριστών συμπεριφορικών εξισώσεων: για την κατανάλωση, τις επενδύσεις, τις εξαγωγές και τις εισαγωγές. Όπως συνηθίζεται στη σύγχρονη οικονομετρική θεωρία, σε πρώτο στάδιο εκτελούμε ελέγχους για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (unit root tests) και στη συνέχεια ελέγχους συνολοκλήρωσης των μεταβλητών (cointegration tests). Στον βαθμό που υπάρχουν ενδείξεις συνολοκλήρωσης, το υπόδειγμα εκτιμάται με τη μέθοδο του Υποδείγματος Διόρθωσης Σφάλματος (Error Correction Model-ECM) ή τη μέθοδο των Αυτοπαλίνδρομων Υποδειγμάτων Κατανεμημένων Υστερήσεων (Autoregressive Distributed Lags – ARDL) εφαρμόζοντας τον έλεγχο συνολοκλήρωσης (ARDL bound testing procedure) που προτείνουν οι Pesaran και Shin (1999) και οι Pesaran, Shin και Smith (2001). Στις περιπτώσεις που η χρήση των δύο παραπάνω μεθόδων δεν ενδείκνυται για λόγους οικονομετρικής μεθοδολογίας εκτιμούμε το υπόδειγμα σε πρώτες διαφορές.

Σύμφωνα με τα ευρήματα της οικονομετρικής ανάλυσης, το καθεστώς ζήτησης στην Ελλάδα ωθείται από τους μισθούς τόσο σε συνθήκες κλειστής οικονομίας όσο και όταν λαμβάνεται υπόψη το εξωτερικό εμπόριο. Το αποτέλεσμα αυτό παραμένει ανθεκτικό κατά την εκτίμηση διακριτών χρονικών περιόδων, όπως οι περίοδοι 1960-2017, 1960-1989/90 και 1990/91-2017.

Η μελέτη αποτελείται από πέντε κεφάλαια. Στο Κεφάλαιο 2 αναπτύσσεται το θεωρητικό υπόδειγμα που αποτελεί τη βάση της οικονομετρικής ανάλυσης και στο Κεφάλαιο 3 επιχειρείται η όσο το δυνατόν πληρέστερη παρουσίαση της σχετικής βιβλιογραφίας.

Το Κεφάλαιο 4 αφορά στην οικονομετρική ανάλυση. Στην ενότητα 4.1 γίνεται περιγραφή των στατιστικών δεδομένων και της μεθοδολογίας που θα ακολουθήσει στις επόμενες ενότητες. Στην ενότητα 4.2 παρουσιάζονται σε πίνακες τα αποτελέσματα των ελέγχων για μοναδιαία ρίζα. Στις ενότητες 4.3.1, 4.3.2 και 4.3.3 παρουσιάζονται και σχολιάζονται οι εκτιμήσεις των υποδειγμάτων κατανάλωσης, επενδύσεων και καθαρών εξαγωγών, αντίστοιχα. Στην ενότητα 4.3.4 προβαίνουμε στον υπολογισμό της συνολικής οριακής επίπτωσης της μεταβολής στη διανομή εισοδήματος στην εγχώρια ζήτηση και εν συνεχεία, στη συνδυασμένη επίδραση του εξωτερικού εμπορίου στην ιδιωτική συνολική ζήτηση.

Στο Κεφάλαιο 5 περιλαμβάνονται τα βασικά συμπεράσματα της μελέτης καθώς και οι προτάσεις κοινωνικής και αναπτυξιακής οικονομικής πολιτικής.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζεται το υπόδειγμα, το οποίο αποτελεί τη βάση για την οικονομετρική εκτίμηση της επίπτωσης των μεταβολών στη λειτουργική διανομή εισοδήματος στη συναθροιστική ζήτηση. Το εν λόγω υπόδειγμα ακολουθεί τη θεωρητική προσέγγιση της εργασίας των Bhaduri και Marglin (1990) και έχει αξιοποιηθεί εκτενώς από τη σχετική βιβλιογραφία [Stockhammer and Ederer (2008)· Ederer and Stockhammer (2007)· Stockhammer et al. (2009)· Stockhammer et al. (2011)· Onaran και Obst (2016)· Obst et al. (2020)]. Αφετηρία για αυτή τη διερεύνηση στάθηκε η εμπειρική καταγραφή της τάσης μείωσης του μεριδίου της εργασίας διεθνώς, στις ΗΠΑ και την πλειονότητα των ανεπτυγμένων οικονομιών, ξεκινώντας από τις αρχές της δεκαετίας του 1980 και συνεχίζοντας μέχρι και τα μέσα της προηγούμενης δεκαετίας.⁴ Δεδομένου ότι μία από τις βασικές εμπειρικές παραδοχές (stylized facts) της οικονομικής θεωρίας⁵ συνίσταται στο ότι τα μερίδια του εθνικού εισοδήματος που λαμβάνονται από την εργασία και το κεφάλαιο σε γενικές γραμμές θεωρούνται σταθερά για μεγάλες χρονικές περιόδους, η διαπίστωση της μεταβολής τους εύλογα προβληματίσε τους οικονομολόγους για τις πιθανές επιπτώσεις στη δυναμική των μακροοικονομικών μεγεθών και την ευημερία των οικονομιών.

⁴ Για παράδειγμα, μεταξύ άλλων οι Karabarbounis και Neiman (2014) έδειξαν ότι το παγκόσμιο μερίδιο της εργασίας (στον επιχειρηματικό τομέα) έχει μειωθεί σημαντικά ξεκινώντας από τις αρχές της δεκαετίας του 1980. Η διερεύνησή τους έδειξε ότι, από τις 59 χώρες που συμπεριέλαβαν στο δείγμα με στατιστικά δεδομένα για το μερίδιο της εργασίας τουλάχιστον 15 ετών μεταξύ του διαστήματος 1975-2012, οι 42 κατέγραψαν πτωτικές τάσεις, και μεταξύ των στατιστικά σημαντικών εκτιμήσεων των τάσεων οι 37 είναι αρνητικές και μόνο οι 9 θετικές. Οι συγγραφείς αποδίδουν την πτωτική τάση του μεριδίου της εργασίας στη μείωση της σχετικής τιμής των επενδυτικών αγαθών, λόγω της προόδου στις τεχνολογίες της πληροφορικής, η οποία ώθησε τις επιχειρήσεις να στραφούν προς το κεφάλαιο έναντι της εργασίας.

⁵ Στο σημείο αυτό γίνεται αναφορά στα γνωστά “stylized facts” όπως τα αποτύπωσε ο Kaldor (1957, 1961).

Οι Bhaduri και Marglin (1990) έδειξαν, στο πλαίσιο ενός κεϋνσιανού υποδείγματος, ότι είναι δυνατόν να παραχθούν διαφορετικά «καθεστώ-τα» ζήτησης και συσσώρευσης, εκτός από το τυπικό αποτέλεσμα που ωθείται από τους μισθούς (wage-led)· μία αύξηση στο μερίδιο των μισθών, φέρ' ειπείν, είναι δυνατόν να προκαλέσει και το αντίθετο αποτέλεσμα, δηλαδή τη συρρίκνωση του παραγόμενου προϊόντος, και επομένως το καθεστώς ζήτησης να χαρακτηρίζεται από μεγέθυνση διαμέσου των κερδών (profit-led). Αυτό το θεωρητικό ενδεχόμενο οφείλεται σε μια μετατροπή στη συνάρτηση επενδύσεων στην οποία συμπεριλήφθηκε, εκτός από τη μεταβλητή του επιταχυντή (βαθμού χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας, capacity utilization), και αυτή της διανομής εισοδήματος, και συγκεκριμένα του μεριδίου των κερδών, το οποίο αναμένεται να έχει θετική επίδραση στην επένδυση. Το υπόδειγμα αυτό, πέρα από τις θεωρητικές συζητήσεις που προκάλεσε, άνοιξε ένα νέο πεδίο διερεύνησης τόσο θεωρητικής όσο και εμπειρικής, καθώς επιτρέπει την εκτίμηση της επίδρασης των μεταβολών της διανομής εισοδήματος σε καθένα από τα συστατικά μέρη της συναθροιστικής ζήτησης (κατανάλωση, επένδυση και καθαρές εξαγωγές) και εν τέλει στο σύνολό της.

Η συναθροιστική ζήτηση (AD) αποτελεί το άθροισμα της κατανάλωσης (C), επένδυσης (I) και των καθαρών εξαγωγών (NX). Όλες οι ενδογενείς μεταβλητές είναι συναρτήσεις του εισοδήματος (Y) και του μεριδίου των μισθών (Ω), ενώ με z συμβολίζουμε τις μεταβλητές ελέγχου. Οι δημόσιες δαπάνες δεν λαμβάνονται υπόψη και γι' αυτό παραλείπονται. Η συναθροιστική ζήτηση είναι η εξής:

$$AD = C(Y, \Omega, z) + I(Y, \Omega, i, z) + NX(Y, \Omega, Y^{EU15}, z). \quad (1)$$

Το πρώτο κανάλι μέσω του οποίου η διανομή εισοδήματος (το μερίδιο των μισθών) επιδρά στη συναθροιστική ζήτηση είναι η κατανάλωση. Η βασική υπόθεση που διαπνέει τη συνάρτηση κατανάλωσης συνίσταται στο ότι το εισόδημα από μισθούς και το εισόδημα από κέρδη ενέχουν διαφορετικές ροπές προς κατανάλωση. Η θέση αυτή απορρέει από την υπόθεση ότι η οριακή ροπή προς αποταμίευση είναι υψηλότερη

όταν αφορά στα εισοδήματα από κέρδη από ό,τι είναι στα εισοδήματα από μισθούς [Kalecki (1991 [1943])· Kaldor (1955-1956, 1957)· Robinson (1986 [1969])· Lavoie and Stockhammer (2013)]. Κατά συνέπεια, προκύπτει ότι αυξήσεις στο μερίδιο των μισθών οδηγούν σε αυξήσεις στη συνολική κατανάλωση.

Το δεύτερο κανάλι μέσω του οποίου το μερίδιο των μισθών επιδρά στη συναθροιστική ζήτηση είναι οι επενδύσεις. Εκτός από τις μεταβλητές του προϊόντος (Y) και του μακροχρόνιου πραγματικού επιτοκίου (i), οι οποίες περιλαμβάνονται στις βασικές συναρτήσεις επενδύσεων, οι επενδύσεις εξαρτώνται και από το μερίδιο των μισθών, καθώς μεταβολές στο τελευταίο σηματοδοτούν μεταβολές στα μελλοντικά κέρδη των επιχειρήσεων. Κατά συνέπεια, οι επενδύσεις αναμένεται να αυξάνονται όταν το μερίδιο των μισθών μειώνεται (και επομένως αυξάνεται κατ' αναλογία το μελλοντικό μερίδιο των κερδών). Επίσης, αναμένεται να αυξάνονται όταν ενισχύεται η ζήτηση (αποτέλεσμα του επιταχυντή), ενώ αρνητική επίπτωση αναμένεται να έχει το μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο, αφενός επειδή αποτελεί το κόστος ευκαιρίας των πραγματικών επενδύσεων έναντι των επενδύσεων στον χρηματοπιστωτικό τομέα (Hein and Vogel, 2008), αφετέρου επειδή ένα υψηλότερο επιτόκιο μειώνει τα αδιανέμητα κέρδη και την εσωτερική χρηματοδότηση των επιχειρήσεων, αλλά και την πρόσβαση στα ξένα κεφάλαια στις ατελείς αγορές κεφαλαίου (Kalecki, 1954, pp. 91-108).

Το τρίτο κανάλι επίδρασης του μεριδίου των μισθών στη συναθροιστική ζήτηση είναι οι καθαρές εξαγωγές (εξαγωγές μείον εισαγωγές). Οι καθαρές εξαγωγές συνδέονται αρνητικά με την εσωτερική ζήτηση (Y), καθώς η τελευταία τείνει να ενισχύει τις εισαγωγές αγαθών, και θετικά με την εξωτερική ζήτηση (Y^{EU15}), η οποία αναμένεται να επηρεάσει θετικά τις εξαγωγές. Η διανομή εισοδήματος εισάγεται στην εξίσωση των καθαρών εξαγωγών μέσω του πραγματικού μοναδιαίου κόστους εργασίας ($RULC$), το οποίο είναι ανάλογο του μεριδίου των μισθών ($RULC = (W/Y) \times (ET/ED)$). Το $RULC$ αναμένεται να έχει αρνητική επίδραση στις καθαρές εξαγωγές, καθώς μια αύξηση του μεριδίου των μισθών συνεπάγεται αύξηση και στο μοναδιαίο κόστος εργασίας και,

κατά συνέπεια, απώλεια ανταγωνιστικότητας που οδηγεί σε μείωση των καθαρών εξαγωγών.⁶

Στο σημείο αυτό αξίζει να γίνουν μερικές επισημάνσεις αναφορικά με τη στρατηγική που επιλέχθηκε στην εμπειρική ανάλυση. Όπως ήδη αναφέρθηκε, το υπόδειγμα εστιάζεται στον ιδιωτικό τομέα της ελληνικής οικονομίας και κατά συνέπεια δεν λαμβάνονται υπόψη οι κρατικές δαπάνες (δημόσια κατανάλωση, επένδυση).⁷ Επιπλέον, η διανομή εισοδήματος θεωρείται εξωγενής, δηλαδή οι μεταβολές στο μέγεθός της δεν προκύπτουν ως συνέπεια αλληλεπίδρασης των μεταβλητών του υποδείγματος.

Προκειμένου να αναλύσουμε τις επιδράσεις των μεταβολών στη διανομή εισοδήματος στην οικονομική δραστηριότητα του ιδιωτικού τομέα, ξεκινάμε από την αγορά αγαθών και υπηρεσιών σε συνθήκη ισορροπίας, δηλαδή στο σημείο όπου η συνολική προσφορά ισούται με τη συνολική ζήτηση ($Y^* = AD$). Παίρνοντας τη μερική παράγωγο της συναθροιστικής ζήτησης ως προς το μερίδιο των μισθών έχουμε:

$$(dY^*/Y)/d\Omega = h_2/(1 - h_1) \quad (2)$$

όπου $h_1 = (\partial C/\partial Y + \partial I/\partial Y + \partial NX/\partial Y)$

και $h_2 = ((\partial C/Y)/\partial\Omega + (\partial I/Y)/\partial\Omega + (\partial NX/Y)/\partial\Omega)$.

Η αριστερή πλευρά της εξίσωσης (2) μας δίνει την ποσοστιαία μεταβολή του ΑΕΠ ως αποτέλεσμα μιας μεταβολής στο μερίδιο των μισθών, εφόσον η μεταβολή του ΑΕΠ (dY) διαιρείται με το Y . Ο όρος $1/1-h_1$ στην εξίσωση (2) είναι ένας τυπικός πολλαπλασιαστής, ο οποίος πρέπει

⁶ Αξίζει να σημειωθεί ότι στις συναρτήσεις των καθαρών εξαγωγών είθισται να λαμβάνεται υπόψη και ο λόγος των σχετικών τιμών (τιμές εξαγωγών προς τιμές εισαγωγών), οι οποίες αντανakλούν τις μεταβολές στη διεθνή ανταγωνιστικότητα. Εναλλακτικά, η τελευταία προσεγγίζεται και από το ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας. Ωστόσο, δεδομένου ότι επιλέγουμε τη χρήση του πραγματικού μοναδιαίου κόστους εργασίας ως ισοδύναμης μεταβλητής του μεριδίου των μισθών για να καλύψουμε την επίδραση της διανομής εισοδήματος, χρειάζεται επιπλέον να εκτιμήσουμε την επίδραση των σχετικών τιμών (Stockhammer et al., 2009).

⁷ Η προσθήκη αυτή στο βασικό υπόδειγμα έγινε σχετικά πρόσφατα από τους Obst et al. (2020).

να είναι θετικός για να υπάρχει ισορροπία στην αγορά αγαθών. Η παράμετρος h_2 είναι το άθροισμα των μερικών παραγώγων των συντελεστών της ζήτησης ως προς το μερίδιο των μισθών και, κατά συνέπεια, το πρόσημό της είναι αυτό που καθορίζει την κατεύθυνση της επίδρασης της διανομής εισοδήματος στο ΑΕΠ. Το άθροισμα αυτό αποτελεί τη μεταβολή στην ιδιωτική ζήτηση, η οποία εκφράζει τη μεταβολή στη συναθροιστική ζήτηση που προκαλείται από μια μεταβολή στη διανομή εισοδήματος, με δεδομένο το συγκεκριμένο επίπεδο εισοδήματος (Y) [Stockhammer et al. (2009)· Stockhammer et al. (2011)]. Επί της ουσίας, ο στόχος της παρούσας μελέτης συνίσταται στην εμπειρική εκτίμηση της h_2 , το πρόσημο της οποίας καθορίζει το καθεστώς ζήτησης της ελληνικής οικονομίας. Θετικό πρόσημο για την h_2 σημαίνει ότι η ελληνική συναθροιστική ζήτηση αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών, ενώ αρνητικό πρόσημο σημαίνει ότι αναπτύσσεται διαμέσου των κερδών.

Η οικονομετρική ανάλυση διενεργείται σε δύο στάδια. Στο πρώτο στάδιο γίνεται η εκτίμηση του εγχώριου τομέα, ο οποίος ορίζεται από την κατανάλωση και την επένδυση. Εάν η κατανάλωση αντιδρά περισσότερο σε μια αύξηση του μεριδίου των μισθών απ' ό,τι η επένδυση, η εγχώρια ζήτηση αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών. Στην αντίθετη περίπτωση, η εγχώρια ζήτηση χαρακτηρίζεται ως αναπτυσσόμενη διαμέσου των κερδών. Στο δεύτερο στάδιο, προστίθεται ο εξωτερικός τομέας. Το άθροισμα της εσωτερικής ζήτησης και του εξωτερικού τομέα μάς δίνει τη συναθροιστική ζήτηση μιας ανοικτής οικονομίας. Σε αντιστοιχία με την κλειστή οικονομία, αν η αύξηση της κατανάλωσης που προκαλεί μια αύξηση στο μερίδιο των μισθών υπερκαλύπτει τη μείωση που προκύπτει στην επένδυση και τις καθαρές εξαγωγές, τότε η ζήτηση της ανοικτής οικονομίας αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών. Στην αντίθετη περίπτωση, η ζήτηση της ανοικτής οικονομίας χαρακτηρίζεται ως αναπτυσσόμενη διαμέσου των κερδών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, η δημοσίευση του υποδείγματος των Bhaduri και Marglin το 1990 αποτέλεσε τη βάση για την ανάπτυξη μιας εκτεταμένης εμπειρικής βιβλιογραφίας, η οποία εξετάζει την επίδραση των μεταβολών της λειτουργικής διανομής εισοδήματος –μερίδιο μισθών και μερίδιο κερδών– στη συναθροιστική ζήτηση. Καθώς η βιβλιογραφία επεκτείνεται, οι εμπειρικές διερευνήσεις διαφοροποιούνται τόσο ως προς τη μεθοδολογική προσέγγιση που ακολουθούν όσο και ως προς τις διαπιστώσεις τους. Αναφορικά με την οικονομετρική μέθοδο, με την πάροδο του χρόνου έχουν διαμορφωθεί δύο διακριτές προσεγγίσεις: η μέθοδος εκτίμησης ξεχωριστών συμπεριφορικών εξισώσεων (single equation or structuralist approach) [ενδεικτικά αναφέρονται οι εργασίες των Bowles και Boyer (1995)· Naastepad (2006)· Naastepad και Storm (2007)· Stockhammer και Ederer (2008)· Ederer και Stockhammer (2007)· Hein και Vogel (2008)· Stockhammer et al. (2009)· Onaran et al. (2011)· Stockhammer και Stehrer (2011)· Onaran και Galanis (2013)· (2014)· Μαρσέλλου (2013)· Hartwig (2014)· Onaran και Obst (2016)· Stockhammer και Wildauer (2016)· Obst et al. (2020)· Blecker et al. (2022) κ.ά.] και η συστηματική προσέγγιση των δομημένων διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων (aggregative approach), S-VAR [ενδεικτικά αναφέρονται οι εργασίες των Gordon (1995a), (1995b)· Bowles και Boyer (1995)· Stockhammer και Onaran (2004)· Onaran και Stockhammer (2005), Barbosa-Filho και Taylor (2006)· Carvalho και Rezai (2016)· Nishi (2012), Burle και Carvalho (2021) κ.ά.]. Οι παραπάνω διακριτές προσεγγίσεις στο εσωτερικό τους παρουσιάζουν διαφορετικά αποτελέσματα ανάλογα με την υπό εξέταση χρονική περίοδο, την εξέταση μίας χώρας, ομάδων χωρών ή πάνελ χωρών, καθώς και το στάδιο ανάπτυξης κάθε χώρας ή ομάδας χωρών.

Η πρώτη προσέγγιση, της εκτίμησης ξεχωριστών συμπεριφορικών εξισώσεων, αποτελεί την πολυπληθέστερη ομάδα της βιβλιογραφίας, στην οποία ανήκει και η ανά χείρας εργασία. Με βάση αυτή τη μέθοδο οι συναρτήσεις των συνιστωσών της συνολικής ζήτησης εκτιμώνται ξεχω-

ριστά και στη συνέχεια οι συντελεστές των επιδράσεων της διανομής εισοδήματος προστίθενται για να προκύψει η συνολική επίπτωση στη ζήτηση. Οι Bowles και Boyer (1995) είναι οι πρώτοι που εξέτασαν εμπειρικά το υπόδειγμα Bhaduri/Marglin. Συγκεκριμένα, εκτίμησαν πέντε οικονομίες του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1961-1987 και διαπίστωσαν ότι ως κλειστές οικονομίες η Γαλλία, η Γερμανία, η Ιαπωνία, το Ηνωμένο Βασίλειο και οι ΗΠΑ αναπτύσσονται διαμέσου των μισθών. Ως ανοικτές οικονομίες, ωστόσο (με τη συμπερίληψη, δηλαδή, της επίδρασης στις καθαρές εξαγωγές), η Γαλλία, η Γερμανία και η Ιαπωνία μετατρέπονται σε οικονομίες ωθούμενες από τα κέρδη, ενώ το Ηνωμένο Βασίλειο και οι ΗΠΑ παραμένουν σε καθεστώς μεγέθυνσης που ωθείται από τους μισθούς.

Η κριτική που έχει ασκηθεί στην εργασία των Bowles και Boyer (1995) αφορά στη μεθοδολογία που ακολουθήθηκε σε οικονομετρικό επίπεδο. Οι Stockhammer et al. (2009) θεωρούν ότι ένα βασικό προβληματικό στοιχείο είναι ότι δεν λαμβάνεται υπόψη η συζήτηση γύρω από τις ιδιότητες των χρονολογικών σειρών των μεταβλητών και παραλείπεται η διερεύνηση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Η παράλειψη αυτή επηρέασε καθοριστικά τη μεθοδολογική προσέγγιση της οικονομετρικής ανάλυσης που ακολουθήθηκε. Επίσης, οι Stockhammer et al. (2009) επισημαίνουν ότι η χρήση του μεριδίου της απασχόλησης ως εναλλακτικού προσεγγιστικού όρου για τον βαθμό χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας ενδέχεται να μην είναι η πλέον κατάλληλη επιλογή όταν η ανάλυση αφορά σε ευρωπαϊκές χώρες, οι οποίες για μεγάλο χρονικό διάστημα καταγράφουν υψηλά επίπεδα ανεργίας. Αναγνωρίζουν, ωστόσο, ότι η εύρεση αξιόπιστων στατιστικών δεδομένων για τον βαθμό χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας για μακροχρόνιες περιόδους είναι αρκετά δυσχερές.

Η Naastepad (2006) συμβάλλει στη βιβλιογραφία με ένα τυπικό κεϋνσιανό υπόδειγμα και διερευνά το καθεστώς μεγέθυνσης της οικονομίας της Ολλανδίας για τη χρονική περίοδο 1960-2000. Αξιοσημείωτο είναι ότι η δομή του συγκεκριμένου υποδείγματος επιτρέπει τη διερεύνηση τόσο του καθεστώτος ζήτησης όσο και του καθεστώτος μεγέθυνσης της παραγωγικότητας. Η συγγραφέας, εφαρμόζοντας την προσέγγιση των ξεχωριστών εξισώσεων, προβαίνει στην εκτίμηση της επίδρασης των προσδιοριστικών παραγόντων της παραγωγικότητας, της επένδυσης, της αποταμίευσης και των εξαγωγών. Τα ευρήματα της ανάλυ-

σης υποδεικνύουν ότι ο ρυθμός μεγέθυνσης της συναθροιστικής ζήτησης έχει πολύ μικρή ευαισθησία στις μεταβολές της μεγέθυνσης των πραγματικών μισθών. Υποδεικνύει, επίσης, ότι είναι εντυπωσιακά μικρή η επίδραση των κερδών στις επενδύσεις, ενώ πολύ μικρή είναι και η επίδραση της διανομής εισοδήματος στη μεγέθυνση των εξαγωγών. Το συγκεντρωτικό αποτέλεσμα της ανάλυσης χαρακτηρίζει το καθεστώς ζήτησης της Ολλανδίας ως οριακά αναπτυσσόμενο διαμέσου των μισθών.

Παρόμοια είναι η προσέγγιση που ακολουθούν οι Naastepad και Storm (2006/2007) για τη χρονική περίοδο 1960-2000 σε οκτώ χώρες του ΟΟΣΑ (Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία, Ολλανδία, Ισπανία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ιαπωνία και ΗΠΑ). Σύμφωνα με τα ευρήματα της ανάλυσης, διαπιστώνεται ότι το καθεστώς της εγχώριας ζήτησης όλων των εν λόγω οικονομιών αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών. Ωστόσο, όταν συμπεριλαμβάνεται ο εξωτερικός τομέας, το καθεστώς συνολικής ζήτησης στην Ιαπωνία και τις ΗΠΑ μετατρέπεται σε αναπτυσσόμενο δια των κερδών, ενώ για τις υπόλοιπες οικονομίες παραμένει αμετάβλητο.

Οι Stockhammer και Ederer (2008) και οι Ederer και Stockhammer (2007) εφαρμόζουν την προσέγγιση των ξεχωριστών εξισώσεων και ερευνούν την Αυστρία και τη Γαλλία, αντίστοιχα, και διαπιστώνουν ότι ως κλειστές οικονομίες αναπτύσσονται διαμέσου των μισθών, ενώ ως ανοικτές διαμέσου των κερδών. Οι Hein και Vogel (2008) εξέτασαν τη σχέση μεταξύ διανομής εισοδήματος και οικονομικής μεγέθυνσης για τις οικονομίες της Αυστρίας, της Γαλλίας, της Γερμανίας, της Ολλανδίας, του Ηνωμένου Βασιλείου και των ΗΠΑ. Σύμφωνα με τα ευρήματά τους, οι οικονομίες της Γαλλίας, της Γερμανίας, του Ηνωμένου Βασιλείου και των ΗΠΑ αναπτύσσονται ωθούμενες από τους μισθούς, ενώ οι οικονομίες της Αυστρίας και της Ολλανδίας αναπτύσσονται ωθούμενες από τα κέρδη. Από τις έξι χώρες που εξετάστηκαν, μόνο η Αυστρία και η Ολλανδία είχαν στατιστικά σημαντική επίδραση της διανομής εισοδήματος στις καθαρές εξαγωγές, και κατά συνέπεια ο τύπος καθεστώτος ζήτησης που εκτιμήθηκε για τις υπόλοιπες τέσσερις οικονομίες να αφορά μόνο στην εγχώρια οικονομία. Αναφορικά με την Αυστρία, ενώ η εγχώρια οικονομία ωθείται από τους μισθούς, όταν συμπεριλαμβάνεται η επίδραση της διανομής εισοδήματος στις καθαρές εξαγωγές μετατρέπεται σε ωθούμενη από τα κέρδη. Αντιθέτως, το καθεστώς ζήτησης της Ολλανδίας επηρεάζεται περισσότερο από τα κέρδη, ακόμα και χωρίς να συμπεριληφθεί ο εξωτερικός το-

μέας. Οι συγγραφείς καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι μόνο εν μέρει επιβεβαιώνεται το θεωρητικό συμπέρασμα των Bhaduri και Marglin (1990), κατά το οποίο ένα καθεστώς ζήτησης που αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών γίνεται λιγότερο πιθανό να διατηρηθεί όταν λαμβάνεται υπόψη και η επίδραση της διανομής εισοδήματος στις καθαρές εξαγωγές. Ωστόσο, αξίζει να σημειωθεί ότι στο συγκεκριμένο υπόδειγμα δεν υπήρχαν ενδείξεις συνολοκλήρωσης στη συνάρτηση κατανάλωσης. Κατά συνέπεια, οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν τις εκτιμήσεις των συντελεστών της βραχυχρόνιας σχέσης κατανάλωσης για τον υπολογισμό της συνολικής οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών στη συναθροιστική ζήτηση.

Οι Stockhammer et al. (2009) αναπτύσσουν την πιο ολοκληρωμένη οικονομετρική προσέγγιση του κεϋνσιανού υποδείγματος, με αποτέλεσμα να καταστεί σημείο αναφοράς για τις μετέπειτα συμβολές στη σχετική βιβλιογραφία. Η διαφοροποίησή της εργασίας έγκειται κυρίως στον αναλυτικό τρόπο εκτίμησης τεσσάρων σταδίων της επίδρασης της διανομής εισοδήματος στη συνιστώσα των καθαρών εξαγωγών, αλλά και στο ότι είναι η πρώτη εργασία που διερεύνησε τη σχέση διανομής εισοδήματος και μεγέθυνσης της οικονομίας της Ευρωζώνης για τη χρονική περίοδο 1962-2005. Σύμφωνα με τα ευρήματά τους, η συνολική ζήτηση της Ευρωζώνης αναπτύσσεται μέσω των μισθών. Η ίδια, ωστόσο, κριτική που ασκήθηκε προηγουμένως για την εργασία των Hein και Vogel (2008) ισχύει και εδώ. Οι συγγραφείς δεν κατάφεραν να θεμελιώσουν την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης, με αποτέλεσμα να χρησιμοποιήσουν τις εκτιμήσεις των βραχυχρόνιων συντελεστών για τον υπολογισμό της συνολικής οριακής επίδρασης της διανομής εισοδήματος στη συναθροιστική ζήτηση.

Σε συνέχεια της παραπάνω συμβολής τους, οι Onaran et al. (2011) διευρύνουν το αρχικό υπόδειγμα και εξετάζουν παράλληλα με τη διανομή εισοδήματος και την επίπτωση της χρηματοπιστικοποίησης (financialization) στη συνολική ζήτηση των ΗΠΑ, καλύπτοντας τη χρονική περίοδο 1962q₂-2007q₄. Η οικονομετρική ανάλυση ακολουθεί και εδώ τη μέθοδο των ξεχωριστών συμπεριφορικών εξισώσεων της κατανάλωσης, επένδυσης και καθαρών εξαγωγών και χρησιμοποιούνται τριμηνιαία στατιστικά δεδομένα. Η χρηματοπιστικοποίηση εκφράζεται στο υπόδειγμα μέσω των μεταβλητών του εισοδήματος από μερίσματα και τόκους, την αγορά κατοικίας και του χρηματοπιστωτικού πλούτου. Το γενικό συμπέρασμα που

προκύπτει από την οικονομετρική ανάλυση είναι ότι η οικονομία των ΗΠΑ αναπτύσσεται οριακά από τους μισθούς.

Οι Stockhammer et al. (2011) διερευνούν τον χαρακτήρα του καθεστώτος συναθροιστικής ζήτησης της Γερμανίας την περίοδο 1970-2005, λαμβάνοντας υπόψη τους τρόπους με τους οποίους η παγκοσμιοποίηση επιδρά στις συνιστώσες της ζήτησης, ειδικά στις καθαρές εξαγωγές. Η εκτίμηση του υποδείγματος γίνεται με τη μέθοδο των ξεχωριστών εξισώσεων. Οι συγγραφείς βρίσκουν ότι, παρόλο ότι η παγκοσμιοποίηση αύξησε την επίδραση του εξωτερικού εμπορίου, η αύξηση αυτή δεν είναι επαρκής για να μεταστραφεί το υφιστάμενο ωθούμενο από τους μισθούς καθεστώς ζήτησης.

Οι Stockhammer και Stehrer (2011) διερευνούν τον χαρακτήρα των καθεστώτων ζήτησης δώδεκα χωρών μελών του ΟΟΣΑ κατά τη χρονική περίοδο 1970q1-2007q2. Η ανάλυσή τους περιορίζεται στην εγχώρια ζήτηση των οικονομιών και η τυπολογία της ως ωθούμενης από τα κέρδη ή τους μισθούς αντανakλά τη θεωρητική συζήτηση για το αν συμπεριφέρεται σύμφωνα με τη θεωρία των επιχειρηματικών κύκλων του Goodwin (1967) ή σύμφωνα με τη θεωρία του Kalecki (1971).⁸ Η οικονομετρική

⁸ Σύμφωνα με το υπόδειγμα επιχειρηματικού κύκλου του Goodwin (1967), ένα υψηλότερο μερίδιο των μισθών στο ΑΕΠ οδηγεί σε συμπίεση των επενδυτικών δαπανών, η οποία με τη σειρά της προκαλεί αύξηση της ανεργίας. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση του μεριδίου των μισθών και την ολοκλήρωση του κύκλου. Από την άλλη, ο Kalecki (1971) υποστήριζε ότι, σε συνθήκες ανεργίας και υπερβάλλουσας παραγωγικής δυναμικότητας, μια αύξηση του μεριδίου των μισθών θα επιφέρει τόνωση της ζήτησης, επειδή η ροπή προς κατανάλωση των νοικοκυριών με εισόδημα προερχόμενο από μισθούς είναι υψηλότερη από την αντίστοιχη των νοικοκυριών με εισόδημα από τα κέρδη. Το υπόδειγμα των Bhaduri και Marglin (1990) διαθέτει την αναγκαία ευελιξία που καθιστά δυνατή την «αντιπαράθεση» των δύο θεωριών εντός του πλαισίου του.

Οι παραπάνω διαφορές αποτελούν ένα στιγμιότυπο μόνο των ευρύτερων αποκλίσεων που διέπουν τις δύο θεωρητικές και μεθοδολογικές προσεγγίσεις, το οποίο μπορεί να αναδειχθεί στο πλαίσιο μιας εμπειρικής διερεύνησης. Λόγω του ότι η συζήτηση αυτή εκτείνεται πέρα από τους σκοπούς της παρούσας μελέτης, θα περιοριστούμε σε μια σύντομη αναφορά στην τυπολογία των δύο αυτών υποδειγμάτων. Το (νέο) Kaleckian υπόδειγμα, ειδικά στο πλαίσιο της χρήσης του υποδείγματος των Bhaduri και Marglin (1990) για εμπειρικούς σκοπούς, αποτελεί ένα υπόδειγμα της μεσοπρόθεσμης περιόδου και αποτελεί υπόδειγμα μερικής ισορροπίας στην αγορά αγαθών και υπηρεσιών και η διανομή εισοδήματος θεωρείται εξωγενής, ενώ το (νέο) Goodwinian υπόδειγμα διερευνά την αλληλεπίδραση της διανομής εισοδήματος και συνολικής ζήτησης σε μακροχρόνιο ορίζοντα όπου λαμβάνουν χώρα βραχυχρόνιοι (επιχειρηματικοί) κύκλοι (Stockhammer, 2017).

τους προσέγγιση επικεντρώνεται στη βραχυχρόνια περίοδο, χρησιμοποιούνται τριμηνιαία στατιστικά δεδομένα και εφαρμόζεται η μέθοδος των ξεχωριστών εξισώσεων. Εκτιμώντας μια σειρά εναλλακτικών εξειδικεύσεων του υποδείγματος κατανάλωσης και επένδυσης, προκύπτει ότι οι χώρες που παρουσιάζουν συνεπείς ενδείξεις μεγέθυνσης της εγχώριας ζήτησης μέσω των μισθών είναι η Γερμανία, η Φινλανδία, η Γαλλία, το Λουξεμβούργο, η Ολλανδία και η Σουηδία και μέσω των κερδών το Ηνωμένο Βασίλειο. Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων για τις υπόλοιπες χώρες εμφανίζουν μικρή ανθεκτικότητα, καθώς μεταβάλλονται ανάλογα με την εξειδίκευση του υποδείγματος.

Οι Onaran και Galanis (2014), ακολουθώντας την ίδια μεθοδολογία, εξετάζουν το καθεστώς ζήτησης για τις οικονομίες των χωρών-μελών του G20 καλύπτοντας την περίοδο 1960-2007. Τα αποτελέσματά τους υποδηλώνουν ότι η Ευρωζώνη ως ενιαία οντότητα αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών όπως επίσης και οι τρεις μεγάλες ευρωπαϊκές οικονομίες –Γερμανίας, Γαλλίας και Ιταλίας. Ωθούμενες από τους μισθούς βρέθηκαν, επίσης, οι οικονομίες του Ηνωμένου Βασιλείου, των ΗΠΑ, της Ιαπωνίας, της Τουρκίας και της Κορέας. Από την άλλη, η Κίνα βρέθηκε ότι αναπτύσσεται μέσω των κερδών λόγω της ισχυρής επίδρασής τους στις καθαρές εξαγωγές. Το καθεστώς ζήτησης της Νοτίου Αφρικής είναι, επίσης, ωθούμενο από τα κέρδη, κάτι που όμως οφείλεται κυρίως στη χαμηλή διαφορική ροπή για κατανάλωση ως προς τους μισθούς και τα κέρδη. Ανάπτυξη μέσω της κερδοφορίας προκύπτει ότι χαρακτηρίζει την οικονομία του Μεξικού λόγω κυρίως των ισχυρών επιπτώσεων των κερδών τόσο στις επενδύσεις όσο και στις καθαρές εξαγωγές, ενώ για τις περιπτώσεις της Αργεντινής και της Ινδίας φαίνεται ότι οφείλεται στην ασθενή επίδραση των μισθών στην καταναλωτική δαπάνη.

Η οικονομία της Κίνας έχει εκτεταμένα διερευνηθεί ως προς τον τύπο του καθεστώτος ζήτησής της και από τα υπάρχοντα ευρήματα υπάρχει ομοφωνία ότι ωθείται από τα κέρδη [Onaran και Galanis (2013) για την περίοδο 1978-2007, οι Jetin et al. (2012) για την περίοδο 1980-2010, ο Molero-Simarro (2011) για την περίοδο 1978-2007 και η Wang (2009) για την περίοδο 1993-2007], ωστόσο, υπάρχει διαφοροποίηση ως προς το αν ο καθοριστικός παράγοντας για τον χαρακτηρισμό του καθεστώτος ζήτησης έγκειται στις εξαγωγές ή στις επενδύσεις. Ο Molero-Simarro (2015) διερευνά το καθεστώς ζήτησης της Κίνας κατά το διάστημα 1978-2007,

από την έναρξη, δηλαδή, των οικονομικών μεταρρυθμίσεων μέχρι και την παραμονή της παγκόσμιας χρηματοπιστωτικής κρίσης το 2007/8. Για την οικονομετρική ανάλυση εφαρμόζει την προσέγγιση των ξεχωριστών συμπεριφορικών εξισώσεων και χρησιμοποιεί ένα ισορροπημένο πάνελ με δεδομένα από τις 31 περιφέρειες της Κίνας. Οι οριακές επιδράσεις της μεταβολής της διανομής εισοδήματος στην εγχώρια και συνολική ζήτηση εκτιμήθηκαν για την αρχή (1978), το μέσο και το τέλος (2007) της υπό εξέταση περιόδου. Σύμφωνα με τα ευρήματά του, η οικονομία της Κίνας τόσο ως κλειστή όσο και ως ανοικτή οικονομία ωθείται από τα κέρδη το 2007. Ωστόσο, το 1978 και στο μέσο του δείγματος η εγχώρια ζήτηση ωθείται από τους μισθούς και όταν προστίθεται η επίδραση του εξωτερικού τομέα το 1978 εξακολουθεί να ωθείται από τους μισθούς, ενώ στο μέσο του δείγματος μεταστρέφεται σε ωθούμενη από τα κέρδη.

Οι Jetin και Kurt (2016) διερευνούν την επίδραση της διανομής εισοδήματος μεταξύ εργασίας και κεφαλαίου στη μεγέθυνση του προϊόντος της Ταϊλάνδης κατά το διάστημα 1970-2011. Οι συγγραφείς ακολουθούν τη μεθοδολογική προσέγγιση των Stockhammer et al. (2009), ωστόσο διαφοροποιούνται ως προς δύο σημεία: Εξετάζουν μια σειρά διαφορετικών μέτρων του μεριδίου της εργασίας, λόγω του ότι στην Ταϊλάνδη η μισθωτή εργασία αποτελεί περίπου το μισό του εργατικού δυναμικού, και χειρίζονται τη συνάρτηση του εξωτερικού εμπορίου με τρόπο ώστε να ενσωματώνεται καλύτερα η ανταγωνιστικότητα επί των τιμών. Τα αποτελέσματα αυτής της διερεύνησης παρέχουν ενδείξεις ότι το καθεστώς μεγέθυνσης της ταϊλανδικής οικονομίας ωθείται από τα κέρδη (profit-led) ως συνέπεια των ισχυρών εξαγωγικών επιδόσεων της.

Οι Onaran και Obst (2016) χρησιμοποιούν το κεϋνσιανό υπόδειγμα μεγέθυνσης για να εκτιμήσουν την επίδραση μεμονωμένων ή ταυτόχρονων μεταβολών στη διανομή εισοδήματος στη ζήτηση των χωρών-μελών της ΕΕ15. Η μείωση του μεριδίου των μισθών στο εθνικό εισόδημα μεμονωμένα οδηγεί σε χαμηλότερη ανάπτυξη στη Φινλανδία, τη Γαλλία, τη Γερμανία, την Ελλάδα, την Ιταλία, το Λουξεμβούργο, την Ολλανδία, την Πορτογαλία, την Ισπανία, τη Σουηδία και το Ηνωμένο Βασίλειο, ενώ τονώνει την ανάπτυξη στην Αυστρία, το Βέλγιο, τη Δανία και την Ιρλανδία. Ωστόσο, μια ταυτόχρονη μείωση του μεριδίου των μισθών οδηγεί σε συνολική μείωση του ΑΕΠ της ΕΕ15. Ως εκ τούτου, η ΕΕ15 στο σύνολό της είναι μια οικονομία που αναπτύσσεται μέσω των μισθών. Τα αποτελέσματα

υποδεικνύουν ότι η μείωση του μεριδίου των μισθών είχε σημαντικές αρνητικές επιπτώσεις στην ανάπτυξη στην ΕΕ15 και υποστηρίζει την άποψη για ανάγκη συντονισμού στον καθορισμό του επιπέδου των μισθών.

Οι Obst et al. (2020) εμπλούτισαν το μετα-κεϋνσιανό υπόδειγμα ανοικτής οικονομίας με τη συμπερίληψη του δημόσιου τομέα μέσω των φόρων στο κεφάλαιο και την εργασία, και την προσθήκη των δημόσιων δαπανών. Με αυτόν τον τρόπο δίνεται η δυνατότητα εκτίμησης της επίδρασης όχι μόνο της διανομής εισοδήματος αλλά και της δημοσιονομικής πολιτικής στις συνιστώσες της ζήτησης και εν τέλει στη συνολική ζήτηση. Η ανάλυσή τους αφορά στις 15 χώρες-μέλη της ΕΕ15, ως ξεχωριστές οικονομίες και ως ενιαία οικονομική οντότητα, για τη χρονική περίοδο 1960-2013. Η προσθήκη του δημόσιου τομέα ενισχύει την πιθανότητα ενός αποτελέσματος καθεστώτος ζήτησης ωθούμενου από τους μισθούς, ενώ η ενσωμάτωση των δημόσιων δαπανών στο υπόδειγμα αυξάνει την επίδραση του πολλαπλασιαστή και, κατά συνέπεια, το αποτέλεσμα της επίδρασης των μισθών. Σύμφωνα με τα ευρήματα της ανάλυσης, μια ταυτόχρονη αύξηση του μεριδίου των μισθών σε όλες τις χώρες της ΕΕ15 θα αύξανε τη ζήτηση και το πρωτογενές δημοσιονομικό ισοζύγιο σε όλες τις χώρες. Επίσης, μια ταυτόχρονη αύξηση των κρατικών δαπανών αποδεικνύεται ότι ενισχύει την οικονομική δραστηριότητα σε όλες τις χώρες της ΕΕ15, υποδεικνύοντας τις θετικές οικονομικές επιπτώσεις της επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής. Τέλος, μια προοδευτική φορολογική πολιτική που θα εφαρμοζόταν ταυτόχρονα σε επίπεδο ΕΕ θα οδηγούσε σε αύξηση της παραγωγής σε όλες τις χώρες.

Οι Stockhammer et al. (2021) επεκτείνουν τη βιβλιογραφία τόσο χρονικά όσο και σε επίπεδο μεταβλητών ελέγχου. Η μεθοδολογία τους ακολουθεί την προσέγγιση των ξεχωριστών συμπεριφορικών εξισώσεων και αφορά στις οικονομίες των ΗΠΑ, του Ηνωμένου Βασιλείου, της Γαλλίας και της Γερμανίας για τη χρονική περίοδο 1855-2010, αξιοποιώντας τα στατιστικά δεδομένα της εργασίας των Piketty και Zucman (2014). Η εργασία διερευνά την επίδραση της διανομής εισοδήματος και του ιδιωτικού πλούτου στην κατανάλωση και την επένδυση, επομένως το αποτέλεσμα τους αφορά στον χαρακτηρισμό της εγχώριας ζήτησης χωρίς τον εξωτερικό τομέα. Βάσει των ευρημάτων τους η εγχώρια ζήτηση σε ΗΠΑ, Ηνωμένο Βασίλειο και Γερμανία ωθείται από τους μισθούς. Από την άλλη, ο ιδιωτικός πλούτος επιδρά θετικά και είναι στατιστικά σημαντικός

σε ΗΠΑ και Ηνωμένο Βασίλειο, ενώ στη Γερμανία και τη Γαλλία η σχέση είναι αδύναμη. Οι επενδύσεις επηρεάζονται αρνητικά από τον ιδιωτικό πλούτο σε ΗΠΑ και Ηνωμένο Βασίλειο και θετικά σε Γαλλία και Γερμανία.

Ο Ntshwanti (2022) εκτίμησε την επίδραση της λειτουργικής διανομής εισοδήματος στην οικονομική μεγέθυνση μεταξύ 1975 και 2019 στη Νότια Αφρική. Εκτίμησε το τυπικό κεϋνσιανό μοντέλο συνολικής ζήτησης με την προσέγγιση των ξεχωριστών εξισώσεων για κάθε συνιστώσα της ζήτησης και ειδικότερα χρησιμοποίησε αυτοπαλίνδρομο υποδείγματα κατανεμημένων όρων χρονικής υστέρησης (ARDL model). Σύμφωνα με τα εμπειρικά του ευρήματα, η εγχώρια ζήτηση διαμορφώνεται από τα κέρδη (profit-led) και η συμπερίληψη του εξωτερικού τομέα ενισχύει ακόμα περισσότερο την τάση αυτή.

Όσον αφορά στο καθεστώς ζήτησης της ελληνικής οικονομίας, η Μαρσέλλου (2013) για την περίοδο 1960-2009, οι Obst et al. (2020) και οι Onaran και Obst (2016) για τις χώρες-μέλη της ΕΕ-15 ξεχωριστά αλλά και ως σύνολο, για τη χρονική περίοδο 1960-2013, ακολουθούν τη στρατηγική εκτίμησης των Stockhammer et al. (2009). Και οι τρεις εργασίες βρίσκουν ότι η συνολική ζήτηση στην Ελλάδα αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών.

Οι Tsoulfidis και Tsaliki (2014) εξετάζουν τη σχέση κερδοφορίας και συσσώρευσης κεφαλαίου στην ελληνική οικονομία την περίοδο 1970-2007. Η σχέση αυτή διερευνάται αξιοποιώντας μεταβλητές της κλασικής πολιτικής οικονομίας (όπου γίνεται διάκριση μεταξύ παραγωγικής και μη παραγωγικής εργασίας) και της νεοκλασικής οικονομικής θεωρίας. Τα στατιστικά δεδομένα και για τις δύο περιπτώσεις προκύπτουν από τους *Εθνικούς Λογαριασμούς*. Οι συγγραφείς εκτιμούν μια παλινδρόμηση επενδύσεων με ανεξάρτητες μεταβλητές τον αυξητικό ρυθμό απόδοσης (incremental rate of return) ως δείκτη κερδοφορίας και το πραγματικό επιτόκιο μέσω ενός υποδείγματος ARDL. Τα αποτελέσματα της εκτίμησης έδειξαν ότι η κερδοφορία και το επιτόκιο είναι στατιστικά σημαντικά και έχουν το αναμενόμενο πρόσημο (θετικό και αρνητικό, αντίστοιχα) τόσο στη μακροχρόνια όσο και στη βραχυχρόνια εξειδίκευση του υποδείγματος.

Οι Tsaliki και Tsoulfidis (1994) διερευνούν τη σχέση συσσώρευσης κεφαλαίου και κερδοφορίας στον ελληνικό μεταποιητικό κλάδο για την περίοδο 1955-1989, εκτιμώντας ένα Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών. Στο υπόδειγμα αυτό χρησιμοποιούν εκτός από τη ζήτηση και δείκτες κερ-

δοφορίας (ποσοστό κέρδους, μερίδιο κερδών) ως επεξηγηματικές μεταβλητές της συσσώρευσης κεφαλαίου οι συντελεστές των οποίων φέρουν το αναμενόμενο πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικές.

Όπως προαναφέρθηκε, η δεύτερη βιβλιογραφική ομάδα ακολουθεί τη συστημική προσέγγιση των δομημένων διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδείγματων (S-VAR). Ο Gordon (1995a) χρησιμοποιεί ένα VAR υπόδειγμα για να εκτιμήσει την επίδραση της διανομής εισοδήματος στην καταναλωτική και επενδυτική δαπάνη στις ΗΠΑ. Ως μεταβλητή της διανομής εισοδήματος χρησιμοποιεί το ποσοστό κέρδους και εκτιμά την επίδρασή του στον βαθμό χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας. Σε αντίθεση, όμως, με τους Bowles και Boyer (1995) καταλήγει στο συμπέρασμα ότι η μεγέθυνση της οικονομίας των ΗΠΑ ωθείται από τα κέρδη. Ο Gordon (1995b) επεκτείνει το προαναφερθέν υπόδειγμα εισάγοντας τον εξωτερικό τομέα της ζήτησης και βρίσκει ότι, εξεταζόμενη και ως ανοικτή, η οικονομία των ΗΠΑ αναπτύσσεται μέσω των κερδών.

Οι Stockhammer και Onaran (2004) και οι Onaran και Stockhammer (2005) εφάρμοσαν τη μέθοδο VAR για να εκτιμήσουν μερικές από τις βασικές υποθέσεις του κεϋνσιανού, νεοκλασικού και νεο-καλντοριανού υποδείγματος, χρησιμοποιώντας ως μεταβλητές τη συσσώρευση κεφαλαίου, τον βαθμό χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας, το μερίδιο των κερδών, το ποσοστό ανεργίας και τη μεγέθυνση της παραγωγικότητας της εργασίας. Στην πρώτη εργασία διερεύνησαν τις οικονομίες των ΗΠΑ, του Ηνωμένου Βασιλείου και της Γαλλίας, ενώ στη δεύτερη τις οικονομίες της Τουρκίας και της Κορέας. Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του κεϋνσιανού υποδείγματος έδειξαν ότι η επίδραση της συσσώρευσης κεφαλαίου στον βαθμό χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας είναι σημαντική και ισχυρή, ενώ και οι δύο έχουν σημαντική επίδραση στην απασχόληση. Αντίθετα, τα αποτελέσματα από την εκτίμηση του νεοκλασικού υποδείγματος δεν επιβεβαίωσαν την υπόθεση ότι οι μεταβολές των πραγματικών μισθών επιδρούν στην απασχόληση. Από την άλλη πλευρά, η εκτίμηση του νεο-καλντοριανού υποδείγματος επιβεβαίωσε ότι ο ρυθμός αύξησης της παραγωγικότητας έχει σημαντική επίδραση, ενώ δεν είναι διανεμητικά ουδέτερος και συνδέεται θετικά με την ανεργία.

Οι Barbosa-Filho και Taylor (2006) εκτιμούν ένα υπόδειγμα VAR δύο εξισώσεων, για τη συνολική ζήτηση και τη διανομή εισοδήματος, εμπνευσμένο από τη θεωρία επιχειρηματικών κύκλων του Goodwin (1967), για

την οικονομία των ΗΠΑ κατά τη χρονική περίοδο 1948-2002, και βρίσκουν ότι το καθεστώς ζήτησης ωθείται από τα κέρδη. Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουν και οι Carvalho και Rezai (2016), οι οποίοι εκτιμούν ένα υπόδειγμα VAR δύο εξισώσεων για την οικονομία των ΗΠΑ για την περίοδο 1967-2010.

Ο Nishi (2012) μέσω ενός SVAR διερευνά τις δυναμικές σχέσεις ανάμεσα στη διανομή εισοδήματος, τον λόγο χρέους και τη συσσώρευση κεφαλαίου στην οικονομία της Ιαπωνίας μεταξύ 1992-2010. Από την εξέταση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων (Impulse Response Functions – IRF) προκύπτει ότι το καθεστώς της συσσώρευσης κεφαλαίου ωθείται από τα κέρδη (profit-led) και «βαρύνεται» από το χρέος (debt-burdened). Ωστόσο, όπως έχει ήδη αναφερθεί, η συγκεκριμένη μέθοδος δεν επιτρέπει την ξεκάθαρη εκτίμηση των επιπτώσεων στην κατανάλωση και την επένδυση.

Οι Burle και Carvalho (2021) διερεύνησαν τη σχέση μεταξύ διανομής εισοδήματος και οικονομικής δραστηριότητας (μετρούμενης μέσω του βαθμού χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας) στην οικονομία της Βραζιλίας, χρησιμοποιώντας τριμηνιαία στατιστικά δεδομένα για την περίοδο 1997-2014. Η σχέση εκτιμήθηκε μέσω ενός VAR δύο διαστάσεων, την οποία επέκτειναν μέσω της ενσωμάτωσης μιας σειράς εξωγενών μεταβλητών (control variables) όπως η μισθολογική ανισότητα, ο δανεισμός των νοικοκυριών, οι τιμές των προϊόντων και οι δημόσιες επενδύσεις. Σύμφωνα με τα ευρήματα των συγγραφέων, το καθεστώς ζήτησης στη Βραζιλία ωθείται από τα κέρδη (profit-led), με την ένταση αυτής της σχέσης να εξασθενεί όταν περιλαμβάνονται οι προαναφερόμενες μεταβλητές ελέγχου.

Η τρίτη βιβλιογραφική ομάδα χρησιμοποιεί τεχνικές εκτίμησης πάνελ-δεδομένων. Οι Kiefer και Rada (2014) χρησιμοποιούν ένα υπόδειγμα VAR τύπου Goodwin, για να εξετάσουν την αλληλεπίδραση μεταξύ της διανομής εισοδήματος και της οικονομικής δραστηριότητας για δεκατρείς χώρες του ΟΟΣΑ για τη χρονική περίοδο 1971-2012, και διαπίστωσαν ότι υπάρχει μια ασθενής θετική σχέση μεταξύ οικονομικής δραστηριότητας και μεριδίου των κερδών. Ο Hartwig (2014) εκτιμά με την προσέγγιση των ξεχωριστών συμπεριφορικών εξισώσεων ένα πάνελ 31 χωρών του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1970-2011 και βρίσκει το καθεστώς ζήτησης ασθενώς ωθούμενο από τους μισθούς.

Τέλος, οι Stockhammer και Wildauer (2016) χρησιμοποιούν ένα πάνελ 18 χωρών του ΟΟΣΑ για τη χρονική περίοδο 1980-2013, για να διερευνήσουν τις επιπτώσεις των μεταβολών στη διανομή του εισοδήματος, στην εισοδηματική ανισότητα, στον πλούτο και το χρέος των νοικοκυριών και των επιχειρήσεων στη συνολική ζήτηση και στις συνιστώσες της. Στόχος της συγκεκριμένης εργασίας, επομένως, εκτός από τον καθορισμό του αν αναπτύσσεται η ζήτηση μέσω των μισθών ή των κερδών, είναι και το αν και κατά πόσο η ζήτηση ωθείται από το χρέος (debt-driven) ή από το χρηματοπιστωτικό σύστημα (finance-led). Η συγκεκριμένη εργασία είναι μια από τις λίγες που εξετάζουν εναλλακτικές χρηματοοικονομικές μεταβλητές και την εισοδηματική ανισότητα ως μεταβλητές ελέγχου και για αυτό αξίζει να αναφερθούν τα ευρήματά της με περισσότερες λεπτομέρειες. Για το πλήρες πάνελ, το καθεστώς ζήτησης αναπτύσσεται μέσω των μισθών. Σε ό,τι αφορά στο υπόδειγμα της κατανάλωσης τα ευρήματα της ανάλυσης έδειξαν ότι: α) το χρέος των νοικοκυριών αποτελεί τη σημαντικότερη χρηματοπιστωτική μεταβλητή που ερμηνεύει την καταναλωτική συμπεριφορά σε όλες τις εξειδικεύσεις του υποδείγματος κατανάλωσης, β) η μεταβλητή των τιμών των περιουσιακών αγαθών έχουν μικρή επίδραση στην κατανάλωση και συνήθως είναι στατιστικά μη σημαντικές, γ) η μεταβλητή των τιμών των μετοχών δεν είναι στατιστικά σημαντική, και δ) για καμία από τις μεταβλητές εισοδηματικής ανισότητας δεν υπάρχουν ενδείξεις επίδρασης στην καταναλωτική δαπάνη ή στατιστικής σημαντικότητας. Όσον αφορά στο υπόδειγμα των επενδύσεων, τα ευρήματα υπέδειξαν ότι: α) η επίδραση της μεταβλητής του εισοδήματος είναι ισχυρή (ελαστικότητα άνω της μονάδας), στατιστικά σημαντική και ανθεκτική σε όλες τις εξειδικεύσεις του υποδείγματος, β) το μερίδιο των μισθών έχει θετική επίδραση όταν είναι σύγχρονο με την εξαρτημένη μεταβλητή και αρνητική όταν εισάγεται στην παλινδρόμηση με μια χρονική υστέρηση, γ) το μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο έχει αρνητική επίδραση (σε επίπεδο 1,0%) σε όλες τις εξειδικεύσεις, δ) οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων έχουν θετική και στατιστικά σημαντική επίδραση, ε) οι μεταβλητές του ιδιωτικού χρέους, εταιρικού και νοικοκυριών, έχουν αρνητική επίδραση και δεν είναι ανθεκτικές σε όλες τις εξειδικεύσεις του υποδείγματος, σε πρώτες διαφορές, ωστόσο, ο δανεισμός (μεταβολή χρέους) των νοικοκυριών έχει θετική και στατιστικά σημαντική επίδραση στο υπόδειγμα που εφαρμόστηκε, στ) η εισοδηματι-

κή ανισότητα μετρούμενη με τον δείκτη Gini έχει αρνητική και στατιστικά σημαντική επίδραση στο υπόδειγμα που χρησιμοποιείται, ενώ, όταν εκφράζεται με τον δείκτη του μεριδίου των μισθών του πλουσιότερου 1,0% των νοικοκυριών, είναι στατιστικά σημαντική όταν έχει θετικό πρόσημο σε δύο από τις πέντε εξειδικεύσεις, ζ) οι τιμές των μετοχών έχουν επουσιώδη επίδραση, ενώ το πρόσημο της ελαστικότητάς τους μεταβάλλεται από το στατικό στο δυναμικό υπόδειγμα. Αναφορικά με την εκτίμηση του εξωτερικού εμπορίου (οι εξισώσεις εξαγωγών και εισαγωγών εκτιμήθηκαν ξεχωριστά) προέκυψαν τα εξής αποτελέσματα από την εκτίμηση του υποδείγματος των εξαγωγών: α) η ελαστικότητα της εξωτερικής ζήτησης είναι θετική και στατιστικά σημαντική (>2), β) η επίδραση του εισοδήματος (εγχώρια ζήτηση) είναι επίσης θετική, ισχυρή και στατιστικά σημαντική, γ) το μερίδιο της εργασίας όταν είναι σύγχρονο δεν είναι στατιστικά σημαντικό, αλλά με μια χρονική υστέρηση έχει αρνητική επίδραση και είναι στατιστικά σημαντικό, δ) η ονομαστική σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία και οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων έχουν αρνητικό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικές. Από την άλλη, η εκτίμηση του υποδείγματος των εισαγωγών είχε τα παρακάτω αποτελέσματα: α) το μερίδιο της εργασίας δεν είναι στατιστικά σημαντικό, β) οι συναλλαγματικές ισοτιμίες και οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων έχουν θετική, στατιστικά σημαντική επίδραση, γ) και η ελαστικότητα των εισαγωγών ως προς τις εξαγωγές είναι θετική και στατιστικά σημαντική.

Η παρούσα εργασία επιχειρεί να συνεισφέρει στην υφιστάμενη βιβλιογραφία με τη διερεύνηση της ελληνικής οικονομίας χρησιμοποιώντας τα πιο πρόσφατα διαθέσιμα στατιστικά δεδομένα μέχρι την παραμονή του ξεσπάσματος της πανδημίας Covid-19. Επίσης, επεκτείνει το υπόδειγμα περιλαμβάνοντας κρίσιμες μεταβλητές για τη συνάρτηση ζήτησης με δύο τρόπους. Πρώτον, με τη συμπερίληψη χρηματοοικονομικών μεταβλητών όπως αυτή του ιδιωτικού χρέους των νοικοκυριών και των επιτοκίων αναφορικά με τη συνάρτηση κατανάλωσης. Δεύτερον, με τη συμπερίληψη των δημοσίων επενδύσεων ως προσδιοριστικού παράγοντα των ιδιωτικών επενδύσεων. Επιπλέον, ελέγχεται η ανθεκτικότητα των εκτιμήσεων μέσω της εκτίμησης δύο υποπεριόδων, καθώς το επιτρέπει το επαρκώς μεγάλο διάστημα του συνολικού δείγματος.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

4.1. Στατιστικά δεδομένα και μεθοδολογία

Στην παρούσα μελέτη η οικονομετρική ανάλυση ακολουθεί την προσέγγιση των ξεχωριστών συμπεριφορικών εξισώσεων για την κατανάλωση, την επένδυση και τις καθαρές εξαγωγές. Το μακρο-οικονομετρικό υπόδειγμα που χρησιμοποιείται βασίζεται στην εργασία των Bhaduri και Marglin (1990) και ακολουθεί τη μεθοδολογία πληθώρας εργασιών που, όπως είδαμε στην προηγούμενη ενότητα, έχουν αναπτυχθεί στη σχετική βιβλιογραφία.

Για την εκτίμηση του υποδείγματος χρησιμοποιούμε ετήσια στατιστικά δεδομένα για την περίοδο 1960-2017. Όλες οι μεταβλητές⁹, με εξαίρεση το μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο και την καταναλωτική πίστη, προέρχονται από την ετήσια βάση μακροοικονομικών δεδομένων, AMECO, της Γενικής Διεύθυνσης Οικονομικών και Χρηματοοικονομικών Υποθέσεων της Ευρωπαϊκής Επιτροπής. Το μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο¹⁰ και η καταναλωτική πίστη προέρχονται από τα δημοσιευμένα στοιχεία της Τράπεζας της Ελλάδος (ΤτΕ). Οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται είναι: η κατανάλωση C , η επένδυση I , οι καθαρές εξαγωγές NX , οι εξαγωγές X , οι εισαγωγές M , το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν Y , οι μισθοί W (W_{adj} οι μισθοί που έχουν προσαρμοστεί για τους αυτοα-

⁹ Το γενικό μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο, r_{long} , που χρησιμοποιούμε στη συνάρτηση κατανάλωσης προέρχεται και αυτό από την AMECO. Το μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο, r_{int} , ωστόσο, που χρησιμοποιούμε στη συνάρτηση επενδύσεων προέρχεται από την Τράπεζα της Ελλάδος.

¹⁰ Οι χρονολογικές σειρές της Τράπεζας της Ελλάδος για τα μακροχρόνια επιτόκια παρουσιάζουν διακοπές κατά τη διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου αυτής της μελέτης. Κατά συνέπεια, συνδέθηκαν οι τρεις χρονοσειρές για τα μακροπρόθεσμα επιτόκια προς μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις, για Άλλα δάνεια, άνω του 1 εκατομμυρίου ευρώ που εκτείνονται ως εξής: (α) Ιανουάριος 1980-Αύγουστος 2002, (β) Σεπτέμβριος 2002-Ιούνιος 2010 και (γ) Ιούνιος 2010.

πασχολούμενους), τα κέρδη R (R_{adj} τα κέρδη που έχουν προσαρμοστεί για τους αυτοαπασχολούμενους), το (πραγματικό) μοναδιαίο κόστος εργασίας (R) ULC , οι εγχώριες τιμές P , οι τιμές εξαγωγών P_x , οι τιμές εισαγωγών P_M , η Ονομαστική Σταθμισμένη Συναλλαγματική Ισοτιμία $Neer$, η εξωτερική ζήτηση Y^{EU15} και οι δημόσιες επενδύσεις I_{PUB} . Όλες οι μεταβλητές είναι υπολογισμένες σε σταθερές τιμές του 2015 και μετασχηματισμένες σε λογαρίθμους, με εξαίρεση το μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο.¹¹ Σε ειδικές περιπτώσεις κάποιες μεταβλητές μετατρέπονται για οικονομικούς λόγους σε ρυθμούς μεταβολής.

Σύμφωνα με τις αρχές της σύγχρονης οικονομετρικής θεωρίας, αρχικά εξετάστηκε η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις μεταβλητές του υποδείγματος. Για τον σκοπό αυτό εφαρμόστηκαν οι έλεγχοι Augmented Dickey - Fuller (ADF) και Phillips-Perron (PP), και στις περιπτώσεις όπου υπάρχει ασυμφωνία μεταξύ των δύο ελέγχων εφαρμόστηκε το Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) test. Η ύπαρξη ή μη στασιμότητας των χρονολογικών σειρών στο επίπεδο και τις πρώτες διαφορές καθορίζει τη μέθοδο ελέγχου κάθε υποδείγματος για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης (μακροχρόνιων σχέσεων): τη μέθοδο Johansen Cointegration test αν όλες οι μεταβλητές είναι $I(1)$ ή τη μέθοδο ARDL F-bound test που προτείνουν οι Pesaran, Shin και Smith (2001), για τις περιπτώσεις που οι μεταβλητές αποτελούν μείγμα $I(0)$ και $I(1)$. Στον βαθμό που υπάρχουν ενδείξεις συνολοκλήρωσης, το υπόδειγμα μπορεί να εκτιμηθεί με τη μέθοδο του Υποδείγματος Διόρθωσης Σφάλματος (Error Correction Model-ECM) ή τη μέθοδο των Αυτοπαλίνδρομων Υποδειγμάτων Κατανεμημένων Υστερήσεων (Autoregressive Distributed Lags – ARDL) των Pesaran και Shin (1999) και Pesaran, Shin και Smith (2001). Για τις περιπτώσεις που η χρήση των δύο παραπάνω μεθόδων δεν ενδείκνυται για μεθοδολογικούς λόγους (ενδείξεις έντονης πολυ-συγγραμμικότητας μεταξύ των μεταβλητών της διανομής εισοδήματος, ή των μεταβλητών των τιμών, ή μη ικανοποιητική ερμηνευτική δύναμη του υποδείγματος) εκτιμούμε το υπόδειγμα σε πρώτες διαφορές (First Difference estimator). Τέλος, οι επιμέρους εκτιμήσεις των επιδράσεων της διανομής εισοδήματος σε κάθε συνιστώσα της συναθροιστικής ζήτησης θα

¹¹ Οι ορισμοί των μεταβλητών βρίσκονται στον Πίνακα A1.1 του Παραρτήματος.

προστεθούν, για να υπολογιστεί η συνολική επίδραση στον ρυθμό μεταβολής του ΑΕΠ της οικονομίας.

Προσαρμογή των μεταβλητών διανομής εισοδήματος για τους αυτοαπασχολούμενους

Η Ελλάδα έχει το υψηλότερο ποσοστό αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό στην Ευρωπαϊκή Ένωση και την Ευρωζώνη, γεγονός που τη διαφοροποιεί ως προς τη δομή του εργατικού δυναμικού και, κατά συνέπεια, τη λειτουργική διανομή εισοδήματος (δηλαδή, το μερίδιο των μισθών και των κερδών στο συνολικό εισόδημα). Με βάση τα στοιχεία της Έρευνας Εργατικού Δυναμικού (ΕΕΔ) που διεξάγει η Ελληνική Στατιστική Αρχή (ΕΛΣΤΑΤ), οι αυτοαπασχολούμενοι χωρίς προσωπικό το 2019 αποτελούσαν το 20,7% του συνόλου των απασχολούμενων στη χώρα και βρίσκεται σχεδόν στα ίδια επίπεδα με το 2009, κατά την έναρξη, δηλαδή, της δημοσιονομικής κρίσης. Αν και το ποσοστό αυτό είναι αρκετά χαμηλότερο σε σύγκριση με το αντίστοιχο των δεκαετιών του 1980 (30,4%) και 1990 (26,9%) εξακολουθεί να αποτελεί μακράν το υψηλότερο ποσοστό στην Ευρωπαϊκή Ένωση-27 (9,3%) και την Ευρωζώνη-19 (8,9%). Το ποσοστό της Ελλάδας ακολουθεί με αρκετά μεγάλη απόσταση η Σλοβακία (11,9%), η Τσεχία (12,9%), η Πολωνία (13,6%), η Ρουμανία (14,1%) και η Ιταλία (14,8%). Είναι γεγονός ότι στην πλειονότητα των χωρών υψηλού εισοδήματος το ποσοστό των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό αποτελεί λιγότερο του 10% του συνόλου των απασχολούμενων.

Κατά συνέπεια, για μια ανάλυση με στόχο την εκτίμηση της επίδρασης της διανομής εισοδήματος στη συνολική ζήτηση, έχει ιδιαίτερη σημασία η εκτίμηση εισοδηματικών μεριδίων όσο το δυνατόν πιο αντιπροσωπευτικών για τα δεδομένα της ελληνικής οικονομίας και της δομής του εργατικού δυναμικού. Η μέτρηση του μεριδίου της εργασίας εμπεριέχει πάντα έναν βαθμό αυθαιρεσίας, καθώς το εισόδημα από εργασία προκύπτει από δύο κατηγορίες εργαζομένων, δηλαδή, τους απασχολούμενους που αμείβονται με μισθό ή ημερομίσθιο και τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό που αμείβονται με το μεικτό εισόδημα, το οποίο περιλαμβάνει αμφότερες τις αμοιβές από εργασία και κεφάλαιο. Την πιο συνηθισμένη πρακτική για την προσαρμογή αυτής της διαφοροποίησης αποτελεί η απόδοση του μισθιακού ισοδύναμου, δηλα-

δή, η απόδοση της μέσης αμοιβής της εργασίας στο σύνολο των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό, και η συμπερίληψή τους στο μερίδιο της εργασίας.

Για λόγους πληρότητας, κάθε εξίσωση του υποδείγματος εκτιμάται με τη χρήση των μεταβλητών της διανομής εισοδήματος με προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό και χωρίς αυτή την προσαρμογή. Ο διαχωρισμός αυτός εξυπηρετεί αφενός την ανάγκη για εκτιμήσεις που βασίζονται σε όσο το δυνατόν πιο αντιπροσωπευτικές μεταβλητές, αφετέρου παρέχει μια ένδειξη της ευαισθησίας των εκτιμήσεων σε εναλλακτικές μεταβλητές, καθώς, όπως προαναφέραμε, η εν λόγω μετατροπή έχει κάποιο βαθμό αυθαιρεσίας. Οι μεταβλητές των μισθών και των κερδών προέρχονται και στις δύο εκδοχές από τη βάση στατιστικών δεδομένων AMECO.¹²

Διαχωρισμός δείγματος

Η σχετικά μακρά υπό εξέταση χρονική περίοδος (1960-2017) επιτρέπει τον επιμερισμό της σε δύο υποπεριόδους (1960-1990 και 1991-2017). Ο επιμερισμός αυτός εξυπηρετεί, αφενός, στη διερεύνηση ύπαρξης ενδείξεων μεταβολών στη συμπεριφορά των μεταβλητών (*parameter stability*) και των υποδειγμάτων, αφετέρου, δίνει τη δυνατότητα, ειδικά τη δεύτερη περίοδο, για την εξέταση εναλλακτικών εξειδικεύσεων του υποδείγματος που η πρώτη περίοδος λόγω μη διαθεσιμότητας στοιχείων δεν επιτρέπει.

Αναφορικά με το σημείο τομής του δείγματος, επιχειρώντας να εντοπίσουμε την ύπαρξη χρονικών σημείων δομικών μεταβολών (*structural*

¹² Η AMECO είναι η Μακροοικονομική Βάση Ετήσιων Δεδομένων της Γενικής Διεύθυνσης Οικονομικών και Χρηματοοικονομικών Υποθέσεων της Ευρωπαϊκής Επιτροπής. Η μεταβλητή των κερδών (ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα) προσαρμοσμένη ως προς τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό (*UQGD*) προκύπτει από τον εξής υπολογισμό: $UQGD = UOGD - [(UWCD/NWTD) \times NSTD]$, όπου *UOGD* είναι το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα για το σύνολο της οικονομίας, *UWCD* είναι η αμοιβή των μισθωτών επίσης για το σύνολο της οικονομίας, *NWTD* είναι ο αριθμός των μισθωτών εργαζομένων σε όλους τους εγχώριους κλάδους της οικονομίας, και *NSTD* είναι ο αριθμός των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό, επίσης για το σύνολο της οικονομίας. Εν συνεχεία, τη διαφορά μεταξύ ακαθάριστου λειτουργικού προϊόντος χωρίς προσαρμογή και αυτού με προσαρμογή (δηλαδή, την αμοιβή των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό με βάση τον μέσο μισθό) την προσθέτουμε στην αμοιβή των μισθωτών, ώστε να αποκτήσουμε και την προσαρμοσμένη ως προς τους αυτοαπασχολούμενους αμοιβή των μισθωτών.

breaks), αντιμετωπίσαμε αρκετές προκλήσεις. Πρώτον, το σημείο τομής του δείγματος πρέπει να βρίσκεται κατά το δυνατόν πιο κοντά στη μέση του δείγματος, ώστε να εξασφαλίζεται ότι υπάρχουν επαρκείς παρατηρήσεις για την εκτίμηση των δύο υποπεριόδων. Δεύτερον, σε γενικές γραμμές η ίδια αυτή συνθήκη συμμετρίας θα πρέπει να ισχύει για όλες τις εξισώσεις του υποδείγματος.

Με βάση τους παραπάνω προβληματισμούς, καταρχάς εφαρμόσαμε τους ενδογενείς ελέγχους Quandt-Andrews και Bai-Perron breakpoint test για να μας υποδείξουν το επικρατέστερο σημείο δομικής μεταβολής του συνόλου του δείγματος. Στην περίπτωση της κατανάλωσης και οι δύο έλεγχοι υπέδειξαν το έτος 1991 και στις δύο εκδοχές του υποδείγματος. Στην περίπτωση του υποδείγματος της επένδυσης οι παραπάνω έλεγχοι υπέδειξαν το 2004, για το υπόδειγμα των εξαγωγών το 1982 και των εισαγωγών το 1999. Προφανώς, με εξαίρεση το σημείο τομής της κατανάλωσης, τα υπόλοιπα δημιουργούν σημαντική ανισορροπία στο δείγμα, με αποτέλεσμα να ακολουθήσουμε ως μέση λύση τους Stockhammer et al. (2011) και Hartwig (2014) και να χωρίσουμε τη συνολική περίοδο σε δύο ίσες υποπεριόδους, κάτι που επιτυγχάνεται στο έτος 1989, και να διερευνήσουμε εξωγενώς μέσω του Chow test αν το σημείο αυτό μπορεί να θεωρηθεί σημείο μεταβολής. Αν στο εν λόγω σημείο δεν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση, τότε δοκιμάζουμε στα γειτονικά χρονικά σημεία μέχρις ότου κάποιο απορριφθεί. Επίσης, να προσθέσουμε σε αυτό το σημείο ότι η διετία 1989-90 προκύπτει συχνά ως σημείο καμπής, καθώς συμπίπτει με έτη πολιτικής αστάθειας στη χώρα που οδήγησε στην προκήρυξη τριών διαδοχικών εθνικών εκλογών.

Μέσω αυτής της διαδικασίας προέκυψε ότι το σημείο τομής για το υπόδειγμα της επένδυσης είναι το 1991 (δοκιμάζοντας διαδοχικά ± 1 με σημείο εκκίνησης το 1989 επιλέγεται εκείνο το σημείο με την ισχυρότερη απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης), και για τις εξισώσεις εξαγωγών και εισαγωγών το 1989.

Η μέθοδος αυτή μας εξασφαλίζει ότι κάθε χρονική περίοδος θα έχει έναν ισάριθμο και επαρκή αριθμό παρατηρήσεων για την εκτίμηση των υποδειγμάτων. Τα αποτελέσματα αυτών των ελέγχων αναφέρονται στους πίνακες αποτελεσμάτων των παλινδρομήσεων. Τέλος, για την εκτίμηση του υποδείγματος χρησιμοποιείται το οικονομετρικό λογισμικό EViews-11, και οι στρογγυλοποιήσεις έχουν γίνει στο τρίτο δεκαδικό ψηφίο.

4.2. Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Για τον έλεγχο της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις χρονολογικές σειρές των μεταβλητών εφαρμόστηκαν οι έλεγχοι Augmented Dickey-Fuller (ADF) και Phillips-Perron (PP), και για τις περιπτώσεις όπου υπάρχει ασυμφωνία μεταξύ των δύο ελέγχων εφαρμόζεται και το Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) test. Τα αποτελέσματα των ελέγχων παρουσιάζονται στους Πίνακες 4.2.1, 4.2.2 και 4.2.3 που ακολουθούν. Για τα προσαρμοσμένα κέρδη για το εισόδημα των αυτοαπασχολούμενων ($\log R_{adj}$), το μερίδιο των κερδών χωρίς/με προσαρμογή (hr και hR_{adj}), ο ρυθμός μεταβολής των κερδών με/χωρίς προσαρμογή ($growth_R_{adj}$, $growth_R$),¹³ ο ρυθμός μεταβολής του ΑΕΠ ($growth$), το πραγματικό μοναδιαίο κόστος εργασίας χωρίς/με προσαρμογή ($RULC$, $RULC_{adj}$) υπάρχουν ενδείξεις ότι είναι $I(0)$, ενώ για τις υπόλοιπες μεταβλητές ότι είναι $I(1)$.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.2.1

Augmented Dickey-Fuller test για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας

Μεταβλητές	Levels			Differences		
	Deterministic	Lags	t-stat.	Deterministic	Lags	t-stat.
logC	c, t	3	-1,242	c, t	0	-3,617**
logW	c, t	2	-2,370	c, t	0	-3,605**
logW _{adj}	c, t	1	-2,075	c	0	-3,899***
logR	c, t	0	-2,390	c, t	1	-3,872**
logR _{adj} *	c, t	0	-4,118**	c, t	2	-3,632**
growth_Radj	c, t	2	-3,791**	-	0	-19,086***
growth_R	c, t	2	-3,051	-	0	-13,549***

¹³ Στην περίπτωση της μεταβλητής του ρυθμού μεταβολής των κερδών χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους ($growth_R$) το ADF τεστ έδειξε ότι είναι $I(1)$, ενώ το PP τεστ $I(0)$. Για τον σκοπό αυτό διενεργήθηκε και τρίτος έλεγχος με το Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) test μέσω του οποίου γίνεται δεκτή η υπόθεση ότι η σειρά είναι στάσιμη σε επίπεδα.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.2.1 (συνέχεια)

Μεταβλητές	Levels			Differences		
	Deterministic	Lags	t-stat.	Deterministic	Lags	t-stat.
logD	c, t	0	0,932	c	2	-0,554
rlong	c, t	0	-1,473	c	1	-2,393
logl	c, t	0	-1,767	c	2	-2,691*
hr	c, t	0	-3,267*	c	0	-7,321***
hr _{adj}	c, t	0	-3,555**	c	1	-4,320***
logY	c, t	1	-1,712	c, t	1	-3,422*
growth	c, t	2	-5,152***	-	0	-12,106***
rint	c	1	-1,285		3	-2,469**
logl _p	c, t	0	-1,659	c	0	-7,106***
logEx	c, t	2	-1,767	c	2	-3,834***
logIm	c, t	2	-1,507	c	2	-3,454**
NX/Y	c	0	-1,267	c	2	-3,822***
log(Y ^{EU15})	c, t	2	-2,205	c	1	-3,644***
logULC	c, t	2	-1,486		1	-1,133
logULC _{adj}	c, t	2	-1,593		1	-1,125
RULC	c, t	0	-3,798**	c	3	-3,440**
RULC _{adj}	c, t	0	-3,998**		3	-3,126***
log(P _X /P _M)	c	2	-1,063	c	2	-5,030***
logP _{ex}	c, t	0	-1,355		6	-1,153
logP _{im}	c, t	3	-0,379		4	-1,034
logP ^I	c, t	1	-1,286	c, t	2	-5,163**
neer	c, t	0	0,678	c	2	-1,642

Σημείωση: α) Κριτικές τιμές σύμφωνα με τον MacKinnon (1996). β) Χρονικές υστερήσεις σύμφωνα με το Modified AIC. Στατιστική σημαντικότητα: ***1%; **5%; *10%.

1. Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας με δομικό σημείο μεταβολής (Breakpoint Unit Root Test) για τη μεταβλητή logP έδειξε ότι, έχοντας σημείο δομικής μεταβολής σε τάση και σταθερό όρο το έτος 1972 στις πρώτες διαφορές, δεν υπάρχουν ενδείξεις μοναδιαίας ρίζας. Άρα, η μεταβλητή logP μπορεί να θεωρηθεί I(1).

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.2.2
Phillips-Perron test για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας

Μεταβλητές	Levels			Differences		
	Deterministic	Bandwidth	t-stat.	Deterministic	Bandwidth	t-stat.
logC	c, t	3	-0,818	c, t	3	-3,727**
logW	c, t	4	-1,630	c, t	4	-3,560**
logW _{adj}	c, t	4	-1,617	c	0	-3,899***
logR	c, t	4	-2,258	c, t	3	-6,622***
logR _{adj}	c, t	1	-4,331***	c, t	3	-9,266***
growth_Radj	c, t	3	-9,772***	-	7	-32,226***
growth_R	c, t	3	-6,861***	-	4	-16,839***
logD	c, t	1	0,671	c	6	-0,923
rlong	c, t	3	-1,819	c	2	-4,854***
logl	c, t	4	-2,033	c	3	-5,265***
hr	c, t	3	-3,421*	c	3	-7,321***
hr _{adj}	c, t	3	-3,559**	c	3	-8,140***
logY	c, t	4	-0,050	c, t	3	-5,152***
growth	c, t	3	-5,264***	-	2	-12,848***
rint	c	4	-1,136		1	-4,330***
loglp	c, t	1	-1,793	c	1	-7,106***
logEx	c, t	2	-1,418	c	2	-6,380***
loglm	c, t	2	-1,431	c	2	-5,485***
NX/Y	c	3	-1,528	c	1	-6,549***
log(Y ^{EU15})	c, t	2	-2,355	c	2	-3,990***
logULC	c, t	5	-0,507		2	-1,641*
logULC _{adj}	c, t	5	-0,507		1	-1,677*
RULC	c, t	0	-3,798**	c	1	-8,309***
RULC _{adj}	c, t	0	-3,998**		3	-8,115***
log(P _X /P _M)	c, t	2	-1,473	c	1	-7,632***

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.2.2 (συνέχεια)

Μεταβλητές	Levels			Differences		
	Deterministic	Bandwidth	t-stat.	Deterministic	Bandwidth	t-stat.
logP _{ex}	c, t	0	-1,335		4	-5,087***
logP _{im}	c, t	4	-0,170		5	-2,032**
logP	c, t	3	0,341		1	-1,030
neer	c, t	5	-0,328	c	5	-4,299***

Σημείωση: Κριτικές τιμές σύμφωνα με τον MacKinnon (1996)· HAC corrected variance (Bartlett kernel). Στατιστική σημαντικότητα: ***1%; **5%; *10%.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.2.3

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) test για στασιμότητα

Μεταβλητές	Levels			Differences		
	Deterministic	Bandwidth	LM-stat.	Deterministic	Bandwidth	t-stat.
growth_R	c, t	4	0,095	c	6	0,140
		1% level	0,216		1% level	0,739
		5% level	0,146		5% level	0,463
		10% level	0,119		10% level	0,347
logP	c, t	6	0,179	c	6	0,312
		1% level	0,216		1% level	0,739
		5% level	0,146		5% level	0,463
		10% level	0,119		10% level	0,347
rlong	c, t	3	0,148	c	2	0,105
		1% level	0,216		1% level	0,739
		5% level	0,146		5% level	0,463
		10% level	0,119		10% level	0,347

* Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1). Μηδενική υπόθεση H_0 : η σειρά είναι στάσιμη.

Σημείωση: Η μεταβλητή growth_R μπορεί να θεωρηθεί $I(0)$ και οι μεταβλητές logP και rint $I(1)$.

4.3. Εκτίμηση των εξισώσεων του υποδείγματος

4.3.1. Κατανάλωση

4.3.1.1. Εκτίμηση συνάρτησης κατανάλωσης ως προς τη διανομή εισοδήματος

Η τυπική κεϋνσιανή συνάρτηση κατανάλωσης υποθέτει ότι η κατανάλωση εξαρτάται από το επίπεδο του συνολικού εισοδήματος. Στη συνάρτηση που χρησιμοποιούμε διαχωρίζουμε το συνολικό εισόδημα σε εισόδημα από μισθούς και κέρδη, καθώς οι δύο αυτές πηγές εισοδήματος συνδέονται με διαφορετικές οριακές ροπές για κατανάλωση [Marglin (1984)· Lavoie (1992) κ.ά.]. Ο διαχωρισμός αυτός αποσκοπεί στη δυνατότητα εκτίμησης της επίδρασης μιας εξωγενούς μεταβολής στη διανομή εισοδήματος, για παράδειγμα από τα κέρδη προς τους μισθούς, στην κατανάλωση και αποτελεί πλέον μια ευρέως χρησιμοποιούμενη συναρτησιακή μορφή στη σχετική βιβλιογραφία [Stockhammer and Ederer (2008)· Ederer and Stockhammer (2007)· Stockhammer et al. (2009)· Stockhammer et al. (2011) κ.ά.]. Πιο συγκεκριμένα, η συνάρτηση κατανάλωσης λαμβάνει την εξής μορφή¹⁴:

$$\log C_t = a + b \log W_t + c \log R_t + u_t \quad (3)$$

όπου C είναι η μεταβλητή της τελικής καταναλωτικής δαπάνης, W το εισόδημα από μισθούς και ημερομίσθια, R το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα ή αλλιώς τα κέρδη. Όλες οι μεταβλητές είναι σε λογαρίθμους. Η παράμετρος a είναι ο σταθερός όρος που αντιπροσωπεύει την

¹⁴ Δεδομένου ότι η συνάρτηση κατανάλωσης που εκτιμήθηκε είναι σε λογαριθμική μορφή, υπονοείται ότι η συνάρτηση κατανάλωσης είναι τύπου Cobb-Douglas. Στον βαθμό που η «πραγματική» σχέση είναι προσθετική ως προς τα επίπεδα, ο λογαριθμικός μετασχηματισμός λειτουργεί προσεγγιστικά. Στο σημείο αυτό πρέπει να επισημανθεί, ωστόσο, ότι οι εκτιμήσεις είτε σε επίπεδα είτε σε λογαρίθμους είναι ποιοτικά παρόμοιες, με τις πρώτες όμως συχνά να εμφανίζουν προβλήματα αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας. Επιπλέον, σημειώνεται ότι οι μεταβλητές, τόσο της συνάρτησης κατανάλωσης όσο και των υπολοίπων συναρτήσεων, παρουσιάζουν εκθετική αύξηση, με αποτέλεσμα η διακύμανση του επιπέδου των μεταβλητών να αυξάνεται με την πάροδο του χρόνου. Η λογαριθμοποίηση των σχέσεων αυτών διορθώνει αυτό το πρόβλημα.

αυτόνομη κατανάλωση, την κατανάλωση, δηλαδή, που δεν εξαρτάται από το εισόδημα των καταναλωτών. Οι παράμετροι b και c εκφράζουν τις ελαστικότητες της κατανάλωσης ως προς τους μισθούς, e_{cw} και τα κέρδη, e_{cR} , αντίστοιχα. Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, αναμένουμε ότι η ελαστικότητα της κατανάλωσης ως προς τους μισθούς θα είναι μεγαλύτερη από την ελαστικότητα ως προς τα κέρδη.¹⁵

Όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, η Ελλάδα έχει το υψηλότερο ποσοστό αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό στην ΕΕ και την Ευρωζώνη και για αυτόν τον λόγο κρίνεται σκόπιμη η προσαρμογή των μεταβλητών της διανομής εισοδήματος. Για λόγους πληρότητας της ανάλυσης, η εκτίμηση του υποδείγματος γίνεται και με τις δύο εκδοχές των μισθών και των κερδών.

Από την εξίσωση κατανάλωσης είναι προφανές ότι υπάρχει μεγάλος βαθμός συσχέτισης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών, υποδηλώνοντας την παρουσία πολυ-συγγραμμικότητας.¹⁶ Για να διορθωθεί αυτό το πρόβλημα, μετασχηματίζουμε τη μεταβλητή των κερδών σε ρυθμό μεταβολής ($growth_R_{adj}$, $growth_R$). Η συσχέτιση των δύο μεταβλητών –μισθών και κερδών– πλέον βρίσκεται κοντά στο -0,50.

Από τα αποτελέσματα των ελέγχων για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας που παρουσιάζονται στους Πίνακες 4.2.1, 4.2.2 και 4.2.3, προκύπτει ότι οι μεταβλητές του υποδείγματος για την κατανάλωση και τους μισθούς μπορούν να θεωρηθούν $I(1)$, ενώ για τα κέρδη (με/χωρίς προσαρμογή) είναι $I(0)$. Το γεγονός αυτό έχει ως συνέπεια οι δύο περισσότεροι διαδοσμένοι έλεγχοι συνολοκλήρωσης –η μέθοδος δύο σταδίων, η οποία βασίζεται στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης για τον έλεγχο της υπόθεσης «μη ύπαρξης συνολοκλήρωσης» (βλ. Engle and Granger, 1987) και η μέθοδος Johansen (1991) που βασίζεται σε σύστημα εξισώσεων και ελέγχει την τάξη της μήτρας Π ή αλλιώς τη μοναδιαία υπόθεση για τον αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης έναντι ενός μεγαλύτερου αριθμού σχέσεων συνολοκλήρωσης– να μην μπορούν να αξιοποιηθούν, καθώς στηρίζονται και οι δύο στη βασική υπόθεση ότι όλες οι μεταβλητές του υποδείγματος να είναι $I(1)$ (Pesaran, Shin, and Smith, 2001).

¹⁵ Βλ. ενότητα Θεωρητικής Προσέγγισης.

¹⁶ Αυτό έχει ως συνέπεια την αύξηση του μεγέθους των τυπικών σφαλμάτων των εκτιμητριών και, επομένως, τη μείωση της στατιστικής t στους ελέγχους.

Κατά συνέπεια, για την εξέταση του βαθμού συνολοκλήρωσης των μεταβλητών του υποδείγματος ο πιο ενδεδωγμένος έλεγχος είναι ο ARDL F-Bound test που προτείνουν οι Pesaran και Shin (1999) και Pesaran, Shin και Smith (2001). Με τη μέθοδο αυτή ελέγχθηκε και το υπόδειγμα που συμπεριλαμβάνει το χρέος από την καταναλωτική πίστη των νοικοκυριών.

Ο έλεγχος ARDL F-Bound χρησιμοποιεί τη στατιστική F για τον έλεγχο της από κοινού στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών των μεταβλητών με χρονική υστέρηση υπό τη μηδενική υπόθεση «μη ύπαρξης σχέσης συνολοκλήρωσης». Για την περίπτωση υποδειγμάτων με $I(0)$ και $I(1)$ μεταβλητές, οι Pesaran, Shin και Smith (2001) παρέχουν δύο ασυμπτωτικές κριτικές τιμές όπου η χαμηλότερη τιμή υποθέτει ότι όλες οι μεταβλητές είναι $I(0)$ και η ανώτερη τιμή ότι όλες είναι $I(1)$. Ο έλεγχος οδηγεί σε τρία πιθανά αποτελέσματα: α) Αν η στατιστική F που προκύπτει από το υπόδειγμα είναι χαμηλότερη της κατώτερης κριτικής τιμής, τότε συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης, β) αν βρίσκεται μεταξύ των δύο κριτικών τιμών, τότε το αποτέλεσμα είναι απροσδιόριστο, και γ) αν η στατιστική F υπερτερεί της ανώτερης κριτικής τιμής, τότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και κατά συνέπεια υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Εφόσον διαπιστωθεί η ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης, τότε μπορούν να εκτιμηθούν οι μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες σχέσεις των μεταβλητών του υποδείγματος μέσω της μεθόδου ARDL (Asteriou et al., 2016).

Στους Πίνακες 4.3.1 και 4.3.2 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου συνολοκλήρωσης ARDL F-Bounds test. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι μεταβλητές των υποδειγμάτων της κατανάλωσης με/χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό συνολοκληρώνονται σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Κατά συνέπεια, η πιο κατάλληλη μέθοδος για την εκτίμηση των μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων δυναμικών σχέσεων της κατανάλωσης είναι η ARDL. Η μέθοδος ARDL είναι η πιο ενδεδωγμένη για το υπόδειγμά μας για τον επιπλέον λόγο ότι συχνά οι περισσότερες συναρτήσεις κατανάλωσης αντιμετωπίζουν κάποιο βαθμό ενδογένειας μεταξύ των παλινδρομητών (μεροληπτικό σφάλμα λόγω χρονικής ταυτοσημίας – simultaneity bias). Σύμφωνα με τους Pesaran και Shin (1999) με τη χρήση «κατάλληλης τάξης χρονικών υστερήσεων το ARDL υπόδειγμα

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.1
ARDL F-Bounds test: Συνάρτηση κατανάλωσης 1960-2017,
1960-1990 και 1991-2017
(Με προσαρμογή των μισθών και των κερδών
για τους αυτοαπασχολούμενους)

ARDL Bounds Test Sample: 1961-2017 Null hypothesis: No levels relationship Number of cointegrating variables: 2 Trend type: Rest. constant (Case 2) Sample size: 56						
Test Statistic						Value
F-statistic						34,07694
	10%		5%		1%	
Sample size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
55	2,748	3,495	3,303	4,100	4,610	5,563
60	2,738	3,465	3,288	4,070	4,558	5,590
Asymptotic	2,630	3,350	3,100	3,870	4,130	5,000

Σημείωση: Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων των πρώτων διαφορών του υποδείγματος επιλέχθηκε με βάση το Schwartz Bayesian Criterion (SBC).

ARDL Bounds Test Sample: 1961-1990 Null hypothesis: No levels relationship Number of cointegrating variables: 2 Trend type: Rest. constant (Case 2) Sample size: 28						
Test Statistic						Value
F-statistic						13,54049
	10%		5%		1%	
Sample size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
30	2,915	3,695	3,538	4,428	5,155	6,265
Asymptotic	2,630	3,350	3,100	3,870	4,130	5,000

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.1 (συνέχεια)

ARDL Bounds Test Sample: 1991-2017 Null hypothesis: No levels relationship Number of cointegrating variables: 2 Trend type: Rest. constant (Case 2) Sample size: 28						
Test Statistic						Value
F-statistic						30,57836
	10%		5%		1%	
Sample size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
30	2,915	3,695	3,538	4,428	5,155	6,265
Asymptotic	2,630	3,350	3,100	3,870	4,130	5,000

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.2

ARDL F-Bounds test: Συνάρτηση κατανάλωσης 1960-2017,
 1960-1990 και 1991-2017
 (Χωρίς προσαρμογή για αυτοαπασχολούμενους)

ARDL Bounds Test Sample: 1961-2017 Null hypothesis: No levels relationship Number of cointegrating variables: 2 Trend type: Rest. constant (Case 2) Sample size: 56						
Test Statistic						Value
F-statistic						9,038104
	10%		5%		1%	
Sample size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
55	2,748	3,495	3,303	4,100	4,610	5,563
60	2,738	3,465	3,288	4,070	4,558	5,590
Asymptotic	2,630	3,350	3,100	3,870	4,130	5,000

Σημείωση: Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων των πρώτων διαφορών του υποδείγματος επιλέχθηκε με βάση το Schwartz Bayesian Criterion (SBC).

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.2 (συνέχεια)

ARDL Bounds Test Sample: 1961-1990 Null hypothesis: No levels relationship Number of cointegrating variables: 2 Trend type: Rest. constant (Case 2) Sample size: 56						
Test Statistic						Value
F-statistic						5,037383
	10%		5%		1%	
Sample size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
30	2,915	3,695	3,538	4,428	5,155	6,265
Asymptotic	2,630	3,350	3,100	3,870	4,130	5,000

ARDL Bounds Test Sample: 1991-2017 Null hypothesis: No levels relationship Number of cointegrating variables: 2 Trend type: Rest. constant (Case 2) Sample size: 56						
Test Statistic						Value
F-statistic						11,80662
	10%		5%		1%	
Sample size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
30	2,915	3,695	3,538	4,428	5,155	6,265
Asymptotic	2,630	3,350	3,100	3,870	4,130	5,000

είναι ικανό ταυτόχρονα να διορθώσει την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων της παλινδρόμησης και το πρόβλημα της ενδογένειας μεταξύ των παλινδρομητών.[...] Τότε, οι διακυμάνσεις των εκτιμητών των μακροχρόνιων συντελεστών που έχουν προκύψει με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) είναι συνεπείς». Επιπλέον, οι Pesaran και Shin (1999), αναφέρουν ότι τόσο οι εκτιμήσεις των μακροχρόνιων συντελεστών όσο

και τα τυπικά σφάλματα που προκύπτουν από την εκτίμηση του διευρυμένου ARDL υποδείγματος με τη μέθοδο OLS είναι αριθμητικά ταυτόσημες με τα αποτελέσματα της εκτίμησης μέσω της μεθόδου του Bewley (1979). Άλλα προτερήματα της μεθόδου έχουν να κάνουν με την καλύτερη απόδοσή της, σε σύγκριση με τη μέθοδο Phillips-Hansen (1990) ειδικά σε περιπτώσεις μικρών δειγμάτων.

Η γενική μορφή του υπό συνθήκη μηχανισμού διόρθωσης λαθών (conditional unrestricted equilibrium ECM) του ARDL υποδείγματος είναι η ακόλουθη:

$$\begin{aligned} \Delta(\log C)_t = & \eta_0 + \eta_1 \log C_{t-1} + \eta_2 \log Wadj_{t-1} + \\ & + \eta_3 growth_Radj_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta(\log C)_{t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^{q_1} \phi_j \Delta(\log Wadj)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \theta_j \Delta(growth_Radj)_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

όπου, εν τέλει, εκτιμούμε τους βραχυχρόνιους και μακροχρόνιους συντελεστές των μεταβλητών χρησιμοποιώντας την ακόλουθη μορφή του υποδείγματος:

$$\begin{aligned} \Delta(\log C)_t = & \eta_0 + \eta_1 (\log C_{t-1} + \gamma_1 \log Wadj_{t-1} + \\ & + \gamma_2 growth_Radj_{t-1}) + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta(\log C)_{t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^{q_1} \phi_j \Delta(\log Wadj)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \theta_j \Delta(growth_Radj)_{t-j} + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

όπου η_1 είναι ο όρος προσαρμογής στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και οι συντελεστές των μακροχρόνιων μεταβλητών προκύπτουν ως εξής:

$$\gamma_1 = -\eta_2 / \eta_1 \text{ και } \gamma_2 = -\eta_3 / \eta_1. \quad (6)$$

Οι συντελεστές δ_j , ϕ_j και θ_j είναι οι βραχυχρόνιες ελαστικότητες της συνάρτησης κατανάλωσης, οι συντελεστές γ_i με $i=1,2$ είναι οι μακροχρόνιες ελαστικότητες, και η_0 η αυτόνομη κατανάλωση. Όπως έχουμε προαναφέρει, η σχετικά μακρά υπό εξέταση χρονική περίοδος (1960-2017) επιτρέπει τον επιμερισμό της σε υποπεριόδους (1960-1990 και 1991-2017) με σκοπό τη διερεύνηση μεταβολών στις εκτιμήσεις των συ-

ντελεστών. Στους Πίνακες 4.3.3 και 4.3.4 που ακολουθούν παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του υποδείγματος.

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων δείχνουν ότι, σε γενικές γραμμές, όλες οι εξειδικεύσεις του υποδείγματος (τόσο ως προς τη χρονική περίοδο όσο και ως προς την προσαρμογή των μεταβλητών της διανομής εισοδήματος) παρουσιάζουν υψηλή ερμηνευτική ισχύ με τον προσαρμοσμένο συντελεστή προσδιορισμού (εφεξής, $\text{adj. } R^2$) να βρίσκεται πάνω από το 70%. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των διαγνωστικών ελέγχων δεν παραβιάζεται κάποια από τις βασικές υποθέσεις του γραμμικού κλασικού υποδείγματος. Συγκεκριμένα, ο έλεγχος Breusch-Godfrey serial correlation Lagrange Multiplier δεν παρέχει ενδείξεις για παρουσία αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα σε καμία από τις παραπάνω εξειδικεύσεις. Ο έλεγχος White Heteroskedasticity test δεν παρέχει ενδείξεις ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα. Κατά τις λοιπές βασικές υποθέσεις του κλασικού υποδείγματος ο έλεγχος Jarque-Bera normality test έδειξε ότι τα κατάλοιπα είναι κανονικά κατανοημένα, και ο έλεγχος Ramsey Reset δείχνει ότι δεν υπάρχει σφάλμα εξειδίκευσης του υποδείγματος.

Οι μακροχρόνιοι συντελεστές της μεταβλητής των μισθών είναι θετικοί, κοντά στη μονάδα ανάλογα με την εξειδίκευση του υποδείγματος, και στατιστικά σημαντικοί. Η εκτίμηση της ελαστικότητας κατανάλωσης ως προς τους μισθούς κυμαίνεται μεταξύ 0,775 και 1,111 για το υπόδειγμα με προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους και μεταξύ 0,693 και 0,850 για το υπόδειγμα χωρίς προσαρμογή. Από την άλλη, ο ρυθμός μεταβολής των κερδών δεν είναι στατιστικά σημαντικός σε καμία χρονική περίοδο και εξειδίκευση, κάτι που συνήθως δεν συμβαίνει όταν εκτιμούμε το υπόδειγμα σε πρώτες διαφορές [βλ. Μαρσέλλου (2022) και Marsellou (2024)]. Σημειώνεται ότι, ενώ η μακροχρόνια ελαστικότητα της κατανάλωσης ως προς τους μισθούς είναι κοντά στη μονάδα, όπως αναμένεται από τη θεωρία –καθώς όσο πιο χαμηλό είναι το εισόδημα από εργασία τόσο μεγαλύτερο είναι το μέρος του που δαπανάται στην κατανάλωση και κατά αναλογία χαμηλότερη η αποταμίευση– ενώ, όταν το υπόδειγμα εκτιμάται σε πρώτες διαφορές, η ελαστικότητα είναι αρκετά χαμηλότερη. Σημειώνεται, επίσης, ότι οι εκτιμήσεις των ελαστικότητων δεν παρουσιάζουν σημαντικές διακυμάνσεις μεταξύ του πλήρους

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.3

Συνάρτηση κατανάλωσης. Αποτελέσματα ARDL (p, q_1, q_2)
(Με προσαρμογή μισθών και κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)

	1960-2017 ARDL(1, 1, 0)		1960-1990 ARDL(1, 1, 0)		1991-2017 ARDL(1, 1, 1)	
	D(LogC)		D(LogC)		D(LogC)	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
D(logWadj)	0,508***	10,625	0,552***	7,144	0,605***	17,045
D(growth_Radj)					0,220***	11,361
D1981	-0,055***	-4,008	-0,057***	-3,454		
D1985	-0,042***	-3,080				
D2008					0,035***	4,686
D2010_11_12	-0,053***	-5,942				
CointEq _{t-1}	-0,057***	-12,027	-0,090***	-7,806	-0,173***	-11,860

Levels Equation						
c	0,352	0,590	-0,156	-0,126	1,312***	4,057
logWadj	1,034***	8,852	1,111***	4,723	0,775***	11,077
growth_Radj	0,574	1,190	0,132	0,349	1,701	1,704

R ²		0,887		0,744		0,968
Adj. R ²		0,879		0,725		0,964
Jarque-Berra (p)		0,729		0,877		0,418
BG-LM(2)		0,218		0,760		0,344
BG-LM(4)		0,322		0,691		0,125
Het. test/White		0,090		0,683		0,898
Reset test (p)		0,102		0,593		0,869
SSR		0,009		0,007		0,001

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.3 (συνέχεια)

	1960-2017 ARDL(1, 1, 0)		1960-1990 ARDL(1, 1, 0)		1991-2017 ARDL(1, 1, 1)	
	D(LogC)		D(LogC)		D(LogC)	
	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
Quandt-Andrews (1991)		0,000				
CUSUM Sq. test		Nai		Nai		Nai

Σημειώσεις:

1. ***, **, και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Για την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων στις πρώτες διαφορές και την επιλογή υποδείγματος (model selection) χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο Schwartz (SIC) σύμφωνα με τους Pesaran και Shin (1999).
3. Οι ψευδομεταβλητές D1981 και D1985 επιλέχθηκαν έπειτα από επισκόπηση των καταλοίπων της παλινδρόμησης για ακραίες τιμές (outliers). Τα έτη 2010-11-12 διορθώνουν για τη δημοσιονομική κρίση στην Ελλάδα. Η D2008 διορθώνει το δείγμα για το ξόσπασμα της παγκόσμιας χρηματοπιστωτικής κρίσης.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.4

Συνάρτηση κατανάλωσης. Αποτελέσματα ARDL (p , q_1 , q_2)
(Χωρίς προσαρμογή μισθών και κερδών για
τους αυτοαπασχολούμενους)

	1960-2017 ARDL(1, 1, 1)		1960-1990 ARDL(1, 1, 0)		1991-2017 ARDL(1, 1, 1)	
	D(LogC)		D(LogC)		D(LogC)	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
D(logW)	0,487***	9,370	0,507***	7,362	0,325***	5,673
D(growth_R)					0,297***	6,213
D1981			-0,036**	-2,224		
D1985	-0,036**	-2,320				
D2010_11	-0,040***	-3,477				
D2010_11_12					-0,018**	-2,634
CointEq _{t-1}	-0,048***	-6,190	-0,156***	-4,761	-0,115***	-7,370

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.4 (συνέχεια)

	1960-2017 ARDL(1, 1, 1)		1960-1990 ARDL(1, 1, 0)		1991-2017 ARDL(1, 1, 1)	
	D(LogC)		D(LogC)		D(LogC)	
	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
Levels Equation						
c	1,645***	3,594	1,323***	7,873	2,044***	5,533
logW _{t-1}	0,814***	9,352	0,850***	21,501	0,693***	7,932
growth_R _{t-1}	2,905	1,285	0,216	0,375	4,391	1,452
R ²		0,851		0,756		0,945
Adj. R ²		0,842		0,738		0,938
Jarque-Berra (p)		0,767		0,762		0,287
BG-LM(2)		0,743		0,498		0,759
BG-LM(4)		0,600		0,509		0,235
Het. test/White		0,050		0,621		0,460
Reset test (p)		0,186		0,397		0,060
SSR		0,013		0,007		0,002
Quandt-Andrews (1991)		0,000				
CUSUM Sq. test		Nai		Nai		Nai

Σημειώσεις:

1. ***, **, και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Για την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων στις πρώτες διαφορές και την επιλογή υποδείγματος (model selection) χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο Schwartz (SIC) σύμφωνα με τους Pesaran και Shin (1999).
3. Οι ψευδομεταβλητές D1981 και D1985 επιλέχθηκαν έπειτα από επισκόπηση των καταλοίπων της παλινδρόμησης για ακραίες τιμές (outliers). Η D2010-2011 και η D2010_11_12 διορθώνουν για τη δημοσιονομική κρίση στην Ελλάδα.

δείγματος και των επιμέρους δειγμάτων (υποπεριόδων), παρέχοντας ενδείξεις στατιστικής ανθεκτικότητας (robustness). Η Μαρσέλλου (2013), στον βαθμό που γνωρίζουμε, αποτελεί την πρώτη διερεύνη-

ση της συνάρτησης κατανάλωσης όπου έχουν διασπαστεί οι επιπτώσεις του εισοδήματος σε εισόδημα από εργασία και εισόδημα από κεφάλαιο, λαμβάνοντας ταυτόχρονα υπόψη και το εισόδημα των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό, συμβάλλοντας με αυτόν τον τρόπο στη βιβλιογραφία της κατανάλωσης για την περίπτωση της Ελλάδας. Στη συγκεκριμένη εργασία εκτίμησε ένα παρόμοιο υπόδειγμα με διαφορετικές οικονομετρικές μεθόδους για την περίοδο 1972-2009 και βρήκε τη μακροχρόνια ελαστικότητα ως προς τους μισθούς με τη μέθοδο Dynamic OLS (DOLS) ίση με 0,733, με τη μέθοδο Johansen 0,726, και μέσω ενός Error Correction Model (ECM) ίση με 0,755. Επιπλέον, βρήκε την οριακή ροπή για κατανάλωση από το εισόδημα από κεφάλαιο στατιστικά σημαντική και χαμηλότερη από αυτή του εισοδήματος από εργασία, επιβεβαιώνοντας την υπόθεση «ότι η οριακή ροπή για αποταμίευση ως προς το εισόδημα από εργασία είναι χαμηλότερη από την αντίστοιχη ως προς το εισόδημα από κεφάλαιο» των Kalecki (1991 [1943]), Kaldor (1955-1956, 1957) και Robinson (1986 [1969]). Σε μια πιο πρόσφατη εργασία οι Athanassiou και Tsouma (2017) διερευνούν την επίδραση του πλούτου είτε σε μορφή χρηματοοικονομικών περιουσιακών στοιχείων είτε με τη μορφή ακίνητης (κατοικία/ες) περιουσίας στην κατανάλωση. Το υπόδειγμα, το οποίο εκτός από τις μεταβλητές του πλούτου περιλαμβάνει και το εισόδημα από εργασία (compensation of employees) ως μεταβλητή ελέγχου, εκτιμάται σε δύο στάδια· πρώτα εκτιμάται η μακροχρόνια εξίσωση ισορροπίας με τη μέθοδο Fully Modified Ordinary Least Squares, και εν συνεχεία μέσω των καταλοίπων της εισάγεται σε ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών προκειμένου να εκτιμηθούν οι βραχυχρόνιοι συντελεστές. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι συντελεστές όλων των μεταβλητών είναι στατιστικά σημαντικοί, με μεγαλύτερη ένταση εκείνοι των μισθών και της ακίνητης περιουσίας (κατοικίες). Η οριακή επίδραση των μισθών κυμαίνεται μεταξύ 1,13 και 1,21.

Στο σημείο αυτό αξίζει να γίνουν μερικές παρατηρήσεις αναφορικά με τα παραπάνω ευρήματα. Και στις δύο εξειδικεύσεις του υποδείγματος, οι ελαστικότητες της κατανάλωσης ως προς τους μισθούς τείνουν να ελαττώνονται κατά τη δεύτερη υποπερίοδο σε σύγκριση με την πρώτη. Μια ερμηνεία για αυτό το αποτέλεσμα θα μπορούσε ενδεχομένως να είναι ότι, κατά κύριο λόγο, από τη δεκαετία του 1990 και έπειτα τα νοικο-

κυριά αποκτούν πιο επιθετική καταναλωτική συμπεριφορά, γεγονός που επιβεβαιώνεται από τη μείωση της ατομικής αποταμίευσης και την ταυτόχρονη αύξηση της καταναλωτικής πίστης (και της στεγαστικής πίστης, την οποία δεν λαμβάνουμε υπόψη στην τρέχουσα ανάλυση). Η διερεύνηση της επίδρασης του χρέους και του δανεισμού με σκοπό την κατανάλωση, στην οποία προβαίνουμε στη συνέχεια, ενδεχομένως να φωτίσει περισσότερο την παρατηρούμενη αυτή διαφοροποίηση.

Κάτι άλλο που επίσης παρατηρούμε είναι ότι, στο σύνολο της εξεταζόμενης περιόδου και κατά τις δύο υποπεριόδους, στο υπόδειγμα στο οποίο οι μεταβλητές της διανομής εισοδήματος έχουν προσαρμοστεί ως προς τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό, η ελαστικότητα της κατανάλωσης ως προς τους μισθούς είναι υψηλότερη. Το εύρημα αυτό ενδεχομένως να οφείλεται στο ότι οι αυτοαπασχολούμενοι (που εμπεριέχονται στην κατηγορία των μισθωτών) έχουν υψηλότερη ροπή προς κατανάλωση λόγω διαφορετικών καταναλωτικών προτύπων (ανώτερων κοινωνικών τάξεων που δεν συμβαδίζουν όμως με τα εισοδήματά τους) ή, στην αντίθετη περίπτωση, τα εισοδήματα που εισπράττουν να είναι χαμηλότερα από αυτά των μισθωτών, με αποτέλεσμα να δαπανούν, αντί να αποταμιεύουν, ένα υψηλότερο ποσοστό του εισοδήματός τους. Μια άλλη πιθανή αιτία μπορεί να σχετίζεται με το φαινόμενο της φοροδιαφυγής, καθώς μερίδα των αυτοαπασχολούμενων δηλώνει χαμηλότερα εισοδήματα από τα πραγματικά και επομένως η ροπή προς κατανάλωση να φαίνεται υψηλότερη. Η διερεύνηση αυτού του ευρήματος παρουσιάζει ενδιαφέρον, ωστόσο, η πλήρης κατανόησή του απαιτεί περισσότερο λεπτομερή στατιστικά δεδομένα και αξιοποίηση διαφορετικών μεθοδολογικών προσεγγίσεων που απομακρύνονται σημαντικά από τους στόχους της παρούσας μελέτης.

Αναφορικά με τις βραχυχρόνιες ελαστικότητες της κατανάλωσης ως προς τους μισθούς και τον ρυθμό μεταβολής των κερδών, παρατηρούμε ότι οι πρώτες διαφορές των μισθών είναι θετικές και στατιστικά σημαντικές, ενώ τα κριτήρια επιλογής υποδείγματος όρισαν πρώτες διαφορές για τον ρυθμό μεταβολής των κερδών μόνο στη δεύτερη υποπερίοδο. Για το σύνολο του δείγματος, η βραχυχρόνια ελαστικότητα ως προς τους μισθούς στις δύο εξειδικεύσεις είναι αρκετά κοντά, 0,508 στην πρώτη και 0,487 στη δεύτερη. Τα αντίστοιχα μεγέθη για την πρώτη υποπερίοδο είναι επίσης κοντά, 0,552 και 0,507, ενώ για

τη δεύτερη υποπερίοδο υπάρχει αρκετά μεγάλη απόκλιση, συγκεκριμένα, 0,605 και 0,325.

Όπως έχουμε προαναφέρει, το μεγαλύτερο μέρος της σχετικής βιβλιογραφίας, και ειδικότερα όλες οι εργασίες που αφορούν στην ελληνική οικονομία, έχουν χρησιμοποιήσει τον εκτιμητή των πρώτων διαφορών με εξαίρεση τη Μαρσέλλου (2013). Κατά συνέπεια, ενώ στην παρούσα εργασία διαφοροποιούμαστε και προβαίνουμε σε εκτιμήσεις των μακροχρόνιων σχέσεων, συγκρίσεις με τα ευρήματα των άλλων εργασιών μπορούμε να κάνουμε μόνο σε ό,τι αφορά τους βραχυχρόνιους συντελεστές. Έτσι, στον βαθμό που γνωρίζουμε, μέχρι στιγμής έχουν δημοσιευτεί στα ελληνικά δύο εργασίες που αφορούν στην ελληνική οικονομία [Μαρσέλλου (2022) και Marsellou (2024)] που, όπως προαναφέρθηκε, έχουν εκτιμηθεί με υποδείγματα πρώτων διαφορών, και δύο ξενόγλωσσες των Obst et al. (2020) και των Onaran και Obst (2016) για τις χώρες-μέλη της ΕΕ-15 ξεχωριστά, αλλά και ως σύνολο, για τη χρονική περίοδο 1960-2013. Η Μαρσέλλου (2022) για την περίοδο 1980-2019 βρίσκει την αντίστοιχη ελαστικότητα ίση με 0,560. Στη Marsellou (2024), για το διάστημα 1960-2017 οι βραχυχρόνιες ελαστικότητες ανέρχονται σε 0,564 για το σύνολο του δείγματος, 0,551 για την πρώτη υποπερίοδο και 0,587 για τη δεύτερη. Οι Obst et al. (2020) για το διάστημα 1960-2013 βρίσκουν την ελαστικότητα της κατανάλωσης ως προς τους μισθούς ίση με 0,399, ενώ οι Onaran και Obst (2016) για το ίδιο διάστημα με ελαφρώς διαφορετική οικονομετρική προσέγγιση τη βρίσκουν ίση με 0,633.

Για να εκτιμήσουμε την επίδραση μιας μεταβολής στη διανομή εισοδήματος στην κατανάλωση, θα πρέπει να μετατρέψουμε τις ελαστικότητες σε οριακές επιδράσεις με τη γνωστή σχέση:

$$(\partial C/Y)/\partial \Omega = e_{CW} \times C/W. \quad (7)$$

Για τη μετατροπή της ελαστικότητας σε οριακές επιδράσεις χρησιμοποιούνται οι μέσες τιμές της κατανάλωσης και των μισθών κατά τη διάρκεια ολόκληρης της περιόδου του δείγματος, τις αντίστοιχες υποπεριόδους και το έτος 2008, το οποίο αποτελεί ορόσημο για την έναρξη της παγκόσμιας χρηματοπιστωτικής κρίσης και εν συνεχεία της ελληνικής δημοσιονομικής κρίσης. Στον Πίνακα 4.3.5 παρουσιάζεται ο υπολογισμός της επίδρασης του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο της κατανάλωσης.

λωσης στο πραγματικό ΑΕΠ για κάθε εξειδίκευση του υποδείγματος και κάθε χρονική περίοδο.

Για το σύνολο της χρονικής περιόδου (1960-2017), στο υπόδειγμα με προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους η οριακή ροπή για κατανάλωση από το εισόδημα των μισθών είναι 1,223 και για την πρώτη και τη δεύτερη υποπερίοδο 1,112 και 1,013, αντίστοιχα. Τα αντίστοιχα μεγέθη για το υπόδειγμα χωρίς προσαρμογή των μεταβλητών της διανομής εισοδήματος ανέρχονται σε 1,641, 1,689 και 1,408, αντίστοιχα, υψηλότερα λόγω των χαμηλότερων επιπέδων των μισθών στον παρονομαστή του λόγου C/W .

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.5

Οριακή επίδραση μιας μεταβολής στο μερίδιο των μισθών στο μερίδιο της κατανάλωσης στο ΑΕΠ

	$\theta_{c,w}$	μ.ο. C	μ.ο. W	$(\partial C/Y)/\partial \Omega$
Με προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους				
1960-2017	1,034	88,257	74,619	1,223
1960-1990	1,111	56,659	56,593	1,112
1991-2017	0,775	124,536	95,316	1,013
1960	1,034	22,437	28,389	0,817
2008	1,034	161,452	123,708	1,349
2017	1,034	122,708	90,429	1,403
Χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους				
1960-2017	0,814	88,257	43,773	1,641
1960-1990	0,850	56,659	28,519	1,689
1991-2017	0,693	124,536	61,287	1,408
1960	0,814	22,437	9,558	1,911
2008	0,814	161,452	81,892	1,605
2017	0,814	122,708	64,042	1,560

4.3.1.2. Εκτίμηση συνάρτησης κατανάλωσης ως προς τη διανομή εισοδήματος με μεταβλητές ελέγχου το χρέος και τον δανεισμό των νοικοκυριών

Μια κριτική που έχει ασκηθεί στη συγκεκριμένη συναρτησιακή σχέση έγκειται στο ότι, χρησιμοποιώντας ως ερμηνευτικές μεταβλητές της κατανάλωσης μόνο αυτές της διανομής εισοδήματος, ενδέχεται οι εκτιμήσεις του υποδείγματος να υπόκεινται σε σφάλμα μεροληψίας λόγω παράλειψης μεταβλητών ελέγχου (omitted variable bias). Μια μεταβλητή ελέγχου που θα μπορούσε να συνεκτιμηθεί είναι η καταναλωτική πίστη ή/και το πραγματικό επιτόκιο. Από το 1980 και έπειτα έχει παρατηρηθεί διεθνώς η ολοένα και μεγαλύτερη εισχώρηση των τραπεζικών υπηρεσιών/λειτουργιών στην οικονομική ζωή των νοικοκυριών [Pollin (1988), (1990)· Blecker (1990)· Palley (1994)· Dutt (2005), (2006)· Krippner (2005) κ.ά.].¹⁷ Η καταναλωτική πίστη αποτελεί μια μορφή δανεισμού που τα νοικοκυριά αξιοποιούν εδώ και πολλές δεκαετίες ειδικά στις ΗΠΑ και τις ευρωπαϊκές ανεπτυγμένες οικονομίες. Ωστόσο, από τη δεκαετία του 1990 και μετά η χρήση της επεκτάθηκε σημαντικά, τόσο στις χώρες που ήδη προϋπήρχε ως μέσο πληρωμών, όσο και στην Ελλάδα. Το ξέσπασμα της παγκόσμιας χρηματοπιστωτικής κρίσης του 2007/8, μολονότι αφορούσε κυρίως στην αγορά των ενυπόθηκων στεγαστικών δανείων, έστρεψε την προσοχή των οικονομολόγων στο φαινόμενο της υπερχρέωσης, με αποτέλεσμα να αναπτυχθεί ένας τεράστιος όγκος θεωρητικών και εμπειρικών εργασιών που αναδεικνύει τη σημασία των χρηματοπιστωτικών μεταβλητών στο πεδίο της καταναλωτικής συμπεριφοράς των νοικοκυριών και τις επιπτώσεις της στη συνολική ζήτηση εν γένει [Zezza (2008)· Marsellou

¹⁷ Η αύξηση του δανεισμού και κατά συνέπεια του χρέους των νοικοκυριών, η απελευθέρωση των αγορών κεφαλαίου, η ευρεία διάδοση των χρηματοπιστωτικών εργαλείων, η ανάπτυξη του τραπεζικού μοντέλου δημιουργία – διανομή (originate and distribute), η ανάδυση των θεσμικών επενδυτών ως κυρίαρχων παικτών των χρηματοπιστωτικών αγορών και η εντυπωσιακή αύξηση των εισοδημάτων των προερχόμενων από τον χρηματοπιστωτικό τομέα και τις επενδύσεις σε χρηματοπιστωτικά προϊόντα αποτελούν, μεταξύ άλλων, πτυχές του φαινομένου που συχνά στη βιβλιογραφία αποκαλείται χρηματοπιστωποίηση (financialization) της οικονομικής δραστηριότητας. Ο ενδιαφερόμενος αναγνώστης μπορεί να ανατρέξει ενδεικτικά στις εργασίες των Boyer (2000), Krippner (2005), Epstein (2005) και Aglietta και Reberlioux (2005).

(2011), (2018), (2022)· Hein (2012)· Kapeller and Schutz (2014), (2015)· Ryoo (2016) και πολλοί άλλοι].

Στην παρούσα εργασία, για να καλυφθεί τουλάχιστον ένα μέρος της θεωρητικής συζήτησης γύρω από το ενδεχόμενο σφάλματος μεροληψίας λόγω παράλειψης μεταβλητών ελέγχου, επιχειρούμε τη συμπερίληψη της χρηματοοικονομικής μεταβλητής του δανεισμού των νοικοκυριών για καταναλωτικές δαπάνες.¹⁸ Ωστόσο, η επίτευξη αυτού του σκοπού έρχεται αντιμέτωπη με την περιορισμένη διαθεσιμότητα των στατιστικών δεδομένων για το σύνολο της υπό εξέταση περιόδου. Παρά το ότι η εκτίμηση των υποδειγμάτων γίνεται για όλη την περίοδο 1960-2017 αλλά και για τις υποπεριόδους 1960-1990 και 1991-2017, θεωρούμε ότι χάριν πληρότητας έχει νόημα να αξιοποιήσουμε την εν λόγω μεταβλητή ελέγχου στην εξίσωση της κατανάλωσης έστω για τη δεύτερη εκτιμώμενη υποπερίοδο.

Μια εναλλακτική μεταβλητή ελέγχου που αφορά στις χρηματοπιστωτικές συναλλαγές των νοικοκυριών και ενδέχεται να έχει επίπτωση και στην κατανάλωση θα μπορούσε να είναι το επιτόκιο δανεισμού των νοικοκυριών είτε για κατανάλωση είτε για στεγαστικά δάνεια. Ωστόσο, και σε αυτή την περίπτωση η διαθεσιμότητα των στατιστικών δεδομένων είναι περιορισμένη. Από τη βάση δεδομένων της Τράπεζας της Ελλάδος η κατηγορία των επιτοκίων για δάνεια προς τα νοικοκυριά ξεκινάει από το 1999, ενώ τα στοιχεία της AMECO (η οποία συγκεντρώνει τα στοιχεία από όλες τις διαθέσιμες πηγές) ξεκινούν από το 1973 για το γενικό εθνικό μακροχρόνιο επιτόκιο και από το 1979 για το γενικό εθνικό βραχυχρόνιο επιτόκιο. Επειδή η μεταβλητή των βραχυχρόνιων επιτοκίων αποτελεί μάλλον ένα υποδεέστερο υποκατάστατο της μεταβλητής της καταναλωτικής πίστης, θα αξιοποιήσουμε το γενικό εθνικό μακροχρόνιο επιτόκιο, το οποίο ενδέχεται να προσεγγίσει το επιτόκιο για στεγαστικά δάνεια.

¹⁸ Σε άλλες παρόμοιες εργασίες για τους ίδιους λόγους έχουν χρησιμοποιηθεί οι μεταβλητές των τιμών των κατοικιών ή των περιουσιακών στοιχείων, της εισοδηματικής ανισότητας και του πλούτου των νοικοκυριών (ενδεικτικά αναφέρεται η εργασία των Stockhammer και Windauer (2016)). Για την παρούσα εργασία αντίστοιχα στατιστικά δεδομένα, με εξαίρεση την καταναλωτική πίστη, είτε δεν ήταν διαθέσιμα για ολόκληρη την υπό εξέταση περίοδο, είτε ήταν διαθέσιμα για χρονικό διάστημα πολύ μικρότερο από αυτό που απαιτείται για τη διεξαγωγή της οικονομετρικής ανάλυσης.

Επομένως, με βάση την παραπάνω συζήτηση, κατά τη δεύτερη εξεταζόμενη περίοδο 1991-2017 η συνάρτηση κατανάλωσης εκτιμάται με την ακόλουθη μορφή:

$$\log C_t = a + b \log W_t + c \log R_t + dD(\log D_t) + e \text{ rlong} + u_t \quad (8)$$

όπου $\log D_t$ ο λογάριθμος του χρέους των νοικοκυριών (μεταβλητή αποθέματος, υπόλοιπα δανείων καταναλωτικής πίστης) και $D(\log D_t)$ η πρώτη διαφορά των υπολοίπων δανείων, η οποία αντανακλά τα νέα δάνεια για καταναλωτική πίστη. Η $\log D_t$ δεν χρησιμοποιείται σε επίπεδο επειδή είναι $I(2)$. Αναμένεται ότι ως μεταβλητή ροής θα έχει θετική επίδραση στην κατανάλωση. Η μεταβλητή rlong είναι το πραγματικό μακροχρόνιο επιτόκιο και η επίδρασή του στην κατανάλωση αναμένεται αρνητική. Χρησιμοποιούμε το μακροχρόνιο επιτόκιο ώστε να καλύψουμε την περίπτωση των στεγαστικών δανείων, καθώς η βραχυχρόνια περίοδος έχει καλυφθεί από τον καταναλωτικό δανεισμό. Τα αποτελέσματα των ελέγχων για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στους Πίνακες 4.2.1-4.2.3 δείχνουν ότι το υπόδειγμα συνίσταται σε μείγμα $I(0)$ και $I(1)$ μεταβλητών. Κατά συνέπεια, διεξάγεται ο ARDL F-Bounds έλεγχος για τα δύο υποδείγματα, όπου στο πρώτο συμπεριλαμβάνεται ο καταναλωτικός δανεισμός και στο δεύτερο προστίθεται και το μακροχρόνιο επιτόκιο, ο οποίος δείχνει ότι και τα δύο υποδείγματα έχουν μια σχέση συνολοκλήρωσης σε επίπεδο σημαντικότητας 1% (Πίνακες 4.3.6 και 4.3.7). Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.3.8.

Από τα παραπάνω αποτελέσματα βλέπουμε καταρχάς ότι οι διαγνωστικοί έλεγχοι δεν παρέχουν ενδείξεις ότι παραβιάζεται κάποια από τις βασικές υποθέσεις του κλασικού, γραμμικού υποδείγματος. Επίσης, η ερμηνευτική ισχύς των υποδειγμάτων είναι υψηλή με τον $\text{adj. } R^2$ να βρίσκεται στο 96%. Αναφορικά με τις εκτιμήσεις των συντελεστών των μακροχρόνιων μεταβλητών, παρατηρούμε ότι οι μεταβλητές του δανεισμού και του επιτοκίου δεν είναι στατιστικά σημαντικές, καθώς επίσης δεν επέφεραν κάποια σημαντική διαφοροποίηση στον συντελεστή των μισθών. Συγκεκριμένα, στη δεύτερη υποπερίοδο του αρχικού υποδείγματος η ελαστικότητα των μισθών ήταν 0,775, ενώ με την προσθήκη του δανεισμού διαμορφώθηκε στο 0,759 και του επιτοκίου στο 0,651. Μπορούμε επομένως να υποστηρίξουμε ότι οι εκτιμήσεις των ελαστικοτήτων

για τη δεύτερη υποπερίοδο δεν παρουσιάζουν σημαντικές διακυμάνσεις, παρέχοντας ενδείξεις στατιστικής ανθεκτικότητας (robustness).

Στη συνέχεια εξετάζουμε την περίπτωση του υποδείγματος χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους (Πίνακας 4.3.11). Οι διαγνωστικοί έλεγχοι δεν παρέχουν ενδείξεις ότι παραβιάζεται κάποια από τις βασικές υποθέσεις του κλασικού, γραμμικού υποδείγματος, με εξαίρεση κάποιες ενδείξεις ήπιας αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων στο δεύτερο υπόδειγμα (δανεισμός και επιτόκιο), την οποία αντιμετωπίσαμε με τη χρήση του εκτιμητή HAC, και η ερμηνευτική ισχύς είναι υψηλή με τον adj. R^2 να βρίσκεται στο 95%. Όσον αφορά στις μακροχρόνιες ελαστικότητες των μισθών είναι θετικές, στατιστικά σημαντικές και βρίσκονται κοντά μεταξύ τους (0,739 και 0,852), και ελαφρώς υψηλότερα από τις αντίστοιχες ελαστικότητες του αρχικού υποδείγματος χωρίς τη χρήση του δανεισμού και του επιτοκίου (0,814 για το σύνολο της περιόδου, 0,850 για την περίοδο

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.6

ARDL F-Bounds test: Συνάρτηση κατανάλωσης με προσθήκη μεταβλητής δανεισμού των νοικοκυριών, 1991-2017 (Με προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)

ARDL Bounds Test Sample: 1991-2017 Null hypothesis: No levels relationship Number of cointegrating variables: 3 Trend type: Rest. constant (Case 2) Sample size: 27						
Test Statistic					Value	
F-statistic					23,869091	
	10%		5%		1%	
Sample size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
30	2,676	3,586	3,272	4,306	4,614	5,966
Asymptotic	2,370	3,200	2,790	3,670	3,650	4,660

Σημείωση: Ο αριθμός χρονικών υστερήσεων πρώτων διαφορών με βάση το Schwartz Bayesian Criterion (SBC).

1960-1990, και 0,693 για την περίοδο 1991-2017). Η ελαστικότητα του δανεισμού είναι στατιστικά σημαντική σε αντίθεση με το υπόδειγμα χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους, έχει το αναμενόμενο (θετικό) πρόσημο και έχει αρκετά ισχυρή επίδραση και στα δύο υποδείγματα. Κατά συνέπεια, η συμπερίληψή της βελτιώνει την επεξηγηματική δύναμη του υποδείγματος, χωρίς ωστόσο να επιφέρει κάποια σημαντική μεταβολή στο μέγεθος της εκτίμησης της ελαστικότητας των μισθών ή της κερδοφορίας. Από την άλλη, το επιτόκιο δεν έχει στατιστικά σημαντική επίδραση, το μέγεθος της είναι μικρό και παρουσιάζει αντίθετο από το αναμενόμενο πρόσημο. Η μεταβλητή της κερδοφορίας, όπως και στις υπόλοιπες εξειδικεύσεις του υποδείγματος, δεν παρουσιάζει ενδείξεις στατιστικής σημαντικότητας.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.7

ARDL F-Bounds test: Συνάρτηση κατανάλωσης με προσθήκη μεταβλητής δανεισμού νοικοκυριών και μακροχρόνιο επιτόκιο, 1991-2017 (Με προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)

ARDL Bounds Test Sample: 1991-2017 Null hypothesis: No levels relationship Number of cointegrating variables: 4 Trend type: Rest. constant (Case 2) Sample size: 27						
Test Statistic					Value	
F-statistic					21,74029	
	10%		5%		1%	
Sample size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
30	2,525	3,560	3,058	4,223	4,280	5,840
Asymptotic	2,200	3,090	2,560	3,490	3,290	4,370

Σημείωση: Ο αριθμός χρονικών υστερήσεων πρώτων διαφορών με βάση το Schwartz Bayesian Criterion (SBC).

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.8

Αποτελέσματα παλινδρόμησης: Συνάρτηση κατανάλωσης με προσθήκη μεταβλητής δανεισμού νοικοκυριών και μακροχρόνιο επιτόκιο, 1991-2017 (Με προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)

	1991-2017 ARDL(1, 1, 1, 0)		1991-2017 ARDL(1, 1, 1, 0, 0)	
	D(LogC)		D(LogC)	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
D(logWadj)	0,621***	17,989	0,587***	16,799
D(growth_R adj)	0,222***	11,555	0,215***	11,559
D2008	0,035***	4,844	0,036***	5,018
CointEq _{t-1}	-0,175***	-12,020	-0,163***	-12,307

Levels Equation				
c	1,390***	3,813	1,909**	2,198
logWadj	0,759***	9,757	0,651***	3,589
growth_R adj	1,700	1,702	1,806	1,586
D(logDebt)	-0,046	-0,646	-0,034	-0,439
rlong			-0,005	-0,752

R ²		0,969		0,970
Adj. R ²		0,965		0,966
Jarque-Berra (p)		0,601		0,746
BG-LM(2)		0,476		0,365
BG-LM(4)		0,214		0,142
Het. test/White		0,868		0,706
Reset test (p)		0,587		0,516
SSR		0,001		0,001

Σημειώσεις:

1. Τα ***, ** και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Για την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων στις πρώτες διαφορές και την επιλογή υποδείγματος (model selection) χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο Schwartz (SIC) σύμφωνα με τους Pesaran και Shin (1999).
3. Η χρονική ψευδομεταβλητή για το έτος 2008 επιλέχθηκε έπειτα από επισκόπηση των κατάλοιπων της παλινδρόμησης για ακραίες τιμές.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.9

ARDL F-Bounds test: Συνάρτηση κατανάλωσης με προσθήκη μεταβλητής δανεισμού των νοικοκυριών, 1991-2017
(Χωρίς προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)

ARDL Bounds Test Sample: 1991-2017 Null hypothesis: No levels relationship Number of cointegrating variables: 3 Trend type: Rest. constant (Case 2) Sample size: 27						
Test Statistic					Value	
F-statistic					7,976084	
	10%		5%		1%	
Sample size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
30	2,676	3,586	3,272	4,306	4,614	5,966
Asymptotic	2,370	3,200	2,790	3,670	3,650	4,660

Σημείωση: Ο αριθμός χρονικών υστερήσεων πρώτων διαφορών με βάση το Schwartz Bayesian Criterion (SBC).

Ως γενική παρατήρηση μπορεί να ειπωθεί ότι τα αποτελέσματα δεν παρουσιάζουν κάποια αξιοσημείωτη μεταβολή σε σχέση με τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων χωρίς τη συμπερίληψη του δανεισμού και του επιτοκίου. Υπενθυμίζεται ότι η διαδικασία που προηγήθηκε έγινε για λόγους πληρότητας και αφορά μόνο στη δεύτερη υποπερίοδο για την οποία τα στατιστικά δεδομένα για την καταναλωτική πίστη και το επιτόκιο είναι διαθέσιμα. Ωστόσο, θα συνεχίσουμε να θεωρούμε ως υπόδειγμα αναφοράς το υπόδειγμα χωρίς δανεισμό για λόγους συγκρισιμότητας με τα ευρήματα της υφιστάμενης βιβλιογραφίας, παρά την αναμφίβολη χρησιμότητα της ανάλυσης της παρούσας ενότητας.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.10

ARDL F-Bounds test: Συνάρτηση κατανάλωσης με προσθήκη μεταβλητής δανεισμού νοικοκυριών και μακροχρόνιο επιτόκιο, 1991-2017 (Χωρίς προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)

ARDL Bounds Test Sample: 1991-2017 Null hypothesis: No levels relationship Number of cointegrating variables: 4 Trend type: Rest. constant (Case 2) Sample size: 27						
Test Statistic						Value
F-statistic						5,841421
	10%		5%		1%	
Sample size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
30	2,525	3,560	3,058	4,223	4,280	5,840
Asymptotic	2,200	3,090	2,560	3,490	3,290	4,370

Σημείωση: Ο αριθμός χρονικών υστερήσεων πρώτων διαφορών με βάση το Schwartz Bayesian Criterion (SBC).

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.11

Αποτελέσματα παλινδρόμησης: Συνάρτηση κατανάλωσης με προσθήκη μεταβλητής δανεισμού νοικοκυριών και μακροχρόνιο επιτόκιο, 1991-2017 (Χωρίς προσαρμογή των μισθών και των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)

	1991-2017 ARDL(2, 1, 0, 0)		1991-2017 ARDL(2, 1, 0, 0)	
	D(LogC)		D(LogC)	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
D(logC) _{t-1}	0,241***	3,432	0,360***	5,402
D(logW)	0,332***	6,162	0,410***	7,448

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.11 (συνέχεια)

	1991-2017 ARDL(2, 1, 0, 0)		1991-2017 ARDL(2, 1, 0, 0, 0)	
	D(LogC)		D(LogC)	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
D(growth_R)				
D2010_11			-0,014*	-1,828
D2010_11_12	-0.023***	-3,712		
CointEq _{t-1}	-0,208***	-6,948	-0,311***	-6,692
Levels Equation				
c	1,789***	7,710	1,270***	3,126
logW	0,739***	13,388	0,852***	9,130
growth_R	0,903	1,522	0,641	1,571
D(logDebt)	0,150*	1,851	0,112**	2,255
rlong			0,007	1,660
R ²		0,955		0,956
Adj. R ²		0,949		0,950
Jarque-Berra (p)		0,726		0,791
BG-LM(2)/ Ljung–Box test		0,187		0,180
BG-LM(4)/ Ljung–Box test		0,149		0,377
Het. test/White		0,364		0,705
Reset test (p)		0,345		0,317
SSR		0,002		0,002

Σημειώσεις:

1. Τα ***, ** και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Για την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων στις πρώτες διαφορές και την επιλογή υποδείγματος (model selection) χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο Schwartz (SIC) σύμφωνα με τους Pesaran και Shin (1999).
3. Η χρονική ψευδομεταβλητή για το έτος 2008 επιλέχθηκε έπειτα από επισκόπηση των κατάλοιπων της παλινδρόμησης για ακραίες τιμές.

Για τη μετατροπή των ελαστικοτήτων σε οριακές επιδράσεις χρησιμοποιήθηκαν οι μέσες τιμές των μεταβλητών κατά τις αντίστοιχες υποπεριόδους¹⁹. Στον Πίνακα 4.3.12 παρουσιάζεται ο μετασχηματισμός των ελαστικοτήτων σε οριακές μερικές επιδράσεις και ο υπολογισμός της επίδρασης του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο της κατανάλωσης στο πραγματικό ΑΕΠ για κάθε εξειδίκευση του υποδείγματος κατά την περίοδο 1991-2017. Στο υπόδειγμα με προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους, η οριακή ροπή για κατανάλωση από το εισόδημα των μισθών κυμαίνεται μεταξύ 0,851 και 0,992. Αρκετά πιο ενισχυμένα προκύπτουν τα μεγέθη για το υπόδειγμα χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους, τα οποία κυμαίνονται μεταξύ 1,502 και 1,731.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.12

Μερική επίδραση μιας μεταβολής κατά μία ποσοστιαία μονάδα στο μερίδιο των μισθών στο μερίδιο της κατανάλωσης στο ΑΕΠ, 1991-2017

Υπόδειγμα	e_{CW}	μ.ο. C	μ.ο. W	$(\partial C/Y)/\partial \Omega$
Υπόδειγμα με προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους				
με δανεισμό	0,759	124,536	95,316	0,992
με δανεισμό και επιτόκιο	0,651	124,536	95,316	0,851
Υπόδειγμα χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους				
με δανεισμό	0,739	124,536	61,287	1,502
με δανεισμό και επιτόκιο	0,852	124,536	61,287	1,731

¹⁹ Όπως και προηγουμένως, μετατρέπουμε τις ελαστικότητες σε οριακές επιδράσεις σύμφωνα με την παρακάτω σχέση: $(\partial C/Y)/\partial \Omega = e_{CW} \times C/W$.

4.3.2. Επένδυση

4.3.2.1. Εκτίμηση συνάρτησης ιδιωτικών επενδύσεων ως προς τη διανομή εισοδήματος

Η συνάρτηση ιδιωτικών επενδύσεων που επιχειρούμε να εκτιμήσουμε είναι ένα τυπικό υπόδειγμα επιταχυντή, όπου περιλαμβάνονται οι εταιρικές ταμειακές ροές (accelerator-cash flow model). Οι Bhaduri και Marglin (1990) είναι οι πρώτοι που χρησιμοποίησαν αυτή τη μορφή υποδείγματος με σκοπό τη διερεύνηση εναλλακτικών σεναρίων επιπτώσεων εξωγενών μεταβολών στη διανομή εισοδήματος στην απασχόληση και το ΑΕΠ. Το υπόδειγμα αυτό, αν και σχετικά απλό, έχει το αναλυτικό πλεονέκτημα της διακριτής εκτίμησης της επίδρασης της πλευράς της ζήτησης στις επενδύσεις λειτουργώντας μέσω του επιταχυντή και της επίδρασης της πλευράς της προσφοράς, η οποία λειτουργεί μέσω της μεταβολής στη διανομή εισοδήματος, η οποία με τη σειρά της επιδρά στο κόστος παραγωγής των επιχειρήσεων (Bhaduri and Marglin, 1990).

Ωστόσο, η θεωρητική συνύπαρξη των δύο αυτών μεταβλητών, της ζήτησης (Y) και του μεριδίου των κερδών (π) (ή σε κάποιες παραλλαγές του υποδείγματος των κερδών σε επίπεδα), έχει ως συνέπεια, όταν επιχειρείται να εκτιμηθεί εμπειρικά μέσω οικονομετρικών μεθόδων, να δημιουργεί σημαντικό πρόβλημα πολυ-συγγραμμικότητας εξαιτίας του μεγάλου βαθμού συσχέτισης ανάμεσα στις δύο αυτές μεταβλητές. Προκειμένου ο ερευνητής να παραμείνει συνεπής τόσο με το θεωρητικό υπόβαθρο του υποδείγματος όσο και με τις βασικές υποθέσεις του κλασικού γραμμικού υποδείγματος, έχει δύο επιλογές: α) να μετασχηματίσει τις μεταβλητές σε πρώτες διαφορές επιλύοντας το πρόβλημα της πολυ-συγγραμμικότητας, μια στρατηγική που μέχρι στιγμής έχει ακολουθήσει η πλειονότητα των ερευνητών, ή β) να μετασχηματίσει μία από τις δύο μεταβλητές με τρόπο που να επιλύει το πρόβλημα από οικονομετρικής πλευράς, ώστε να εκτιμηθούν οι μακροχρόνιοι συντελεστές χωρίς να παραβιάζονται οι βασικές υποθέσεις του θεωρητικού υποδείγματος. Στην παρούσα μελέτη ακολουθήσαμε και τις δύο επιλογές για λόγους πληρότητας και συγκρισιμότητας με τα ευρήματα της βιβλιογραφίας, καθώς οι εργασίες που αναφέρονται και στην Ελλάδα χρησιμοποιούν τον εκτιμητή των πρώτων διαφορών. Στη δεύτερη προσέγγιση, αντί για τη μεταβλητή της ζήτησης σε επίπε-

δα ($\log Y$) χρησιμοποιούμε τον ρυθμό μεταβολής του ΑΕΠ, δηλαδή $\% \Delta Y$, ακολουθώντας τους Bhaskar και Glyn (1995), οι οποίοι ερμηνεύουν αυτή τη μεταβλητή ως δείκτη των προσδοκιών για τη ζήτηση. Άλλοι ερευνητές, όπως ο Pugh (1998) σε αντίστοιχη διερεύνηση δεν χρησιμοποίησε καθόλου τον παράγοντα της ζήτησης, ενώ οι Naastepad και Storm (2007) χρησιμοποίησαν την επένδυση και τα κέρδη ως λόγους προς ΑΕΠ και η ζήτηση παρέμεινε σε επίπεδα.

Επιπλέον, για λόγους πληρότητας της ανάλυσής μας και αποφυγής, κατά το δυνατόν, σφάλματος μεροληψίας λόγω παράλειψης μεταβλητών ελέγχου (*omitted variable bias*), εισάγουμε στο υπόδειγμα τη μεταβλητή του πραγματικού μακροχρόνιου επιτοκίου, για να ελέγξουμε την επίδραση χρηματοπιστωτικών παραγόντων στην επένδυση (Hein and Vogel, 2008). Επιπλέον, εισάγουμε τη μεταβλητή των δημόσιων επενδύσεων, για να ελέγξουμε την επίδρασή τους στις ιδιωτικές επενδύσεις. Όπως και στην περίπτωση της κατανάλωσης, το υπόδειγμα εκτιμήθηκε για το σύνολο της χρονικής περιόδου (1960-2017) και για τις δύο υποπεριόδους 1960-1990 και 1991-2017.

Από τα αποτελέσματα των ελέγχων ADF, PP και KPSS για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (Πίνακες 4.2.1, 4.2.2 και 4.2.3) προκύπτει ότι οι μεταβλητές της ιδιωτικής επένδυσης ($\log I$), της ζήτησης ($\log Y$), των κερδών χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους ($\log R$), του μακροχρόνιου πραγματικού επιτοκίου ($rint$) και των δημοσίων επενδύσεων ($\log I_{pub}$) μπορούν να θεωρηθούν $I(1)$, ενώ για το μερίδιο των κερδών (hr και hr_{adj}), τα κέρδη προσαρμοσμένα για τους αυτοαπασχολούμενους ($\log R_{adj}$) και την ποσοστιαία μεταβολή του ΑΕΠ ($growth$) υπάρχουν ενδείξεις ότι είναι $I(0)$.

Όπως προαναφέρθηκε κατά την εκτιμητική προσέγγιση των υποδειγμάτων της κατανάλωσης, η συνύπαρξη $I(0)$ και $I(1)$ μεταβλητών στο υπόδειγμα δεν μας επιτρέπει να εφαρμόσουμε τους συνηθισμένους ελέγχους συνολοκλήρωσης, όπως τη μέθοδο Johansen (1988) που βασίζεται σε σύστημα εξισώσεων, ούτε τον έλεγχο δύο σταδίων Engle and Granger (1987) στο πλαίσιο εκτίμησης ενός Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών, εφόσον απαιτείται όλες οι ανεξάρτητες μεταβλητές να είναι $I(1)$, καθιστώντας τις στατιστικές ελέγχου μη έγκυρες (Asteriou et al., 2016). Κατά συνέπεια, ο πιο κατάλληλος έλεγχος συνολοκλήρωσης είναι ο έλεγχος συνολοκλήρωσης (ARDL bound testing procedure) που προτείνουν οι Pesaran και

Shin (1999) και οι Pesaran, Shin και Smith (2001).²⁰ Εν συνεχεία, εφόσον υπάρχουν ενδείξεις συνολοκλήρωσης, μπορούμε να εκτιμήσουμε τις μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες δυναμικές σχέσεις των ιδιωτικών επενδύσεων χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των Αυτοπαλίνδρομων Υποδειγμάτων Κατανεμημένων Υστερήσεων (Autoregressive Distributed Lags – ARDL).

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.13
Αποτελέσματα F-Bounds test

Χρονική περίοδος	F-Statistics	Lower critical value 1%	Upper critical value 1%	Obs.	k
Μεταβλητή κερδών με προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους					
1960-2017	21,40624	4,118	5,200	56	3
1960-1990	9,477260	4,614	5,966	30	3
1991-2017	29,14371	4,614	5,966	27	3
Μεταβλητή κερδών χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους					
1960-2017	22,07849	4,118	5,200	56	3
1960-1990	11,58697	4,614	5,966	30	3
1991-2017	17,75638	5,155	6,265	27	2

F-critical values Narayan (2005).

²⁰ Όπως έχει αναφερθεί πιο πάνω, η μέθοδος ARDL bound testing χρησιμοποιεί τη στατιστική F για τον έλεγχο της από κοινού στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών των μεταβλητών με χρονική υστέρηση υπό τη μηδενική υπόθεση «μη ύπαρξης σχέσης συνολοκλήρωσης». Για την περίπτωση υποδειγμάτων με I(0) και I(1) μεταβλητές, οι Pesaran, Shin και Smith (2001) παρέχουν δύο ασυμπτωτικές κριτικές τιμές, όπου η χαμηλότερη τιμή υποθέτει ότι όλες οι μεταβλητές είναι I(0) και η ανώτερη τιμή ότι όλες είναι I(1). Ο έλεγχος οδηγεί σε τρία πιθανά αποτελέσματα: α) Αν η στατιστική F που προκύπτει από το υπόδειγμα είναι χαμηλότερη της κατώτερης κριτικής τιμής, τότε συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης, β) αν βρίσκεται μεταξύ των ορίων των δύο κριτικών τιμών, τότε το αποτέλεσμα είναι απροσδιόριστο, και γ) αν η στατιστική F υπερτερεί της ανώτερης κριτικής τιμής, τότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και κατά συνέπεια υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Εφόσον διαπιστωθεί η ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης, τότε μπορούν να εκτιμηθούν οι μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες σχέσεις των μεταβλητών του υποδείγματος μέσω της μεθόδου ARDL (Asteriou et al., 2016).

Στον Πίνακα 4.3.13 (πιο πάνω) παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου συνολοκλήρωσης ARDL F-Bounds test, όπου γίνεται φανερό ότι για όλες τις εκτιμώμενες χρονικές περιόδους το υπόδειγμα έχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας και στις δύο εξειδικεύσεις.

Η γενική μορφή του υπό συνθήκη μηχανισμού διόρθωσης λαθών (conditional unrestricted equilibrium ECM) του ARDL υποδείγματος είναι η ακόλουθη:

$$\begin{aligned}\Delta(\log I)_t = & \eta_0 + \eta_1 \log I_{t-1} + \eta_2 growth_{t-1} + \eta_3 \log R_{t-1} + \eta_4 rint_{t-1} + \eta_5 \log Ip_{t-1} + \\ & + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta(\log I)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \varphi_j \Delta(growth)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \theta_j \Delta(\log R)_{t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^{q_3} \omega_j \Delta(rint)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \rho_j \Delta(\log Ip)_{t-j} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

όπου, εν τέλει, εκτιμούμε τους βραχυχρόνιους και μακροχρόνιους συντελεστές των μεταβλητών χρησιμοποιώντας την ακόλουθη μορφή του υποδείγματος:

$$\begin{aligned}\Delta(\log I)_t = & \eta_0 + \eta_1(\log I_{t-1} + \gamma_1 growth_{t-1} + \gamma_2 \log R_{t-1} + \gamma_3 rint_{t-1} + \gamma_4 \log Ip_{t-1}) + \\ & + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta(\log I)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \varphi_j \Delta(growth)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \theta_j \Delta(\log R)_{t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^{q_3} \omega_j \Delta(rint)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \rho_j \Delta(\log Ip)_{t-j} + u_t\end{aligned}$$

όπου η_1 είναι ο όρος προσαρμογής στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και οι συντελεστές των μακροχρόνιων μεταβλητών προκύπτουν ως εξής:

$$\gamma_1 = -\eta_2 / \eta_1, \gamma_2 = -\eta_3 / \eta_1, \gamma_3 = -\eta_4 / \eta_1 \text{ και } \gamma_4 = -\eta_5 / \eta_1,$$

όπου $\log I_t$ ο λογάριθμος των ιδιωτικών επενδύσεων, $growth_t$ η ποσοστιαία μεταβολή του ΑΕΠ, η οποία αντανακλά την ποσοστιαία μεταβολή της ζήτησης και σύμφωνα με τους Bhaskar και Glyn (1995) αποτελεί δείκτη των προσδοκιών για τη ζήτηση, $\log R_t$ ο λογάριθμος των κερ-

δών (και $\log(R_{adj})_t$ με προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους), $rint_t$ είναι το πραγματικό μακροχρόνιο επιτόκιο και $\log/p_t$ ο λογάριθμος των δημόσιων επενδύσεων. Οι συντελεστές δ_j , φ_j , θ_j , ω_j και ρ_j είναι οι βραχυχρόνιες ελαστικότητες της ιδιωτικής επένδυσης, οι συντελεστές γ_i με $i=1\ldots 4$ είναι οι μακροχρόνιες ελαστικότητες, και η_0 η αυτόνομη επένδυση, τα λεγόμενα «ζώωδη ένστικτα» (animal spirits) του ιδιωτικού τομέα ή το γενικότερο επίπεδο επιχειρηματικής εμπιστοσύνης (Hein, 2006).

Με βάση την οικονομική θεωρία, αναμένουμε ότι η επίδραση μιας αύξησης των κερδών και της ζήτησης στις επενδύσεις του ιδιωτικού επιχειρηματικού τομέα θα είναι θετική. Το ότι τα αδιανέμητα κέρδη αποτελούν πρωταρχική πηγή χρηματοδότησης των επενδύσεων αποτελεί τυπική υπόθεση τόσο για τους κλασικούς οικονομολόγους όσο και για τους σύγχρονους [Stockhammer et al. (2011)· Stiglitz and Weiss (1981) (δευτερεύουσα αναφορά στο πρώτο)]. Από την άλλη, το πραγματικό μακροχρόνιο επιτόκιο αναμένεται να έχει αρνητική επίπτωση στην απόφαση των επιχειρήσεων να επενδύσουν σε κεφαλαιουχικό εξοπλισμό, αφενός επειδή αποτελεί το κόστος ευκαιρίας των πραγματικών επενδύσεων έναντι των επενδύσεων στον χρηματοπιστωτικό τομέα (Hein and Vogel, 2008), αφετέρου επειδή ένα υψηλότερο επιτόκιο μειώνει τα αδιανέμητα κέρδη και την εσωτερική χρηματοδότηση των επιχειρήσεων, αλλά και την πρόσβαση στα ξένα κεφάλαια στις ατελείς αγορές κεφαλαίου (Kalecki, 1954, pp. 91–108). Σε κάθε περίπτωση η συμπερίληψή του στον βαθμό που είναι στατιστικά σημαντικό ελέγχει την όποια αναδιανομή κερδών μεταξύ του χρηματοπιστωτικού και του μη χρηματοπιστωτικού τομέα λαμβάνει χώρα. Τέλος, αναμένουμε ότι η επίδραση των δημοσίων επενδύσεων, στον βαθμό που είναι στατιστικά σημαντική και συμπεριλαμβάνεται στο υπόδειγμα, είναι μάλλον θετική, αν και η εμπειρική βιβλιογραφία παρουσιάζει αντικρουόμενα αποτελέσματα.

Δεδομένου ότι, όπως είδαμε προηγουμένως, υπάρχουν ενδείξεις ότι οι μεταβλητές κάθε εξειδίκευσης του υποδείγματος συνολοκληρώνονται, προχωρούμε στην εκτίμηση των ARDL υποδειγμάτων, τα αποτελέσματα των οποίων παρουσιάζονται στους Πίνακες 4.3.14 και 4.3.15.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.14
Συνάρτηση επενδύσεων. Αποτελέσματα υποδείγματος ARDL
(p, q_1, q_2, q_3) για 1960-2017, 1960-1990 και 1991-2017
(Με προσαρμογή των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)²¹

	1960-2017 ARDL(1, 0, 1, 0)		1960-1990 ARDL(1, 1, 0, 1)		1991-2017 ARDL(1, 2, 1, 1)	
	D(LogI)*		D(LogI)*		D(LogI)*	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
D(LogRadj)			-0,329**	-2,572	-0,032	-0,184
D(LogRadj) _{t-1}					-1,612***	-8,394
D(Growth)	1,802***	8,102			1,290***	3,627
D(Rint)			-0,007**	-2,716	0,013***	3,246
D1968	0,167**	2,615				
D1984			-0,152**	-2,623		
D2007	0,190***	2,969			0,256***	6,996
D2015					-0,120***	-3,416
CointEq _{t-1}	-0,169***	-10,768	-0,261***	-7,483	-0,179***	-13,496
<i>Levels Equation</i>						
c	-0,520	-0,864	0,757**	2,168	0,087	0,058
LogRadj	0,820***	6,908	0,575***	6,357	0,641*	1,858
Growth	15,488***	3,374	9,577***	3,770	25,172***	5,527
Rint	-0,002	-0,239	0,008	0,733	0,024**	2,730
R ²		0,742		0,780		0,947
Adj. R ²		0,727		0,755		0,931
Jarque-Berra (p)		0,537		0,786		0,936

²¹ Σημειώνεται ότι α) για την εκτίμηση του υποδείγματος χρησιμοποιείται το οικονομετρικό λογισμικό EViews, και β) οι στρογγυλοποιήσεις έχουν γίνει στο τρίτο δεκαδικό ψηφίο.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.14 (συνέχεια)

	1960-2017 ARDL(1, 0, 1, 0)		1960-1990 ARDL(1, 1, 0, 1)		1991-2017 ARDL(1, 2, 1, 1)	
	D(LogI)*		D(LogI)*		D(LogI)*	
	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
BG-LM(2)/ Ljung-Box Q(2)		0,063/0,149		0,037/0,119		0,064/0,294
BG-LM(4)/ Ljung-Box Q(4)		0,213/0,417		0,132/0,256		0,031/0,295
Het test/White		0,092		0,822		0,086
Reset test (p)		0,930		0,778		0,516
SSR		0,211		0,087		0,022
CUSUM test		Nai		Nai		Nai
Chow test (1991)		0,020				

Σημειώσεις:

1. ***, **, και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Για την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων στις πρώτες διαφορές και την επιλογή υποδείγματος (model selection) χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο Schwartz (SIC) σύμφωνα με τους Pesaran και Shin (1999).
3. Η χρονική ψευδομεταβλητή για τα έτη 1968, 2007 επιλέχθηκε έπειτα από επισκόπηση των καταλοίπων της παλινδρόμησης για ακραίες τιμές (outlier). Το 1968 συμπίπτει με πολιτικές αναταραχές στη χώρα και το 2007 με την έναρξη της παγκόσμιας χρηματοπιστωτικής κρίσης στις ΗΠΑ.

* Εφαρμόστηκε ο εκτιμητής HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic) για τη διόρθωση ήπιας ετεροσκεδαστικότητας ή/και αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα.

Και στις δύο προηγηθείσες εξειδικεύσεις οι διαγνωστικοί έλεγχοι είναι ικανοποιητικοί, με εξαίρεση σε κάποιες περιπτώσεις την παρουσία ήπιας έντασης αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα, την οποία ελέγξαμε με τη χρήση του εκτιμητή Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Estimator (HAC). Η εξειδίκευση με προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους φαίνεται να συμπεριφέρεται καλύτερα με βάση τον συντελεστή προσδιορισμού (με τον adj. R² να κυμαίνεται μεταξύ 0,727 και 0,931, ενώ η εξειδίκευση χωρίς προσαρμογή έχει συντελεστή προσδιορισμού μεταξύ 0,729 και 0,784). Ο όρος προσαρμογής της μακροχρόνιας σχέσης επενδύσεων έχει αρνητικό πρόσημο

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.15
Συνάρτηση επενδύσεων. Αποτελέσματα υποδείγματος
ARDL(p , q_1 , q_2 , q_3) για 1960-2017, 1960-1990 και 1991-2017
(Χωρίς προσαρμογή των κερδών για τους αυτοαπασχολούμενους)

	1960-2017 ARDL(1, 0, 1, 0)		1960-1990 ARDL(1, 0, 1, 0)		1991-2017 ARDL(1, 0, 0)	
	D(LogI)*		D(LogI)*		D(LogI)*	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
c	-0,386**	-2,678				
D(Growth)	1,885***	8,493	1,913***	7,541		
D1984	-0,124*	-1,935	-0,152**	-2,502		
D2007	0,181***	2,833			0,196***	3,347
D2014					-0,133**	-2,264
CointEq _{t-1}	-0,190***	-10,936	-0,365***	-8,275	-0,133***	-9,009
Levels Equation						
c	-2,031**	-2,588	-1,289*	-1,965	-2,407	-1,336
LogR	1,086***	7,056	0,963***	6,593	1,142**	2,826
Growth	13,781***	3,391	7,616***	7,502	18,493*	2,043
Rint	-0,005	-0,582	-0,006	-1,017		
R ²		0,744		0,754		0,800
Adj. R ²		0,729		0,735		0,784
Jarque-Berra (p)		0,778		0,238		0,741
BG-LM(2)/Ljung-Box Q(2)		0,075		0,078		0,205
BG-LM(4)/Ljung-Box Q(4)		0,228		0,231		0,174
Het test/White		0,094		0,563		0,189
Reset test (p)		0,480		0,928		0,289
SSR		0,210		0,095		0,082

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.15 (συνέχεια)

	1960-2017 ARDL(1, 0, 1, 0)		1960-1990 ARDL(1, 0, 1, 0)		1991-2017 ARDL(1, 0, 0)	
	D(LogI)*		D(LogI)*		D(LogI)*	
	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
CUSUM test		Nai		Nai		Nai
Chow test (1991)		0,000				

Σημειώσεις:

1. ***, **, και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Για την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων στις πρώτες διαφορές και την επιλογή υποδείγματος (model selection) χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο Schwartz (SIC) σύμφωνα με τους Pesaran και Shin(1999).
3. Οι χρονικές ψευδομεταβλητές για τα έτη 1984, 2007 και 2014 επιλέχθηκαν έπειτα από επισκόπηση των καταλοίπων της παλινδρόμησης για ακραίες τιμές. Το 1984 και το 2014 συμπίπτει με προεκλογικά έτη στη χώρα, και το 2007 σηματοδοτεί το ξέσπασμα της παγκόσμιας χρηματοπιστωτικής κρίσης στις ΗΠΑ.

* Εφαρμόστηκε ο εκτιμητής HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic) για τη διόρθωση ήπιας ετεροσκεδαστικότητας ή/και αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα.

και είναι στατιστικά σημαντικός σε όλες τις περιόδους και εξειδικεύσεις σε επίπεδο σημαντικότητας 1,0%, επιβεβαιώνοντας τον έλεγχο για την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης.

Αναφορικά με την εκτίμηση του υποδείγματος επένδυσης με προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους, παρατηρούμε ότι, και στις τρεις εξεταζόμενες περιόδους, οι μακροχρόνιες ελαστικότητες των κερδών και του ρυθμού μεγέθυνσης του ΑΕΠ είναι στατιστικά σημαντικές, ενώ το επιτόκιο είναι στατιστικά σημαντικό μόνο στη δεύτερη υποπερίοδο (1991-2017).

Πιο συγκεκριμένα, η ελαστικότητα της επένδυσης ως προς τα κέρδη είναι στατιστικά σημαντική και στις τρεις εξεταζόμενες περιόδους, ωστόσο στο πρώτο υπόδειγμα (Πίνακας 4.3.14) είναι χαμηλότερη από το δεύτερο (Πίνακας 4.3.15). Θεωρώντας ότι στην πρώτη εξειδίκευση πρακτικά περιγράφεται η συμπεριφορά των πιο μεγάλων και ίσως πιο παραγωγικών επιχειρήσεων (δεδομένου ότι η μεταβλητή κερδοφορίας έχει διορθωθεί για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό), μια πιθανή

ερμηνεία θα μπορούσε να αποδώσει αυτή τη διαφοροποίηση στην ύπαρξη άλλων εξωτερικών χρηματοδοτικών εργαλείων, εκτός από τον εσωτερικό δανεισμό, τα οποία δεν συμπεριλάβαμε στο υπόδειγμα, όπως για παράδειγμα οι διάφορες μορφές δανεισμού είτε τραπεζικού είτε μέσω χρηματοπιστωτικών αγορών, για τις οποίες όμως δεν υπάρχουν επαρκή στατιστικά δεδομένα για όλη την εξεταζόμενη περίοδο.²²

Η ελαστικότητα της επένδυσης ως προς τον ρυθμό μεταβολής της ζήτησης έχει ισχυρή επίδραση και είναι στατιστικά σημαντική σε όλες τις εξεταζόμενες περιόδους και τις δύο εξειδικεύσεις. Παρατηρούμε ότι, κατά τη δεύτερη υποπερίοδο, η ελαστικότητα υπερδιπλασιάζεται σε σχέση με την πρώτη υποπερίοδο και στις δύο εξειδικεύσεις. Το εύρημα αυτό πιθανόν να υποδηλώνει ότι κατά τη δεύτερη υποπερίοδο –κατά τη διάρκεια της οποίας έλαβε χώρα η διεθνής χρηματοπιστωτική κρίση, η ελληνική δημοσιονομική κρίση και η παρατεταμένη ύφεση που ακολούθησε– ο ρόλος της ζήτησης και της υψηλής μεταβλητότητάς της αυτή την περίοδο υπήρξε μακράν ο πιο καθοριστικός, σχεδόν αποκλειστικός, παράγοντας για την εξέλιξη των επενδύσεων. Κάτι που, επίσης, έχει ενδιαφέρον είναι ότι στην πρώτη εξειδίκευση όπου η επίδραση της κερδοφορίας είναι χαμηλότερη, η επίδραση της ζήτησης είναι πιο έντονη, και ειδικά για τη δεύτερη υποπερίοδο η κερδοφορία είναι οριακά στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 10%. Η διαπίστωση αυτή υποδηλώνει ότι κυρίαρχη κινητήρια δύναμη για τις επενδύσεις των σχετικά μεγάλων επιχειρήσεων κατά τη δεύτερη περίοδο υπήρξε ο ρυθμός μεταβολής της ζήτησης, ο οποίος αντανakλά όχι μόνο τις τρέχουσες εξελίξεις στις πωλήσεις των επιχειρήσεων, αλλά και τις προσδοκίες για το επιχειρηματικό κλίμα και την κερδοφορία στο προσεχές μέλλον.

Από την άλλη, το μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο δεν υπήρξε στατιστικά σημαντικό στις τρεις περιόδους και τις εξειδικεύσεις του υποδείγματος, με εξαίρεση τη δεύτερη υποπερίοδο της πρώτης εξειδίκευ-

²² Από την άλλη, η υπόθεση της επίδρασης της παγκοσμιοποίησης, η οποία λαμβάνει χώρα από τη δεκαετία του 1990 και μετά, σύμφωνα με την οποία η ευκολότερη μετακίνηση των επιχειρήσεων σε άλλες περιοχές με χαμηλότερο κόστος εργασίας εκδηλώνεται με μεγαλύτερη ευαισθησία των επενδυτών στις μεταβολές της κερδοφορίας (Stockhammer et al., 2011) δεν φαίνεται να επιβεβαιώνεται στην ελληνική περίπτωση, ίσως επειδή επισκιάζεται από την ένταση της οικονομικής συγκυρίας κατά το δεύτερο ήμισυ της περιόδου 1990-2017.

σης.²³ Ειδικά στην περίπτωση της δεύτερης υποπεριόδου της δεύτερης εξειδίκευσης μόνο όταν αφαιρέθηκε από την παλινδρόμηση κατέστη δυνατό να έχουμε στατιστικά σημαντική μακροχρόνια ελαστικότητα της κερδοφορίας και να βελτιωθεί η ευρύτερη συμπεριφορά του υποδείγματος.

Στο σημείο αυτό, είναι σκόπιμο να γίνουν κάποιες παρατηρήσεις αναφορικά με τα παραπάνω αποτελέσματα. Το εύρημα ότι η ελαστικότητα των επενδύσεων ως προς τη ζήτηση είναι στατιστικά σημαντική και ισχυρότερη από την αντίστοιχη των κερδών, μολοντί φαίνεται παράδοξο, είναι μάλλον σύνηθες στην εμπειρική βιβλιογραφία που χρησιμοποιεί συναρθροιστικές συναρτήσεις επενδύσεων (Chirinko, 1993). Το αντίθετο συμβαίνει στην εκτίμηση υποδειγμάτων που χρησιμοποιούν στατιστικά δεδομένα επιχειρήσεων (firm-level data), όπου εκεί η επίδραση των μεταβλητών (ρευστότητας) κερδοφορίας στις επενδύσεις αναδύεται σαφώς περισσότερο (Fazzari and Mott, 1986).

Αξίζει, επίσης, να σημειωθεί ότι ένας παράγοντας, ο οποίος ενδέχεται να ερμηνεύει τη δυσκολία εύρεσης στατιστικά σημαντικής επίδρασης των κερδών στις επενδύσεις, κατά κύριο λόγο στη βραχυχρόνια περίοδο, έγκειται στο ότι η μεταβλητή των ιδιωτικών επενδύσεων περιλαμβάνει τις επενδύσεις σε κατοικίες και τις επενδύσεις, σε κεφαλαιουχικό εξοπλισμό των επιχειρήσεων. Είναι εύλογο ότι σε ό,τι αφορά στην επίδραση των μεταβλητών της διανομής εισοδήματος, το μερίδιο των κερδών αναμένεται να έχει διαφορετική, αν όχι αντίθετη, επίδραση στις επενδύσεις για κατοικίες σε σύγκριση με τις επενδύσεις σε κεφαλαιουχικό εξοπλισμό, καθώς η πλειονότητα όσων αγοράζουν κατοικίες έχουν ως κύρια πηγή εισοδήματος τον μισθό και κατά συνέπεια όσο υψηλότερος είναι, τόσο υψηλότερο ενδέχεται να είναι και το στεγαστικό δάνειο για τη χρηματοδότηση της αγοράς κατοικίας. Από την άλλη, για μια ιδιωτική επιχείρηση που δραστηριοποιείται σε άλλους κλάδους οικονομικής δραστηριότητας, εκτός κατασκευής κατοικιών, οι μισθοί αποτελούν κόστος η αύξηση του οποίου, πλην συγκεκριμένων περιπτώσεων, ενδέχεται υπό συγκεκριμένες συνθήκες να λειτουργεί επιβαρυντικά στη λήψη επενδυτικών αποφάσεων. Δεδομένης, επομένως, της ιδιαί-

²³ Το αποτέλεσμα αυτό είναι σύνηθες στη βιβλιογραφία. Βλ. Chirinko (1993), Clark et al. (1979), Shapiro et al. (1986), Fazzari (1994), Fazzari et al. (1988) και Hemming et al. (2002), μεταξύ άλλων.

τερα υψηλής συμμετοχής των επενδύσεων σε κατοικίες στο σύνολο των ιδιωτικών επενδύσεων (γύρω στο 70%), η ερμηνεία αυτή των αποτελεσμάτων φαίνεται εύλογη, αν και μένει βέβαια να αποδειχθεί εμπειρικά.

Τέλος, η μεταβλητή των δημοσίων επενδύσεων εξαιρέθηκε από το υπόδειγμα που εκτιμήθηκε με τη μέθοδο ARDL, επειδή ο μακροχρόνιος και ο βραχυχρόνιος συντελεστής της δεν ήταν στατιστικά σημαντικοί σε καμία εξειδίκευση και χρονική περίοδο, ωστόσο, περιλαμβάνεται στο υπόδειγμα των πρώτων διαφορών που ακολουθεί στη συνέχεια.

Οι Onaran και Obst (2016) και οι Obst et al. (2020) για την περίοδο 1960-2013 εκτίμησαν το υπόδειγμα επενδύσεων σε πρώτες διαφορές, αλλά δεν κατάφεραν να βρουν στατιστικά σημαντικό συντελεστή για τη μεταβλητή της κερδοφορίας σε αντίθεση με τον συντελεστή του επιταχυντή. Οι Tsoulfidis και Tsaliki (2014) εκτίμησαν μια συνάρτηση συσσώρευσης κεφαλαίου, με παλινδρομητές τον επαυξητικό ρυθμό εσωτερικής απόδοσης (incremental rate of return -IROR) ως προσεγγιστικό δείκτη της κερδοφορίας και το πραγματικό επιτόκιο χωρίς όμως να συμπεριλάβουν τον παράγοντα του επιταχυντή, μέσω ενός υποδείγματος ARDL με στοιχεία για την ελληνική οικονομία την περίοδο 1965-2014. Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων τους έδειξαν ότι η μακροχρόνια ελαστικότητα επένδυσης ως προς την κερδοφορία είναι πολύ υψηλή και ίση με 2,262. Η Μαρσέλλου (2013) εκτίμησε ένα παρόμοιο υπόδειγμα επενδύσεων με διαφορετικές οικονομετρικές μεθόδους για την περίοδο 1963-2003 και βρήκε τις μακροχρόνιες ελαστικότητες των ιδιωτικών επενδύσεων ως προς τα κέρδη αρκετά πιο χαμηλές (με τη μέθοδο DOLS 0,287 και με το ECM 0,137). Οι Tsaliki και Tsoulfidis (1994), στο πλαίσιο της διερεύνησης των μακροχρόνιων τάσεων στην κερδοφορία και τη συσσώρευση κεφαλαίου στην ελληνική μεταποίηση το διάστημα 1955-1989, εκτιμούν ένα υπόδειγμα ECM για τις ακαθάριστες ιδιωτικές επενδύσεις με παλινδρομητές το πραγματικό εισόδημα και επιπλέον το ποσοστό κέρδους (και εναλλακτικά το μερίδιο των κερδών). Ο συντελεστής της κερδοφορίας, ο οποίος δεν περιλαμβάνεται στη μακροχρόνια σχέση της επένδυσης, είναι στατιστικά σημαντικός, με τον μακροχρόνιο να είναι σχετικά χαμηλός (0,08-0,10), ενώ ο βραχυχρόνιος συντελεστής ελαφρώς υψηλότερος (0,43-0,45). Από την άλλη, ο συντελεστής της ζήτησης σε πρώτες διαφορές είναι αρκετά ισχυρός και στατιστικά σημαντικός (1,27-1,35), ενώ για την τιμή του μακροχρόνιου συντελεστή δεν μπορούμε να βγάλουμε συμπέρασμα.

Για τον υπολογισμό της οριακής επίδρασης μιας μεταβολής στο μερίδιο των κερδών στη συμβολή της ιδιωτικής επένδυσης στο πραγματικό ΑΕΠ²⁴ χρησιμοποιήθηκαν οι μέσες τιμές κατά τη διάρκεια ολόκληρης της περιόδου του δείγματος και τις δύο υποπεριόδους. Στον Πίνακα 4.3.16 παρουσιάζονται οι ελαστικότητες και η οριακή μερική επίδραση μιας μεταβολής κατά μία ποσοστιαία μονάδα στο μερίδιο των κερδών στο μερίδιο της επένδυσης στο πραγματικό ΑΕΠ για τις δύο εξειδικεύσεις του υποδείγματος ARDL.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.16

Οριακή επίδραση της μεταβολής στο μερίδιο των κερδών κατά μία ποσοστιαία μονάδα στο μερίδιο της επένδυσης στο ΑΕΠ

Εξειδίκευση υποδείγματος	e_{IR}	I (μ. ο.)	R (μ. ο.)	$(\partial I/Y)/\partial \pi$
Κέρδη με προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους				
1960-2017	0,820	23,685	55,148	0,352
1960-1990	0,575	20,924	38,279	0,448
1991-2017	0,641	26,855	74,515	0,296
1960	0,820	9,573	6,498	1,208
2008	0,820	42,256	92,385	0,375
2017	0,820	15,501	67,233	0,189
Κέρδη χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους				
1960-2017	1,086	23,685	87,447	0,294
1960-1990	0,963	20,924	67,642	0,298
1991-2017	1,142	26,855	110,185	0,278
1960	1,086	9,573	26,192	0,397
2008	1,086	42,256	136,119	0,337
2017	1,086	15,501	97,668	0,172

²⁴ Για τον υπολογισμό της οριακής μερικής επίδρασης μιας μεταβολής στο μερίδιο των κερδών στη συμβολή της ιδιωτικής επένδυσης στο πραγματικό ΑΕΠ, χρησιμοποιούμε τη γνωστή σχέση: $(\partial I/Y)/\partial \pi = e_{IR} \times I/R$.

Στο υπόδειγμα όπου η μεταβλητή της διανομής εισοδήματος έχει προσαρμοστεί για τους αυτοαπασχολούμενους, η οριακή επίδραση των κερδών στην επένδυση στο σύνολο της εξεταζόμενης περιόδου (1960-2017) διαμορφώνεται σε 0,352 ποσοστιαίες μονάδες, ενώ κατά την πρώτη υποπερίοδο διαμορφώνεται σε 0,448 π.μ. και τη δεύτερη υποπερίοδο περιορίζεται σε 0,296 π.μ. Προκύπτει δηλαδή ότι, ενώ η ελαστικότητα των επενδύσεων ως προς τα κέρδη ενισχύεται από την πρώτη στη δεύτερη υποπερίοδο, λόγω της μείωσης του λόγου I/R_{adj} , η οριακή επίπτωση μειώθηκε. Από την άλλη, για το 1960, το 2008 –κατά την έναρξη της παγκόσμιας χρηματοπιστωτικής κρίσης– και στο τέλος του δείγματος το 2017, παρατηρούμε ότι οι σημειακές εκτιμήσεις μειώνονται από το 1960 στο 2008 λόγω ταχύτερης αύξησης των κερδών σε σχέση με τις ιδιωτικές επενδύσεις (άρα μείωσης του λόγου I/R_{adj}), ενώ από το 2008 στο 2017, κατά την παγκόσμια χρηματοπιστωτική κρίση και την επακόλουθη εγχώρια δημοσιονομική κρίση, λόγω της ταχύτερης μείωσης των επενδύσεων σε σχέση με τη μείωση των κερδών (επίσης, μείωση του λόγου I/R_{adj}).

Παρόμοια είναι τα συμπεράσματα για την περίπτωση του υποδείγματος όπου τα κέρδη έχουν προσαρμοστεί για τους αυτοαπασχολούμενους. Παρατηρούμε και εδώ μια πτωτική πορεία της οριακής επίδρασης παρά την ενίσχυση της ελαστικότητας λόγω της εξέλιξης του λόγου επενδύσεων προς κέρδη, I/R .

4.3.2.2. Εκτίμηση της συνάρτησης επενδύσεων ως προς τη διανομή εισοδήματος με μεταβλητές ελέγχου το πραγματικό επιτόκιο και τις δημόσιες επενδύσεις

Συμπληρωματικά, εκτιμάται το υπόδειγμα ιδιωτικών επενδύσεων μέσω του εκτιμητή των πρώτων διαφορών:

$$\Delta \log I_t = b_0 + b_1 \times \Delta \log Y_t + b_2 \times \Delta HR_t + b_3 \times \Delta \text{rint}_t + b_4 \times \Delta \log p_t + u_t.$$

Οι μεταβλητές παραμένουν οι ίδιες με το ARDL υπόδειγμα, με μόνη διαφορά ότι αντί για τα κέρδη σε επίπεδο χρησιμοποιούμε το μερίδιο των κερδών HR_t (όπου HR_{adj}_t το μερίδιο των κερδών προσαρμοσμένο για τους αυτοαπασχολούμενους). Στο υπόδειγμα πρώτων διαφορών, οι συντελεστές b_i όπου για $i = 1, \dots, 4$ ανταποκρίνονται στις βραχυχρόνιες ελαστικότητες ιδιωτικής επένδυσης ως προς τις αντίστοιχες ανεξάρτη-

τες μεταβλητές και για $i = 0$ έχουμε τον αυτόνομο όρο του υποδείγματος πρώτων διαφορών. Στους Πίνακες 4.3.17 και 4.3.18 που ακολουθούν παραθέτουμε τα αποτελέσματα των υποδειγμάτων πρώτων διαφορών.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.17

Αποτελέσματα παλινδρόμησης σε πρώτες διαφορές της συνάρτησης επενδύσεων, 1960-2017, 1960-1989 και 1989-2017

(Τα κέρδη είναι προσαρμοσμένα ως προς τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό)

	1960-2017		1960-1989		1989-2017	
	D(LogI) ²		D(LogI)		D(LogI)	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
c	-0,045***	-4,021	-0,059***	-2,755	-0,032**	-2,297
D(hr _{adj})	-0,851	-1,571	-1,232	-1,566	1,415	1,332
D(LogY)	2,031***	7,884	2,059***	4,874	3,101***	6,844
D(Rint)	-0,004	-1,580	-0,006	-1,609	-0,004	-0,467
D(LogIpub)	0,021	0,246	0,082	0,791	-0,198*	-2,018

R ²	0,596		0,614		0,704	
Adj. R ²	0,565		0,550		0,655	
Jarque-Berra (p)	0,934		0,874		0,160	
BG-LM (2) (p)	0,069		0,194		0,307	
BG-LM (4) (p)	0,147		0,316		0,561	
ARCH test	0,675		0,673		0,400	
Reset test (p)	0,350		0,831		0,171	
F-stat (p)	0,000		0,000		0,000	
SSR	0,336		0,152		0,123	

Σημειώσεις:

1. ***, **, και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Λόγω ενδείξεων ήπιας έντασης αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων εφαρμόστηκε ο εκτιμητής HAC (Newey-West, Bartlett kernel) για τη διόρθωση των τυπικών σφαλμάτων.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.18
Αποτελέσματα παλινδρόμησης σε πρώτες διαφορές
της συνάρτησης επενδύσεων, 1960-2017, 1960-1989 και 1989-2017
(Χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους
χωρίς προσωπικό)

	1960-2017		1960-1989		1989-2017	
	D(LogI)		D(LogI)		D(LogI)	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
c	-0,052***	-4,281	-0,060**	-2,656	-0,031	-2,016
D(hr)	-1,241	-1,440	-1,517	-1,157	0,648	0,372
D(LogY)	1,941***	8,850	1,796***	4,907	3,001***	6,130
D(Rint)	-0,005	-1,542	-0,005	-1,447	-0,001	-0,190
D(Log(Ipub))			0,103	0,997	-0,152	-1,454
D2007	0,208***	2,716				
R ²	0,642		0,597		0,684	
Adj. R ²	0,615		0,530		0,632	
Jarque-Berra (p)	0,877		0,750		0,342	
BG-LM (2) (p)	0,410		0,158		0,152	
BG-LM (4) (p)	0,537		0,371		0,377	
ARCH test	0,419		0,479		0,448	
Reset test (p)	0,157		0,475		0,406	
F-stat (p)	0,000		0,000		0,000	
SSR	0,297		0,158		0,132	

Σημειώσεις:

1. ***, **, και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Η χρονική ψευδομεταβλητή για το έτος 2007 στο υπόδειγμα του συνόλου της περιόδου επιλέχθηκε έπειτα από ανίχνευση ακραίας τιμής στα κατάλοιπα των παλινδρομήσεων. Το έτος αυτό σηματοδοτεί το ξέσπασμα της παγκόσμιας χρηματοπιστωτικής κρίσης στις ΗΠΑ.

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων δείχνουν ότι, σε γενικές γραμμές, όλες οι εξειδικεύσεις του υποδείγματος παρουσιάζουν σχετικά ικανοποιητική ερμηνευτική ισχύ, με τον προσαρμοσμένο συντελεστή προσδιορισμού ($\text{adj. } R^2$) να διαμορφώνεται μεταξύ 55% και 65%. Σύμφωνα με τους διαγνωστικούς ελέγχους, δεν παρατηρείται κάποια σημαντική παραβίαση των βασικών υποθέσεων του γραμμικού κλασικού υποδείγματος.

Η βραχυχρόνια ελαστικότητα των επενδύσεων ως προς το μερίδιο των κερδών (πρώτες διαφορές) απέτυχε να απορρίψει τη μηδενική υπόθεση ότι είναι διάφορη του μηδενός σε όλες τις περιόδους και στις δύο εξειδικεύσεις, ενώ φέρει το αντίθετο του αναμενόμενου πρόσημο. Στην υφιστάμενη βιβλιογραφία για την Ελλάδα, οι Obst et al. (2020), οι Onaran και Obst (2016) και η Μαρσέλλου (2013) επίσης δεν κατάφεραν να βρουν στατιστικά σημαντική βραχυχρόνια επίδραση του μεριδίου των κερδών στις επενδύσεις.

Η επίδραση της ζήτησης είναι υψηλή, θετική και στατιστικά σημαντική σε όλες τις εξειδικεύσεις και χρονικές περιόδους, εύρημα που συνάδει με τα αποτελέσματα της βιβλιογραφίας.

Σε ό,τι αφορά στο μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο, έχει πολύ μικρή επίδραση και δεν είναι στατιστικά σημαντική, ενίοτε, δε, έχει αντίθετο από το αναμενόμενο πρόσημο. Αυτό το εύρημα δεν είναι παράδοξο και απαντάται συχνά στη βιβλιογραφία, όπως αναφέραμε κατά τη συζήτηση των ευρημάτων των ARDL υποδειγμάτων.

Η μεταβλητή των δημοσίων επενδύσεων, όπως προαναφέραμε, δεν περιλαμβάνεται στο ARDL υπόδειγμα, καθώς δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική στα επίπεδα και τις πρώτες διαφορές. Συμπεριλήφθηκε, ωστόσο, στο υπόδειγμα των πρώτων διαφορών, όπου και εκεί όμως δεν υπήρξε στατιστικά σημαντική, με εξαίρεση τη δεύτερη υποπερίοδο της πρώτης εξειδίκευσης όπου φέρει αρνητικό πρόσημο για επίπεδο σημαντικότητας 10%.²⁵

²⁵ Αν και η εν λόγω ελαστικότητα είναι βραχυχρόνια, αναμέναμε ότι οι δημόσιες επενδύσεις θα έχουν θετική επίδραση στις ιδιωτικές επενδύσεις (crowding-in effect) βασιζόμενοι στα ευρήματα της εμπειρικής βιβλιογραφίας που υποστηρίζει τη συμπληρωματικότητα των δημόσιων και ιδιωτικών επενδύσεων, έναντι της νεοκλασικής θεωρίας που υποστηρίζει ότι οι δημόσιες επενδύσεις παραμερίζουν τις ιδιωτικές (crowding-out effect). Ενδεικτικά αναφέρουμε την emblematicή εργασία του Aschauer (1989), η οποία λειτούργησε ως σημείο αναφοράς για την ογκώδη βιβλιογραφία που ακολούθησε, και των Easterly και Rebelo (1993). Φυσικά, η θεωρητική και εμπειρική αυτή συζήτηση παραμένει ανοικτή.

4.3.3. Καθαρές εξαγωγές

Το τρίτο κανάλι μέσω του οποίου η διανομή εισοδήματος επιδρά στη συναθροιστική ζήτηση είναι οι καθαρές εξαγωγές. Στη βιβλιογραφία υπάρχει ομοφωνία ότι οι τιμές εξαγωγών και εισαγωγών, οι οποίες ενσωματώνουν τις αμοιβές από εργασία καθώς και άλλων παραγωγικών συντελεστών, αποτελούν καθοριστικό παράγοντα για την επίδοση του εξωτερικού εμπορίου των οικονομιών, καθώς συνδέονται άμεσα με την ανταγωνιστικότητα.²⁶ Δεύτερος παράγοντας εξίσου σημαντικός είναι η εξωτερική (για τις εξαγωγές) και η εσωτερική ζήτηση (για τις εισαγωγές). Για την εκτίμηση της επίπτωσης της διανομής εισοδήματος στις καθαρές εξαγωγές χρησιμοποιούμε την προσέγγιση τριών σταδίων που ανέπτυξαν στις εργασίες τους οι Stockhammer et al. (2009), παραλλαγές και εξέλιξη της οποίας συναντάμε στις μετέπειτα εργασίες των Onaran et al. (2011), Stockhammer et al. (2011) και Onaran και Galanis (2014).²⁷

Οι εγχώριες τιμές ($\log P$) και οι εξαγωγικές τιμές ($\log P_x$) ορίζονται από τις παρακάτω γενικές σχέσεις:

$$\log P = p_0 + p_{ulc} \times \log(ulc) + p_m \times \log(P_m)$$

$$\log P_x = p_{x0} + p_{xp} \times \log(P) + p_{xm} \times \log(P_m)$$

²⁶ Τα τελευταία χρόνια στη βιβλιογραφία του εξωτερικού εμπορίου έχει αναπτυχθεί ενδιαφέρον για τους παράγοντες της ανταγωνιστικότητας που δεν σχετίζονται με τις τιμές (non-price competitiveness factors) όπως οι επενδύσεις σε πάγιο κεφάλαιο, διάφοροι δείκτες καινοτομίας κ.ά., οι οποίοι αντανakλούν ποιοτικές διαφορές μεταξύ των αγαθών. Η προσέγγιση αυτή, επονομαζόμενη New trade theory, υποστηρίζει ότι οι non-price competitiveness factors τείνουν να εξηγούν ένα κομμάτι της εξαγωγικής επίδοσης που δεν μπορούν οι διακυμάνσεις των τιμών από μόνες τους. Μολονότι η προσέγγιση αυτή έχει ενδιαφέρον, ξεπερνάει τα όρια της διερεύνησης του εξωτερικού εμπορίου για τις ανάγκες της παρούσας μελέτης.

²⁷ Οι Stockhammer et al. (2011) ανέπτυξαν ένα ακόμα πιο λεπτομερές υπόδειγμα για την επίπτωση της διανομής εισοδήματος στις καθαρές εξαγωγές, το οποίο όμως είναι αρκετά πιο απαιτητικό ως προς τη λεπτομέρεια των στατιστικών δεδομένων.

όπου, $\log(u/c)$ αντιπροσωπεύει τον λογάριθμο του ονομαστικού μοναδιαίου κόστους εργασίας,²⁸ και $\log(P_m)$ τον λογάριθμο των τιμών εισαγωγών. Θεωρούμε ότι το μοναδιαίο κόστος εργασίας και οι τιμές εισαγωγών έχουν θετική επίδραση στο επίπεδο των εγχώριων τιμών. Από την άλλη, το επίπεδο των εγχώριων τιμών και οι τιμές εισαγωγών αναμένεται να έχουν θετική επίδραση στις τιμές εξαγωγών.

Οι εξαγωγές ορίζονται από την ακόλουθη γενική συνάρτηση:

$$\log X = x_0 + x_{yeu} \times \log(Y^{EU15}) + x_{px} \times \log(P_x) + x_{pm} \times \log(P_m) + x_{neer} \times \log(NEER)$$

όπου Y^{EU15} συμβολίζει το ΑΕΠ των 15 χωρών-μελών της Ευρωπαϊκής Ένωσης, με τις οποίες η Ελλάδα διεκπεραιώνει μεγάλο μέρος του εξωτερικού εμπορίου της και το οποίο χρησιμοποιείται προσεγγιστικά για την εξωτερική ζήτηση. Επομένως, όταν αυξάνεται το εισόδημα των εμπορικών εταίρων της χώρας αναμένεται να αυξάνονται και οι εξαγωγές της.²⁹ Οι τιμές των εξαγωγών αναμένεται να έχουν αρνητικό πρόσημο, καθώς η άνοδος τους συνεπάγεται πτώση της ανταγωνιστικότητας των ελληνικών προϊόντων και υπηρεσιών. Οι τιμές των εισαγωγών αναμένεται να έχουν αρνητική επίδραση στις εξαγωγές, τουλάχιστον στον βαθμό που αντιπροσωπεύουν κεφαλαιουχικό εξοπλισμό ή ενδιάμεσες πρώτες ύλες καθιστώντας ακριβότερο το κόστος παραγωγής των εξαγωγικών προϊόντων και υπηρεσιών, αλλά από την άλλη ενδέχεται να καθιστούν τα ελληνικά προϊόντα ελκυστικότερα ως σχετικά πιο φθηνά προτού μετακυλισθούν οι όποιες αυξήσεις στις τιμές των εξαγωγών. Οι δύο αυτές μεταβλητές τιμών εκφράζουν τους όρους εμπορίου, δηλαδή τον λόγο των τιμών των εξαγόμενων προϊόντων προς τις τιμές των εισαγόμενων προϊόντων, P_x/P_m .

²⁸ Το ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας ορίζεται ως $ULC = (W/rY)(ET/EE)$ όπου W/rY το μερίδιο των μισθών στο ΑΕΠ σε σταθερές τιμές αγοράς, και ET/EE ο λόγος της συνολικής απασχόλησης, ET , προς την εξαρτημένη απασχόληση, EE . Το πραγματικό μοναδιαίο κόστος εργασίας ορίζεται ως $RULC = (W/Y)(ET/EE)$ με τη διαφορά ότι το ΑΕΠ είναι σε τρέχουσες τιμές αγοράς.

²⁹ Θα μπορούσε κανείς να υποστηρίξει ότι υπάρχει και το ενδεχόμενο της υποκατάστασης φθηνότερων αγαθών με ακριβότερα, καθώς αυξάνεται το εισόδημα, γεγονός που θα οδηγούσε σε αντίθετα αποτελέσματα.

Η συνάρτηση εισαγωγών αποτελεί μια τυπική συναθροιστική συνάρτηση ζήτησης εισαγωγών (Goldstein and Khan, 1985), η οποία ορίζεται από την ακόλουθη σχέση:

$$\log M = m_0 + m_y \times \log(Y) + m_p \times \log(P) + m_{pm} \times \log(P_m).$$

Οι εισαγωγές εξαρτώνται από την εγχώρια ζήτηση και τις εγχώριες τιμές, οι οποίες αναμένεται να έχουν θετική επίδραση, και από τις τιμές εισαγωγών, οι οποίες αναμένεται να έχουν αρνητική επίδραση.

Όλες οι μεταβλητές είναι σε λογαριθμική μορφή. Οι έλεγχοι για μοναδιαία ρίζα έδειξαν ότι οι μεταβλητές των παραπάνω εξισώσεων μπορούν να θεωρηθούν $I(1)$.³⁰ Οι έλεγχοι συνολοκλήρωσης των μεταβλητών κάθε υποδείγματος παρείχαν ενδείξεις ύπαρξης μακροχρόνιων σχέσεων ισορροπίας.³¹ Κατά συνέπεια, οι παραπάνω συναρτήσεις πληρούν τις προϋποθέσεις για εκτίμηση μέσω ενός Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών (ECM), το οποίο θα εκτιμήσουμε σε δύο στάδια. Επειδή έχει επισημανθεί ότι οι ελαστικότητες εξαγωγών ως προς τις τιμές πιθανόν να υπόκεινται σε σφάλμα μεροληψίας (biased) λόγω ενδεχόμενης χρονικής ταυτοσημίας (simultaneity) μεταξύ ποσοτήτων εμπορίου και τιμών³², εκτιμήσαμε τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας με τη μέθοδο Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) που ανέπτυξαν οι Phillips και Hansen (1990). Η μέθοδος αυτή βασίζεται σε μια τροποποίηση της απλής μεθόδου των ελάχιστων τετραγώνων, προκειμένου να ληφθεί υπόψη τόσο η αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων όσο και η ενδογένεια μεταξύ των παλινδρομητών (simultaneity bias), ενώ εξαλείφει ασυμπτωτικά τη μεροληψία του δείγματος (sample bias). Εν συνεχεία, χρησιμοποιούμε τα κατάλοιπα της μακροχρόνιας σχέσης για να εκτιμήσουμε το ECM.

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος των εξαγωγών δίνονται στον Πίνακα 4.3.19. Η παλινδρόμηση των εξαγωγών για το σύνολο της εξεταζόμενης περιόδου απέδωσε μέτρια αποτελέσματα (adj. $R^2 = 0,44$),

³⁰ Τα αποτελέσματα των ελέγχων για μοναδιαία ρίζα παρουσιάζονται στους Πίνακες 4.2.1, 4.2.2 και 4.2.3.

³¹ Τα αποτελέσματα των ελέγχων συνολοκλήρωσης παρουσιάζονται στο Παράρτημα Α5.

³² Βλ. Goldstein και Khan (1985) όπου αναφέρονται οι εργασίες των Orcutt (1950) και Prais (1962) μεταξύ άλλων.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.19
Αποτελέσματα παλινδρόμησης εξαγωγών με FMOLS-ECM,
1960-2017, 1960-1989 και 1990-2017

	1960-2017		1960-1989		1990-2017	
	D(LOGX)		D(LOGX)		D(LOGX)	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
c	0,021	0,976	0,130***	2,858	-0,020	-1,433
D(LogY ¹⁵)	1,171*	1,770	-1,445	-1,439	3,857***	6,032
D(LogPx/Pm)	0,151	0,441	-0,141	-0,496	-1,439*	-2,062
D(Log(neer))	-0,105	-0,641	0,244	1,084	0,635	1,490
ECM _{t-1}	-0,394***	-3,611	-0,814***	-9,378	-0,549***	-3,620
D1990	-0,141***	-5,970				
D2000	0,171***	8,355			0,111*	1,881
D2009	-0,135***	-3,039				

Levels Equation						
c	-23,200***	-10,172	-17,508***	-8,401	-19,169***	-18,048
LogY ¹⁵	2,796***	13,803	2,205***	10,878	2,650***	31,437
LogPx/Pm	-0,845**	-2,064	-2,588***	-4,408	-1,044***	-3,203
LogNeer	0,123	1,429	-0,002	-0,025	-0,448***	-4,172

R ²		0,511		0,717		0,767
Adj. R ²		0,439		0,667		0,709
Jarque-Bera (p)		0,509		0,932		0,771
BG-LM test (2)		0,327		0,597		0,372
BG-LM test (4)		0,466		0,083		0,072
BPG Het-test/White		0,755		0,430		0,604
Reset (p)		0,335		0,621		0,456
SSR		0,251		0,082		0,047

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.19 (συνέχεια)

	1960-2017		1960-1989		1990-2017	
	D(LOGX)		D(LOGX)		D(LOGX)	
	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
CUSUM test		Nai		Nai		Nai
Chow test (1989)		0,000				

Σημειώσεις:

1. Τα ***, ** και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Οι χρονικές ψευδομεταβλητές για τα έτη 1990, 2000 και 2009 επιλέχθηκαν έπειτα από επισκόπηση των καταλοίπων της παλινδρόμησης για ακραίες τιμές, και το 2000 και 2009 επιβεβαιώθηκαν από το Bai-Perron multiple breakpoint test.

ενώ η εκτίμηση του υποδείγματος στις δύο υποπεριόδους έχει σαφώς πιο ικανοποιητικά αποτελέσματα, με τον προσαρμοσμένο συντελεστή προσδιορισμού να κυμαίνεται μεταξύ 0,67 και 0,71. Οι διαγνωστικοί έλεγχοι είναι ικανοποιητικοί και δεν υπάρχουν ενδείξεις παραβίασης των βασικών υποθέσεων του κλασικού γραμμικού υποδείγματος σε όλες τις εξεταζόμενες περιόδους. Επιπλέον, ο συντελεστής προσαρμογής του (ECM) είναι σε όλες τις χρονικές περιόδους στατιστικά σημαντικός (επίπεδο σημαντικότητας 1,0%), κάτω από τη μονάδα και με αρνητικό πρόσημο, επιβεβαιώνοντας την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών.

Η μακροχρόνια ελαστικότητα των εξαγωγών ως προς τον λόγο των τιμών εξαγωγών/εισαγωγών (όροι εμπορίου) φέρει το αναμενόμενο αρνητικό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντική (επίπεδο σημαντικότητας 1,0%-5,0%) στη συνολική και την πρώτη και δεύτερη υποπερίοδο, αντίστοιχα.³³ Το μέγεθος, ωστόσο, της ελαστικότητας διαφοροποιείται σημαντικά ανά χρονική περίοδο· για το σύνολο της χρονικής περιόδου

³³ Να σημειώσουμε σε αυτό το σημείο ότι ακολουθούμε τους Obst et al. (2020), Onaran και Obst (2016) και Stockhammer et al. (2011) στον χειρισμό των μη στατιστικά σημαντικών ελαστικότητων και τις θεωρούμε μηδέν κατά τον υπολογισμό της μεταβολής της συνολικής ζήτησης.

(1960-2017) και τη δεύτερη υποπερίοδο οι εκτιμήσεις είναι σχετικά κοντά και ισούνται με -0,845 και -1,044, αντίστοιχα, ενώ για την πρώτη υποπερίοδο 1960-1989 ανέρχεται σε -2,588. Το αποτέλεσμα αυτό δείχνει ότι οι εξαγωγές είναι περισσότερο ευαίσθητες στις μεταβολές των τιμών κατά την πρώτη περίοδο σε σχέση με τη δεύτερη, ή με άλλα λόγια μια ενδεχόμενη υποτίμηση του νομίσματος –άρα πτώση των τιμών εξαγωγών– θα επέφερε σημαντική αύξηση στις εξαγωγές. Κατά τη δεύτερη υποπερίοδο (και το σύνολο της περιόδου του δείγματος) η επίδραση από μια ενδεχόμενη υποτίμηση θα ήταν μικρή. Οι Athanasoglou και Bardaka (2010) εκτιμούν μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες εξισώσεις για τις ελληνικές εξαγωγές στον κλάδο της μεταποίησης κατά το διάστημα 1962-1999 χρησιμοποιώντας τριμηνιαία στοιχεία, και βρίσκουν ότι η μακροχρόνια ελαστικότητα των εξαγωγών ως προς τις τιμές εξαγωγών κυμαίνεται μεταξύ -1,1 και -3,2 όταν χρησιμοποιείται ως εξωτερικό εισόδημα το ΑΕΠ, και ελαφρώς χαμηλότερα, -0,7 και -2,7 όταν χρησιμοποιείται ως εξωτερικό εισόδημα η βιομηχανική παραγωγή. Τα αποτελέσματα αυτά αντιστοιχούν στην πρώτη εξεταζόμενη περίοδο της παρούσας μελέτης και συνάδουν περισσότερο με την εξειδίκευση του υποδείγματος που χρησιμοποιεί ως εξωτερικό εισόδημα το ΑΕΠ.

Η μακροχρόνια ελαστικότητα των εξαγωγών ως προς την εξωτερική ζήτηση είναι υψηλή, φέρει θετικό πρόσημο, και είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1,0% σε όλες τις εξεταζόμενες περιόδους. Συγκεκριμένα, ανέρχεται σε 2,8 για το σύνολο της περιόδου, και σε 2,2 και σε 2,7 την πρώτη και δεύτερη υποπερίοδο, αντίστοιχα. Παρόμοιες είναι οι εκτιμήσεις των Athanasoglou και Bardaka (2010) για την περίοδο 1962-1999, οι οποίες βρίσκουν την ελαστικότητα των εξαγωγών ως προς το εξωτερικό εισόδημα (foreign income) –όταν ορίζεται από το ΑΕΠ των συναλλασσόμενων χωρών– να κυμαίνεται μεταξύ 2,3 και 2,6, ενώ όταν ορίζεται με βάση τη βιομηχανική τους παραγωγή εκτιμάται μεταξύ 1,0 και 1,8. Οι Lazarou και Zervas (2023) εκτιμούν συναρτήσεις εξαγωγών και εισαγωγών για την Ελλάδα την περίοδο 1995q₁-2018q₂ με τη χρήση των εκτιμητών OLS, DOLS, FMOS για τις μακροχρόνιες σχέσεις και, σε δεύτερο στάδιο, χρησιμοποιούν ECM υποδείγματα για την εκτίμηση των βραχυχρόνιων σχέσεων δίνοντας ιδιαίτερη έμφαση στην παρουσία δομικών σημείων τομής (structural breaks), τα οποία, όπως δείχνουν οι συγγραφείς, όταν λαμβάνονται υπόψη οι ελαστικότητες ως προς το εισόδημα τείνουν διαχρονικά να μειώνο-

νται, επιβεβαιώνοντας τα ευρήματα των Constantinescu et al. (2018). Οι συγγραφείς βρίσκουν τη μακροχρόνια ελαστικότητα των εξαγωγών ως προς την εξωτερική ζήτηση να κυμαίνεται ανάλογα με τον εκτιμητή μεταξύ 1,99 και 2,17, ελαφρώς χαμηλότερα από τη δική μας εκτίμηση. Η Algieri (2014) χρησιμοποιεί την τεχνική Johansen και Juselius (1990) για την εκτίμηση συναρτήσεων εξαγωγών των χωρών GIIIPS (Greece, Italy, Ireland, Portugal, Spain) την περίοδο 1980q1-2012q3, και βρίσκει για την Ελλάδα τη μακροχρόνια ελαστικότητα εξαγωγών ως προς την εξωτερική ζήτηση να κυμαίνεται μεταξύ 2,46 και 1,41.

Η μακροχρόνια ελαστικότητα της ονομαστικής Σταθμισμένης Συναλλαγματικής Ισοτιμίας, $\log(\text{Neer})$, προκύπτει στατιστικά σημαντική μόνο κατά τη δεύτερη υποπερίοδο και φέρει αρνητικό πρόσημο (-0,45), ενώ η βραχυχρόνια ελαστικότητα δεν υπήρξε σε καμία περίοδο στατιστικά σημαντική.

Αναφορικά με τις βραχυχρόνιες ελαστικότητες, παρατηρούμε ότι η ελαστικότητα ως προς τις τιμές εξαγωγών είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 10%, μόνο στη δεύτερη υποπερίοδο, φέρει αρνητικό πρόσημο και είναι μεγαλύτερη της μονάδας (-1,44). Οι Obst et al. (2020) και οι Onaran και Obst (2016) για την περίοδο 1962-2013 σε υπόδειγμα πρώτων διαφορών βρήκαν την αντίστοιχη ελαστικότητα ίση με -0,729 σε επίπεδο σημαντικότητας 10,0%. Η Μαρσέλλου (2013) για την περίοδο 1960-2009 βρήκε την ελαστικότητα των καθαρών εξαγωγών ως προς τον λόγο των τιμών ίση με -0,203 στο πλαίσιο ενός υποδείγματος ECM. Οι Athanasoglou και Bardaka (2010) βρίσκουν τη βραχυχρόνια ελαστικότητα ως προς τις τιμές εξαγωγών ίση με -0,358, και την ελαστικότητα ως προς τις σχετικές τιμές -1,139 και -1,089.

Η βραχυχρόνια ελαστικότητα ως προς την εξωτερική ζήτηση στο υπόδειγμά μας είναι στατιστικά σημαντική στο σύνολο της περιόδου, ίση με 1,17, και στη δεύτερη περίοδο, υπερτριπλάσια της προηγούμενης και ίση με 3,86, ενώ την πρώτη υποπερίοδο δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική. Οι Obst et al. (2020) και οι Onaran και Obst (2016) βρίσκουν τη συγκεκριμένη ελαστικότητα ίση με 2,917, ενώ στους Athanasoglou και Bardaka (2010) η εκτίμηση κυμαίνεται μεταξύ -0,587 και 1,055, αλλά δεν είναι στατιστικά σημαντική. Από την άλλη, οι Lazarou και Zervas (2023) για την περίοδο 1995q₁-2018q₂ που αντιστοιχεί στη δική μας δεύτερη υποπερίοδο, δεν βρήκαν στατιστικά σημαντική εκτίμηση. Εκτιμώντας,

ωστόσο, τρεις υποπεριόδους βάσει των structural breaks που αντιστοιχούν στην υιοθέτηση του ευρώ, το 2001, και το ξεκίνημα της ελληνικής δημοσιονομικής κρίσης, το 2009, τα οποία έχουμε εντοπίσει και λάβει υπόψη στις εκτιμήσεις και εμείς, βρίσκουν στατιστικά σημαντικές ελαστικότητες για την πρώτη (1995q1-2001q4) και τη δεύτερη (2002q1-2009q1) υποπερίοδο. Στην πρώτη, οι ελαστικότητες είναι πολύ υψηλές και κυμαίνονται μεταξύ 9,36 και 12,32, και στη δεύτερη κυμαίνονται σημαντικά πιο χαμηλά μεταξύ 2,95 και 3,15, δηλαδή επίπεδο που βρίσκεται πιο κοντά στη δική μας εκτίμηση.

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος των εισαγωγών δίνονται στον Πίνακα 4.3.20. Όπως και στην περίπτωση της συνάρτησης εξαγωγών, επειδή οι ελαστικότητες εισαγωγών ως προς τις τιμές πιθανόν να υπόκεινται σε σφάλμα μεροληψίας λόγω ενδεχόμενης χρονικής ταυτοσημίας, εκτιμήσαμε και τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας των εισαγωγών με τη μέθοδο Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) των Phillips και Hansen (1990), η οποία μεταξύ άλλων λαμβάνει υπόψη την ενδογένεια μεταξύ των παλινδρομητών (simultaneity bias). Στο δεύτερο στάδιο για την εκτίμηση των βραχυχρόνιων ελαστικοτήτων, χρησιμοποιούμε τα κατάλοιπα της μακροχρόνιας σχέσης για να εκτιμήσουμε ένα υπόδειγμα ECM.

Το υπόδειγμα και στις τρεις χρονικές περιόδους έδειξε σχετικά ικανοποιητική συμπεριφορά, με τον προσαρμοσμένο συντελεστή προσδιορισμού να κυμαίνεται μεταξύ 0,63 και 0,73. Οι διαγνωστικοί έλεγχοι είναι ικανοποιητικοί και δεν υπάρχουν ενδείξεις παραβίασης των βασικών υποθέσεων του κλασικού γραμμικού υποδείγματος. Ο συντελεστής προσαρμογής του ECM είναι σε όλες τις χρονικές περιόδους στατιστικά σημαντικός (επίπεδο σημαντικότητας 1,0%), κάτω από τη μονάδα και με αρνητικό πρόσημο, επιβεβαιώνοντας την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών. Ωστόσο, ο συντελεστής προσαρμογής διαφοροποιείται αρκετά μεταξύ της συνολικής περιόδου (αργή ταχύτητα προσαρμογής, -0,25, της συνάρτησης εισαγωγών στο επίπεδο ισορροπίας της) και των δύο υποπεριοδών (μεγαλύτερη ταχύτητα προσαρμογής, -0,64 και -0,74, την πρώτη και δεύτερη υποπερίοδο, αντίστοιχα).

Η μακροχρόνια ελαστικότητα των εισαγωγών ως προς το εισόδημα, όπως είναι αναμενόμενο, είναι θετική, μεγαλύτερη της μονάδας και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%. Στο σύνολο της περιόδου ανέρχεται

σε 1,2 και στην πρώτη και δεύτερη υποπερίοδο σε 1,16 και 1,49, αντίστοιχα, παρουσιάζοντας αυξητική τάση. Οι Lazarou και Zervas (2023) βρίσκουν ότι η μακροχρόνια ελαστικότητα εισαγωγών ως προς το εισόδημα κυμαίνεται ανάλογα με τον εκτιμητή μεταξύ 1,68 και 1,70, η οποία βρίσκεται αρκετά κοντά με τη δική μας εκτίμηση για τη δεύτερη υποπερίοδο. Εκτιμώντας, δε, τρεις υποπεριόδους βάσει των structural breaks που αντιστοιχούν στην υιοθέτηση του ευρώ (2001), και το ξεκίνημα της ελληνικής δημοσιονομικής κρίσης (2009), τα οποία έχουμε λάβει και εμείς υπόψη στις εκτιμήσεις, βρίσκουν ότι πράγματι η ελαστικότητα έχει πτωτική τάση. Αυτό, ωστόσο, είναι ένα εύρημα που τα ετήσια στοιχεία δεν μας επιτρέπουν να ελέγξουμε.

O Milas (1998) εκτίμησε μέσω τεχνικών συνολοκλήρωσης συναρτήσεις ζήτησης εισαγωγών για την Ελλάδα την περίοδο 1956-1993 και βρήκε τη μακροχρόνια ελαστικότητα εισαγωγών ως προς το εισόδημα ίση με 1,4, αρκετά κοντά στην εκτίμησή μας για την πρώτη υποπερίοδο (1,2) με την οποία αντιστοιχεί χρονικά.

Αξίζει να σημειωθεί το κοινό συμπέρασμα, τόσο από τη σχετική βιβλιογραφία που έχουμε ήδη αναφέρει όσο και από τα αποτελέσματά της δικής μας μελέτης, ότι οι εισαγωγές είναι έντονα ελαστικές ως προς το εγχώριο εισόδημα, και αυτό αποτελεί ένα σημαντικό δομικό πρόβλημα για την ελληνική οικονομία, καθώς, *ceteris paribus*, η οικονομική μεγέθυνση οδηγεί αναπόφευκτα σε διεύρυνση του ελλείματος του εξωτερικού εμπορίου της χώρας, το οποίο ανέρχεται διαχρονικά σε υψηλά επίπεδα.

Από την άλλη, η βραχυχρόνια ελαστικότητα ως προς το εισόδημα είναι η μόνη στατιστικά σημαντική μεταξύ των υπόλοιπων μεταβλητών. Είναι θετική και ενώ για τη συνολική περίοδο και την πρώτη υποπερίοδο είναι κοντά στη μονάδα, στη δεύτερη υποπερίοδο αυξάνεται σε 1,73. Οι Lazarou and Zervas (2023) βρίσκουν την αντίστοιχη ελαστικότητα να κυμαίνεται μεταξύ 1,36 και 1,50, ελαφρώς πιο χαμηλά από τη δική μας εκτίμηση. Στον Milas (1998) η εν λόγω βραχυχρόνια ελαστικότητα δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική.

Οι Obst et al. (2019) και οι Onaran και Obst (2016) για την περίοδο 1961-2013 σε υπόδειγμα πρώτων διαφορών βρήκαν την ελαστικότητα των εισαγωγών ως προς τον λόγο των τιμών 0,148 αλλά μη στατιστικά σημαντική, ενώ βρήκαν την ελαστικότητα ως προς την εγχώρια ζήτηση ίση με 1,268 σε επίπεδο σημαντικότητας 1,0%.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.20
Αποτελέσματα παλινδρόμησης εισαγωγών με FMOLS-ECM,
1960-2017, 1960-1989 και 1989-2017

	1960-2017		1960-1989		1989-2017	
	D(LOGM)		D(LOGM)		D(LOGM) ¹	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
c	0,020	1,641	0,010	0,273	0,009	0,728
D(LogM) _{t-1}	0,125	1,412	0,129	1,195	0,203	1,482
D(LogY)	1,059***	6,121	0,925***	3,285	1,729***	6,003
D(LogP)	0,096	0,553	0,356	1,496	-0,160	-0,572
D(LogPm)	-0,126	-0,820	-0,297*	-2,076	0,080	0,260
ECM _{t-1}	-0,247***	-3,141	-0,640***	-4,152	-0,738***	-4,094
D1973			0,155***	3,210		
D2000					0,156**	2,616
D2009	-0,176***	-3,178				

Levels Equation						
c	-2,892***	-6,899	-3,017***	-14,837	-4,435***	-6,551
LogY	1,200***	11,949	1,161***	25,387	1,492***	12,622
LogP	0,855***	6,529	0,465***	3,910	0,374*	1,851
LogPm	-0,716***	-4,507	-0,312**	-2,496	-0,407	-1,402
Trend					0,016***	4,634
D2000					0,191***	2,842

R ²		0,673		0,822		0,787
Adj. R ²		0,633		0,771		0,726
Jarque-Bera (p)		0,134		0,707		0,340
BG-LM test (2)		0,437		0,053		0,115
BG-LM test (4)		0,710		0,176		0,324

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.20 (συνέχεια)

	1960-2017		1960-1989		1989-2017	
	D(LOGM)		D(LOGM)		D(LOGM) ¹	
	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
BPG Het test/White		0,073		0,469		0,161
Reset (p)		0,375		0,218		0,149
SSR		0,132		0,031		0,044
CUSUM test		Nai		Nai		Nai
Chow test (1989)		0,044				

Σημειώσεις:

1. Τα ***, ** και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.

2. Οι χρονικές ψευδομεταβλητές για το έτος 1973, 2000 και 2009 επιλέχθηκαν κατόπιν επισκόπησης των καταλοίπων για ακραία τιμή. Το 1973 αντανάκλα το σοκ της πρώτης πετρελαϊκής κρίσης, το 2000 είναι το τελευταίο έτος της δραχμής, καθώς η Ελλάδα την 1η Ιανουαρίου του 2001 εντάχθηκε στη ζώνη του ευρώ, και το 2009 αποτελεί την έναρξη της δημοσιονομικής κρίσης στην Ελλάδα. Τα χρονικά αυτά σημεία επιβεβαιώνονται από τους ελέγχους Bai-Perron για το σύνολο της περιόδου αλλά για διαφορετικά επιμέρους διαστήματα με βάση τον αριθμό των πιθανών structural breaks. Ο έλεγχος Bai Perron 1 to M globally determined breaks για τον περιορισμό μέχρι δύο ή τριών σημείων τομής υποδεικνύει και το 1973 για την περίοδο 1960-1989, και για τον περιορισμό μέχρι ενός σημείου τομής υποδεικνύει το 2001 για την περίοδο 1989-2017.

¹ Η τάση στη μακροχρόνια σχέση προστέθηκε επειδή οι μεταβλητές της σχέσης εμφανίζουν τάση, και επειδή το υπόδειγμα ως άριστο υπόδειγμα ο έλεγχος συνολοκλήρωσης Johansen βάσει του κριτηρίου Akaike (AIC) στο οποίο καταλήξαμε βάσει της αρχής Pantula (βλ. Asteriou and Hall, 2007).

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος για τις τιμές των εξαγωγών δίνονται στον Πίνακα 4.3.21. Όπως είναι αναμενόμενο, οι μεταβλητές των τιμών παρουσιάζουν υψηλή συσχέτιση και για αυτό επιλέξαμε να εκτιμήσουμε το υπόδειγμα σε πρώτες διαφορές. Το υπόδειγμα συμπεριφέρεται ικανοποιητικά σε όλες τις χρονικές περιόδους με υψηλό προσαρμοσμένο συντελεστή προσδιορισμού, ο οποίος κυμαίνεται μεταξύ 0,87 και 0,96. Οι διαγνωστικοί έλεγχοι είναι ικανοποιητικοί και δεν υπάρχουν ενδείξεις παραβίασης των βασικών υποθέσεων του κλασικού γραμμικού υποδείγματος, με εξαίρεση κάποιες ενδείξεις αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων στο υπόδειγμα της συνολικής περιόδου,

η οποία διορθώθηκε με την εισαγωγή του αυτοπαλίνδρομου όρου δευτέρου βαθμού (AR(2)).

Σύμφωνα με τα εμπειρικά ευρήματα, η ελαστικότητα των τιμών εξαγωγών ως προς τις εγχώριες τιμές είναι θετική και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1,0% και 5,0%. Οι εκτιμήσεις των συντελεστών της παρουσιάζουν σταθερότητα στον χρόνο και κυμαίνονται μεταξύ 0,251 και 0,255. Παρόμοια είναι τα ευρήματα και για τον συντελεστή της ελαστικότητας των τιμών εξαγωγών ως προς τις τιμές εισαγωγών. Οι τελευταίες έχουν μεγαλύτερη επίδραση από τις εγχώριες τιμές, ο συντελεστής τους έχει το αναμενόμενο πρόσημο, είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 1,0% και παρουσιάζει και αυτός διαχρονική σταθερότητα, καθώς κυμαίνεται μεταξύ 0,68 και 0,79.

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος των εγχώριων τιμών δίνονται στους Πίνακες 4.3.22 και 4.3.23. Όπως προκύπτει από τους ελέγχους για μοναδιαία ρίζα, οι μεταβλητές των εγχώριων τιμών, του μοναδιαίου κόστους εργασίας και των τιμών εισαγωγών μπορούν να θεωρηθούν I(1). Ωστόσο, αν και ο έλεγχος συνολοκλήρωσης Johansen Cointegration test παρέχει ενδείξεις συνολοκλήρωσης, και κατά συνέπεια θα μπορούσαμε να προβούμε στην εκτίμηση της Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών, επειδή η συσχέτιση των μεταβλητών είναι πολύ υψηλή, θα εκτιμήσουμε το υπόδειγμα μετασχηματίζοντας τις μεταβλητές σε πρώτες διαφορές. Οι διαγνωστικοί έλεγχοι σε όλες τις χρονικές περιόδους δεν παρέχουν ενδείξεις παραβίασης κάποιων από τις βασικές υποθέσεις του κλασικού γραμμικού υποδείγματος. Σύμφωνα με τα εμπειρικά ευρήματα, οι μεταβλητές του ονομαστικού μοναδιαίου κόστους εργασίας (LogULC) και των τιμών εισαγωγών έχουν τα αναμενόμενα, θετικά, πρόσημα και είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 1,0% και 5,0%. Τα αποτελέσματα είναι παρόμοια και στην περίπτωση του υποδείγματος χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό.

Τα παραπάνω ευρήματα είναι παρόμοια με αυτά της βιβλιογραφίας. Η εκτίμηση της ελαστικότητας των εγχώριων τιμών ως προς το ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας από τους Obst et al. (2020) και τους Onaran και Obst (2016) είναι ελαφρώς υψηλότερη, ανέρχεται σε 0,423, σε επίπεδο σημαντικότητας 1,0%.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.21
Αποτελέσματα παλινδρόμησης των τιμών εξαγωγών με υπόδειγμα
πρώτων διαφορών, 1960-2017, 1960-1989 και 1990-2017

	1960-2017		1960-1989		1990-2017	
	D(LOGPx)		D(LOGPx)		D(LOGPx)	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
c	-0,000	-0,025	-0,009	-0,800	0,004	1,607
D(LogP)	0,251***	3,243	0,255**	2,172	0,255***	5,217
D(LogPm)	0,718***	10,672	0,798***	8,995	0,681***	12,899
D1973	0,032	1,273				
D1982	-0,025	-1,045				
D1975			-0,075***	-8,218		
AR(2)	-0,324***	-2,722				

R ²		0,914		0,888		0,963
Adj. R ²		0,904		0,874		0,960
Jarque-Bera (p)		0,071		0,968		0,238
BG-LM test(2)/ Qstat(2)		0,446		0,264		0,288
BG-LM test(4)/ Qstat(4)		0,513		0,376		0,604
BPG Het test/White		0,126		0,598		0,843
Reset (p)		0,091		0,360		0,768
F-stat (p)		0,000		0,000		0,000
SSR		0,033		0,030		0,003
Max VIF		6,2		1,6		2,2
CUSUM test		Ναι		Ναι		Ναι

Σημειώσεις:

1. Τα ***, ** και * αντιπροσωπεύουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Τις χρονικές ψευδομεταβλητές για τα έτη 1973, 1982 και 1975 υπέδειξε ο έλεγχος Bai-Perron multiple breakpoint test.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.22

Αποτελέσματα παλινδρόμησης των εγχώριων τιμών με υπόδειγμα πρώτων διαφορών και προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό, 1960-2017, 1960-1989 και 1990-2017

	1960-2017		1960-1989		1990-2017	
	D(LOGP)		D(LOGP)		D(LOGP)*	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
C	0,006	1,574	0,019**	2,079	-0,002	-0,611
$D(\text{LogULC}_{\text{adj}})_t$	0,338***	4,795	0,381***	4,103	0,229**	2,285
$D(\text{LogPm})_t$	0,105**	2,014	0,262***	3,878		
$D(\text{LogPm})_{t-1}$					0,136	0,926
$D(\text{LogP})_{t-1}$	0,505***	6,316			0,646***	6,241
D1973	0,108***	5,240				
D2015					0,022***	2,858
Trend			0,002**	2,423		

R ²	0,939		0,918		0,937	
Adj. R ²	0,934		0,908		0,927	
Jarque-Bera (p)	0,783		0,185		0,035	
BG-LM test (2)	0,326		0,339		0,841	
BG-LM test (4)	0,488		0,388		0,932	
ARCH/White test	0,439		0,845		0,409	0,010
Reset (p)	0,907		0,681		0,082	
F-stat (p)	0,000		0,000		0,000	
SSR	0,018		0,013		0,006	
Max VIF	5,2		4,3		5,2	

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.22 (συνέχεια)

	1960-2017		1960-1989		1990-2017	
	D(LOGP)		D(LOGP)		D(LOGP)*	
	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
CUSUM test	Nai		Nai		Nai	
Chow test (1989)	0,002					

Σημειώσεις:

1. Τα ***, ** και * αντιπροσωπεύουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.

2. Η ψευδομεταβλητή D1973 στο υπόδειγμα της περιόδου 1960-2017 διορθώνει την αντίστοιχη ακραία τιμή έπειτα από επισκόπηση των καταλοίπων και υπόδειξη του Bai-Perron multiple breakpoint test. Η γραμμική χρονικής τάσης, trend, στο υπόδειγμα της περιόδου 1960-1989, διορθώνει για την ανοδική τάση που παρουσιάζουν οι υπό εξέταση μεταβλητές σε πρώτες διαφορές. Η ψευδομεταβλητή D2015 στο υπόδειγμα της περιόδου 1990-2017 διορθώνει την αντίστοιχη ακραία τιμή, η οποία ενδέχεται να συνδέεται με την επιβολή των capital controls τον Ιούνιο του 2015.

* Χρησιμοποιήθηκε ο εκτιμητής Newey-West (Bartlett kernel) για τη διόρθωση των τυπικών σφαλμάτων από ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση (HAC) με μία χρονική υστέρηση βάσει κριτηρίου Akaike (AIC) λόγω ενδείξεων ετεροσκεδαστικότητας.

Οι παραπάνω εκτιμηθείσες ελαστικότητες χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό της οριακής επίδρασης μιας μεταβολής του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών στο ΑΕΠ (X/Y) και το μερίδιο των εισαγωγών στο ΑΕΠ (M/Y), στο μέσο του εκάστοτε χρονικού διαστήματος και στο τέλος της χρονικής περιόδου. Συγκεκριμένα, το συνολικό αποτέλεσμα της επίδρασης μιας μεταβολής στο μερίδιο των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών στο ΑΕΠ περιλαμβάνει την επίδραση του μεριδίου των μισθών στο πραγματικό μοναδιαίο κόστος εργασίας³⁴, την επίδραση του τελευταίου στο ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας³⁵, την επίπτωση του τελευταίου στη διαμόρφωση των εγχώριων τιμών (Πίνακες 4.3.22 και 4.3.23), την επίδραση των εγχώριων τιμών στις τιμές εξαγωγών (Πίνακας 4.3.21)

³⁴ Υπενθυμίζεται ότι $RULC = (W/Y)(ET/EE)$.

³⁵ Σημειώνεται ότι το ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας (ulc) ισούται με το πραγματικό μοναδιαίο κόστος εργασίας πολλαπλασιασμένο με τον αποπληθωριστή των εγχώριων τιμών ($ULC = P \times RULC$).

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.23

Αποτελέσματα παλινδρόμησης των εγχώριων τιμών με υπόδειγμα
 πρώτων διαφορών, 1960-2017, 1960-1989 και 1990-2017
 (Χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους)

	1960-2017		1960-1989		1990-2017	
	D(LOGP)		D(LOGP)		D(LOGP)	
Μεταβλητές	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
C	0,005	1,211	0,020***	2,851	-0,005	-1,262
$D(\text{LogULC})_t$	0,339***	4,867	0,450***	4,808	0,252**	2,686
$D(\text{LogPm})_t$	0,100*	1,904	0,113*	1,746	0,175*	1,737
$D(\text{LogP})_{t-1}$	0,516***	6,651	0,296**	2,653	0,656***	6,573
D1973	0,109***	5,303	0,093***	4,194		
D2015					0,037*	1,902

R ²	0,939		0,941		0,938	
Adj. R ²	0,934		0,931		0,928	
Jarque-Bera (p)	0,821		0,622		0,480	
BG-LM test (2)	0,297		0,473		0,876	
BG-LM test (4)	0,499		0,747		0,591	
ARCH test	0,416		0,387		0,080	
Reset (p)	0,836		0,502		0,070	
F-stat (p)	0,000		0,000		0,000	
SSR	0,018		0,008		0,005	
Max VIF	5,0		5,2		3,9	
CUSUM test	Nai		Nai		Nai	
Chow test (1989)	0,002					

Σημειώσεις:

1. Τα ***, ** και * αντιπροσωπεύουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Οι χρονικές ψευδομεταβλητές για τα έτη 1973 και 2015 επιλέχθηκαν έπειτα από επισκόπηση για ακραία τιμή (outlier) στα κατάλοιπα των παλινδρομήσεων και υπόδειξη του Bai-Perron multiple breakpoint test (βλ. αντίστοιχη σημείωση προηγούμενου πίνακα).

και την επίδραση των τιμών εξαγωγών στις εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών (Πίνακας 4.3.19). Κατά συνέπεια, εφαρμόζοντας τον αλυσωτό κανόνα παραγωγίσιμης έχουμε την ακόλουθη σχέση που περιγράφει την οριακή επίδραση:

$$\begin{aligned} \frac{\frac{\partial X}{Y}}{\partial ws} &= \frac{\partial \log X}{\partial \log ws} \times \frac{X}{ws} = \\ &= \left(\frac{\partial \log X}{\partial \log P_x} \times \frac{\partial \log P_x}{\partial \log P} \times \frac{\partial \log P}{\partial \log ULC} \times \frac{\partial \log ULC}{\partial \log RULC} \times \frac{\partial \log RULC}{\partial \log ws} \right) \times \frac{X}{ws} = \\ &= \left(e_{XP_x} \times e_{P_x P} \times \frac{e_{PULC}}{1 - e_{PULC}} \times \frac{1}{RULC} \times \frac{ET}{ED} \right) \times \frac{X}{Y} \end{aligned}$$

όπου $e_{PRULC} = \frac{\partial \log P}{\partial \log RULC} = \frac{\partial \log P}{\partial \log ULC} = \frac{\partial \log ULC}{\partial \log RULC} = \frac{e_{PULC}}{1 - e_{PULC}}$.

Με την ίδια λογική εξάγουμε το συνολικό αποτέλεσμα της επίδρασης μιας μεταβολής στο μερίδιο των μισθών στο μερίδιο των εισαγωγών στο ΑΕΠ:

$$\begin{aligned} \frac{\frac{\partial M}{Y}}{\partial ws} &= \frac{\partial \log M}{\partial \log ws} \times \frac{M}{ws} = \\ &= \left(\frac{\partial \log M}{\partial \log P} \times \frac{\partial \log P}{\partial \log ULC} \times \frac{\partial \log ULC}{\partial \log RULC} \times \frac{\partial \log RULC}{\partial \log ws} \right) \times \frac{M}{ws} = \\ &= \left(e_{MP} \times \frac{e_{PULC}}{1 - e_{PULC}} \times \frac{1}{RULC} \times \frac{ET}{ED} \right) \times \frac{M}{Y}. \end{aligned}$$

Ο Πίνακας 4.3.24 προσφέρει μια συγκεντρωτική παρουσίαση των βημάτων που ακολουθούνται για τον υπολογισμό της οριακής επίδρασης της διανομής εισοδήματος στις μεταβλητές των εξαγωγών και των εισα-

γωγών αγαθών και υπηρεσιών στο μέσο της χρονικής περιόδου, κατά το ξέσπασμα της διεθνούς χρηματοπιστωτικής κρίσης στις ΗΠΑ το 2008, και στο τέλος της εξεταζόμενης περιόδου το 2017.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.24

Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών και των εισαγωγών στο ΑΕΠ, 1960-2017

Με προσαρμογή για αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό							
	1	2	3	4	5	6	7
Εξαγωγές	θ_{XP_X}	$\theta_{P_X^P}$	θ_{PRULC}	$1/RULC_{adj}$	X/Y	ET/ED	Επίδραση
1960-2017	-0,845	0,251	0,511	1,672	0,141	1,108	-0,028
2008	-0,845	0,251	0,511	1,744	0,239	1,107	-0,050
2017	-0,845	0,251	0,511	1,805	0,326	1,087	-0,069
Εισαγωγές	θ_{MP}		θ_{PRULC}	$1/RULC_{adj}$	M/Y	ET/ED	Επίδραση
1960-2017	0,855		0,511	1,672	0,182	1,108	0,147
2008	0,855		0,511	1,744	0,349	1,107	0,294
2017	0,855		0,511	1,805	0,334	1,087	0,286
Καθαρές εξαγωγές							
1960-2017							-0,176
2008							-0,344
2017							-0,356

Σημειώσεις:

1. Για τον υπολογισμό της οριακής επίδρασης χρησιμοποιείται η σχέση $RULC = (W/Y)(ET/EE)$.

2. Στη στήλη 1 εμφανίζονται οι εκτιμήσεις από τους Πίνακες 4.3.19 και 4.3.20. Στη στήλη 2 εμφανίζονται

οι εκτιμήσεις από τον Πίνακα 4.3.21. Στη στήλη 3 η ελαστικότητα $\theta_{PRULC} = \frac{\partial \log P}{\partial \log RULC} = \frac{\frac{\partial \log P}{\partial \log ULC}}{1 - \frac{\partial \log P}{\partial \log ULC}}$

προκύπτει ως το πηλίκο της ελαστικότητας των εγχώριων τιμών ως προς το ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας (Πίνακας 4.3.22) δια τη διαφορά 1 μείον την προαναφερθείσα ελαστικότητα. Στη στήλη 7 εμφανίζεται η οριακή επίδραση του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών (εισαγωγών) στο ΑΕΠ, $(\partial X/Y)/\partial ws$ ($(\partial M/Y)/\partial ws$).

Στη στήλη 7 παρουσιάζεται η οριακή επίδραση στο μερίδιο των εξαγωγών και εισαγωγών (καθώς και των καθαρών εξαγωγών στις τρεις τελευταίες γραμμές του πίνακα) μιας μεταβολής στο μερίδιο των μισθών κατά μία ποσοστιαία μονάδα. Παρατηρούμε ότι αυτή η οριακή επίδραση διαχρονικά (στο μέσο της περιόδου του δείγματος ανέρχεται σε -0,03, το 2008 σε -0,05 και το 2017 σε -0,07) τείνει να γίνεται πιο έντονη τόσο από την πλευρά των εξαγωγών όσο και των εισαγωγών. Αναφορικά με τις τελευταίες, η οριακή αντίδραση το 2008 ήταν ελαφρώς υψηλότερη σε σύγκριση με το 2017, γεγονός που οφείλεται στην καθίζηση του εισοδήματος στην Ελλάδα στο ενδιάμεσο διάστημα αυτών των ετών λόγω της δημοσιονομικής κρίσης και της ύφεσης που ακολούθησε που είχε ως συνέπεια την υποχώρηση των εισαγωγών ως ποσοστό του ΑΕΠ. Σε επίπεδο καθαρών εξαγωγών βλέπουμε ότι η οριακή επίδραση του μεριδίου των μισθών ενισχύθηκε τόσο σε σχέση με το μέσο του δείγματος όσο και κατά το διάστημα που μεσολάβησε μεταξύ 2008 και 2017, με υπαιτιότητα κυρίως της αύξησης της επίδρασης στο μερίδιο των εξαγωγών.

Μολονότι η ελαστικότητα των εξαγωγών ως προς τις τιμές εξαγωγών είναι σχεδόν τριπλάσια την πρώτη υποπερίοδο σε σχέση με τη συνολική περίοδο, η τελική επίδραση από μια μεταβολή στο μερίδιο των μισθών παρουσιάζει μικρή διαφοροποίηση. Συγκεκριμένα, η επίδραση στο μερίδιο των εξαγωγών κατά την περίοδο 1960-2017 ισούται με -0,06 π.μ. και το 2017 με -0,09 (Πίνακας 4.3.25). Τα αντίστοιχα μεγέθη για το μερίδιο των εισαγωγών είναι 0,05 π.μ. και 0,08 π.μ. Προκύπτει, επομένως, ότι οι οριακές επιδράσεις για το μερίδιο των καθαρών εξαγωγών στο μέσο και το τέλος της περιόδου είναι -0,11 και -0,17 ποσοστιαίες μονάδες, αντιστοίχως.

Τα ευρήματα της δεύτερης υποπεριόδου (Πίνακας 4.3.26) διαμορφώθηκαν σε πιο χαμηλά επίπεδα από των υπόλοιπων χρονικών περιόδων, με αποτέλεσμα η οριακή επίδραση μιας μεταβολής στο μερίδιο των μισθών κατά μία ποσοστιαία μονάδα να ανέρχεται σε μείωση κατά -0,09 ποσοστιαίες μονάδες στο μερίδιο των καθαρών εξαγωγών στο ΑΕΠ.

Στους Πίνακες 4.3.27, 4.3.28 και 4.3.29, παρουσιάζεται η ίδια διαδικασία υπολογισμού των οριακών επιδράσεων που επιφέρει μια μεταβολή στο μερίδιο των μισθών στο μερίδιο των καθαρών εξαγωγών στο ΑΕΠ, για το υπόδειγμα όπου οι μεταβλητές της διανομής εισοδήματος δεν έχουν προσαρμοστεί για το εισόδημα των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.25

Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών
στο μερίδιο των εξαγωγών και των εισαγωγών στο ΑΕΠ, 1960-1989

Με προσαρμογή για αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό							
	1	2	3	4	5	6	7
Εξαγωγές	θ_{XP_x}	θ_{P_xP}	θ_{PRULC}	$1/RULC_{adj}$	X/Y	ET/ED	Επίδραση
1960-1989	-2,588	0,255	0,614	1,560	0,077	1,122	-0,055
1989	-2,588	0,255	0,614	1,670	0,122	1,081	-0,089
Εισαγωγές	θ_{MP}		θ_{PRULC}	$1/RULC_{adj}$	M/Y	ET/ED	Επίδραση
1960-1989	0,465		0,614	1,56	0,101	1,122	0,050
1989	0,465		0,614	1,670	0,160	1,081	0,082
Καθαρές εξαγωγές							
1960-1989							-0,105
1989							-0,172

Σημείωση: Ισχύουν τα ίδια με τον Πίνακα 4.3.24.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.26

Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο
των εξαγωγών και των εισαγωγών στο ΑΕΠ, 1989-2017

Με προσαρμογή για αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό							
	1	2	3	4	5	6	7
Εξαγωγές	θ_{XP_x}	θ_{P_xP}	θ_{PRULC}	$1/RULC_{adj}$	X/Y	ET/ED	Επίδραση
1989-2017	-1,044	0,255	0,296	1,793	0,210	1,093	-0,032
Εισαγωγές	θ_{MP}		θ_{PRULC}	$1/RULC_{adj}$	M/Y	ET/ED	Επίδραση
1989-2017	0,374		0,296	1,793	0,269	1,093	0,058
Καθαρές εξαγωγές							
1989-2017							-0,091

Σημείωση: Ισχύουν τα ίδια με τον Πίνακα 4.3.24.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.27
Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών
στο μερίδιο των εξαγωγών και των εισαγωγών, 1960-2017

Χωρίς προσαρμογή για αυτοαπασχολούμενους							
	1	2	3	4	5	6	7
Εξαγωγές	θ_{XP_X}	$\theta_{P_X P}$	θ_{PRULC}	$1/RULC_{adj}$	X/Y	ET/ED	Επίδραση
1960-2017	-0,845	0,251	0,514	1,843	0,141	1,871	-0,053
2008	-0,845	0,251	0,514	1,931	0,239	1,511	-0,076
2017	-0,845	0,251	0,514	1,857	0,326	1,492	-0,099
Εισαγωγές	θ_{MP}		θ_{PRULC}	$1/RULC_{adj}$	M/Y	ET/ED	Επίδραση
1960-2017	0,855		0,514	1,843	0,182	1,871	0,276
2008	0,855		0,514	1,931	0,349	1,511	0,447
2017	0,855		0,514	1,857	0,334	1,492	0,406
X-M							
1960-2017							-0,329
2008							-0,523
2017							-0,505

Σημειώσεις:

1. Για τον υπολογισμό της οριακής επίδρασης χρησιμοποιείται η σχέση $RULC = (W/Y)(ET/EE)$.
2. Στη στήλη 1 εμφανίζονται οι εκτιμήσεις από τους Πίνακες 4.3.19 και 4.3.20. Στη στήλη 2 εμφανίζονται

οι εκτιμήσεις από τον Πίνακα 4.3.21. Στη στήλη 3 η ελαστικότητα $\theta_{PRULC} = \frac{\partial \log P}{\partial \log RULC} = \frac{\frac{\partial \log P}{\partial \log ULC}}{1 - \frac{\partial \log P}{\partial \log ULC}}$

προκύπτει ως το πηλίκο της ελαστικότητας των εγχώριων τιμών ως προς το ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας (Πίνακας 4.3.23) δια τη διαφορά 1 μείον την προαναφερθείσα ελαστικότητα. Στη στήλη 7 εμφανίζεται η οριακή επίδραση του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών (εισαγωγών) στο ΑΕΠ, $(\partial X/Y)/\partial ws$ ($(\partial M/Y)/\partial ws$).

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.28

Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών
στο μερίδιο των εξαγωγών και των εισαγωγών στο ΑΕΠ, 1960-1989

Χωρίς προσαρμογή για αυτοαπασχολούμενους							
	1	2	3	4	5	6	7
Εξαγωγές	θ_{XP_X}	$\theta_{P_X P}$	θ_{PRULC}	$1/RULC_{adj}$	X/Y	ET/ED	Επίδραση
1960-1989	-2,588	0,255	0,817	1,744	0,077	2,141	-0,155
1989	-2,588	0,255	0,817	1,806	0,122	1,750	-0,208
Εισαγωγές	θ_{MP}		θ_{PRULC}	$1/RULC_{adj}$	M/Y	ET/ED	Επίδραση
1960-1989	0,465		0,817	1,744	0,101	2,141	0,143
1989	0,465		0,817	1,806	0,160	1,750	0,192
X-M							
1960-1989							-0,298
1989							-0,400

Σημείωση: Ισχύουν τα ίδια με τον Πίνακα 4.3.27.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.29

Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών
στο μερίδιο των εξαγωγών και των εισαγωγών στο ΑΕΠ, 1990-2017

Χωρίς προσαρμογή για αυτοαπασχολούμενους							
	1	2	3	4	5	6	7
Εξαγωγές	θ_{XP_X}	$\theta_{P_X P}$	θ_{PRULC}	$1/RULC_{adj}$	X/Y	ET/ED	Επίδραση
1989-2017	-1,044	0,255	0,336	1,950	0,210	1,583	-0,058
Εισαγωγές	θ_{MP}		θ_{PRULC}	$1/RULC_{adj}$	M/Y	ET/ED	Επίδραση
1989-2017	0,374		0,336	1,950	0,269	1,583	0,104
X-M							
1989-2017							-0,162

Σημείωση: Ισχύουν τα ίδια με τον Πίνακα 4.3.27.

Η απουσία της προσαρμογής των μεταβλητών της διανομής εισοδήματος δεν επέφερε αξιοσημείωτη διαφορά στα αποτελέσματα των οριακών επιδράσεων που αφορούν στο εξωτερικό εμπόριο, σε αντίθεση με τη σχετικά πιο έντονη διαφοροποίηση που είδαμε προηγουμένως κατά την εξέταση της συνάρτησης κατανάλωσης. Για να διατηρήσουμε τις επαναλήψεις στο ελάχιστο, θα αναφερθούμε συνοπτικά σε αυτό το σημείο σε όλες τις χρονικές περιόδους· η μεταβολή κατά μία ποσοστιαία μονάδα στο μερίδιο των μισθών για τη συνολική περίοδο (1960-2017) επιφέρει αρνητική οριακή επίδραση στο μερίδιο των καθαρών εξαγωγών κατά -0,33 ποσοστιαίες μονάδες, για το 2008 κατά -0,52 π.μ. και το 2017 κατά -0,51 (Πίνακας 4.3.27).

Στην πρώτη υποπερίοδο (Πίνακας 4.3.28) η οριακή μεταβολή στο μέσο του δείγματος για τις εξαγωγές είναι -0,16 (για το 1989 -0,21), για τις εισαγωγές 0,143 (για το 1989 -0,192) και εν τέλει για τις καθαρές εξαγωγές -0,298 (για το 1989 -0,4), επίπεδο χαμηλότερο από το αντίστοιχο της συνολικής περιόδου. Από την άλλη, η οριακή μεταβολή στο μερίδιο των καθαρών εξαγωγών τη δεύτερη υποπερίοδο (Πίνακας 4.3.29) είναι η πιο χαμηλή, ισούται με -0,16. Η αντίστοιχη οριακή μεταβολή για τις εξαγωγές είναι -0,058, και για τις εισαγωγές 0,104. Τέλος, παρατηρούμε ότι, όπως και στις εκτιμήσεις που έχουν ληφθεί υπόψη οι αυτοαπασχολούμενοι, η οριακή επίδραση είναι υψηλότερη για τη συνολική περίοδο, και χαμηλότερη τη δεύτερη υποπερίοδο.

4.3.4. Συνολικό αποτέλεσμα της επίδρασης της διανομής εισοδήματος στη ζήτηση της ελληνικής οικονομίας

Έχοντας πλέον εκτιμήσει την οριακή επίδραση μιας μεταβολής του μεριδίου των μισθών στα μερίδια και τριών βασικών συνιστωσών της συναθροιστικής ζήτησης, μπορούμε να προβούμε στον υπολογισμό της συνολικής οριακής επίπτωσης προσθέτοντας την επίπτωση στην εγχώρια ζήτηση και στο εξωτερικό εμπόριο. Οι ακόλουθοι Πίνακες 4.3.30 και 4.3.31 παρουσιάζουν το άθροισμα των οριακών επιδράσεων στους επιμέρους τομείς της ζήτησης, με τον πρώτο να αφορά στην ανάλυση όπου λαμβάνεται υπόψη η προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό και τον δεύτερο στην ανάλυση χωρίς τη συγκεκριμένη προσαρμογή.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.30

Μεταβολή στην ιδιωτική ζήτηση (σε ποσοστιαίες μονάδες ΑΕΠ)
 ως συνέπεια μιας αύξησης κατά μία π.μ. στο μερίδιο των μισθών
 (Με προσαρμογή για αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό)

	1960-2017	1960-1989/90	1989/90-2017	2008	2017
Κατανάλωση $(\partial C/Y)/\partial \Omega$	1,223	1,112	1,013	1,349	1,403
Επενδύσεις $(\partial I/Y)/\partial \Omega$	-0,352	-0,448	-0,296	-0,375	-0,189
Εγχώρια ζήτηση	0,871	0,664	0,717	0,974	1,214
Καθαρές εξαγωγές $((\partial X/Y)/\partial \Omega - (\partial M/Y)/\partial \Omega)$	-0,176	-0,105	-0,091	-0,344	-0,356
Ιδιωτική ζήτηση (h_2)	0,695	0,559	0,626	0,630	0,858

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.3.31

Μεταβολή στην ιδιωτική ζήτηση (σε ποσοστιαίες μονάδες ΑΕΠ)
 ως συνέπεια μιας αύξησης κατά μία π.μ. στο μερίδιο των μισθών
 (Χωρίς προσαρμογή για αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό)

	1960-2017	1960-1989/90	1989/90-2017	2008	2017
Κατανάλωση $((\partial C/Y)/\partial \Omega)$	1,641	1,689	1,408	1,605	1,560
Επενδύσεις $((\partial I/Y)/\partial \Omega)$	-0,294	-0,298	-0,278	-0,337	-0,172
Εγχώρια ζήτηση	1,347	1,391	1,130	1,268	1,388
Καθαρές εξαγωγές $((\partial X/Y)/\partial \Omega - (\partial M/Y)/\partial \Omega)$	-0,329	-0,298	-0,162	-0,523	-0,505
Ιδιωτική ζήτηση (h_2)	1,018	1,093	0,968	0,745	0,883

Σε ό,τι αφορά στο σύνολο της χρονικής περιόδου στην πρώτη εξειδίκευση του υποδείγματος, έχουμε ότι μια αύξηση του μεριδίου των μισθών κατά μία ποσοστιαία μονάδα επιφέρει αύξηση κατά 1,22 ποσοστιαίες μονάδες στο μερίδιο της κατανάλωσης στο ΑΕΠ, και μείωση του μεριδίου της επενδυτικής ζήτησης κατά 0,35 ποσοστιαίες μονάδες, η διαφορά των οποίων μας δίνει την οριακή επίδραση στην εγχώρια ζή-

τηση (αν θεωρήσουμε, δηλαδή, ότι η ελληνική οικονομία είναι μια κλειστή οικονομία), η οποία ισούται με 0,87 π.μ. Κατά συνέπεια, μπορούμε να υποστηρίξουμε ότι η ελληνική εγχώρια ζήτηση ωθείται από τους μισθούς (wage-led). Προσθέτοντας και τον εξωτερικό τομέα, δηλαδή την αρνητική επίδραση του μεριδίου των καθαρών εξαγωγών στο ΑΕΠ, δηλαδή κατά -0,18 ποσοστιαίες μονάδες, καταλήγουμε στη συνολική οριακή επίδραση στη ζήτηση, η οποία συνιστά αύξηση κατά 0,70 π.μ. και, επομένως, μπορούμε να αποφανθούμε ότι η συνολική ζήτηση αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών.

Παρόμοια είναι τα αποτελέσματα και για το 2008 και το 2017, καθώς κατά τα δύο αυτά έτη τόσο η εσωτερική όσο και η συνολική ζήτηση αυξάνεται με τους μισθούς. Αυτό που ίσως αξίζει να σημειωθεί, αν και με επιφύλαξη καθώς οι σημειακές εκτιμήσεις ενέχουν τον κίνδυνο να αντανακλούν συγκυριακές εξελίξεις και επομένως πρέπει να ανατρέξουμε προς επιβεβαίωση και στις υποπεριόδους, είναι ότι η διαφορά που παρατηρούμε σε σύγκριση με το 2008 έγκειται στο ότι το 2017 η οριακή επίδραση του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των επενδύσεων είναι αρκετά πιο χαμηλή. Επίσης, σε σύγκριση με την περίοδο 1960-2017, η οριακή επίδραση στο μερίδιο των επενδύσεων είναι επίσης πιο χαμηλή το 2017, ενώ η οριακή επίδραση στην κατανάλωση και τις καθαρές εξαγωγές είναι πιο υψηλή.

Από τη διερεύνηση των δύο υποπεριόδων προκύπτει ότι και στις δύο επικρατεί το θετικό αποτέλεσμα και επομένως η ζήτηση –εσωτερική και συνολική– αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών. Παρατηρούμε, ωστόσο, ότι υπάρχουν επιμέρους διαφοροποιήσεις στις οποίες αξίζει να σταθούμε. Συγκεκριμένα, κατά την περίοδο 1960-1989 η συνολική επίδραση είναι χαμηλότερη σε σύγκριση με τη δεύτερη υποπερίοδο και τη συνολική περίοδο. Αν και συνήθως στη βιβλιογραφία το εξωτερικό εμπόριο αποτελεί τον καθοριστικό παράγοντα για το αν μια οικονομία ωθείται από τους μισθούς ή τα κέρδη, σε αυτή την περίπτωση διαπιστώνουμε ότι η επίδραση στο εμπόριο είναι σχετικά μικρή. Στην περίπτωσή μας φαίνεται ότι η διαφοροποίηση προέρχεται από την εσωτερική ζήτηση και συγκεκριμένα την επίδραση στις επενδύσεις, οι οποίες μείωσαν σημαντικά την ευαισθησία τους στις μεταβολές τις διανομής εισοδήματος (εν προκειμένω των κερδών για αυτό και εισάγονται με αρνητικό πρόσημο, καθώς μια αύξηση κατά μία ποσοστιαία μονάδα στο μερίδιο των μισθών

συνεπάγεται μείωση κατά μία ποσοστιαία μονάδα στο μερίδιο των κερδών) κατά τη δεύτερη περίοδο 1990-2017 σε σχέση με την πρώτη περίοδο 1960-1989. Η διαφοροποίηση αυτή είναι αρκετά μεγάλη, ώστε να καλύψει το ότι κατά την περίοδο 1960-1989 η καταναλωτική δαπάνη ήταν περισσότερο ευαίσθητη στις μεταβολές του μεριδίου των μισθών.

Και στο υπόδειγμα χωρίς προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι η ζήτηση ωθείται από τους μισθούς σε όλες τις εξεταζόμενες περιόδους και έτη. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι, αν και οι διαφοροποιήσεις στη συνολική επίδραση της ιδιωτικής ζήτησης μεταξύ των δύο υποπεριοδών είναι σχετικά μικρές, στα επιμέρους μεγέθη υπάρχουν διαφορές που αξίζει να σχολιαστούν. Όλες οι ενδογενείς μεταβλητές αντιδρούν περισσότερο στις μεταβολές του μεριδίου των μισθών κατά την πρώτη υποπερίοδο σε σχέση με τη δεύτερη. Επίσης, για τα έτη πριν (2008) και μετά την κρίση (2017), παρατηρούμε ότι, ενώ οι επιδράσεις σε κατανάλωση και καθαρές εξαγωγές είναι αρκετά κοντά, η σημαντική διαφορά έγκειται στο πεδίο των επενδύσεων, οι οποίες μείωσαν τον βαθμό αντίδρασής τους στα κέρδη. Το αποτέλεσμα αυτό είναι κάτι που, όπως συζητήσαμε στο κεφάλαιο των επενδύσεων, οφείλεται στη μεγάλη μείωση του λόγου επενδύσεων προς κέρδη με υπαιτιότητα τη συρρίκνωση των επενδύσεων μετά την κρίση.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ

Στην ανά χείρας μελέτη διερευνήθηκε η σχέση ανάμεσα στη λειτουργική διανομή εισοδήματος και τη συνολική ζήτηση στην Ελλάδα κατά την περίοδο 1960-2017. Η ανάλυση βασίστηκε σε ένα υπόδειγμα διανομής εισοδήματος και μεγέθυνσης από την πλευρά της ζήτησης για ανοικτές οικονομίες, το οποίο αρχικά αναπτύχθηκε από τους Bhaduri και Marglin (1990) και επιτρέπει τη διερεύνηση διακριτών καθεστώτων ζήτησης με κριτήριο την κατεύθυνση της επίδρασης που μπορεί να έχει η διανομή εισοδήματος στη συνολική ζήτηση. Έτσι, αν η ενίσχυση του μεριδίου των μισθών επιφέρει αύξηση στη συνολική ζήτηση, τότε η τελευταία χαρακτηρίζεται ως μεγεθυνόμενη διαμέσου των μισθών (*wage-led demand regime*), ενώ, αν συμβαίνει το αντίθετο, θεωρείται ότι μεγεθύνεται διαμέσου των κερδών (*profit-led demand regime*).

Ο χαρακτηρισμός της ζήτησης ως μεγεθυνόμενης διαμέσου των μισθών ή των κερδών εξαρτάται από την οικονομική της δομή. Καθορίζεται από την υφιστάμενη διανομή εισοδήματος, αλλά και από το πλήθος των συμπεριφορικών παραγόντων όπως η οριακή ροπή προς κατανάλωση από διαφορετικά είδη εισοδήματος, από τον βαθμό ευαισθησίας των επενδύσεων σε μεταβολές των πωλήσεων, της κερδοφορίας, των χρηματοπιστωτικών μεγεθών όπως τα επιτόκια, της χρηματοπιστωτικής επέκτασης, από τον βαθμό ευαισθησίας των εξαγωγών στις μεταβολές στο κόστος παραγωγής, στις συναλλαγματικές ισοτιμίες και στην εξωτερική ζήτηση αλλά και το σχετικό μέγεθος κάθε συστατικού μέρους της συναθροιστικής ζήτησης –κατανάλωση, επένδυση, καθαρές εξαγωγές (Lavoie and Stockhammer, 2013). Φυσικά, και ο σχηματισμός του θεσμικού περιβάλλοντος ως αποτέλεσμα ιστορικών και πολιτικο-οικονομικών διαδικασιών διαπνέει όλο το οικονομικό φάσμα και εναρμονίζεται περισσότερο ή λιγότερο με το ευρύτερο πολιτικο-οικονομικό οικοδόμημα (π.χ. Ευρωπαϊκή Ένωση, ΟΝΕ κλπ.).

Τα εμπειρικά ευρήματα της ανάλυσής μας επιβεβαιώνουν σε μεγάλο βαθμό ότι η ζήτηση στην Ελλάδα μεγεθύνεται διαμέσου των μισθών, τόσο σε καθεστώς κλειστής οικονομίας όσο και όταν συμπεριλαμβάνεται το

εξωτερικό εμπόριο. Το αποτέλεσμα αυτό παραμένει ανθεκτικό κατά την εξέταση διακριτών χρονικών περιόδων, όπως οι 1960-2017, 1960-1989/90, 1990/91-2017, καθώς και για τα έτη 2008 και 2017. Οι διαφορές που παρατηρούνται μεταξύ των περιόδων και ετών οφείλονται, κατά κύριο λόγο, στο μέγεθος της αντίδρασης του μεριδίου των επενδύσεων στις μεταβολές της διανομής εισοδήματος, οι οποίες μειώνονται κατά τη δεύτερη περίοδο σε σύγκριση με την πρώτη, παρά την αύξηση της ελαστικότητάς τους, γεγονός που οφείλεται στη μεγαλύτερη υποχώρηση των επενδύσεων σε σχέση με την υποχώρηση της κερδοφορίας.

Επιπλέον, λόγω του σχετικά υψηλού ποσοστού αυτοαπασχολούμενων στην Ελλάδα, πραγματοποιήσαμε την εμπειρική ανάλυση σε δύο διακριτά υποδείγματα, στο ένα εκ των οποίων διορθώνονται οι μεταβλητές της διανομής εισοδήματος για το εισόδημα των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό. Η διαφοροποίηση αυτή επέφερε κάποιες επιμέρους αλλαγές στις εκτιμήσεις των συντελεστών του υποδείγματος, χωρίς ωστόσο να μεταβάλει το συνολικό αποτέλεσμα.

Η διανομή του εισοδήματος προκύπτει ως αποτέλεσμα αλληλεπιδρουνών κοινωνικών και οικονομικών διαδικασιών. Ωστόσο, δεν διαμορφώνεται μόνο ενδογενώς από τις εξελίξεις στον διεθνή καταμερισμό κεφαλαίου, την ανταγωνιστικότητα και την ανεργία, αλλά και από εξωγενείς παράγοντες. Οι υπεύθυνοι χάραξης πολιτικής έχουν τη δυνατότητα με άμεσο τρόπο να επηρεάσουν τη διανομή εισοδήματος μέσω της φορολογικής και κοινωνικής πολιτικής, και των πολιτικών της αγοράς εργασίας (Lavoie and Stockhammer, 2013) προς την κατεύθυνση που είναι περισσότερο συμβατή με τα χαρακτηριστικά της κάθε οικονομίας.

Σύμφωνα με τα ευρήματα της ανάλυσής μας, καθίσταται σαφές ότι οι πολιτικές μισθολογικής μετριοπάθειας, εφόσον διατηρηθούν, ενδέχεται να αναστείλουν τη δυναμική ανάπτυξης του ΑΕΠ, καθώς και τη μείωση της ανεργίας, σε σύγκριση με τα αποτελέσματα που θα προέκυπταν από τη χαλάρωση αυτών των πολιτικών και την ενίσχυση του μεριδίου των μισθών στο εισόδημα. Οι πολιτικές που ακολουθούν αυτή την κατεύθυνση μπορούν να συνοψιστούν στην ενίσχυση του Κράτους Πρόνοιας³⁶, στη

³⁶ Οι Furceri και Zdzenicka (2012), για παράδειγμα, εκτιμούν τις βραχυχρόνιες επιπτώσεις των κοινωνικών δαπανών στο ΑΕΠ για ένα πάνελ χωρών του ΟΟΣΑ κατά την περίοδο 1980-2005 και βρίσκουν ότι έχουν επεκτατική επίδραση στην οικονομική δραστηριότητα, η οποία εντείνεται κατά τις περιόδους ύφεσης.

θωράκιση των θεσμών που προστατεύουν την αγορά εργασίας, στην αύξηση των επιδομάτων ανεργίας, καθώς και στη θέσπιση και ενδυνάμωση των κατώτατων μισθών³⁷, έτσι ώστε ο ρυθμός αύξησης των μισθών να παρακολουθεί τουλάχιστον τον ρυθμό αύξησης της παραγωγικότητας της εργασίας.

Η ανάλυση που προηγήθηκε δεν συνιστά την υιοθέτηση ενός αναπτυξιακού μοντέλου το οποίο στηρίζεται αποκλειστικά στην κατανάλωση ή στη διατήρηση αυτής. Αντιθέτως, το συμπέρασμα που αναδύεται από αυτή είναι ότι οποιαδήποτε προσπάθεια τροποποίησης του υφιστάμενου μοντέλου ανάπτυξης μέσω της μείωσης των μισθών θα είχε εξαιρετικά αρνητικές συνέπειες, τόσο για την οικονομία όσο και για την κοινωνία, όπως επιβεβαίωσε η πρόσφατη ελληνική εμπειρία. Οι κυβερνήσεις θα μπορούσαν να συνεισφέρουν στην προώθηση ενός βιώσιμου και αποδοτικού παραγωγικού μοντέλου, προβαίνοντας σε στρατηγικές δημόσιες επενδύσεις σε υποδομές, οι οποίες θα λειτουργούν συμπληρωματικά προς τις ιδιωτικές επενδύσεις, ενισχύοντας το ΑΕΠ και την παραγωγικότητα. Παράλληλα, θα μπορούσαν να παρέχουν κατάλληλα κίνητρα για την προώθηση επενδύσεων στον ιδιωτικό τομέα, οι οποίες θα ενδυναμώσουν την παραγωγικότητα της εργασίας. Το σχέδιο της Ευρωπαϊκής Ένωσης για την Επόμενη Γενιά μέσω του Ταμείου Ανάκαμψης και Ανθεκτικότητας, ενδέχεται να αποτελέσει μια ιστορική ευκαιρία για την επίτευξη αυτού του στόχου.

³⁷ Μέχρι και τον Ιανουάριο του 2022, από τις 27 χώρες-μέλη της Ευρωπαϊκής Ένωσης οι 21 έχουν θεσπίσει κατώτατους μισθούς. Στις 21 αυτές χώρες, περιλαμβανομένης και της Ελλάδας, οι κατώτατοι μισθοί έχουν καταγράψει αυξήσεις σε σύγκριση με τα επίπεδα του 2012.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α1

ΟΡΙΣΜΟΙ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

ΠΙΝΑΚΑΣ Α1.1
Ορισμοί μεταβλητών

Μεταβλητή	Περιγραφή	Συμβολισμός AMECO ή επεξηγήσεις κατασκευής των μεταβλητών
W	Μισθοί σε σταθερές τιμές 2015=100 1960-2019	$W=UWCD/PVGD$ Compensation of employees: total economy (UWCD) Price deflator gross domestic product at market prices (2015=100) (PVGD)
Wadj.	Μισθοί, προσαρμοσμένοι για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό (2015=100) 1960-2019	$W=UWCD/PVGD$ Compensation of employees: total economy (UWCD). Adjusted for imputed compensation of self-employed. Price deflator gross domestic product at market prices (2015=100) (PVGD)
R	Ακαθάριστο Λειτουργικό Πλεόνασμα (2015=100) 1960-2019	$R=UOGD/PVGD$ Gross operating surplus: total economy (UOGD) Price deflator gross domestic product at market prices (2015=100) (PVGD)
Radj.	Ακαθάριστο Λειτουργικό Πλεόνασμα, προσαρμοσμένο για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό (2015=100) 1960-2019	$R=UQGD/PVGD$ Gross operating surplus: total economy: Adjusted for imputed compensation of self-employed (UQGD) Price deflator gross domestic product at market prices (2015=100) (PVGD)
P	Αποπληθωριστής ΑΕΠ (2015=100) 1960-2019	Price deflator gross domestic product at market prices (2015=100) (PVGD)
Y	ΑΕΠ (2015=100) 1960-2019	$Y=UVGD/PVGD$ Gross domestic product at current market prices (UVGD) Price deflator gross domestic product at market prices (2005=100) (PVGD)
C	Κατανάλωση (2015=100) 1960-2019	Private final consumption expenditure at 2015 prices (OCPH)
Debt	Καταναλωτική πίστη 1980-2019	Consumer Debt 1980-2019 Central Bank of Greece
r _{long}	Πραγματικό μακροχρόνιο επιτόκιο 1980-2017	Interest rates, Long term real, deflator GDP (ILRV), AMECO
I	Ακαθάριστος σχηματισμός παγίου κεφαλαίου, ιδιωτικός τομέας (2015=100) 1960-2019	$Y=UIGP/PVGD$ Gross fixed capital formation: private sector (UIGP) Price deflator gross domestic product at market prices (2015=100) (PVGD)
I _p	Ακαθάριστος σχηματισμός παγίου κεφαλαίου, Γενική Κυβέρνηση	Gross fixed capital formation at current prices: general government (UIGG), AMECO
HR	Μερίδιο κερδών 1960-2019	Gross operating surplus: total economy (UOGD)/ Gross domestic product at current market prices (UVGD)

ΠΙΝΑΚΑΣ Α1.1 (συνέχεια)

Μεταβλητή	Περιγραφή	Συμβολισμός AMECO ή επεξηγήσεις κατασκευής των μεταβλητών
HR _{adj.}	Μερίδιο κερδών, 1960-2019 Προσαρμοσμένο για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό.	Gross operating surplus: total economy: Adjusted for imputed compensation of self-employed (UQGD) / Gross domestic product at current market prices (UVGD)
M	Εισαγωγές (2015=100) 1960-2019	Imports of goods and services at 2015 prices (OMGS)
X	Εξαγωγές (2015=100) 1960-2019	Exports of goods and services at 2015 prices (OXGS)
rint	Επιτόκιο, πραγματικό 1960-2019	Long-term interest rate on non-financial business sector loans, Central Bank of Greece. GDP deflator (2015=100)
NX	Καθαρές εξαγωγές, (2015=100) 1960-2019	$NX=X-M$
nULC	Ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας, 1960-2019	Nominal unit labour costs: total economy (Ratio of compensation per employee to real GDP per person employed) (PLCD)
RULC	Μοναδιαίο κόστος εργασίας, 1960-2019	Real unit labour costs: total economy (Ratio of compensation per employee to nominal GDP per person employed) (QLCD)
E _D	Εξαρτημένη εργασία, ιδιωτικός τομέας 1960-2019	Employees, persons: all domestic industries (National accounts) (NWTG)
E _T	Σύνολο απασχόλησης ιδιωτικός τομέας 1960-2019	Employment, persons: all domestic industries (National accounts) (NETD)
γ ^{EU15}	ΑΕΠ (2015=100) των EU15 1960-2019	GDP at 2015 market prices (OVGD) Euro area (15 countries). Mrd ECU/EUR- Weighted mean of t/t-1 national growth rates (weights: t-1 current prices in ECU/EUR)
Pex	Αποπληθωριστής τιμών εξαγωγών (2015=100) 1960-2019	Price deflator exports of goods and services (PXGS)
Pim	Αποπληθωριστής τιμών εισαγωγών (2015=100) 1960-2019	Price deflator imports of goods and services (PMGS)
NEER	Ονομαστική σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία	Nominal effective exchange rates :- Performance relative to the rest of the former EU-15: double export weights (XUNNQ) (USD: Performance relative to the rest of the former EU-15: double export weights)

Πηγή: AMECO, Τράπεζα της Ελλάδος.

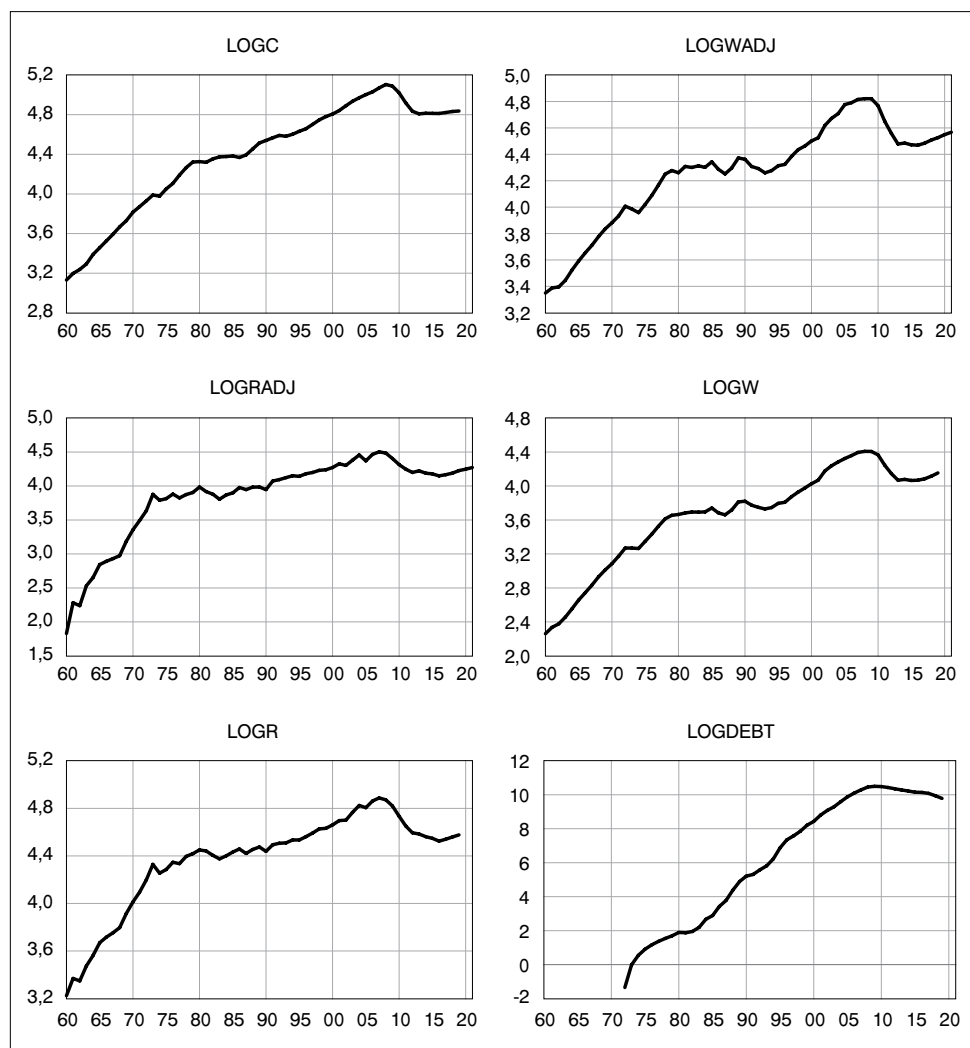
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α2

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΙΚΗ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ

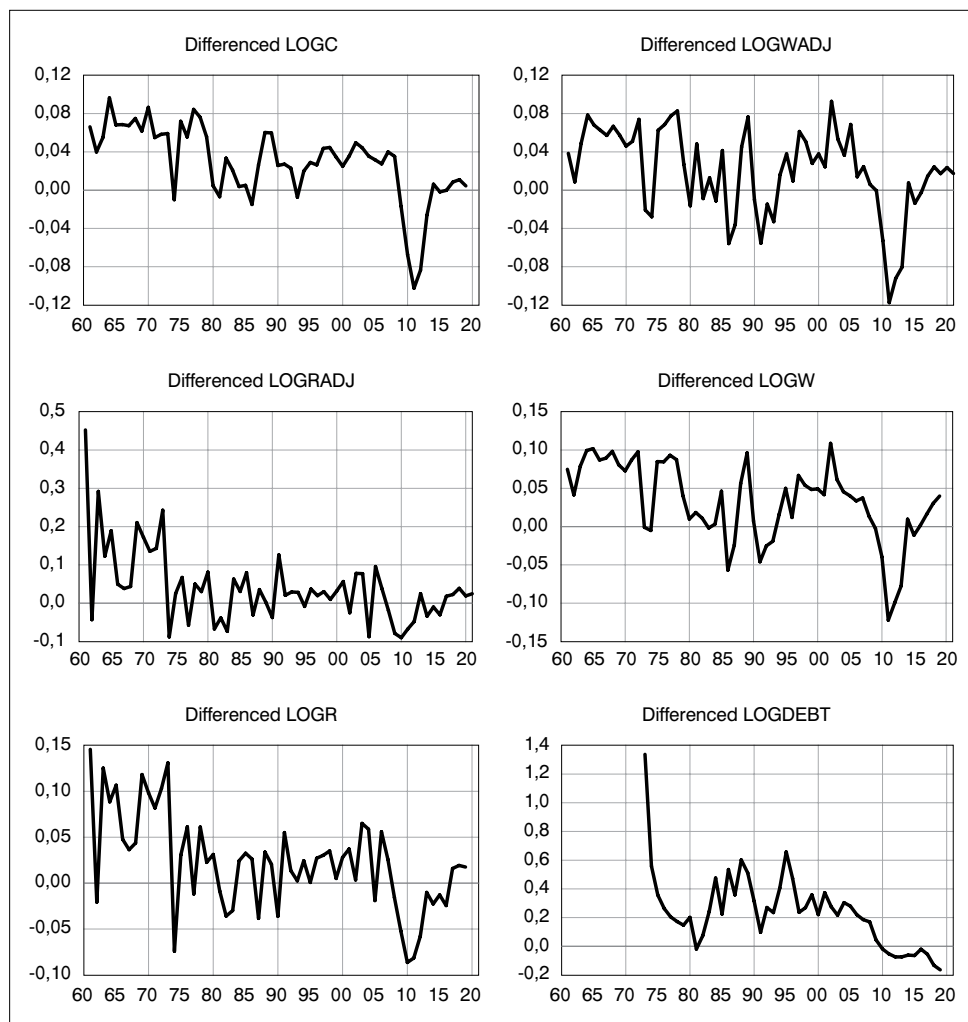
Τα Διαγράμματα Α2.1 και Α2.2 που ακολουθούν προσφέρουν μια συγκεντρωτική παρουσίαση της εξέλιξης των μεταβλητών του υποδείγματος κατανάλωσης σε επίπεδα και πρώτες διαφορές.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α2.1

Μεταβλητές υποδείγματος κατανάλωσης σε επίπεδα, 1960-2019



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α2.2
Μεταβλητές υποδείγματος κατανάλωσης σε πρώτες διαφορές,
1960-2019

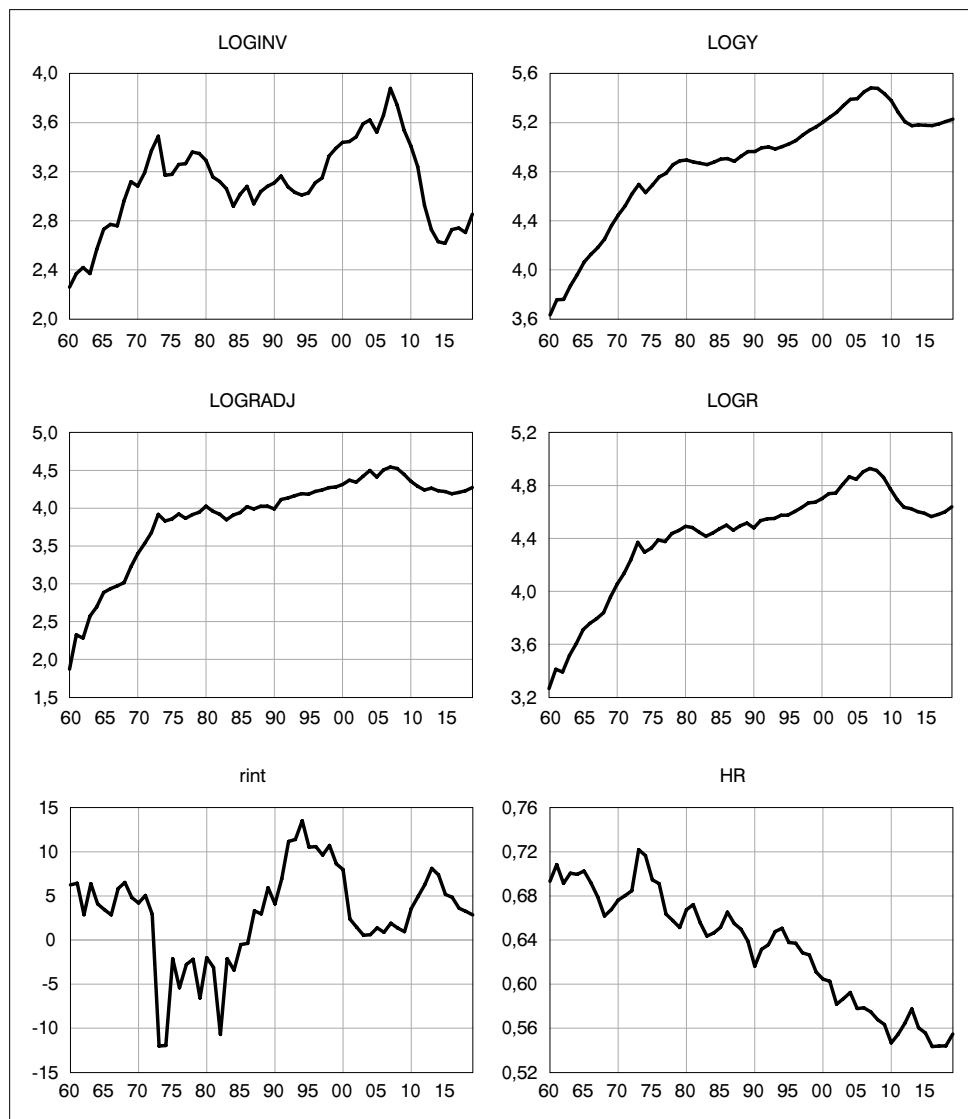


ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α3

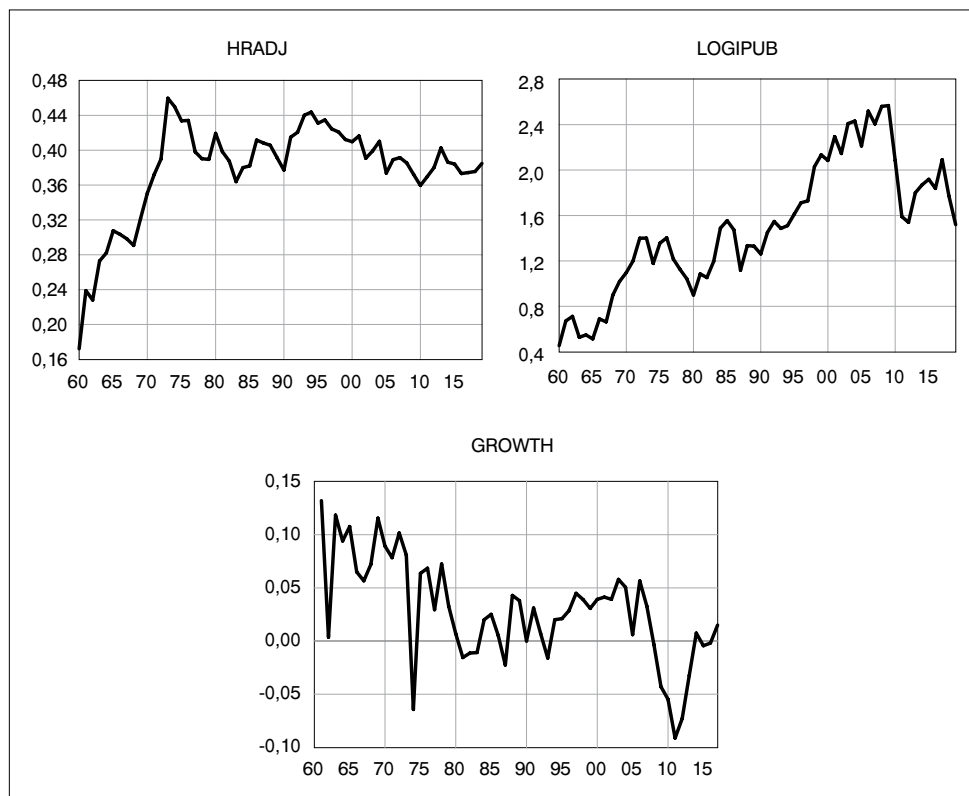
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΙΚΗ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΙΔΙΩΤΙΚΩΝ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ

Τα διαγράμματα που ακολουθούν παρουσιάζουν τις μεταβλητές του υποδείγματος σε επίπεδα και πρώτες διαφορές.

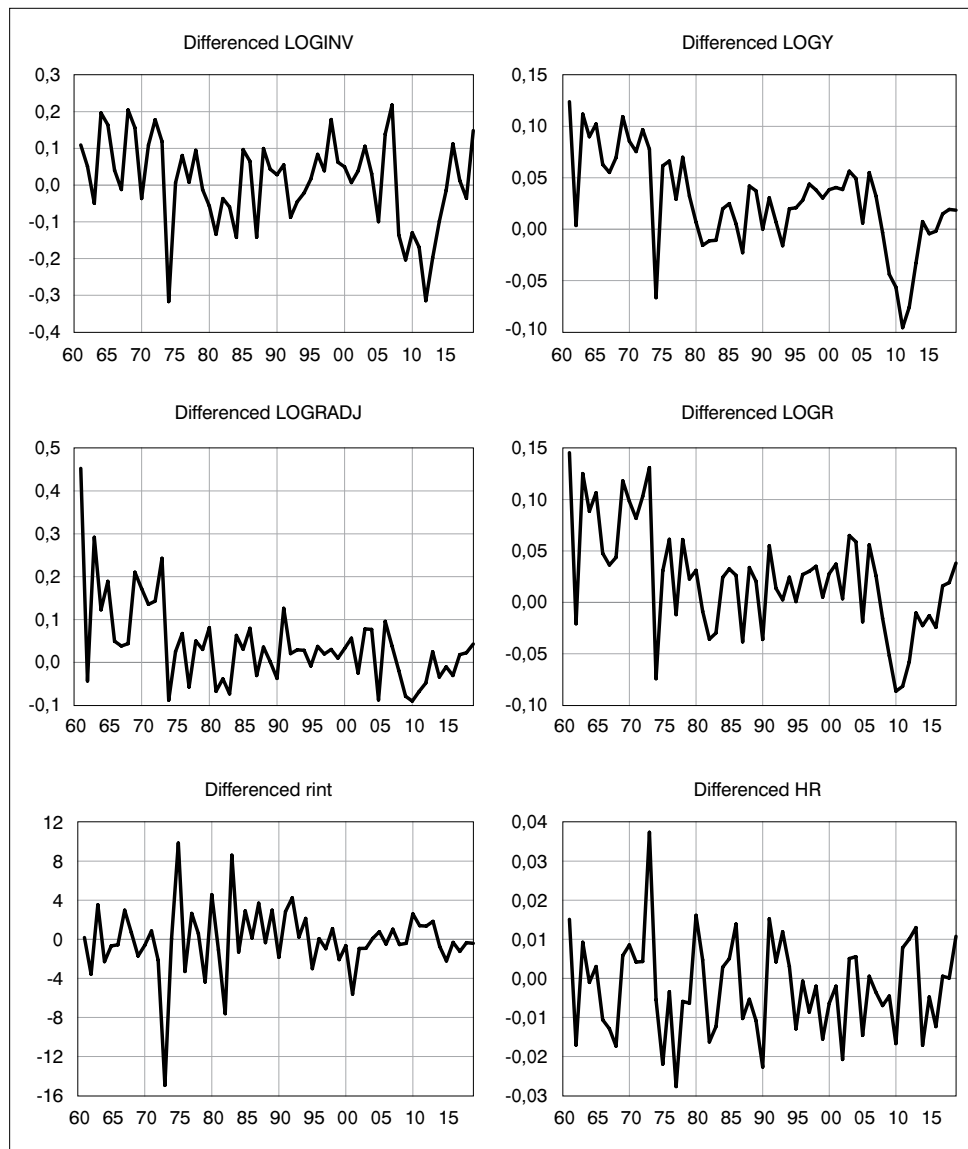
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α3.1
Μεταβλητές υποδείγματος επενδύσεων σε επίπεδα, 1960-2019



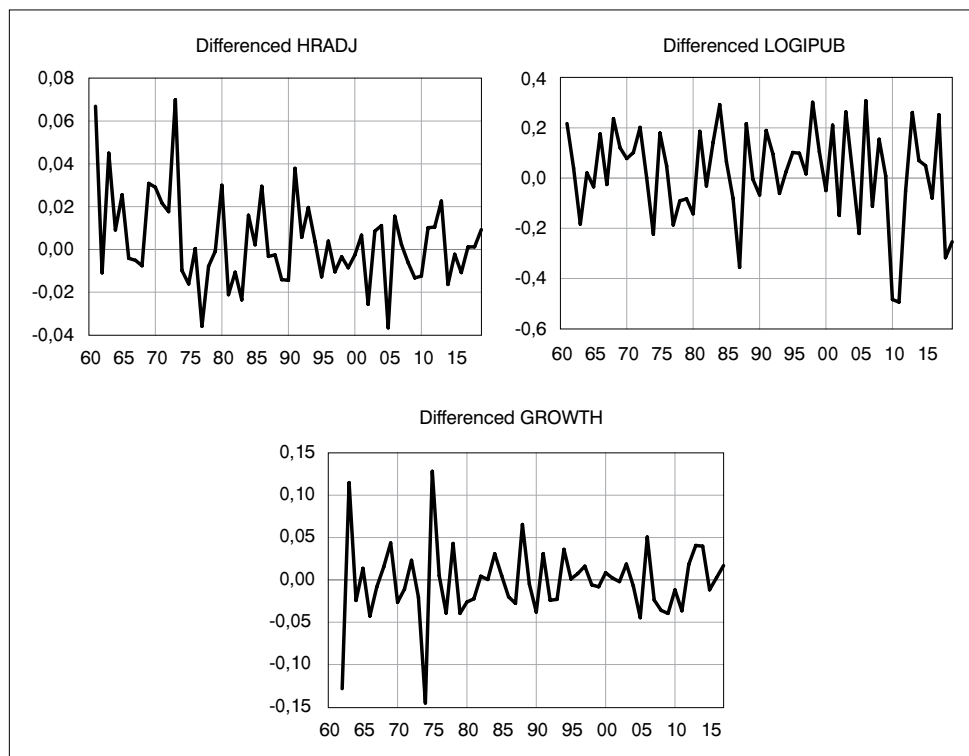
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α3.1 (συνέχεια)



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α3.2
Μεταβλητές υποδείγματος επενδύσεων σε πρώτες διαφορές,
1960-2019



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α3.2 (συνέχεια)



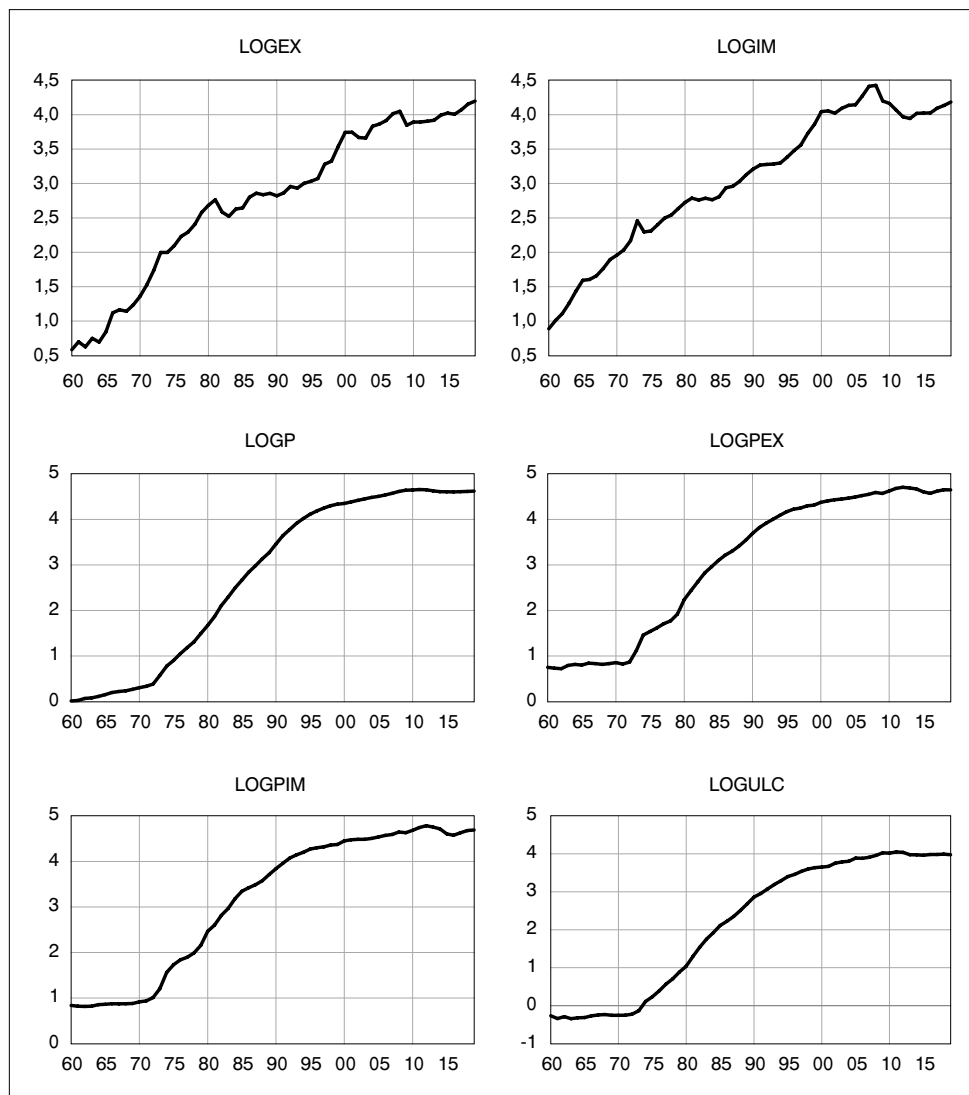
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α4

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΙΚΗ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΚΑΘΑΡΩΝ ΕΞΑΓΩΓΩΝ

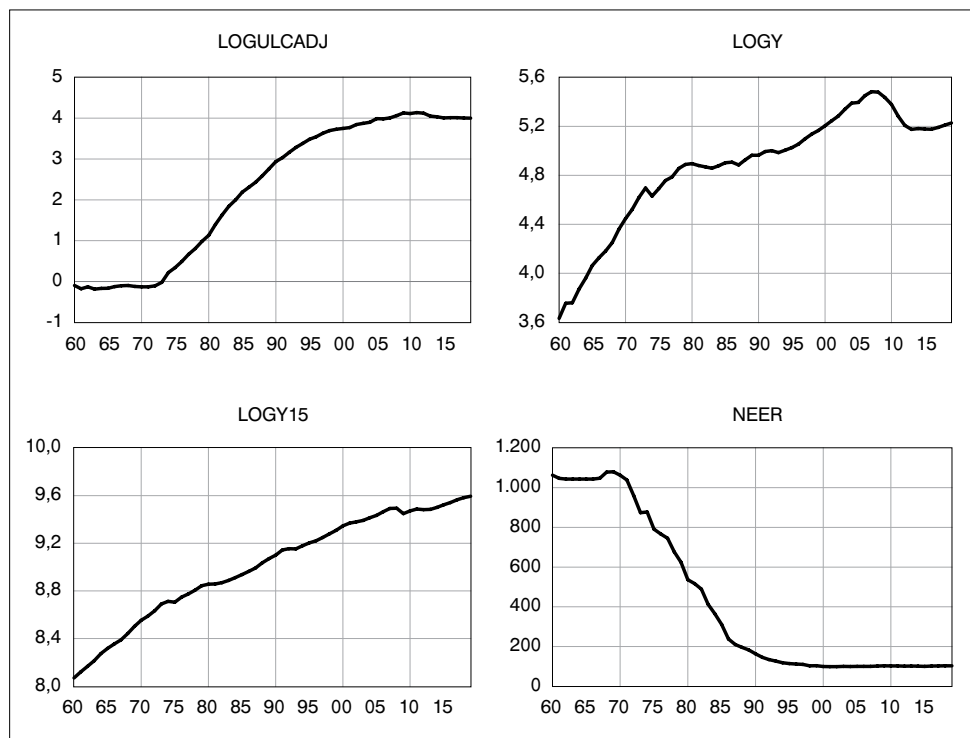
Τα διαγράμματα που ακολουθούν παρουσιάζουν τις μεταβλητές του υποδείγματος σε επίπεδα και πρώτες διαφορές.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α4.1

Μεταβλητές υποδείγματος σε επίπεδα, 1960-2019

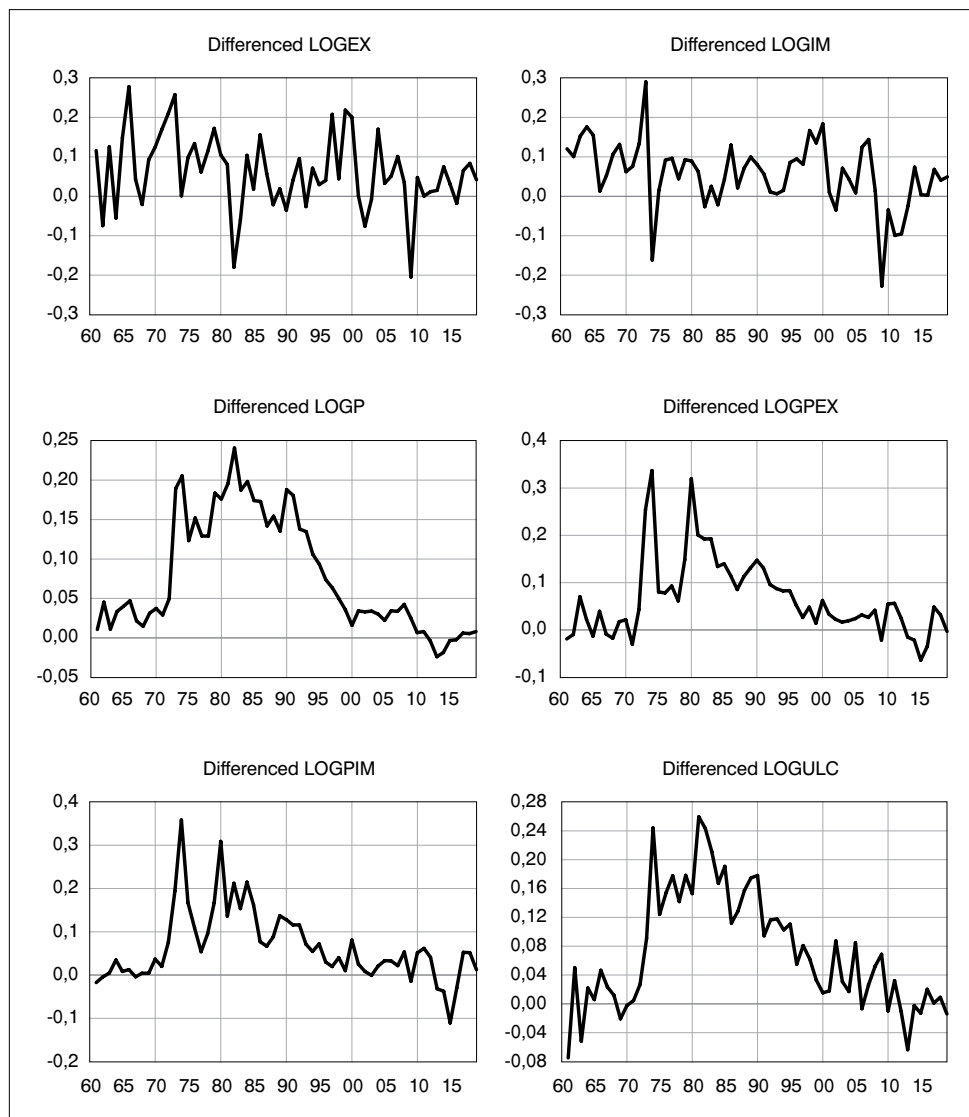


ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α4.1 (συνέχεια)

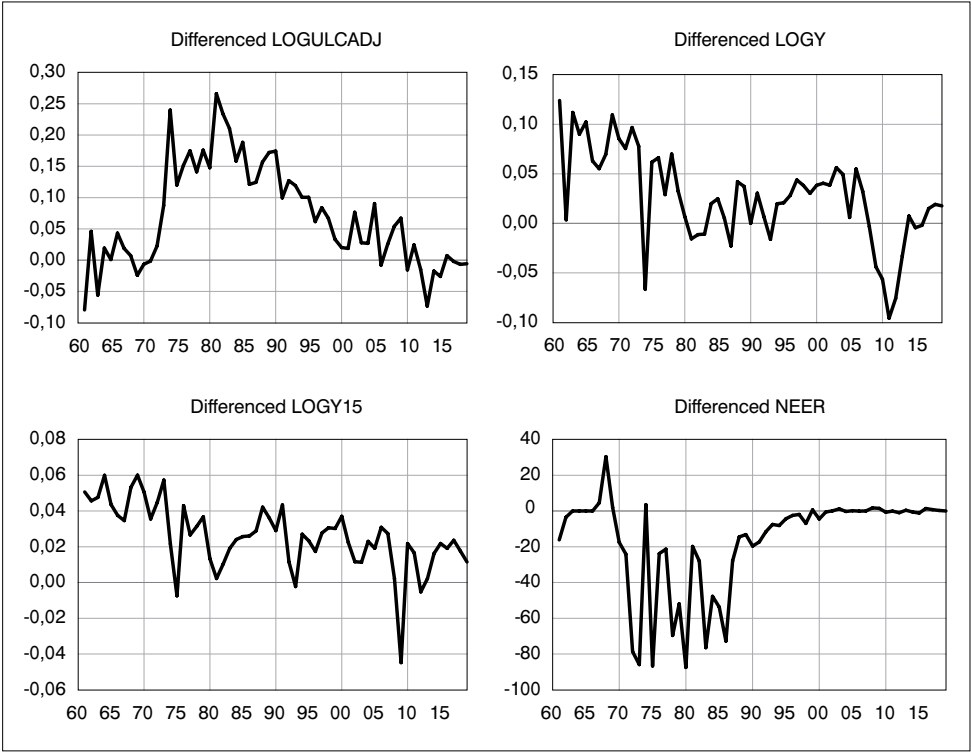


ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α4.2

Μεταβλητές υποδείγματος σε πρώτες διαφορές, 1960-2019



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ Α4.2 (συνέχεια)



ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α5

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ JOHANSEN COINTEGRATION TEST ΣΥΝΑΡΤΗΣΗ ΚΑΘΑΡΩΝ ΕΞΑΓΩΓΩΝ

Οι παρακάτω έλεγχοι υποδηλώνουν την ύπαρξη συνολοκλήρωσης των μεταβλητών και, επομένως, την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ τους. Αναφορικά με τη συνάρτηση εξαγωγών επιλέχθηκε το δεύτερο υπόδειγμα (το οποίο περιλαμβάνει σταθερό όρο χωρίς γραμμική τάση στην εξίσωση συνολοκλήρωσης) βάσει της Αρχής Pantula (βλ. Asteriou and Hall, 2007), και χρησιμοποιήθηκε μια χρονική υστέρηση σύμφωνα με τα κριτήρια επιλογής AIC, SC και HQ.

ΠΙΝΑΚΑΣ Α5.1
Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test
Συνάρτηση εξαγωγών

Sample (adjusted): 1962-2017 Included observations: 56 after adjustments Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant) Series: LOGEX LOGY15 LOGPEX_PIM Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.364210	40.82902	35.19275	0.0111
At most 1	0.199290	15.46734	20.26184	0.2008
At most 2	0.052517	3.020973	9.164546	0.5768

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

* Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.364210	25.36168	22.29962	0.0181
At most 1	0.199290	12.44637	15.89210	0.1615
At most 2	0.052517	3.020973	9.164546	0.5768

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

* Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

Παρόμοια, όσον αφορά στη συνάρτηση εισαγωγών, επιλέχθηκε επίσης το τρίτο υπόδειγμα βάσει της Αρχής Pantula (Asteriou and Hall, 2007), και χρησιμοποιήθηκαν μέχρι δύο χρονικές υστερήσεις.

ΠΙΝΑΚΑΣ Α5.2
Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test
Συνάρτηση εισαγωγών

Sample (adjusted): 1963-2019 Included observations: 57 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: LOGIM LOGY LOGP LOGPIM Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.516262	81.62978	47.85613	0.0000
At most 1 *	0.272125	40.23570	29.79707	0.0022
At most 2 *	0.185830	22.13104	15.49471	0.0043
At most 3 *	0.166963	10.41260	3.841465	0.0013

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

* Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.516262	41.39408	27.58434	0.0005
At most 1	0.272125	18.10466	21.13162	0.1260
At most 2	0.185830	11.71844	14.26460	0.1217
At most 3 *	0.166963	10.41260	3.841465	0.0013

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

* Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης για τη συνάρτηση των εγχώριων τιμών έδειξε ότι υπάρχει μακροχρόνια σχέση και, με βάση την Αρχή Pantula (Asteriou and Hall, 2007), επιλέχθηκε το τέταρτο υπόδειγμα το οποίο πε-

ριλαμβάνει σταθερό όρο και τάση στην εξίσωση συνολοκλήρωσης. Επίσης, για τον έλεγχο χρησιμοποιήθηκαν μέχρι δύο χρονικές υστερήσεις βάσει των κριτηρίων AIC, SC και HQ. Τα ίδια αποτελέσματα προκύπτουν και για τη συνάρτηση τιμών εξαγωγών που ακολουθεί στη συνέχεια.

ΠΙΝΑΚΑΣ Α5.3 Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test Συνάρτηση εγχώριων τιμών

Sample (adjusted): 1963-2019 Included observations: 57 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted) Series: LOGP LOGPIM LOGULC Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.375804	48.18814	42.91525	0.0136
At most 1	0.220350	21.32457	25.87211	0.1661
At most 2	0.117684	7.136678	12.51798	0.3305

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

* Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.375804	26.86357	25.82321	0.0364
At most 1	0.220350	14.18789	19.38704	0.2418
At most 2	0.117684	7.136678	12.51798	0.3305

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

* Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

ΠΙΝΑΚΑΣ Α5.4
Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test
Συνάρτηση τιμών εξαγωγών

Sample (adjusted): 1963 2019 Included observations: 57 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted) Series: LOGPEX LOGPIM LOGP Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.437110	58.92531	42.91525	0.0006
At most 1 *	0.289055	26.16905	25.87211	0.0459
At most 2	0.111256	6.722929	12.51798	0.3743

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

* Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.437110	32.75626	25.82321	0.0052
At most 1 *	0.289055	19.44612	19.38704	0.0490
At most 2	0.111256	6.722929	12.51798	0.3743

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

* Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

Οι ενδείξεις συνολοκλήρωσης της συνάρτησης εγχώριων τιμών με προσαρμογή για τους αυτοαπασχολούμενους δεν είναι εξίσου ισχυρές με αυτές των προηγούμενων συναρτήσεων. Το υπόδειγμα που προκρίνεται είναι το τρίτο (σταθερός όρος χωρίς γραμμική τάση στην εξίσωση συνολοκλήρωσης) και έχουν επιλεγεί μέχρι δύο χρονικές υστερήσεις στους όρους σε μορφή διαφορών.

ΠΙΝΑΚΑΣ Α5.5

Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test

Συνάρτηση εγχώριων τιμών, με προσαρμογή του μοναδιαίου κόστους εργασίας ώστε να περιλαμβάνει και τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό

Sample (adjusted): 1963-2019 Included observations: 57 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: LOGP LOGPIM LOGULCADJ Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.255739	34.75886	29.79707	0.0124
At most 1 *	0.166835	17.92313	15.49471	0.0211
At most 2 *	0.123586	7.519272	3.841465	0.0061

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

* Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.255739	16.83572	21.13162	0.1799
At most 1	0.166835	10.40386	14.26460	0.1867
At most 2 *	0.123586	7.519272	3.841465	0.0061

Max-eigenvalue test indicates no cointegrating at the 0.05 level.

* Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Aglietta, M. and Reberioux, A. (2005). *Corporate Governance Adrift. A Critique of Shareholder Value*. Cheltenham, UK, Edward Elgar.
- Algieri, B. (2014). "Drivers of export demand: A focus on the GIIPS countries". *The World Economy*, 37(10), pp. 1454-1482.
- Aschauer, D. A. (1989). "Is public expenditure productive?" *Journal of monetary economics*, 23(2), pp. 177-200.
- Asteriou, D. and Hall, S. G. (2007). *Applied Econometrics: a modern approach*. Revised edition. Hampshire: Palgrave Macmillan.
- Asteriou, D., Masatci, K., and Pilbeam, K. (2016). "Exchange rate volatility and international trade: International evidence from the MINT countries". *Economic Modelling*, 58, pp. 133-140.
- Athanasoglou, P. P. and Bardaka, I. C. (2010). "New trade theory, non-price competitiveness and export performance". *Economic Modelling*, 27(1), pp. 217-228.
- Athanassiou, E. and E. Tsouma (2017). "Financial and Housing Wealth Effects on Private Consumption: The case of Greece". *South-Eastern Europe Journal of Economics*, vol. 15, issue 1, pp. 63-86.
- Barbosa-Filho, N. H. and Taylor, L. (2006). "Distributive and demand cycles in the US economy – a structuralist Goodwin model". *Metroeconomica*, 57(3), 389-411.
- Bewley, R. (1979). "The direct estimation of the equilibrium response in a linear dynamic model". *Economics Letters*, 3:357-61.
- Bhaduri, A. and Marglin, S. (1990). "Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies". *Cambridge Journal of Economics*, 14(4), pp. 375-393.
- Bhaskar, V. and Glyn, A. 1995. "Investment and profitability: the evidence from the advanced countries", στο Epstein, G. and Gintis, H. (eds),

- Macroeconomic Policy after the Conservative Era: Studies in Investment, Saving and Finance*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Blecker, R.A. (1989). "International competition, income distribution and economic growth". *Cambridge Journal of Economics*, 13(3), 395-412.
- Blecker, R.A. (1990). *Are Americans on a Consumption Binge? The Evidence Reconsidered*. Economic Policy Institute, Washington DC.
- Blecker, R. A. (2016). "Wage-led versus profit-led demand regimes: the long and the short of it". *Review of Keynesian Economics*, 4 (4), pp. 373-390.
- Blecker, R. A., Cauvel, M., and Kim, Y. K. (2022). "Systems estimation of a structural model of distribution and demand in the US economy". *Cambridge Journal of Economics*, 46(2), pp. 391-420.
- Bowles, S. and Boyer, R. (1995). "Wages, aggregate demand and employment in an open economy: An empirical investigation", στο Epstein, G. and Gintis, H. (eds). *Macroeconomic Policy after the Conservative Era: Studies in Investment, Saving and Finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Boyer, R. (2000). "Is a finance-led growth regime a viable alternative to Fordism? A preliminary analysis". *Economy and Society*, vol. 29, no. 1, pp. 111-45.
- Burle, J. and Carvalho, L. (2021). "Omitted-variable bias in demand-regime estimations: the role of household credit and wage inequality in Brazil". *Review of Keynesian Economics*, 9(3), pp. 368-393.
- Carvalho, L. and Rezai, A. (2016). "Personal income inequality and aggregate demand". *Cambridge Journal of Economics*, 40(2), 491-505.
- Chirinko, R. (1993). "Business fixed investment spending: modeling strategies, empirical results and policy implications". *Journal of Economic Literature*, 31, pp. 1875-1911.
- Clark, P. K., Greenspan, A., Goldfeld, S. M., and Clark, P. (1979). "Investment in the 1970s: Theory, performance, and prediction". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1979 (1): pp. 73-124.
- Constantinescu, C., Mattoo, A., and Ruta, M. (2018). "The global trade

- slowdown: Cyclical or structural?”. *The World Bank Economic Review*, 34(1), 121-142.
- Deleidi, M., Iafrate, F., and Levrero, E. S. (2020). “Public investment fiscal multipliers: An empirical assessment for European countries”. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 354-365.
- Dutt, A.K. (2005). “Conspicuous consumption, consumer debt and economic growth”, στο Setterfield, M. (ed.), *Interactions in Analytical Political Economy: Theory, Policy and Applications*. Armonk: ME Sharpe, pp. 155-178.
- Dutt, A.K. (2006). “Maturity, stagnation and consumer debt: A Steindlian approach”. *Metroeconomica*, 57, pp. 339-364.
- Easterly, W. and Rebelo, S. (1993). “Fiscal policy and economic growth”. *Journal of monetary economics*, 32(3), 417-458.
- Ederer, S. and Stockhammer, E. (2007). “Wages and aggregate demand in France: An empirical investigation”, στο Hein, E. and Truger, A. (eds). *Money, Distribution, and Economic Policy – Alternatives to Orthodox Macroeconomics*. Cheltenham: Edward Elgar, pp. 138-140.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. (1987). “Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing”. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Epstein, G. (ed.), (2005). *Financialization and the World Economy*. Cheltenham, UK, Edward Elgar.
- Ευρωπαϊκή Επιτροπή (2014). Ένα επενδυτικό σχέδιο για την Ευρώπη. Βρυξέλλες, 26.11.2014 COM(2014) 903 (final).
- Fazzari, St. (1994). “Why Doubt the Effectiveness of Keynesian Fiscal Policy?”. *Journal of Post Keynesian Economics*, 17:2, pp. 231-248.
- Fazzari, S. and Mott, T. (1986). “The investment theories of Kalecki and Keynes: an empirical study of firm data, 1970–1982”. *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 9, no. 2, pp. 171-87.
- Fazzari, St., Hubbard, G., Petersen, B., Blinder, A. and Poterba, J. (1988). “Financing Constraints and Corporate Investment”. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1988, No. 1 (1988), pp. 141-206.
- Furceri, D. and Zdzenicka, A. (2012). “The effects of social spending

- on economic activity: Empirical evidence from a panel of OECD countries". *Fiscal Studies*, 33 (1), pp. 129-152.
- Goldstein, M. and Khan, M. S. (1985). "Income and price effects in foreign trade". *Handbook of International Economics*, 2, 1041-1105.
- Goodwin, R. M. (1967). "A growth cycle", στο Feinstein, C. H. (ed.), *Socialism, capitalism and economic growth*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Gordon, D. (1995a). "Growth distribution and the rules of the game: Social structuralist macro foundations for a democratic economic policy", στο Epstein, G. and H. Gintis, H. (eds), *Macroeconomic Policy after the Conservative Era: Studies in Investment, Saving and Finance*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Gordon, D. (1995b). "Putting the horse (back) before the cart: Disentangling the macro relationship between investment and saving", στο Epstein, G. and H. Gintis (eds), *Macroeconomic Policy after the Conservative Era: Studies in Investment, Saving and Finance*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Hartwig, J. (2014). "Testing the Bhaduri - Marglin model with OECD panel data". *International Review of Applied Economics*, vol. 28, no. 4, pp. 419-35.
- Hein, E. (2006). "Interest, debt and capital accumulation: a Kaleckian approach". *International Review of Applied Economics*, 20(3), 337-352.
- Hein, E. (2012). "Finance-dominated capitalism, re-distribution, household debt and financial fragility in a Kaleckian distribution and growth model". *PSL Quarterly Review*, 65, pp. 11-51.
- Hein, E. and Vogel, L. (2008). "Distribution and growth reconsidered: Empirical results for Austria, France, Germany, the Netherlands, the UK and the USA". *Cambridge Journal of Economics*, 32, pp. 479-511.
- Hemming, R., Kell, M., and Mahfouz, S. (2002). "The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity—A Review of the Literature". IMF Working Paper No. 2/208.
- International Monetary Fund. Research Dept. (2007). *World Economic*

- Outlook, April 2007: Spillovers and Cycles in the Global Economy*. International Monetary Fund.
- International Monetary Fund. Research Dept. (2012). *World Economic Outlook, April 2012: Growth Resuming, Dangers Remain*. International Monetary Fund.
- International Monetary Fund (2014). *World Economic Outlook: Legacies, Clouds, Uncertainties*. Washington (October).
- Jetin. B. and Kurt. O. (2016). "Functional income distribution and growth in Thailand: A post Keynesian econometric analysis". *Journal of Post Keynesian Economics*. 39:3, pp. 334-360.
- Jetin, B., Kurt, O.E., and Su., A. (2012). "Unbalanced Distribution of Income and Unbalanced Chinese Growth: Single Equation Estimations Based on Bhaduri/Marglin Model". Paper presented at the Political Economy and the Outlook for Capitalism Conference, AHE, IIPPE and AFEP, Paris, June 5–8, 2012.
- Johansen. S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3). pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models". *Econometrica*, 59:1551-80.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to money demand". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-210.
- Kaldor, N. (1955-1956). "Alternative theories of distribution". *Review of Economic Studies*, 23 (2), pp. 83-100.
- Kaldor, N. (1957). "A model of economic growth". *Economic Journal*, 67 (268), pp. 591-624.
- Kaldor, N. (1961). "Chapter 10: Capital Accumulation and Economic Growth", στο Lutz, Friedrich, Hague, Douglas (eds), *Capital Accumulation and Economic Growth*. MacMillan and Co. Ltd., pp. 177-222.
- Kalecki, M. (1954). *Theory of Economic Dynamics*. London. George Allen.

- Kalecki, M. (1971). *Selected essays on the dynamics of the capitalist economy*. Cambridge University Press.
- Kalecki, M. (1991), (1943). "Studies in economic dynamics", στο Osiatyński J. (ed.), *Collected Works of Michal Kalecki*, Vol. II. New York: Clarendon Press.
- Kapeller, J. and Schutz, B. (2014). "Debt, boom, bust: A theory of Minsky-Veblen cycles". *Journal of Post Keynesian Economics*, 36, pp. 781-814.
- Kapeller, J. and Schutz, B. (2015). "Conspicuous consumption, inequality and debt: The nature of consumption-driven profit-led regimes". *Metroeconomica*, 66, pp. 51-70.
- Karabarbounis, L. and Neiman, B. (2014). The Global Decline of the Labor Share. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 61-103.
- Kiefer, D. and Rada, C. (2014). "Profit maximizing goes global: the race to the bottom". *Cambridge Journal of Economics*, 39(5), 1333-1350.
- Krippner, G. (2005). "The financialization of the American economy". *Socio- Economic Review*, vol. 3, pp. 173-208.
- Κωνσταντακοπούλου Ι. (2015). *Ανάλυση του Ελληνικού εξωτερικού εμπορίου: Κλαδική ανάλυση, συγκριτικά πλεονεκτήματα, εξαγωγές και οικονομική ανάπτυξη, 2000-2014*, Μελέτες 76, ΚΕΠΕ.
- Κωνσταντακοπούλου, Ι., Μαγδαληνός, Τ. και Σκίντζη, Γ. (2019). *Διερεύνηση του εξωτερικού εμπορίου και της ανταγωνιστικότητας των εξαγωγών των χωρών της Ευρωζώνης*. Μελέτες 80, ΚΕΠΕ.
- Lavoie, M. (1992). *Foundations of post-Keynesian Economic Analysis*. Edward Elgar. Aldershot.
- Lavoie, M. and Stockhammer, E. (2013). "Wage-led growth: Concept, theories and policies", στο Lavoie, M. and Stockhammer, E. (eds), *Wage-led growth. An Equitable Strategy for Economic Recovery*. Palgrave Macmillan and the International Labour Office, London, pp. 13-39.
- Lazarou, N. J. and Zervas, A. (2023). "Declining long-run income elasticities and the rise of cyclical trade: Evidence from Greece, 1995-2018". *The World Economy*, 46(6), 1873-1888.
- Marglin, S. A. (1984). *Growth Distribution and Inflation: A Centennial*

- Synthesis. *Cambridge Journal of Economics*, Cambridge Political Economy Society, vol. 8 (2), p.p. 115-144.
- Marglin. S. and Bhaduri. A. (1990). “Profit squeeze and Keynesian theory”, στο Marglin. S. and Schor, J. (eds). *The Golden Age of Capitalism. Reinterpreting the Postwar Experience*. Clarendon Press, Oxford.
- Marsellou, E.G. (2011). “Consumer and corporate debt in a basic post-Keynesian model of growth and income distribution”. 15th Conference of the Macroeconomic Policy Institute (IMK), Hans - Boeckler - Foundation, Research Network Macroeconomics and Macroeconomic Policies: “From crisis to growth? The challenges of imbalances, debt, and limited resources”, Berlin-Germany.
- Marsellou, E.G. (2018). “Consumer borrowing and income inequality in the neoliberal Era”, στο Papatheodorou, C., Cevik, S., Paitaridis, D., Yilmaz, G. (Eds), *Political economy of labour income distribution & exclusion*. IJOPEC Publication Limited, London – UK, pp. 65-80.
- Marsellou, E.G. (2022). “Macroeconomic implications and growth regimes under alternative interpretations of household debt”. *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*.
- Marsellou, E.G. (2024). “Testing the Bhaduri/Marglin model for the demand regime of Greece”. *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*.
- Μαρσέλλου, Αιμ. (2013). *Η επίδραση της λειτουργικής διανομής εισοδήματος στις συνιστώσες της συναθροιστικής ζήτησης της Ελληνικής Οικονομίας*, Παρατηρητήριο Οικονομικών και Κοινωνικών Εξελίξεων: Μονάδα Μακροοικονομικής Ανάλυσης και Οικονομικού Μετασχηματισμού, Μελέτες 24: ΙΝΕ/ΓΣΕΕ.
- Μαρσέλλου, Αιμ. (2022). «Η επίδραση της διανομής εισοδήματος και του ιδιωτικού χρέους στη συνολική ζήτηση κατά την περίοδο 1980-2019». *Οικονομικές Εξελίξεις*, ΚΕΠΕ, Τεύχος 48.
- Milas, C. (1998). Demand for Greek imports using multivariate cointegration techniques. *Applied Economics*, 30 (11), 1483-1492.
- Molero-Simarro, R. (2011). “Functional Distribution of Income and Economic Growth in the Chinese Economy, 1978–2007”. School

- of Oriental and African Studies, Department of Economics Working Papers 168, London, University of London.
- Molero-Simarro, R. (2015). "Functional distribution of income, aggregate demand, and economic growth in the Chinese economy, 1978–2007". *International Review of Applied Economics*, 29:4, pp. 435-454.
- Naastepad, C.W.M. (2006). "Technology, demand and distribution: A cumulative growth model with an application to the Dutch productivity slowdown". *Cambridge Journal of Economics*, 30 (3): 403-434.
- Naastepad, C. W. M. and Storm, S. (2006/2007). "OECD demand regimes (1960-2000)". *Journal of Post-Keynesian Economics*, 29 (2), pp. 213-248.
- Nishi, H. (2012). "Structural VAR analysis of debt, capital accumulation, and income distribution in the Japanese economy: a Post Keynesian perspective". *Journal of Post Keynesian Economics*, 34(4), pp. 685-712.
- Ntshwanti, M. (2022). "Is growth in the South African economy profit-led or wage-led?", *Journal of Economic and Financial Sciences*, 15(1), a704.
- Obst, T., Onaran, Ö. and Nikolaidi, M. (2020). "The effects of income distribution and fiscal policy on aggregate demand, investment and the budget balance: the case of Europe". *Cambridge Journal of Economics*, Volume 44, Issue 6, pp. 1221-1243.
- Onaran, Ö. and Galanis, G. (2013). "Is aggregate demand wage-led or profit-led? A global model", στο *Wage-led growth* (pp. 71-99). Palgrave Macmillan, London.
- Onaran, Ö. and Galanis, G. (2014). "Income distribution and growth: a global model". *Environment and Planning A*, 46(10), 2489-2513.
- Onaran, Ö. and Obst, T. (2016). "Wage-led growth in the EU15 member-states: the effects of income distribution on growth, investment, trade balance and inflation". *Cambridge Journal of Economics*, 40(6): 1517-1551.
- Onaran, Ö. and Stockhammer, E. (2005). "Two different export-oriented growth strategies: Accumulation and distribution in Turkey and South Korea". *Emerging Markets Finance and Trade*, 41(1): 65-89.
- Onaran, Ö., Stockhammer, E. and Grafl, L. (2011). "Financialisation, in-

- come distribution and aggregate demand in the USA". *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 35 (4), pp. 637-661.
- Orcutt, G. (1950). Measurement of Price Elasticities in International Trade. *The Review of Economics and Statistics*, 32, 117-132.
- Palley, T.I. (1994). "Debt, aggregate demand, and the business cycle: An analysis in the spirit of Kaldor and Minsky". *Journal of Post Keynesian Economics*, 16, pp. 371-390.
- Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1999). "An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis", στο Strom, S. (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., and R.J. Smith (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
- Phillips, P. C. B. and Hansen, B. (1990). "Statistical inference in instrumental variables regression with 7(1) processes". *Review of Economic Studies* 57:99-125
- Piketty, T. and G. Zucman (2014). "Capital is back: wealth-income ratios in rich countries 1700–2010". *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3), pp. 1255-1310.
- Pollin, R. (1988). "The growth of US household debt: Demand-side influences". *Journal of Macroeconomics*, 10, pp. 231-248.
- Pollin, R. (1990). *Deeper in Debt: The Changing Financial Conditions of U.S. Households*. Economic Policy Institute, Washington, DC.
- Prais, S.S. (1962). Econometric research in international trade: A review. *Kyklos*, 15: 560-577.
- Pugh, G. (1998). "The profit elasticity of investment in West Germany and the investment diversion effects of unification". *Applied Economics Letters* 5: 97-9.
- Robinson, J. (1986), (1969). *The Accumulation of Capital*. 3rd edition. Philadelphia: Porcupine Press.
- Romer, D. (1996). *Advanced Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill.

- Ryoo, S. (2016). "Household debt and housing bubbles: A Minskian approach to boom-bust cycles". *Journal of Evolutionary Economics*, 26, pp. 971-1006.
- Shapiro, M., Blanchard, O., and Lovell, M. (1986). "Investment, Output, and the Cost of Capital". *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1986, No. 1. (1986), pp. 111-164.
- Stiglitz, J. and A. Weiss (1981). "Credit rationing in markets with imperfect information". *American Economic Review* 71: 393-410.
- Stockhammer, E. (2017). "Wage-led versus profit-led demand: what have we learned? A Kaleckian–Minskyan view". *Review of Keynesian Economics*, 5(1), pp. 25-42.
- Stockhammer, E. and Ederer, S. (2008). "Demand effects of the falling wage share in Austria". *Empirica*, 35 (5), pp. 481-502.
- Stockhammer, E. and Onaran, Ö. (2004). Accumulation, distribution and employment: a structural VAR approach to a Kaleckian macro-model. *Structural Change and Economic Dynamics*, 15(4), 421-4.
- Stockhammer, E. and Onaran, Ö. (2013). "Wage-led growth: theory, evidence, policy". *Review of Keynesian Economics*. Edward Elgar Publishing, vol. 1(1), pp. 61-78.
- Stockhammer, E. and Stehrer, R. (2011). "Goodwin or Kalecki in Demand? Functional Income Distribution and Aggregate Demand in the Short Run". *Review of Radical Political Economics*, 43(4), pp. 506-522.
- Stockhammer, E. and Wildauer, R. (2016). "Debt-driven growth? Wealth, distribution and demand in OECD countries". *Cambridge Journal of Economics*, Volume 40, Issue 6, pp. 1609-1634.
- Stockhammer, E., Hein, E., and Grafl, L. (2011). "Globalization and the effects of changes in functional income distribution on aggregate demand in Germany". *International Review of Applied Economics*. 25:1, pp. 1-23.
- Stockhammer, E., Onaran, Ö., and Ederer, S. (2009). "Functional income distribution and aggregate demand in the Euro area". *Cambridge Journal of Economics*, 33(1), pp. 139-159. <https://doi.org/10.1093/cje/ben026>.

- Stockhammer, E., Rabinovich, J., and Reddy, N. (2021). "Distribution, wealth and demand regimes in historical perspective: the USA, the UK, France and Germany, 1855–2010". *Review of Keynesian Economics*, 9(3), pp. 337-367.
- Tsaliki, P. and Tsoulfidis, L. (1994). "Profitability and accumulation in Greek manufacturing". *International Review of Applied Economics*, 8:1, 46-62.
- Tsoulfidis, L. and Tsaliki, P. (2014). "Unproductive labour, capital accumulation and profitability crisis in the Greek economy". *International Review of Applied Economics*, 28:5, 562-585.
- Wang, Peng (2009). "Three Essays on Monetary Policy and Economic Growth in China." PhD diss., University of Ottawa.
- Zezza, G. (2008). "U.S. growth, the housing market and the distribution of income". *Journal of Post Keynesian Economics*, 30, pp. 375-401.

ΣΤΗΝ ΙΔΙΑ ΣΕΙΡΑ

ΕΠΙΣΤΗΜΟΝΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ

1. K. P. Prodromidis and J. N. Anastassakou. *The determinants of Greece's commodity trade 1961-1978*. Athens, 1983.
2. Θ. Κατσανέβα. *Εργασιακές σχέσεις στην Ελλάδα: Το θεσμικό πλαίσιο και οι συλλογικές διαπραγματεύσεις*. Αθήνα, 1983.
3. Γ. Χ. Κάτσου και Ν. Ι. Σπανάκη. *Βιομηχανική προστασία και ένταξη: Διερεύνηση και μέτρηση του βαθμού προστασίας της ελληνικής βιομηχανίας πριν και μετά την ένταξη στην ΕΟΚ*. Αθήνα, 1983.
4. Δ. Α. Κάζη και Χ. Ι. Περράκη. *Licencing και βιομηχανική ανάπτυξη: η περίπτωση της Ελλάδας*. Αθήνα, 1984.
5. Α. Γκανά σε συνεργασία Θ. Ζερβού. *Φάρμακα: επίπεδο και πολιτική τιμών*. Αθήνα, 1984.
6. Λ. Αθανασίου. *Η διανομή του εισοδήματος στην Ελλάδα: Μετρήσεις του βαθμού ανισοκατανομής στα πρόσφατα χρόνια*. Αθήνα, 1984.
7. J. Lekakis. *Economics and air quality management in the greater Athens area*. Athens, 1984.
8. N. Tsoiris. *The financing of Greek manufacture*. Athens, 1984.
9. Δ. Γιαννακόπουλου. *Το ελληνικό σύστημα εμπορίας ζώων και κρέατος*. Αθήνα, 1984.
10. B. P. Singh. *The impact of tourism on the balance of payments: A case study of Greece*. Athens, 1984.
11. Ι. Γ. Βαρθολομαίου. *Διακλαδικές επιδράσεις των δημοσίων δαπανών*. Αθήνα, 1984.
12. Δ. Κατοχιανού σε συνεργασία Ευμ. Θεοδωρή-Μαρκογιαννάκη και Αικ. Συκαρά. *Κλαδική-χωρική ανάλυση της ελληνικής μεταποίησης*. Αθήνα, 1984.

13. Κ. Καραμπάτσου-Παχάκη. *Τα λαχανικά στα πλαίσια της ένταξης της Ελλάδας στην ΕΟΚ*. Αθήνα, 1984.
14. Β. Οικονομοπούλου. *Εμπειρική ανάλυση των παραγόντων κόστους στη διαμόρφωση των τιμών στην ελληνική βιομηχανία*. Αθήνα, 1984.
15. S. Skoumal and D. A. Kazis. *Innovation in Greek manufacturing: Role of advanced technologies and new management outlook*. Athens, 1985.
16. Π. Κουτσουβέλη. *Παράγοντες αποταμιευτικής συμπεριφοράς των ιδιωτών στην Ελλάδα*. Αθήνα, 1985.
17. Α. Πανεθυμιτάκη. *Η μέτρηση της υποκατάστασης εισαγωγών: Παραδοσιακοί δείκτες και δύο νέες προτάσεις. Ελληνική εμπειρία 1958-1976*. Αθήνα, 1985.
18. D. Maroulis. *Economic development and the structure of the balance of payments*. Athens, 1986.
19. Γ. Αγαπητού. *Η φορολογία εισοδήματος στην Ελλάδα. Τιμαριθμική αναπροσαρμογή και εναρμόνιση με την ΕΟΚ*. Αθήνα, 1986.
20. Π. Κομίλη. *Χωρική ανάλυση του τουρισμού*. Αθήνα, 1986.
21. Γ. Μπίτσικα. *Κοινωνική αξιολόγηση σχεδίων δημόσιων επενδύσεων στην Ελλάδα*. Αθήνα, 1986.
22. Κ. Ν. Κανελλόπουλου. *Εισοδήματα και φτώχεια στην Ελλάδα: Προσδιοριστικοί παράγοντες*. Αθήνα, 1986.
23. A. Wood-Ritsakakis. *Unified social planning in the Greek context*. Athens, 1986.
24. S. C. Athanassiou. *Eco-demographic changes and labour supply growth in Greece*. Athens, 1986.
25. Γ. Α. Ζαχαράτου. *Τουριστική κατανάλωση: Η μέθοδος υπολογισμού και η χρησιμότητά της για την έρευνα των επιδράσεων του τουρισμού στην εθνική οικονομία*. Αθήνα, 1986.
26. Ζ. Γεωργαντά. *Η προσέγγιση Box-Jenkins στην ανάλυση και πρόβλεψη χρονολογικών σειρών*. Αθήνα, 1987.

27. Ν. Π. Γλυτσού. *Περιφερειακές ανισότητες στην Ελλάδα: Δημογραφικά και οικονομικά χαρακτηριστικά*. Αθήνα, 1988.
28. Γ. Χ. Κάτσου. *Προβληματικές επιχειρήσεις στην Ελλάδα: Αίτια, πρόβλεψη, πρόληψη και εξυγίανση*. Αθήνα, 1988.
29. Δ. Κατοχianού και Ε. Θεοδωρή-Μαρκογιαννάκη. *Το ελληνικό σύστημα αστικών κέντρων*. Αθήνα, 1988.

ΜΕΛΕΤΕΣ¹

30. Ath. Th. Balfoussias. *Personal income taxation: Tax responsiveness. Distributional and incentive effects: The case of Greece*. Athens, 1990.
31. C. A. Karmas, A. G. Kostakis and Th. G. Dragonas. *Occupational and educational demand of lyceum students: Development over time*. Athens, 1990.
32. Th. A. Skountzos. *Income multipliers in the context of the social accounting Matrix: The case of Greece*. Athens, 1990.
33. A. G. Kostakis. *The occupational choices of Greek Youth: An empirical analysis of the contribution of information and socioeconomic variables*. Athens, 1990.
34. P. V. Karadeloglou and P. N. Koutsouvelis. *Macroeconometric model KEPE-LINK (MYKL)*. Athens, 1991.
35. G. J. Mergos. *Output supply and input demand in Greek agriculture: A multi-output function approach*. Athens, 1991.
36. Ν. Π. Γλυτσού. *Θεωρητική και εμπειρική ανάλυση της μεταναστευτικής κίνησης και της ροής εμβασμάτων μεταξύ Ελλάδας και Γερμανίας*. Αθήνα, 1991.
37. Ε. Ρ. Anagnostopoulou. *Studies in the equilibrium approach to inflation and unemployment*. Athens, 1991.

¹ Η σειρά «ΜΕΛΕΤΕΣ» αποτελεί συνέχεια της προηγούμενης σειράς «ΕΠΙΣΤΗΜΟΝΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ».

38. Λ. Α. Αθανασίου. *Οικονομικές ανισότητες στην Ελλάδα: Εξελίξεις και πιθανές επιπτώσεις*. Αθήνα, 1991.
39. Δ. Κ. Μαρούλη. *Προβλήματα και προοπτικές των ελληνικών εξαγωγών: Προϋποθέσεις ανάπτυξής τους στην ενοποιημένη ευρωπαϊκή αγορά*. Αθήνα, 1992.
40. Π. Α. Καββαδία. *Δείκτες περιφερειακής ανάπτυξης της Ελλάδας*. Αθήνα, 1992.
41. Μ. Στ. Πανοπούλου. *Οικονομικά και τεχνικά προβλήματα στην ελληνική ναυπηγική βιομηχανία, 1850-1914*. Αθήνα, 1993.
42. Δ. Θ. Αθανασακοπούλου. *Τιμολογιακή και επενδυτική πολιτική των μεταφορών. Η περίπτωση των ελληνικών χερσαίων εμπορευματικών μεταφορών*. Αθήνα, 1994.
43. Π. Π. Παρασκευαΐδη. *Πηγές προέλευσης και μηχανισμοί πραγματοποίησης οικονομικού πλεονάσματος: Η περίπτωση του αγροτικού τομέα στην Ελλάδα*. Αθήνα, 1995.
44. G. C. Kostelenos. *Money and output in modern Greece: 1858-1938*. Athens, 1995.
45. Δ. Α. Σακκά. *Το διαρθρωτικό πρόβλημα και ο οικονομικός προγραμματισμός στη μεταπολεμική Ελλάδα*. Αθήνα, 1996.
46. Π. Χ. Λίβα. *Τεχνολογικές μεταβολές ενεργειακών πινάκων εισροών-εκροών 1980-1985 και συντελεστές εισροών-εκροών 1990 της ελληνικής οικονομίας*. Αθήνα, 1996.
47. Ε. Ξυδέα, Μ. Κουνάρη, Α. Κώτση, Μ. Παπαδημητρίου, Ι. Ρεζίτη, Σ. Σπαθή και Στ. Χειμωνίτη-Τερροβίτη. *Τα οικονομικά των τυχερών παιχνιδιών στην Ελλάδα*. Αθήνα, 2000.
48. Π. Κομίλη και Ν. Βαγιονή. *Εισαγωγή σε μεθόδους και τεχνικές αξιολόγησης στον Περιφερειακό και Χωροταξικό Σχεδιασμό*. Αθήνα, 2000.
49. F. P. Zervou. *Social insurance system of Greece: A comparison with British, American and Spanish social security systems. An econometric model*. Athens, 2001.

50. Κ. Ν. Κανελλόπουλου, Κ. Γ. Μαυρομαρά και Θ. Μ. Μητράκου. *Εκπαίδευση και αγορά εργασίας*. Αθήνα, 2003.
51. Θ. Π. Λιανού σε συνεργασία Π. Παπακωνσταντίνου. *Σύγχρονη μετανάστευση στην Ελλάδα: Οικονομική διερεύνηση*. Αθήνα, 2003.
52. G. Kaplanoglou and D. M. Newbery. *The distributional impact of the proposed tax reform on Greek households*. Athens, 2003.
53. Σ. Δημέλη. *Συγκριτικά πλεονεκτήματα της Ελληνικής Οικονομίας: Συνολική και κλαδική ανάλυση 1990-2001*. Αθήνα, 2004.
54. Α. Σαρρή, Στ. Ζωγραφάκη και Π. Καρφάκη. *Μακροοικονομικές και αναδιανεμητικές επιπτώσεις στην ελληνική οικονομία από μια αναμόρφωση του φορολογικού συστήματος*. Αθήνα, 2004.
55. Κ. Ν. Κανελλόπουλου, Ζ. Ν. Αναστασάκου, Α. Κ. Κώτση, Θ. Ν. Μανιάτη και Κ. Μ. Παχάκη. *Διανομή, αναδιανομή και φτώχεια*. Αθήνα, 2004.
56. Φ. Ζερβού. *Η χρηματοδότηση του συνταξιοδοτικού συστήματος, 1981-2000*. Αθήνα, 2004.
57. Σ. Χανδρινού, σε συνεργασία Κ. Αλτίνογλου και Α. Πεπέ. *Εξέλιξη των ΜΜΕ στη χώρα μας: Εκτίμηση και σύγκριση της αποδοτικότητας και ευελιξίας των ΜΜΕ και των μεγάλων μεταποιητικών παραγωγικών μονάδων*. Αθήνα, 2005.
58. Μ. Panopoulou. *Technological change and corporate strategy in the Greek banking industry*. Athens, 2005.
59. Αν. Λαμπροπούλου. *Η ελληνική γεωργία στο διεθνές ανταγωνιστικό περιβάλλον*. Αθήνα, 2005.
60. Θ. Τερροβίτη. *Παραγωγή και χρήση των τεχνολογιών της πληροφορορίας και των επικοινωνιών στην Ελλάδα: Σημασία και επιπτώσεις*. Αθήνα, 2005.
61. Κ. Ν. Κανελλόπουλου σε συνεργασία Π. Παπακωνσταντίνου. *Οικονομικές διαστάσεις της κατάρτισης ενηλίκων*. Αθήνα, 2005.

62. Σ. Σπαθή. *Σύγκριση των αεροπορικών και ακτοπλοϊκών μεταφορών στις γραμμές εσωτερικού. Οικονομετρική εκτίμηση της ζήτησης*. Αθήνα, 2005.
63. P.-I. K. Prodromidis. *A regional analysis of declared incomes in Greece*. Athens, 2006.
64. M. G. Arghyrou. *The effects of the accession of Greece to the EMU: Initial estimates and future prospects*. Athens, 2006.
65. Γ. Παναγόπουλου και Γ. Πελετίδη. *Βασιλεία II: Περιγραφή και Συνέπειες για το Τραπεζικό Σύστημα*. Αθήνα, 2008.
66. P.-I. K. Prodromidis. *The spatial distribution of male and female employment and unemployment in Greece*. Athens, 2008.
67. Κ. Ευστρατόγλου. *Αξιολόγηση της επαγγελματικής κατάρτισης ανέργων στην Ελλάδα*. Αθήνα, 2009.
68. Κ. Αθανασούλη. *Η επαγγελματική μετάβαση των πτυχιούχων των Φιλοσοφικών Σχολών*. Αθήνα, 2010.
69. Ι. Ρεζίτη. *Η διαδικασία μετακύλισης τιμής στον ελληνικό αγρο-διατροφικό τομέα: Η περίπτωση των οπωροκηπευτικών*. Αθήνα, 2010.
70. T. Tsekeris. *Travel consumption and market competition in Greece*. Athens, 2010.
71. A. Koutroulis. *Finance and economic growth: The case of Greece 1960-2005*. Athens, 2011.
72. Θ. Π. Λιανού και Τζ. Καβουνίδη. *Μεταναστευτικά ρεύματα στην Ελλάδα κατά τον 20ό αιώνα*. Αθήνα, 2012.
73. E. A. Kaditi. *Analysis of the Greek food supply chain*. Athens, 2012.
74. Σ. Παπαϊωάννου. *Οικονομική μεγέθυνση στην Ελλάδα: Τάσεις και μεσοπρόθεσμες προοπτικές*. Αθήνα, 2013.
75. Τζ. Καβουνίδη και Ι. Χολέζα. *Οι διαδρομές των νέων μεταναστευτικής προέλευσης στην εκπαίδευση και στην αγορά εργασίας*. Αθήνα, 2013.

76. Ι. Κωνσταντακοπούλου. *Ανάλυση του ελληνικού εξωτερικού εμπορίου: Κλαδική ανάλυση, συγκριτικά πλεονεκτήματα, εξαγωγές και οικονομική ανάπτυξη, 2000-2014*. Αθήνα, 2015.
77. Ι. Reziti. *Non-linear Adjustment in the Greek Milk Market*. Athens, 2016.
78. S. Papaioannou (coordinator), Th. Tsekeris and Ch. Tassis. *Regional and sectoral efficiency of the Greek economy: Measurement and determinants*. Athens, 2017.
79. Φ. Οικονόμου και Χ. Τριαντόπουλου. *Οικονομική κρίση και καταθέσεις: Ελλάδα και Νότιος Ευρώπη*. Αθήνα, 2018.
80. Ι. Κωνσταντακοπούλου, Τ. Μαγδαληνού και Γ. Σκίντζη. *Διερεύνηση του εξωτερικού εμπορίου και της ανταγωνιστικότητας των εξαγωγών των χωρών της Ευρωζώνης*. Αθήνα, 2019.
81. Αικ. Τσούμα, Ι. Κουντούρη, Φ. Οικονόμου, Γ. Παναγόπουλου και Γ. Σκίντζη. *Ειδικοί Φόροι Κατανάλωσης στα καπνικά προϊόντα και τα αλκοολούχα ποτά στην Ελλάδα: Έσοδα και ελαστικότητες*. Αθήνα, 2020.
82. T. Tsekeris and S. Papaioannou. *Agglomeration economies and productivity in the EU regions*. Athens, 2021.
83. Έ. Αθανασίου, Α. Κώτση και Ε. Ι. Νίτση. *Εξαγωγές αγαθών της Ελλάδας: Επιδόσεις, εξειδίκευση και διαφοροποίηση*. Αθήνα. 2022.
84. Κ. Λοΐζου. *Οι διαστάσεις του προβλήματος των μη εξυπηρετούμενων δανείων και η ελληνική περίπτωση κατά την περίοδο 2002Q4-2019Q1*. Αθήνα. 2022.
85. Κ. Πασσά, *Ζητήματα παραγωγικότητας στην ελληνική οικονομία: Κοινωνικοί προσδιοριστικοί παράγοντες*. Αθήνα, 2024.

Επιμέλεια έκδοσης: Ελένη Σουλτανάκη

Παραγωγή:
[βιβλιοτεχνία]

Ζ. Πηγής 52Α, Εξάρχεια - Παπαρρηγοπούλου 6Α-Δ, Περιστέρι

Τηλ.: 210 38.01.844 - 210 57.89.355

www.vivliotechnia.gr



ISBN: 978-960-341-147-5 (Έντυπο)
ISBN: 978-960-341-146-8 (Ηλεκτρονικό)
ISSN: 1108-5789