ΚΕΠΕ, *Οικονομικές Εξελίξεις,* τεύχος 48, 2022, σσ. 110-125

Η επίδραση της διανομής εισοδήματος και του ιδιωτικού χρέους στη συνολική ζήτηση κατά την περίοδο 1980-2019

Αιμιλία Γ. Μαρσέλλου*

Περίληψη

Η εργασία διερευνά το καθεστώς ζήτησης της ελληνικής οικονομίας για την περίοδο 1980-2019, μέσω ενός μακροοικονομικού υποδείγματος τύπου Bhaduri και Marglin (1990) και εφαρμόζοντας τη μεθοδολογική προσέγγιση που ανέπτυξαν οι Stockhammer, Onaran και Ederer (2009). Το υπόδειγμα εκτιμήθηκε με τη μέθοδο των ξεχωριστών εξισώσεων και οι επιμέρους εξισώσεις των συνιστωσών της ζήτησης εκτιμήθηκαν βάσει οικονομετρικών κριτηρίων σε πρώτες διαφορές (κατανάλωση, καθαρές εξαγωγές), και τη μέθοδο ARDL (επένδυση). Στο υπόδειγμα συμπεριλάβαμε και χρηματοοικονομικές μεταβλητές όπως ο ιδιωτικός δανεισμός νοικοκυριών και επιχειρήσεων και τα αντίστοιχα επιτόκια. Σύμφωνα με τα ευρήματά μας, η ελληνική οικονομία χαρακτηρίζεται από ένα καθεστώς ζήτησης που αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών, και ο δανεισμός φαίνεται να έχει μικρή επίδραση στην κατανάλωση και την επένδυση.

Λέξεις-κλειδιά: *Λειτουργική διανομή εισοδήματος, μισθολογική μετριοπάθεια, μερίδιο μισθών, καθεστώς ζήτησης, μέθοδος ARDL, κατανάλωση, επένδυση, καθαρές εξαγωγές.*

Ταξινόμηση JEL: *E12, E20, E21, E25, F40*

1. Εισαγωγή

Στην εργασία αυτή επιχειρείται η εμπειρική διερεύνηση του καθεστώτος ζήτησης της ελληνικής οικονομίας μέσω της εκτίμησης της επίδρασης της διανομής εισοδήματος και του ιδιωτικού –καταναλωτικού και επιχειρηματικού– δανεισμού στη συναθροιστική ζήτηση. Για τον σκοπό αυτό εκτιμάται ένα μακροοικονομικό υπόδειγμα ζήτησης που έχει ως θεωρητικό υπόβαθρο την εργασία των Bhaduri και Marglin (1990) και ακολουθεί την οικονομετρική προσέγγιση των Stockhammer, Onaran και Ederer (2009) για την περίοδο 1980-2019. Σύμφωνα με αυτή, στο πρώτο στάδιο εκτιμώνται οι συνιστώσες της ζήτησης με τη μέθοδο των ξεχωριστών συμπεριφορικών εξισώσεων, και στο δεύτερο υπολογίζονται οι οριακές επιδράσεις της διανομής εισοδήματος, οι οποίες αθροίζονται για να προκύψει η επίδραση στη συνολική ζήτηση. Το παρόν άρθρο διαφοροποιείται από την υφιστάμενη βιβλιογραφία που αφορά την ελληνική οικονομία, καθώς επεκτείνει το υπόδειγμα περιλαμβάνοντας κρίσιμες για τη συνάρτηση ζήτησης μεταβλητές όπως αυτές του ιδιωτικού χρέους των νοικοκυριών και των επιχειρήσεων. Επίσης, αξιοποιεί τα πιο πρόσφατα διαθέσιμα στατιστικά δεδομένα μέχρι την παραμονή του ξεσπάσματος της πανδημίας Covid-19.

2. Μεθοδολογία και στατιστικά δεδομένα

Για την εκτίμηση των υποδειγμάτων χρησιμοποιούμε ετήσια στατιστικά δεδομένα για την περίοδο 1980-2019. Οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται για την εμπειρική ανάλυση είναι οι ακόλουθες[1]: η κατανάλωση C, η επένδυση I, οι εξαγωγές X, οι εισαγωγές M, το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν Y, οι μισθοί W_{adj} και τα κέρδη R_{adj} που έχουν προσαρμοστεί για τους αυτοαπασχολούμενους, το (πραγματικό) μοναδιαίο κόστος εργασίας (R)ULC, οι εγχώριες τιμές P, οι τιμές εξαγωγών P_x, οι τιμές εισαγωγών P_m, η Ονομαστική Σταθμισμένη Συναλλαγματική Ισοτιμία Neer, η εξωτερική ζήτηση Y_{EU15}, τα υπόλοιπα δανείων καταναλωτικής πίστης των νοικοκυριών, τα υπόλοιπα δανείων προς μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις, το μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο δανεισμού των μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων, το βραχυχρόνιο πραγματικό επιτόκιο Isrc. Οι προαναφερθείσες μεταβλητές προέρχονται από την ετήσια βάση μακροοικονομικών δεδομένων AMECO. Ενώ τα στατιστικά στοιχεία για το μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο και για το ιδιωτικό χρέος προέρχονται από την Τράπεζα της Ελλάδος. Όλες οι μακροοικονομικές

* Ερευνήτρια Κέντρου Προγραμματισμού και Οικονομικών Ερευνών (ΚΕΠΕ). Email: emarsellou@kepe.gr

– Οι γνώμες και κρίσεις που διατυπώνονται στο άρθρο εκφράζουν τις απόψεις της συγγραφέως και δεν αντανακλούν κατ' ανάγκη τις θέσεις του Κέντρου Προγραμματισμού και Οικονομικών Ερευνών.

1. Οι ορισμοί των μεταβλητών παρατίθενται στο Παράρτημα.

μεταβλητές είναι υπολογισμένες σε σταθερές τιμές του 2015, χρησιμοποιώντας τον αποπληθωριστή ΑΕΠ, εκτός του ιδιωτικού χρέους, και μετασχηματισμένες σε λογαρίθμους με εξαίρεση τα επιτόκια και τους ρυθμούς μεταβολής του χρέους νοικοκυριών και επιχειρήσεων.

Το οικονομετρικό υπόδειγμα θα εκτιμηθεί με τη μέθοδο των ξεχωριστών συμπεριφορικών εξισώσεων: για την κατανάλωση, τις επενδύσεις, τις εξαγωγές και τις εισαγωγές. Όπως συνηθίζεται στη σύγχρονη οικονομετρική θεωρία, σε πρώτο στάδιο πραγματοποιούνται οι έλεγχοι για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις χρονολογικές σειρές (Augmented Dickey-Fuller test and ADF test for breakpoints)[2].

3. Θεωρητικό υπόβαθρο

Η οικονομετρική ανάλυση ακολουθεί τη μεθοδολογία που ανέπτυξαν οι Stockhammer, Onaran και Ederer (2009). Η συναθροιστική ιδιωτική ζήτηση (AD) αποτελεί το άθροισμα της κατανάλωσης (C), επένδυσης (I) και των καθαρών εξαγωγών (NX). Όλες οι ανεξάρτητες μεταβλητές είναι συναρτήσεις του εισοδήματος (Y) και του μεριδίου των μισθών (Ω), ενώ με z συμβολίζουμε τις μεταβλητές ελέγχου στις οποίες περιλαμβάνονται το χρέος των νοικοκυριών και των μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων και τα αντίστοιχα επιτόκια. Η συναθροιστική ζήτηση είναι η εξής:

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

Η βασική υπόθεση για τη συνάρτηση κατανάλωσης συνίσταται στο ότι η οριακή ροπή προς αποταμίευση είναι υψηλότερη στα εισοδήματα από κέρδη από ό,τι είναι στα εισοδήματα από μισθούς (Kalecki (1991 [1943]), Kaldor (1955-1956, 1957), Lavoie and Stockhammer (2012)). Κατά συνέπεια, αυξήσεις στο μερίδιο των μισθών συνεπάγονται αυξήσεις στη συνολική κατανάλωση. Υποθέτουμε επίσης ότι το χρέος των νοικοκυριών έχει αρνητική επίπτωση στην κατανάλωση, ενώ ο δανεισμός θετική.

Οι ιδιωτικές επενδύσεις, εκτός από το εισόδημα (Y) που αντανακλά τη ζήτηση, και το μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο (i), εξαρτώνται και από την εσωτερική χρηματοδότηση της επιχείρησης. Η ζήτηση και τα κέρδη αναμένεται να έχουν θετική επίπτωση στις ιδιωτικές επενδύσεις, ενώ το επιτόκιο αρνητική. Παρόμοια με τα νοικοκυριά, το χρέος των επιχειρήσεων αναμένεται να έχει αρνητική επίπτωση στην επένδυση, ενώ ο δανεισμός θετική.

Οι καθαρές εξαγωγές συνδέονται αρνητικά με την εσωτερική ζήτηση (Y), καθώς η τελευταία τείνει να ενισχύει τις εισαγωγές αγαθών, και θετικά με την εξωτερική ζήτηση (Y_{EU15}), η οποία αναμένεται να επηρεάσει θετικά τις εξαγωγές. Η διανομή εισοδήματος εισάγεται στις εξισώσεις των εξαγωγών και των εισαγωγών μέσω του μοναδιαίου κόστους εργασίας (RULC), το οποίο είναι ανάλογο του μεριδίου των μισθών (RULC=(W/Y)×(ET/ED)). Το RULC αναμένεται να έχει αρνητική επίδραση στις καθαρές εξαγωγές, καθώς μια αύξηση του μεριδίου των μισθών συνεπάγεται αύξηση και στο μοναδιαίο κόστος εργασίας και, κατά συνέπεια, απώλεια ανταγωνιστικότητας που οδηγεί σε μείωση των καθαρών εξαγωγών.

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

$$\frac{dY/Y}{d\Omega} = \frac{h_2}{1-h_1} \quad (2)$$

όπου $h_1 = \left(\frac{\partial c}{\partial Y} + \frac{\partial I}{\partial Y} + \frac{\partial NX}{\partial Y}\right)$

και $h_2 = \left(\frac{\partial c/Y}{\partial \Omega} + \frac{\partial I/Y}{\partial \Omega} + \frac{\partial NX/Y}{\partial \Omega}\right)$.

Ο όρος $\frac{1}{1-h_1}$ στην εξίσωση (2) είναι ένας τυπικός πολλαπλασιαστής, ο οποίος πρέπει να είναι θετικός για να υπάρχει ισορροπία στην αγορά αγαθών. Η παράμετρος h_2 είναι το άθροισμα των μερικών παραγώγων των συντελεστών της ζήτησης ως προς το μερίδιο των μισθών και κατά συνέπεια το πρόσημό της είναι αυτό που καθορίζει την κατεύθυνση της επίδρασης της διανομής εισοδήματος στο ΑΕΠ. Το άθροισμα αυτό αποτελεί την 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, Onaran and Ederer 2009). Θετικό πρόσημο για την h_2 σημαίνει ότι η συναθροιστική ζήτηση αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών, ενώ αρνητικό πρόσημο σημαίνει ότι αναπτύσσεται διαμέσου των κερδών.

2. Τα αποτελέσματα των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας παρατίθενται στο Παράρτημα.

4. Βιβλιογραφική επισκόπηση

Από τη δημοσίευση του υποδείγματος των Bhaduri και Marglin το 1990, ένας μεγάλος όγκος εμπειρικής βιβλιογραφίας ασχολείται με τη διερεύνηση του καθεστώτος ζήτησης των οικονομιών. Καθώς αυτή η βιβλιογραφία επεκτείνεται, τα αποτελέσματά της διαφοροποιούνται ως προς την οικονομετρική μέθοδο –μέθοδος ξεχωριστών συμπεριφορικών εξισώσεων ή δομημένων διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων (S-VAR)–, τις εξισώσεις συμπεριφοράς, αν η ανάλυση αφορά μία χώρα/ομάδα χωρών ή πάνελ χωρών, το μέγεθος της χώρας, το στάδιο ανάπτυξής της καθώς και το χρονικό διάστημα για το οποίο λαμβάνει χώρα η ανάλυση.

Η πρώτη και πολυπληθέστερη βιβλιογραφική ομάδα, στην οποία ανήκει αυτή η εργασία, εφαρμόζει την προσέγγιση των ξεχωριστών εξισώσεων όπου οι συναρτήσεις της κατανάλωσης, των επενδύσεων και του εξωτερικού τομέα εκτιμώνται χωριστά και στη συνέχεια προστίθενται οι οριακές επιδράσεις τους. Οι Bowles και Boyer (1995) είναι οι πρώτοι που εξέτασαν εμπειρικά το υπόδειγμα Bhaduri/Marglin για 5 οικονομίες του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1961-1987. Ακολούθησαν οι Naastepad (2006) για την Ολλανδία, οι Naastepad και Storm (2006-2007) για 8 χώρες του ΟΟΣΑ (Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία, Ολλανδία, Ισπανία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ιαπωνία και ΗΠΑ) κατά την περίοδο 1960-2000, οι Stockhammer και Ederer (2008) και οι Ederer και Stockhammer (2007) ερευνούν την Αυστρία και τη Γαλλία, οι Hein και Vogel (2008) για 6 χώρες του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1960-2005, οι Stockhammer, Onaran και Ederer (2009) για την ευρωζώνη για την περίοδο 1962-2005, οι Onaran, Stockhammer και Gafl (2011) για τις ΗΠΑ καλύπτοντας την περίοδο 1962q2-2007q4, οι Stockhammer και Stehrer (2011) για 12 χώρες του ΟΟΣΑ κατά την περίοδο 1970-2007, οι Onaran και Galanis (2013, 2014) για τις χώρες του G20 κατά την περίοδο 1960-2007. Οι παραπάνω εργασίες βρίσκουν ότι οι περισσότερες χώρες ως κλειστές οικονομίες χαρακτηρίζονται από το καθεστώς όπου η εγχώρια ζήτηση αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών, ενώ όταν λαμβάνεται υπόψη ο εξωτερικός τομέας κάποιες από αυτές, ειδικά οι σχετικά μικρές ανοιχτές οικονομίες, μετατρέπονται σε καθεστώς όπου η συνολική ζήτηση ωθείται από τα κέρδη. Όσον αφορά την Ελλάδα, η Μαρσέλλου (2013) για την περίοδο 1960-2009, οι Onaran και Obst (2016) για την ΕΕ-15 την περίοδο 1960-2013, και οι Obst, Onaran και Nikolaidi (2020) ακολουθούν τη στρατηγική εκτίμησης των Stockhammer, Onaran και Ederer (2009). Σύμφωνα με τα ευρήματα και των τριών εργασιών η συνολική ζήτηση στην Ελλάδα αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών.

Η δεύτερη βιβλιογραφική ομάδα ακολουθεί τη συστημική προσέγγιση των υποδειγμάτων VAR. Ο Gordon (1995a, 1995b) χρησιμοποίησε ένα υπόδειγμα VAR για να αξιολογήσει την επίδραση της διανομής εισοδήματος στην κατανάλωση και τις επενδύσεις στις ΗΠΑ και, σε αντίθεση με τους Bowles και Boyer (1995), συμπεραίνει ότι η ανάπτυξη της οικονομίας των ΗΠΑ ωθείται από τα κέρδη. Οι Stockhammer και Onaran (2004) δεν βρήκαν καμία στατιστικά σημαντική επίδραση του μεριδίου των κερδών στον βαθμό χρησιμοποίησης της παραγωγικής δυναμικότητας και τον ρυθμό συσσώρευσης των οικονομικών του Ηνωμένου Βασιλείου, των ΗΠΑ και της Γαλλίας. Οι Onaran και Stockhammer (2005) για την Τουρκία (1965-1997) και τη Νότια Κορέα (1970-2000) διαπιστώνουν ότι το καθεστώς ανάπτυξής τους ωθείται από τους μισθούς και το καθεστώς συσσώρευσής τους δεν ωθείται από τα κέρδη. Οι Barbosa-Filho και Taylor (2006) εξετάζουν ένα υπόδειγμα VAR για την οικονομία των ΗΠΑ (1948-2002) και βρίσκουν ότι το καθεστώς ζήτησης ωθείται από τα κέρδη. Οι Carvalho και Rezai (2015) για την περίοδο 1967-2010 καταλήγουν στο ίδιο συμπέρασμα. Ο Nishi (2012) βρίσκει ότι το καθεστώς συσσώρευσης της Ιαπωνίας την περίοδο 1992-2010 ωθείται από τα κέρδη. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν και οι Burle και Carvalho (2021) για τη Βραζιλία κατά την περίοδο 1997-2014.

Η τρίτη βιβλιογραφική ομάδα χρησιμοποιεί τεχνικές εκτίμησης δεδομένων-πάνελ. Οι Kiefer και Rada (2014) για 13 χώρες του ΟΟΣΑ κατά την περίοδο 1971-2012 διαπίστωσαν ότι η οικονομική δραστηριότητα ωθείται ασθενώς από τα κέρδη. Ο Hartwig (2014) για 31 χώρες του ΟΟΣΑ την περίοδο 1970-2011 βρίσκει σχετικά ασθενείς ενδείξεις ότι το καθεστώς ζήτησης ωθείται από τους μισθούς. Οι Stockhammer και Wildauer (2016) για 18 χώρες του ΟΟΣΑ κατά την περίοδο 1980-2013 συμπεραίνουν ότι η συνολική τους ζήτηση αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών.

5. Εμπειρικά αποτελέσματα

5.1. Κατανάλωση

Η συνάρτηση κατανάλωσης έχει την εξής μορφή[3]:

$$C = C(W_t, R_t, HD_t, Isrc_t) \qquad (3)$$

3. Η εκτίμηση της συνάρτησης κατανάλωσης είναι σε λογαριθμική μορφή, υπονοώντας ότι είναι τύπου Cobb–Douglas. Ο λογαριθμικός αυτός μετασχηματισμός λειτουργεί προσεγγιστικά με σκοπό να διορθώσει τα προβλήματα αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας που προκύπτουν από τη χρήση μη λογαριθμοποιημένων μεταβλητών.

όπου *C* η ιδιωτική τελική κατανάλωση, *W* οι μισθοί, *R* τα κέρδη, *HD* το χρέος των νοικοκυριών από καταναλωτική πίστη και *Isrc* το βραχυχρόνιο πραγματικό επιτόκιο. Το εισόδημα από μισθούς και κέρδη αναμένεται να έχει θετική επίδραση στην κατανάλωση, ενώ το επιτόκιο και το χρέος από την καταναλωτική πίστη αρνητική.

Από τα αποτελέσματα του ελέγχου για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις μεταβλητές (ADF test) προκύπτει ότι όλες οι μεταβλητές είναι I(1) με εξαίρεση τη μεταβλητή του χρέους των νοικοκυριών που είναι I(2). Την τελευταία μετατρέπουμε σε ρυθμό μεταβολής, ο οποίος βάσει του ελέγχου ADF είναι I(0). Ο μεγάλος βαθμός συσχέτισης των δύο μεταβλητών της διανομής εισοδήματος δεν μας επιτρέπει την εκτίμηση της σχέσης με ένα υπόδειγμα ARDL και κατά συνέπεια η εκτίμηση της συνάρτησης κατανάλωσης γίνεται με ένα υπόδειγμα πρώτων διαφορών (4).

$$D(\log C)_t = c_0 + c_1 D(\log W)_t + c_2 D(\log R)_t + \\ + c_3 Debt\_Rate_t + c_4 D(Isrc)_t + u_t. \quad (4)$$

Ο ρυθμός μεταβολής του χρέους προσεγγιστικά αντανακλά την εξέλιξη της καταναλωτικής πίστης και κατά συνέπεια αναμένεται η επίδραση της να είναι θετική. Τα αποτελέσματα της εκτίμησης της (4) παρουσιάζονται στον Πίνακα 1.

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος παρουσιάζουν υψηλή ερμηνευτική ισχύ με τον προσαρμοσμένο συντελεστή προσδιορισμού (εφεξής, adj. R^2) να διαμορφώνεται στο 78%. Οι διαγνωστικοί έλεγχοι επίσης είναι ικανοποιητικοί με μόνο πρόβλημα την παρουσία ήπιας αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα που αντιμετωπίστηκε με τη χρήση του εκτιμητή HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Estimator), ενώ οι λοιποί έλεγχοι δεν παρέχουν ενδείξεις ετεροσκεδαστικότητας, μη κανονικής κατανομής των καταλοίπων, πολυσυγγραμμικότητας και μη σταθερότητας των συντελεστών.

Οι συντελεστές των υπό εξέταση μεταβλητών είναι στατιστικά σημαντικοί και φέρουν το αναμενόμενο πρόσημο με εξαίρεση το επιτόκιο. Σε συμφωνία με τα ευρήματα της βιβλιογραφίας, τα αποτελέσματα της ανάλυσής μας καταρχήν επιβεβαιώνουν την υπόθεση ότι η οριακή ροπή για κατανάλωση ως προς τους μισθούς είναι υψηλότερη από αυτή ως προς τα κέρδη, και κατά συνέπεια μια αύξηση του μεριδίου των μισθών (επομένως μείωση στο μερίδιο των κερδών) έχει θετική επίδραση στη συνολική κατανάλωση. Ο συντελεστής της καταναλωτικής πίστης είναι θετικός, στατιστικά σημαντικός αλλά με σχετικά μικρή επίδραση, παρόλο ότι δεν έχουμε κάποιο σημείο αναφοράς στη βιβλιογραφία για τη συγκεκριμένη μεταβλητή. Αξίζει, ωστόσο, να σημειωθεί ότι μια αύξηση του δανεισμού τονώνει την τρέχουσα κατανάλωση, διογκώνει όμως το χρέος, το οποίο αποτελεί βάρος για την κατανάλωση. Για οικονομετρικούς λόγους στο παρόν υπόδειγμα δεν είναι δυνατόν να συνυπάρξουν οι δύο μεταβλητές προκειμένου να κατανοήσουμε περισσότερο την επίδρασή τους στην κατανάλωση.

Στη συνέχεια, μετατρέπουμε τις ελαστικότητες σε οριακές επιδράσεις σύμφωνα με την παρακάτω σχέση και τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον Πίνακα 2:

$$\frac{\frac{\partial C}{Y}}{\partial \Omega} = e_{CW}\frac{C}{W} - e_{CR}\frac{C}{R}. \quad (5)$$

ΠΙΝΑΚΑΣ 1 Αποτελέσματα παλινδρόμησης της συνάρτησης κατανάλωσης σε πρώτες διαφορές

	1980-2019	
	D(LogC)	
Μεταβλητή	**Coeff.**	**t-stat.**
c	0,000	0,106
D(LogWadj)	0,560	7,504***
D(LogRadj)	0,196	3,077***
Debt_Rate	0,022	3,331***
D(isrc)	0,002	1,180
D1987	0,042	5,928***
D2008	0,032	8,087***
R^2	0,818	
Adj. R^2	0,784	
Jarque-Bera (p)	0,284	
Ljung-Box Q(2)	0,109	
BPG Het test	0,447	
SSR	0,008	
CUSUM	ναι	
maxVIF	1,3	

Σημειώσεις:
1. ***, **, και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Εφαρμόστηκε ο εκτιμητής HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic) για τη διόρθωση ήπιας αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα.
3. Οι χρονικές ψευδομεταβλητές D1987 και D2008 υποδεικνύονται από το Bai-Perron Multiple breakpoint test.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2 Μερική επίδραση μιας μεταβολής στο μερίδιο των μισθών στη συμβολή της μεγέθυνσης της κατανάλωσης

	$e_{C,W}$	C/W	$e_{C,R}$	C/R	$\frac{\partial C}{\partial W}$	$\frac{\partial C}{\partial R}$	$\frac{\partial C}{\partial \frac{Y}{\Omega}}$
1980-2019	0,560	1,285	0,196	1,745	0,719	0,342	0,377
1980	0,560	1,068	0,196	1,407	0,598	0,276	0,323
2019	0,560	1,365	0,196	1,838	0,764	0,360	0,404

Για τη μετατροπή των ελαστικοτήτων σε οριακές επιδράσεις χρησιμοποιήθηκαν οι μέσες τιμές, οι τιμές στην αρχή και το τέλος της υπό εξέταση περιόδου για την κατανάλωση, τους μισθούς και τα κέρδη.

Στον βαθμό που γνωρίζουμε, μέχρι στιγμής έχουν δημοσιευτεί τρεις εργασίες που αφορούν την ελληνική οικονομία: μια στα ελληνικά για την περίοδο 1960-2009 (Μαρσέλλου, 2013), και δύο ξενόγλωσσες των Obst, Onaran και Nikolaidi (2020) και των Onaran και Obst (2016) για τις χώρες μέλη της ΕΕ-15 ξεχωριστά αλλά και ως σύνολο για τη χρονική περίοδο 1960-2013. Τα αποτελέσματά μας είναι ελαφρώς χαμηλότερα από αυτά της βιβλιογραφίας αλλά προς την ίδια κατεύθυνση. Η Μαρσέλλου (2013) βρίσκει την επίδραση του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο της κατανάλωσης να κυμαίνεται μεταξύ 0,379 και 0,621. Οι Obst, Onaran και Nikolaidi (2020) και οι Onaran και Obst (2016), εκτιμώντας και αυτοί ένα υπόδειγμα πρώτων διαφορών, βρίσκουν την οριακή επίδραση ίση με 0,564.

5.2. Επένδυση

Η συνάρτηση ιδιωτικών επενδύσεων αποτελεί ένα τυπικό υπόδειγμα επιταχυντή, όπου περιλαμβάνονται οι εταιρικές ταμειακές ροές (accelerator-cash flow model). Οι Bhaduri και Marglin (1990) είναι οι πρώτοι που χρησιμοποίησαν αυτή τη μορφή υποδείγματος με σκοπό τη διερεύνηση εναλλακτικών σεναρίων επιπτώσεων εξωγενών μεταβολών στη διανομή εισοδήματος στην απασχόληση και το ΑΕΠ. Το υπόδειγμα αυτό συνδυάζει την επίδραση της πλευράς της ζήτησης στις επενδύσεις, μέσω του επιταχυντή και την επίδραση της πλευράς της προσφοράς, μέσω της επίδρασης του μισθολογικού κόστους.

$$I = I(Y_t, R_t, int_t, DC_t). \quad (6)$$

Από πλευράς οικονομετρικής ανάλυσης η συνύπαρξη των δύο αυτών μεταβλητών (ζήτησης και μεριδίου μισθών/κερδών) λόγω υψηλής συσχέτισης δημιουργεί πρόβλημα πολυσυγγραμμικότητας. Αυτό μας οδηγεί στον μετασχηματισμό της μεταβλητής της ζήτησης σε ρυθμό μεταβολής. Επιπλέον, χρησιμοποιούμε το μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο και τα υπόλοιπα δανείων προς τις μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις, για να ελέγξουμε την επίδραση χρηματοπιστωτικών παραγόντων στην επένδυση (Hein and Vogel, 2008).

Από τα αποτελέσματα του ελέγχου για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις μεταβλητές (ADF test) προκύπτει ότι ο ρυθμός μεταβολής της ζήτησης (growth) και ο ρυθμός μεταβολής του χρέους των μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων (Debtcorp_rate) είναι I(0), ενώ οι ιδιωτικές επενδύσεις, τα κέρδη και το επιτόκιο I(1). Κατά συνέπεια, η πιο κατάλληλη προσέγγιση για την εμπειρική μας ανάλυση είναι να εκτιμήσουμε τις μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες δυναμικές σχέσεις των ιδιωτικών επενδύσεων χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των Αυτοπαλίνδρομων Υποδειγμάτων Κατανεμημένων Υστερήσεων (Autoregressive Distributed Lags – ARDL) και εφαρμόζοντας τον έλεγχο συνολοκλήρωσης (ARDL bound testing procedure) που προτείνουν οι Pesaran και Shin (1999) και οι Pesaran, Shin και Smith (2001)[4]. Στον Πίνακα 3 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του

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

ΠΙΝΑΚΑΣ 3 Αποτελέσματα F-Bounds test

Χρονική περίοδος	F Statistics	Lower critical value 1%	Upper critical value 1%	Obs.
1980-2019	14,144	4,29	5,61	38

Κριτικές τιμές F-stat από Narayan (2005).

ελέγχου συνολοκλήρωσης ARDL F-Bounds test όπου γίνεται φανερό ότι υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.

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

$$\begin{aligned}\Delta(\log I)_t &= \eta_0 + \eta_1 \log I_{t-1} + \eta_2\, growth_{t-1} + \\ &+ \eta_3 \log R_{t-1} + \eta_4\, rint_{t-1} + \eta_5\, \text{Debtcorp\_rate}_{t-1} + \\ &+ \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta(\log I)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \varphi_j \Delta(growth)_{t-j} + \\ &+ \sum_{j=0}^{q_2} \theta_j \Delta(\log R)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \omega_j \Delta(rint)_{t-j} + \\ &+ \sum_{j=0}^{q_3} \rho_j \Delta(\text{Debtcorp\_rate})_{t-j} + \varepsilon_t .\end{aligned} \tag{7}$$

Και εκτιμούμε τους βραχυχρόνιους και μακροχρόνιους συντελεστές των μεταβλητών χρησιμοποιώντας την ακόλουθη μορφή του υποδείγματος:

$$\begin{aligned}\Delta(\log I)_t &= \eta_0 + \eta_1 (\log I_{t-1} + \gamma_1\, growth_{t-1} + \\ &+ \gamma_2 \log R_{t-1} + \gamma_3\, rint_{t-1} + \gamma_4 \text{Debtcorp\_rate}_{t-1}) + \\ &+ \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta(\log I)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \varphi_j \Delta(growth)_{t-j} + \\ &+ \sum_{j=0}^{q_2} \theta_j \Delta(\log R)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \omega_j \Delta(rint)_{t-j} + \\ &+ \sum_{j=0}^{q_3} \rho_j \Delta(\text{Debtcorp\_rate})_{t-j} + u_t\end{aligned} \tag{8}$$

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

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

Όπου $\log I_t$ ο λογάριθμος των ιδιωτικών επενδύσεων, $growth_t$ η ποσοστιαία μεταβολή του ΑΕΠ, $\log R_t$ ο λογάριθμος των κερδών, $rint_t$ είναι το πραγματικό μακροχρόνιο επιτόκιο και Debtcorp_rate ο ρυθμός μεταβολής του χρέους των μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων. Οι συντελεστές δ_j, φ_j, θ_j, ω_j και ρ_j είναι οι βραχυχρόνιες ελαστικότητες ιδιωτικής επένδυσης, οι συντελεστές γ_i με $i=1...4$ είναι οι μακροχρόνιες ελαστικότητες, και η_0 η αυτόνομη επένδυση, τα λεγόμενα "ζωώδη ένστικτα" (animal spirits) του ιδιωτικού τομέα. Στον Πίνακα 4 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης των ιδιωτικών επενδύσεων.

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος είναι ικανοποιητικά και παρουσιάζουν υψηλή ερμηνευτική ισχύ, με τον adj. R^2 να διαμορφώνεται στο 78%. Οι διαγνωστικοί έλεγχοι, με εξαίρεση την παρουσία ήπιας αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα που αντιμετωπίστηκε με τη χρήση του εκτιμητή HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Estimator), δεν παρέχουν ενδείξεις ότι παραβιάζεται κάποια από τις βασικές υποθέσεις του κλασικού γραμμικού υποδείγματος.

Οι εκτιμήσεις των συντελεστών των μεταβλητών της ζήτησης και των κερδών είναι στατιστικά σημαντικές και φέρουν το αναμενόμενο πρόσημο, ωστόσο ο ρυθμός μεταβολής του χρέους δεν είναι στατιστικά σημαντικός και το επιτόκιο, λόγω μη στατιστικής σημαντικότητας τόσο ως βραχυχρόνιας όσο και ως μακροχρόνιας μεταβλητής, αφαιρέθηκε από την ανάλυση.

Στη συνέχεια, μετατρέπουμε τις ελαστικότητες σε οριακές επιδράσεις σύμφωνα με την παρακάτω σχέση και τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον Πίνακα 5:

$$\frac{\frac{\partial I}{Y}}{\partial \pi} = e_{IR}\,\frac{I}{R}. \tag{9}$$

Για τη μετατροπή των ελαστικοτήτων σε οριακές επιδράσεις χρησιμοποιήθηκαν οι μέσες τιμές, οι τιμές στην αρχή και το τέλος της υπό εξέταση περιόδου για την επένδυση και τα κέρδη.

Από τις παραπάνω οριακές επιδράσεις παρατηρούμε ότι, με την πάροδο του χρόνου, η επίδραση των κερδών τείνει να μειώνεται. Βέβαια, το 2019 είναι μεν το έτος κατά το οποίο λήγει το τελευταίο Πρόγραμμα Δημοσιονομικής Προσαρμογής και η οικονομία είχε ήδη αρχίσει να ανακάμπτει, ωστόσο τα οικονομικά μεγέθη φέρουν το βάρος οκτώ ετών βαθιάς ύφεσης. Θα

ΠΙΝΑΚΑΣ 4 Αποτελέσματα παλινδρόμησης της συνάρτησης επένδυσης

	1960-2017 D(LogI)	
Μεταβλητές	**Coeff.**	**t-stat.**
$D(LogRadj.)_t$	0,099	0,677
$D(LogRadj.)_{t-1}$	-0,691	-2,000*
$D(Growth)_t$	1,357	2,800***
$D(Growth)_{t-1}$	-0,966	-2,955***
$D(DebtCorp\_Rate)_t$	0,023	0,564
D2007	0,278	10,826***
$CointEq_{t-1}$	-0,188	-13,614***
Long Run Coefficients		
LogRadj	0,400	2,515**
Growth	18,851	13,579***
DebtCorp_Rate	0,123	0,562
D2007	1,480	8,690***
c	1,214	1,788*
R^2	0,806	
Adj. R^2	0,775	
Jarque-Berra (p)	0,171	
Ljung-Box Q(2)	0,044	
BPG Het test	0,647	
Reset test (p)	0,189	
SSR	0,098	
CUSUM	Ναι	
maxVIF	3,4	

Σημειώσεις:
1. ***, **, και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Εφαρμόστηκε ο εκτιμητής HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic) για τη διόρθωση ήπιας αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα.
3. Η χρονική ψευδομεταβλητή D2007 υποδεικνύεται από το Bai-Perron Multiple breakpoint test.

ήταν επομένως παρακινδυνευμένο να θεωρητικοποιήσουμε αυτή τη διαφοροποίηση ως μια μακροχρόνια δομική τάση, καθώς το πιο πιθανό είναι ότι αντικατοπτρίζει τη συγκεκριμένη ιδιαίτερη συγκυρία.

ΠΙΝΑΚΑΣ 5 Μερική επίδραση μιας μεταβολής στο μερίδιο των μισθών στη συμβολή της επένδυσης στη μεγέθυνση

	e_{IR}	I/R	$\frac{\partial I}{\partial \pi}\frac{Y}{}$
1980-2019	0,400	0,364	0,146
1980	0,400	0,479	0,192
2019	0,400	0,242	0,097

Αναφορικά με τα ευρήματα της βιβλιογραφίας, οι Obst, Onaran και Nikolaidi (2020) και οι Onaran και Obst (2016) για τη χρονική περίοδο 1960-2013 δεν κατάφεραν να βρουν στατιστικά σημαντική βραχυχρόνια επίδραση του μεριδίου των κερδών στις επενδύσεις. Η Μαρσέλλου (2013) για την περίοδο 1963-2003 εκτιμά τρία διαφορετικά υποδείγματα για τη συνάρτηση επένδυσης και βρίσκει την οριακή επίδραση του μεριδίου των κερδών να κυμαίνεται μεταξύ 0,146 και 0,305.

5.3. Καθαρές εξαγωγές

Στη σχετική βιβλιογραφία έχει επικρατήσει πλέον, για την εκτίμηση της επίπτωσης της διανομής εισοδήματος στις καθαρές εξαγωγές, η προσέγγιση τριών σταδίων που ανέπτυξαν στην εργασία τους οι Stockhammer, Onaran και Ederer (2009), παραλλαγές και εξέλιξη της οποίας συναντάμε στις μετέπειτα εργασίες των Onaran, Stockhammer και Grafl (2011), Stockhammer, Hein και Grafl (2011) και Onaran και Galanis (2013, 2014). Η μέθοδος αυτή λαμβάνει υπόψη την επίδραση του μοναδιαίου κόστους εργασίας στις εγχώριες τιμές, εν συνεχεία στις τιμές εξαγωγών και τέλος στις εξαγωγές αγαθών και προϊόντων. Αντίστοιχα, λαμβάνεται υπόψη η επίδραση του μοναδιαίου κόστους εργασίας στις εγχώριες τιμές και εν συνεχεία στις εισαγωγές αγαθών και προϊόντων. Τέλος, οι επιπτώσεις αυτές συνυπολογίζονται προκειμένου να προκύψει το συνολικό αποτέλεσμα στις καθαρές εξαγωγές.

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

$$\log P = p_0 + p_{ulc}\log(ulc) + p_m\log(P_m) \qquad (10)$$

$$\log P_x = p_{x0} + p_{xp}\log(P) + p_{xm}\log(P_m) \qquad (11)$$

όπου, log(*ulc*) αντιπροσωπεύει τον λογάριθμο του ονομαστικού μοναδιαίου κόστους εργασίας[5], και log(P_m) τον λογάριθμο των τιμών εισαγωγών. Θεωρούμε ότι το μοναδιαίο κόστος εργασίας και οι τιμές εισαγωγών έχουν θετική επίδραση στο επίπεδο των εγχώριων τιμών. Από την άλλη, το επίπεδο των εγχώριων τιμών και οι τιμές εισαγωγών αναμένεται να έχουν θετική επίδραση στις τιμές εξαγωγών.

Οι εξαγωγές ορίζονται από την ακόλουθη γενική συνάρτηση:

$$\log X = x_0 + x_{yeu}\log(Y_{eu15}) + x_{p_x}\log(P_x) + \\ + x_{p_m}\log(P_m) + x_{neer}\log(NEER). \quad (12)$$

όπου Y_{eu15} το ΑΕΠ των ΕΕ-15, με τις οποίες η Ελλάδα διεκπεραιώνει μεγάλο μέρος του εξωτερικού εμπορίου της και το οποίο χρησιμοποιείται προσεγγιστικά για την εξωτερική ζήτηση. Αναμένεται ότι, όταν αυξάνεται το εισόδημα των εμπορικών εταίρων της χώρας, αυξάνονται οι εξαγωγές της. Οι τιμές εξαγωγών αναμένεται να έχουν αρνητικό πρόσημο, καθώς η άνοδός τους συνεπάγεται πτώση της ανταγωνιστικότητας των ελληνικών προϊόντων και υπηρεσιών. Οι τιμές των εισαγωγών αναμένεται να έχουν αρνητική επίδραση στις εξαγωγές, τουλάχιστον στον βαθμό που αντιπροσωπεύουν κεφαλαιουχικό εξοπλισμό ή ενδιάμεσες πρώτες ύλες καθιστώντας ακριβότερο το κόστος παραγωγής των εξαγωγικών προϊόντων και υπηρεσιών, αλλά από την άλλη ενδέχεται να καθιστούν τα ελληνικά προϊόντα ελκυστικότερα ως σχετικά πιο φθηνά προτού μετακυλισθούν οι όποιες αυξήσεις στις τιμές των εξαγωγών. Οι δύο αυτές μεταβλητές τιμών εκφράζουν τους όρους εμπορίου, P_x/P_m. Επίσης, στο υπόδειγμα περιλαμβάνεται η ονομαστική σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία, NEER.

Η συνάρτηση εισαγωγών δίνεται από τη σχέση (13):

$$\log M = m_0 + m_y\log(Y) + m_p\log(P) + \\ + m_{P_m}\log(P_m) + m_{neer}\log(NEER). \quad (13)$$

Οι εισαγωγές εξαρτώνται από την εγχώρια ζήτηση, log*Y*, από τις εγχώριες τιμές, log*P*, και τις τιμές εισαγωγών logP_m. Οι δύο πρώτες μεταβλητές αναμένεται να έχουν θετική επίδραση στις εισαγωγές, ενώ η τελευταία αρνητική. Οι έλεγχοι για μοναδιαία ρίζα έδειξαν ότι οι μεταβλητές των παραπάνω εξισώσεων μπορούν να θεωρηθούν I(1), με εξαίρεση τις εγχώριες τιμές που είναι I(0). Η εκτίμηση των παραπάνω συναρτήσεων γίνεται σε υποδείγματα πρώτων διαφορών.

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος των εξαγωγών και των εισαγωγών παρουσιάζονται στον Πίνακα 6. Ο Adj. R^2 της παλινδρόμησης των εξαγωγών βρίσκεται στο 33%. Οι διαγνωστικοί έλεγχοι είναι ικανοποιητικοί και δεν υπάρχουν ενδείξεις παραβίασης των βασικών υποθέσεων του κλασικού γραμμικού υποδείγματος. Η συνάρτηση εισαγωγών, από την άλλη, συμπεριφέρεται αρκετά πιο ικανοποιητικά, με τον Adj. R^2 να βρίσκεται στο 62%. Δεν υπάρχουν ενδείξεις παραβίασης κάποιας από τις βασικές υποθέσεις εκτός από την ήπιου βαθμού αυτοσυσχέτιση την οποία διορθώσαμε με τη χρήση του εκτιμητή HAC.

Όπως φαίνεται στον Πίνακα 6, αναφορικά με τη συνάρτηση των εξαγωγών οι τιμές εξαγωγών έχουν αρνητικό πρόσημο και η εξωτερική ζήτηση θετικό και είναι και οι δύο μεταβλητές στατιστικά σημαντικές. Η μεταβλητή της ισοτιμίας δεν κατάφερε να απορρίψει τη μηδενική υπόθεση μη στατιστικής σημαντικότητας.

Σε ό,τι αφορά τη συνάρτηση των εισαγωγών, και εδώ η ζήτηση έχει τη μεγαλύτερη επίδραση, φέρει θετικό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντική. Μια αύξηση των εγχώριων τιμών έχει θετική και στατιστικά σημαντική επίδραση στις εισαγωγές όπως επίσης και οι εξαγωγές.

Οι παλινδρομήσεις των εγχώριων τιμών και των τιμών εξαγωγών συμπεριφέρονται αρκετά ικανοποιητικά. Η παρουσία ήπιας ετεροσκεδαστικότητας στην πρώτη και αυτοσυσχέτισης στη δεύτερη αντιμετωπίστηκαν με τη χρήση του εκτιμητή HAC και ενός αυτοπαλίνδρομου όρου δεύτερου βαθμού, αντίστοιχα. Οι λοιποί έλεγχοι δεν παρουσιάζουν κάποιες άλλες ενδείξεις παραβίασης των βασικών υποθέσεων. Η εκτίμηση του συντελεστή του μοναδιαίου κόστους εργασίας είναι θετική και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5,0%. Ο συντελεστής των τιμών εισαγωγών, ωστόσο, δεν κατάφερε να ξεπεράσει το όριο της στατιστικής σημαντικότητας. Από την άλλη, αναφορικά με τη συνάρτηση εξαγωγών, αμφότερες οι εγχώριες τιμές και οι τιμές εισαγωγών έχουν θετική επίδραση, με τις δεύτερες να είναι ισχυρότερες, υποδηλώνοντας ίσως την αλληλεξάρτηση εισαγωγών και εξαγωγών. (Πίνακας 7)

Οι παραπάνω εκτιμηθείσες ελαστικότητες χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό της οριακής επίδρασης μιας μεταβολής του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών στο ΑΕΠ (X/Y) και το μερίδιο των εισαγωγών στο ΑΕΠ (M/Y). Για τον υπολογισμό αυτό

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

ΠΙΝΑΚΑΣ 6 Αποτελέσματα παλινδρόμησης της συνάρτησης εξαγωγών και εισαγωγών

	1980-2019 D(LogX)			1980-2019 D(LogM)	
Μεταβλητή	**Coeff.**	**t-stat.**	**Μεταβλητή**	**Coeff.**	**t-stat.**
c	-0,003	-0,123	c	-0,001	-0,101
$D(LogPx)_t$	-0,430	-1,704*	$D(LogX)_t$	0,393	2,992***
$D(LogY_{EU15})_t$	3,014	3,748***	$D(LogX)_{t-1}$	0,090	1,748*
$D(Log(neer))_t$	-0,172	-0,654	$D(LogP)_{t-1}$	0,230	2,789***
D1997	0,135	1,841*	$D(LogP_m)_{t-1}$	-0,128	-1,601
			$D(LogY)_t$	1,133	13,927***
			D1994	-0,054	-7,489***
R^2	0,400		R^2	0,679	
Adj. R^2	0,330		Adj. R^2	0,617	
Jarque-Bera (p)	0,659		Jarque-Bera (p)	0,311	
BG_LM test (2)	0,109		BG_LM test (2)	0,091	
BPG Het test	0,120		BPG Het test	0,872	
SSR	0,006		SSR	0,000	
CUSUM test	Ναι		CUSUM	Ναι	
Reset test	0,625		Reset test	0,083	
maxVIF	2,0		maxVIF	3,7	

Σημειώσεις:
1. ***, **, και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Στην εκτίμηση της συνάρτησης των εισαγωγών εφαρμόστηκε ο εκτιμητής HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic) για τη διόρθωση ήπιας αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα.
3. Οι χρονικές ψευδομεταβλητές D1997 και D1994 υποδεικνύονται από το Bai-Perron Multiple breakpoint test.

εφαρμόζεται ο αλυσωτός κανόνας παραγώγισης που παρουσιάζεται στη σχέση (14):

$$\frac{\partial \frac{X}{Y}}{\partial ws} = \frac{\partial \log X}{\partial \log ws} \times \frac{X}{ws} = \left(\frac{\partial \log X}{\partial \log P_x} \times \frac{\partial \log P_x}{\partial \log P} \times \frac{\partial \log P}{\partial \log ULC} \times \frac{\partial \log ULC}{\partial \log RULC} \times \frac{\partial \log RULC}{\partial \log ws} \right) \frac{X/Y}{ws} = \left(e_{XP_x} \times e_{P_xP} \times \frac{e_{PULC}}{1-e_{PULC}} \times \frac{1}{RULC} \times \frac{ET}{ED} \right) \times \frac{X}{Y} \quad (14)$$

όπου

$$e_{PRULC} = \frac{\partial \log P}{\partial \log RULC} = \frac{\partial \log P}{\partial \log ULC} \times \frac{\partial \log ULC}{\partial \log RULC} = \frac{e_{PULC}}{1-e_{PULC}}. \quad (15)$$

Με ανάλογο τρόπο εξάγουμε το συνολικό αποτέλεσμα της επίδρασης μιας μεταβολής στο μερίδιο των μισθών στο μερίδιο των εισαγωγών στο ΑΕΠ.

$$\frac{\partial \frac{M}{Y}}{\partial ws} = \frac{\partial \log M}{\partial \log ws} \times \frac{M}{ws} = \left(\frac{\partial \log M}{\partial \log P} \times \frac{\partial \log P}{\partial \log ULC} \times \frac{\partial \log ULC}{\partial \log RULC} \times \frac{\partial \log RULC}{\partial \log ws} \right) \times \frac{M/Y}{ws} = \left(e_{MP} \times \frac{e_{PULC}}{1-e_{PULC}} \times \frac{1}{RULC} \times \frac{ET}{ED} \right) \times \frac{M}{Y} \quad (16)$$

όπου logws ο λογάριθμος του μεριδίου των μισθών στο ΑΕΠ.

Ο Πίνακας 8 προσφέρει μια συγκεντρωτική παρουσίαση της διαδικασίας για τον υπολογισμό της ορια-

ΠΙΝΑΚΑΣ 7 Αποτελέσματα παλινδρόμησης των συναρτήσεων εγχώριων και εξαγωγικών τιμών

	1980-2019 D(LogP)			1980-2019 D(LogPx)	
Μεταβλητή	**Coeff.**	**t-stat.**	**Μεταβλητή**	**Coeff.**	**t-stat.**
c	0,022	0,806	c	0,019	1,237
$D(LogP)_{t-1}$	0,559	3,651***	$D(LogP)_t$	0,238	2,490**
$D(LogULC)_t$	0,221	2,078**	$D(LogP_m)_t$	0,625	9,808***
$D(LogP_m)_t$	0,126	1,309	@TREND	-0,001	-1,103
@TREND	-0,001	-0,833	D1981	0,064	6,160***
			D1984	-0,066	-3,039***
			AR(2)	-0,362	-1,731*
R^2	0,949		R^2	0,972	
Adj. R^2	0,942		Adj. R^2	0,966	
Jarque-Bera (p)	0,474		Jarque-Bera (p)	0,553	
BG_LM test (2)	0,104		BG_LM test (2)	-	
White Het test	0,051		BPG Het test	0,716	
SSR	0,011		SSR	0,004	
CUSUM test	ναι		CUSUM	ναι	
Reset test	0,230		Reset test	0,777	

Σημειώσεις:
1: ***, **, και * υποδεικνύουν επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας στο 1%, 5% και 10%, αντίστοιχα.
2. Στην εκτίμηση της συνάρτησης των εγχώριων τιμών εφαρμόστηκε ο εκτιμητής HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic) για τη διόρθωση ήπιας ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα.
3. Οι χρονικές ψευδομεταβλητές D1981 και D1984 επελέγησαν κατόπιν επισκόπησης των καταλοίπων για ακραίες τιμές.

κής επίδρασης της διανομής εισοδήματος στις μεταβλητές των εξαγωγών και των εισαγωγών αγαθών και υπηρεσιών στον μέσο, την αρχή και το τέλος της εξεταζόμενης περιόδου.

Τα αποτελέσματα στη στήλη 7 υποδεικνύουν την οριακή επίδραση στο μερίδιο των εξαγωγών και εισαγωγών από μία αύξηση στο μερίδιο των μισθών. Συγκεκριμένα, μία αύξηση στο μερίδιο της εργασίας κατά 1% (στο μέσο του δείγματος) οδηγεί σε μια μείωση του μεριδίου των εξαγωγών κατά 0,011 ποσοστιαίες μονάδες (μείωση κατά 0,006 π.μ. το 1980 και 0,021 το 2019). Η αντίστοιχη οριακή επίδραση του μεριδίου της εργασίας κατά 1% στο μερίδιο των εισαγωγών στο ΑΕΠ στο μέσο, την αρχή και το τέλος της εξεταζόμενης περιόδου οδηγεί σε αύξηση κατά 0,030, 0,014 και 0,046, αντίστοιχα. Κατά συνέπεια, η συνολική επίπτωση στις καθαρές εξαγωγές ανέρχεται σε -0,041 π.μ. (= -0,011-0,030), -0,020 π.μ. και -0,066 π.μ., αντίστοιχα. Η εκτίμηση αυτή βρίσκεται ελαφρώς χαμηλότερα σε σύγκριση με τη μείωση κατά -0,099 π.μ. που υπολόγισαν οι Onaran και Obst (2016) και οι Obs, Onaran και Nikolaidi (2020).

5.4. Συνολικό αποτέλεσμα

Αφού έχουμε εκτιμήσει την οριακή επίδραση μιας μεταβολής του μεριδίου των μισθών και στις τρεις βασικές συνιστώσες της συναθροιστικής ζήτησης, προχωρούμε στον υπολογισμό της συνολικής οριακής επίπτωσής της στην εγχώρια υπερβάλλουσα ζήτηση και εν συνεχεία συνυπολογίζεται το εξωτερικό εμπόριο στην ιδιωτική υπερβάλλουσα ζήτηση. Ο Πίνακας 9 παρουσιάζει τα εν λόγω μεγέθη για τον μέσο, την αρχή και το τέλος της εξεταζόμενης περιόδου.

Το πρώτο που παρατηρούμε, και που αποτελεί το βασικό συμπέρασμα αυτής της εργασίας, είναι ότι η εγ-

ΠΙΝΑΚΑΣ 8 Υπολογισμός οριακής επίδρασης του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών και των εισαγωγών στο ΑΕΠ

	1	2	3	4	5	6	7
Εξαγωγές	**eXPx**	**ePxP**	**ePRULC**	**1/RULC**	**X/Y**	**ET/ED**	**Επίδραση**
1980-2019	-0,430	0,238	0,283	1,762	0,193	1,092	-0,011
1980	-0,430	0,238	0,283	1,723	0,109	1,095	-0,006
2019	-0,430	0,238	0,283	1,829	0,357	1,087	-0,021
Εισαγωγές	**eMP**		**ePRULC**	**1/RULC**	**M/Y**	**ET/ED**	**Επίδραση**
1980-2019	0,230		0,283	1,762	0,238	1,092	0,030
1980	0,230		0,283	1,723	0,114	1,095	0,014
2019	0,230		0,283	1,829	0,352	1,087	0,046
Καθαρές εξαγωγές							
1980-2019							-0,041
1980							-0,020
2019							-0,066

Σημειώσεις:
1. Για τον υπολογισμό της οριακής επίδρασης χρησιμοποιείται η σχέση RULC=(W/Y)(ET/EE).
2. Στη στήλη 1 εμφανίζονται οι εκτιμήσεις από τον Πίνακα 6. Στη στήλη 2 εμφανίζονται οι εκτιμήσεις από τον Πίνακα 7.

Στη στήλη 3 η ελαστικότητα ePRULC προκύπτει από τη σχέση (15) $\frac{\partial \log P}{\partial \log RULC} = \frac{\frac{\partial \log P}{\partial \log ULC}}{1 - \frac{\partial \log P}{\partial \log ULC}}$. Στη στήλη 7 εμφανίζεται η οριακή επίδραση του μεριδίου των μισθών στο μερίδιο των εξαγωγών (εισαγωγών) στο ΑΕΠ, $\frac{\partial X}{\partial ws}\left(\frac{\partial M}{\partial ws}\right)$.

ΠΙΝΑΚΑΣ 9 Ιδιωτική υπερβάλλουσα ζήτηση (σε ποσοστιαίες μονάδες ΑΕΠ) ως συνέπεια μιας αύξησης κατά 1% στο μερίδιο των μισθών

	1980-2019	1980	2019
Κατανάλωση $\left(\frac{\partial C}{\partial WS}\right)$	0,377	0,323	0,404
Επενδύσεις $\left(\frac{\partial I}{\partial WS}\right)$	-0,146	-0,192	-0,097
Εγχώρια υπερβάλλουσα ζήτηση	***0,232***	***0,131***	***0,307***
Καθαρές εξαγωγές $\left(\frac{\partial X}{\partial WS} - \frac{\partial M}{\partial WS}\right)$	-0,041	-0,020	-0,066
Ιδιωτική υπερβάλλουσα ζήτηση (h_2)	***0,191***	***0,111***	***0,241***

ΠΙΝΑΚΑΣ 10 Ισορροπία ιδιωτικής ζήτησης (σε % ποσοστιαίες μονάδες ΑΕΠ) ως αποτέλεσμα αύξησης μιας ποσοστιαίας μονάδας του μεριδίου των μισθών

	1980-2019	1980	2019
Ιδιωτική υπερβάλλουσα ζήτηση h_2:	0,191	0,111	0,241
Πολλαπλασιαστής $\frac{1}{1-h_1}$:	2,529	5,541	1,547
Συνολική επίδραση στην ιδιωτική ζήτηση $\frac{h_2}{1-h_1}$:	0,483	0,615	0,373

Σημείωση: Η ελαστικότητα της κατανάλωσης ως προς το εισόδημα είναι το άθροισμα των ελαστικοτήτων της κατανάλωσης ως προς τους μισθούς και ως προς τα κέρδη: 0,756 για την περίοδο 1980-2019. Το μερίδιο της κατανάλωσης στο ΑΕΠ την περίοδο 1980-2019 (μέσος όρος), το 1980 και το 2019 είναι 0,663, 0,566 και 0,676, αντίστοιχα.

Για την επένδυση εκτιμήσαμε ένα υπόδειγμα πρώτων διαφορών χωρίς τη μεταβλητή του χρέους, προκειμένου να πάρουμε την ελαστικότητα ως προς τη ζήτηση Y. Έχουμε, επομένως, ότι η ελαστικότητα της επένδυσης ως προς το εισόδημα είναι 2,590 (1980-2019) και τα μερίδια της επένδυσης στο ΑΕΠ την περίοδο 1980-2019 (μέσος όρος), το 1980 και το 2019 είναι 0,144, 0,201 και 0,093, αντίστοιχα.

Η ελαστικότητα των εισαγωγών ως προς το εισόδημα είναι 1,133 (1980-2019) και το μερίδιο των εισαγωγών στο ΑΕΠ την περίοδο 1980-2019 (μέσος όρος), το 1980 και το 2019 είναι 0,238, 0,114 και 0,352, αντίστοιχα.

χώρια και συνολική ζήτηση στην Ελλάδα στον μέσο, την αρχή και το τέλος της εξεταζόμενης περιόδου μεγεθύνεται όταν αυξάνεται το μερίδιο των μισθών, με άλλα λόγια και η ελληνική περίπτωση χαρακτηρίζεται από ένα αναπτυσσόμενο δια των μισθών καθεστώς ζήτησης. Έχει επίσης ενδιαφέρον να παρατηρήσουμε ότι, διαχρονικά, η ένταση αυτού του καθεστώτος ζήτησης τείνει να ενισχύεται ακόμα και αν δεν λάβουμε υπόψη το τελευταίο έτος το οποίο, όπως προαναφέραμε, φέρει το βάρος μιας μακροχρόνιας ύφεσης. Το αποτέλεσμα αυτό προκύπτει διαχρονικά, καθώς βλέπουμε ότι η επίδραση του μεριδίου των μισθών στην κατανάλωση ενισχύεται, η επίδραση στις επενδύσεις μειώνεται, ενώ η έστω και σχετικά ασθενής επίδρασή του στο εξωτερικό εμπόριο ενισχύεται.

Προκειμένου να εκτιμήσουμε τη συνολική ιδιωτική επίδραση μιας μεταβολής στη διανομή εισοδήματος στη ζήτηση ισορροπίας, θα πρέπει να πολλαπλασιάσουμε τον συντελεστή h_2 με τον πολλαπλασιαστή, δηλαδή $1/1-h_1$, όπως είχαμε αναφέρει στην εξίσωση (2), όπου $h_1 = \left(\frac{\partial c}{\partial Y} + \frac{\partial I}{\partial Y} + \frac{\partial NX}{\partial Y}\right) = e_{C,Y}\frac{C}{Y} + e_{I,Y}\frac{I}{Y} - e_{M,Y}\frac{M}{Y}$.

Ο Πίνακας 10 παρουσιάζει τα αποτελέσματα.

6. Συμπεράσματα

Η συγκεκριμένη εργασία επιχείρησε να διερευνήσει το καθεστώς ζήτησης της ελληνικής οικονομίας. Για τον σκοπό αυτό εκτιμήθηκε ένα μακροοικονομικό υπόδειγμα ζήτησης με τη μέθοδο των ξεχωριστών εξισώσεων. Τα ευρήματά μας δείχνουν ότι η συνολική ιδιωτική ζήτηση αναπτύσσεται διαμέσου των μισθών, δηλαδή μια αύξηση του μεριδίου των μισθών επιφέρει αύξηση στη συνολική ζήτηση άρα και στο ΑΕΠ της χώρας, καθώς η αύξηση που προκύπτει από την κατανάλωση υπερκαλύπτει τη μείωση στις επενδύσεις και τις καθαρές εξαγωγές. Το δεύτερο βασικό εύρημα που προκύπτει από την ανάλυση είναι ότι ο δανεισμός νοικοκυριών και επιχειρήσεων, παρότι επεκτάθηκε σημαντικά κατά την εξεταζόμενη περίοδο, δεν παρουσιάζει σημαντική επίπτωση στην κατανάλωση και τις επενδύσεις. Το αποτέλεσμα αυτό χρήζει περαιτέρω διερεύνησης σε μελλοντικές εργασίες. Επιπλέον, περαιτέρω διερεύνησης χρήζει και ο ρόλος του δημόσιου τομέα, η προσθήκη του οποίου θα ολοκλήρωνε το παρόν υπόδειγμα.

Θέση του άρθρου δεν είναι η υιοθέτηση ενός μοντέλου ανάπτυξης που στηρίζεται στην κατανάλωση αλλά το ότι μια προσπάθεια αλλαγής του υφιστάμενου μοντέλου ανάπτυξης μέσω της μείωσης των μισθών θα έχει εξαιρετικά δυσμενείς συνέπειες στην οικονομία, όπως άλλωστε έδειξε και η πρόσφατη ελληνική εμπειρία. Οι πολιτικές που κινούνται προς μια συμβατή με τα χαρακτηριστικά της ελληνικής οικονομίας κατεύθυνση είναι αυτές που ενισχύουν το μερίδιο της εργασίας, όπως για παράδειγμα αυτές που ενδυναμώνουν το Κράτος Πρόνοιας, τους θεσμούς της αγοράς εργασίας, την αύξηση των επιδομάτων ανεργίας, την αύξηση των κατώτατων μισθών και τη θέσπιση κατώ-

τατων μισθών σε υψηλότερο επίπεδο από αυτό της διαμέσου των μισθών.

Από την άλλη, η στροφή προς ένα παραγωγικό και ανταγωνιστικό μοντέλο ανάπτυξης έχει ως προϋπόθεση ότι οι κυβερνήσεις θα θέσουν σε προτεραιότητα τις δημόσιες επενδύσεις σε υποδομές που αυξάνουν τη συνολική παραγωγικότητα της οικονομίας, αλλά και θα παρέχουν κίνητρα στον ιδιωτικό τομέα προς συγκεκριμένες κατευθύνσεις, οι οποίες θα ενεργοποιούν αλυσιδωτές βελτιώσεις στην παραγωγικότητα της εργασίας από το επίπεδο της επιχείρησης, στον κλάδο και τους συνεργαζόμενους κλάδους. Μια ιστορικής σημασίας ευκαιρία για τη χώρα αποτελεί το ευρωπαϊκό σχέδιο για την Επόμενη Γενιά (Next Generation EU) μέσω του Ταμείου Ανάκαμψης και Ανθεκτικότητας, το οποίο μπορεί να αποτελέσει το εφαλτήριο για την επανεκκίνηση με πιο υγιείς όρους της ανάπτυξης της ελληνικής οικονομίας.

Παράρτημα

ΠΙΝΑΚΑΣ 11 Ορισμοί μεταβλητών

Μεταβλητή	Περιγραφή	Συμβολισμός AMECO ή επεξηγήσεις κατασκευής των μεταβλητών
Wadj.	Μισθοί, προσαρμοσμένοι για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό (2015=100) 1980-2019	W=UWCD/PVGD Compensation of employees: total economy (UWCD). Adjusted for imputed compensation of self-employed Price deflator gross domestic product at market prices (2015=100) (PVGD)
Radj.	Ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα, προσαρμοσμένο για τους αυτοαπασχολούμενους χωρίς προσωπικό (2015=100) 1980-2019	R= UQGD /PVGD Gross operating surplus: total economy: Adjusted for imputed compensation of self-employed (UQGD) Price deflator gross domestic product at market prices (2015=100) (PVGD)
P	Αποπληθωριστής ΑΕΠ (2015=100) 1980-2019	Price deflator gross domestic product at market prices (2015=100) (PVGD)
Y	ΑΕΠ (2015=100) 1980-2019	Y= UVGD/ PVGD Gross domestic product at current market prices (UVGD) Price deflator gross domestic product at market prices (2005=100) (PVGD)
C	Κατανάλωση (2015=100) 1980-2019	Private final consumption expenditure at 2015 prices (OCPH)
Household Debt	Καταναλωτική πίστη 1980-2019	Consumer Debt 1980-2019 Central Bank of Greece
Isrc	Βραχυχρόνιο πραγματικό επιτόκιο 1980-2019	Interest rates, Short term real, deflator private consumption (ISRC): AMECO
I	Ακαθάριστος σχηματισμός παγίου κεφαλαίου, ιδιωτικός τομέας (2015=100) 1980-2019	Y= UIGP / PVGD Gross fixed capital formation: private sector (UIGP) Price deflator gross domestic product at market prices (2015=100) (PVGD)

ΠΙΝΑΚΑΣ 11 (συνέχεια)

Μεταβλητή	Περιγραφή	Συμβολισμός AMECO ή επεξηγήσεις κατασκευής των μεταβλητών
Corporate Debt	Υπόλοιπα δανείων προς μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις ΤτΕ	Loans to non-financial corporations (outstanding amounts at end of period), Bank of Greece
M	Εισαγωγές (2015=100) 1980-2019	Imports of goods and services at 2015 prices (OMGS)
X	Εξαγωγές (2015=100) 1980-2019	Exports of goods and services at 2015 prices (OXGS)
int	Επιτόκιο, πραγματικό 1980-2019	Long-term interest rate on non-financial business sector loans, Central Bank of Greece. GDP deflator (2015=100)
ULC	Ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας, 1980-2019	Nominal unit labour costs: total economy (Ratio of compensation per employee to real GDP per person employed) (PLCD)
RULC	Μοναδιαίο κόστος εργασίας, 1980-2019	Real unit labour costs: total economy (Ratio of compensation per employee to nominal GDP per person employed) (QLCD)
E_D	Εξαρτημένη εργασία, Ιδιωτικός τομέας 1980-2019	Employees. persons: all domestic industries (National accounts) (NWTD)
E_T	Σύνολο απασχόλησης Ιδιωτικός τομέας 1980-2019	Employment, persons: all domestic industries (National accounts) (NETD)
Y_{EU15}	ΑΕΠ (2015=100) των EU-12. 1980-2019	GDP at 2015 market prices (OVGD) Euro area (12 countries). Mrd ECU/EUR- Weighted mean of t/t-1 national growth rates (weights: t-1 current prices in ECU/EUR)
P_{ex}	Αποπληθωριστής τιμών εξαγωγών (2015=100) 1980-2019	Price deflator exports of goods and services (PXGS)
P_{im}	Αποπληθωριστής τιμών εισαγωγών (2015=100) 1980-2019	Price deflator imports of goods and services (PMGS)
NEER	Ονομαστική σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία	Nominal effective exchange rates: Performance relative to the rest of the former EU-15: double export weights (XUNNQ) (USD: Performance relative to the rest of the former EU-15: double export weights)

Πηγή: AMECO, Τράπεζα της Ελλάδος.

ΠΙΝΑΚΑΣ 12 Augmented Dickey-Fuller τεστ για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας

Variable	Levels				Differences			
	Deterministic	Lags	t-stat.	Signif.	Deterministic	Lags	t-stat.	Signif.
logC	c, t	2	-0,801		-	2	-2,098	**
$logW_{adj}$	c, t	1	-1,889		c	0	-3,259	**
$logR_{adj}$	c, t	0	-0,946		c	2	-3,050	**
logDebt	c, t	6	0,653		c, t	5	-2,185	
Debt_rate	c, t	0	-4,151	***				
Isrc	C	0	-2,149		-	0	-6,158	***
logI	c, t	1	-1,769		-	2	-2,029	**
logY	c, t	1	-2,090		-	0	-2,365	**
growth	-	0	-2,414	***				
Int	c, t	1	-1,799		-	1	-2,463	**
Debtcorp_rate	c, t	0	-4,151	**				
logEx	c, t	0	-1,949		c	0	-5,473	***
logIm	c, t	1	-1,381		c	0	-3,774	***
$log(Y_{EU15})^*$	c, t	0	-0,609		c, 2009 b.p.	0	-6,928	***
logULC*	c, t, 2011 b.p.	0	-4,501		c, t 2005 b.p.	0	-5,378	***
$logP_{ex}$	c, t	1	-2,469		c, t	0	-3,524	**
$logP_{im}$	c, t	3	-3,124		c, t	0	-3,615	**
logP*	c, t, 1989 b.p.	0	-9,458	***	c, t, 2005 b.p.	8	-8,013	***
Logneer**	c, t	2	-1,830		c, t	2	-4,019	**

Σημειώσεις:
1. Κριτικές τιμές σύμφωνα με το MacKinnon (1996).
2. Χρονικές υστερήσεις σύμφωνα με το κριτήριο Modified AIC. Στατιστική σημαντικότητα: ***1%, **5%, *10%.
* Unit Root with Break test, Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.
** Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας Phillips-Perron.

Βιβλιογραφία

Asteriou, D., Masatci, K. and Pilbeam, K. (2016). "Exchange rate volatility and international trade: International evidence from the MINT countries." *Economic Modelling*, 58, 133-140.

Barbosa-Filho, N. H. and Taylor, L. (2006). "Distributive and demand cycles in the US economy—a structuralist Goodwin model." *Metroeconomica*, *57*(3), 389-411.

Bhaduri, A. and Marglin, S. (1990). "Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies." *Cambridge Journal of Economics,* 14(4), pp. 375-393.

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

Burle, J. and Carvalho, L. (2021). "Omitted-variable bias in demand-regime estimations: the role of household credit and wage inequality in Brazil." *Review of Keynesian Economics*, 9(3), pp. 368-393.

Carvalho, L. and Rezai, A. (2015). "Personal income inequality and aggregate demand." *Cambridge Journal of Economics*, *40*(2), 491-505.

Ederer, S. and Stockhammer, E. (2007). "Wages and aggregate demand in France: An empirical investigation." Στο Hein, E. and Truger, A. (eds). *Money, Distribution, and Economic Policy – Alternatives to Orthodox Macroeconomics.* Cheltenham: Edward Elgar, pp. 138-140.

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

Gordon, D. (1995b). “Putting the horse (back) before the cart: Disentangling the macro relationship between investment and saving.” Στο *Macroeconomic Policy after the Conservative Era. Studies in Investment, Saving and Finance.* Edited by Epstein, G., and H. Gintis. Cambridge: Cambridge University Press.

Hartwig, J. (2014). “Testing the Bhaduri - Marglin model with OECD panel data.” *International Review of Applied Economics*, vol. 28, no. 4, pp. 419-35.

Hein, E. 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.

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.” Στο Osiatyński J. (ed.), *Collected Works of Michal Kalecki,* Vol. II. New York: Clarendon Press.

Kiefer, D. and Rada, C. (2014). “Profit maximizing goes global: the race to the bottom.” *Cambridge Journal of Economics*, *39*(5), 1333-1350.

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

Μαρσέλλου, Αιμ. (2013). «Η επίδραση της λειτουργικής διανομής εισοδήματος στις συνιστώσες της συναθροιστικής ζήτησης της Ελληνικής Οικονομίας.» Παρατηρητήριο Οικονομικών και Κοινωνικών Εξελίξεων: Μονάδα Μακροοικονομικής Ανάλυσης και Οικονομικού Μετασχηματισμού, Μελέτες 24: ΙΝΕ/ΓΣΕΕ.

Naastepad, C.W.M. (2006). “Technology, demand and distribution: A cumulative growth model with an application to the Dutch productivity slowdown.” *Cambridge Journal of Economics*, 30 (3): 403-434.

Naastepad, C. W. M. and Storm, S. (2006/2007). “OECD demand regimes (1960-2000).” *Journal of Post-Keynesian Economics*, 29 (2), pp. 213-248.

Nishi, H. (2012). “Structural VAR analysis of debt, capital accumulation, and income distribution in the Japanese economy: a Post Keynesian perspective.” *Journal of Post Keynesian Economics*, 34(4), pp. 685-712.

Obst, T., Onaran, Ö. and Nikolaidi, M. (2020). “The effects of income distribution and fiscal policy on aggregate demand, investment and the budget balance: the case of Europe.” *Cambridge Journal of Economics*, Volume 44, Issue 6, pp. 1221-1243.

Onaran, Ö. and Galanis, G. (2013). “Is aggregate demand wage-led or profit-led? A global model.” Στο *Wage-led growth* (pp. 71-99). Palgrave Macmillan, London.

Onaran, Ö. and Galanis, G. (2014). “Income distribution and growth: a global model.” *Environment and Planning A*, 46(10), 2489-2513.

Onaran, Ö. and Obst, T. (2016). “Wage-led growth in the EU15 member-states: the effects of income distribution on growth, investment, trade balance and inflation.” *Cambridge Journal of Economics*, 40(6), 1517-1551.

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

Onaran, Ö., Stockhammer, E. and Grafl, L. (2011). “Financialisation, income distribution and aggregate demand in the USA.” *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 35 (4), pp. 637-661.

Pesaran, M.H. and Shin, Y., (1999). “An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis.” Στο: Strom, S. (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium.* Cambridge University Press, Cambridge.

Perasan, M.H., Shin, Y., and R.J. Smith (2001). “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships.” *Journal of Applied Econometrics,* 16(3): 289-326.

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

Stockhammer, E. and Onaran, Ö. (2004). “Accumulation, distribution and employment: a structural VAR approach to a Kaleckian macro model.” *Structural Change and Economic Dynamics,* 15(4), 421-447.

Stockhammer, E. and Stehrer, R. (2011). “Goodwin or Kalecki in Demand? Functional Income Distribution and Aggregate Demand in the Short Run.” *Review of Radical Political Economics*, 43(4), pp. 506-522.

Stockhammer, E. and Wildauer, R. (2016). “Debt-driven growth? Wealth, distribution and demand in OECD countries.” *Cambridge Journal of Economics*, Volume 40, Issue 6, pp. 1609-1634.

Stockhammer, E., Hein, E. and Grafl, L. (2011). “Globalization and the effects of changes in functional income distribution on aggregate demand in Germany.” *International Review of Applied Economics*. 25:1, pp. 1-23.

Stockhammer, E., Onaran, Ö. and Ederer, S. (2009). “Functional income distribution and aggregate demand in the Euro area.” *Cambridge Journal of Economics*, 33(1), pp. 139-159. https://doi.org/10.1093/cje/ben026.