ΙΝΣΤΙΤΟΥΤΟ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΓΣΕΕ

ΠΑΡΑΤΗΡΗΤΗΡΙΟ
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΑΙ ΚΟΙΝΩΝΙΚΩΝ ΕΞΕΛΙΞΕΩΝ
ΝΟΕΜΒΡΙΟΣ 2013

## Μελέτες (Studies) / 24

# Η επίδραση της λειτουργικής διανομής εισοδήματος στις συνιστώσες της συναθροιστικής ζήτησης της ελληνικής οικονομίας

ΑΙΜΙΛΙΑ ΜΑΡΣΕΛΛΟΥ



ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΗ ΜΟΝΑΔΑ ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΚΑΙ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟΥ ΜΕΤΑΣΧΗΜΑΤΙΣΜΟΥ

# Η επίδραση της λειτουργικής διανομής εισοδήματος στις συνιστώσες της συναθροιστικής ζήτησης της ελληνικής οικονομίας

# Η επίδραση της λειτουργικής διανομής εισοδήματος στις συνιστώσες της συναθροιστικής ζήτησης της ελληνικής οικονομίας

**Αιμιλία Μαρσέλλου**

Νοέμβριος 2013

**ΙΝΣΤΙΤΟΥΤΟ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΓΣΕΕ**

**Παρατηρητήριο Οικονομικών και Κοινωνικών Εξελίξεων**

Εμμανουήλ Μπενάκη 71Α
106 81, Αθήνα
Τηλ. +30 2103327779
Fax +30 2103327770
www.ineobservatory.gr

Οι απόψεις που διατυπώνονται στο παρόν κείμενο
είναι της συγγραφέως και δεν εκφράζουν κατ' ανάγκη
τις θέσεις της ΓΣΕΕ.

**Επιμέλεια εξωφύλλου:** Βάσω Αβραμοπούλου

**Γλωσσική επιμέλεια – Διορθώσεις:** Χριστίνα Ντεμίρη

**Φωτογραφία εξωφύλλου:** www.shutterstock.com

**Ηλεκτρονική σελιδοποίηση:** Γιάννης Παπαδημητρόπουλος

**Εκτύπωση – Παραγωγή:** ΚΑΜΠΥΛΗ ΑΕΒΕ

© ΙΝΕ ΓΣΕΕ
ISBN: 978-960-9571-47-0

Η παρούσα έρευνα χρηματοδοτήθηκε από το Ευρωπαϊκό Κοινωνικό Ταμείο και το Υπουργείο Εργασίας και Κοινωνικής Ασφάλισης στο πλαίσιο του Επιχειρησιακού Προγράμματος «Ανάπτυξη Ανθρώπινου Δυναμικού» 2007-2013.

# Παρατηρητήριο Οικονομικών και Κοινωνικών Εξελίξεων

Το Παρατηρητήριο Οικονομικών και Κοινωνικών Εξελίξεων του Ινστιτούτου Εργασίας της ΓΣΕΕ αποτελεί έναν χώρο έρευνας και δράσης που απευθύνεται στους εργαζομένους, στην ακαδημαϊκή κοινότητα, στους φορείς χάραξης πολιτικής και στο σύνολο των πολιτών. Στόχος του είναι να προσφέρει επιστημονικά τεκμηριωμένες αναλύσεις για μια σειρά κοινωνικών και οικονομικών ζητημάτων που βρίσκονται στο επίκεντρο της τρέχουσας συγκυρίας και που έχουν άμεση σχέση με τα συμφέροντα του κόσμου της εργασίας. Το Παρατηρητήριο είναι σημείο συνάντησης και δημιουργικού διαλόγου πληθώρας ερευνητών, με απώτερο στόχο την ανάδειξη διαστάσεων των σύγχρονων οικονομικών και κοινωνικών φαινομένων που έχουν ιδιαίτερη αξία για την οπτική των εργαζομένων και των συνδικάτων. Παράλληλα, η ερευνητική του δραστηριότητα εντάσσεται σε μια ευρύτερη προσπάθεια καταγραφής πολιτικών που δύνανται να συνεισφέρουν με ουσιαστικό τρόπο στην επίλυση των σημαντικών προβλημάτων που αντιμετωπίζει στην τρέχουσα περίοδο ο κόσμος της εργασίας.

Η δραστηριότητα του Παρατηρητηρίου επικεντρώνεται σε τρεις βασικούς τομείς: α) στην οικονομία και την ανάπτυξη, β) στο κοινωνικό κράτος και το μέλλον της εργασίας και γ) στην ανάπτυξη του ανθρώπινου δυναμικού σε περιβάλλον δημοκρατίας και ισότητας. Ο πρώτος τομέας αφορά τα αίτια και τις επιπτώσεις της πρόσφατης οικονομικής κρίσης, τις σύγχρονες προκλήσεις που έχει να αντιμετωπίσει ο δημόσιος τομέας και η δημοσιονομική πολιτική στην Ελλάδα, καθώς και τις αλλαγές που είναι αναγκαίο να πραγματοποιηθούν στο αναπτυξιακό πρότυπο της χώρας. Ο δεύτερος τομέας αναφέρεται στην ασκούμενη κοινωνική πολιτική, στα ζητήματα της φτώχειας και των ανισοτήτων, στις εργασιακές σχέσεις και στο θεσμικό πλαίσιο των αγορών εργασίας. Ιδιαίτερη έμφαση δίνει στην ανάλυση της τρέχουσας συγκυρίας και στην αποδόμηση που επιχειρείται σε μια

σειρά δικαιωμάτων και κατακτήσεων των εργαζομένων. Τέλος, ο τρίτος τομέας επικεντρώνεται σε θέματα που αφορούν την εκπαίδευση και την κατάρτιση των εργαζομένων, τις ποιοτικές και ποσοτικές διαστάσεις της ανεργίας, τον κοινωνικό αποκλεισμό και τον ρατσισμό που βιώνει σημαντική μερίδα των εργαζομένων και των ανέργων στη χώρα.

Είναι προφανές ότι οι τρεις προαναφερθέντες τομείς έχουν επικαλύψεις μεταξύ τους. Μέσα από τα κείμενά του το Παρατηρητήριο επιδιώκει να αναδείξει αυτές τις επικαλύψεις και να φέρει στην επιφάνεια τα οφέλη που μπορεί να προκύψουν από την πολύπλευρη ανάλυση των σύγχρονων οικονομικών και κοινωνικών φαινομένων. Στο πλαίσιο της προσπάθειας που επιχειρείται, θεωρείται ιδιαίτερα σημαντική η κατάθεση παρατηρήσεων, προτάσεων αλλά και εναλλακτικών προσεγγίσεων από όσους και όσες επιθυμούν να συνεισφέρουν στην ερευνητική δραστηριότητα του Παρατηρητηρίου.

**Γιάννης Παναγόπουλος**
*Πρόεδρος ΙΝΕ ΓΣΕΕ*

# Περιεχόμενα


| | | |
|---|---|---|
| **1** | **Εισαγωγή** | **9** |
| **2** | **Οι επιδράσεις της λειτουργικής διανομής του εισοδήματος στη συναθροιστική ζήτηση: Θεωρητικό υπόβαθρο και εμπειρικές μελέτες** | **13** |
| 2.1 | Θεωρητικό υπόβαθρο | 13 |
| 2.2 | Βιβλιογραφική επισκόπηση | 16 |
| **3** | **Λειτουργική διανομή, συναθροιστική ζήτηση και ανεργία στην ελληνική οικονομία** | **21** |
| **4** | **Οικονομετρική ανάλυση** | **29** |
| 4.1 | Μεθοδολογικά ζητήματα | 29 |
| 4.2 | Κατανάλωση | 30 |
| 4.3 | Επένδυση | 36 |
| 4.4 | Καθαρές εξαγωγές | 43 |
| 4.5 | Συγκεντρωτικά αποτελέσματα | 51 |
| **5** | **Συμπεράσματα** | **53** |
| | **Βιβλιογραφία** | **59** |
| | **Παράρτημα** | **63** |

# 1. Εισαγωγή

Τα προγράμματα δημοσιονομικής λιτότητας και οι ευρύτερες μακροοικονομικές πολιτικές που εφαρμόζονται στην ελληνική οικονομία από το 2010 και μετά στηρίζονται στην υπόθεση ότι θα οδηγήσουν στην αύξηση των ιδιωτικών επενδύσεων και των εξαγωγών, ανατρέποντας το οικονομικό αδιέξοδο στο οποίο έχει περιέλθει η χώρα. Όμως, ύστερα από τρία χρόνια αυστηρής λιτότητας και περικοπών στις δημόσιες δαπάνες, στους μισθούς και στις συντάξεις, το μόνο αποτέλεσμα μέχρι τώρα είναι η συρρίκνωση του μεριδίου των μισθών και η κατακόρυφη αύξηση της ανεργίας. Οι πολιτικές αυτές θεμελιώνονται στη θεωρητική πεποίθηση ότι οι ανελαστικότητες που παρατηρούνται στην αγορά εργασίας ευθύνονται για τα διατηρούμενα υψηλά επίπεδα ανεργίας στην Ευρώπη, τους αναιμικούς ρυθμούς μεγέθυνσης και το χάσμα ανταγωνιστικότητας με τις Ηνωμένες Πολιτείες. Η πολιτική που προκρίνεται, επομένως, δίνει έμφαση στην εφαρμογή μέτρων μισθολογικής μετριοπάθειας (wage moderation) σε περιόδους σχετικά οικονομικής ομαλότητας, ενώ σε περιόδους οικονομικής αναταραχής δίνει έμφαση στην εφαρμογή μέτρων εσωτερικής υποτίμησης, που δεν αποτελούν παρά το ακραίο ανάλογό τους.

Η πολιτική μισθολογικής μετριοπάθειας αποτελεί προϊόν των μέτρων εκείνων που χαρακτηρίζονται από την τάση μείωσης του μεριδίου των μισθών στο συνολικό προϊόν, χωρίς ωστόσο να αποσκοπούν στην άμεση παρέμβαση αύξησης των κερδών. Προωθούν, για παράδειγμα, την ελαστικοποίηση της αγοράς εργασίας και των μισθών, όχι όμως την αύξηση του εισοδήματος από το κεφάλαιο (Lavoie and Stockhammer, 2012). Με άλλα λόγια, η μείωση του μεριδίου των μισθών προκύπτει μέσα από θεσμικές παρεμβάσεις στον τρόπο λειτουργίας της αγοράς εργασίας και στους θεσμοθετημένους μηχανισμούς καθορισμού των μισθών. Τέτοιες παρεμβάσεις είναι η αποδυνάμωση των συλλογικών διαπραγματεύσεων που έχει ως αποτέλεσμα την επιδείνωση της διαπραγματευτικής θέσης

των εργαζομένων, ο περιορισμός του πεδίου και του τρόπου δράσης των συνδικαλιστικών οργανώσεων των εργαζομένων καθώς και των θεσμικών τους στηριγμάτων, η αποδόμηση της εργατικής νομοθεσίας και η μείωση έως και κατάργηση των κατώτατων μισθών.

Στον αντίποδα αυτών των πολιτικών βρίσκονται οι πολιτικές εκείνες που αποσκοπούν στην αύξηση ή σταθεροποίηση του μεριδίου των μισθών στο συνολικό προϊόν. Οι πολιτικές αυτές ενισχύουν και προάγουν τον ρόλο των συνδικάτων και το εργατικό δίκαιο καθώς επίσης και το σύνολο των κοινωνικών δαπανών, ιδιαίτερα εκείνων που ενισχύουν και ταυτόχρονα διευρύνουν το πεδίο δράσης των παρεμβάσεων που συγκροτούν το κράτος πρόνοιας.

Τα μέτρα πολιτικής, τα οποία στο σύνολό τους συμβάλλουν στη μισθολογική μετριοπάθεια, θεμελιώνονται στη θεωρία NAIRU (το ποσοστό ανεργίας που δεν επιταχύνει τον πληθωρισμό). Η θεωρία αυτή έχει χρησιμοποιηθεί κατά κόρον για την ανάλυση της ανεργίας στην Ευρώπη, καθώς και για την υποστήριξη πολιτικών που αποσκοπούν στον περιορισμό του κράτους πρόνοιας και των επιδομάτων ανεργίας (Stockhammer, 2008), παρέχοντας την απαραίτητη επιχειρηματολογία για την υποστήριξη της πολιτικής μισθολογικής μετριοπάθειας στις συστάσεις πολιτικής εκ μέρους των διεθνών οργανισμών οικονομικής πολιτικής και ανάλυσης.

Οι παραπάνω θεωρητικές θέσεις και εν τέλει οι πολιτικές πρακτικές έχει επιχειρηθεί να ελεγχθούν εμπειρικά, ιδιαίτερα τα τελευταία χρόνια, από πλήθος επιστημονικών εργασιών, των οποίων τα αποτελέσματα κάθε άλλο παρά τις τεκμηριώνουν. Στην πραγματικότητα περισσότερο αναδεικνύουν την αποτυχία των εν λόγω πολιτικών, καθώς σε μια σειρά από χώρες η μείωση του μεριδίου των μισθών κατά τις τελευταίες δεκαετίες υπήρξε αναποτελεσματική και στα τρία επίμαχα πεδία: της ανεργίας, της παραγωγικότητας και της ανταγωνιστικότητας.

Η παραγωγική δομή συγκρότησης κάθε εθνικής οικονομίας και τα αναπτυξιακά και καταναλωτικά της πρότυπα παίζουν καθοριστικό ρόλο στο πώς αυτή «αντιδρά» στις μεταβολές των μεριδίων των μισθών και των κερδών.[1] Στη βι-

1. Εκτός από την παραγωγική δομή της οικονομίας, οι Lavoie and Stockhammer (2012) αναφέρουν μια σειρά από άλλους παράγοντες, οι οποίοι ενδεχομένως συμβάλλουν στο να αναπτύσσεται μια οικονομία διαμέσου των μισθών ή των κερδών: η υπάρχουσα λειτουργική διανομή εισοδήματος, η ροπή προς την κατανάλωση ανάλογα με το αν το εισόδημα προέρχεται από μισθούς ή κέρδη, ο βαθμός αντίδρασης των επιχειρήσεων στις

βλιογραφία έχει διαμορφωθεί μια τυπολογία καθεστώτων συναθροιστικής ζήτησης ανάλογα με το «πρόσημο» των επιπτώσεων που επιφέρουν οι μεταβολές στη λειτουργική διανομή του εισοδήματος· αν μια αύξηση του μεριδίου των μισθών επιφέρει αύξηση στη συναθροιστική ζήτηση και κατά συνέπεια στο ΑΕΠ, τότε η οικονομία θεωρείται ότι αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών (wage-led), ενώ στην αντίθετη περίπτωση, αν μειώνεται η ζήτηση, τότε αναπτύσσεται διαμέσου των κερδών (profit-led). Γίνεται εύκολα αντιληπτό, 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.

Στόχος της παρούσας μελέτης είναι η διερεύνηση του καθεστώτος συναθροιστικής ζήτησης της ελληνικής οικονομίας, μέσω της ποσοτικής εκτίμησης του μεγέθους της επίπτωσης μιας μεταβολής στο μερίδιο των μισθών σε κάθε συνιστώσα της ζήτησης (κατανάλωση, επένδυση και καθαρές εξαγωγές) και εν τέλει στο ΑΕΠ της χώρας. Η μελέτη αυτή επιδιώκει να συμβάλει τόσο θεωρητικά όσο και εμπειρικά σε μια συζήτηση που βρίσκεται σε εξέλιξη και διεξάγεται διεθνώς και με ιδιαίτερη ένταση τα τελευταία χρόνια, ιδιαίτερα σε ό,τι αφορά την Ελλάδα.

Η μεθοδολογία που ακολουθείται είναι παρόμοια με αυτήν των Stockhammer et al. (2009). Επιλέγεται ένα απλό μετα-κεϋνσιανό υπόδειγμα διανομής εισοδήματος και μεγέθυνσης, το οποίο αποτελεί μια παραλλαγή του υποδείγματος των Bhaduri and Marglin (1990). Καταγράφονται, αναλύονται και συζητιούνται κριτικά οι περισσότερες συμβολές της σχετικής βιβλιογραφίας. Ο πυρήνας της μελέτης έγκειται στην οικονομετρική ανάλυση του υποδείγματος, η οποία συνίσταται στην εκτίμηση, μέσω της προσέγγισης των ξεχωριστών εξισώσεων, της επίδρασης της μεταβολής της λειτουργικής διανομής εισοδήματος (μερίδιο μισθών στο ΑΕΠ) σε καθεμία συνιστώσα της συναθροιστικής ζήτησης. Στη συνέχεια, τα αποτελέσματα συντίθενται προκειμένου να υπολογιστεί η συνολική επίδραση στη συναθροιστική ζήτηση και επομένως στο ΑΕΠ.

---

πωλήσεις ή τα περιθώρια κέρδους, η ευαισθησία των εξαγωγέων και των εισαγωγέων 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). Οι παράγοντες αυτοί εξετάζονται στην εμπειρική ανάλυση αυτής της μελέτης.

Η εργασία διαρθρώνεται ως εξής: Στη δεύτερη ενότητα παρουσιάζεται το θεωρητικό υπόβαθρο και το μετα-καλετσκιανό μοντέλο στο οποίο βασίζονται οι εμπειρικές εκτιμήσεις καθώς και η εμπειρική βιβλιογραφία που έχει ως αφετηρία τα υποδείγματα τύπου Bhaduri and Marglin (1990). Στην τρίτη ενότητα αποτυπώνεται εμπειρικά η σχέση λειτουργικής διανομής εισοδήματος, συναθροιστικής ζήτησης και ανεργίας στην ελληνική οικονομία. Η τέταρτη ενότητα παρουσιάζει τα οικονομετρικά αποτελέσματα των επιπτώσεων των μεταβολών της λειτουργικής διανομής εισοδήματος στην ιδιωτική κατανάλωση, την ιδιωτική επένδυση και στις καθαρές εξαγωγές. Στην πέμπτη ενότητα παρουσιάζεται μια περίληψη των βασικών ευρημάτων και διατυπώνονται κάποια συμπεράσματα πολιτικής.

# 2. Οι επιδράσεις της λειτουργικής διανομής του εισοδήματος στη συναθροιστική ζήτηση: Θεωρητικό υπόβαθρο και εμπειρικές μελέτες

## 2.1 Θεωρητικό υπόβαθρο

Σε αντίθεση με την κυρίαρχη οικονομική προσέγγιση, είτε πρόκειται για τη νεοκλασική θεωρία είτε για τη νεο-κεϋνσιανή, η μετα-κεϋνσιανή οικονομική θεωρία είναι αυτή που διατήρησε ζωντανό τον ρόλο της ενεργού ζήτησης στην ανάλυση της μακροχρόνιας περιόδου. Κατά συνέπεια, ο παράγοντας της ζήτησης μπορεί να επιδρά στη μεγέθυνση του προϊόντος, εκτός από τη βραχυχρόνια, και στη μακροχρόνια περίοδο. Στην ενότητα αυτή παρουσιάζεται το βασικό μετακεϋνσιανό υπόδειγμα που θα χρησιμοποιηθεί στη συνέχεια για την οικονομετρική ανάλυση. Το υπόδειγμα αυτό ανέπτυξαν οι Stockhammer et al. (2009) και βασίζεται στην εργασία των Bhaduri and Marglin (1990).

Οι Bhaduri and Marglin (1990) έδειξαν ότι ακόμα και σε ένα καλετσκιανό υπόδειγμα είναι δυνατόν να παραχθούν διαφορετικά «καθεστώτα» συσσώρευσης, εκτός από το τυπικό κεϋνσιανό αποτέλεσμα της μεγέθυνσης που ωθείται από τους μισθούς· μία αύξηση στο μερίδιο των μισθών είναι δυνατόν να προκαλέσει και το αντίθετο αποτέλεσμα, δηλαδή τη συρρίκνωση του παραγόμενου προϊόντος, και επομένως να θεωρείται ότι το καθεστώς ζήτησης αναπτύσσεται διαμέσου των κερδών. Αυτό το θεωρητικό ενδεχόμενο οφείλεται σε μια μικρή μετατροπή στη συνάρτηση επενδύσεων στην οποία συμπεριλήφθηκε, εκτός από τη μεταβλητή του βαθμού χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας (capacity utilization), και αυτή της διανομής εισοδήματος και συγκεκριμένα του μεριδίου των κερδών, τα οποία αναμένεται να έχουν θετική επίδραση στην επέν-

δυση. Το υπόδειγμα αυτό, πέρα από τις θεωρητικές συζητήσεις που προκάλεσε, άνοιξε ένα νέο πεδίο διερεύνησης τόσο θεωρητικής όσο και εμπειρικής, καθώς επιτρέπει τη διερεύνηση και την εκτίμηση της επίδρασης των μεταβολών της διανομής εισοδήματος σε καθένα από τα συστατικά μέρη της συναθροιστικής ζήτησης (κατανάλωση, επένδυση και καθαρές εξαγωγές) και τελικά στο σύνολό της.

Η συναθροιστική ζήτηση ($AD$) αποτελεί το άθροισμα της κατανάλωσης ($C$), της επένδυσης ($I$) και των καθαρών εξαγωγών ($NX$). Όλες οι ανεξάρτητες μεταβλητές είναι συναρτήσεις του εισοδήματος ($Y$) και του μεριδίου των μισθών ($\Omega$). Οι δημόσιες δαπάνες δεν λαμβάνονται υπόψη και γι' αυτό παραλείπονται. Η συναθροιστική ζήτηση είναι η εξής:

$$AD=C(Y,\Omega)+I(Y,\Omega,i)+NX(Y,\Omega,Y_f) \quad (1)$$

Όπως επισημαίνουν οι Stockhammer et al. (2009), ένα από τα προτερήματα του συγκεκριμένου υποδείγματος έγκειται στο ότι είναι επαρκώς γενικό και απλό στη δομή των εξισώσεών του και γι' αυτό μπορεί εύκολα να μετατραπεί σε ένα τυπικό κεϋνσιανό υπόδειγμα.[2] Όσον αφορά τη συνάρτηση κατανάλωσης, αναμένεται ότι η κατανάλωση θα αυξάνεται όταν θα αυξάνεται το μερίδιο των μισθών.

Εκτός από τις μεταβλητές του προϊόντος ($Y$) και του επιτοκίου ($i$), οι οποίες περιλαμβάνονται στις βασικές συναρτήσεις επενδύσεων, η επένδυση εξαρτάται και από την κερδοφορία των επιχειρήσεων και συγκεκριμένα από το μερίδιο των κερδών. Κατά συνέπεια, η επένδυση αναμένεται να αυξάνεται όταν το μερίδιο των μισθών μειώνεται (και επομένως αυξάνεται κατ' αναλογία το μερίδιο των κερδών) και όταν η ζήτηση αυξάνεται, ενώ μειώνεται με την αύξηση των επιτοκίων.

Οι καθαρές εξαγωγές (εξαγωγές μείον εισαγωγές) συνδέονται αρνητικά με την εσωτερική ζήτηση ($Y$), καθώς η τελευταία τείνει να ενισχύει τις εισαγωγές αγαθών, και θετικά με την εξωτερική ζήτηση ($Y^f$), η οποία αναμένεται να επηρεάσει θετικά τις εξαγωγές. Η διανομή εισοδήματος εισάγεται στην εξίσωση των καθαρών εξαγωγών μέσω του μοναδιαίου κόστους εργασίας (ULC), το οποίο χρησιμοποιούμε ως εναλλακτικό όρο εξαιτίας της άμεσης σχέσης του με το με-

2. Το παραπάνω μοντέλο μετατρέπεται σε ένα συνηθισμένο κεϋνσιανό υπόδειγμα, εάν οι παράγωγοι $\frac{\partial C}{\partial \Omega}$ και $\frac{\partial I}{\partial \Omega}$ θεωρηθούν ίσες με το 0.

ρίδιο των μισθών. Το ULC 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 (Blecker, 1999). Σημειώνεται ότι στα μακρο-οικονομετρικά υποδείγματα, το ULC συνήθως επηρεάζει τις τιμές και μέσω αυτού οι τιμές εισέρχονται στις συναρτήσεις εξαγωγών και εισαγωγών (Stockhammer et al., 2009). Στον βαθμό, ωστόσο, που χρησιμοποιείται το πραγματικό μοναδιαίο κόστος εργασίας (RULC), τότε θα πρέπει να λαμβάνονται υπόψη και οι τιμές ως προσεγγιστικός όρος του δείκτη ανταγωνιστικότητας.

Σε αυτό το σημείο αξίζει να γίνουν μερικές επισημάνσεις, οι οποίες σε γενικές γραμμές ισχύουν σε όλες τις οικονομετρικές αναλύσεις της προσέγγισης των ξεχωριστών εξισώσεων, όπως μπορεί κανείς να διαπιστώσει στην ανάλυση που ακολουθεί. Πρώτον, όπως ήδη αναφέραμε, οι επιδράσεις της δημοσιονομικής πολιτικής εξαιρούνται από την ανάλυση. Δεύτερον, δεν συμπεριλαμβάνονται χρηματοοικονομικές μεταβλητές, με εξαίρεση το επιτόκιο. Επομένως, ζητήματα που αφορούν την εξωτερική χρηματοδότηση των επενδύσεων παραμένουν εκτός ανάλυσης. Τρίτον, δεν λαμβάνεται υπόψη η επίδραση της μεγέθυνσης της οικονομίας στη διανομή εισοδήματος. Τέταρτον, συνάγεται από τα παραπάνω ότι η διανομή εισοδήματος θεωρείται εξωγενής και κατά συνέπεια, τα αποτελέσματα ανατροφοδότησης μεταξύ των συνιστωσών δεν λαμβάνονται υπόψη.

Προκειμένου να αναλύσουμε τις επιδράσεις των μεταβολών στη διανομή εισοδήματος στην οικονομική δραστηριότητα, ξεκινάμε από την αγορά προϊόντων σε συνθήκη ισορροπίας, δηλαδή στο σημείο όπου η συνολική προσφορά ισούται με τη συνολική ζήτηση (Y = AD*). Παραγωγίζοντας το Y ως προς το Ω έχουμε:

$$\frac{dY^*}{d\Omega} = \frac{h_2}{1-h_1} \qquad (2)$$

όπου $h_1=\left(\frac{\partial C}{\partial Y}+\frac{\partial I}{\partial Y}+\frac{\partial NX}{\partial Y}\right)$ και $h_2=\left(\frac{\partial C}{\partial \Omega}+\frac{\partial I}{\partial \Omega}+\frac{\partial NX}{\partial \Omega}\right)$.

Η Εξίσωση (2) καταλήγει στο γινόμενο του κλασικού πολλαπλασιαστή $\left(\frac{1}{1-h_1}\right)$, ο οποίος πρέπει να είναι θετικός για να υπάρχει ισορροπία στην αγορά αγαθών, και της παραμέτρου $h_2$, της οποίας το πρόσημο καθορίζει την επίδραση της διανομής εισοδήματος στο ΑΕΠ. Η $h_2$ είναι το άθροισμα των μερικών παραγώγων των συντελεστών της ζήτησης ως προς το μερίδιο των μισθών. Αποκαλούμε αυτό

το άθροισμα ιδιωτική υπερβάλλουσα 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). Κατά συνέπεια, αντικείμενο της παρούσας μελέτης αποτελεί η εμπειρική εκτίμηση της $h_2$, το πρόσημο της οποίας καθορίζει το καθεστώς ζήτησης της ελληνικής οικονομίας. Θετική $h_2$ σημαίνει ότι η οικονομία αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών, ενώ αρνητική $h_2$ σημαίνει ότι η οικονομία αναπτύσσεται διαμέσου των κερδών.

Στη σχετική βιβλιογραφία γίνεται διαχωρισμός ανάμεσα στον εγχώριο τομέα της οικονομίας και στην ανοικτή οικονομία. Το γεγονός αυτό έχει ως άμεση συνέπεια να διαχωρίζεται η ανάλυση σε δύο στάδια. Στο πρώτο στάδιο ο εγχώριος τομέας ορίζεται από την κατανάλωση και την επένδυση, θεωρώντας ότι η κατάσταση των καθαρών εξαγωγών μένει αμετάβλητη. 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, δηλαδή οι μεταβολές στις καθαρές εξαγωγές. Το άθροισμα της εσωτερικής ζήτησης και του εξωτερικού τομέα μάς δίνει τη συναθροιστική ζήτηση μιας ανοικτής οικονομίας. 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 ανοιχτής οικονομίας χαρακτηρίζεται ως αναπτυσσόμενη διαμέσου των κερδών.

## 2.2 Βιβλιογραφική επισκόπηση

Οι Bowles and Boyer (1995) επιχείρησαν πρώτοι την εμπειρική διερεύνηση των «καθεστώτων» μεγέθυνσης αξιοποιώντας το υπόδειγμα των Bhaduri and Marglin (1990). Τόσο αυτοί οι ερευνητές όσο και οι περισσότεροι που συνέβαλαν στη σχετική βιβλιογραφία εφάρμοσαν τη μέθοδο εκτίμησης των ξεχωριστών εξισώσεων. Εκτίμησαν την επίδραση του μεριδίου των κερδών στην αποταμίευση και την επίδραση του ποσοστού κέρδους και της απασχόλησης στις επενδύσεις και στις καθαρές εξαγωγές. Το υπόδειγμα εκτιμήθηκε για έξι οικονομίες του ΟΟΣΑ. Η ανάλυση ως υπόδειγμα κλειστής οικονομίας έδειξε ότι η Γαλλία, η

Γερμανία, η Ιαπωνία, το Ηνωμένο Βασίλειο και οι ΗΠΑ αναπτύσσονται διαμέσου των μισθών. Από την άλλη, όταν περιλαμβάνουν και τις καθαρές εξαγωγές, η Γαλλία, η Γερμανία και η Ιαπωνία μετατρέπονται σε οικονομίες που αναπτύσσονται διαμέσου των κερδών, ενώ το Ηνωμένο Βασίλειο και οι ΗΠΑ παραμένουν σε καθεστώς μεγέθυνσης ωθούμενο από τους μισθούς.

Η κριτική που έχει ασκηθεί στην εργασία των Bowles and Boyer (1995) σχετίζεται με τη 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. Το γεγονός αυτό αποτελεί σοβαρή παράλειψη, καθώς η διερεύνηση της στασιμότητας των χρονοσειρών συμβάλλει αποφασιστικά στη διαμόρφωση της δομής, των χαρακτηριστικών και της μεθόδου εκτίμησης του υποδείγματος. Επίσης, επισημαίνεται από τους Stockhammer et al. (2009) ότι η χρήση του μεριδίου της απασχόλησης ως εναλλακτικού προσεγγιστικού όρου για τον βαθμό χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας δεν είναι η πλέον κατάλληλη επιλογή, ιδιαίτερα όταν η ανάλυση αφορά ευρωπαϊκές χώρες, καθώς για μεγάλο χρονικό διάστημα καταγράφουν υψηλά επίπεδα ανεργίας. Ωστόσο είναι γεγονός ότι η εξεύρεση αξιόπιστων στατιστικών δεδομένων για τον βαθμό χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας για μακροχρόνιες περιόδους είναι αρκετά δυσχερής.

Ο Gordon (1995a) χρησιμοποιεί ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (VAR) για να εκτιμήσει την επίδραση της διανομής εισοδήματος στην καταναλωτική και επενδυτική δαπάνη των 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 & Boyer (1995) καταλήγει στο συμπέρασμα ότι η μεγέθυνση της οικονομίας των ΗΠΑ ωθείται από τα κέρδη. Ο Gordon (1995b) επεκτείνει το προηγούμενο υπόδειγμα για να συμπεριλάβει και τον εξωτερικό τομέα και βρίσκει ότι εξεταζόμενη και ως ανοιχτή η οικονομία των ΗΠΑ αναπτύσσεται διαμέσου των κερδών.

Οι Hein and Kramer (1997) για να εκτιμήσουν την επίδραση της διανομής εισοδήματος στην επένδυση χρησιμοποίησαν μια εξίσωση επενδύσεων τύπου Bhaduri and Marglin (1990). Εξέτασαν την επενδυτική συμπεριφορά του βιομηχανικού τομέα της Γαλλίας, της Γερμανίας, του ΗΒ και των ΗΠΑ για την περίοδο 1960-1993 και διαπίστωσαν ότι οι επιχειρήσεις τείνουν να αυξάνουν τις επενδύσεις τους, λαμβάνοντας υπόψη περισσότερο την επίδραση της διανομής

εισοδήματος στον βαθμό χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας (δηλαδή στη ζήτηση), παρά την επίδρασή της στο κόστος. Οι διαπιστώσεις αυτές, οι οποίες αφορούν την περίοδο της δεκαετίας του 1980 και των αρχών του 1990, οδηγούν στο συμπέρασμα ότι, παρά την τάση ανόδου του μεριδίου των κερδών που καταγράφηκε από το 1980 και μετά, «οι προϋποθέσεις για μια φιλική προς τους μισθούς πολιτική διανομής του εισοδήματος έχουν δημιουργηθεί».

Οι Hein and Ochsen (2003) διαφοροποιούν τη στρατηγική τους και διερευνούν τα καθεστώτα συσσώρευσης (Γαλλίας, Γερμανίας, ΗΠΑ και ΗΒ), εισάγοντας το επιτόκιο στη συνάρτηση επενδύσεων. Σε γενικές γραμμές, καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι το καλετσκιανό αποτέλεσμα, κατά το οποίο υπάρχει αρνητική σχέση ανάμεσα στο επιτόκιο και το επίπεδο ισορροπίας της συσσώρευσης κεφαλαίου, του βαθμού χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας και του ποσοστού κέρδους, μπορεί να προκύψει μόνο κάτω από συγκεκριμένες υποθέσεις και συνθήκες και ότι είναι πιθανά και άλλα καθεστώτα συσσώρευσης.

Οι Stockhammer and Onaran (2004) και Onaran and Stockhammer (2005) ακολούθησαν μια διαφορετική μεθοδολογική προσέγγιση. Και στις δύο εργασίες εκτίμησαν αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα (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. Στο πρώτο διερεύνησαν τις οικονομίες των ΗΠΑ, του ΗΒ και της Γαλλίας, ενώ στο δεύτερο 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 μεριά, 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.

Η Naastepad (2006) χρησιμοποιεί ένα τυπικό κεϋνσιανό υπόδειγμα μεγέθυνσης για να διερευνήσει το καθεστώς μεγέθυνσης της ολλανδικής οικονομίας για

το διάστημα 1960-2000. Το υπόδειγμα είναι έτσι δομημένο ώστε να επιτρέπεται ο έλεγχος για τα καθεστώτα ζήτησης αλλά και για τα καθεστώτα μεγέθυνσης της παραγωγικότητας. Για την οικονομετρική ανάλυση εφαρμόζεται η προσέγγιση των ξεχωριστών εξισώσεων και εκτιμούνται οι προσδιοριστικοί παράγοντες της παραγωγικότητας, της επένδυσης, της αποταμίευσης και των εξαγωγών. Διαπιστώνει ότι ο ρυθμός μεγέθυνσης της συναθροιστικής ζήτησης έχει πολύ μικρή ευαισθησία σε ό,τι αφορά τις μεταβολές στη μεγέθυνση των πραγματικών μισθών. Διαπιστώνει 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. Καταλήγει, επομένως, στο συμπέρασμα ότι το καθεστώς ζήτησης της Ολλανδίας αναπτύχθηκε διαμέσου των μισθών, αν και η σχέση αυτή χαρακτηρίζεται ως οριακή.

Παρόμοια είναι η προσέγγιση που ακολουθούν οι Naastepad and Storm (2006/2007) για το διάστημα 1960-2000 σε οκτώ χώρες του ΟΟΣΑ (Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία, Ολλανδία, Ισπανία, ΗΒ, Ιαπωνία και ΗΠΑ). Διαπιστώθηκε ότι το καθεστώς ζήτησης όλων των οικονομιών όταν εκτιμήθηκαν ως κλειστές αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών. Αντίθετα, οι οικονομίες της Ιαπωνίας και των ΗΠΑ που είναι ανοικτές έχουν καθεστώς ζήτησης που αναπτύσσεται διαμέσου των κερδών.

Οι Stockhammer and Ederer (2008) καθώς και οι Ederer and Stockhammer (2007) εφαρμόζουν και αυτοί την προσέγγιση των ξεχωριστών εξισώσεων στην περίπτωση της Αυστρίας και της Γαλλίας, αντίστοιχα. Εκτιμούν την επίδραση του μεριδίου των μισθών στην κατανάλωση, την επένδυση και στις καθαρές εξαγωγές και πειραματίζονται με μια σειρά από συναρτήσεις εισαγωγών και εξαγωγών. Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι, όταν οι χώρες αυτές εξετάζονται ως κλειστές οικονομίες (λαμβάνεται υπόψη μόνο η εγχώρια ζήτηση), η μεγέθυνσή τους ωθείται από τους μισθούς, ενώ όταν συνεκτιμάται ο παράγοντας των καθαρών εξαγωγών, τόσο το καθεστώς ζήτησης της Αυστρίας όσο και της Γαλλίας μετατρέπεται σε ωθούμενο από τα κέρδη.

Πιο πρόσφατα, οι Hein and Vogel (2008) εξέτασαν τη σχέση μεταξύ διανομής εισοδήματος και οικονομικής μεγέθυνσης για τις οικονομίες της Αυστρίας, της Γαλλίας, της Γερμανίας, της Ολλανδίας, του ΗΒ και των ΗΠΑ. Σύμφωνα με τα ευρήματά τους, οι οικονομίες της Γαλλίας, της Γερμανίας, του ΗΒ και των ΗΠΑ αναπτύσσονται από τους μισθούς, ενώ οι οικονομίες της Αυστρίας και της

Ολλανδίας αναπτύσσονται ωθούμενες από τα κέρδη. Από τις έξι χώρες που εξετάστηκαν οι επιδράσεις της διανομής εισοδήματος στις καθαρές εξαγωγές δεν υπήρξαν στατιστικά σημαντικές, με εξαίρεση την Αυστρία και την Ολλανδία, ενώ για τις υπόλοιπες χώρες ο χαρακτηρισμός του καθεστώτος ζήτησης αφορά μόνο την εσωτερική 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 τομέας. Οι συγγραφείς καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι μόνο εν μέρει επιβεβαιώνεται το θεωρητικό συμπέρασμα των Bhaduri and 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.

Στην πιο πρόσφατη εργασία τους οι Stockhammer et al. (2009) διερεύνησαν τη σχέση διανομής εισοδήματος και μεγέθυνσης της οικονομίας, μόνο που αυτή τη φορά εξέτασαν την οικονομία της Ευρωζώνης ως σύνολο, αντί για κάθε χώρα ξεχωριστά. Εφάρμοσαν και σε αυτή την εργασία την προσέγγιση των ξεχωριστών εξισώσεων και βρήκαν ότι το καθεστώς ζήτησης της Ευρωζώνης αναπτύσσεται ωθούμενο από τους μισθούς. Η ίδια κριτική που ασκήθηκε προηγουμένως στην εργασία των Hein and 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.

# 3. Λειτουργική διανομή, συναθροιστική ζήτηση και ανεργία στην ελληνική οικονομία

Η μισθολογική μετριοπάθεια αποτελεί κεντρικής σημασίας πυλώνα της «εξαγωγικής ανάπτυξης» (export-led growth).[3] Το πρόβλημα της ανταγωνιστικότητας της Ευρωπαϊκής Ένωσης (ΕΕ) και της Οικονομικής και Νομισματικής Ένωσης (ΟΝΕ) αποτελεί πάγια ανησυχία για τα πολιτικά επιτελεία της Ευρώπης για μια δεκαετία και πλέον. Σε πρόσφατες εκθέσεις της Ευρωπαϊκής Επιτροπής εκφράζεται πλέον ανοικτά η παραδοχή ότι η Ζώνη του Ευρώ (εφεξής ΕΖ) παρουσιάζει έλλειμμα παραγωγικότητας της εργασίας σε σχέση με αυτήν των ΗΠΑ, το οποίο συνεχώς διευρύνεται, ιδιαίτερα κατά τη διάρκεια της κρίσης (European Commission, 2011, 2012). Το έλλειμμα παραγωγικότητας και η διατήρηση της ανεργίας σε υψηλά επίπεδα ανέδειξαν την πολιτική μισθολογικής μετριοπάθειας σε έναν από τους βασικούς στόχους της πολιτικής ατζέντας της ΕΕ (όπως αυτή εξαγγέλθηκε στη στρατηγική της Λισαβόνας).[4]

3. Σύμφωνα με τον Palley (2011), το υπόδειγμα της «εξαγωγικής ανάπτυξης» που αντικατέστησε το μοντέλο της «υποκατάστασης των εισαγωγών», το οποίο κυριαρχούσε στη «διεθνή οικονομική» μέχρι και τη δεκαετία του 1970, αποτελεί μέρος μιας «νέας συναίνεσης» μεταξύ των οικονομολόγων σχετικά με τα οφέλη του διεθνούς «ανοίγματος» της οικονομίας. Σε όρους εφαρμοσμένης οικονομικής πολιτικής, η βελτίωση της ανταγωνιστικότητας συνεπάγεται σχεδόν μονοσήμαντα καθιέρωση της πολιτικής μισθολογικής μετριοπάθειας.

4. Οι θέσεις αυτές επαναλαμβάνονται και εν μέσω κρίσης στην πιο πρόσφατη έκθεση της Ευρωπαϊκής Επιτροπής του 2011 για τις εξελίξεις στην αγορά εργασίας στην Ευρώπη (European Commission, 2011) και στην Ετήσια Επισκόπηση της Ανάπτυξης του 2012 (European Commission, 2012), της οποίας τα συμπεράσματα και οι συστάσεις εξειδικεύονται στα επιμέρους εθνικά προγράμματα μεταρρυθμίσεων και στα προγράμ-

Ωστόσο οι παραπάνω θεωρητικές θέσεις και εν τέλει οι πολιτικές πρακτικές δεν βρίσκουν πάντα εμπειρική τεκμηρίωση. Μια πλούσια βιβλιογραφία που γνωρίζει άνθηση ιδιαίτερα τα τελευταία χρόνια αναδεικνύει την αποτυχία αυτών των πολιτικών σε μια σειρά από χώρες, όπου η μείωση του μεριδίου των μισθών, από τη δεκαετία του 1980 και μετά, δεν επέφερε τα επιθυμητά αποτελέσματα τόσο στο πεδίο της ανεργίας όσο και στο πεδίο της παραγωγικότητας, μέσω των επενδύσεων, και της ανταγωνιστικότητας. Για παράδειγμα, η εργασία των Stockhammer et al. (2009) για την ΕΖ συνολικά δείχνει ότι το μερίδιο των μισθών στο εισόδημα της ΕΖ έχει πέσει κατά 11,6 ποσοστιαίες μονάδες από το 1981 μέχρι και το 2005, χωρίς ωστόσο αυτό να συνοδεύεται από κάποια σημαντική βελτίωση στις οικονομικές επιδόσεις της ΕΖ, καθώς οι ρυθμοί μεγέθυνσης του πραγματικού ΑΕΠ παραμένουν χαμηλότεροι από τους αντίστοιχους των δεκαετιών του 1960 και 1970. Ως προς την ανεργία, οι επιδόσεις της ΕΖ υπήρξαν μάλλον απογοητευτικές. Ο δείκτης ανεργίας στην ΕΖ αυξήθηκε από το 1981 κατά 1,2 ποσοστιαίες μονάδες, παρά την πτωτική πορεία του μεριδίου των μισθών. Παρόμοια, οι Onaran and Galanis (2012) προβαίνουν σε μια ανάλογη εμπειρική διερεύνηση και καταλήγουν στα ίδια συμπεράσματα για κάθε χώρα χωριστά: Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ηνωμένο Βασίλειο αλλά και για χώρες εκτός ΕΖ, όπως οι Ηνωμένες Πολιτείες, η Ιαπωνία, η Τουρκία και η Κορέα. Τα ευρήματα αυτά παρέχουν μια εμπειρική βάση αμφισβήτησης της ασκούμενης πολιτικής, καθώς δείχνουν ότι, αν μη τι άλλο, η πολιτική της μισθολογικής μετριοπάθειας αδυνα-

---

ματα σταθερότητας. Οι πιο πρόσφατες συστάσεις της Ευρωπαϊκής Επιτροπής, στο πλαίσιο της στρατηγικής για την απασχόληση και την ανάπτυξη «Ευρώπη 2020», η οποία εγκρίθηκε από το Ευρωπαϊκό Συμβούλιο ύστερα από πρόταση της Ευρωπαϊκής Επιτροπής το 2010, κάνουν λόγο, μεταξύ άλλων, για fast track μεταρρυθμίσεις που αφορούν τις διαδικασίες μισθολογικής διαμόρφωσης. Εμφανίζονται μάλιστα με τη μορφή του κατεπείγοντος, προκειμένου να αποτραπεί περαιτέρω διεύρυνση του χάσματος παραγωγικότητας με τους εμπορικούς εταίρους (ΗΠΑ, αναδυόμενες οικονομίες), καθώς υπάρχουν ενδείξεις ότι ανακάμπτουν από την κρίση (European Commission, 2011). Πιο συγκεκριμένα, αναφέρεται ότι «τα κράτη μέλη που εμφανίζουν μεγάλα ελλείμματα στο ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών και υψηλά επίπεδα χρέους θα πρέπει να παρουσιάσουν συγκεκριμένα διαρθρωτικά μέτρα» [...], «όπως συγκρατημένες μισθολογικές αυξήσεις σε μόνιμη και αυστηρή βάση, καθώς και αναθεώρηση των ρητρών αναπροσαρμογής στα συστήματα διαπραγμάτευσης» (European Commission, 2011).

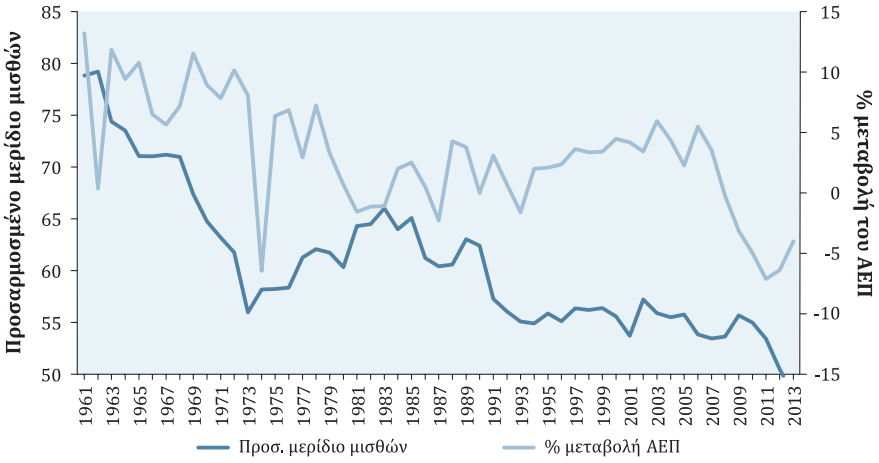
τεί να φέρει τα αναμενόμενα αποτελέσματα σε μια σειρά από ανεπτυγμένες και αναπτυσσόμενες χώρες.

Στην Ελλάδα άρχισαν να εφαρμόζονται πολιτικές μισθολογικής μετριοπάθειας στον δημόσιο τομέα και στις δημόσιες επιχειρήσεις και οργανισμούς (ΔΕΚΟ) ήδη από τα μέσα της δεκαετίας του 1980, έπειτα από το πρώτο επεισόδιο δημοσιονομικού εκτροχιασμού που οδήγησε στο πρώτο διετές σταθεροποιητικό πρόγραμμα του 1986-1987. Η δημοσιονομική αστάθεια συνεχίστηκε παρουσιάζοντας πολλαπλά επεισόδια που είχαν ως αποτέλεσμα την ενεργοποίηση μιας αλληλουχίας σταθεροποιητικών προγραμμάτων, οι επιπτώσεις των οποίων είναι εμφανείς στο (προσαρμοσμένο) μερίδιο των μισθών:[5] 1990-1993, 1996-2000, 2004-2008 και το τελευταίο 2010-2013. Σημειώνεται, ωστόσο, ότι κατά το διάστημα 1974-1985 το μερίδιο των μισθών ανέκαμψε επανακτώντας μέρος των σημαντικών απωλειών της επταετίας 1967-1974 της περιόδου της Δικτατορίας. Πιο εκτεταμένη υπήρξε η εφαρμογή πολιτικών μισθολογικής μετριοπάθειας από τα μέσα της δεκαετίας του 1990 και μετά, στο πλαίσιο των προγραμμάτων δημοσιονομικής προσαρμογής για την επίτευξη των κριτηρίων της συνθήκης του Μάαστριχτ και των όρων ένταξης στην ΟΝΕ. Την περίοδο αυτή το μερίδιο των μισθών βρισκόταν στα κατώτερα ιστορικά επίπεδα και διατηρήθηκε σχετικά σταθερό μέχρι και το ξέσπασμα της κρίσης το 2008-2009. Από την άλλη, η πορεία του ΑΕΠ την περίοδο από το 1980 μέχρι και το 1995 θα χαρακτηριζόταν μάλλον ως στάσιμη, ενώ κατά την περίοδο 1995-2007 η ελληνική οικονομία γνώρισε αδιάκοπα υψηλούς ρυθμούς ανάπτυξης. Το 2007 σημειώθηκε η πρώτη επιβράδυνση και το 2008 η οικονομία κατέγραψε αρνητικούς ρυθμούς ανάπτυξης.

Από το 2010 και μετά οι πολιτικές αυστηρής λιτότητας που επιβλήθηκαν από τις μνημονιακές υποχρεώσεις είχαν στόχο την εσωτερική υποτίμηση, μέσω της οποίας θα βελτιωνόταν η ανταγωνιστικότητα της ελληνικής οικονομίας και διά της μεγέθυνσης των εξαγωγών θα καθίστατο εφικτή η ανάκαμψή της. Η τριετής εφαρμογή αυτής της πολιτικής, όμως, επέφερε ραγδαία μείωση των εισοδημάτων των μισθωτών, πολύ πιο έντονη από εκείνη του ΑΕΠ, προκαλώντας την περαιτέρω μείωση του μεριδίου των μισθών.

5. Το (προσαρμοσμένο) μερίδιο των μισθών είναι ισοδύναμο με το πραγματικό μοναδιαίο κόστος εργασίας στον ιδιωτικό τομέα. Αυτό σημαίνει ότι μια αύξηση στο (προσαρμοσμένο) μερίδιο μισθών προκύπτει επειδή οι μισθοί αυξάνονται πιο γρήγορα από την παραγωγικότητα της εργασίας.

**Διάγραμμα 1:** Προσαρμοσμένο μερίδιο μισθών[1] και % μεταβολή ΑΕΠ[2] 1960-2013, Ελλάδα



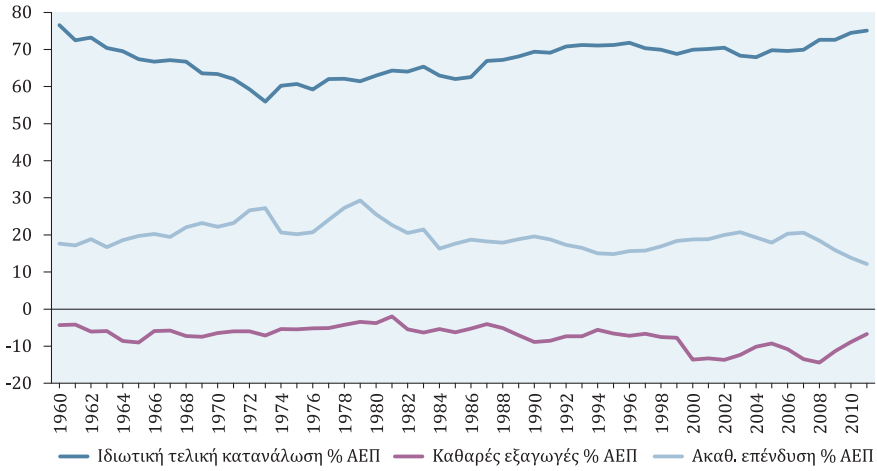

*Πηγή*: AMECO, Eurostat

1. Προσαρμοσμένο μερίδιο των μισθών: Σύνολο οικονομίας (Αμοιβές μισθωτών ως ποσοστό του ΑΕΠ σε τιμές αγοράς ανά απασχολούμενο άτομο).

2. Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν σε τιμές αγοράς 2005.

Οι υψηλοί ρυθμοί ανάπτυξης της ελληνικής οικονομίας δεν μπορούν να αποδοθούν στη μισθολογική μετριοπάθεια που έλαβε χώρα κατά τα τελευταία δεκαπέντε με είκοσι χρόνια. Από το Διάγραμμα 2 είναι φανερό ότι η ακαθάριστη επένδυση ως ποσοστό του ΑΕΠ αυξήθηκε από το 1995 μέχρι και το 2005, λόγω των έργων υποδομής των Ολυμπιακών Αγώνων καθώς και των έργων που συγχρηματοδοτήθηκαν από την ΕΕ στο πλαίσιο των Κοινοτικών Πλαισίων Στήριξης (ΚΠΣ). Ωστόσο τη σημαντικότερη συμβολή είχε η κατανάλωση, η οποία κινήθηκε με αυξητικές τάσεις σε όλη την περίοδο μετά το 1970, επιταχύνοντας από το 2002 κα μετά. Η περίοδος 2000-2008 υπήρξε το διάστημα που συντελέστηκε και η ραγδαία πιστωτική επέκταση στον κλάδο των νοικοκυριών. Με άλλα λόγια, η ενίσχυση της κατανάλωσης δεν προέκυψε ως αποτέλεσμα μισθολογικών αυξήσεων· απεναντίας, οι εξελίξεις στους μισθούς χαρακτηρίζονταν από στασιμότητα, ενώ η ελαστικοποίηση των σχέσεων εργασίας και των ευέλικτων μορφών απασχόλησης κατέγραψε σημαντική εξάπλωση. Οι παραπάνω εξελίξεις, σε συνδυασμό με την πιστωτική επέκταση προς τα νοικοκυριά, είχαν ως αποτέλεσμα οι εργαζόμενοι να προβαίνουν στον δανεισμό, προκειμένου να ανταπεξέλθουν

**Διάγραμμα 2:** Κατανάλωση, επένδυση και καθαρές εξαγωγές % ΑΕΠ 1960-2011, Ελλάδα




*Πηγή*: AMECO, Eurostat

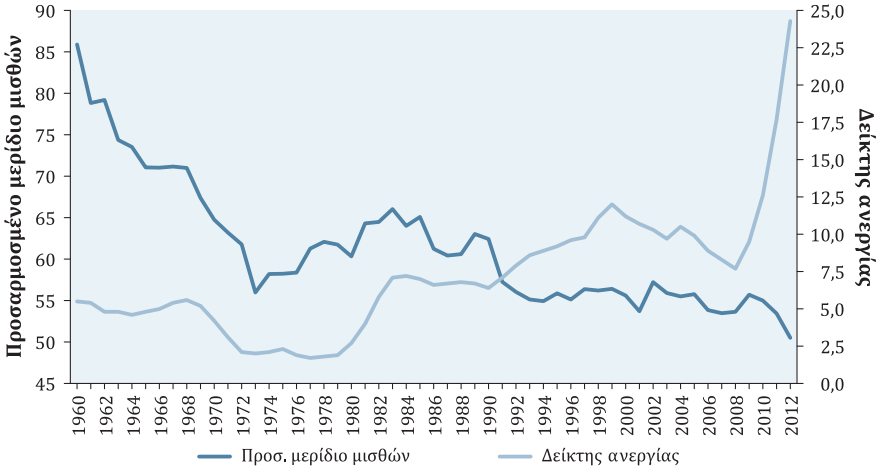
είτε στις καθημερινές τους ανάγκες είτε σε έναν τρόπο ζωής που θεωρούσαν ότι ανταποκρινόταν στις αντικειμενικές τους δυνατότητες εκείνης της περιόδου.

Από την άλλη μεριά, οι καθαρές εξαγωγές είχαν ανέκαθεν αρνητική συμβολή στη διαμόρφωση του ΑΕΠ και ιδιαίτερα μετά την είσοδο της χώρας στην ΟΝΕ. Επομένως, παρά την πτωτική πορεία του μεριδίου των μισθών, η ανταγωνιστικότητα της ελληνικής οικονομίας ολοένα και μειωνόταν, ενώ οι επενδύσεις θα σημείωναν νωρίτερα καθοδική πορεία (σαν και αυτή που ξεκίνησε πριν από τα μέσα της δεκαετίας του 1990), αν δεν είχαν μεσολαβήσει τα έργα υποδομής για τους Ολυμπιακούς Αγώνες.

Ας σημειωθεί ότι η συμβολή των εξαγωγών στο ΑΕΠ κατά τη διετία 2010-2011 υπολείπεται της αντίστοιχης συμβολής των ετών 1995-2009, μάλιστα είναι μικρότερη του μέσου όρου αυτής της περιόδου (ΙΝΕ ΓΣΕΕ, 2012). Η φαινομενική βελτίωση των καθαρών εξαγωγών, και ως εκ τούτου της συμβολής τους στο ΑΕΠ κατά τη διετία αυτή, οφείλεται περισσότερο στη μείωση των εισαγωγών ως συνέπεια της ύφεσης, παρά της εξαγωγικής επέκτασης.[6] Με βάση τις εκτιμήσεις του

6. Το γεγονός αυτό παρέχει σαφείς ενδείξεις για τον βαθμό αποτελεσματικότητας της πολιτικής της εσωτερικής υποτίμησης. Η συγκεκριμένη πολιτική αποσκοπεί στη δημι-

**Διάγραμμα 3:** Προσαρμοσμένο μερίδιο μισθών και ανεργία[1] 1960-2012, Ελλάδα




*Πηγή*: AMECO, Eurostat

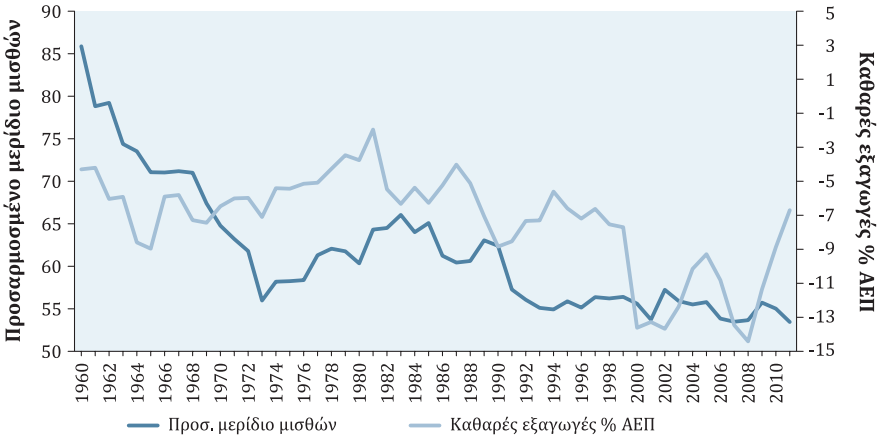
1. Δείκτης ανεργίας, σύνολο οικονομίας

Ινστιτούτου Εργασίας της ΓΣΕΕ, η βελτίωση της συμβολής του εξωτερικού εμπορίου της Ελλάδας στη διαμόρφωση του ΑΕΠ οφείλεται κατά τα 4/5 στη μείωση των εισαγωγών (ΙΝΕ ΓΣΕΕ, 2012).

Σύμφωνα με την κυρίαρχη οικονομική αντίληψη, η ανεργία κινείται προς την ίδια κατεύθυνση με τις εξελίξεις στο επίπεδο των μισθών. Στην πράξη, όμως, όπως έχει παρατηρηθεί και σε πολλές άλλες οικονομίες (Stochhammer et al., 2009· Stockhammer, 2007 κ.ά.), στην Ελλάδα από τα μέσα της δεκαετίας του 1980 και μετά η γενική τάση που επικρατεί είναι το μερίδιο των μισθών στο συνολικό εισόδημα να φθίνει, ενώ η ανεργία να ακολουθεί αυξητική πορεία, με εξαίρεση κάποια σύντομα χρονικά διαστήματα (Διάγραμμα 3). Από το 1990 μέχρι το

ουργία προϋποθέσεων για την «εξαγωγική ανάπτυξη». Ωστόσο, δεδομένου ότι η παραγωγική δομή της χώρας είναι επικεντρωμένη στις υπηρεσίες και επιπλέον η βιομηχανία στην πλειονότητά της δεν έχει εξαγωγική κατεύθυνση, συνεπάγεται ότι η εσωτερική υποτίμηση από μόνη της οδηγεί μόνο στη συρρίκνωση της αγοραστικής δύναμης των καταναλωτών και στην υποβάθμιση του βιοτικού τους επιπέδου. Είναι προφανές ότι, προκειμένου να οδηγήσουν αυτές οι θυσίες σε αναπτυξιακή τροχιά, θα πρέπει να προηγηθεί η παραγωγική αναδιάρθρωση της χώρας· με άλλα λόγια, να επιτευχθεί η μεταστροφή του αναπτυξιακού και παραγωγικού προτύπου μέσω παραγωγικών επενδύσεων, κάτι το οποίο δεν μπορεί παρά να τοποθετηθεί σε μακροχρόνια κλίμακα.

**Διάγραμμα 4:** Προσαρμοσμένο μερίδιο μισθών και καθαρές εξαγωγές[1] ως ποσοστό του ΑΕΠ 1960-2012, Ελλάδα




*Πηγή*: AMECO, Eurostat (2011 πρόβλεψη)

1. Εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών σε τρέχουσες τιμές (Εθνικοί λογαριασμοί) – Εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών σε τρέχουσες τιμές (Εθνικοί λογαριασμοί). Αποπληθωρισμένο με τον αποπληθωριστή εισαγωγών και εξαγωγών αντίστοιχα (2000 = 100).

2010 (έτος κατά το οποίο υπήρξε βίαιη πτώση των μισθών, λόγω της εφαρμογής των πολιτικών λιτότητας του Μνημονίου) το μερίδιο των μισθών μειώθηκε κατά 11,8%, ενώ το ποσοστό ανεργίας σχεδόν διπλασιάστηκε (αύξηση κατά 96,9%). Από το 2010 και μετά οι συνέπειες της περικοπής των μισθών και των συντάξεων στη ζήτηση προκάλεσαν βαθύτατη ύφεση και εκτίναξη της ανεργίας.

Παρόμοιο είναι και το συμπέρασμα που προκύπτει από τη διαχρονική σχέση ανάμεσα στο μερίδιο μισθών και στις καθαρές εξαγωγές. Στο Διάγραμμα 4 είναι εμφανής η παράλληλη σχέση τους, τουλάχιστον από τα μέσα της δεκαετίας του 1980 και μέχρι το 2008-2009. Παρά τη διαχρονικά πτωτική πορεία του μεριδίου των μισθών, οι καθαρές εξαγωγές (ως ποσοστό του ΑΕΠ) μειώνονταν, ενώ από το 1995 και μετά, την εποχή που ξεκίνησαν οι προενταξιακές διαδικασίες για την είσοδο της χώρας στην ΟΝΕ, η μείωση αυτή ενισχύθηκε. Όπως ήδη επισημάνθηκε, η φαινομενική αύξηση των καθαρών εξαγωγών οφείλεται κατά το μεγαλύτερο μέρος της στη μείωση των εισαγωγών, λόγω της κατάρρευσης της καταναλωτικής ζήτησης, παρά στην αύξηση των εξαγωγών (ΙΝΕ ΓΣΕΕ, 2012).

# 4. Οικονομετρική ανάλυση

## 4.1 Μεθοδολογικά ζητήματα

Στην παρούσα μελέτη ακολουθείται η προσέγγιση των ξεχωριστών εξισώσεων: της κατανάλωσης, της επένδυσης και των καθαρών εξαγωγών. Το θεωρητικό μακρο-οικονομικό υπόδειγμα είναι αυτό που έχουν αναπτύξει οι Stockhammer et al. (2009), ενώ η μεθοδολογία που ακολουθείται κατά την οικονομετρική ανάλυση οδηγεί σε σημαντικά διαφορετικές εξειδικεύσεις.

Πιο συγκεκριμένα, εφαρμόστηκαν οι έλεγχοι Augmented Dickey-Fuller (ADF) και Phillips-Perron (PP) για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και στη συνέχεια έγινε έλεγχος για την ύπαρξη (και του αριθμού αυτών) σχέσης συνολοκλήρωσης, προκειμένου να διαμορφωθεί η υπό εκτίμηση μακροχρόνια σχέση. Για να διασφαλιστεί η ανθεκτικότητα των εκτιμήσεων καθώς και ότι αυτά δεν εξαρτώνται από τη συγκεκριμένη δομή ενός οικονομετρικού υποδείγματος, κάθε ξεχωριστή εξίσωση εκτιμήθηκε με τρεις διαφορετικές μεθόδους. Τα αποτελέσματα των τριών εκτιμήσεων παρουσιάζονται συγκριτικά για κάθε εξίσωση. Στη μία περίπτωση οι μακροχρόνιες σχέσεις των συναρτήσεων (κατανάλωσης, επένδυσης και καθαρών εξαγωγών) εκτιμήθηκαν με τη δυναμική μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Dynamic Ordinary Least Squares – DOLS). Η δεύτερη προσέγγιση είναι η μέθοδος εκτίμησης Johansen (Johansen, 1988· Johansen and Juselious, 1990). Η τρίτη οικονομετρική προσέγγιση που εφαρμόστηκε είναι ενός ελεύθερου χωρίς περιορισμούς υποδείγματος διόρθωσης λαθών (ECM). Προκειμένου να εξετάσουμε και τις βραχυχρόνιες σχέσεις των μεταβλητών από τις δύο πρώτες προσεγγίσεις, χρησιμοποιήθηκαν οι μακροχρόνιες σχέσεις που προέκυψαν (από τη DOLS και Johansen) για τη διαμόρφωση δύο ακόμα ECM. Τέλος, οι επιμέρους εκτιμήσεις των επιδράσεων της διανομής εισοδήματος σε κάθε συνιστώσα της συναθροιστικής ζήτησης θα προστεθούν για να υπολογιστεί η συνολική επίδραση στον ρυθμό μεταβολής του ΑΕΠ της οικονομίας.

Όλες οι μεταβλητές, με εξαίρεση το πραγματικό επιτόκιο, προέρχονται από την ετήσια βάση μακροοικονομικών δεδομένων AMECO της Eurostat. Το πραγματικό επιτόκιο προέρχεται από τα δημοσιευμένα στοιχεία της World Bank. 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 και τα κέρδη R. Όλες οι μεταβλητές είναι υπολογισμένες σε σταθερές τιμές του 2005. Οι ορισμοί των μεταβλητών βρίσκονται στον Πίνακα Π-1 του Παραρτήματος. Τα αποτελέσματα των ελέγχων για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας παρουσιάζονται στους Πίνακες Π-2 και Π-3.

## 4.2 Κατανάλωση

Η κατανάλωση είναι συνάρτηση των μισθών και των κερδών: C = f (W, R). Πρόκειται για μια απλή κεϋνσιανή συνάρτηση κατανάλωσης, με μόνη τη διαφορά ότι, αντί για το εισόδημα ως σύνολο, γίνεται διαχωρισμός σε μισθούς και κέρδη. 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 τυπική μορφή στη σχετική βιβλιογραφία. Πιο συγκεκριμένα, η συνάρτηση κατανάλωσης έχει ως εξής:

$$\log C_1 = a + b \log W_1 + c \log R_1 + u_1 \qquad (3)$$

Όπου $\log C$ είναι ο λογάριθμος της κατανάλωσης $C$, $a$ ο σταθερός όρος, $\log W$ είναι ο λογάριθμος των μισθών W, $b$ η ελαστικότητα της κατανάλωσης ως προς τους μισθούς, $\log R$ ο λογάριθμος των κερδών $R$, $c$ η ελαστικότητα της κατανάλωσης ως προς τα κέρδη και $u_1$ ο διαταρακτικός όρος. Οι τρεις μεταβλητές έχουν αποπληθωριστεί με τον αποπληθωριστή τιμών της ιδιωτικής τελικής καταναλωτικής δαπάνης (PCPH), με έτος βάσης το 2005. Για την κατανάλωση χρησιμοποιείται η ιδιωτική τελική καταναλωτική δαπάνη, οι μισθοί εκφράζονται από τις αμοιβές των μισθωτών όλης της οικονομίας, μαζί με τις εργοδοτικές εισφορές. Τα κέρδη ορίζονται ως το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα (gross operating surplus) των αυτοαπασχολούμενων, από το οποίο έχει αφαιρεθεί το μισθιακό ισοδύναμο των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό. Με άλλα λόγια, η μεταβλητή των κερδών που χρησιμοποιείται στη μελέτη είναι αυτή που αντιστοιχεί στους αυτοαπασχολούμενους με προσωπικό.

**Πίνακας 1:** Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test

Δείγμα: 1972-2009
Σειρές: LOGC LOGW LOGR
Έλεγχος ίχνους χωρίς περιορισμούς για συνολοκλήρωση

| Υποθετικός αρ. εξισώσεων συνολοκλήρωσης | Ιδιοτιμή | Στατιστική ίχνους | 0,05 Κρίσιμη τιμή | 0,01 Κρίσιμη τιμή[1] |
|---|---|---|---|---|
| Καμία * | 0,455554 | **35,18631** | 34,91 | 41,07 |
| Το πολύ 1 | 0,212963 | 12,08284 | 19,96 | 24,60 |
| Το πολύ 2 | 0,075488 | 2,982604 | 9,24 | 12,97 |

Έλεγχος ίχνους δείχνει μια εξίσωση συνολοκλήρωσης σε επίπεδο 5%.
Έλεγχος ίχνους δείχνει καμία εξίσωση συνολοκλήρωσης σε επίπεδο 1%.
*(**) δείχνουν απόρριψη της υπόθεσης σε επίπεδο 5% (1%).
Έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής χωρίς περιορισμό για συνολοκλήρωση

| Υποθετικός αρ. εξισώσεων συνολοκλήρωσης | Ιδιοτιμή | Στατιστική μέγιστης ιδιοτιμής | 0,05 Κρίσιμη τιμή | 0,01 Κρίσιμη τιμή[1] |
|---|---|---|---|---|
| Καμία * | 0,455554 | **23,10347** | 22,00 | 26,81 |
| Το πολύ 1 | 0,212963 | 9,100234 | 15,67 | 20,20 |
| Το πολύ 2 | 0,075488 | 2,982604 | 9,24 | 12,97 |

Έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής δείχνει μια εξίσωση συνολοκλήρωσης σε επίπεδο 5%.
Έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής δείχνει καμία εξίσωση συνολοκλήρωσης σε επίπεδο 1%.
*(**) δείχνουν απόρριψη της υπόθεσης σε επίπεδο 5%(1%).
1. Κρίσιμες τιμές για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης παρέχονται από τον Osterwald-Lenum (1992)

Για να επιλέξουμε τη μέθοδο με την οποία θα εκτιμήσουμε το υπόδειγμα, πρέπει πρώτα να εξετάσουμε την παρουσία ή μη μοναδιαίας ρίζας στις χρονολογικές σειρές. Η κλασική οικονομετρική θεωρία βασίζεται στην παραδοχή ότι οι μεταβλητές πρέπει να χαρακτηρίζονται από στασιμότητα.

Εφαρμόστηκαν οι έλεγχοι Augmented Dickey-Fuller (ADF) και Phillips-Perron (PP),[7] οι οποίοι επιβεβαίωσαν την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα λογαριθμικά επίπεδα. Κατά συνέπεια, τα τεστ εφαρμόζονται και στις πρώτες διαφορές των σειρών. Πράγματι, οι έλεγχοι απέρριψαν την υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας και επομένως συμπεραίνουμε ότι και οι τρεις μεταβλητές είναι I (1).

7. Τα αποτελέσματα των ελέγχων ADF και PP για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας παρουσιάζονται στο Παράρτημα στους Πίνακες Π-2 και Π-3, αντίστοιχα.

Τα αποτελέσματα του Johansen Cointegration Test παρουσιάζονται στον Πίνακα 1 και δείχνουν ότι υπάρχει μία εξίσωση συνολοκλήρωσης.[8] Η επιβεβαίωση της ύπαρξης μιας σχέσης συνολοκλήρωσης επιτρέπει να επιλέξουμε μέσα από ένα ευρύ φάσμα οικονομετρικών προσεγγίσεων τον τρόπο εκτίμησης της μακροχρόνιας σχέσης κατανάλωσης. Γνωρίζοντας ότι κάθε μέθοδος έχει τις δικές της προϋποθέσεις και ιδιαιτερότητες επιλέχθηκε η στρατηγική της εκτίμησης της μακροχρόνιας εξίσωσης με διαφορετικές μεθόδους, προκειμένου να διασφαλιστεί ότι τα αποτελέσματα είναι ανθεκτικά και δεν επηρεάζονται από την επιλεγμένη μέθοδο. Έτσι η μακροχρόνια σχέση εκτιμάται με τη μέθοδο που αναπτύχθηκε από τους Stock and Watson (1993) και είναι γνωστή ως δυναμική μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων (Dynamic Ordinary Least Squares – DOLS) και με τη μέθοδο Johansen (1988). Στον Πίνακα 2 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων.

Από τον Πίνακα 2 γίνεται φανερό ότι και οι δύο μέθοδοι έδωσαν παρόμοια αποτελέσματα, γεγονός που δείχνει ότι είναι ανθεκτικά σε διαφορετικές μεθόδους. Οι ελαστικότητες έχουν το σωστό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικές για επίπεδο 1%, με εξαίρεση τα κέρδη στην πρώτη εξίσωση που είναι στο 5%.

Τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν τη βασική καλντοριανή/καλετσκιανή υπόθεση[9] της τάσης διαφοροποιημένης αποταμίευσης μεταξύ των δύο τάξεων (εργαζόμενοι-εργοδότες), ότι δηλαδή η ροπή προς κατανάλωση από τους μισθούς είναι υψηλότερη από αυτή των κερδών. Ως εκ τούτου, η επίδραση μιας αύξησης του μεριδίου των μισθών με ανάλογη μείωση του μεριδίου των κερδών στην κατανάλωση είναι θετική.

Αν και σε μια μακρο-οικονομετρική μελέτη βαρύνουσα σημασία έχουν οι μακροχρόνιοι συντελεστές, ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν και οι βραχυ-χρό-

8. Για το Johansen Cointegration Test χρησιμοποιήθηκε μια χρονική υστέρηση. Η δομή αυτή επιλέχθηκε με βάση τα κριτήρια Akaike Information Criterion (AIC) και Schwarz Information Criterion (SC). Η μη στοχαστική δομή του υποδείγματος επιλέχθηκε με βάση την Αρχή Pantula (Pantula Principle), η οποία υπέδειξε ως άριστη την εξειδίκευση που περιλαμβάνει σταθερό όρο μόνο στη σχέση συνολοκλήρωσης, χωρίς χρονική τάση.

9. Ο αναγνώστης που ενδιαφέρεται μπορεί να ανατρέξει στις κλασικές μεταφορές της μετα-κεϋνσιανής βιβλιογραφίας όπου γίνεται χρήση της υπόθεσης «των τάσεων διαφοροποιημένης αποταμίευσης μεταξύ των δύο τάξεων» των Kalecki (1991 [1943]), Kaldor (1955-1956, 1957) και Robinson (1986 [1969]).

**Πίνακας 2:** Αποτελέσματα παλινδρόμησης για τη συνάρτηση κατανάλωσης

| | Dynamic OLS + Newey-West SE[1] (1) | | Johansen Cointegrating Equation[2] (2) | |
|---|---|---|---|---|
| Εξαρτώμενη μεταβλητή | logC | | logC | |
| Μεταβλητή | Coefficient | t-stats | Coefficient | t-stats |
| c | 0,757** | 3,535 | 0,789** | 4,397 |
| logW | 0,733** | 8,299 | 0,726** | 11,076 |
| logR | 0,308* | 2,738 | 0,327** | 4,405 |
| dum1997 | 0,084** | 6,451 | | |
| R-squared | 0,991 | | | |
| R-squared (adj) | 0,985 | | | |
| D-W stat. | 0,898 | | | |
| J.-Bera (p-v.) | 0,860 | | | |

1. Δύο χρονικές υστερήσεις και προηγήσεις (lags and leads) έχουν εφαρμοστεί στις πρώτες διαφορές των ανεξάρτητων μεταβλητών, με βάση το AIC κριτήριο. Επιλέχθηκε η Newey-West fixed bandwidth = 4000, Bartlett kernel και prewhitening, με μία χρονική υστέρηση για συνεπή και διορθωμένα από ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση (HAC) τυπικά σφάλματα. Η ακραία τιμή κατά το 1997 διορθώνεται με τη βοηθητική μεταβλητή dum1997.

2. Στην εξίσωση Johansen έχει χρησιμοποιηθεί μία χρονική υστέρηση σε επίπεδο διαφορών σύμφωνα με το κριτήριο AIC και SC.

*(**) Υποδηλώνει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5% (1%).

*Σημείωση: α) Οι στρογγυλοποιήσεις έχουν γίνει στο τρίτο δεκαδικό ψηφίο, β) Για την εκτίμηση του υποδείγματος χρησιμοποιείται το οικονομετρικό λογισμικό E-views.*

νιοι συντελεστές, καθώς και ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής του όρου διόρθωσης σφάλματος, ο οποίος μετρά την ταχύτητα προσαρμογής που απαιτείται για την αποκατάσταση της ισορροπίας στο δυναμικό υπόδειγμα. Αυτή την επιπλέον πληροφόρηση παρέχει το Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών (ECM). Στο πλαίσιο της ίδιας στρατηγικής εκτίμησης διαφορετικών υποδειγμάτων, με σκοπό τη σύγκριση και τη διασφάλιση ανθεκτικών αποτελεσμάτων, εκτιμήθηκαν τρία ECM υποδείγματα. Το πρώτο εκτιμήθηκε χωρίς περιορισμούς με κατευθείαν εκτίμηση τόσο των βραχυχρόνιων όσο και των μακροχρόνιων όρων. Στο δεύτερο και το τρίτο χρησιμοποιήθηκαν οι μακροχρόνιες σχέσεις που εκτιμήθηκαν προηγουμένως με τις μεθόδους DOLS και Johansen. Τα αποτελέσματα αυτών των τριών παλινδρομήσεων καθώς και οι διαγνωστικοί έλεγχοι παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.

Στο πρώτο υπόδειγμα (ECM-1) η ελαστικότητα της κατανάλωσης ως προς τους μισθούς ισούται με 0,754 και ως προς τα κέρδη 0,271. Και στις τρεις προ-

**Πίνακας 3:** Αποτελέσματα ECM για τη συνάρτηση κατανάλωσης

| | **ECM (1)** | | **ECM (Dynamic OLS + Newey-West SE[2]) (2)** | | **ECM (Johansen Cointegrating Equation) (3)** | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Εξαρτώμενη μεταβλητή | D(logC) | | D(logC) | | D(LogC) | |
| Μεταβλητή | Coefficient | t-stats | Coefficient | t-stats | Coefficient | t-stats |
| C | 0,127* | 2,452 | 0,011** | 2,890 | 0,005 | 0,872 |
| D (logW) | 0,391** | 6,286 | 0,355** | 6,951 | 0,355** | 6,973 |
| D (logR) | 0,103** | 3,654 | 0,089* | 3,556 | 0,088** | 3,533 |
| $ECM_{t-1}$ | | | -0,108* | -2,604 | -0,102** | -2,584 |
| $LogC_{t-1}$ | -0,147* | -2,422 | | | | |
| $LogW_{t-1}$ | 0,111* | 2,042 | | | | |
| $LogR_{t-1}$ | 0,040* | 2,595 | | | | |
| $D\ (LogW)_{t-1}$ | -0,095 | 0,159 | | | | |
| R-square | 0,690 | | 0,676 | | 0,674 | |
| Adj. R-square | 0,629 | | 0,648 | | 0,647 | |
| AIC | -5,346 | | -5,470 | | -5,467 | |
| SC | -5,045 | | -5,300 | | -5,297 | |
| J. Bera | 0,430 | | 0,482 | | 0,515 | |
| Reset (1) (F-stat) | 0,950 | | 0,608 | | 0,631 | |
| LM $\chi^2(1)$ | 0,910 | | 0,620 | | 0,806 | |
| LM $\chi^2(2)$ | 0,809 | | 0,497 | | 0,621 | |
| LM $\chi^2(3)$ | 0,195 | | 0,190 | | 0,239 | |
| ARCH $\chi^2(1)$ | 0,649 | | 0,373 | | 0,452 | |

*(**) Υποδηλώνει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5% (1%).

*Σημείωση: α) Οι στρογγυλοποιήσεις έχουν γίνει στο τρίτο δεκαδικό ψηφίο, β) Για την εκτίμηση του υποδείγματος χρησιμοποιείται το οικονομετρικό λογισμικό E-views.*

σεγγίσεις οι βραχυχρόνιες μεταβλητές έχουν το σωστό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικές για επίπεδο 1%. Επίσης, ο διορθωτικός όρος, που αντιστοιχεί στη μακροχρόνια σχέση, έχει αρνητικό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικός (υποδείγματα 2 και 3). Το μέγεθος του συντελεστή του $ECM_{t-1}$ εκτιμάται γύρω στο -0,10 με -0,11. Προκειμένου να ελεγχθεί η ανθεκτικότητα των υποδειγμάτων, πραγματοποιήθηκε μια σειρά από διαγνωστικά τεστ, που αφορούν την αυτοσυσχέτιση, την κανονικότητα και την ετεροσκεδαστικότητα των όρων σφάλματος, τη σταθερότητα και την ακρίβεια του υποδείγματος. Σε κανένα από τα τρία υποδείγματα δεν εντοπίστηκε κάποια ένδειξη αυτοσυσχέτισης στον όρο

των καταλοίπων. Τα υποδείγματα «πέρασαν» τον έλεγχο κανονικότητας Jarque-Bera, υποδηλώνοντας ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά. Το τεστ RESET δείχνει ότι και τα τρία υποδείγματα είναι ορθά προσδιορισμένα. Τέλος, ο προσαρμοσμένος συντελεστής προσδιορισμού και στις τρεις περιπτώσεις είναι πολύ κοντά και κυμαίνεται μεταξύ 0,629-0,647.

Με βάση τη λογαριθμική εξίσωση (3), εκτιμήσαμε τις ελαστικότητες κατανάλωσης ως προς τους μισθούς $\alpha_1=(\partial C/C)/(\partial W/W)$ και τα κέρδη $\alpha_2=(\partial C/C)/(\partial R/R)$. Οι ελαστικότητες αυτές θα πρέπει να μετατραπούν σε οριακές επιδράσεις, πολλαπλασιάζοντάς τες με το μερίδιο της κατανάλωσης στους μισθούς ($\frac{C}{W}$) και τα κέρδη ($\frac{C}{R}$) αντίστοιχα. Ο υπολογισμός γίνεται με βάση το δειγματικό μέσο των χρονολογικών σειρών. Στη συνέχεια, υπολογίσαμε τη διαφορική κατανάλωση, η οποία δίνει την οριακή επίδραση μιας μεταβολής του μεριδίου των μισθών στη συμβολή της κατανάλωσης στο ΑΕΠ, χρησιμοποιώντας την παρακάτω σχέση:

$$\frac{\frac{\partial C}{Y}}{\partial \Omega}=a_1\frac{C}{W}-a_2\frac{C}{R} \qquad (4)$$

όπου Ω είναι το μερίδιο των μισθών στο ΑΕΠ.

Έτσι, για το ECM-1, στο δειγματικό μέσο, η οριακή ροπή προς κατανάλωση από τους μισθούς είναι 1,519 και από τα κέρδη 0,898 και επομένως η διαφορική κατανάλωση 0,621. Η ερμηνεία της τελευταίας είναι ότι μια αύξηση κατά μία ποσοστιαία μονάδα του μεριδίου των μισθών (με αντίστοιχη μείωση των κερδών λόγω αναδιανομής του εισοδήματος) επιφέρει αύξηση της ιδιωτικής κατανάλωσης κατά 0,621 ποσοστιαίες μονάδες στο ΑΕΠ. Στο δεύτερο υπόδειγμα η ροπή προς κατανάλωση από μισθούς ανέρχεται σε 1,491, ενώ από τα κέρδη σε 1,017, δίνοντας διαφορική κατανάλωση ίση με 0,474. Στο τρίτο υπόδειγμα τα αποτελέσματα είναι παρόμοια δίνοντας τιμές 1,463, 1,084 και 0,379 αντίστοιχα. Οι παραπάνω μετασχηματισμοί παρουσιάζονται συνοπτικά στον Πίνακα 4.

**Πίνακας 4:** Οριακή επίδραση μιας μεταβολής του μεριδίου των μισθών στη συμβολή της κατανάλωσης στο ΑΕΠ

| | C/W | C/R | $\alpha_1$(C/W) | $\alpha_2$(C/R) | $(\partial C/Y)/\partial \Omega$ |
|---|---|---|---|---|---|
| Υπόδειγμα 1 ECM | 2,015 | 3,314 | 1,519 | 0,898 | 0,621 |
| Υπόδειγμα 2 ECM (DOLS) | 2,015 | 3,314 | 1,491 | 1,017 | 0,474 |
| Υπόδειγμα 3 ECM (Johansen) | 2,015 | 3,314 | 1,463 | 1,084 | 0,379 |

Οι αντίστοιχες εκτιμήσεις των ελαστικοτήτων της κατανάλωσης ως προς τους μισθούς και τα κέρδη των Stockhammer et al. (2009) για την ΕΖ ανέρχονται σε 0,490 και 0,110 αντίστοιχα, δίνοντας διαφορική κατανάλωση (μετά τη μετατροπή τους σε οριακές επιδράσεις) 0,43 για το 2005 και 0,37 στο δειγματικό μέσο. Οι ελαστικότητες αυτές είναι αρκετά χαμηλές, γεγονός που ενδεχομένως οφείλεται στο ότι δεν βρήκαν ενδείξεις συνολοκλήρωσης, με αποτέλεσμα να περιοριστούν στη χρησιμοποίηση βραχυχρόνιων σχέσεων. Οι Hein and Vogel (2008) δεν μπόρεσαν επίσης να βρουν μια μακροχρόνια εξίσωση κατανάλωσης για την Αυστρία, τη Γαλλία, τη Γερμανία, την Ολλανδία, το Ηνωμένο Βασίλειο και τις ΗΠΑ, με αποτέλεσμα να εξετάσουν μια παρόμοια εξίσωση με εκείνη των Stockhammer et al. (2009), με την (τεχνική) διαφορά ότι συμπεριέλαβαν και ένα αυτοπαλίνδρομο όρο. Οι τιμές των ελαστικοτήτων κατανάλωσης ως προς τα κέρδη και τους μισθούς είναι παρόμοιες με αυτές της παρούσας εργασίας, ενώ οι τιμές της διαφορικής κατανάλωσης που βρήκαν για τις χώρες που εξέτασαν κυμαίνονται μεταξύ 0,350 και 0,141. Οι Naastepad and Storm (2006/2007) εκτίμησαν μια συνάρτηση αποταμιεύσεων για οκτώ χώρες του ΟΟΣΑ και βρήκαν και αυτοί παρόμοια αποτελέσματα ως προς τις τιμές των ελαστικοτήτων. Παρόμοια στρατηγική και αποτελέσματα με τους τελευταίους βρήκαν και οι Bowles and Boyer (1995). Οι Ederer and Stockhammer (2007) εκτιμούν τη συνάρτηση κατανάλωσης για τη Γαλλία και βρίσκουν την ελαστικότητα των μισθών ίση με 0,424 και την ελαστικότητα των κερδών ίση με 0,197. Οι ίδιοι, Stockhammer and Ederer (2008), σε αντίστοιχη μελέτη για την Αυστρία διαπίστωσαν ότι η ελαστικότητα ως προς τους μισθούς είναι ίση με 0,64 και ως προς τα κέρδη είναι ίση με 0,27, η δε διαφορική κατανάλωση είναι ίση με 0,30.

## 4.3 Επένδυση

Η επένδυση επηρεάζεται από τα πραγματικά κέρδη, τη ζήτηση και το επιτόκιο. Έτσι η συνάρτηση επενδύσεων που εκτιμάται είναι της γενικής μορφής I = f (Y, R, i) και συγκεκριμένα:

$$\log(I)_t = a + b\log(Y)_t + c\log(R)_t + d\mathrm{int}_t + u_t \qquad (5)$$

όπου όλες οι μεταβλητές, εκτός από το πραγματικό επιτόκιο, είναι σε λογαριθμική μορφή.

**Πίνακας 5:** Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test. Επένδυση

Δείγμα: 1963-2003
Σειρές: LOGI LOGY LOGR INT
Ο έλεγχος ίχνους χωρίς περιορισμούς για συνολοκλήρωση

| Υποθετικός αριθμός εξίσωσης συνολοκλήρωσης | Ιδιοτιμή | Στατιστική Ίχνους | 0,05 Κρίσιμη τιμή | p-value** |
|---|---|---|---|---|
| Καμία * | 0,779940 | **87,33856** | 54,07904 | 0,0000 |
| Το πολύ 1 | 0,298699 | 25,27041 | 35,19275 | 0,3840 |
| Το πολύ 2 | 0,142026 | 10,72286 | 20,26184 | 0,5689 |
| Το πολύ 3 | 0,102688 | 4,442406 | 9,164546 | 0,3502 |

Έλεγχος ίχνους δείχνει 1 εξίσωση συνολοκλήρωσης σε επίπεδο 0,05.
* δείχνει απόρριψη της υπόθεσης σε επίπεδο 0,05.
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.
Έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής χωρίς περιορισμό για συνολοκλήρωση.

| Υποθετικός αριθμός εξισώσεων συνολοκλήρωσης | Ιδιοτιμή | Στατιστική μέγιστης ιδιοτιμής | 0,05 Κρίσιμη τιμή | p-value** |
|---|---|---|---|---|
| Καμία * | 0,779940 | **62,06815** | 28,58808 | 0,0000 |
| Το πολύ 1 | 0,298699 | 14,54755 | 22,29962 | 0,4132 |
| Το πολύ 2 | 0,142026 | 6,280453 | 15,89210 | 0,7559 |
| Το πολύ 3 | 0,102688 | 4,442406 | 9,164546 | 0,3502 |

Έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής δείχνει 1 εξίσωση συνολοκλήρωσης σε επίπεδο 0,05.
* δείχνει απόρριψη της υπόθεσης σε επίπεδο 0,05.
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

Για την επένδυση έχουν χρησιμοποιηθεί οι ακαθάριστες επενδύσεις σε σταθερό κεφάλαιο για το σύνολο της οικονομίας, για τη ζήτηση το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν και για τα κέρδη το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα, αφού έχει αφαιρεθεί το μισθιακό ισοδύναμο των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό. Όλες οι μεταβλητές αποτιμώνται σε σταθερές τιμές του 2005. Για τις επενδύσεις έχει χρησιμοποιηθεί ο αποπληθωριστής των ακαθάριστων επενδύσεων σταθερού κεφαλαίου (PIGT), για τη ζήτηση ο αποπληθωριστής ΑΕΠ και για τα κέρδη ο αποπληθωριστής τιμών της ιδιωτικής τελικής καταναλωτικής δαπάνης (PCPH). Για τους θεωρητικούς λόγους που αναλύσαμε στη δεύτερη ενότητα, αναμένουμε η ζήτηση (ΑΕΠ) και τα πραγματικά κέρδη να έχουν θετικό πρόσημο, ενώ το επιτόκιο να έχει αρνητικό πρόσημο, καθώς αντιπροσωπεύει το κόστος ευκαιρίας της επένδυσης σε παραγωγικό κεφάλαιο και της επένδυσης σε χρηματιστικό κεφάλαιο.

Πρώτο μέλημα και πάλι αποτελεί η διερεύνηση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις χρονολογικές σειρές των μεταβλητών. Οι έλεγχοι για μοναδιαία ρίζα που πραγματοποιήθηκαν και τα ADF και PP τεστ επιβεβαίωσαν ότι πράγματι όλες οι μεταβλητές είναι I(1).[10] Κατά συνέπεια, το επόμενο βήμα συνίσταται στον έλεγχο συνολοκλήρωσής τους, δηλαδή στο αν υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που να τις συνδέει.

Το Johansen Cointegration Test έδειξε ότι υπάρχει μια συνάρτηση συνολοκλήρωσης. Όπως φαίνεται και από τον Πίνακα 5, όπου παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου, εφαρμόστηκε μια χρονική υστέρηση με βάση τα κριτήρια AIC και SC, ενώ με βάση την αρχή Pantula επιλέχθηκε η εξειδίκευση που περιλαμβάνει σταθερό όρο χωρίς τάση.

Όπως και στην περίπτωση της κατανάλωσης, η μακροχρόνια συνάρτηση επενδύσεων εκτιμήθηκε με διαφορετικές οικονομετρικές μεθόδους. Η συνάρτηση εκτιμήθηκε με τη μέθοδο DOLS και Johansen. Στην πρώτη περίπτωση τα αποτελέσματα ήταν ικανοποιητικά και η σχέση αυτή χρησιμοποιείται, στη συνέχεια, στην εκτίμηση του υποδείγματος ECM. Η εξίσωση, ωστόσο, που προέκυψε από τη μέθοδο Johansen δεν ήταν ικανοποιητική. Στον Πίνακα 6 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα μόνο του δυναμικού υποδείγματος των ελάχιστων τετραγώνων.

Από τον Πίνακα 6 είναι φανερό ότι τα πρόσημα των ελαστικοτήτων είναι προς τη σωστή κατεύθυνση και είναι στατιστικά σημαντικά για το επίπεδο 5% και 1%. Παρατηρούμε ότι η επίδραση των κερδών στην επένδυση είναι σχεδόν η μισή από την επίδραση της ζήτησης. Αυτό είναι σύνηθες στη σχετική βιβλιογραφία. Εξάλλου, σε μελέτες που χρησιμοποιούν συναθροιστικές χρονολογικές σειρές, η επίδραση του προϊόντος (και γενικά οι μεταβλητές ποσοτήτων) έχει μεγαλύτερη επίδραση στην επένδυση απ' ό,τι σε αυτές που αφορούν τις τιμές και τη ρευστότητα (Chirinko, 1993).[11, 12] Η επίδραση του επιτοκίου, μολονότι, στατιστικά σημαντική και με θεωρητικά αναμενόμενο πρόσημο, είναι πολύ μικρή.

---

10. Τα αποτελέσματα των ελέγχων AF και PP για μοναδιαία ρίζα παρουσιάζονται στο Παράρτημα στον Πίνακα Π-2 και Π-3, αντίστοιχα.

11. Για μια εκτενή παρουσίαση των εμπειρικών μελετών που αφορούν την επένδυση ο ενδιαφερόμενος μπορεί να ανατρέξει στην εργασία του Chirinko (1993).

12. Υπενθυμίζεται ότι η μεταβλητή των κερδών που χρησιμοποιείται στην παρούσα μελέτη συνίσταται στο ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα (gross operating surplus),

**Πίνακας 6:** Αποτελέσματα παλινδρόμησης για τη συνάρτηση επένδυσης

| | Dynamic OLS + Newey-West SE[1] | |
|---|---|---|
| Εξαρτώμενη μεταβλητή | logI | |
| Μεταβλητή | Coefficient | t-stats |
| C | -0,618* | -2,003 |
| logR | 0,287* | 2,268 |
| Logy | 0,590** | 5,106 |
| int | -0,013** | -4,952 |
| R-squared | 0,948 | |
| R-squared (adj) | 0,900 | |
| D-W stat. | 1,172 | |
| Jarque-Berra (p-value) | 0,929 | |

1. Δύο χρονικές υστερήσεις και προηγήσεις (lags and leads) έχουν εφαρμοστεί στις πρώτες διαφορές των ανεξάρτητων μεταβλητών με βάση το AIC κριτήριο.

*(**) Υποδηλώνει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5% (1%).

Επιλέχθηκε η Newey-West και Bartlett kernel για τη διόρθωση των τυπικών σφαλμάτων από ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση (HAC).

*Σημείωση: α) Οι στρογγυλοποιήσεις έχουν γίνει στο τρίτο δεκαδικό ψηφίο, β) Για την εκτίμηση του υποδείγματος χρησιμοποιείται το οικονομετρικό λογισμικό E-views.*

Στη συνέχεια, η μακροχρόνια σχέση χρησιμοποιείται στην κατασκευή του ECM, προκειμένου να εκτιμηθούν και οι βραχυχρόνιες επιδράσεις. Συμπληρωματικά, εκτιμήθηκε ένα ECM με απευθείας εκτίμηση τόσο των μακροχρόνιων όσο και των βραχυχρόνιων όρων. Τα αποτελέσματα αυτών των εκτιμήσεων παρουσιάζονται στον Πίνακα 7.

μείον το μισθιακό ισοδύναμο των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό. Πρόκειται, δηλαδή, για τα κέρδη των επιχειρήσεων που απασχολούν προσωπικό. Η επιλογή αυτή βασίστηκε αφενός στο γεγονός ότι στην Ελλάδα ο αριθμός των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό είναι ιδιαίτερα μεγάλος, αν και παρουσιάζει συνεχή πτωτική πορεία ιδιαίτερα τα τελευταία χρόνια, αφετέρου στο ότι οι επιχειρήσεις αυτές, λόγω του μικρού τους μεγέθους αλλά και του μη παραγωγικού προσανατολισμού τους, δεν προβαίνουν σε παραγωγικές επενδύσεις και επομένως ο συνυπολογισμός τους τείνει να «αλλοιώνει» τα αποτελέσματα, υπερεκτιμώντας τον ρόλο της ζήτησης εις βάρος αυτού της κερδοφορίας.

Αν εναλλακτικά χρησιμοποιούσαμε τα στοιχεία της AMECO, όπου στα κέρδη περιλαμβάνονται και αυτά των αυτοαπασχολούμενων χωρίς προσωπικό (ατομικών-προσωπικών επιχειρήσεων κτλ.), ο συντελεστής της ζήτησης θα ήταν σημαντικά μεγαλύτερος και αυτός της κερδοφορίας πολύ μικρότερος.

**Πίνακας 7:** Αποτελέσματα ECM για τη συνάρτηση επένδυσης

| | **ECM[1] (1)** | | **ECM (Dynamic OLS + Newey-West SE[1]) (2)** | | **ECM (Johansen)** |
|---|---|---|---|---|---|
| Εξαρτώμενη μεταβλητή | D(logI) | | D(logI) | | - |
| Μεταβλητή | Coefficient | t-stats | Coefficient | t-stats | |
| C | -0,749*** | -6,813 | | | |
| D(logR) | | | | | |
| D(logY) | 2,702*** | 10,819 | 2,493*** | 9,980 | |
| D(int) | -0,005*** | -3,449 | -0,006*** | -3,900 | |
| $ECM_{t-1}$ | | | -0,268*** | -5,011 | |
| $log(I/Y)_{t-1}$ | -0,342*** | -6,190 | | | |
| $logR_{t-1}$ | 0,047** | 2,198 | | | |
| $Int_{t-1}$ | -0,003** | -2,194 | | | |
| $D(logy)_{t-1}$ | 0,771*** | 3,117 | | | |
| dum1968 | 0,180*** | 4,066 | | | |
| R-square | 0,852 | | 0,762 | | |
| Adj. R-square | 0,821 | | 0,744 | | |
| AIC | -3,316 | | -3,066 | | |
| SC | -2,982 | | -2,900 | | |
| J. Berra (p-value) | 0,270 | | 0,195 | | |
| Reset (1) (F-stat) | 0,789 | | 0,071 | | |
| LM $\chi^2(1)$ | 0,071 | | 1,000 | | |
| LM $\chi^2(2)$ | 0,089 | | 0,776 | | |
| LM $\chi^2(3)$ | 0,083 | | 0,603 | | |
| ARCH $\chi^2(1)$ | 0,769 | | 0,514 | | |

1. Η ακραία τιμή κατά το 1968 διορθώνεται με τη βοηθητική μεταβλητή dum1968.

*Σημείωση: α) Οι στρογγυλοποιήσεις έχουν γίνει στο τρίτο δεκαδικό ψηφίο, β) Για την εκτίμηση του υποδείγματος χρησιμοποιείται το οικονομετρικό λογισμικό E-views.*

Στο πρώτο υπόδειγμα έχουν εκτιμηθεί απευθείας οι μακροχρόνιοι και βραχυχρόνιοι όροι, ενώ στη δεύτερη έχουμε εκτιμήσει το ECM με τη μακροχρόνια σχέση που προέκυψε από τη μέθοδο DOLS. Η μεταβλητή των κερδών σε διαφορές έχει παραλειφθεί και στις δύο εξισώσεις, καθώς δεν ήταν στατιστικά σημαντική. Στο δεύτερο υπόδειγμα (ECM-2) έχει παραλειφθεί και ο σταθερός όρος για τον ίδιο λόγο. Και στις δύο παλινδρομήσεις όλοι οι συντελεστές, με εξαίρεση τους προαναφερθέντες, έχουν το αναμενόμενο από τη θεωρία πρόσημο και είναι στα-

τιστικά σημαντικοί. Η ζήτηση με μια χρονική υστέρηση έχει θετικό πρόσημο και το επιτόκιο με μια χρονική υστέρηση αρνητικό. Αρνητικό επίσης είναι το πρόσημο του βραχυχρόνιου συντελεστή προσαρμογής του διορθωτικού όρου (της μακροχρόνιας σχέσης του δεύτερου υποδείγματος), ο οποίος ανέρχεται σε -0,268. Οι διαγνωστικοί έλεγχοι και στις δύο περιπτώσεις (Πίνακας 7) δείχνουν ότι δεν υπάρχουν ενδείξεις αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα, καθώς τα τελευταία ακολουθούν την κανονική κατανομή, ενώ το υπόδειγμα συνολικά είναι ορθά προσδιορισμένο δεδομένου ότι δεν υπάρχουν ενδείξεις μη γραμμικότητας.

Όσον αφορά το πρώτο υπόδειγμα (ECM-1), κρίνεται σκόπιμο να αναφερθεί ότι οι αρχικές ενδείξεις από την εκτίμησή του έδειξαν ότι η επένδυση και η ζήτηση, σε επίπεδα, είχαν συντελεστές ίδιου μεγέθους. Κατά συνέπεια, πραγματοποιήθηκε έλεγχος Wald για τη μηδενική υπόθεση της ισότητας των δύο συντελεστών, η οποία δεν απορρίφθηκε ($\chi^2$ (1) = 0,009, p-value = 0,921). Στη μακροχρόνια συνάρτηση που εκτιμήθηκε, επομένως, επιβλήθηκε ο περιορισμός ισότητας των συντελεστών της επένδυσης και της ζήτησης.[13] Οι πειραματισμοί με το μήκος των χρονικών υστερήσεων οδήγησαν στην προσθήκη της μεταβλητής της ζήτησης και των κερδών σε διαφορές με μια χρονική υστέρηση. Η εξειδίκευση αυτή έδωσε τα πιο ικανοποιητικά αποτελέσματα. Ο συντελεστής των κερδών είναι ίσος με 0,14 και του επιτοκίου -0,009 και οι δύο στατιστικά σημαντικοί για επίπεδο 5%. Η επίδραση του επιτοκίου είναι πολύ μικρή, αν και στατιστικά σημαντική. Το αποτέλεσμα αυτό έρχεται σε αντίθεση με το μεγαλύτερο μέρος της βιβλιογραφίας,[14] κυρίως των νεοκλασικών οικονομικών όπου θεωρείται βασική μεταβλητή στις συναρτήσεις επενδύσεων, ενώ είναι σύμφωνο με τα αποτελέσματα της εμπειρικής βιβλιογραφίας που συμπεριλαμβάνει μεταβλητές κερδοφορίας στη συνάρτηση (Stockhammer et al., 2007· Stockhammer et al., 2008· Hein and Vogel, 2008· Naastepad and Storm, 2006/2007 κ.ά.).

Οι Hein and Vogel (2008) βρίσκουν παρόμοια αποτελέσματα όσον αφορά τη συνάρτηση επενδύσεων. Συγκεκριμένα κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι ο συντε-

13. Στην ίδια μορφή μακροχρόνιας συνάρτησης επένδυσης κατέληξαν και οι Stockhammer et al. (2009) και οι Baumgartner et al. (2005).

14. Οι Stockhammer et al. (2009) ανέφεραν ότι μερικά μακροοικονομικά μοντέλα, όπως το AWM της ΕΚΤ (Fagan et al., 2001), επιβάλλουν ισχυρές μακροχρόνιες επιδράσεις στο επιτόκιο μέσω μακροχρόνιων περιορισμών.

λεστής της ζήτησης είναι ισχυρός και στατιστικά σημαντικός, ενώ ο συντελεστής του μεριδίου των κερδών είναι στατιστικά σημαντικός μόνο για το ΗΒ, αν και με αρνητικό πρόσημο. Για τη Γαλλία εκτιμήθηκαν δύο διαφορετικές εξειδικεύσεις, όπου και στις δύο τα κέρδη είχαν θετική επίδραση, αλλά μόνο στη μία ήταν στατιστικά σημαντική. Στις ΗΠΑ τα κέρδη είχαν αρνητική επίδραση αλλά μη στατιστικά σημαντική, ενώ για την Αυστρία η επίδρασή τους είναι θετική αλλά μη στατιστικά σημαντική.

Από την άλλη, οι Bowles and Boyer (1995) χρησιμοποιούν το ποσοστό κέρδους και τον δείκτη απασχόλησης ως ανεξάρτητες μεταβλητές της επένδυσης και βρίσκουν θετική και στατιστικά σημαντική την επίδραση και των δύο μεταβλητών σε Γαλλία, Γερμανία, Ιαπωνία, ΗΠΑ και ΗΒ. Εκτός από τα προβλήματα τεχνικού και μεθοδολογικού χαρακτήρα που αντιμετωπίζει αυτή η μελέτη, στα οποία αναφερθήκαμε κατά την επισκόπηση της βιβλιογραφίας, προκύπτει και το επιπρόσθετο ζήτημα ότι, χρησιμοποιώντας το ποσοστό κέρδους, συμπεριλαμβάνονται οι επιδράσεις τόσο του μεριδίου των κερδών όσο και της παραγωγικής δυναμικότητας, με αποτέλεσμα να μην μπορεί να γίνει σαφής η επίδραση της δια-νομής εισοδήματος (Hein and Vogel, 2008).

Παρόμοια αποτελέσματα παρουσιάζουν οι Naastepad and Storm (2006/2007). Οι συγγραφείς χρησιμοποιούν ως επεξηγηματικές μεταβλητές της επένδυσης το μερίδιο των κερδών και τη ζήτηση. Βρίσκουν θετικές τις ελαστικότητες των κερδών (Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία και ΗΠΑ) και στατιστικά σημαντικές, ενώ αρνητικές τις ελαστικότητες της ζήτησης για μερικές από τις εξεταζόμενες χώρες (Γαλλία, Ιταλία) και στατιστικά μη σημαντικές (Ιταλία), όταν χρησιμοποιούν AR(2). Όταν δεν λαμβάνουν υπόψη την επίδραση του AR(1,2), τότε όλες οι θετικές ελαστικότητες της ζήτησης είναι στατιστικά μη σημαντικές. Τα αποτελέσματα αυτά είναι διαμετρικά αντίθετα από τα αποτελέσματα των Hein and Vogel (2008), οι οποίοι χρησιμοποιούν τις ίδιες επεξηγηματικές μεταβλητές.

Οι Stockhammer and Ederer (2008) χρησιμοποιούν την ίδια συνάρτηση επενδύσεων με το ECM-1 της παρούσας μελέτης για την περίπτωση της Αυστρίας. Το πρόσημο της ελαστικότητας της επένδυσης ως προς τα κέρδη (σε διαφορές) βγαίνει αρνητικό και στις δύο εξειδικεύσεις που επιχειρούν, μία χωρίς περιορισμό και μία με περιορισμό. Από την άλλη, τα κέρδη στη μακροχρόνια σχέση έχουν θετικό πρόσημο, αλλά είναι στατιστικά μη σημαντικά στη μία και σημαντικά στην άλλη. Επίσης, φαίνεται ότι το υπόδειγμα αντιμετωπίζει πρόβλημα ορθής

**Πίνακας 8:** Οριακή επίδραση της μεταβολής του μεριδίου των μισθών στη μεταβολή του μεριδίου της κατανάλωσης στο ΑΕΠ

| | $e_{IR}$ | $I/R$ | $\frac{\partial I}{\partial R}=e_{IR}\left(\frac{I}{R}\right)$ | $\frac{(\partial I/Y)}{\partial \Omega}$ |
|---|---|---|---|---|
| Υπόδειγμα 1 ECM[1] | 0,137 | 1,065 | 0,146 | -0,146 |
| Υπόδειγμα 2 ECM (DOLS)[2] | 0,287 | 1,065 | 0,305 | -0,305 |
| Υπόδειγμα 3 ECM (Johansen) | - | 1,065 | - | - |

1. Από Πίνακα 7.
2. Από Πίνακα 6.

εξειδίκευσης (Hein and Vogel, 2008). Φυσικά η επίδραση της ζήτησης είναι πολύ ισχυρή και στατιστικά σημαντική και στις δύο εξειδικεύσεις.

Στον Πίνακα 8 παρουσιάζονται οι οριακές επιδράσεις[15] που επιφέρει μια μεταβολή στο μερίδιο των μισθών, στο μερίδιο της επένδυσης στο ΑΕΠ για κάθε υπόδειγμα διόρθωσης λαθών που εκτιμήσαμε. Και εδώ επιλέγουμε το δειγματικό μέσο για τους υπολογισμούς. Μια αύξηση του μεριδίου των μισθών στο ΑΕΠ κατά μία ποσοστιαία μονάδα, η οποία συνεπάγεται μείωση κατά μία ποσοστιαία μονάδα του μεριδίου των κερδών στο ΑΕΠ, έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση κατά 0,146 ποσοστιαίες μονάδες της επένδυσης στο ΑΕΠ στο πρώτο εκτιμημένο υπόδειγμα και κατά 0,305 στο δεύτερο.

## 4.4 Καθαρές εξαγωγές

Η προσέγγιση που ακολουθήθηκε στις καθαρές εξαγωγές συναντάται συχνά στη βιβλιογραφία [ενδεικτικά αναφέρονται, εκτός από τους Stockhammer et al. (2009), οι Hein and Vogel (2008) και οι Bowles and Boyer (1995)]. Ως ανεξάρτητη μεταβλητή χρησιμοποιείται ο λόγος των καθαρών εξαγωγών ως ποσοστό του ΑΕΠ $\frac{NX}{Y}$, ο οποίος εξαρτάται από το πραγματικό μοναδιαίο κόστος εργασίας RULC (Real Unit Labor Cost),[16] την εγχώρια ζήτηση Υ, την εξωτερική ζήτηση, όπως αυτή εκφράζεται από το ΑΕΠ των βασικών εμπορικών εταίρων (εδώ της EU-15),

15. Όπως και προηγουμένως, στην περίπτωση της κατανάλωσης, υπολογίζεται με βάση τον τύπο: $\frac{\partial I}{\partial R} = e_{IR}\frac{I}{R}$.
16. Το πραγματικό μοναδιαίο κόστος εργασίας χρησιμοποιείται εναλλακτικά ως προς το μερίδιο των μισθών, καθώς έχει το πλεονέκτημα να ενσωματώνει και στοιχεία ανταγωνιστικότητας της οικονομίας.

$Y^f$ και τον λόγο των τιμών των εξαγόμενων προϊόντων προς τις τιμές των εισαγόμενων προϊόντων, Px/Pm. Η εκτιμώμενη εξίσωση έχει την ακόλουθη μορφή:

$$\left(\frac{NX}{Y_t}\right)=a+\beta RULC_t+\gamma \log Y_t+\delta \log y^f_t+\varepsilon \log(Px/Pm)_t+u_t \quad (6)$$

όπου η εσωτερική και η εξωτερική ζήτηση και ο λόγος των τιμών εξαγωγών και εισαγωγών είναι σε λογαρίθμους. Για το μερίδιο των καθαρών εξαγωγών στο ΑΕΠ έχουν χρησιμοποιηθεί οι εισαγωγές και οι εξαγωγές αποπληθωρισμένες με τον αποπληθωριστή τιμών εισαγωγών και εξαγωγών αντίστοιχα, με έτος βάσης το 2005, ενώ το ΑΕΠ με τον αποπληθωριστή ΑΕΠ με έτος βάσης το 2005. Για το πραγματικό μοναδιαίο κόστος εργασίας (RULC = $\left(\frac{W}{Y}\right)\left(\frac{ET}{EE}\right)$) χρησιμοποιείται το μερίδιο των μισθών στο ΑΕΠ ($\frac{W}{Y}$), όπου W και Y οι ονομαστικοί μισθοί και το ΑΕΠ, και ο λόγος της συνολικής απασχόλησης, ET, προς την εξαρτημένη απασχόληση, ΕΕ, ($\frac{ET}{EE}$). Για την εξωτερική ζήτηση, ελλείψει διαθέσιμων χρονοσειρών για τους σημαντικότερους εμπορικούς εταίρους της Ελλάδας, χρησιμοποιήθηκε το πραγματικό ΑΕΠ των χωρών μελών της Ευρωπαϊκής Ένωσης των 15.[17] Αυτή η αναγκαστική επιλογή είναι προβληματική, καθώς μόνο το 40,6% και το 56,7% των εξαγωγών και των εισαγωγών της χώρας, αντίστοιχα, κατευθύνονται ή και προέρχονται από και προς την ΕΕ-15.[18] Οι όροι εμπορίου εκφράζονται από τον λόγο των τιμών των εξαγόμενων προϊόντων προς τις τιμές των εισαγόμενων προϊόντων, χρησιμοποιώντας τους αποπληθωριστές τιμών εξαγόμενων και εισαγόμενων προϊόντων και υπηρεσιών αντίστοιχα, με έτος βάσης το 2005. Όλα τα στοιχεία προέρχονται από τη βάση μακροοικονομικών δεδομένων της AMECO- Eurostat.

Οι καθαρές εξαγωγές, με βάση τη θεωρία, αναμένεται να επηρεάζονται αρνητικά από την εξέλιξη του RULC, το οποίο χρησιμοποιείται εναλλακτικά ως προς το μερίδιο των μισθών στο ΑΕΠ. Αυτό οφείλεται στο ότι μια αύξηση του μεριδίου των μισθών αφενός τείνει να αυξάνει το κόστος των εξαγόμενων προϊόντων και επομένως να επιφέρει πτώση των εξαγωγών, αφετέρου υποδηλώνει αύξηση του βιοτικού επιπέδου των εργαζομένων, οι οποίοι έχοντας μεγαλύτερη ροπή προς

17. Οι χώρες που απαρτίζουν την ΕΕ-15 είναι: Αυστρία, Βέλγιο, Δανία, Φινλανδία, Γαλλία, Γερμανία, Ελλάδα, Ιρλανδία, Ιταλία, Λουξεμβούργο, Ολλανδία, Πορτογαλία, Ισπανία, Σουηδία και Ηνωμένο Βασίλειο.

18. Τα στοιχεία προέρχονται από τους πίνακες του Πανελλήνιου Συλλόγου Εξαγωγέων για το έτος 2012. Εξαιρούνται τα πετρελαιοειδή. Οι υπόλοιποι σημαντικοί εμπορικοί εταίροι της χώρας είναι: Βουλγαρία, Κύπρος, Τουρκία, ΗΠΑ, Ρουμανία, Ρωσία κ.ά.

κατανάλωση από τους εργοδότες αυξάνουν τις εισαγωγές. Για τον ίδιο λόγο, αρνητική αναμένεται να είναι η σχέση ανάμεσα στις καθαρές εξαγωγές και στην εγχώρια ζήτηση, καθώς, όσο αυξάνεται η τελευταία, τείνουν να αυξάνονται και οι εισαγωγές, ενώ οι εξαγωγές τείνουν να μένουν ανεπηρέαστες. Από την άλλη, η εξωτερική ζήτηση αναμένεται να έχει θετική επίδραση στις καθαρές εξαγωγές, επειδή, καθώς αυξάνεται το εισόδημα στις χώρες των εμπορικών εταίρων της Ελλάδας, λογικά τείνει να αυξάνεται και η ζήτηση για τα εξαγόμενα αγαθά και τις υπηρεσίες της χώρας.[19] Τέλος, οι όροι εμπορίου αποτελούν έναν προσεγγιστικό όρο για την ανταγωνιστικότητα και αναμένεται ο συντελεστής να έχει αρνητικό πρόσημο. Μια αύξηση αυτού του δείκτη ερμηνεύεται ως πτώση της ανταγωνιστικότητας της ελληνικής οικονομίας, καθώς τα εξαγόμενα αγαθά καθίστανται σχετικά ακριβότερα από τα εισαγόμενα.

Οι έλεγχοι για μοναδιαία ρίζα που πραγματοποιήθηκαν με τα Augmented Dickey-Fuller και Phillips-Perron τεστ έδειξαν ότι οι μεταβλητές RULC και LOG (GDP-EU15) είναι στάσιμες, I(0), ενώ οι υπόλοιπες είναι I(1).[20] Κατά συνέπεια, το επόμενο βήμα συνίσταται στον έλεγχο της ύπαρξης σχέσης συνολοκλήρωσης.

Ο έλεγχος Johansen Cointegration test έγινε για μια χρονική υστέρηση με βάση τα κριτήρια AIC και SC, ενώ με βάση την αρχή Pantula επιλέχθηκε η εξειδίκευση με σταθερό όρο χωρίς τάση. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης (Πίνακας 9). Όπως και στις περιπτώσεις της κατανάλωσης και της επένδυσης, εκτιμάται πρώτα η μακροχρόνια σχέση με τη μέθοδο DOLS και Johansen και στη συνέχεια διερευνώνται οι βραχυχρόνιοι όροι μέσω των ECM υποδειγμάτων.

Οι εκτιμήσεις των μακροχρόνιων σχέσεων και με τις δύο μεθόδους δεν έδωσαν ικανοποιητικά αποτελέσματα. Τα πρόσημα της εσωτερικής και εξωτερικής ζήτησης δεν ήταν προς τη σωστή κατεύθυνση, ενώ οι συντελεστές του RULC και των όρων εμπορίου, αν και με σωστό (αρνητικό) πρόσημο, δεν ήταν στατιστικά σημαντικοί. Έπειτα από πειραματισμούς, επιλέχθηκε να παραλειφθεί ο όρος της εγχώριας ζήτησης, καθώς παρουσίαζε μεγάλη συσχέτιση με το RULC (λόγω του μεριδίου των μισθών). Αυτή τη φορά τα αποτελέσματα ήταν περισσότερο

19. 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.

20. Τα αποτελέσματα των ελέγχων ADF και PP για μοναδιαία ρίζα παρουσιάζονται στο Παράρτημα στον Πίνακα Π-2 και Π-3, αντίστοιχα.

**Πίνακας 9:** Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test. Συνάρτηση καθαρών εξαγωγών
Δείγμα: 1962-2009
Σειρές: NX_YN RULC LOGGDP LOGEU15 LOGPEX_PM
Έλεγχος τάξης συνολοκλήρωσης χωρίς περιορισμούς (Ίχνος)

| Υποθετικός αριθμός εξισώσεων συνολοκλήρωσης | Ιδιοτιμή | Ίχνος στατιστικής | 0,05 Κρίσιμη τιμή | p-value** |
|---|---|---|---|---|
| Καμία * | 0,647843 | 113,8686 | 76,97277 | 0,0000 |
| Το πολύ 1 * | 0,441841 | 63,77203 | 54,07904 | 0,0054 |
| Το πολύ 2 * | 0,357438 | 35,78264 | 35,19275 | 0,0432 |
| Το πολύ 3 | 0,198078 | 14,55261 | 20,26184 | 0,2531 |
| Το πολύ 4 | 0,079129 | 3,956907 | 9,164546 | 0,4186 |

Ο έλεγχος ίχνους δείχνει 3 εξισώσεις συνολοκλήρωσης για επίπεδο 0,05.
* δείχνει απόρριψη της υπόθεσης για 0,05 επίπεδο
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
Έλεγχος τάξης συνολοκλήρωσης χωρίς περιορισμούς (Μέγιστης Ιδιοτιμής)

| Υποθετικός αριθμός εξισώσεων συνολοκλήρωσης | Ιδιοτιμή | Στατιστική μέγιστης ιδιοτιμής | 0,05 Κρίσιμη τιμή | p-value** |
|---|---|---|---|---|
| Καμία * | 0,647843 | 50,09660 | 34,80587 | 0,0004 |
| Το πολύ 1 | 0,441841 | 27,98938 | 28,58808 | 0,0595 |
| Το πολύ 2 | 0,357438 | 21,23004 | 22,29962 | 0,0700 |
| Το πολύ 3 | 0,198078 | 10,59570 | 15,89210 | 0,2832 |
| Το πολύ 4 | 0,079129 | 3,956907 | 9,164546 | 0,4186 |

Ο έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής δείχνει 1 εξίσωση συνολοκλήρωσης για επίπεδο 0,05.
* δείχνει απόρριψη της υπόθεσης για 0,05 επίπεδο
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

ικανοποιητικά. Στον Πίνακα 10 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του Johansen Cointegration test για την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των ίδιων μεταβλητών με πριν, εκτός από το εγχώριο ΑΕΠ (εγχώρια ζήτηση). Ο έλεγχος δείχνει ότι υπάρχει μια σχέση συνολοκλήρωσης. Αμέσως μετά, ακολουθεί ο Πίνακας 11 με τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων με τη μέθοδο DOLS και Johansen.

Και οι δύο εκτιμήσεις δίνουν σχετικά ικανοποιητικά αποτελέσματα. Με εξαίρεση τον συντελεστή της εξωτερικής ζήτησης (LogGDP_eu15), ο οποίος εξακολουθεί να έχει αρνητικό πρόσημο, οι υπόλοιποι συντελεστές έχουν το αναμενόμενο από τη θεωρία πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 1% και 5%. Στο υπόδειγμα που εκτιμήθηκε με τη μέθοδο DOLS χρησιμοποιήθηκε μια

**Πίνακας 10:** Αποτελέσματα ελέγχου συνολοκλήρωσης Johansen

Δείγμα: 1962-2009
Σειρές: NX_YN RULC LOGYF LOGPEX_PM
Έλεγχος τάξης συνολοκλήρωσης χωρίς περιορισμούς (Ίχνος)

| Υποθετικός αριθμός εξισώσεων συνολοκλήρωσης | Ιδιοτιμή | Ίχνος στατιστικής | 0,05 Κρίσιμη τιμή | p-value** |
|---|---|---|---|---|
| Καμία * | 0,482808 | 57,91826 | 47,85613 | 0,0043 |
| Το πολύ 1 | 0,251096 | 26,26992 | 29,79707 | 0,1208 |
| Το πολύ 2 | 0,152176 | 12,39096 | 15,49471 | 0,1391 |
| Το πολύ 3* | 0,088863 | 4,466982 | 3,841466 | 0,0345 |

Ο έλεγχος ίχνους δείχνει 1 εξίσωση συνολοκλήρωσης για επίπεδο 0,05.
* δείχνει απόρριψη της υπόθεσης για 0,05 επίπεδο.
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.
Έλεγχος τάξης συνολοκλήρωσης χωρίς περιορισμούς (Μέγιστης ιδιοτιμής).

| Υποθετικός αριθμός εξισώσεων συνολοκλήρωσης | Ιδιοτιμή | Στατιστική Μέγ. ιδιοτιμής | 0,05 Κρίσιμη τιμή | p-value** |
|---|---|---|---|---|
| Καμία* | 0,482808 | 31,64834 | 27,58434 | 0,0142 |
| Το πολύ 1 | 0,251096 | 13,87896 | 21,13162 | 0,3751 |
| Το πολύ 2 | 0,152176 | 7,923974 | 14,26460 | 0,3865 |
| Το πολύ 3* | 0,088863 | 4,466982 | 3,841466 | 0,0345 |

Ο έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής δείχνει 1 εξίσωση συνολοκλήρωσης για επίπεδο 0,05.
* δείχνει απόρριψη της υπόθεσης για 0,05 επίπεδο.
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

ψευδομεταβλητή για το έτος 2005, όπου παρατηρήθηκε μια έντονη κορυφή στα κατάλοιπα. Σημειώνεται ότι το μοναδιαίο κόστος εργασίας, αν και στατιστικά σημαντικό, δείχνει να έχει ιδιαίτερα μικρή επίδραση στο μερίδιο των καθαρών εξαγωγών.

Στη συνέχεια, στον Πίνακα 12 παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις των ECM υποδειγμάτων. Ακολουθώντας την ίδια μεθοδολογία που εφαρμόστηκε στις περιπτώσεις της κατανάλωσης και της επένδυσης, εκτιμάται ένα ECM χωρίς περιορισμούς, ένα ECM όπου ως μακροχρόνια σχέση χρησιμοποιείται αυτή που εκτιμήθηκε με τη μέθοδο DOLS και ένα ECM όπου χρησιμοποιείται η σχέση η οποία προέκυψε από τη μέθοδο Johansen.

**Πίνακας 11:** Αποτελέσματα παλινδρόμησης για τη συνάρτηση του μεριδίου των καθαρών εξαγωγών

| | Dynamic OLS + Newey-West SE[1] | | Johansen | |
|---|---|---|---|---|
| Εξαρτώμενη μεταβλητή | NX/Y | | NX/Y | |
| Μεταβλητή | Coefficient | t-stats | Coefficient | t-stats |
| C | 0,707*** | 4,377 | | |
| RULC | -0,002** | -2,580 | -0,001* | 1,693 |
| LogGDP_eu15 | -0,081*** | -5,698 | -0,059*** | 4,287 |
| Log(PEX/PIM) | -0,199*** | -5,308 | -0,181*** | 4,777 |
| dum2005 | 0,035*** | 6,854 | | |
| R-squared | 0,741 | | | |
| R-squared (adj) | 0,671 | | | |
| D-W stat. | 1,423 | | | |
| Jarque-Berra (p-value) | 0,423 | | | |

[1] Έχει εφαρμοστεί μία χρονική υστέρηση στις πρώτες διαφορές των ανεξάρτητων μεταβλητών με βάση το κριτήριο AIC.

*(**)(***) Υποδηλώνει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 10%, 5% και 1% αντίστοιχα.

Επιλέχθηκε ο εκτιμητής Newey-West και Bartlett Kernel για τη διόρθωση των τυπικών σφαλμάτων από ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση (HAC).

*Σημείωση: α) Οι στρογγυλοποιήσεις έχουν γίνει στο τρίτο δεκαδικό ψηφίο, β) Για την εκτίμηση του υποδείγματος χρησιμοποιείται το οικονομετρικό λογισμικό E-views.*

Τα δύο πρώτα υποδείγματα δίνουν παρόμοια αποτελέσματα και θα μπορούσαν να χαρακτηριστούν σχετικά ικανοποιητικά. Και στις τρεις περιπτώσεις παραλείπονται οι βραχυχρόνιοι όροι που δεν είναι στατιστικά σημαντικοί. Οι τυπικοί διαγνωστικοί έλεγχοι, όπως φαίνονται από τον Πίνακα 12, δείχνουν ότι τα υποδείγματα είναι ορθά ορισμένα. Αναφορικά με το πρώτο ECM και συγκεκριμένα σε ό,τι αφορά τους συντελεστές των μακροχρόνιων μεταβλητών διαπιστώνονται τα εξής: η επίδραση μιας αύξησης του μοναδιαίου κόστους εργασίας κατά μία μονάδα στο μερίδιο των καθαρών εισαγωγών στο ΑΕΠ είναι πολύ μικρή, μόλις -0,002 μονάδες, αλλά με το αναμενόμενο πρόσημο. Η επίδραση της εξωτερικής ζήτησης έχει αρνητικό πρόσημο και ανέρχεται σε 0,083. Το πρόσημο δεν είναι αυτό που αναμένεται από τη θεωρία, ενώ το μέγεθος της επίδρασης είναι ιδιαίτερα χαμηλό. Η επίδραση του λόγου των τιμών έχει το σωστό πρόσημο και ανέρχεται σε 0,204. Έχει ενδιαφέρον το γεγονός ότι οι συντελεστές αυτοί βρίσκονται πολύ κοντά στις εκτιμήσεις των μακροχρόνιων σχέσεων στον Πίνακα 11, κάτι που είναι πολύ ενθαρρυντικό ως προς την ανθεκτικότητα των εκτιμή-

**Πίνακας 12:** Αποτελέσματα ECM για τη συνάρτηση του μεριδίου των καθαρών εξαγωγών στο ΑΕΠ

| | **ECM[1] (1)** | | **ECM[2] (Dynamic OLS + Newey-West SE) (2)** | | **ECM[3] (Johansen) (3)** | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Εξαρτώμενη μεταβλητή | D(NX/Y) | | D(NX/Y) | | D(NX/Y) | |
| Μεταβλητή | Coefficient | t-stats | Coefficient | t-stats | Coefficient | t-stats |
| C | 0,372*** | 3,420 | | | | |
| D(RULC) | | | | | | |
| D(LogGDP_eu15) | -0,278*** | -3,137 | -0,276*** | -4,481 | -0,255** | -2,573 |
| D(Log(PEX/PIM)) | | | | | | |
| $ECM_{t-1}$ | | | -0,619*** | -5,776 | -0,011* | -1,978 |
| $(NX/Y)_{t-1}$ | -0,520*** | -4,532 | | | | |
| $RULC_{t-1}$ | -0,001* | -1,887 | | | | |
| $(LogGDP_eu15)_{t-1}$ | -0,043*** | -3,996 | | | | |
| Log(PEX/PIM) | -0,106*** | -3,101 | | | | |
| $D(Log(PEX/PIM))_{t-1}$ | | | 0,110* | 1,744 | | |
| Dum1964 | | | -0,030** | -2,279 | | |
| Dum2004 | 0,025*** | 6,614 | | | | |
| Dum1982 | | | | | -0,043*** | -2,913 |
| R-square | 0,445 | | 0,493 | | 0,223 | |
| Adj. R-square | 0,366 | | 0,459 | | 0,191 | |
| AIC | -5,755 | | -5,946 | | -5,584 | |
| SC | -5,485 | | -5,760 | | -5,468 | |
| J. Berra (p-value) | 0,462 | | 0,755 | | 0,900 | |
| Reset (1) (F-stat) | 0,804 | | 0,363 | | 0,687 | |
| LM $\chi^2(1)$ | 0,589 | | 0,572 | | 1,000 | |
| LM $\chi^2(2)$ | 0,297 | | 0,617 | | 0,639 | |
| LM $\chi^2(3)$ | 0,178 | | 0,244 | | 0,677 | |
| ARCH $\chi^2(1)$ | 0,312 | | 0,668 | | 0,131 | |

1. Η ακραία τιμή κατά το 2004 διορθώνεται με τη βοηθητική μεταβλητή dum 2004.

2. Αντίστοιχα, στο ECM (2) χρησιμοποιείται μια ψευδομεταβλητή για το έτος 1964, dum 1964.

3. Αντίστοιχα, στο ECM (3) χρησιμοποιείται μια ψευδομεταβλητή για το έτος 1982, dum 1982.

*(**) (***) Υποδηλώνει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 10%, 5% και 1%, αντίστοιχα.

*Σημείωση: α) Οι στρογγυλοποιήσεις έχουν γίνει στο τρίτο δεκαδικό ψηφίο, β) Για την εκτίμηση του υποδείγματος χρησιμοποιείται το οικονομετρικό λογισμικό E-views.*

σεων στις διαφορετικές μεθοδολογικές προσεγγίσεις. Σε σχέση με τους βραχυχρόνιους όρους, μόνο αυτός της εξωτερικής ζήτησης είναι στατιστικά σημαντικός και συνοδεύεται από αρνητικό πρόσημο.

Αναφορικά με το δεύτερο ECM παρατηρούμε ότι ο συντελεστής της βραχυχρόνιας εξωτερικής ζήτησης είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, ενώ ο βραχυχρόνιος συντελεστής με μια χρονική υστέρηση έχει θετικό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικός για επίπεδο 10%. Ο συντελεστής προσαρμογής είναι αναμενόμενα αρνητικός και στατιστικά σημαντικός και ισούται με -0,619. Επιπλέον, το τρίτο ECM έχει και αυτό αρνητικό πρόσημο στον συντελεστή της βραχυχρόνιας εξωτερικής ζήτησης και είναι στατιστικά σημαντικός. Ωστόσο ο συντελεστής προσαρμογής, αν και αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, ισούται με -0,011.

Έχει γίνει σαφές ότι η επίδραση του RULC είναι χαμηλή στις καθαρές εξαγωγές. Αυτό είναι κάτι που παρατηρεί κανείς και στην εργασία των Stockhammer et al. (2009), στην οποία παίρνει τιμή -0,084. Οι Naastepad and Storm (2006/2007) για οκτώ χώρες (Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία, Ιαπωνία, Ολλανδία, Ισπανία, ΗΒ και ΗΠΑ) βρίσκουν ότι κατά μέσο όρο η επίδραση του κόστους εργασίας έχει επίδραση στις εξαγωγές που ισούται με -0,08. Σημειώνεται ότι η μεταβλητή που χρησιμοποιούν οι συγγραφείς για το κόστος εργασίας είναι ο ρυθμός αύξησης του ονομαστικού μοναδιαίου κόστους εργασίας. Παρόμοια αποτελέσματα βρήκαν και οι Carlin et al. (2001).

Στο υπόδειγμά τους οι Hein and Vogel (2008) χρησιμοποιούν ως ερμηνευτικές μεταβλητές του μεριδίου των καθαρών εξαγωγών στο ΑΕΠ το μερίδιο των κερδών, το εγχώριο ΑΕΠ και το ΑΕΠ των κύριων εμπορικών εταίρων ως δεικτών της εγχώριας και εξωτερικής ζήτησης. Η τελευταία εξωγενής μεταβλητή παραλείφθηκε στις περιπτώσεις που ήταν στατιστικά μη σημαντική. Τα πρόσημα των συντελεστών της εγχώριας και εξωτερικής ζήτησης είναι σύμφωνα με αυτά που προβλέπει η θεωρία, ενώ η επίδραση του μεριδίου των κερδών διαφοροποιείται από χώρα σε χώρα. Μόνο οι μικρές ανοικτές οικονομίες της Αυστρίας και της Ολλανδίας έχουν ισχυρή και στατιστικά σημαντική θετική επίδραση των κερδών στο μερίδιο των καθαρών εξαγωγών. Οι Bowles and Boyer (1995) χρησιμοποιούν το ποσοστό κέρδους ως ένα εναλλακτικό μέτρο του κόστους εργασίας και βρίσκουν ότι η επίδρασή του στις καθαρές εξαγωγές κυμαίνεται μεταξύ 0,06 και 0,32.

**Πίνακας 13:** Οριακή επίδραση μιας μεταβολής του μεριδίου των μισθών στη συμβολή των καθαρών εξαγωγών στο ΑΕΠ

| | Καθαρές εξαγωγές ως % του ΑΕΠ | RULC | ET/ED | $(\partial NX/Y)/\partial\Omega$ |
|---|---|---|---|---|
| DOLS | NX/Y | -0,002 | 1,97 | -0,004 |
| Johansen | NX/Y | -0,001 | 1,97 | -0,002 |
| ECM χωρίς περιορισμούς | NX/Y | -0,002 | 1,97 | -0,004 |

*Σημείωση: Τα αποτελέσματα της στήλης RULC προέρχονται από τους Πίνακες 11 και 12.*

Τα αποτελέσματα αυτά, αν και τείνουν να απομακρύνονται από τη νεοκλασική θεωρία, είναι σύμφωνα με μια σειρά από μελέτες που υποστηρίζουν ότι υπάρχουν και άλλοι παράγοντες οι οποίοι διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στην εξέλιξη των καθαρών εξαγωγών, όπως η τεχνολογία, οι επενδύσεις, η καινοτομία, οι σχέσεις εργασίας και η κοινωνική προστασία (Amable and Verspagen, 1995· Carlin et al., 2001· Milberg and Houston, 2005). Επισημαίνεται ότι το μέγεθος της επίδρασης που βρήκαμε για την Ελλάδα είναι το πιο χαμηλό σε σχέση με τις υπόλοιπες χώρες που αναφέρονται.

Στον Πίνακα 13 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των υπολογισμών της οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των καθαρών εξαγωγών στο ΑΕΠ. Οι υπολογισμοί έχουν γίνει για το δειγματικό μέσο της χρονοσειράς.

## 4.5 Συγκεντρωτικά αποτελέσματα

Στον Πίνακα 14 παρουσιάζονται οι οριακές επιδράσεις του μεριδίου των μισθών σε καθένα από τα συστατικά μέρη της ζήτησης που υπολογίστηκαν στις προηγούμενες ενότητες. Μια αύξηση του μεριδίου των μισθών κατά 1% θα είχε ως αποτέλεσμα την αύξηση του μεριδίου της καταναλωτικής δαπάνης στο ΑΕΠ κατά 0,474 ποσοστιαίες μονάδες στο υπόδειγμα DOLS, 0,379 στο υπόδειγμα Johansen και 0,621 στο ECM χωρίς περιορισμούς. Η ίδια ωστόσο αναδιανομή του εισοδήματος θα επέφερε μείωση του μεριδίου της επενδυτικής δαπάνης στο ΑΕΠ ίση με 0,305 (στο υπόδειγμα DOLS) και 0,146 ποσοστιαίες μονάδες (στο ECM χωρίς περιορισμούς).[21] Η επίδραση στις καθαρές εξαγωγές ως ποσοστό του ΑΕΠ θα επέφερε μια μικρή μόνο μείωση κατά -0,004 ποσοστιαίες μονάδες (στο

21. Το υπόδειγμα Johansen δεν έδωσε αποτελέσματα που επιδέχονται οικονομική ερμηνεία και γι' αυτό παραλείπονται.

**Πίνακας 14:** Ιδιωτική υπερβάλλουσα ζήτηση (ως ποσοστό του ΑΕΠ) που οφείλεται σε αύξηση κατά μία ποσοστιαία μονάδα του μεριδίου των μισθών

| | DOLS | Johansen | ECM χωρίς περιορισμούς |
|---|---|---|---|
| Κατανάλωση | 0,474 | 0,379 | 0,621 |
| Επένδυση | -0,305 | – | -0,146 |
| Εγχώρια υπερβάλλουσα ζήτηση | 0,169 | – | 0,475 |
| Καθαρές εξαγωγές | -0,004 | -0,002 | -0,004 |
| Ιδιωτική υπερβάλλουσα ζήτηση ($h_2$) | 0,165 | – | 0,471 |

*Σημείωση: Στην «Κατανάλωση» συγκεντρώνονται τα αποτελέσματα του Πίνακα 4. Στην «Επένδυση» συγκεντρώνονται τα αποτελέσματα του Πίνακα 8. Στις «Καθαρές Εξαγωγές» συγκεντρώνονται τα αποτελέσματα του Πίνακα 13.*

υπόδειγμα DOLS), -0,002 (στο υπόδειγμα Johansen) και -0,004 (στο ECM χωρίς περιορισμούς).

Ο εγχώριος τομέας της οικονομίας, επομένως, μπορεί να χαρακτηριστεί ως ωθούμενος από τους μισθούς, δεδομένου ότι η θετική επίδραση των μισθών στην κατανάλωση είναι μεγαλύτερη από την αρνητική επίδρασή τους στην επένδυση. Από τις εκτιμήσεις προκύπτει ότι μια ποσοστιαία αύξηση του μεριδίου των μισθών κατά 1% οδηγεί σε μια αύξηση στην εγχώρια ζήτηση ως ποσοστό του ΑΕΠ κατά 0,169 (υπόδειγμα DOLS) και 0,475 (ECM χωρίς περιορισμούς). Προσθέτοντας και την επίδραση της μεταβολής του μεριδίου των μισθών κατά 1% στο μερίδιο των καθαρών εξαγωγών στο ΑΕΠ, προκύπτει ότι η επίδραση της αναδιανομής εισοδήματος στην ιδιωτική υπερβάλλουσα ζήτηση είναι θετική. Συγκεκριμένα, διαμορφώνεται σε 0,165 στο υπόδειγμα DOLS και 0,471 στο υπόδειγμα ECM χωρίς περιορισμούς. Αυτό συνεπάγεται ότι η παράμετρος $h_2$ έχει θετικό πρόσημο και είναι αρκετά υψηλή. Η διαφορά που υπάρχει στα δύο μεγέθη υποδηλώνει ότι το αποτέλεσμα σε κάποιο βαθμό είναι ευαίσθητο στην οικονομετρική τεχνική που ακολουθείται. Ωστόσο το γεγονός ότι και οι δύο μέθοδοι δίνουν θετικό αποτέλεσμα, το οποίο είναι κατά πολύ μεγαλύτερο από το μηδέν, καθιστά ασφαλές το συμπέρασμα ότι ο όρος $h_2$ είναι θετικός και ότι η ελληνική οικονομία αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών.

# 5. Συμπεράσματα

Τις τελευταίες δεκαετίες στις περισσότερες οικονομίες του ανεπτυγμένου κόσμου παρατηρείται μείωση του μεριδίου των μισθών στο Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν. Οι πραγματικοί μέσοι μισθοί, παρά το γεγονός ότι διαχρονικά έχουν αυξητική τάση, ο ρυθμός αύξησής τους βρίσκεται μονίμως σε χαμηλότερα επίπεδα από αυτόν της παραγωγικότητας της εργασίας. Η πολιτική της μισθολογικής μετριοπάθειας θεωρητικά αναμένεται να βελτιώσει την ανταγωνιστικότητα των προϊόντων, το εμπορικό ισοζύγιο, τη ζήτηση και κατά συνέπεια, το ΑΕΠ της οικονομίας, ενώ ο πληθωρισμός αναμένεται να παραμείνει σταθερός και η απασχόληση να αυξηθεί. Ακραία μορφή της μισθολογικής μετριοπάθειας αποτελεί η πολιτική εσωτερικής υποτίμησης που εφαρμόζεται στην Ελλάδα, τον ευρωπαϊκό Νότο γενικότερα καθώς και την Ιρλανδία, μέσω της εφαρμογής προγραμμάτων αυστηρής λιτότητας. Ωστόσο, σήμερα το 2013, τόσο οι πολιτικές μισθολογικής μετριοπάθειας που έχουν εφαρμοστεί εδώ και δεκαετίες στις περισσότερες χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης όσο και τα προγράμματα δημοσιονομικής προσαρμογής μέσω της ακραίας λιτότητας και συμπίεσης των μισθών που εφαρμόζονται κατά κύριο λόγο στις χώρες υψηλού δημοσιονομικού χρέους κάθε άλλο παρά έχουν επιφέρει τα προσδοκώμενα αποτελέσματα. Απεναντίας, οι οικονομίες που έχουν υιοθετήσει αυτά τα προγράμματα έχουν εμπλακεί σε ένα υφεσιακό σπιράλ, όπου το ΑΕΠ συνεχώς συρρικνώνεται, η ανεργία εκτινάσσεται, η ανισότητα και η φτώχεια επεκτείνονται, ενώ η ανάπτυξη έχει μετατραπεί σε απο-επένδυση. Η πόλωση στη διανομή εισοδήματος και η όξυνση των ανισοτήτων που προκαλούν αυτές οι πολιτικές αναμένεται ότι μακροχρόνια θα οδηγήσουν σε ασταθή και ανισομερή ανάπτυξη (Lavoie and Stockhammer, 2012).[22]

22. Η αρνητική σχέση ανάμεσα στην εισοδηματική ανισότητα και την οικονομική μεγέθυνση έχει αναδειχθεί και από τη βιβλιογραφία της κυρίαρχης οικονομικής αντίληψης. Ενδεικτικά αναφέρονται οι εργασίες των Alesina and Rodrik (1993 και 1994) και

Στη μελέτη αυτή επιχειρήθηκε η διερεύνηση των αιτιωδών δυνάμεων που οδηγούν στην αναποτελεσματικότητα της προωθούμενης πολιτικής της μισθολογικής μετριοπάθειας. Από την ήδη πλούσια βιβλιογραφία προκύπτει ότι η οικονομία κάθε χώρας, ανάλογα με τη δομή του ανταγωνιστικού και παραγωγικού της προτύπου, μπορεί να είναι είτε αναπτυσσόμενη διαμέσου των μισθών είτε αναπτυσσόμενη διαμέσου των κερδών. Κατά συνέπεια, σε μια οικονομία που αναπτύσσεται από τη δυναμική των μισθών η εφαρμογή μέτρων μείωσης των μισθών έχει τα αντίθετα από τα αναμενόμενα αποτελέσματα, επιφέρει δηλαδή μείωση του ΑΕΠ της οικονομίας. Για τον εμπειρικό έλεγχο αυτής της υπόθεσης χρησιμοποιήθηκε ένα απλό κεϋνσιανό υπόδειγμα που αναπτύχθηκε από τους Stockhammer et al. (2009), το οποίο βασίστηκε στην εργασία των Bhaduri and Marglin (1990), και εξετάστηκε οικονομετρικά η επίδραση που θα είχε στο ΑΕΠ της ελληνικής οικονομίας μια υποθετική μεταβολή της λειτουργικής διανομής του εισοδήματος προς όφελος των μισθών.

Οι εκτιμήσεις των υποδειγμάτων παρέχουν σαφείς ενδείξεις ότι η ελληνική οικονομία αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών. Πιο συγκεκριμένα, το μερίδιο των μισθών έχει σημαντική θετική συμβολή στην ιδιωτική κατανάλωση, η οποία αποτελεί και το μεγαλύτερο τμήμα της ζήτησης. Ταυτόχρονα, η επίδρασή του στις επενδύσεις, αν και αρνητική, είναι πολύ μικρή για να αντισταθμίσει την επίδραση στην κατανάλωση. Αλλά και η επίδραση του εργασιακού κόστους στις καθαρές εξαγωγές, η οποία αποτελεί κατά κανόνα τον θεμελιακό παράγοντα για τη διαμόρφωση των εκτιμήσεων που αφορούν τον καθορισμό του καθεστώτος ζήτησης μιας οικονομίας, αν και είναι αρνητική, το μέγεθός της είναι πολύ χαμηλό για να υπερκεράσει τη θετική επίδραση στην εγχώρια υπερβάλλουσα ζήτηση.

Το γεγονός ότι το καθεστώς ζήτησης στην Ελλάδα ωθείται από τους μισθούς συνεπάγεται ότι οι πιο ενδεδειγμένες στρατηγικές μακροοικονομικής πολιτικής

---

των Persson and Tabellini (1994), στις οποίες τα εμπειρικά αποτελέσματα τείνουν να υποστηρίζουν την υπόθεση ότι σε κοινωνίες με μεγάλη ανισότητα υπάρχουν μεγάλες πιέσεις για αναδιανομή του εισοδήματος, κάτι που επιτυγχάνεται μέσω της αύξησης της φορολογίας, γεγονός που επιφέρει όμως μείωση στις επενδύσεις και κατά συνέπεια, στο ΑΕΠ της οικονομίας. Με μια άλλη οπτική οι Alesina and Perotti (1996) υποστηρίζουν την ίδια υπόθεση της αρνητικής σχέσης μεταξύ ανισότητας και μεγέθυνσης αλλά με διαφορετικό δίαυλο, αυτόν της δημιουργίας πολιτικής αστάθειας, η οποία δημιουργεί ανασφάλεια και αβεβαιότητα στις επιχειρήσεις, με άμεσο αποτέλεσμα τη διακοπή και τη μείωση των επενδυτικών δραστηριοτήτων.

θα έπρεπε να στοχεύουν στην αναδιανομή του εισοδήματος προς όφελος των μισθών και τη διεύρυνση του μεριδίου τους στο ΑΕΠ. Αυτές οι αναδιανεμητικές πολιτικές συνίστανται στην ενίσχυση του κράτους πρόνοιας, και ιδιαίτερα του δημόσιου συστήματος κοινωνικής ασφάλισης, την αύξηση του κατώτατου μισθού και τη νομική ενδυνάμωση των συλλογικών διαπραγματεύσεων, ώστε να εξασφαλίζεται η απαιτούμενη διαπραγματευτική ισορροπία μεταξύ των κοινωνικών εταίρων. Οι πολιτικές αυτές δεν έρχονται απαραίτητα σε αντίφαση με τις ανάγκες για ραγδαία μείωση των δημοσιονομικών ελλειμμάτων. Αντιθέτως, οι μειώσεις των μισθών και οι περικοπές των συντάξεων συνέβαλαν καθοριστικά στη διατήρηση των ελλειμμάτων σε υψηλά επίπεδα. Σύμφωνα με την Έκθεση του Διοικητή της Τράπεζας της Ελλάδος του 2010, «το έλλειμμα παρέμεινε σε υψηλά επίπεδα, παρά τις οριζόντιες περικοπές σε μισθούς και συντάξεις και την αύξηση των φόρων, γεγονός που φαίνεται να οφείλεται αποκλειστικά στην ταχεία συρρίκνωση του ΑΕΠ κατά 4,5%, εξαιτίας της αναμενόμενης πτώσης της εγχώριας ζήτησης». Είναι γεγονός ότι οι δραματικές μειώσεις σε μισθούς και συντάξεις ως προϋπόθεση για τη σύναψη των δανειακών συμβάσεων με την Τρόικα εγκλώβισαν τη χώρα σε μία δυναμική ανατροφοδοτούμενης ύφεσης, η οποία επανατοποθετεί τον λόγο χρέους προς το ΑΕΠ, παρά τα «κουρέματα», σε μη βιώσιμα επίπεδα. Η διέξοδος, επομένως, από την κρίση προϋποθέτει μια αναπροσαρμογή της πολιτικής και επιβάλλει μεταξύ των βασικών πυλώνων της να είναι οι αναδιανεμητικές πολιτικές, προκειμένου να υπάρξει οικονομική και κοινωνική σταθεροποίηση.

Και ενώ η κατανάλωση αναμένεται, αλλά είναι και αυτονόητο, ότι εξαρτάται αποκλειστικά από το διαθέσιμο εισόδημα (μισθό), δεν ισχύει το ίδιο και για τις επενδύσεις. Οι ιδιωτικές επενδύσεις δεν εξαρτώνται αποκλειστικά από το εργασιακό κόστος. Πολλοί παράγοντες, όπως η γραφειοκρατία, τα υψηλά διοικητικά βάρη, η πολυνομία, το ασταθές φορολογικό σύστημα, η διαφθορά αλλά και η αβεβαιότητα, πολιτική και οικονομική, συν-διαμορφώνουν το επιχειρηματικό και επενδυτικό κλίμα. Η Ελλάδα υστερεί διαχρονικά σε αυτά τα πεδία, αν και θα πρέπει να επισημανθεί ότι έχει υπάρξει κάποια πρόοδος (OECD, 2011). Θα μπορούσε επομένως το επενδυτικό κλίμα να βελτιωθεί, χωρίς την απαίτηση μείωσης του μισθολογικού κόστους ή να εξασφαλιστεί η αντιστάθμιση των όποιων αρνητικών επιπτώσεων μιας ενδεχόμενης αναδιανομής του εισοδήματος προς όφελος των μισθωτών στις επενδύσεις, με την ταυτόχρονη λήψη μέτρων και πολιτικών που καταπολεμούν τα προαναφερθέντα προβλήματα.

Είναι προφανές ότι η εφαρμοζόμενη πολιτική εσωτερικής υποτίμησης που ανατροφοδοτεί συνεχώς την ύφεση και την κρίση είναι αυτή ακριβώς που επαναφέρει τον κίνδυνο της χρεοκοπίας, δημιουργώντας αβεβαιότητα και αναβαθμίζοντας το ρίσκο μιας επένδυσης, καθιστώντας τη χώρα, τόσο για τις εγχώριες όσο και τις ξένες επιχειρήσεις, όλο και λιγότερο ελκυστική. Άλλωστε, όπως προκύπτει και από τα αποτελέσματα της παρούσας εργασίας, η ζήτηση φαίνεται να αποτελεί σημαντικότερο προσδιοριστικό παράγοντα από το εργασιακό κόστος για την επένδυση· με άλλα λόγια, η κερδοφορία μπορεί να ανακάμψει μέσω της αύξησης της ζήτησης, χωρίς να απαιτείται η συμπίεση των μισθών. Αυτό το αποτέλεσμα φαίνεται να είναι λογικό, εφόσον, όπως είναι γνωστό, οι ελληνικές επιχειρήσεις έχουν πολύ μικρή εξαγωγική δραστηριότητα και ως εκ τούτου, εξαρτώνται αποκλειστικά από την εσωτερική ζήτηση της χώρας.

Σε μια ανοικτή οικονομία η εκμηχάνιση της παραγωγικής διαδικασίας αυξάνει την παραγωγικότητα της εργασίας, χωρίς αυτό να αποτελεί αναγκαστικά κατασταλτικό παράγοντα για την απασχόληση. Απεναντίας, μειώνει το κόστος παραγωγής χωρίς την ανάγκη μείωσης του μισθολογικού κόστους, αυξάνοντας παράλληλα την ανταγωνιστικότητα της οικονομίας (Romer, 1996). Η Gibson (2010) διερεύνησε εμπειρικά τις επιδόσεις των επιχειρήσεων ανά κλάδο με βάση μια σειρά χαρακτηριστικών για την περίοδο 1995-2003 και διαπίστωσε ότι υπάρχουν ενδείξεις προς την κατεύθυνση της παραπάνω θεωρητικής θέσης. Πιο συγκεκριμένα, η ανάλυση έδειξε ότι τόσο η στροφή της παραγωγής προς τομείς υψηλότερης ειδίκευσης όσο και η βελτίωση της ειδίκευσης των τομέων που δυνητικά είναι υψηλής ειδίκευσης μπορούν να συμβάλουν στην αναβάθμιση της συνολικής παραγωγικότητας των συντελεστών και κατ' επέκταση, στη διαρθρωτική ανταγωνιστικότητα της χώρας.

Αυτή η λογική έρχεται σε απόλυτη αντίθεση με αυτήν που εναποθέτει την εξαγωγική ανάπτυξη στη φθηνή εργασία, όπως φαίνεται από την πολιτική εσωτερικής υποτίμησης που εφαρμόζεται στην περίπτωση της Ελλάδας, καθώς πρακτικά είναι αδύνατο η χώρα να μπορέσει να ανταγωνιστεί με αυτούς τους όρους αναπτυσσόμενες οικονομίες οι οποίες έχουν τη μαζική φθηνή εργατική δύναμη ως συγκριτικό πλεονέκτημα. Η πολιτική αυτή, επομένως, όχι μόνο είναι προδιαγεγραμμένο ότι θα αποδειχθεί αναποτελεσματική, αλλά την ίδια στιγμή στερεί από την οικονομία τη δυνατότητα ανάπτυξης του έμψυχου και άψυχου κεφαλαίου της χώρας, εγκλωβίζοντάς τη σε δραστηριότητες χαμηλής παραγωγικότητας και

ταυτόχρονα αποστραγγίζοντάς την από το υψηλής ειδίκευσης ανθρώπινο δυναμικό (brain drain). Κατά συνέπεια, οι πολιτικές ενίσχυσης των παραγωγικών επενδύσεων και συγκεκριμένα εκείνων που είναι δυνατόν να επιφέρουν θετικές επιπτώσεις στην παραγωγικότητα της εργασίας θα πρέπει να αποτελούν μέρος ενός οικονομικού προγράμματος που θα αποσκοπεί στην τόνωση της ζήτησης και της απασχόλησης στην Ελλάδα.

Στο πεδίο του εξωτερικού εμπορίου, ας σημειωθεί ότι η έλλειψη ευαισθησίας των καθαρών εξαγωγών στις μεταβολές του κόστους εργασίας δεν αποτελεί ούτε σπάνιο ούτε πρωτόγνωρο φαινόμενο. Τείνει δε όμως να συμβαίνει σε χώρες που συμμετέχουν σε «κλειστά» συστήματα ισοτιμιών (Carlin et al., 2001) και σε μικρές ανοικτές οικονομίες, όπου το εξωτερικό εμπόριο (εισαγωγές και εξαγωγές) ως ποσοστό του ΑΕΠ δεν ξεπερνά το 23,0%-30,0%. Αυτό το γεγονός έχει ως αποτέλεσμα το καθεστώς ζήτησής τους να παραμένει ωθούμενο από τους μισθούς, ακόμα και μετά τον συνυπολογισμό της επίδρασης της αναδιανομής εισοδήματος στις καθαρές εξαγωγές (Stockhammer et al., 2009). Οι Carlin et al. (2001) εξέτασαν τις επιδόσεις των εξαγωγών και του ρόλου του κόστους εργασίας για δώδεκα χώρες μέλη του ΟΟΣΑ και διαπίστωσαν ότι στις χώρες της Ευρώπης που συμμετέχουν στο Ευρωπαϊκό Σύστημα Σταθερών Ισοτιμιών τα εξαγωγικά μερίδια είναι λιγότερο ευαίσθητα στις μεταβολές του πραγματικού μοναδιαίου κόστους εργασίας σε σύγκριση με τις υπόλοιπες χώρες. Το ίδιο παρατήρησαν ότι ισχύει και στην περίπτωση του Καναδά, ο οποίος διατηρεί πολύ στενές σχέσεις με τις ΗΠΑ. Αντίθετα, στις χώρες που έδειχναν σκεπτικισμό ως προς το Ευρωπαϊκό Σύστημα Σταθερών Ισοτιμιών οι εξαγωγές ήταν σαφώς πιο ευαίσθητες στις μεταβολές του κόστους εργασίας.

Τέλος, είναι σαφές ότι η πολιτική της ανάπτυξης μέσα από την ενίσχυση των μισθών για να επιτύχει είναι απαραίτητο να υπάρξουν δομικές αλλαγές στον τρόπο λειτουργίας του δημόσιου τομέα και του χρηματοπιστωτικού τομέα. Σύμφωνα με την άλλοτε κεϋνσιανή οικονομική ορθοδοξία, σε περιόδους οικονομικής κρίσης απαιτείται η επέκταση του δημόσιου τομέα και όχι η συρρίκνωσή του. Ο χρηματοπιστωτικός τομέας θα πρέπει να περιορίζεται στις παραγωγικές και αναπτυξιακές κατευθύνσεις, μακριά από τις κερδοσκοπικές δραστηριότητες που δημιουργούν χρηματοπιστωτικές φούσκες, λειτουργώντας ως δίαυλος μεταφοράς μακροοικονομικής αστάθειας σε ολόκληρη την οικονομία.

# Βιβλιογραφία


Alesina, A. and Perotti, P. (1996). "Income distribution, political instability and investment", *European Economic Review*, 40 (6), pp. 1203-1228.

Alesina, A. and Rodrik, D. (1993). "Income distribution and economic growth: A simple theory and some empirical evidence", in Cukierman, A., Hercovitz, Z. and Leiderman, L. (eds), *The Political Economy of Business Cycles and Growth*, Cambridge, MA: MIT Press.

Alesina, A. and Rodrik, D. (1994). "Distributive politics and economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 109 (2), pp. 465-490.

Amable, B. and Verspagen, B. (1995). "The role of technology in market shares", *Applied Economics*, 27 (2), pp. 197-204.

Baumgartner, J., Breuss, F. and Kaniovski, S. (2005). "WIFO-Macromod – An econometric model of the Austrian economy", in OeNB (ed.), *Macroeconomic Models and Forecasts for Austria*, Proceedings of OeNB Workshops 5.

Bhaduri, A. and Marglin, S. (1990). "Unemployment and the real wage: The economic basis for contesting political ideologies", *Cambridge Journal of Economics*, 14, pp. 375-393.

Blanchard, O. (2006). *Macroeconomics*, 4th edition, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Blecker, R. (1999). "Kaleckian macromodels for open economies", in Deprez, J. and Harvey, J. T. (eds), *Foundations of International Economics: Post-Keynesian Perspectives*, London, New York: Routledge.

Bowles, S. and Boyer, R. (1995). "Wages, aggregate demand and employment in an open economy: An empirical investigation", in Epstein, G. and Gintis, H. (eds), *Macroeconomic Policy after the Conservative Era: Studies in Investment, Saving and Finance*, Cambridge: Cambridge University Press.

Carlin, W., Glyn, A. and Van Reenen, J. (2001). "Export market performance of OECD countries: An empirical examination of the role of cost competitiveness", *Economic Journal*, 111 (468), pp. 128-162.

Chirinko, R. (1993). "Business fixed investment spending: Modeling strategies, empirical results and policy implications", *Journal of Economic Literature*, 31, pp. 1875-1911.

Ederer, S. and Stockhammer, E. (2007). "Wages and aggregate demand in France: An empirical investigation", in Hein, E. and Truger, A. (eds), *Money, Distribution, and Economic Policy: Alternatives to Orthodox Macroeconomics*, Cheltenham: Edward Elgar.

Engle, P. F. and Granger, C. W. J. (1987). "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55 (2), pp. 251-276.

European Commission. (2011). *Annual Growth Survey*, Brussels, 12.1.2010, COM (2011) 11 Final.

European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs. (2011). *Labor Market Developments in Europe*, European Economy. Brussels.

European Commission. (2012). *Annual Growth Survey*, Brussels, 23.11.2011, COM (2011) 815 Final.

Fagan, G., Henry, J. and Mestre, R. (2001). "An Area-Wide Model (AWM) for the euro area", ECB Working Paper 42.

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*, 9 (2), pp. 171-187.

Fazzari, S., Hubbard, R. G. and Petersen, B. (1987). "Financing constraints and corporate investment", *Brooking Papers on Economic Activity,* 1, pp. 141-195.

Gibson, H. (2010). «Ανάπτυξη της ελληνικής οικονομίας κατά τομέα την περίοδο 1995-2003», στο *Ισοζύγιο Τρεχουσών Συναλλαγών της Ελλάδος: Αιτίες Ανισορροπιών και Προτάσεις Πολιτικής*, Αθήνα: Τράπεζα της Ελλάδος.

Gordon, D. (1995a). "Growth distribution and the rules of the game: Social structuralist macro foundations for a democratic economic policy", in Epstein, G. and 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", in Epstein, G. and Gintis, H. (eds), *Macroeconomic Policy after the Conservative Era: Studies in Investment, Saving and Finance*, Cambridge: Cambridge University Press.

Hein, E. and Ochsen, C. (2003). "Regimes of interest rates, income shares, savings, and investment: A kaleckian model and empirical estimations for some advanced OECD-economies", *Metroeconomica*, 54, pp. 404-433.

Hein, E. and Kramer, H. (1997). "Income shares and capital formation: Patterns of recent developments", *Journal of Income Distribution*, 7 (1), pp. 5-28.

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.

Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), pp. 231-254.

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.

ΙΝΕ ΓΣΕΕ. (2012). *Η Ελληνική Οικονομία και η Απασχόληση*, Ετήσια Έκθεση 2011. Ινστιτούτο Εργασίας ΓΣΕΕ.

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.

Kalecki, M. (1991 [1943]). "Studies in economic dynamics", in Osiatyński, J. (ed.), *Collected Works of Michal Kalecki*, vol. II, New York: Clarendon Press.

Lavoie, M. and Stockhammer, E. (2012). "Wage-led growth: Concept, theories and policies", *International Labour Office*, Conditions of Work and Employment Branch, Geneva.

Mankiw, G. (2006). *Macroeconomics*, 6th edition, New York: Worth.

Marglin, S. and Bhaduri, A. (1990). "Profit squeeze and keynesian theory", in Marglin, S. and Schor, J. (eds), *The Golden Age of Capitalism: Reinterpreting the Postwar Experience*, Oxford: Clarendon Press.

Milberg, W. and Houston, E. (2005). "The high road and the low road to international competitiveness: Extending the neo-schumpeterian trade model beyond technology", *International Review of Applied Economics*, 19 (2), pp. 137-162.

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), pp. 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.

OECD. (2011). *Economic Policy Reforms 2011: Going for Growth*, Paris: OECD Publishing.

Onaran, Ö. and Stockhammer, E. (2005). "Two different export-oriented growth strategies: Accumulation and distribution a la Turca and a la South Korea", *Emerging Markets Finance and Trade*, 41 (1), pp. 65-89.

Onaran, Ö. and Galanis, G. (2012). " Is aggregate demand wage-led or profit-led? National and global effects", *Conditions of Work and Employment Series*, 40 International Labour Office, Geneva.

Palley, T. I. (2011). "The rise and fall of export-led growth", Working Paper 675, The Levy Economics Institute of Bard College, Annandale-on-Hudson.

Persson, T. and Tabellini, G. (1994). "Is inequality harmful for growth? Theory and evidence", *American Economic Review*, 84 (3), pp. 600-621.

Robinson, J. (1986 [1969]). *The Accumulation of Capital*, 3rd edition, Philadelphia: Porcupine Press.

Romer, D. (1996). *Advanced Macroeconomics*, New York: McGraw-Hill.

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

Stockhammer, E. (2004). "Explaining European unemployment: Testing the NAIRU hypothesis and a keynesian approach", *International Review of Applied Economics*, 18 (1), pp. 3-24.

Stockhammer, E. (2007). "Wage moderation does not work: Unemployment in Europe", *Review of Radical Political Economics*, 39 (3), pp. 391-397.

Stockhammer, E. (2008). "Is the NAIRU a monetarist, new keynesian, post keynesian or a marxist theory?", *Metroeconomica*, 59 (3), pp. 479-510.

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), pp. 421-447.

Stockhammer, E. and Ederer, S. (2008). "Demand effects of the falling wage share in Austria", *Empirica*, 35 (5), pp. 481-502.

Stockhammer, E., Onaran, Ö. and Ederer, St. (2009). "Functional income distribution and aggregate demand in the euro area", *Cambridge Journal of Economics*, 33 (1), pp. 139-159.

# Παράρτημα

**Πίνακας Π-1:** Ορισμοί μεταβλητών

| Συμβο-λισμός | Περιγραφή | Συμβολισμός AMECO ή επεξηγήσεις κατασκευής των μεταβλητών |
|---|---|---|
| W | Μισθοί (πραγματικοί)<br>(2005 = 100)<br>1961-2003 | W = UWCD/PVGD<br>Αμοιβές μισθωτής εργασίας: Σύνολο οικονομίας (UWCD)<br>Αποπληθωριστής τιμών ΑΕΠ σε τιμές αγοράς (2005 = 100) (PVGD) |
| R | Ακαθάριστο Λειτουργικό Πλεόνασμα, πραγματικό<br>(2005 = 100)<br>1961-2003 | R = UOGD/PVGD<br>Ακαθάριστο Λειτουργικό Πλεόνασμα: Σύνολο οικονομίας (UOGD)<br>Αποπληθωριστής τιμών ΑΕΠ σε τιμές αγοράς (2005 = 100) (PVGD) |
| P | Αποπληθωριστής ΑΕΠ<br>(2005 = 100)<br>1961-2003 | Αποπληθωριστής τιμών ΑΕΠ σε τιμές αγοράς (2005 = 100) (PVGD) |
| Y | ΑΕΠ, πραγματικό<br>(2005 = 100)<br>1961-2003 | Y= UVGD/ PVGD<br>Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν σε τρέχουσες τιμές αγοράς (UVGD)<br>Αποπληθωριστής τιμών ΑΕΠ σε τιμές αγοράς (2005 = 100) (PVGD) |
| C | Κατανάλωση πραγματική<br>(σε τιμές 2005)<br>1961-2003 | C = UCPH/ PCPH<br>Ιδιωτική τελική καταναλωτική δαπάνη σε τρέχουσες τιμές (UCPH)<br>Αποπληθωριστής τιμών ιδιωτικής τελικής καταναλωτικής δαπάνης (PCPH) (2005 = 100) |
| I | Ιδιωτική επένδυση, πραγματική<br>(σε τιμές 2005)<br>1961-2003 | Ακαθάριστη επένδυση σε σταθερό κεφάλαιο σε τιμές του 2005: Σύνολο οικονομίας (OIGT) |
| M | Εισαγωγές, πραγματικές<br>(σε τιμές 2005)<br>1961-2003 | M = UMGS/ PMGS<br>Εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών σε τρέχουσες τιμές (Εθνικοί Λογαριασμοί) (UMGS)<br>Αποπληθωριστής τιμών εισαγωγών αγαθών και υπηρεσιών (PMGS) (2005 = 100) |

| | | |
|---|---|---|
| X | Εξαγωγές, πραγματικές (σε τιμές 2005) 1961-2003 | X = UXGS/ PXGS<br>Εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών σε τρέχουσες τιμές (Εθνικοί Λογαριασμοί) (UXGS)<br>Αποπληθωριστής τιμών εισαγωγών αγαθών και υπηρεσιών (PXGS) (2005 = 100) |
| i | Επιτόκιο, πραγματικό 1961-2003 | Πραγματικό επιτόκιο (%), World Bank 1961-2003<br>Αποπληθωριστής τιμών ΑΕΠ σε τιμές αγοράς (PVGD) (2005 = 100) |
| NX | Καθαρές Εξαγωγές, πραγματικές σε τιμές 2005 = 100 1961-2003 | NX = X-M |
| nULC | Ονομαστικό Μοναδιαίο Κόστος Εργασίας 1961-2003 | Ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας: Σύνολο οικονομίας (Λόγος αμοιβών μισθωτών ανά μισθωτό ως προς το πραγματικό ΑΕΠ ανά απασχολούμενο) (PLCD) |
| RULC | Μοναδιαίο Κόστος Εργασίας 1961-2003 | Πραγματικό μοναδιαίο κόστος εργασίας: Σύνολο οικονομίας (Λόγος αμοιβών μισθωτών ανά μισθωτό ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ ανά απασχολούμενο) (QLCD) |
| ED | Εξαρτημένη εργασία 1961-2003 | Εξαρτημένη Εργασία, σε άτομα. Σύνολο οικονομίας. (Εθνικοί Λογαριασμοί) (NWTD) |
| ET | Σύνολο Απασχόλησης 1961-2003 | Απασχόληση, σε άτομα. Σύνολο οικονομίας. (Εθνικοί Λογαριασμοί) (NETD) |
| Yf | ΑΕΠ σε τιμές 2005 των EU-15, 1961-2003 | Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν σε τιμές αγοράς του 2005 (OVGD), EE-15 |

*Πηγή*: AMECO, Παγκόσμια Τράπεζα

**Πίνακας Π-2:** Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας Augmented Dickey-Fuller

| | Επίπεδα | | | | Διαφορές | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Μεταβλητή** | **Σταθεροί όροι** | **Χρονική υστέρηση** | **Στατιστική Ελέγχου** | **Στατιστικά σημαντικό** | **Σταθεροί όροι** | **Χρονική υστέρηση** | **Στατιστική ελέγχου** | **Στατιστικά σημαντικό** |
| lnC | c, t | 1 | -2,4509 | - | c | 1 | -3,8205 | *** |
| lnW | c, t | 3 | -1,8510 | - | C | 1 | -4,2589 | *** |
| lnR | c | 0 | -1,5942 | - | C | 1 | -3,2781 | ** |
| lnI | c | 0 | -1,6205 | - | C | 1 | -5,6404 | *** |
| lnY | c | 1 | -2.5070 | - | C | 1 | -4,0184 | *** |
| int | c | 1 | -3,819 | *** | | | | |
| NX/Y | c, t | 1 | -3,3790 | * | - | 1 | -6,5550 | *** |
| Ln(GDPEU15) | c | 1 | -5,1035 | *** | c, t | 1 | -3,6310 | ** |
| RULC | c | 1 | -3,4534 | * | c, t | 1 | -7,9334 | *** |
| Ln(PEX/PIM) | - | 1 | -1,7559 | - | | 1 | -7,1103 | *** |

*Σημείωση: α) Οι κρίσιμες τιμές είναι σύμφωνα με τον MacKinnon (1996) μονόπλευρες p-values. ***1%, **5%, *10%. β) Το μήκος των χρονικών υστερήσεων επιλέγεται με το κριτήριο Modified Akaike.*

**Πίνακας Π-3:** Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας Phillips-Perron

| | Επίπεδα | | | | Διαφορές | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Μεταβλητή** | **Σταθεροί όροι** | **Χρονική υστέρηση** | **Στατιστική Ελέγχου** | **Στατιστικά σημαντικό** | **Σταθεροί όροι** | **Χρονική υστέρηση** | **Στατιστική ελέγχου** | **Στατιστικά σημαντικό** |
| lnC | c, t | 1 | -2,515 | | C | 1 | -3,898 | ** |
| lnW | c, t | 1 | -2,414 | | | 1 | -4,084 | ** |
| lnR | c | | -1,912 | | | 1 | -4,949 | *** |
| lnI | c | | -1.727 | | | 1 | -5,526 | *** |
| lnY | c | 1 | -2,374 | | c, t | 1 | -5,082 | *** |
| int | | 1 | -2,850 | | | 1 | -9,231 | *** |
| NX/Y | c, t | 1 | -3,3037 | * | | 1 | -7,2692 | *** |
| Ln(GDPEU15) | c | 1 | -4,5824 | *** | c, t | 1 | -3,4657 | * |
| RULC | c | 1 | -3,4534 | * | c, t | 1 | -7,8797 | *** |
| Ln(PEX/PIM) | | 1 | -1,5990 | - | | 1 | -7,2583 | *** |

*Σημείωση: α) Οι κρίσιμες τιμές είναι σύμφωνα με τον MacKinnon (1996) μονόπλευρες p-values. ***1%, **5%, *10%. β) Χρησιμοποιείται Newey-West Bandwidth με Bartlett Kernel.*









ISBN: 978-960-9571-47-0