

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΔΕΛΤΙΟ

ΤΕΥΧΟΣ 40



ΔΕΚΕΜΒΡΙΟΣ
2014



ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ
ΕΥΡΩΣΥΣΤΗΜΑ

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΔΕΛΤΙΟ

ΤΕΥΧΟΣ 40



ΔΕΚΕΜΒΡΙΟΣ
2014



ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ
ΕΥΡΩΣΥΣΤΗΜΑ

ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ

Ελευθ. Βενιζέλου 21
102 50 Αθήνα

www.bankofgreece.gr

Διεύθυνση Οικονομικής Ανάλυσης και Μελετών - Γραμματεία

Τηλ. +30 210 320 2393

Fax +30 210 323 3025

Τυπώθηκε στο

Ίδρυμα Εκτύπωσης Τραπεζογραμματίων και Αξιών
της Τράπεζας της Ελλάδος

ISSN 1105 - 8544

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΠΙΘΑΝΑ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΑ ΟΦΕΛΗ ΑΠΟ ΤΗΝ ΕΠΙΤΑΧΥΝΣΗ ΤΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ	7
Αθανάσιος Ταγκαλάκης	
ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΤΟΥ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟΥ ΚΟΣΤΟΥΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΚΑΙ ΤΗΣ ΕΞΕΛΙΞΗΣ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ: Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ	37
Ζαχαρίας Γ. Μπραγουδάκης	
ΟΙ ΔΙΕΘΝΕΙΣ ΧΡΗΜΑΤΟΠΙΣΤΩΤΙΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ ΩΣ ΠΗΓΗ ΧΡΗΜΑΤΟΔΟΤΗΣΗΣ ΕΛΛΗΝΙΚΩΝ ΜΗ ΧΡΗΜΑΤΟΠΙΣΤΩΤΙΚΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ	69
Πέτρος Μ. Μηγιάκης	
Η ΠΟΙΟΤΗΤΑ ΤΩΝ ΕΛΛΗΝΙΚΩΝ ΕΞΑΓΩΓΩΝ: ΜΙΑ ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΗ ΑΠΟ ΤΗΝ ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗ ΤΟΥΣ	91
Σαράντης Καλυβίτης	
ΔΟΚΙΜΙΑ ΕΡΓΑΣΙΑΣ	107
(Ιούνιος - Δεκέμβριος 2014)	
ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΑΡΘΡΩΝ ΠΟΥ ΔΗΜΟΣΙΕΥΘΗΚΑΝ ΣΕ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΑ ΤΕΥΧΗ ΤΟΥ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟΥ ΔΕΛΤΙΟΥ	113

ΠΙΘΑΝΑ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΑ ΟΦΕΛΗ ΑΠΟ ΤΗΝ ΕΠΙΤΑΧΥΝΣΗ ΤΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ

Αθανάσιος Ταγκαλάκης¹

Διεύθυνση Οικονομικής Ανάλυσης και Μελετών

1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η Ελλάδα έχει σημειώσει εντυπωσιακή πρόοδο σε δημοσιονομικό επίπεδο τα τελευταία χρόνια. Ειδικότερα το 2013 επιτεύχθηκε πρωτογενές πλεόνασμα (σε όρους του Προγράμματος Οικονομικής Προσαρμογής – ΠΟΠ) ύψους 1,2% του ΑΕΠ (έναντι στόχου στο ΠΟΠ για μηδενικό πρωτογενές αποτέλεσμα) για πρώτη φορά από το 2002. Επιπλέον, το πρωτογενές αποτέλεσμα βελτιώθηκε κατά περισσότερο από 11 εκατοστιαίες μονάδες (εκ.μ.) του ΑΕΠ την περίοδο 2010-2013 παρά τη μεγάλη ύφεση. Ωστόσο, σημαντικές προκλήσεις εξακολουθούν να υφίστανται σε δημοσιονομικό επίπεδο. Συγκεκριμένα, σύμφωνα με τους στόχους του ΠΟΠ η Ελλάδα θα πρέπει να επιτύχει αυξανόμενα πρωτογενή πλεονάσματα τα επόμενα χρόνια, 1,5%, 3,0% και 4,5% του ΑΕΠ τα έτη 2014, 2015 και 2016 αντιστοίχως, και θα πρέπει να διασφαλίσει τη διατήρησή τους σε επίπεδα περί το 4-4,5% του ΑΕΠ για αρκετά ακόμη χρόνια.

Σύμφωνα με τις εκτιμήσεις αρκετών διεθνών οργανισμών (π.χ. IMF 2014, European Commission 2014α και 2014β), η οικονομική δραστηριότητα εισήλθε σε φάση σταθεροποίησης το 2014, ενώ τα επόμενα χρόνια προβλέπεται σημαντική επιτάχυνση της οικονομικής ανάπτυξης και σταδιακός περιορισμός του παραγωγικού κενού της οικονομίας. Τα ανωτέρω δημιουργούν προσδοκίες για μελλοντικά φορολογικά οφέλη τα οποία ενδεχομένως υπερβαίνουν τις τρέχουσες προβλέψεις και βεβαίως διευκολύνουν την επίτευξη των μελλοντικών δημοσιονομικών στόχων. Τα πρόσθετα φορολογικά οφέλη μπορούν να προκύψουν από το γεγονός ότι τα φορολογικά έσοδα ή επιμέρους κατηγορίες τους αυξάνονται ταχύτερα σε σχέση με το ονομαστικό ΑΕΠ (ή τη φορολογική τους βάση). Η κατάσταση αυτή περιγράφεται στη διεθνή βιβλιογραφία ως “tax buoyancy” ή αποτελέσματα “φορολογικής ευρωστίας” και αναφέρεται στην αύξηση του

λόγου των φορολογικών εσόδων προς το ΑΕΠ χωρίς τη λήψη νέων φορολογικών μέτρων.

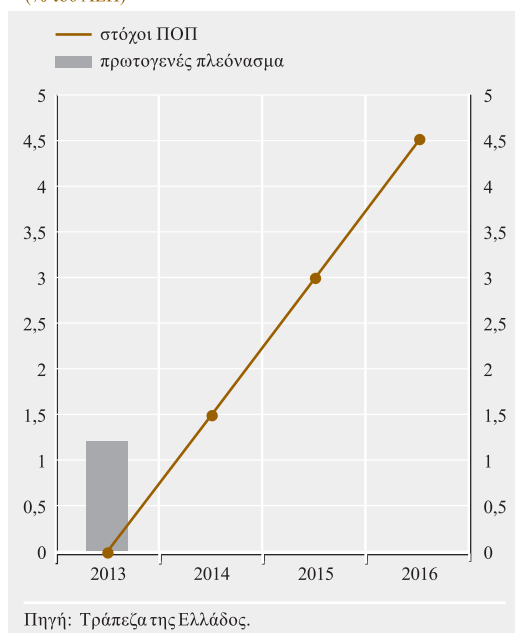
Όπως προαναφέρθηκε, είναι εξαιρετικά σημαντικό για την Ελλάδα να υπάρξουν φορολογικά οφέλη από την ανάπτυξη τα οποία θα συμβάλουν στην επίτευξη των ιδιαίτερα απαιτητικών μελλοντικών δημοσιονομικών στόχων του ΠΟΠ (βλ. Διάγραμμα 1). Ωστόσο, προκειμένου να διαμορφωθεί μια εικόνα για τη μελλοντική εξέλιξη της φορολογικής ευρωστίας, θα πρέπει να εξεταστεί η διαχρονική εξέλιξη της σχέσης μεταξύ φορολογικών εσόδων και ΑΕΠ. Καταδεικνύεται ότι ο ρυθμός μεταβολής της φορολογικής επιβάρυνσης (του αθροίσματος των εισφορών κοινωνικής ασφάλισης, των άμεσων και έμμεσων φόρων και των φόρων κεφαλαίου) ήταν υψηλότερος του ρυθμού μεταβολής του ονομαστικού ΑΕΠ σε δύο περιόδους της πρόσφατης ιστορίας: το 1996-2001 και το 2010-2013 (βλ. Διάγραμμα 2). Αυτό είχε ως αποτέλεσμα την αύξηση του λόγου φορολογικής επιβάρυνσης προς ΑΕΠ στα τέλη της δεκαετίας του 1990 και στις αρχές της δεκαετίας του 2010. Η εξέλιξη αυτή όσον αφορά την πρώτη περίοδο αποδίδεται στην ταχύτερη αύξηση της φορολογικής επιβάρυνσης σε σχέση με το ΑΕΠ, ενώ στη δεύτερη περίοδο οφείλεται στη βραδύτερη πτώση της φορολογικής επιβάρυνσης σε σχέση με την πτώση του ΑΕΠ. Ιδιαίτερα την περίοδο 2010-2013 αποδίδεται στις εκτεταμένες φορολογικές παρεμβάσεις που έγιναν στο πλαίσιο του ΠΟΠ.

Αντίθετα, τη δεκαετία του 2000 (κατά την οποία ο ρυθμός ανάπτυξης ήταν θετικός) οι ρυθμοί μεταβολής της φορολογικής επιβάρυνσης και του ΑΕΠ ήταν περίπου ίδιοι, με αποτέλεσμα τη σχετική σταθεροποίηση του λόγου

¹ Θερμές ευχαριστίες για τα εποικοδομητικά τους σχόλια εκφράζονται στη Heather Gibson, τον Δημήτρη Μαλλιαρόπουλο και τη Χιόνα Μπαλφούσια. Το άρθρο απηχεί τις απόψεις του συγγραφέα και όχι κατ' ανάγκην της Τράπεζας της Ελλάδος. Πιθανά λάθη και παραλείψεις βαρύνουν αποκλειστικά τον συγγραφέα.

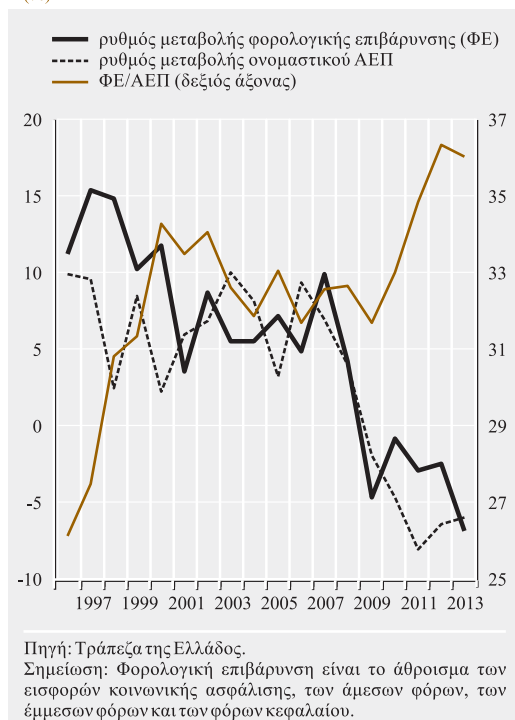
Διάγραμμα 1 Πρωτογενές πλεόνασμα και στόχοι του Προγράμματος Οικονομικής Προσαρμογής

(% του ΑΕΠ)



Διάγραμμα 2 Η εξέλιξη του ονομαστικού ΑΕΠ και της φορολογικής επιβάρυνσης

(%)



φορολογικής επιβάρυνσης προς ΑΕΠ. Οι εκτεταμένες φορολογικές παρεμβάσεις που έλαβαν χώρα την περίοδο 2010-2013, σε συνδυασμό με την επιτάχυνση της οικονομικής ανάπτυξης τα προσεχή χρόνια, θα μπορούσαν να οδηγήσουν στο μέλλον σε μεγαλύτερα του αναμενομένου φορολογικά οφέλη από την ανάπτυξη (ή σε αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας).

Στη συνέχεια της μελέτης παρουσιάζονται οι παράγοντες που θα μπορούσαν να οδηγήσουν σε αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας, καθώς και μεθοδολογικές προσεγγίσεις που έχουν χρησιμοποιηθεί σε προηγούμενες έρευνες για τη διερεύνηση αντίστοιχων ερωτημάτων. Η παρούσα ανάλυση επικεντρώνεται στα αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας από τρεις κατηγορίες φόρων: τον ΦΠΑ, το φόρο εισοδήματος νομικών προσώπων (ΦΕΝΠ) και το φόρο εισοδήματος φυσικών προσώπων (ΦΕΦΠ). Τα αναλυτικά αποτελέσματα για κάθε φορολογική κατηγορία παρουσιάζονται χωριστά σε τρία διαφορετικά τμήματα, ενώ τα βασικά συμπεράσματα της ανάλυσης και οι συνολικές εκτιμήσεις για τα αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας παρουσιάζονται στον επίλογο.

2 ΤΙ ΟΔΗΓΕΙ ΣΕ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΗΣ ΕΥΡΩΣΤΙΑΣ

Σύμφωνα με πρόσφατες μελέτες (Sancak et al. 2010, Belinga et al. 2014), οι βασικοί παράγοντες που επηρεάζουν το μέγεθος των αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας είναι οι ακόλουθοι:

- Η υιοθέτηση μιας προοδευτικής φορολογικής κλίμακας η οποία δύναται να συμβάλει σε υψηλότερα έσοδα από το φόρο εισοδήματος φυσικών προσώπων καθώς αναπτύσσεται μια οικονομία. Επιπλέον, το λεγόμενο αποτέλεσμα “bracket-creeping” οδηγεί σε αύξηση των φορολογικών εσόδων καθώς η αύξηση των εισοδημάτων έχει ως συνέπεια μεγαλύτερο μερίδιο του πληθυσμού να υπόκειται σε υψηλότερους φορολογικούς συντελεστές.

- Το αντίθετο ισχύει για φόρους που χαρακτηρίζονται ως αντίστροφα προοδευτικοί, όπως οι έμμεσοι φόροι (π.χ. ειδικοί φόροι κατανάλωσης)² και οι εισφορές κοινωνικής ασφάλισης.
- Τα έσοδα από ΦΠΑ μπορούν να αυξηθούν πιο γρήγορα σε περιόδους οικονομικής άνθησης, καθώς οι καταναλωτές αυξάνουν την κατανάλωση αγαθών πολυτελείας και διαρκών καταναλωτικών αγαθών τα οποία επιβαρύνονται με υψηλό συντελεστή ΦΠΑ.
- Το αντίθετο ισχύει σε περιόδους ύφεσης, οπότε αυξάνεται το μερίδιο των αγαθών πρώτης ανάγκης στη συνολική κατανάλωση (τα οποία επιβαρύνονται συνήθως με χαμηλό συντελεστή ΦΠΑ), γεγονός που οδηγεί σε κάμψη των εσόδων από ΦΠΑ.
- Επιπλέον, στο βαθμό που η επιτάχυνση του ρυθμού ανάπτυξης μιας οικονομίας συνοδεύεται από πτώση του μεριδίου της εργασίας στο συνολικό εισόδημα (ή αύξηση του μεριδίου των κερδών), τα έσοδα από το φόρο των επιχειρηματικών κερδών θα αυξηθούν ταχύτερα από το ρυθμό οικονομικής ανάπτυξης (ενώ τα έσοδα από εισφορές κοινωνικής ασφάλισης θα μειωθούν).
- Επιπροσθέτως, θα πρέπει να επισημανθεί ότι ειδικά σε περιόδους ύφεσης και περιορισμένης ρευστότητας παρατηρείται μια μεγαλύτερη του αναμενομένου πτώση των φορολογικών εσόδων εξαιτίας της κάμψης της φορολογικής συμμόρφωσης καθώς και της αύξησης της φοροδιαφυγής (Brondolo 2009).³

3 ΠΩΣ ΜΠΟΡΟΥΜΕ ΝΑ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΟΥΜΕ ΤΗΝ ΥΠΑΡΞΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΗΣ ΕΥΡΩΣΤΙΑΣ

3.1 ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΗ ΕΥΡΩΣΤΙΑ ΚΑΙ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΗ ΑΠΟΔΟΤΙΚΟΤΗΤΑ

Στη διεθνή βιβλιογραφία έχουν χρησιμοποιηθεί αρκετοί τρόποι για να διερευνηθεί η

ύπαρξη αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας. Προγενέστερες μελέτες του ΔΝΤ (π.χ. Sancak et al. 2010), προκειμένου για τον υπολογισμό αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας, υιοθετούν την έννοια της φορολογικής αποδοτικότητας (tax efficiency).

Ως φορολογική αποδοτικότητα ορίζεται ο λόγος των εσόδων που συλλέγονται από μια φορολογική βάση προς τον αντίστοιχο (αντιπροσωπευτικό) φορολογικό συντελεστή. Συγκεκριμένα:

$$\text{Φορολογική αποδοτικότητα} = (\text{φορολογικά έσοδα/φορολογική βάση}) / \text{“αντιπροσωπευτικός” φορολογικός συντελεστής} \quad (1)$$

Στην περίπτωση του ΦΠΑ η σχέση (1) διαμορφώνεται ως εξής:

$$\text{Φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ} = (\text{έσοδα ΦΠΑ/ιδιωτική κατανάλωση}) / \text{βασικός συντελεστής ΦΠΑ} \quad (2)$$

Μετασχηματίζοντας την παραπάνω σχέση (2) καταλήγουμε στην ακόλουθη:

$$\text{Φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ} = \text{έσοδα ΦΠΑ} / (\text{ιδιωτική κατανάλωση} * \text{βασικός συντελεστής ΦΠΑ}) \quad (3)$$

Όταν η φορολογική αποδοτικότητα ισούται με 1, τότε τα έσοδα από ΦΠΑ ισούνται με το γινόμενο του βασικού συντελεστή ΦΠΑ επί την ιδιωτική κατανάλωση. Αυτό μπορεί να συμβεί μόνο αν το 100% της ιδιωτικής κατανάλωσης υπόκειται σε φορολογία, ενώ παράλληλα εκλείπουν πάσης φύσεως εξαιρέσεις, π.χ. χαμηλότεροι συντελεστές ΦΠΑ (βλ. Ebrill et al. 2001).

² Θα πρέπει να επισημανθεί ότι οι ειδικοί φόροι κατανάλωσης (στη βενζίνη, στον καπνό και στο αλκοόλ) δεν μεταβάλλονται με αυτόματο τρόπο όταν μεταβάλλεται το ΑΕΠ.

³ Επίσης οι φόροι περιουσίας επηρεάζονται τόσο από μεταβολές των τιμών των περιουσιακών στοιχείων (π.χ. τιμές ακινήτων) όσο και από μεταβολές του όγκου συναλλαγών. Ωστόσο, στην περίπτωση της Ελλάδας δεν υπάρχει μια αυτόματη 1:1 σχέση μεταξύ μεταβολών των περιουσιακών στοιχείων και εσόδων από φόρους περιουσίας. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι η φορολόγηση βασίζεται στην αντικειμενική αξία ενός ακινήτου, η οποία δεν συμβαδίζει πάντα με την αγοραία τιμή.

Συνεπώς, οι χώρες που έχουν θετικά φορολογικά οφέλη από την ανάπτυξη χαρακτηρίζονται από φορολογική αποδοτικότητα η οποία συμβαδίζει με τις μεταβολές του οικονομικού κύκλου (business cycle). Δηλαδή τα φορολογικά έσοδα αυξάνονται με ταχύτερο ρυθμό από τη φορολογική βάση σε ανοδικές φάσεις του οικονομικού κύκλου, ενώ το αντίστροφο συμβαίνει σε καθοδικές φάσεις του οικονομικού κύκλου. Στις εν λόγω μελέτες το παραγωγικό κενό της οικονομίας (output gap) θεωρείται ως ο πιο αντιπροσωπευτικός παράγοντας της φάσης του οικονομικού κύκλου (θετικό παραγωγικό κενό = καλές οικονομικές συνθήκες, αρνητικό παραγωγικό κενό = αρνητικές οικονομικές συνθήκες).

Το βασικό πλεονέκτημα αυτής της προσέγγισης είναι ότι λαμβάνονται υπόψη οι μεταβολές της φορολογικής πολιτικής, καθώς η σχέση (1) ενσωματώνει τον “αντιπροσωπευτικό” φορολογικό συντελεστή. Βεβαίως, αυτό είναι μερικώς μόνο επαρκές, δεδομένου ότι δεν ενσωματώνει όλη τη διάρθρωση του φορολογικού συστήματος. Για παράδειγμα, στην περίπτωση του ΦΠΑ στη σχέση (1) χρησιμοποιείται ο βασικός συντελεστής ΦΠΑ (το 23% στην περίπτωση της Ελλάδος). Όμως η ύπαρξη αρκετών εξαιρέσεων (π.χ. νησιωτικές περιοχές) και η εκτεταμένη χρήση του χαμηλού συντελεστή (6,5%) περιπλέκει την ανάλυση και οδηγεί σε χαμηλή φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ ανεξάρτητα από τη μεταβολή της οικονομικής δραστηριότητας.

Παρά τα προφανή μειονεκτήματα, η σχετικά απλή δομή του ΦΠΑ (σε σχέση με τους φόρους εισοδήματος) καθιστά εφικτή τη χρήση της φορολογικής αποδοτικότητας του ΦΠΑ για τη διερεύνηση ύπαρξης αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας.

Κάτι αντίστοιχο είναι όμως απαγορευτικό στην περίπτωση των φόρων εισοδήματος για φυσικά και νομικά πρόσωπα, καθώς η πολυπλοκότητα της φορολογικής νομοθεσίας δεν επιτρέπει τη χρήση ενός αντιπροσωπευτικού συντελεστή (π.χ. του ανώτατου φορολογικού συντελεστή). Συνεπώς σε αυτή την περίπτωση

η προσέγγιση της φορολογικής αποδοτικότητας για την ανάλυση αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας δεν ενδείκνυται.

3.2 ΕΝΑΛΛΑΚΤΙΚΕΣ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΕΙΣ

Πρόσφατες μελέτες του ΔΝΤ (βλ. Belinga et al. 2014) εξετάζουν τα βραχυχρόνια και μακροχρόνια αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας διερευνώντας οικονομετρικά τη σχέση φορολογικών εσόδων και ονομαστικού ΑΕΠ, χωρίς ωστόσο να λαμβάνουν υπόψη τους τις μεταβολές στη φορολογική πολιτική κάθε χώρας. Η προσέγγιση αυτή εφαρμόζεται σε ένα δείγμα 34 χωρών του ΟΟΣΑ και καλύπτει την περίοδο 1965-2012. Μολονότι η ανάλυση των Belinga et al. (2014) είναι ενδιαφέρουσα, δεν μπορεί να θεωρηθεί ιδιαίτερα σχετική για την περίπτωση της Ελλάδος, καθώς δεν λαμβάνει υπόψη τις σημαντικές φορολογικές παρεμβάσεις και διαρθρωτικές μεταβολές που έλαβαν χώρα τα τελευταία χρόνια.

Προγενέστερες μελέτες του ΟΟΣΑ, όπως η μελέτη του Van den Noord (2000) και των Girouard and André (2005), εξετάζουν τη σχέση μεταξύ φορολογικών εσόδων και οικονομικού κύκλου. Σύμφωνα με τις μελέτες αυτές υποστηρίζεται η χρήση του παραγωγικού κενού (output gap) ως προσεγγιστικής μεταβλητής της κατάστασης του οικονομικού κύκλου, αντί του ρυθμού μεταβολής του πραγματικού ή ονομαστικού ΑΕΠ. Αυτό οφείλεται στο ότι μια οικονομία μπορεί να αναπτύσσεται με θετικούς ρυθμούς αλλά ταυτόχρονα να υπολείπεται του δυνητικού της ΑΕΠ, υποδηλώνοντας την ύπαρξη αρνητικού παραγωγικού κενού και άρα τη μη πλήρη απασχόληση των διαθέσιμων παραγωγικών συντελεστών. Κάτι τέτοιο συνεπάγεται ότι και τα φορολογικά έσοδα (αν και μπορεί να αυξάνονται) εξακολουθούν να υπολείπονται του δυνητικού τους επιπέδου.

Το βασικό αποτέλεσμα από τις δύο μελέτες του ΟΟΣΑ είναι ο υπολογισμός φορολογικών ελαστικότητας (tax elasticities) ως προς το παραγωγικό κενό. Οι εν λόγω ελαστικότητες χρησιμοποιούνται για να υπολογιστεί η κυκλικά προσαρμοσμένη δημοσιονομική θέση

κάθε χώρας (δηλαδή το κυκλικά προσαρμοσμένο πρωτογενές αποτέλεσμα). Οι ελαστικότητα υπολογίζονται ως ακολούθως:

- Πρώτον, εκτιμάται οικονομετρικά η ελαστικότητα κάθε επιμέρους φορολογικού εσόδου ως προς τη φορολογική του βάση.
- Δεύτερον, εκτιμάται οικονομετρικά η ελαστικότητα της φορολογικής βάσης ως προς το παραγωγικό κενό της οικονομίας.

Το γινόμενο των δύο παραπάνω εκτιμήσεων δίδει την ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων (ή μιας υποκατηγορίας τους) ως προς το παραγωγικό κενό. Στην περίπτωση που η εκτιμώμενη ελαστικότητα φορολογικών εσόδων ως προς το παραγωγικό κενό υπολογιστεί μεγαλύτερη της μονάδας, τότε ο περιορισμός του παραγωγικού κενού της οικονομίας και η ταχύτερη προσέγγιση στο επίπεδο του δυνητικού ΑΕΠ θα συμβάλουν σε μεγαλύτερη από 1:1 αύξηση των εσόδων.

Παρότι η ανάλυση και τα αποτελέσματα του ΟΟΣΑ έχουν βρει εκτεταμένη χρήση (π.χ. στην αξιολόγηση της κυκλικά προσαρμοσμένης δημοσιονομικής θέσης), χαρακτηρίζονται από σημαντικά μειονεκτήματα στην περίπτωση της Ελλάδος για δύο λόγους.

- Πρώτον, διότι όσον αφορά το φόρο εισοδήματος φυσικών προσώπων οι εκτιμώμενες φορολογικές ελαστικότητες βασίζονται σε παρελθούσα πληροφόρηση. Συγκεκριμένα, η μελέτη των Girouard and André (2005) βασίζεται στη φορολογική νομοθεσία του 2003 και η μελέτη του Van den Noord (2000) στη φορολογική νομοθεσία του 1996.
- Δεύτερον, οι προαναφερθείσες μελέτες (χρησιμοποιώντας ετήσια στατιστικά δεδομένα) κατέληξαν σε οικονομετρικές εκτιμήσεις που δεν είχαν οικονομικό νόημα. Γι' αυτό το λόγο, οι Girouard and André (2005) αντικατέστησαν τις “ακατάλληλες” εκτιμήσεις για την Ελλάδα (όσον αφορά τη φορολογική ελαστικότητα για το φόρο εισοδήματος φυσικών προσώπων) με αυτές που ισχύουν για το μέσο

όρο των χωρών της ευρωζώνης. Αν και η υπόθεσή τους είναι εύλογη – δηλαδή δεν θα περιμέναμε η Ελλάδα να αποκλίνει συστηματικά από τις άλλες χώρες της ζώνης του ευρώ – η πρόσφατη οικονομική ιστορία (π.χ. η κρίση χρέους του ευρώ) μας διδάσκει με τον καλύτερο τρόπο ότι θα πρέπει να λαμβάνονται υπόψη οι ιδιοσυγκρασιακοί παράγοντες που επηρεάζουν κάθε χώρα.

Με βάση τα παραπάνω, είναι απαραίτητο να αναθεωρηθούν οι προγενέστερες εκτιμήσεις του ΟΟΣΑ για την Ελλάδα, λαμβάνοντας υπόψη την τελευταία διαθέσιμη πληροφόρηση – η οποία περιλαμβάνει και την επίδραση των πρόσφατων φορολογικών παρεμβάσεων. Κάτι τέτοιο κρίνεται απαραίτητο ειδικά για την περίπτωση του φόρου εισοδήματος φυσικών και νομικών προσώπων, εξαιτίας των σημαντικών νομοθετικών παρεμβάσεων της πρόσφατης πενταετίας. Οι αναθεωρημένες φορολογικές ελαστικότητες που υπολογίζονται στο παρόν άρθρο θα αξιοποιηθούν για την αξιολόγηση της ύπαρξης αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας.

4 ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ ΤΟΥ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΟΣ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΗΣ ΕΥΡΩΣΤΙΑΣ ΤΟΥ ΦΠΑ

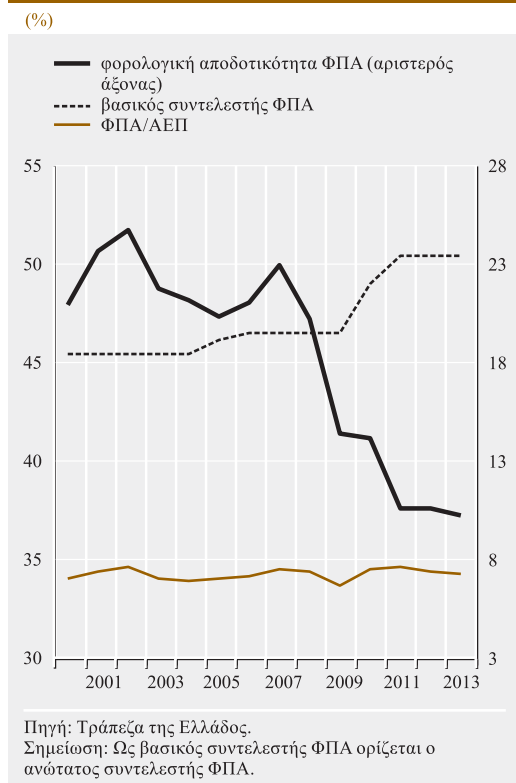
Στο παρόν τμήμα εξετάζονται οι προσδιοριστικοί παράγοντες φορολογικής αποδοτικότητας του ΦΠΑ (βλ. σχέση (3)) προκειμένου να συναχθούν συμπεράσματα για πιθανά αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας του ΦΠΑ.

Αξίζει να επισημανθεί ότι οι αυξήσεις στους συντελεστές ΦΠΑ έπαιξαν σημαντικό ρόλο στη δημοσιονομική προσπάθεια, ειδικά την περίοδο 2010-2011.⁴ Ωστόσο, παρά τις διαδο-

⁴ Το α' τρίμηνο του 2010 οι συντελεστές ΦΠΑ αυξήθηκαν σε 21%, 10% και 5% από 19%, 9% και 4,5% όπως είχαν διαμορφωθεί το 2005. Το β' τρίμηνο του 2010 οι συντελεστές αυξήθηκαν περαιτέρω σε 21%, 11% και 5,5%. Το γ' τρίμηνο του 2010 ο υψηλός συντελεστής διαμορφώθηκε σε 23%. Το α' τρίμηνο του 2011 ο μεσαίος και ο χαμηλός συντελεστής αυξήθηκαν περαιτέρω σε 13% και 6,5%. Από το γ' τρίμηνο του 2011 ο υψηλός συντελεστής 23% επεκτάθηκε σε μεγαλύτερη βάση προϊόντων, π.χ. υπηρεσίες εστίασης, οι οποίες προηγουμένως επιβαρύνονταν με το μεσαίο συντελεστή 13%. Ωστόσο, από την 1η Αυγούστου ο συντελεστής στις υπηρεσίες εστίασης επανήλθε στο επίπεδο του 13% (βλ. Τράπεζα της Ελλάδος, 2010-2014).



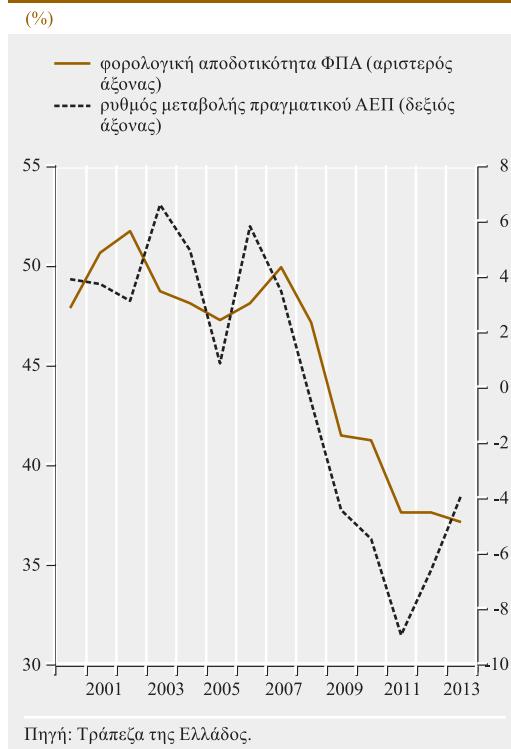
Διάγραμμα 3 Η φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ



χικές αυξήσεις στους συντελεστές ΦΠΑ, δεν επιτεύχθηκε ουσιαστική ανάκαμψη του λόγου εσόδων ΦΠΑ προς ΑΕΠ (βλ. Διάγραμμα 3). Επιπρόσθετα, η φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ υποχώρησε σημαντικά τα τελευταία χρόνια, από περίπου 50% το 2007 σε περίπου 41% το 2009-2010 και περαιτέρω σε 38% το 2011-2013, αν και προσφάτως παρατηρείται επιβράδυνση του εν λόγω ρυθμού μείωσης.

Προηγούμενες μελέτες (βλ. Sancak et al. 2010, Τράπεζα της Ελλάδος 2013β και 2014β, OECD 2013 και Tagkalakis 2014β) έχουν υποστηρίξει ότι η φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ επηρεάζεται από τη φάση του οικονομικού κύκλου, όπως παρουσιάζεται στα Διαγράμματα 4 και 5 στα οποία αντιπαρατίθεται η φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ με δύο εναλλακτικούς δείκτες οικονομικής κατάστασης. Το γεγονός αυτό αποδίδεται σε διάφορους παράγοντες, μεταξύ άλλων στις μεταβολές της συμπεριφοράς των καταναλωτών σε

Διάγραμμα 4 Φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ και ρυθμός ανάπτυξης

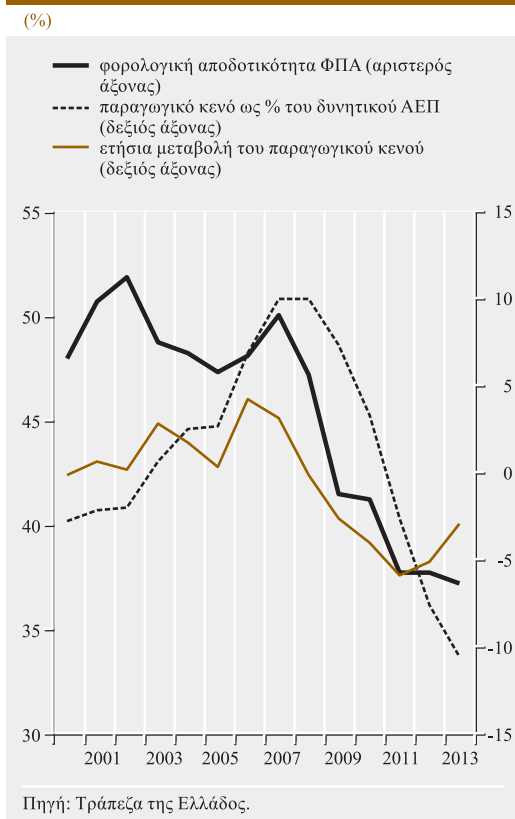


περιόδους ύφεσης, οι οποίες οδηγούν σε αύξηση του μεριδίου των αγαθών πρώτης ανάγκης στη συνολική κατανάλωση και ακολούθως σε πτώση των εσόδων, δεδομένου ότι τα αγαθά πρώτης ανάγκης επιβαρύνονται με χαμηλότερο συντελεστή ΦΠΑ. Επιπλέον, σε περιόδους ύφεσης, που χαρακτηρίζονται από περιορισμένη ρευστότητα και έλλειψη εμπιστοσύνης, παρατηρείται υποχώρηση της φορολογικής συμμόρφωσης και ακολούθως αύξηση της φοροδιαφυγής (βλ. IMF 2013, Poghosyan 2011, Brondolo 2009, Sancak et al. 2010). Τέλος, τα προβλήματα φοροδιαφυγής και φοροαποφυγής επιτείνονται όταν υφίστανται αδυναμίες στη φορολογική διοίκηση.

4.1 ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιούνται τριμηνιαία εθνικολογιστικά στοιχεία για τα έσοδα ΦΠΑ, την ιδιωτική κατανάλωση και το ΑΕΠ για την περίοδο α' τρίμηνο 2000-δ' τρί-

Διάγραμμα 5 Φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ και παραγωγικό κενό



μηνο 2013. Ακολουθώντας τις προαναφερθείσες μελέτες, διερευνάται η επίδραση των κυκλικών οικονομικών συνθηκών στη φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ. Συγκεκριμένα εκτιμάται η παρακάτω σχέση (4):⁵

$$\Delta \log(\text{φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ})_i = \alpha + \beta * \Delta(\text{δείκτης οικονομικών συνθηκών})_i + \gamma * \text{λοιπές μεταβλητές} + \varepsilon_i \quad (4)$$

Προκειμένου να αποφευχθεί η επίδραση εποχικών παραγόντων, εξετάζονται οι ετήσιες μεταβολές, για παράδειγμα: $\Delta \log(\text{φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ})_i = \log(\text{φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ})_i - \log(\text{φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ})_{i-4}$. Ο συντελεστής β , ο οποίος μετρά τη μεταβολή στη φορολογική αποδοτικότητα ως συνέπεια της μεταβολής του δείκτη οικονομικών συνθηκών, θα αξιοποιηθεί στη συνέχεια προς διερεύνηση των αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας.

Η βασική δυσκολία στην εκτίμηση της σχέσης (4) είναι η επιλογή του κατάλληλου δείκτη οικονομικών συνθηκών. Ο δείκτης αυτός θα πρέπει να αντανακλά την απόκλιση μεταξύ των τρεχουσών οικονομικών συνθηκών και του δυνητικού προϊόντος. Με ετήσια στοιχεία θα έπρεπε να χρησιμοποιηθεί το παραγωγικό κενό, δηλαδή η διαφορά ανάμεσα στο πραγματικό ΑΕΠ και το δυνητικό προϊόν το οποίο έχει υπολογιστεί μέσω της προσέγγισης της συνάρτησης παραγωγής. Στην παρούσα μελέτη ωστόσο, καθώς χρησιμοποιούνται τριμηνιαία στοιχεία, κάτι τέτοιο δεν είναι εφικτό.⁶ Συνεπώς, προκύπτει η ανάγκη κατασκευής ανάλογου προσεγγιστικού δείκτη προς ενσωμάτωση στην παραπάνω εξίσωση. Ειδικότερα εξετάζονται τρεις εναλλακτικές προσεγγιστικές μεταβλητές, οι οποίες παρουσιάζονται στο Παράρτημα Α.

Κατά την οικονομετρική διερεύνηση εξετάζονται διάφορες μορφές της σχέσης (4). Σε ορισμένες περιπτώσεις θα χρησιμοποιηθεί η ψευδομεταβλητή EAP (Economic Adjustment Programme), η οποία λαμβάνει την τιμή 1 από το β' τρίμηνο του 2010 και έπειτα και την τιμή 0 όλες τις προηγούμενες περιόδους, δηλαδή καλύπτει την περίοδο εφαρμογής του Προγράμματος Οικονομικής Προσαρμογής (ΠΟΠ). Επιπρόσθετα, σε άλλες περιπτώσεις χρησιμοποιούνται οι παρακάτω ψευδομεταβλητές:

- D2010 ισούται με 1 από το β' τρίμηνο του 2010 και έπειτα (διαφορετικά λαμβάνει τιμή ίση με το 0),
- D2011 ισούται με 1 από το α' τρίμηνο του 2011 και έπειτα (διαφορετικά λαμβάνει τιμή ίση με το 0),
- D2012 ισούται με 1 από το α' τρίμηνο του 2012 και έπειτα (διαφορετικά λαμβάνει τιμή ίση με το 0),

⁵ Η εκτίμηση γίνεται με OLS (με robust τυπικά σφάλματα).

⁶ Στην πράξη θα μπορούσε να υπολογιστεί το δυνητικό προϊόν μέσω της συνάρτησης παραγωγής και με τριμηνιαία στατιστικά στοιχεία, ωστόσο αυτό αποφεύγεται από τους διεθνείς οργανισμούς λόγω της αυξημένης μεταβλητότητας των στοιχείων και των εποχικών διακυμάνσεων.

- D2013 ισούται με 1 από το α' τρίμηνο του 2013 και έπειτα (διαφορετικά λαμβάνει τιμή ίση με το 0),

Οι τέσσερις αυτές ψευδομεταβλητές λαμβάνουν υπόψη τους μόνιμα μέτρα πολιτικής που υιοθετήθηκαν αντίστοιχα το 2010, 2011, 2012 και 2013. Η χρήση αυτών των μεταβλητών βασίζεται στην υπόθεση ότι κάθε μεταβολή το 2010, 2011 και 2012 είχε επίπτωση (carry-over) και τα επόμενα χρόνια.

Επίσης, ακολουθώντας προηγούμενες μελέτες (π.χ. Sancak et al. 2010) εξετάζουμε την επίδραση της μεταβολής των καταναλωτικών προτύπων και την ικανότητα των φορολογικών αρχών να καταπολεμήσουν τη φοροδιαφυγή μέσω αυξημένων φορολογικών ελέγχων (βλ. Tagkalakis 2013). Για την πρώτη διερεύνηση χρησιμοποιείται η ετήσια μεταβολή του μεριδίου των αγαθών πρώτης ανάγκης στο σύνολο της ιδιωτικής κατανάλωσης.⁷ Για τη δεύτερη διερεύνηση χρησιμοποιείται ο λογάριθμος του

αριθμού των φορολογικών ελέγχων για περιπτώσεις ΦΠΑ ως προσεγγιστική μεταβλητή της προσπάθειας καταπολέμησης της φοροδιαφυγής.⁸

4.2 ΕΥΡΗΜΑΤΑ

Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στους Πίνακες 1-3. Μια μεταβολή του πρώτου δείκτη οικονομικών συνθηκών (με βάση το δυνητικό ΑΕΠ) κατά 1 εκατοστιαία μονάδα (εκ.μ.) του δυνητικού ΑΕΠ αυξάνει τη φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ κατά περίπου 0,70% (βλ.

⁷ Ως αγαθά πρώτης ανάγκης θεωρούνται τα ακόλουθα: τρόφιμα και μη αλκοολούχα ποτά, υπηρεσίες στέγασης, ύδρευση, ηλεκτρισμός, φυσικό αέριο και λοιπά καύσιμα.

⁸ Τα στοιχεία αυτά δημοσιεύονται στον ιστότοπο της Γενικής Γραμματείας Πληροφοριακών Συστημάτων (ΓΓΠΣ 2014). Βασικό μειονέκτημα στη χρήση αυτών των στοιχείων αποτελεί το γεγονός ότι καλύπτουν μόνο την περίοδο 2012-2013. Για να μπορέσουμε να χρησιμοποιήσουμε τη μεταβλητή αυτή στις εκτιμήσεις μας, δεχθήκαμε την υπόθεση ότι την προγενέστερη περίοδο (πριν από το 2012) ο αριθμός των συγκεκριμένων ελέγχων ήταν μηδενικός. Η υπόθεση αυτή είναι υπεραπλουστευτική και πιθανότατα υποεκτιμά τη σημασία των φορολογικών ελέγχων. Συνεπώς απαιτείται ιδιαίτερη προσοχή κατά την αξιολόγηση της όποιας ποσοτικής επίπτωσης των αποτελεσμάτων.

Πίνακας 1 Φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ και παραγωγικό κενό (με βάση το δυνητικό ΑΕΠ)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Εξαρτημένη μεταβλητή	Δlog (Φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ)							
Δ(παραγωγικό κενό)	0,701 (2,321)**	1,174 (1,84)*	1,168 (1,62)	0,641 (2,09)**	1,311 (2,00)*	1,123 (1,64)	1,019 (3,23)***	1,212 (1,87)*
EAP		0,047 (0,99)			0,069 (1,30)			0,0247 (0,46)
D2010			0,046 (0,78)		0,039 (0,72)			
D2011			-0,045 (-1,43)		-0,036 (-1,12)			
D2012			0,095 (1,95)*		0,094 (2,06)**			
D2013			-0,050 (-0,96)		0,018 (0,41)			
Δ(μερίδιο αγαθών πρώτης ανάγκης)				-0,267 (-2,03)**	-0,404 (-2,25)**	-0,601 (-3,22)***	-0,5199 (-3,34)***	-0,538 (-2,96)***
log(έλεγχος ΦΠΑ)							0,0115 (2,61)**	0,0101 (2,61)**
Σταθερός όρος	-0,015 (-1,52)	-0,0256 (-1,43)	-0,025 (-1,34)	-0,0164 (-1,64)	-0,032 (-1,71)*	-0,033 (-1,69)*	-0,0294 (-2,41)**	-0,034 (-1,74)
R ²	0,0966	0,1259	0,1820	0,12354	0,1810	0,2613	0,2476	0,2530
N	52	52	52	52	52	52	52	52

Σημείωση: OLS με robust τυπικά σφάλματα, ***, **, * στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα (t-statistics στις παρενθέσεις).

Πίνακας 2 Φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ και παραγωγικό κενό (με βάση την ΗΡ τάση του πραγματικού ΑΕΠ)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Εξαρτημένη μεταβλητή	Δlog (Φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ)							
Δ(παραγωγικό κενό)	1,003 (1,91)*	0,941 (1,71)*	0,902 (1,30)	1,32 (2,35)**	1,387 (2,08)**	1,060 (1,52)	1,3491 (2,45)**	1,161 (1,73)*
EAP		-0,0143 (-0,63)			0,0081 (0,30)			0,029 (-0,96)
D2010			-0,006 (-0,19)			-0,006 (-0,19)		
D2011			-0,054 (-1,79)*			-0,044 (-1,42)		
D2012			0,089 (1,85)*			0,087 (1,91)*		
D2013			-0,047 (-0,88)			0,024 (0,55)		
Δ(μερίδιο αγαθών πρώτης ανάγκης)				-0,497 (-3,32)***	-0,532 (-2,33)**	-0,685 (-2,91)***	-0,659 (-3,32)***	-0,620 (-2,72)**
log(έλεγχος ΦΠΑ)							0,006 (1,60)	0,009 (2,27)**
Σταθερός όρος	-0,018 (-1,74)*	-0,0140 (-1,01)	-0,014 (-0,96)	-0,019 (-1,92)*	-0,022 (-1,41)	-0,023 (-1,46)	-0,027 (-2,25)**	-0,023 (-1,46)
R ²	0,0711	0,0777	0,1283	0,1597	0,1617	0,2301	0,2033	0,2165
N	52	52	52	52	52	52	52	52

Σημείωση: OLS με robust τυπικά σφάλματα, ***, **, * στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα (t-statistics στις παρενθέσεις).

Πίνακα 1, στήλη 1). Λαμβάνοντας υπόψη τις ψευδομεταβλητές EAP και D2010-D2013, ο συντελεστής του δείκτη οικονομικών συνθηκών αυξάνεται σε περίπου 1,17% στις στήλες 2 και 3 του Πίνακα 1. Η εκτίμηση του συντελεστή του δείκτη οικονομικών συνθηκών παρουσιάζει ελαφρά μεταβλητότητα όταν εξετάζεται η επίπτωση της μεταβολής των καταναλωτικών προτύπων (στήλες 4-6, σε σχέση με στήλες 1-3), όμως συνολικά δεν υπάρχουν σημαντικές μεταβολές στα αποτελέσματα.

Κατά την εξέταση τόσο της επίπτωσης της μεταβολής των καταναλωτικών προτύπων όσο και του αριθμού των φορολογικών ελέγχων, ο συντελεστής του δείκτη οικονομικών συνθηκών διαμορφώνεται στο 1,019% (στήλη 7) και αυξάνεται στο 1,212% (στήλη 8) αφού περιληφθεί στις εκτιμήσεις μας η ψευδομεταβλητή EAP. Συνολικά, όταν το παραγωγικό κενό (όπως προσεγγίζεται από τον πρώτο δείκτη οικονομικών συνθηκών) περιοριστεί κατά 1 εκ.μ., η φορολογική αποδοτικότητα αυξάνεται από 0,29-0,55

εκ.μ. (οι τιμές αυτές αντιστοιχούν στις εκτιμήσεις 0,641% και 1,212% στις στήλες 4 και 8).⁹

Όπως έχει προαναφερθεί, η αύξηση του μεριδίου των αγαθών πρώτης ανάγκης στη συνολική καταναλωτική δαπάνη περιορίζει τη φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ, καθώς τα αγαθά αυτά φορολογούνται συνήθως με το χαμηλό συντελεστή ΦΠΑ (βλ. στήλες 4-8 του Πίνακα 1). Αντιθέτως, η αύξηση των φορολογικών ελέγχων ασκεί θετική επίδραση στη φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ (βλ. στήλες 7-8 του Πίνακα 1).

Στον Πίνακα 2 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για το δεύτερο δείκτη οικονομικών συνθηκών (με βάση την ΗΡ τάση του πραγματικού ΑΕΠ). Τα αποτελέσματα είναι ανάλογα με αυτά του Πίνακα 1, υποδηλώνοντας μια θετική

⁹ Οι υπολογισμοί βασίζονται στη μέση φορολογική αποδοτικότητα στο δείγμα, η οποία ισούται με 45,4%. Αν αντίθετα χρησιμοποιηθεί ο μέσος όρος της περιόδου 2011-2013 (37,5%), τότε η αύξηση που καταγράφεται είναι 0,24 και 0,45 εκ.μ. αντίστοιχα.

Πίνακας 3 Φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ και ρυθμός ανάπτυξης ($\Delta\log(\text{πραγματικό ΑΕΠ})$)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Εξαρτημένη μεταβλητή	$\Delta\log$ (Φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ)							
$\Delta\log$ (πραγματικό ΑΕΠ)	0,497 (2,26)**	1,007 (1,76)*	0,995 (1,59)	0,438 (1,89)*	1,018 (1,81)*	0,870 (1,44)	0,741 (3,08)***	0,942 (1,68)*
EAP		0,066 (1,12)			0,079 (1,28)			0,033 (0,53)
D2010			0,061 (0,90)			0,047 (0,72)		
D2011			-0,042 (-1,34)			-0,035 (-1,11)		
D2012			0,095 (1,94)*			0,095 (2,05)**		
D2013			-0,0468 (-0,91)			0,016 (0,33)		
Δ (μερίδιο αγαθών πρώτης ανάγκης)				-0,225 (-1,59)	-0,315 (-2,07)**	-0,519 (-2,93)***	-0,450 (-2,96)***	-0,456 (-2,88)***
$\log$ (έλεγχος ΦΠΑ)							0,012 (2,65)**	0,010 (2,59)**
Σταθερός όρος	-0,020 (-1,87)*	-0,039 (-1,59)	-0,039 (-1,47)	-0,020 (-1,93)*	-0,044 (-1,74)*	-0,043 (-1,63)	-0,036 (-2,75)***	-0,044 (-1,73)*
R^2	0,0956	0,1429	0,1998	0,1139	0,1772	0,2573	0,2417	0,2504
N	52	52	52	52	52	52	52	52

Σημείωση: OLS με robust τυπικά σφάλματα, ***, **, * στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα (t-statistics στις παρενθέσεις).

συσχέτιση μεταξύ φορολογικής αποδοτικότητας και οικονομικής συγκυρίας. Αντίστοιχη εικόνα προκύπτει και από τον Πίνακα 3, όπου παρουσιάζονται τα αποτελέσματα στην περίπτωση της τρίτης προσεγγιστικής μεταβλητής, του ρυθμού μεταβολής του πραγματικού ΑΕΠ (ή ρυθμού ανάπτυξης).

Όπως αποτυπώνεται στα στοιχεία των Πινάκων 1-3, οι εκτιμήσεις αποδυναμώνονται όταν λαμβάνεται υπόψη η επίδραση μόνιμων παρεμβάσεων πολιτικής (π.χ. μεταβολές των μεσαίων και χαμηλών συντελεστών ΦΠΑ, βελτιώσεις στη φορολογική διοίκηση) με την εισαγωγή στην εξίσωση των τεσσάρων ψευδομεταβλητών. Ωστόσο, τα ποιοτικά συμπεράσματα εξακολουθούν να ισχύουν. Είναι ενδιαφέρον επίσης να επισημανθεί ότι οι παρεμβάσεις πολιτικής του 2012 (ή και η επαναφορά σε τροχιά προόδου όσον αφορά την εφαρμογή του ΠΟΠ από το δεύτερο εξάμηνο και έπειτα) επέδρασαν θετικά στη φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ.

Συνολικά, σύμφωνα με τις εκτιμήσεις μας, μια αύξηση του πραγματικού ΑΕΠ κατά 1% βελτιώνει τη φορολογική αποδοτικότητα από 0,20 εκ.μ. έως 0,43 εκ.μ. (οι τιμές αυτές αντιστοιχούν στις εκτιμήσεις 0,438% και 0,942% στις στήλες 4 και 8 του Πίνακα 3).¹⁰

4.3 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΗΣ ΕΥΡΩΣΤΙΑΣ ΤΟΥ ΦΠΑ

Στην παρούσα ενότητα, αξιοποιώντας τις παραπάνω εκτιμήσεις, συνάγονται κάποια συμπεράσματα (βάσει μιας απλής άσκησης) για τα αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας του ΦΠΑ.

Αρχικά, λαμβάνονται υπόψη δύο τιμές για την ημιελαστικότητα (συντελεστής β από τη σχέση (4)) της φορολογικής αποδοτικότητας του ΦΠΑ

¹⁰ Οι υπολογισμοί βασίζονται στη μέση φορολογική αποδοτικότητα στο δείγμα, η οποία ισούται με 45,4%. Αν αντίθετα χρησιμοποιηθεί ο μέσος όρος της περιόδου 2011-2013 (37,5%), τότε η αύξηση που καταγράφεται είναι 0,16 και 0,35 εκ.μ. αντίστοιχα.

ως προς το παραγωγικό κενό (τη χαμηλή τιμή 0,64% και την υψηλή τιμή 1,21% – Πίνακας 1), καθώς επίσης και δύο τιμές για την ελαστικότητα (συντελεστής β από τη σχέση (4)) της φορολογικής αποδοτικότητας του ΦΠΑ ως προς το ρυθμό ανάπτυξης (τη χαμηλή τιμή 0,44% και την υψηλή τιμή 0,94% – Πίνακας 3).

Εν συνεχεία, προκειμένου να υπολογιστούν τα αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας για την περίοδο 2014-2016, χρησιμοποιούνται τα παρακάτω στατιστικά δεδομένα για το 2013: η φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ, ο λόγος εσόδων ΦΠΑ/ιδιωτική κατανάλωση (ή effective VAT rate), καθώς και οι προβλέψεις του IMF (2013) και της Ευρωπαϊκής Επιτροπής (European Commission 2014α) για το 2014-2016 όσον αφορά την εξέλιξη του παραγωγικού κενού, την ιδιωτική κατανάλωση και το ρυθμό ανάπτυξης. Παράλληλα γίνεται η υπόθεση ότι ο βασικός φορολογικός συντελεστής ΦΠΑ θα παραμείνει στο 23% την περίοδο 2014-2016.

Η άσκηση έχει ως εξής:

- Πολλαπλασιάζεται η ημιελαστικότητα (ελαστικότητα) β με την πρόβλεψη για τον περιορισμό του παραγωγικού κενού (ρυθμό ανάπτυξης) το 2014: $\beta * \Delta(\text{παραγωγικό κενό})_{2014}$ ή $\beta * (\text{ρυθμός ανάπτυξης})_{2014}$.
- Από τον παραπάνω υπολογισμό προκύπτει η μεταβολή της φορολογικής αποδοτικότητας το 2014: $\Delta(\text{Φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ})_{2014}$ {με βάση το παραγωγικό κενό} και $\Delta(\text{Φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ})_{2014}$ {με βάση το ρυθμό ανάπτυξης}.

Χρησιμοποιώντας την παραπάνω εκτίμηση και τα στοιχεία για τη φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ το 2013 υπολογίζεται το επίπεδο της φορολογικής αποδοτικότητας του ΦΠΑ το 2014.

- Υποθέτοντας ότι ο βασικός συντελεστής ΦΠΑ θα παραμείνει αμετάβλητος στο 23%, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε τη σχέση: $\text{Φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ (2014)} = (\text{έσοδα ΦΠΑ/ιδιωτική κατανάλωση})/23\%$ για να υπολογίσουμε το λόγο: $\text{έσοδα ΦΠΑ/ιδιωτική κατανάλωση (effective VAT rate)}$ για το 2014.
- Τέλος, αξιοποιώντας τα στοιχεία για το επίπεδο της ιδιωτικής κατανάλωσης το 2013, τα έσοδα ΦΠΑ του 2013, την πρόβλεψη για την εξέλιξη της ιδιωτικής κατανάλωσης το 2014 και το εκτιμημένο (στο προηγούμενο βήμα) effective VAT rate για το 2014, προκύπτει μια εκτίμηση για τα έσοδα ΦΠΑ το 2014. Ακολουθώντας την ίδια διαδικασία λαμβάνονται εκτιμήσεις για τα έσοδα ΦΠΑ για τα έτη 2015 και 2016.

Ο Πίνακας 4 συνοψίζει τα αποτελέσματα αναφορικά με την εξέλιξη της φορολογικής αποδοτικότητας του ΦΠΑ και του effective VAT rate την περίοδο 2014-2016. Στις στήλες 1 και 3 εμφανίζονται οι εκτιμήσεις με βάση το

Πίνακας 4 Φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ και effective VAT rate (ετήσιοι μέσοι όροι των χαμηλών και υψηλών ελαστικότητων και ημιελαστικότητων)

Έτος	1	2	3	4
	Effective VAT rate (με βάση το παραγωγικό κενό)	Effective VAT rate (με βάση το ρυθμό ανάπτυξης)	Φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ (με βάση το παραγωγικό κενό)	Φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ (με βάση το ρυθμό ανάπτυξης)
2013	8,56%	8,56%	37,22%	37,22%
2014	8,65%	8,60%	37,62%	37,37%
2015	8,86%	8,77%	38,53%	38,12%
2016	9,06%	8,99%	39,41%	39,10%

Πίνακας 5 Φορολογική αποδοτικότητα ΦΠΑ (σωρευτικά έσοδα ΦΠΑ για το 2014-2016)

Εκτίμηση	Με βάση το ρυθμό ανάπτυξης (δισεκ. ευρώ)	Με βάση το ρυθμό ανάπτυξης (ως % του ΑΕΠ του 2013)	Με βάση το παραγωγικό κενό (δισεκ. ευρώ)	Με βάση το παραγωγικό κενό (ως % του ΑΕΠ του 2013)
Μέση	0,9	0,52%	1,0	0,58%
Χαμηλή	0,7	0,39%	0,8	0,45%
Υψηλή	1,2	0,65%	1,3	0,70%

παραγωγικό κενό (προσέγγιση συνάρτησης παραγωγής) και στις στήλες 2 και 4 εμφανίζονται οι εκτιμήσεις με βάση το ρυθμό ανάπτυξης. Οι τιμές που παρατίθενται στον Πίνακα 4 αποτελούν το μέσο όρο των εκτιμήσεων (για τη φορολογική αποδοτικότητα ή το effective VAT rate) με βάση τις χαμηλές και υψηλές τιμές των ημιελαστικοτήτων και ελαστικοτήτων που έχουν χρησιμοποιηθεί.

Από την παραπάνω άσκηση προκύπτει ότι η προσδοκώμενη βελτίωση των οικονομικών συνθηκών την τριετία 2014-2016 θα αυξήσει τη φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ. Κάτι τέτοιο μπορεί να οδηγήσει, κατά μέσο όρο (με βάση την απλή άσκηση που περιγράψαμε παραπάνω), σε σωρευτικά φορολογικά οφέλη ύψους 0,9 έως 1,0 δισεκ. ευρώ ή 0,52-0,58% του ΑΕΠ του 2013 (βλ. Πίνακα 5). Αν χρησιμοποιηθούν οι υψηλές τιμές των εκτιμήσεών μας, τα πρόσθετα έσοδα ΦΠΑ μπορούν να ανέλθουν σε 1,3 δισεκ. ευρώ ή 0,7% του ΑΕΠ του 2013. Με βάση τις χαμηλές τιμές των εκτιμήσεών μας, τα οφέλη θα ανέλθουν σε 0,7 δισεκ. ευρώ ή 0,39% του ΑΕΠ του 2013 (βλ. Πίνακα 5).

Οι παραπάνω εκτιμήσεις δεν περιλαμβάνουν την επίπτωση της μεταστροφής των καταναλωτικών προτύπων προς αγαθά πρώτης ανάγκης ούτε τη βελτίωση της φορολογικής διοίκησης και εντατικοποίηση της μάχης κατά της φοροδιαφυγής (με αύξηση των φορολογικών ελέγχων).

Σύμφωνα με τα διαθέσιμα στοιχεία, το μερίδιο της κατανάλωσης αγαθών πρώτης ανάγκης στη συνολική κατανάλωση διαμορφώθηκε σε περίπου 29,0% το 2013 από 26,0% το 2007. Δεδομένου ότι τα εν λόγω αγαθά φορολο-

γούνται με χαμηλότερο συντελεστή ΦΠΑ, προκύπτει το συμπέρασμα ότι, εάν συνεχιστεί αυτή η τάση, υπάρχει περίπτωση να αποδυναμωθούν τα έσοδα ΦΠΑ. Ωστόσο, η διαφαινόμενη βελτίωση της οικονομικής δραστηριότητας, στο βαθμό που θα συνοδευθεί το προσεχές διάστημα με αύξηση των αποδοχών, βελτίωση της απασχόλησης και πώση της ανεργίας, μπορεί να οδηγήσει σε αντιστροφή της παραπάνω τάσης και στην περαιτέρω ενίσχυση των εσόδων ΦΠΑ.¹¹

Επιπλέον, είναι γνωστό ότι, εξαιτίας της οικονομικής κρίσης, της σημαντικής αβεβαιότητας που τη συνόδευσε και της πτώσης της καταναλωτικής εμπιστοσύνης, πολλά νοικοκυριά ανέβαλαν την αγορά διαρκών καταναλωτικών αγαθών (που επιβαρύνονται με υψηλό συντελεστή ΦΠΑ), με αποτέλεσμα να επηρεαστούν αρνητικά τα έσοδα ΦΠΑ. Συνεπώς, η ανάκαμψη της οικονομίας, σε συνδυασμό με τη βελτίωση των προοπτικών και την ενδυνάμωση της εμπιστοσύνης, μπορεί να συμβάλει σε μεγαλύτερη του αναμενομένου αύξηση της κατανάλωσης διαρκών καταναλωτικών αγαθών, ενισχύοντας τα μελλοντικά φορολογικά έσοδα.

4.4 ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΗΣ ΕΥΡΩΣΤΙΑΣ

Προκειμένου να αξιολογηθούν οι επιπτώσεις των εκτιμήσεών μας στα φορολογικά έσοδα, θεωρούμε ως σενάριο βάσης (baseline) την

¹¹ Χρησιμοποιώντας την προηγούμενη μεθοδολογία και τις εκτιμήσεις του Πίνακα 1 (που αφορούν το παραγωγικό κενό υπολογισμένο βάσει της συνάρτησης παραγωγής) μπορούμε να υπολογίσουμε ότι, αν έως το 2016 υποχωρήσει το μερίδιο των αγαθών πρώτης ανάγκης στη συνολική κατανάλωση στα επίπεδα του 2007, τότε τα συνολικά σωρευτικά φορολογικά οφέλη της περιόδου 2014-2016 θα μπορούσαν να φθάσουν έως και σε 1,6 δισεκ. ευρώ (από 1,3 δισεκ. ευρώ).

εκτίμηση του ΟΟΣΑ, δηλαδή ότι η ελαστικότητα εσόδων από ΦΠΑ ως προς το παραγωγικό κενό διαμορφώνεται σε 1 (Girouard and André 2005).¹²

Εν συνεχεία γίνεται η υπόθεση ότι τα έσοδα ΦΠΑ μπορούν να επιμεριστούν σε δύο συνιστώσες: α) το τμήμα που επηρεάζεται από τις μεταβολές της οικονομικής δραστηριότητας και β) το τμήμα που ενσωματώνει άλλους παράγοντες, όπως μεταβολές πολιτικής. Η παρακάτω άσκηση δίδει έμφαση στο πρώτο τμήμα και συγκρίνει τα έσοδα που προκύπτουν υπό το βασικό σενάριο όπου χρησιμοποιείται η εκτίμηση ΟΟΣΑ, σε σχέση με τα εναλλακτικά σενάρια όπου χρησιμοποιούνται οι εκτιμήσεις του Πίνακα 5.

Προκειμένου να υπολογιστούν τα πρόσθετα φορολογικά οφέλη ΦΠΑ για την περίοδο 2014-2016, χρησιμοποιούνται οι προβλέψεις της Ευρωπαϊκής Επιτροπής (European Commission 2014β) και του IMF (2014) για το 2014-2016 όσον αφορά την εξέλιξη του παραγωγικού κενού (περιορίζεται κατά 1,13 εκ.μ. το 2014, 2,59 εκ.μ. το 2015 και 2,43 εκ.μ. το 2016). Παράλληλα γίνεται η υπόθεση ότι οι συντελεστές ΦΠΑ μένουν αμετάβλητοι την περίοδο 2014-2016.

Με βάση την απλή άσκηση που περιγράφεται στο Παράρτημα Β, υπολογίζονται τα πρόσθετα έσοδα ΦΠΑ για την περίοδο 2014-2016 που απορρέουν από τις υποθέσεις του σεναρίου βάσης. Συνεπώς, σύμφωνα με το σενάριο βάσης, που βασίζεται σε προηγούμενες εκτιμήσεις του ΟΟΣΑ, τα έσοδα από ΦΠΑ αναμένεται να αυξηθούν κατά 0,8 δισεκ. ευρώ ή 0,42% του ΑΕΠ την περίοδο 2014-2016 (σε σχέση με το 2013). Ωστόσο, όπως προκύπτει από τον Πίνακα 5, οι αναθεωρημένες εκτιμήσεις που βασίζονται στη βελτίωση της φορολογικής αποδοτικότητας του ΦΠΑ είναι δυνατόν να συντελέσουν σε βελτίωση των εσόδων έως και 1,3 δισεκ. ευρώ ή 0,70% του ΑΕΠ την περίοδο 2014-2016.

Επιπλέον, αξιοποιώντας τις προβλέψεις των διεθνών οργανισμών για την εξέλιξη του ονο-

μαστικού ΑΕΠ υπολογίζεται ότι η έμμεση εκτιμώμενη ελαστικότητα των εσόδων από ΦΠΑ ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ θα διαμορφωθεί κατά μέσο όρο σε 1,2-1,3 την περίοδο 2014-2016 (έναντι 0,8 όπως προκύπτει από τις υποθέσεις του σεναρίου βάσης).¹³ Δηλαδή, με αμετάβλητους συντελεστές, ο λόγος των εσόδων ΦΠΑ ως προς το ΑΕΠ προβλέπεται να αυξηθεί τη διετία 2015-2016 σε σχέση με τα επίπεδα του 2013. Θα πρέπει να επισημανθεί ότι η Τράπεζα της Ελλάδος είχε κάνει λόγο για πιθανή αύξηση της ελαστικότητας των έμμεσων φόρων ως προς το ΑΕΠ σε επίπεδα υψηλότερα της μονάδας (βλ. Τράπεζα της Ελλάδος 2013β και Tagkalakis 2014α).

4.5 ΒΑΣΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Τα βασικά συμπεράσματα που προκύπτουν είναι τα ακόλουθα: Η διαφαινόμενη οικονομική ανάκαμψη το 2014 και η επιτάχυνση της ανάπτυξης το 2015-2016 είναι δυνατόν να συμβάλουν σε αύξηση της φορολογικής αποδοτικότητας του ΦΠΑ. Το ανωτέρω μεταφράζεται σε επιπλέον φορολογικά έσοδα, τα οποία μπορούν να ανέλθουν έως και 1,3 δισεκ. ευρώ την περίοδο 2014-2016, δηλαδή περίπου 500 εκατ. ευρώ πάνω από τις εκτιμήσεις του σεναρίου βάσης.

Επιπλέον, αξιοποιώντας τις προβλέψεις των διεθνών οργανισμών για την εξέλιξη του ονομαστικού ΑΕΠ, υπολογίζεται ότι η έμμεση (implied) ελαστικότητα των εσόδων από ΦΠΑ ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ θα διαμορφωθεί κατά μέσο όρο σε 1,2-1,3 την περίοδο 2014-2016 (έναντι 0,8 όπως προκύπτει από τις υποθέσεις του σεναρίου βάσης).¹⁴ Δηλαδή, με

¹² Στην πράξη οι Girouard and André (2005) εξετάζουν το σύνολο των έμμεσων φόρων. Ωστόσο, δεν προβλέπεται ότι θα υπάρξει σημαντική διαφοροποίηση και στην περίπτωση που χρησιμοποιηθούν αποκλειστικά τα έσοδα από ΦΠΑ.

¹³ Οι Belinga et al. (2014), εξετάζοντας 34 χώρες του ΟΟΣΑ, υπολογίζουν ότι στη βραχυχρόνια περίοδο μια αύξηση του ονομαστικού ΑΕΠ κατά 1% θα συμβάλει σε αύξηση των φορολογικών εσόδων από ΦΠΑ κατά 0,92%. Αντίθετα, στη μακροχρόνια περίοδο η επίπτωση είναι 0,98% (βλ. Πίνακα 3, σελ. 12 του εν λόγω άρθρου).

¹⁴ Αν ληφθεί υπόψη και η πιθανότητα αντιστροφής της τάσης αύξησης του μεριδίου των αγαθών πρώτης ανάγκης στη συνολική κατανάλωση και η επιστροφή του στα προ κρίσης επίπεδα έως το 2016, τότε τα πρόσθετα έσοδα ΦΠΑ (σε σχέση με το σενάριο βάσης) θα μπορούσαν να ανέλθουν έως και σε 800 εκατ. ευρώ, ενώ η έμμεση (implied) ελαστικότητα των εσόδων από ΦΠΑ ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ θα διαμορφωνόταν κοντά στο 1,5.

αμετάβλητους συντελεστές, ο λόγος των εσόδων ΦΠΑ ως προς το ΑΕΠ προβλέπεται να αυξηθεί τη διετία 2015-2016 σε σχέση με τα επίπεδα του 2013.

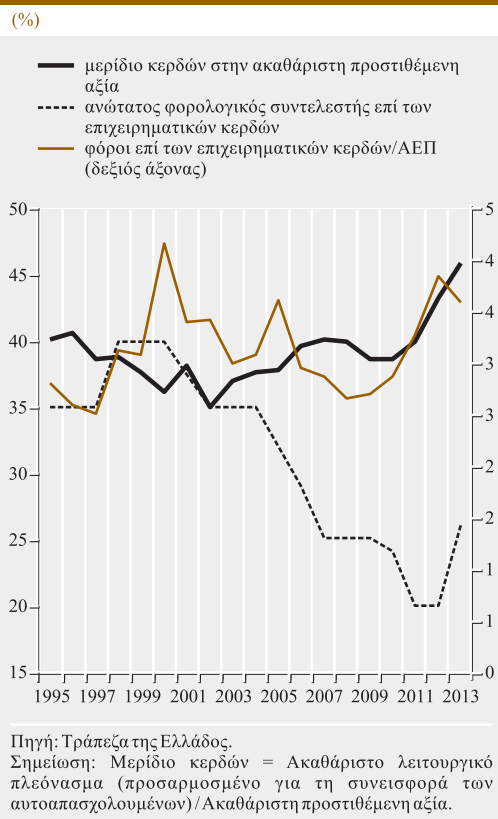
Πρόσθετα οφέλη μπορούν να προκύψουν από μια πιθανή μεταστροφή των καταναλωτικών προτύπων στα προ κρίσης επίπεδα, καθώς και από τη βελτίωση της φορολογικής διοίκησης και την πιο αποτελεσματική μάχη κατά της φοροδιαφυγής. Θα πρέπει ωστόσο να διατυπωθεί με σαφήνεια το γεγονός ότι η χαμηλή φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ στην Ελλάδα σε σχέση με τα άλλα μέλη του ΟΟΣΑ (38% το 2011 στην Ελλάδα, έναντι 67% στις χώρες του ΟΟΣΑ εξαιρουμένης της Ελλάδος) οφείλεται και στο σημαντικό αριθμό εξαιρέσεων από το βασικό συντελεστή (π.χ. εκτεταμένη χρήση χαμηλών συντελεστών ΦΠΑ). Συνεπώς, προσαπαιτούμενο για τη βελτίωση της φορολογικής αποδοτικότητας είναι και η υιοθέτηση ενός ορθολογικότερου πλαισίου ΦΠΑ (βλ. IMF 2014 και OECD 2013).

5 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΗΣ ΕΥΡΩΣΤΙΑΣ ΣΤΑ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΑ ΕΣΟΔΑ ΑΠΟ ΕΠΙΧΕΙΡΗΜΑΤΙΚΗ ΔΡΑΣΤΗΡΙΟΤΗΤΑ

Σε πρόσφατη μελέτη των Belinga et al. (2014) παρουσιάζονται εμπειρικές αποδείξεις για την ύπαρξη σημαντικών αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας σε χώρες του ΟΟΣΑ, ιδιαίτερα όσον αφορά το φόρο εισοδήματος νομικών προσώπων.¹⁵ Ως βασική ερμηνεία για αυτό το εύρημα προβάλλεται η σταδιακή και συνεχιζόμενη κάμψη του μεριδίου του εισοδήματος από την εργασία (και η αντίστοιχη άνοδος του μεριδίου των κερδών) στο συνολικό εισόδημα. Όπως επισημαίνουν οι συγγραφείς, η κάμψη αυτή (η οποία προβλέπεται να συνεχιστεί) είναι ταχύτερη στις χώρες που εφαρμόζουν αυστηρά προγράμματα δημοσιονομικής πειθαρχίας και έχουν υψηλή ανεργία.

Στην Ελλάδα τα τελευταία χρόνια ο λόγος των φόρων των επιχειρηματικών κερδών προς το ΑΕΠ κινείται παράλληλα με το μερίδιο των

Διάγραμμα 6 Μερίδιο κερδών και φόροι επί των επιχειρηματικών κερδών ως προς το ΑΕΠ



επιχειρηματικών κερδών στη συνολική ακαθάριστη προστιθέμενη αξία (βλ. Διάγραμμα 6). Επιπλέον, το μερίδιο των επιχειρηματικών κερδών παρουσιάζει αυξητική τάση τα χρόνια της κρίσης (βλ. Διάγραμμα 6).

Με βάση τα παραπάνω στοιχεία, διερευνάται αν υπάρχουν ενδείξεις αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας στα φορολογικά έσοδα από επιχειρηματική δραστηριότητα στην Ελλάδα. Στην παρούσα ανάλυση εφαρμόζεται η μεθοδολογική προσέγγιση της προγενέστερης εργασίας των Girouard and André (2005). Ειδικότερα, αρχικά εκτιμάται η ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων επί των επιχειρηματικών

¹⁵ Συγκεκριμένα οι Belinga et al. (2014) υπολογίζουν ότι στη βραχυχρόνια περίοδο μια αύξηση του ονομαστικού ΑΕΠ κατά 1% θα συμβάλει σε αύξηση των φορολογικών εσόδων από το φόρο εισοδήματος νομικών προσώπων κατά 1,96%. Αντίστοιχα, στη μακροχρόνια περίοδο η επίπτωση είναι 1,26% (βλ. Πίνακα 3, σελ. 12 του εν λόγω άρθρου).

κερδών σε σχέση με το μερίδιο των επιχειρηματικών κερδών στην ακαθάριστη προστιθέμενη αξία (ΑΠΑ) και εν συνεχεία η ελαστικότητα του μεριδίου των κερδών σε σχέση με το παραγωγικό κενό. Από το γινόμενο των δύο ελαστικότητας προκύπτει η ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων από επιχειρηματική δραστηριότητα σε σχέση με το παραγωγικό κενό. Η εν λόγω ελαστικότητα χρησιμοποιείται προκειμένου να διερευνηθεί αν υπάρχουν αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας.

Σύμφωνα με τους Girouard and André (2005), η ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων από επιχειρηματική δραστηριότητα σε σχέση με το παραγωγικό κενό έχει εκτιμηθεί σε 1,08 στην Ελλάδα (και 1,5 στις χώρες του ΟΟΣΑ), ενώ σε προγενέστερη μελέτη του Van den Noord (2000) εκτιμάται σε 0,9. Με βάση δηλαδή τις προηγούμενες μελέτες δεν υπάρχουν σημαντικές ενδείξεις φορολογικής ευρωστίας στην Ελλάδα.

5.1 ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιούνται τριμηνιαία εθνολογιστικά στοιχεία για το φόρο εισοδήματος νομικών προσώπων (ΦΕΝΠ-CIT), το μερίδιο των κερδών, το πραγματικό ΑΕΠ και το δυνητικό ΑΕΠ για την περίοδο α' τρίμηνο 2000-δ' τρίμηνο 2013.¹⁶ Σύμφωνα με τους Girouard and André (2005), εκτιμάται η ακόλουθη σχέση:

*Ελαστικότητα φορολογικών εσόδων από επιχειρηματική δραστηριότητα ως προς το παραγωγικό κενό = Ελαστικότητα φορολογικών εσόδων από επιχειρηματική δραστηριότητα ως προς το μερίδιο των κερδών * Ελαστικότητα του μεριδίου των κερδών ως προς το παραγωγικό κενό* (5)

Προς το σκοπό αυτό, πρώτα διερευνάται οικονομικά η παρακάτω σχέση (6):¹⁷

$$\Delta \log(CIT)_t = \alpha_1 + \beta_1 * \Delta \log(\text{μερίδιο των κερδών})_{t-4} + \gamma_1 * \Delta(\text{ανώτατος φορολογικός συντελεστής στα επιχειρηματικά κέρδη})_t + D2010 + D2011 + D2012 + D2013 + \varepsilon_t \quad (6)$$

Προκειμένου να αποφευχθεί η επίδραση των εποχικών παραγόντων, εξετάζονται οι ετήσιες μεταβολές, δηλαδή $\Delta \log(CIT)_t = \log CIT_t - \log CIT_{t-4}$. Το μερίδιο των κερδών είναι το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα (διορθωμένο ως προς τις εισφορές των αυτοαπασχολούμενων) ως ποσοστό της ακαθάριστης προστιθέμενης αξίας (ΑΠΑ). Εναλλακτικά, ως αριθμητής του προαναφερθέντος λόγου χρησιμοποιείται το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα της συνολικής οικονομίας ή το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα των επιχειρήσεων. Επιπροσθέτως, σε όλες τις παραπάνω περιπτώσεις εναλλακτικά ως παρονομαστής χρησιμοποιείται το ΑΕΠ αντί της ΑΠΑ.

Ο συντελεστής β_1 αποτελεί την ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων από επιχειρηματική δραστηριότητα ως προς το μερίδιο των κερδών. Θα πρέπει να επισημανθεί ότι χρησιμοποιείται η τέταρτη χρονική υστέρηση του μεριδίου των κερδών ή $\Delta \log(\text{Profit share})_{t-4}$ καθώς οδηγεί σε πιο εύλογα αποτελέσματα έναντι της ταυτόχρονης σχέσης (σε χρόνο t), γεγονός που αντανάκλα τις ιδιαιτερότητες της καταβολής του φόρου επί των επιχειρηματικών κερδών.

Επιπλέον, προκειμένου να ληφθούν υπόψη οι αλλαγές στη φορολογική πολιτική, συμπεριλαμβάνεται στη σχέση (6) η ετήσια μεταβολή του ανώτατου φορολογικού συντελεστή στα μη διανεμόμενα επιχειρηματικά κέρδη (26% το 2013). Τέλος, όπως και την περίπτωση της φορολογικής αποδοτικότητας του ΦΠΑ, χρησιμοποιούνται οι ψευδομεταβλητές D2010, D2011, D2012 και D2013.

Εν συνεχεία εκτιμάται η ελαστικότητα του μεριδίου των κερδών ως προς το παραγωγικό κενό ως ακολούθως:¹⁸

¹⁶ Τα στοιχεία προέρχονται από την ΕΛΣΤΑΤ, την Ευρωπαϊκή Επιτροπή και το ΔΝΤ, ενώ ο ανώτατος φορολογικός συντελεστής επί των μη διανεμόμενων κερδών των νομικών προσώπων που χρησιμοποιείται εν συνεχεία στην παρούσα μελέτη προέρχεται από τη βάση δεδομένων του ΟΟΣΑ (βλ. OECD 2014 και European Commission 2014γ).

¹⁷ Χρησιμοποιούμε OLS (με robust τυπικά σφάλματα).

¹⁸ Χρησιμοποιούμε OLS (με robust τυπικά σφάλματα).

$$\Delta \log(\text{μερίδιο κερδών})_t = \alpha_2 + \beta_2 * \Delta(\text{παραγωγικό κενό})^{19}_t + \sum_{i=1}^{N=4} \gamma_{2i} * \Delta(\text{παραγωγικό κενό})_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)^{20}$$

Ο συντελεστής β_2 αποτελεί την ελαστικότητα του μεριδίου των κερδών ως προς το παραγωγικό κενό. Στην εκτίμηση λαμβάνονται επίσης υπόψη τέσσερις χρονικές υστερήσεις (t-1, t-2, t-3, t-4) της ετήσιας μεταβολής του παραγωγικού κενού.²¹

Το βασικό σημείο στην εκτίμηση της σχέσης (7) είναι η επιλογή του κατάλληλου δείκτη οικονομικών συνθηκών, ο οποίος θα αντανακλά την απόκλιση μεταξύ των τρεχουσών οικονομικών συνθηκών και του δυνητικού προϊόντος. Προς το σκοπό αυτό στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιούνται τρεις προσεγγιστικές μεταβλητές, οι οποίες παρουσιάζονται στο Παράρτημα Α.

5.2 ΕΥΡΗΜΑΤΑ

Οι εκτιμήσεις των σχέσεων (6) και (7) απεικονίζονται αντίστοιχα στους Πίνακες 6 και 7.

Όπως παρουσιάζεται στον Πίνακα 6 (λαμβάνοντας υπόψη τις τέσσερις ψευδομεταβλητές), μια αύξηση του μεριδίου των κερδών (την περίοδο t-4) οδηγεί σε αύξηση των φορολογικών εσόδων από επιχειρηματική δραστηριότητα την περίοδο t. Η τιμή της ελαστικότητας διαφέρει ανάλογα με τον ορισμό του μεριδίου των κερδών που χρησιμοποιείται. Στην περίπτωση που χρησιμοποιηθεί ως αριθμητής το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα της συνολικής οικονομίας, η ελαστικότητα που προκύπτει είναι 1,508. Διαμορφώνεται χαμηλότερα, στο 1,502 και 0,956, όταν ως αριθμητής χρησιμοποιηθεί το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα των επιχειρήσεων ή το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα διορθωμένο ως προς τις εισφορές των αυτοαπασχολουμένων αντιστοίχως.

¹⁹ Εναλλακτικά του $\Delta(\text{παραγωγικό κενό})$ έχει χρησιμοποιηθεί το $\Delta \log[(\text{πραγματικό ΑΕΠ})/(\text{δυνητικό ΑΕΠ})]$, ωστόσο δεν προκύπτουν σημαντικές διαφορές στις εκτιμήσεις.

²⁰ Χρησιμοποιείται $\Delta \log(\text{πραγματικό ΑΕΠ})$ σε περιπτώσεις που η άσκηση βασίζεται στο πραγματικό ΑΕΠ και όχι στο παραγωγικό κενό.

²¹ Για μια αντίστοιχη διαδικασία εκτίμησης της ελαστικότητας, βλ. Blanchard and Perotti (2002).

Πίνακας 6 Η σχέση των φόρων επί των επιχειρηματικών κερδών με το μερίδιο των κερδών στην ΑΠΑ

Εξαρτημένη μεταβλητή	1	2	3
	$\Delta \log(\text{CIT})$		
	Μερίδιο κερδών = ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα (συνολική οικονομία)/ΑΠΑ	Μερίδιο κερδών = ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα (διορθωμένο για τις εισφορές των αυτοαπασχολουμένων)/ΑΠΑ	Μερίδιο κερδών = ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα (επιχειρήσεις)/ΑΠΑ
$\Delta \log(\text{μερίδιο κερδών})_{t-4}$	1,508 (2,23)**	0,956 (3,21)***	1,503 (5,71)***
D2010	-0,009 (-0,14)	0,012 (0,20)	0,044 (0,69)
D2011	-0,004 (-0,05)	-0,0038407 (-0,05)	-0,108 (-1,29)
D2012	0,0614 (0,64)	0,0337 (0,36)	0,150 (1,82)*
D2013	-0,234 (-2,00)**	-,258 (-2,29)**	-0,174 (-1,83)*
$\Delta(\text{ανώτατος φορολογικός συντελεστής})$	-0,575 (-0,53)	-0,224 (-0,21)	-2,088 (-3,07)***
Σταθερός όρος	0,024 (1,42)	0,017 (1,14)	-0,174 (-1,37)
R ²	0,2996	0,3351	0,5138
N	48	48	48

Σημείωση: OLS με robust τυπικά σφάλματα, ***, **, * στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα (t-statistics στις παρενθέσεις).

Πίνακας 7 Η σχέση του μεριδίου των κερδών στην ΑΠΑ με το παραγωγικό κενό (ή το ρυθμό ανάπτυξης)

Εξαρτημένη μεταβλητή	1		2		3	
	Δlog(μερίδιο κερδών)					
	Μερίδιο κερδών = ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα (συνολική οικονομία)/ΑΠΑ		Μερίδιο κερδών = ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα (διορθωμένο για τις εισφορές των αυτοαπασχολούμενων)/ΑΠΑ		Μερίδιο κερδών = ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα (επιχειρήσεις)/ΑΠΑ	
Δ(παραγωγικό κενό) _t	1,032 (1,90)*		1,284 (2,50)***		0,933 (1,90)*	
Δ(παραγωγικό κενό) _{t-1}	-0,874 (-1,81)*		-0,940 (-1,99)**		-0,755 (-1,69)*	
Δ(παραγωγικό κενό) _{t-2}	-0,402 (-1,15)		-0,453 (-1,00)		-0,364 (-0,73)	
Δ(παραγωγικό κενό) _{t-3}	0,292 (0,74)		0,288 (0,53)		0,333 (0,58)	
Δ(παραγωγικό κενό) _{t-4}	-0,156 (-0,69)		-0,391 (-1,08)		-0,066 (-0,17)	
Δlog(πραγματικό ΑΕΠ) _t		1,075 (2,17)**		1,336 (3,00)***		0,976 (2,21)**
Δlog(πραγματικό ΑΕΠ) _{t-1}		-0,797 (-1,96)*		-0,869 (-2,21)**		-0,670 (-1,77)*
Δlog(πραγματικό ΑΕΠ) _{t-2}		-0,432 (-1,15)		-0,454 (-0,93)		-0,406 (-0,76)
Δlog(πραγματικό ΑΕΠ) _{t-3}		0,136 (0,37)		0,152 (0,29)		0,152 (0,27)
Δlog(πραγματικό ΑΕΠ) _{t-4}		-0,093 (-0,39)		-0,341 (-0,91)		-0,041 (-0,10)
Σταθερός όρος	0,0037 (0,51)	0,0048 (0,73)	0,015 (2,05)**	0,018 (2,35)**	0,004 (0,51)	0,004 (0,51)
R ²	0,3203	0,3613	0,3009	0,3422	0,1552	0,1731
N	53	53	53	53	53	53

Σημείωση: OLS με robust τυπικά σφάλματα, ***, **, * στατιστικά σημαντικά σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα (t-statistics στις παρενθέσεις).

Αξιίζει να επισημανθεί ότι και στις τρεις περιπτώσεις ο ανώτατος φορολογικός συντελεστής στα επιχειρηματικά κέρδη έχει αρνητικό πρόσημο – μόνο όμως στη στήλη 3 η επίπτωσή του είναι στατιστικά σημαντική.

Η ελαστικότητα του μεριδίου των κερδών ως προς το παραγωγικό κενό (ρυθμό ανάπτυξης) λαμβάνει τις παρακάτω τιμές (βλ. Πίνακα 7): 0,93 (0,98) όταν χρησιμοποιηθεί το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα των επιχειρήσεων για να κατασκευαστεί το μερίδιο των κερδών, 1,03 (1,08) όταν χρησιμοποιηθεί το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα της συνολικής οικονομίας για να κατασκευαστεί το μερίδιο των κερδών και 1,28 (1,34) όταν χρησιμοποιηθεί το ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα διορθωμένο για τις εισφορές των αυτοαπασχολούμενων για να κατασκευαστεί το μερίδιο των κερδών.²²

Συνδυάζοντας τις εκτιμήσεις από τους Πίνακες 6 και 7, κατασκευάζεται η ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων από επιχειρηματική δραστηριότητα (ΦΕΝΠ) ως προς το παραγωγικό κενό (οι εκτιμήσεις που προκύπτουν παρουσιάζονται στον Πίνακα 8). Οι μέσες τιμές είναι 1,39 στην περίπτωση του παραγωγικού κενού και 1,45 στην περίπτωση του ρυθμού ανάπτυξης, ενώ συνολικά η μέση τιμή διαμορφώνεται σε 1,42.²³

²² Για λόγους οικονομίας παρουσιάζονται τα αποτελέσματα μόνο για τις δύο από τις τρεις προσεγγιστικές μεταβλητές του παραγωγικού κενού – δηλαδή για αυτή που προκύπτει από το δυνητικό ΑΕΠ με βάση τη συνάρτηση παραγωγής και αυτή που προκύπτει από το πραγματικό ΑΕΠ, με άλλα λόγια το ρυθμό ανάπτυξης.

²³ Θα πρέπει να επισημανθεί ότι πρόσφατα και η Ευρωπαϊκή Επιτροπή αναθεώρησε προς τα άνω την ελαστικότητα του ΦΕΝΠ ως προς το παραγωγικό κενό. Συγκεκριμένα, η νέα εκτίμησή της είναι 1,90, δηλαδή είναι σημαντικά υψηλότερη από τις προηγούμενες εκτιμήσεις του ΟΟΣΑ αλλά και από τις υψηλές τιμές του Πίνακα 8 (βλ. European Commission 2014δ, σελ. 44, Πίνακας II.3.2). Ως εκ τούτου, οι εκτιμήσεις του παρόντος άρθρου θα μπορούσαν να χαρακτηριστούν συντηρητικές.

Πίνακας 8 Ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων από επιχειρηματική δράση ως προς το παραγωγικό κενό (ή το ρυθμό ανάπτυξης)

Μερίδιο κερδών	Παραγωγικό κενό	Ρυθμός ανάπτυξης	Μέση τιμή
Ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα (συνολική οικονομία)/ΑΠΑ	1,55	1,62	1,59
Ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα (διορθωμένο για τις εισφορές των αυτοαπασχολουμένων)/ΑΠΑ	1,23	1,28	1,25
Ακαθάριστο λειτουργικό πλεόνασμα (επιχειρήσεις)/ΑΠΑ	1,40	1,47	1,43
Μέση τιμή	1,39	1,45	1,42

5.3 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΗΣ ΕΥΡΩΣΤΙΑΣ

Προκειμένου να αξιολογηθούν οι επιπτώσεις των εκτιμήσεών μας στα φορολογικά έσοδα, θεωρούμε ως σενάριο βάσης (baseline) την εκτίμηση του ΟΟΣΑ, δηλαδή ότι η ελαστικότητα φορολογικών εσόδων από επιχειρηματική δραστηριότητα ως προς το παραγωγικό κενό διαμορφώνεται σε 1,08 (Girouard and André 2005).

Εν συνεχεία γίνεται η υπόθεση ότι τα φορολογικά έσοδα μπορούν να επιμεριστούν σε δύο τμήματα: α) το τμήμα που επηρεάζεται από τις μεταβολές της οικονομικής δραστηριότητας και β) το τμήμα που ενσωματώνει άλλους λόγους, όπως μεταβολές πολιτικής. Η παρακάτω άσκηση δίδει έμφαση στο πρώτο τμήμα και συγκρίνει τα έσοδα που προκύπτουν στο βασικό σενάριο, όπου χρησιμοποιείται η εκτίμηση ΟΟΣΑ, σε σχέση με τα εναλλακτικά σενάρια, όπου χρησιμοποιούνται οι εκτιμήσεις του Πίνακα 8.

Προκειμένου να υπολογιστούν τα αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας για την περίοδο 2014-2016, χρησιμοποιούνται οι προβλέψεις της Ευρωπαϊκής Επιτροπής (European Commission 2014β) και του IMF (2014) για το 2014-2016 όσον αφορά την εξέλιξη του παραγωγικού κενού (1,13 εκ.μ. το 2014, 2,59 εκ.μ. το 2015 και 2,43 εκ. μ. το 2016) και το ρυθμό ανάπτυξης (0,60% το 2014, 2,9% το 2015 και 3,7% το 2016). Παράλληλα υιοθετείται η υπόθεση ότι ο ανώτατος φορολογικός συντελεστής στα μη διανεμόμενα

κέρδη θα παραμείνει στο 26% την περίοδο 2014-2016.

Με βάση την απλή άσκηση που περιγράφεται στο Παράρτημα Β, υπολογίζονται τα πρόσθετα φορολογικά έσοδα από επιχειρηματική δραστηριότητα (ΦΕΝΠ) για την περίοδο 2014-2016 που απορρέουν από τις υποθέσεις του σεναρίου βάσης και τα εναλλακτικά σενάρια που βασίζονται στις εκτιμήσεις μας. Συγκριμένα, εξετάζονται οι ακόλουθες τρεις εκτιμήσεις για την *ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων από επιχειρηματική δραστηριότητα ως προς το παραγωγικό κενό*: 1,23, 1,39 και 1,55 (βλ. Πίνακα 8).

Η διαφορά μεταξύ των τριών εναλλακτικών σεναρίων και του σεναρίου βάσης δίδει τα επιπλέον έσοδα (σε σχέση με το σενάριο βάσης) που προκύπτουν και τα οποία αποδίδονται στις υψηλότερες εκτιμήσεις για τη φορολογική ελαστικότητα (χωρίς να λαμβάνονται υπόψη οι μεταβολές πολιτικής). Τα αποτελέσματα συνοψίζονται στον Πίνακα 9 (Τμήμα Α) και στην περίπτωση της υψηλής ελαστικότητας (1,55) διαμορφώνονται σε 206,3 εκατ. ευρώ ή 0,11% του ΑΕΠ έως το 2016.²⁴

Εν συνεχεία, επαναλαμβάνεται η ίδια άσκηση (του Παραρτήματος Β) για την περίπτωση της ελαστικότητας των φορολογικών εσόδων από επιχειρηματική δραστηριότητα ως προς το ρυθμό ανάπτυξης (αντί για το παραγωγικό

²⁴ Στο σενάριο βάσης τα σωρευτικά έσοδα που προκύπτουν από τον περιορισμό του παραγωγικού κενού είναι 460,0 εκατ. ευρώ ή 0,24% του ΑΕΠ έως το 2016.

Πίνακας 9 Φορολογικά οφέλη από τον ΦΕΠ (επιπλέον φορολογικά έσοδα σε εκατ. ευρώ σε σχέση με το σενάριο βάσης)

	Τμήμα Α		
	Χαμηλή ελαστικότητα (1,23)	Μέση τιμή (1,39)	Υψηλή ελαστικότητα (1,55)
2014-2016	65,4	135,6	206,3
	Τμήμα Β		
	Χαμηλή ελαστικότητα (1,28)	Μέση τιμή (1,45)	Υψηλή ελαστικότητα (1,62)
2014-2016	87,3	162,1	237,3

Σημείωση: Στο σενάριο βάσης τα σωρευτικά έσοδα που προκύπτουν από τον περιορισμό του παραγωγικού κενού είναι 460,0 εκατ. ευρώ ή 0,24% του ΑΕΠ έως το 2016.

κενό). Στην περίπτωση αυτή χρησιμοποιούνται οι παρακάτω ελαστικότητες: 1,28, 1,45 και 1,62 (βλ. Πίνακα 8). Διευκρινίζεται ωστόσο ότι για το σενάριο βάσης η ελαστικότητα 1,08 είναι εκφρασμένη ως προς το παραγωγικό κενό. Συνεπώς, για να είναι συγκρίσιμα τα αποτελέσματα, μετατρέπονται οι εν λόγω ελαστικότητες σε όρους παραγωγικού κενού πολλαπλασιάζοντάς τις με το λόγο της ετήσιας μεταβολής του παραγωγικού κενού προς το ρυθμό ανάπτυξης. Οι λόγοι αυτοί είναι 1,88 το 2014, 0,89 το 2015 και 0,65 το 2016 και προκύπτουν από τις εκτιμήσεις του ΔΝΤ (IMF 2013). Για παράδειγμα, το 2014 μια αύξηση του πραγματικού ΑΕΠ κατά 1% συμβαδίζει με περιορισμό του παραγωγικού κενού κατά 1,88 εκ.μ. κ.ο.κ.

Τα αποτελέσματα της τελευταία άσκησης παρουσιάζονται στον Πίνακα 9 (Τμήμα Β) και σύμφωνα με αυτά τα επιπλέον φορολογικά οφέλη σε σχέση με το σενάριο βάσης διαμορφώνονται σε 237,3 εκατ. ευρώ ή 0,12% του ΑΕΠ έως το 2016.

5.4 ΒΑΣΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στην παρούσα μελέτη, η εκτιμώμενη ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων από επιχειρηματική δραστηριότητα ως προς το παραγωγικό κενό είναι κατά μέσο όρο περίπου 1,4, δηλαδή περίπου 30% υψηλότερη από την εκτίμηση (1,08) των Girouard and André (2005).

Με βάση τις υψηλές ελαστικότητες του Πίνακα 9, τις τρέχουσες προβλέψεις της Ευρωπαϊκής Επιτροπής και του ΔΝΤ για την οικονομική ανάπτυξη και τον περιορισμό του παραγωγικού κενού την περίοδο 2014-2016 και διατηρώντας αμετάβλητους τους φορολογικούς συντελεστές, προβλέπεται ότι τα φορολογικά έσοδα από επιχειρηματική δραστηριότητα μπορούν να αυξηθούν κατά 666,2-697,2 εκατ. ευρώ ή 0,35-0,37% του ΑΕΠ την περίοδο 2014-2016, έναντι πρόβλεψης για αύξηση κατά 460,0 εκατ. ευρώ ή 0,24% του ΑΕΠ στο σενάριο βάσης (σε σχέση με τα επίπεδα του 2013). Το γεγονός αυτό, στο βαθμό που υλοποιηθεί, μπορεί να υποβοηθήσει την επίτευξη των μελλοντικών δημοσιονομικών στόχων.

Με βάση τα παραπάνω και τις προβλέψεις των διεθνών οργανισμών για την εξέλιξη της οικονομικής δραστηριότητας, υπολογίζεται ότι η έμμεση ελαστικότητα του φόρου εισοδήματος νομικών προσώπων ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ θα διαμορφωθεί κατά μέσο όρο σε 1,2-1,3 την περίοδο 2014-2016 (έναντι 0,8 όπως προκύπτει από τις υποθέσεις του σεναρίου βάσης).²⁵ Δηλαδή, με αμεταβλήτους φορολογικούς συντελεστές, ο λόγος των εσόδων από την επιχειρηματική δραστηριότητα προς το

²⁵ Η έμμεση εκτιμώμενη ελαστικότητα του φόρου εισοδήματος νομικών προσώπων ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ είναι συγκρίσιμη με τις εκτιμήσεις των Belinga et al. (2014) όσον αφορά τη (μέση σε επίπεδο ΟΟΣΑ) μακροχρόνια ελαστικότητα (1,26 – Πίνακας 3, σελ. 12 του εν λόγω άρθρου).

ΑΕΠ προβλέπεται να αυξηθεί τη διετία 2015-2016 (σε σχέση με τα επίπεδα του 2013).²⁶

Επιπλέον, όπως προκύπτει από τον Πίνακα 6, καταγράφεται αρνητική σχέση μεταξύ φορολογικών εσόδων και ανώτατου φορολογικού συντελεστή στα μη διανεμόμενα επιχειρηματικά κέρδη. Συνεπώς, μια μείωση του φορολογικού συντελεστή ενδέχεται να μην επιδράσει αρνητικά στα φορολογικά έσοδα, αντίθετα θα μπορούσε και να τα ενισχύσει εφόσον έδιδε ώθηση στις επενδύσεις και την οικονομική δραστηριότητα (βλ. Arnold et al. 2011).

6 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΗΣ ΕΥΡΩΣΤΙΑΣ ΑΠΟ ΤΟ ΦΟΡΟ ΕΙΣΟΔΗΜΑΤΟΣ ΦΥΣΙΚΩΝ ΠΡΟΣΩΠΩΝ

Προκειμένου να αξιολογηθεί η ύπαρξη αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας στα φορολογικά έσοδα από το φόρο εισοδήματος φυσικών προσώπων, θα πρέπει να ληφθεί υπόψη ότι από το 2010 και έπειτα έχουν σημειωθεί σημαντικές αλλαγές στο φορολογικό σύστημα, μεταξύ άλλων μεταβολές στους φορολογικούς συντελεστές, επιβολή έκτακτων εισφορών και κατάργηση φοροαπαλλαγών. Οι αλλαγές αυτές κατέστησαν πιο προοδευτικό το φορολογικό σύστημα, γεγονός που σημαίνει ότι τα φορολογικά έσοδα είναι δυνατόν να αυξηθούν με ταχύτερους ρυθμούς σε σχέση με την προβλεπόμενη άνοδο της οικονομικής δραστηριότητας, οδηγώντας σε αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας. Ωστόσο, ένα σημαντικό μέρος των μέτρων πολιτικής στο πλαίσιο του ΠΟΠ σε συνδυασμό με την ύφεση και την υψηλή ανεργία συνέβαλαν στη μείωση του μεριδίου της εργασίας στο συνολικό εισόδημα. Η εξέλιξη αυτή, στο βαθμό που θα διατηρηθεί, αντισταθμίζει τη θετική συμβολή της προοδευτικότητας του φορολογικού συστήματος στα αποτελέσματα ευρωστίας.

Αφετηρία της τρέχουσας ανάλυσης είναι και πάλι οι δύο προγενέστερες μελέτες του ΟΟΣΑ, η μελέτη του Van den Noord (2000) και των Girouard and André (2005). Οι δύο αυτές μελέτες έχουν διερευνήσει τη σχέση

μεταξύ φορολογικών εσόδων και παραγωγικού κενού (το οποίο αντικατοπτρίζει την κατάσταση του οικονομικού κύκλου). Συγκεκριμένα, υπολογίζουν την ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων από το φόρο εισοδήματος φυσικών προσώπων (ΦΕΦΠ) ως προς το παραγωγικό κενό. Αρχικά υπολογίζουν την ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων ως προς τη φορολογική τους βάση, ήτοι τις αποδοχές των εργαζομένων. Στη συνέχεια υπολογίζουν την ελαστικότητα της φορολογικής βάσης ως προς το παραγωγικό κενό. Το γινόμενο των δύο ελαστικότητων αποτελεί την ελαστικότητα του ΦΕΦΠ ως προς το παραγωγικό κενό.

Όπως αναφέρθηκε στην αρχή της μελέτης, οι δύο εργασίες του ΟΟΣΑ έχουν ορισμένα μειονεκτήματα. Ωστόσο, παρά τα μειονεκτήματά τους, οι εκτιμήσεις του ΟΟΣΑ αποτελούν ένδειξη ότι υπάρχουν αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας στην Ελλάδα. Συγκεκριμένα, σύμφωνα με τους Girouard and André (2005), η ελαστικότητα του φόρου εισοδήματος φυσικών προσώπων ως προς το ΑΕΠ διαμορφώνεται στο 1,8 (έναντι 2,2 που έχει υπολογιστεί από τον Van den Noord 2000). Δηλαδή τα φορολογικά έσοδα θα αυξηθούν πάνω από 1:1 σε σχέση με τον περιορισμό του παραγωγικού κενού. Η ελαστικότητα αυτή είναι το γινόμενο της ελαστικότητας των φορολογικών εσόδων ως προς τις αποδοχές των εργαζομένων (2,0) επί την ελαστικότητα των αποδοχών των εργαζομένων ως προς το παραγωγικό κενό (0,9).

Θα πρέπει να επισημανθεί ότι πρόσφατη μελέτη του ΔΝΤ (Beling et al. 2014), η οποία βασίζεται σε στοιχεία από 34 χώρες του ΟΟΣΑ, δεν δίνει τόσο ενθαρρυντικές ενδείξεις όσον αφορά την ύπαρξη αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας στα έσοδα από τον ΦΕΦΠ. Στη βραχυχρόνια περίοδο, υπολογίζει ότι μια αύξηση του ονομαστικού ΑΕΠ κατά

²⁶ Η έμμεση ελαστικότητα του φόρου εισοδήματος νομικών προσώπων ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ διαμορφώνεται κατά μέσο όρο σε 1,1 για την περίοδο 2014-2016 αν χρησιμοποιηθούν οι μέσες τιμές των ελαστικότητων του Πίνακα 9 και σε 0,9-1,0 αν χρησιμοποιηθούν οι χαμηλές τιμές του Πίνακα 9.

1% θα συμβάλει σε αύξηση των φορολογικών εσόδων από το φόρο εισοδήματος φυσικών προσώπων κατά 1,10%. Αντίθετα, στη μακροχρόνια περίοδο η επίπτωση είναι 0,97%, δηλαδή τα έσοδα ως ποσοστό του ΑΕΠ θα περιοριστούν και τα πρωτογενή πλεονάσματα ως ποσοστό του ΑΕΠ θα μειωθούν.²⁷ Η εξέλιξη αυτή αποδίδεται στη συνεχιζόμενη κάμψη του μεριδίου της εργασίας στο εισόδημα. Ωστόσο οι Belinga et al. (2014) δεν λαμβάνουν υπόψη τους τις φορολογικές παρεμβάσεις των τελευταίων χρόνων.

Στην παρούσα μελέτη, αφού ληφθούν υπόψη οι προηγούμενες αναλύσεις, επανεκτιμώνται με πιο πρόσφατα στατιστικά στοιχεία οι ελαστικότητες που έχει υπολογίσει ο ΟΟΣΑ, προκειμένου να διαπιστωθεί κατά πόσον μεταβάλλονται τα φορολογικά έσοδα από τον ΦΕΦΠ εξαιτίας μιας μεταβολής της οικονομικής δραστηριότητας. Τα ευρήματα συμβάλλουν στο να προσεγγιστεί το ύψος των “αποτελεσμάτων ευρωστίας” στον ΦΕΦΠ την τριετία 2014-2016.

6.1 ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Σύμφωνα με τη μεθοδολογία του ΟΟΣΑ, χρησιμοποιούνται τριμηνιαία εθνικολογιστικά στατιστικά στοιχεία για το φόρο εισοδήματος φυσικών προσώπων και τις αποδοχές των εργαζομένων. Επιπλέον, προκειμένου να ληφθούν υπόψη οι ποικίλες φορολογικές παρεμβάσεις, χρησιμοποιείται ο ανώτατος οριακός φορολογικός συντελεστής για τη φορολογία εισοδήματος φυσικών προσώπων. Δυστυχώς, όπως και στην περίπτωση των Girouard and André (2005), η ανάλυση δεν οδηγεί σε εύλογα αποτελέσματα.

Εν συνεχεία, χρησιμοποιούνται απολογιστικά στοιχεία που δημοσιεύει η Γενική Γραμματεία Πληροφοριακών Συστημάτων (ΓΓΠΣ). Πρόκειται για στατιστικά στοιχεία αναφορικά με το δηλωθέν εισόδημα και το φόρο εισοδήματος που έχει καταβληθεί (αναλογών και συμπληρωματικός φόρος) από τα φυσικά πρόσωπα, καθώς και τον αριθμό των φορολογουμένων.

Τα φορολογικά στοιχεία της ΓΓΠΣ καλύπτουν τις 13 περιφέρειες της Ελλάδος σύμφωνα με την ταξινόμηση NUTS-II²⁸ και αφορούν τις οικονομικές χρήσεις 2005-2010.²⁹ Με βάση αυτά τα στατιστικά δεδομένα, εκτιμάται οικονομικά η παρακάτω σχέση (χρησιμοποιώντας χρονολογικές ψευδομεταβλητές):³⁰

$$\Delta \log(\text{φόρος εισοδήματος/αριθμός φορολογουμένων})_{it} = \alpha_3 + \beta_3 * \Delta \log(\text{δηλωθέν εισόδημα/αριθμός φορολογουμένων})_{it} + \text{χρονολογικές ψευδομεταβλητές} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

όπου $t=2005-2010$ και $i=1-13$.

6.2 ΕΥΡΗΜΑΤΑ

Τα ευρήματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 10. Η ελαστικότητα του φόρου εισοδήματος ως προς τις αποδοχές (β_3) εκτιμήθηκε σε 3,58 στη στήλη 1 και είναι σχεδόν διπλάσια από αυτή που έχουν καταγράψει οι ερευνητές του ΟΟΣΑ (2,0). Ωστόσο, στην περίπτωση αυτή δεν λαμβάνονται υπόψη οι χρονολογικές ψευδομεταβλητές, ενώ υποθέτουμε ότι υπάρχει ένας κοινός σταθερός όρος στην εξίσωση – δηλαδή δεν λαμβάνονται υπόψη τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά κάθε περιφέρειας. Στη στήλη 2 περιλαμβάνονται στην εξίσωση χρονολογικές ψευδομεταβλητές για την περίοδο 2005-2010 – οι εν λόγω μεταβλητές αντανakλούν και τις αλλαγές πολιτικής που έλαβαν χώρα τη συγκεκριμένη περίοδο. Στην περίπτωση αυτή η εκτιμώμενη ελαστικότητα περιορίζεται σε 1,99, δηλαδή είναι πολύ κοντά στις προηγούμενες εκτιμήσεις των Girouard and André (2005). Τέλος, στη στήλη 3 αναιρείται η υπόθεση του κοινού σταθερού όρου σε όλες τις περιφέρειες – δηλαδή λαμ-

²⁷ Βλ. Πίνακα 3, σελ. 12 του άρθρου των Belinga et al. (2014).

²⁸ Σύμφωνα με τη NUTS-II (Nomenclature of Territorial Units for Statistics by Regional Level) οι περιφέρειες είναι: Αττική, Κεντρική Μακεδονία, Κρήτη, Ανατολική Μακεδονία και Θράκη, Ήπειρος, Δυτική Ελλάδα, Δυτική Μακεδονία, Στερεά Ελλάδα, Ιόνια νησιά, Βόρειο Αιγαίο, Πελοπόννησος, Νότιο Αιγαίο, Θεσσαλία.

²⁹ Τα στοιχεία της ΓΓΠΣ καλύπτουν τα οικονομικά έτη 2006-2011, τα οποία αφορούν τις χρήσεις 2005-2010.

³⁰ Τα τυπικά σφάλματα είναι robust – λαμβάνουμε υπόψη την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας ή ενδοπεριφερειακή αυτοσυσχέτιση στα σφάλματα.

Πίνακας 10 Η σχέση του ΦΕΦΠ με το δηλωθέν εισόδημα

Εξαρτημένη μεταβλητή	1	2	3
	Δlog(φόρος εισοδήματος/αριθμός φορολογουμένων)		
Μέθοδος εκτίμησης	OLS (pooled regression)	OLS (pooled regression)	Fixed effects
Δlog(δηλωθέν εισόδημα/ αριθμός φορολογουμένων)	3,58 (12,08)***	1,99 (3,18)***	2,45 (2,59)**
Χρονολογικές ψευδομεταβλητές	όχι	ναι	ναι
F-test (p-value)	F(1,63) = 145,81 (0,0000)	F(5,59) = 372,42 (0,0000)	F(5,12) = 392,09 (0,000)
R ²	0,7597	0,9694	0,9690
N	65	65	65

Σημείωση: OLS με robust τυπικά σφάλματα, ***, **, * στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα (t-statistics στις παρενθέσεις).

βάνονται υπόψη τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά κάθε περιφέρειας. Συνεπώς, εκτιμάται μια εκδοχή της σχέσης (8) με fixed effects (δηλαδή το α_3 αντικαθίσταται από το α_{3i}). Σε αυτή την περίπτωση η ελαστικότητα του φόρου εισοδήματος ως προς τις αποδοχές διαμορφώνεται σε $\beta_3=2,45$, είναι δηλαδή 22,5% υψηλότερη από τις παλαιότερες εκτιμήσεις του ΟΟΣΑ (2,0). Η τελευταία εκτίμηση, που περιλαμβάνει την επίπτωση των χρονολογικών ψευδομεταβλητών και λαμβάνει υπόψη τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά των περιφερειών, είναι η προτιμητέα και αυτή χρησιμοποιείται στο επόμενο τμήμα προκειμένου να αξιολογηθούν τα αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας.

6.3 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΗΣ ΕΥΡΩΣΤΙΑΣ ΣΤΟΝ ΦΕΦΠ

Χρησιμοποιώντας τη βασική εκτίμησή μας για την ελαστικότητα του φόρου εισοδήματος φυσικών προσώπων ως προς τις αποδοχές ($\beta_3=2,45$) και την ελαστικότητα των αποδοχών των εργαζομένων ως προς το παραγωγικό κενό που έχει εκτιμήσει ο ΟΟΣΑ (0,9-1), προκύπτει ότι η ελαστικότητα του φόρου εισοδήματος φυσικών προσώπων ως προς το παραγωγικό κενό διαμορφώνεται σε περίπου 2,205-2,45.³¹

Προκειμένου να αξιολογηθούν οι επιπτώσεις των εκτιμήσεών μας στα φορολογικά έσοδα,

υιοθετείται ως σενάριο βάσης η εκτίμηση του ΟΟΣΑ, δηλαδή ότι η ελαστικότητα φόρου εισοδήματος φυσικών προσώπων ως προς το παραγωγικό κενό διαμορφώνεται σε 1,8 (Girouard and André, 2005).

Εν συνεχεία ακολουθούνται τα βήματα που περιγράφονται στην ενότητα 5.3 για τον ΦΕΝΠ και στο Παράρτημα Β και συγκρίνονται τα πρόσθετα φορολογικά έσοδα από τον ΦΕΦΠ για την περίοδο 2014-2016 που απορρέουν από τις υποθέσεις του σεναρίου βάσης και τα δύο εναλλακτικά σενάρια για την ελαστικότητα του φόρου εισοδήματος φυσικών προσώπων ως προς το παραγωγικό κενό (2,205 και 2,45) τα οποία βασίζονται στις εκτιμήσεις μας.³² Η διαφορά μεταξύ των δύο εναλλακτικών σεναρίων και του σεναρίου βάσης δίδει τα επιπλέον έσοδα που προκύπτουν και τα οποία αποδίδονται στις υψηλότερες εκτιμήσεις για τη φορολογική ελαστικότητα (χωρίς να λαμβάνονται υπόψη μεταβολές πολιτικής). Τα αποτελέσματα συνοψίζονται στον Πίνακα 11. Τα επιπλέον φορολογικά οφέλη που μπορούν να

³¹ Θα πρέπει να επισημανθεί ότι πρόσφατα και η Ευρωπαϊκή Επιτροπή αναθεώρησε προς τα άνω την ελαστικότητα του ΦΕΦΠ ως προς το παραγωγικό κενό. Συγκεκριμένα, η νέα εκτίμησή της είναι 2,22, δηλαδή είναι σημαντικά υψηλότερη από τις προηγούμενες εκτιμήσεις του ΟΟΣΑ (βλ. European Commission 2014δ, σελ. 44, Πίνακας II.3.2).

³² Στο σενάριο βάσης ο περιορισμός του παραγωγικού κενού ενισχύει τα φορολογικά έσοδα κατά 1.338,7 εκατ. ευρώ ή 0,70% του ΑΕΠ έως το 2016.

Πίνακας 11 Φορολογικά οφέλη από τον ΦΕΦΠ (βελτίωση σε σχέση με το σενάριο βάσης) για το 2014-2016

(εκατ. ευρώ)

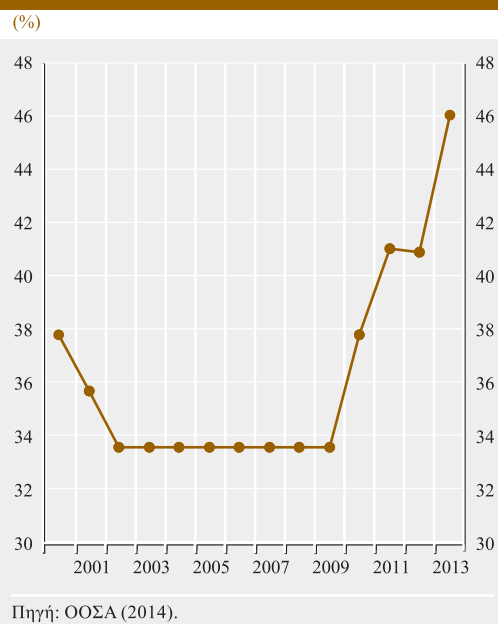
Ελαστικότητα	2,205	2,45
2014-2016	314,3	506,9

Σημείωση: Στο σενάριο βάσης ο περιορισμός του παραγωγικού κενού ενισχύει τα φορολογικά έσοδα κατά 1.338,7 εκατ. ευρώ ή 0,70% του ΑΕΠ έως το 2016.

προκύπτουν έως το 2016 μπορούν να ανέλθουν από 314,3 εκατ. ευρώ ή 0,17% του ΑΕΠ έως και 506,9 εκατ. ευρώ ή 0,27% του ΑΕΠ. Ωστόσο, τα έως τώρα ευρήματα έχουν ένα σημαντικό μειονέκτημα. Βασίζονται σε φορολογικά δεδομένα που καλύπτουν την περίοδο 2005-2010. Δηλαδή δεν λαμβάνουν υπόψη τους τις δραστικές αλλαγές που έγιναν τα επόμενα χρόνια, όπως τις μεταβολές στους συντελεστές, την επιβολή έκτακτων εισφορών, την κατάργηση των φοροαπαλλαγών κ.λπ. Για παράδειγμα, σύμφωνα με τον ΟΟΣΑ (2014), ο ανώτατος οριακός φορολογικός συντελεστής αυξήθηκε από 37,8% το 2010 (την τελευταία χρονιά στο δείγμα μας) σε 46% το 2013, δηλαδή μια αύξηση κατά 8,2 εκ.μ. ή κατά 21,7% (βλ. Διάγραμμα 7).

Λαμβάνοντας υπόψη την υποχώρηση της φορολογικής βάσης και τη δραματική αύξηση των φορολογικών επιβαρύνσεων την τριετία 2011-2013, είναι πιθανόν τα διαθέσιμα φορολογικά στοιχεία να οδηγούν σε υποεκτίμηση της ελαστικότητας των εσόδων του φόρου εισοδήματος φυσικών προσώπων ως προς τις αποδοχές των εργαζομένων (β_3). Εάν γίνει η απλουστευτική υπόθεση ότι η εν λόγω ελαστικότητα θα αυξανόταν ανάλογα με την αύξηση του ανώτατου οριακού φορολογικού συντελεστή την περίοδο 2010-2013, δηλαδή κατά 21,7%, τότε θα διαμορφωνόταν σε 2,98.³³ Ως αποτέλεσμα, η ελαστικότητα των εσόδων του ΦΕΦΠ ως προς το παραγωγικό κενό θα διαμορφωνόταν σε τουλάχιστον 2,68. Σε αυτή την ακραία και απλουστευτική περίπτωση τα πρόσθετα (σε σχέση με το σενάριο βάσης) φορολογικά οφέλη της περιόδου 2014-2016 θα μπορούσαν να ανέλθουν σε 691,9 εκατ. ευρώ (ή 0,36% του ΑΕΠ).³⁴

Διάγραμμα 7 Ανώτατος οριακός φορολογικός συντελεστής για το φόρο εισοδήματος φυσικών προσώπων



Προκειμένου να διερευνηθεί η αξιοπιστία της αρχικής μας εκτίμησης, αξιοποιούμε ex ante και ex post πληροφόρηση για την επίδραση των φορολογικών μέτρων. Η πληροφόρηση βασίζεται στις διαδοχικές αναθεωρήσεις του Μεσοπρόθεσμου Πλαισίου Δημοσιονομικής Στρατηγικής – ΜΠΔΣ (Υπουργείο Οικονομικών 2014) και τις Εκθέσεις της Τράπεζας της

³³ Σύμφωνα με τις εκτιμήσεις του Van den Noord (2000), η ελαστικότητα των εσόδων του φόρου εισοδήματος φυσικών προσώπων ως προς τις αποδοχές των απασχολούμενων ήταν 3,1 στην Ελλάδα, όπως είχε εκτιμηθεί με βάση το φορολογικό σύστημα του 1996.

³⁴ Ωστόσο, το φαινόμενο του "bracket-creeping", που οφείλεται στη μετακίνηση της εισοδηματικής κατανομής προς χαμηλότερα φορολογικά κλίμακα σε περιόδους ύφεσης, πιθανότατα έχει ασκήσει πτωτική επίδραση στη φορολογική ελαστικότητα την περίοδο 2011-2013. Αντιθέτως, στη φάση ανάκαμψης της οικονομίας προβλέπεται να έχει θετική επίδραση.

Ελλάδος (βλ. Έκθεση του Διοικητή της Τράπεζας της Ελλάδος για τα έτη 2011, 2012 και 2013). Αφαιρώντας την επίδραση αυτών των μέτρων υπολογίζεται η ποσοστιαία μεταβολή των φορολογικών εσόδων από το φόρο εισοδήματος φυσικών προσώπων από το 2009 έως το 2012. Το αποτέλεσμα αυτό στη συνέχεια διαιρείται με την αντίστοιχη ποσοστιαία μεταβολή των αποδοχών των μισθωτών και των αυτοαπασχολουμένων κατά την ίδια περίοδο. Το πηλίκο της διαίρεσης είναι η έμμεση (implied) ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων από το φόρο εισοδήματος (εξαιρουμένης της επίδρασης των μέτρων πολιτικής) ως προς τις αποδοχές των μισθωτών και των αυτοαπασχολουμένων, η οποία διαμορφώνεται σε περίπου 2,4, δηλαδή αρκετά κοντά στην εκτίμησή μας με βάση τα φορολογικά στοιχεία της περιόδου 2005-2010.

6.4 ΒΑΣΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Χρησιμοποιώντας απολογιστικά φορολογικά δεδομένα της περιόδου 2005-2010 σε περιφερειακό επίπεδο, εκτιμάται ότι η ελαστικότητα των εσόδων του ΦΕΦΠ ως προς τις αποδοχές των εργαζομένων είναι 2,45, δηλαδή κατά 22,5% υψηλότερη από τις εκτιμήσεις των Girouard and André (2005). Αυτή διαμορφώνεται σε 2,205-2,45 σε όρους παραγωγικού κενού, έναντι 1,8 που ήταν η εκτίμηση των Girouard and André (2005).

Με βάση τις προβλέψεις του ΔΝΤ και της Ευρωπαϊκής Επιτροπής για τον περιορισμό του παραγωγικού κενού την περίοδο 2014-2016, υπολογίζουμε ότι οι εκτιμήσεις μας συνεπάγονται αυξημένα φορολογικά έσοδα τα οποία μπορούν έως το 2016 να αυξηθούν κατά 1.653,1 έως 1.845,5 εκατ. ευρώ (ή 0,87%-0,97% του ΑΕΠ), έναντι αύξησης κατά 1.338,7 εκατ. ευρώ ή 0,70% του ΑΕΠ που προβλέπεται στο σενάριο βάσης. Ωστόσο, τα διαθέσιμα στοιχεία δεν αντανακλούν πλήρως τις σημαντικές αλλαγές που έλαβαν χώρα το 2011-2013.

Η ανάλυση υποδηλώνει ότι η αναθεώρηση των φορολογικών ελαστικοτήτων (λόγω της αξιοποίησης επικαιροποιημένων στατιστικών

δεδομένων) μπορεί να οδηγήσει σε υψηλότερα εκτιμώμενα έσοδα (εξαιτίας του περιορισμού του παραγωγικού κενού) από αυτά που θα προέκυπταν από τη χρήση των παλαιότερων εκτιμήσεων του ΟΟΣΑ. Με βάση τα παραπάνω και τις προβλέψεις των διεθνών οργανισμών για την εξέλιξη της οικονομικής δραστηριότητας, υπολογίζεται ότι η έμμεση εκτιμώμενη ελαστικότητα του φόρου εισοδήματος φυσικών προσώπων ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ θα διαμορφωθεί κατά μέσο όρο σε 1,7-1,9 την περίοδο 2014-2016, έναντι 1,4 που προκύπτει από τις υποθέσεις του σεναρίου βάσης, είναι δηλαδή σημαντικά υψηλότερη από πρόσφατες εκτιμήσεις του ΔΝΤ (βλ. Belinga et al. 2014). Συνεπώς, με αμετάβλητους φορολογικούς συντελεστές, ο λόγος αυτών των φορολογικών εσόδων προς το ΑΕΠ προβλέπεται να αυξηθεί τη διετία 2015-2016 (σε σχέση με τα επίπεδα του 2013).

7 ΕΠΙΛΟΓΟΣ

Στην παρούσα μελέτη διερευνάται η ύπαρξη αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας. Η ανάλυση επικεντρώνεται σε τρεις κατηγορίες φορολογικών εσόδων που επηρεάζονται σημαντικά από την οικονομική δραστηριότητα: τον ΦΠΑ, το φόρο εισοδήματος νομικών προσώπων (ΦΕΝΠ) και το φόρο εισοδήματος φυσικών προσώπων (ΦΕΦΠ).

Όσον αφορά τον ΦΠΑ διερευνάται, καθ' όμοιο τρόπο με προγενέστερες μελέτες του ΔΝΤ, η φορολογική αποδοτικότητα του και πώς αυτή επηρεάζεται από τον οικονομικό κύκλο. Το βασικό συμπέρασμα που προκύπτει είναι ότι η φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ αναμένεται να βελτιωθεί καθώς η οικονομία επανέρχεται σε αναπτυξιακή τροχιά, γεγονός που θα συμβάλει σε μεγαλύτερα έσοδα από ΦΠΑ. Ειδικότερα, η έμμεση εκτιμώμενη ελαστικότητα των εσόδων από ΦΠΑ ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ προβλέπεται να διαμορφωθεί κατά μέσο όρο σε 1,2-1,3 την περίοδο 2014-2016. Δηλαδή, με αμετάβλητους φορολογικούς συντελεστές, ο λόγος των εσόδων ΦΠΑ προς το ΑΕΠ προβλέπεται να αυξη-

θεί τη διετία 2015-2016 σε σχέση με τα επίπεδα του 2013.

Όσον αφορά τον ΦΕΝΠ και τον ΦΕΦΠ, ακολουθήθηκαν μεθοδολογικές προσεγγίσεις από προηγούμενες μελέτες του ΟΟΣΑ με στόχο να επαναβεβαιωθούν οι εκτιμήσεις τους. Στην περίπτωση του ΦΕΝΠ αξιοποιήθηκαν εθνικολογιστικά στοιχεία, ενώ για τον ΦΕΦΠ χρησιμοποιήθηκαν στοιχεία από φορολογικές δηλώσεις. Και στις δύο περιπτώσεις τα αποτελέσματα της παρούσας μελέτης στηρίζουν την άποψη ότι οι παλαιότεροι υπολογισμοί του ΟΟΣΑ υποεκτιμούν την ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων (από ΦΕΝΠ και ΦΕΦΠ) ως προς το παραγωγικό κενό. Στην περίπτωση του ΦΕΝΠ ο βασικός παράγοντας που προβλέπεται να οδηγήσει σε αύξηση των φορολογικών εσόδων είναι το αυξανόμενο μερίδιο των κερδών στην ακαθάριστη προστιθέμενη αξία. Σε αντιδιαστολή, η προοδευτικότητα του φορολογικού συστήματος είναι εκείνη που προβλέπεται να οδηγήσει σε αύξηση των εσόδων από τον ΦΕΦΠ, παρά τη σχετική υποχώρηση του μεριδίου της εργασίας στο συνολικό εισόδημα. Σε αυτό θα συμβάλει και η διεύρυνση της φορολογικής βάσης μέσω της καταπολέμησης της φοροδιαφυγής.

Ειδικότερα, η έμμεση εκτιμώμενη ελαστικότητα του φόρου εισοδήματος φυσικών (νομικών) προσώπων ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ προβλέπεται ότι θα διαμορφωθεί κατά μέσο όρο σε 1,7-1,9 (1,2-1,3) την περίοδο 2014-2016. Δηλαδή, με αμετάβλητους συντελεστές, ο λόγος αυτών των εσόδων προς το ΑΕΠ προβλέπεται να αυξηθεί τη διετία 2015-2016 σε σχέση με τα επίπεδα του 2013.

Συνολικά, λαμβάνοντας υπόψη τις αναθεωρημένες φορολογικές ελαστικότητες για τους φόρους εισοδήματος φυσικών και νομικών προσώπων και την προσδοκώμενη αύξηση της φορολογικής αποδοτικότητας του ΦΠΑ, εκτιμάται ότι την περίοδο 2014-2016 τα επιπλέον φορολογικά έσοδα (σε σχέση με τα επίπεδα του 2013) εξαιτίας της οικονομικής ανάπτυξης και του περιορισμού του παρα-

γωγικού κενού είναι δυνατόν να ανέλθουν έως και σε 3,9 δισεκ. ευρώ ή περίπου 2,1% του ΑΕΠ – έναντι εσόδων ύψους 2,6 δισεκ. ευρώ ή περίπου 1,36% του ΑΕΠ που προκύπτει από το σενάριο το οποίο βασίζεται στις εκτιμήσεις του ΟΟΣΑ. Εναλλακτικά, τα επιπλέον έσοδα (σε σχέση με το 2013) ύψους 3,9 δισεκ. ευρώ μπορούν να χωριστούν σε δύο τμήματα: α) σε 2,5 δισεκ. ευρώ, που αντιστοιχούν σε μια αύξηση η οποία συμβαδίζει 1:1 με τη μεταβολή του ονομαστικού ΑΕΠ, και β) σε 1,4 δισεκ. ευρώ, που οφείλονται στο γεγονός ότι η ελαστικότητα του αθροίσματος των υπό εξέταση φορολογικών κατηγοριών ως προς το ΑΕΠ είναι υψηλότερη της μονάδας (περίπου 1,5-1,55).

Λαμβάνοντας υπόψη τις παραπάνω εκτιμήσεις, τις έμμεσες εκτιμώμενες ελαστικότητες των υπό εξέταση κατηγοριών φόρων ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ και τις προβλέψεις των διεθνών οργανισμών για αύξηση του ονομαστικού ΑΕΠ, προκύπτει το συμπέρασμα ότι το άθροισμα των υπό εξέταση φορολογικών εσόδων ως ποσοστό του ΑΕΠ θα αυξηθεί την τριετία 2014-2016. Το γεγονός αυτό συνηγορεί υπέρ της ύπαρξης θετικών αποτελεσμάτων φορολογικής ευρωστίας.

Σύμφωνα με τους Belinga et al. (2014), στην Ελλάδα η ελαστικότητα των συνολικών φορολογικών εσόδων³⁵ ως προς το ΑΕΠ διαμορφώνεται σε 0,89 βραχυχρόνια και σε 1,09 μακροχρόνια (βλ. Πίνακα 1, σελ. 10 του εν λόγω άρθρου). Χρησιμοποιώντας τους μέσους όρους των έμμεσων ελαστικοτήτων του ΦΠΑ, του ΦΕΦΠ και του ΦΕΝΠ ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ που εκτιμώνται στην παρούσα μελέτη και αξιοποιώντας τις μέσες (σε επίπεδο ΟΟΣΑ) ελαστικότητες για τους ΕΦΚ, τις εισφορές κοινωνικής ασφάλισης και τους φόρους περιουσίας ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ που έχουν υπολογίσει οι Belinga et al. (2014 – βλ. Πίνακα 3, σελ. 12), καθώς και το μερίδιο κάθε φορολογικής κατηγορίας στα

³⁵ Περιλαμβάνονται τόσο οι προαναφερθέντες φόροι όσο και οι ακόλουθοι αντίστροφα προοδευτικοί φόροι: ΕΦΚ, εισφορές κοινωνικής ασφάλισης και φόροι περιουσίας.

συνολικά έσοδα (βλ. European Commission 2014γ), προκύπτει το συμπέρασμα ότι η ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων ως προς το ΑΕΠ διαμορφώνεται – κατά προσέγγιση – σε 1,06 βραχυχρόνια και 1,22 μακροχρόνια.³⁶ Το γεγονός αυτό αποτελεί ένδειξη ότι τα αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας κατά τα προσεχή χρόνια είναι δυνατόν να είναι ισχυρότερα σε σχέση με την εκτίμηση της προαναφερθείσας μελέτης του ΔΝΤ.

Από τα ανωτέρω προκύπτει το συμπέρασμα ότι η ανάκαμψη της οικονομίας και ο περιορισμός του παραγωγικού κενού μπορούν να οδηγήσουν σε φορολογικά οφέλη, δηλαδή σε αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας, τα οποία θα συμβάλουν στην αύξηση των φορολογικών εσόδων ως ποσοστού του ΑΕΠ, χωρίς να λαμβάνονται υπόψη μεταβολές στους

φορολογικούς συντελεστές ή άλλες παρεμβάσεις πολιτικής.

Ωστόσο, όπως έχει επισημάνει η Τράπεζα της Ελλάδος στην Ενδιάμεση Έκθεση Νομισματικής Πολιτικής το Δεκέμβριο του 2014, η δέσμευση στην προώθηση των μεταρρυθμίσεων είναι αναγκαία προϋπόθεση για να διασφαλιστεί η επάνοδος της οικονομίας σε σταθερή αναπτυξιακή τροχιά τα επόμενα χρόνια (βλ. Τράπεζα της Ελλάδος 2014γ). Συνεπώς, μόνο υπό αυτές τις προϋποθέσεις είναι δυνατόν να προκύψουν τα προαναφερθέντα αποτελέσματα φορολογικής ευρωστίας.

³⁶ Χρησιμοποιώντας τις έμμεσες ελαστικότητες του ΦΠΑ, του ΦΕΦΠ και του ΦΕΝΠ ως προς το ονομαστικό ΑΕΠ που προκύπτουν στο σενάριο βάσης, η ελαστικότητα των φορολογικών εσόδων ως προς το ΑΕΠ διαμορφώνεται – κατά προσέγγιση – σε 0,86 βραχυχρόνια και 1,02 μακροχρόνια.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ελληνική

- Γενική Γραμματεία Πληροφοριακών Συστημάτων (ΓΓΠΣ) (2014), Παρακολούθηση Φορολογικής Διοίκησης. Ιανουάριος 2012-Φεβρουάριος 2013, http://www.gsis.gr/gsis/info/gsis_site/PublicIssue/TaxAdmin.html.
- Τράπεζα της Ελλάδος (2010), *Έκθεση του Διοικητή για το έτος 2009*, Κεφάλαιο VIII: Παράρτημα: Μέτρα φορολογικής πολιτικής, Απρίλιος.
- Τράπεζα της Ελλάδος (2011), *Έκθεση του Διοικητή για το έτος 2010*, Κεφάλαιο VIII: Παράρτημα: Μέτρα φορολογικής πολιτικής, Απρίλιος.
- Τράπεζα της Ελλάδος (2012), *Έκθεση του Διοικητή για το έτος 2011*, Κεφάλαιο VIII: Παράρτημα: Μέτρα φορολογικής πολιτικής, Απρίλιος.
- Τράπεζα της Ελλάδος (2013α), *Έκθεση του Διοικητή για το έτος 2012*, Κεφάλαιο VIII: Παράρτημα: Μέτρα φορολογικής πολιτικής, Φεβρουάριος.
- Τράπεζα της Ελλάδος (2013β), *Νομισματική Πολιτική 2012-2013*, Ειδικό Θέμα IV.2 “Η σχέση μεταξύ έμμεσων φόρων και οικονομικής δραστηριότητας”, σελ. 78-80, Μάιος.
- Τράπεζα της Ελλάδος (2014α), *Έκθεση του Διοικητή για το έτος 2013*, Κεφάλαιο VIII: Παράρτημα: Μέτρα φορολογικής πολιτικής, Φεβρουάριος.
- Τράπεζα της Ελλάδος (2014β), *Νομισματική Πολιτική 2012-2013*, Ειδικό Θέμα IV.1 “Η επίπτωση της οικονομικής δραστηριότητας στη φορολογική αποδοτικότητα του ΦΠΑ”, σελ. 85-86, Ιούνιος.
- Τράπεζα της Ελλάδος (2014γ), *Νομισματική Πολιτική, Ενδιάμεση Έκθεση 2014*, Δεκέμβριος.
- Υπουργείο Οικονομικών (2014), Μεσοπρόθεσμο Πλαίσιο Δημοσιονομικής Στρατηγικής 2015-2018, Αθήνα.

Ξενόγλωσση

- Arnold, J.M., B. Brys, C. Heady, A. Johansson, C. Schwellnus and L. Vartia (2011), “Tax policy for economic recovery and growth”, *The Economic Journal*, 121(550), 59-80.
- Belinga, V., D. Benedek, R. de Mooij and J. Norregaard (2014). “Tax Buoyancy in OECD Countries”, IMF Working Paper 14/110.
- Blanchard, O. and R. Perotti (2002), “An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output”, *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1329-68.
- Brondolo, J. (2009), “Collecting Taxes During an Economic Crisis: Challenges and Policy Options”, IMF Staff Position Note 09/17, Washington: International Monetary Fund.
- Ebrill, L., M. Keen, J.P. Bodin and V. Summers (2001), *The modern VAT*, Washington, DC: International Monetary Fund.
- European Commission (2014α), *European Economic Forecast, Winter 2014*, Brussels.
- European Commission (2014β), “The Second Economic Adjustment Programme for Greece. Fourth Review – April 2014”, Occasional Paper 192, April.
- European Commission (2014γ), *Taxation Trends in the EU*, Brussels, http://ec.europa.eu/taxation_customs/resources/documents/taxation/gen_info/economic_analysis/tax_structures/country_tables/el.pdf.
- European Commission (2014δ), “Report on Public Finances in EMU”, *European Economy*, 9, Brussels.
- Girouard, N. and C. André (2005), “Measuring cyclically-adjusted budget balances for OECD countries”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 434.
- IMF (2013), “Greece: Third Review Under the Extended Arrangement Under the Extended Fund Facility”, IMF Country Report No. 13/153.

- IMF (2014), “Greece: Fifth Review Under the Extended Arrangement Under the Extended Fund Facility”, IMF Country Report No. 14/151.
- OECD (2013), *Economic Surveys: Greece*, November, Paris.
- OECD (2014), Tax database, Paris, http://www.oecd.org/tax/tax-policy/tax-database.htm#C_CorporateCapital.
- Poghosyan, T. (2011), “Assessing the variability of tax elasticities in Lithuania”, IMF Working Paper 11/270.
- Sancak, C., R. Velloso and J. Xing (2010), “Tax Revenue Response to the Business Cycle”, IMF Working Paper 10/71.
- Tagkalakis, A. (2013), “Audits and tax offenders: Recent evidence from Greece” Bank of Greece, Working Paper No. 152.
- Tagkalakis, A. (2014α), “Assessing the variability of indirect tax elasticity in Greece”, Bank of Greece, Working Paper No. 171.
- Tagkalakis, A. (2014β), “The determinants of vat revenue efficiency: Recent evidence from Greece”, Bank of Greece, Working Paper No. 181.
- Van den Noord, P. (2000), “The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 230, Paris.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΤΙΚΕΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ ΤΟΥ ΠΑΡΑΓΩΓΙΚΟΥ ΚΕΝΟΥ ΜΕ ΤΡΙΜΗΝΙΑΙΑ ΣΥΧΝΟΤΗΤΑ

Εξετάζονται τρεις εναλλακτικές μεταβλητές:

- Η πρώτη προσεγγιστική μεταβλητή κατασκευάζεται μετατρέποντας το ετήσιο *δυνητικό ΑΕΠ* (υπολογισμένο βάσει της μεθόδου της συνάρτησης παραγωγής) σε τριμηνιαία συχνότητα (με βάση τη διαδικασία quadratic match sum). Στη συνέχεια υπολογίζεται το τριμηνιαίο παραγωγικό κενό ως ακολούθως: $\text{παραγωγικό κενό}_t = (\text{πραγματικό ΑΕΠ} - \text{δυνητικό ΑΕΠ}) / \text{δυνητικό ΑΕΠ}$ και υπολογίζεται η ετήσια μεταβολή ως: $\Delta(\text{παραγωγικό κενό})_t = (\text{παραγωγικό κενό})_t - (\text{παραγωγικό κενό})_{t-4}$.
- Η δεύτερη προσεγγιστική μεταβλητή βασίζεται στη χρήση του φίλτρου Hodrick-Prescott (HP). Ειδικότερα, χρησιμοποιώντας το τριμηνιαίο πραγματικό ΑΕΠ εξάγουμε με βάση το *φίλτρο HP* τη χρονολογική του τάση (trend component). Έπειτα υπολογίζεται το τριμηνιαίο παραγωγικό κενό ως ακολούθως: $\text{παραγωγικό κενό}_t = (\text{πραγματικό ΑΕΠ} - \text{HP τάση του πραγματικού ΑΕΠ}) / \text{HP τάση του πραγματικού ΑΕΠ}$ και, με αντίστοιχο τρόπο όπως και παραπάνω, υπολογίζεται η ετήσια μεταβολή του παραγωγικού κενού που βασίζεται στη μεθοδολογία HP.
- Ως τρίτη προσεγγιστική μεταβλητή χρησιμοποιείται η ετήσια μεταβολή του λογαρίθμου του τριμηνιαίου πραγματικού ΑΕΠ όπως και στη μελέτη των Sancak et al. (2010): $\Delta \log(\text{πραγματικό ΑΕΠ})$.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β

ΜΙΑ ΑΠΛΗ ΑΣΚΗΣΗ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΩΝ ΠΡΟΣΘΕΤΩΝ ΦΟΡΟΛΟΓΙΚΩΝ ΕΣΟΔΩΝ ΑΠΟ ΤΟΝ ΠΕΡΙΟΡΙΣΜΟ ΤΟΥ ΠΑΡΑΓΩΓΙΚΟΥ ΚΕΝΟΥ

Η άσκηση έχει ως εξής:

- Πολλαπλασιάζουμε την ελαστικότητα (ε_i) της κάθε κατηγορίας φορολογικών εσόδων (ΦE_i) ως προς το παραγωγικό κενό (όπου i = έσοδα ΦΠΑ, έσοδα ΦΕΝΠ, έσοδα ΦΕΦΠ) με την εκτίμηση του ΔΝΤ του Ιουλίου 2014 για τον περιορισμό του παραγωγικού κενού $E(\Delta OG_{t+1}/I_{t+1})$ ³⁷ και εν συνεχεία με το λόγο της κάθε κατηγορίας φορολογικών εσόδων (ΦE_i) προς ΑΕΠ (Y_t) το 2013 ($t=2013$) και λαμβάνουμε μια εκτίμηση για το budgetary sensitivity (BS_{it+1}), δηλαδή κατά πόσες εκατοστιαίες μονάδες του ΑΕΠ θα περιοριστεί το έλλειμμα της γενικής κυβέρνησης εξαιτίας της αύξησης των φορολογικών εσόδων της κατηγορίας i λόγω του περιορισμού του παραγωγικού κενού που εκτιμά το ΔΝΤ για $t+1 = 2014$. Δηλαδή: $\varepsilon_i * E(\Delta OG_{t+1}/I_{t+1}) * (\Phi E_{it}/Y_t) = BS_{it+1}$.
- Πολλαπλασιάζοντας αυτή την εκτίμηση με την πρόβλεψη του ΔΝΤ του Ιουλίου 2014 για το επίπεδο του ονομαστικού ΑΕΠ το 2014 $E(Y_{t+1}/I_{t+1})$ υπολογίζουμε την αύξηση των φορολογικών εσόδων της κατηγορίας i σε εκατ. ευρώ: $E(Y_{t+1}/I_{t+1}) * (BS_{it+1}) = \Delta(\Phi E_{it+1})$.
- Στη συνέχεια προσθέτουμε το τελευταίο εύρημά μας $\Delta(\Phi E_{it+1})$ στα φορολογικά έσοδα της κατηγορίας i για $t=2013$ και λαμβάνουμε το αντίστοιχο μέγεθος για το $t+1$: $\Phi E_{it} + \Delta(\Phi E_{it+1}) = \Phi E_{it+1}$. Η εν λόγω πρόβλεψη περιλαμβάνει μεταβολές στα φορολογικά έσοδα μόνο εξαιτίας της οικονομικής δραστηριότητας (δεν λαμβάνονται υπόψη οι μεταβολές πολιτικής).
- Έπειτα η πρόβλεψη για τα φορολογικά έσοδα ΦE_{it+1} εκφράζεται ως ποσοστό του ΑΕΠ με βάση την εκτίμηση του ΔΝΤ $E(Y_{t+1}/I_{t+1})$, δηλαδή $(\Phi E_{it+1}) / E(Y_{t+1}/I_{t+1})$ και επαναλαμβάνεται η παραπάνω διαδικασία, για παράδειγμα: $\varepsilon_i * E(\Delta OG_{t+2}/I_{t+1}) * ((\Phi E_{it+1}) / (E(Y_{t+1}/I_{t+1}))) = BS_{it+2}$ κ.ο.κ. έως ότου υπολογίσουμε τα φορολογικά έσοδα κάθε κατηγορίας i για $t+2=2015$ και $t+3=2016$.

³⁷ Όπου I_{t+1} υποδηλώνει ότι η πρόβλεψη για $t+1=2014$ γίνεται με τη διαθέσιμη εντός του έτους πληροφόρηση. Ειδικότερα, σύμφωνα με το ΔΝΤ το παραγωγικό κενό προβλέπεται να περιοριστεί κατά 1,13 εκ.μ. το 2014, 2,59 εκ.μ. το 2015 και 2,43 εκ.μ. το 2016.

ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΤΟΥ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟΥ ΚΟΣΤΟΥΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΚΑΙ ΤΗΣ ΕΞΕΛΙΞΗΣ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ: Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ

Ζαχαρίας Γ. Μπραγουδάκης*

Διεύθυνση Οικονομικής Ανάλυσης και Μελετών

1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Οι μεταβολές που συντελούνται στις αμοιβές των εργαζομένων και στην παραγωγικότητα της εργασίας θεωρείται ότι αποτελούν παράγοντες που διαμορφώνουν τις πληθωριστικές προσδοκίες και επηρεάζουν σε μεγάλο βαθμό τον τρέχοντα πληθωρισμό και τη μελλοντική του εξέλιξη. Πιο συγκεκριμένα, η βασική παραδοχή είναι ότι η δυναμική των μισθών έχει κεντρικό ρόλο στον καθορισμό της εξέλιξης των τιμών. Ειδικότερα, εάν οι ονομαστικοί μισθοί αυξάνονται ταχύτερα από την παραγωγικότητα, η σταθερότητα των τιμών κλονίζεται, επειδή οι επιχειρήσεις αντιμετωπίζουν αυξανόμενο κόστος παραγωγής και τελικά θα αναγκαστούν να μετακυλίσουν την αύξηση αυτή στις τελικές τιμές που χρεώνουν. Παρόλο που το κόστος ενέργειας και το κόστος πρώτων υλών αποτελούν σημαντικά κόστη για μια επιχείρηση, το κόστος εργασίας αποτελεί επίσης ένα μεγάλο τμήμα του κόστους παραγωγής, κυρίως σε οικονομίες εντάσεως εργασίας. Συνεπώς, δείκτες μέτρησης των εξελίξεων του εργατικού κόστους, όπως το μοναδιαίο κόστος εργασίας, θεωρούνται και χρησιμεύουν ως πρόδρομοι δείκτες του μελλοντικού πληθωρισμού.

Από την άλλη πλευρά, στην ελληνική οικονομία ο ρυθμός μεταβολής των τιμών φαίνεται να αντιδρά με χρονική υστέρηση και όχι αναλογικά στις μεγάλες μειώσεις του μισθολογικού κόστους¹ οι οποίες εφαρμόστηκαν στη χώρα, στο πλαίσιο της δημοσιονομικής προσαρμογής και της εσωτερικής υποτίμησης² που επιδιώχθηκαν με σκοπό την ανάκτηση της απολεσθείσας ανταγωνιστικότητας και την εξισορρόπηση του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών. Η ελληνική οικονομία συνεχίζει να είναι ακριβή σε βασικά αγαθά, παρά την ύφεση, την πτώση των εισοδημάτων και την ανεργία. Με βάση πρόσφατες έρευνες, οι τιμές πολλών αγαθών στην εγχώρια αγορά παρουσιάζουν μεγάλες αποκλίσεις

συγκριτικά με άλλες χώρες (βλ. για παράδειγμα την Έκθεση της Ευρωπαϊκής Επιτροπής “Detailed Average Price Report November 2013” και Petroulas and Kosma 2014) ακόμη και όταν η σύγκριση γίνεται με χώρες που βρίσκονται υπό καθεστώς δημοσιονομικής προσαρμογής. Σύμφωνα με την παραπάνω έκθεση, από την εξέταση των ενδεικτικών τιμών 20 βασικών αγαθών στα σουπερμάρκετ στην Ελλάδα, την Πορτογαλία, την Ολλανδία και το Λουξεμβούργο προκύπτει το συμπέρασμα ότι η Ελλάδα στην πραγματικότητα έχει το ακριβότερο καλάθι αγαθών, διότι οι Έλληνες καταναλωτές χρειάζονται μεγαλύτερο ποσοστό από το μισθό τους σε σχέση με τους καταναλωτές των άλλων τριών χωρών για να αγοράσουν την ίδια ποσότητα αγαθών. Το γεγονός ότι οι τιμές δεν προσαρμόζονται αναλογικά με τη μείωση του μοναδιαίου κόστους εργασίας έχει περιορίσει τα οφέλη σε όρους ανταγωνιστικότητας για την ελληνική οικονομία και έχει μειώσει την αγοραστική δύναμη των καταναλωτών, εξασθενώντας περαιτέρω τη συνολική ζήτηση στην οικονομία.

* Η εργασία απηχεί τις απόψεις του συγγραφέα και όχι κατ' ανάγκη της Τράπεζας της Ελλάδος. Θερμές ευχαριστίες εκφράζονται για τα εποικοδομητικά σχόλιά τους στον Υποδιευκτή η. Ι. Παπαδάκη, τη Η. Gibson, τον Σ. Καλυβίτη, τη Χ. Μπαλφούσια, τον Δ. Σιδέρη και τον Ε. Κοντέλη. Τυχόν λάθη και παραλείψεις βαρύνουν αποκλειστικά τον συγγραφέα.

1 Σύμφωνα με τα εθνολογιστικά στοιχεία της Ελληνικής Στατιστικής Αρχής (ΕΛΣΤΑΤ, ESA 95), την περίοδο 2010-2013 το ΑΕΠ σε σταθερές τιμές (έτος βάσης 2005=100) μειώθηκε κατά 16,92%, ενώ το σύνολο των αμοιβών εξαρτημένης εργασίας μειώθηκε κατά 28,7%. Επίσης, σύμφωνα με στοιχεία της Ευρωπαϊκής Επιτροπής και της Ευρωπαϊκής Κεντρικής Τράπεζας (ΕΚΤ), η αμοιβή ανά απασχολούμενο για το σύνολο της οικονομίας μειώθηκε κατά 13,2% την περίοδο 2010-2013, ενώ αντίστοιχα το ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας μειώθηκε κατά 13,31%. Αντίθετα, για την ίδια περίοδο, ο πληθωρισμός με βάση το Δείκτη Τιμών Καταναλωτή αυξήθηκε κατά 3,3%, ενώ με βάση τον αποπληθωριστή του ΑΕΠ μειώθηκε μόνο κατά 2,1%. Πιο αναλυτική περιγραφή του φαινομένου μη προσαρμογής του πληθωρισμού στις μεταβολές του μισθολογικού κόστους γίνεται στην ενότητα 4 της μελέτης.

2 Το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο στην έκθεσή του για την Ελλάδα (IMF Country Report No. 13/20, January 2013) αναφέρει χαρακτηριστικά: “Οι μεγάλες εξωτερικές υποχρεώσεις απαιτούν τελικά μεγάλα εμπορικά πλεονάσματα προκειμένου να εξυπληρηθούν και η επίτευξη αυτών των πλεονασμάτων απαιτεί ένα πιο υποτιμημένο επίπεδο της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Σε μια νομισματική ένωση, η υποτίμηση πρέπει να επιτευχθεί σε μεγάλο βαθμό μέσω του αποπληθωρισμού, ο οποίος απαιτεί μεγαλύτερο αρνητικό παραγωγικό κενό”.

Εντούτοις, σημειώνεται ότι το φαινόμενο της αποσύνδεσης του μοναδιαίου κόστους εργασίας από την εξέλιξη του δείκτη τιμών καταναλωτή δεν αφορά μόνο την ελληνική οικονομία αλλά αρκετές χώρες της ευρωζώνης (Wolff 2012).

Σε αυτή τη μελέτη επιχειρείται μια εμπειρική διερεύνηση της σχέσης μεταξύ του μοναδιαίου κόστους εργασίας (δηλαδή της προσαρμοσμένης ονομαστικής αμοιβής ανά εργαζόμενο με βάση την παραγωγικότητα της εργασίας) και της εξέλιξης των τιμών. Πιο συγκεκριμένα, διερευνάται εμπειρικά η ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ του επιπέδου των τιμών και των μισθών στο σύνολο της ελληνικής οικονομίας, αλλά και στους βασικούς κλάδους της. Στην περίπτωση που ταυτοποιηθεί μια τέτοια σχέση, εκτιμάται ο βαθμός προσαρμογής των τιμών στις μεταβολές των μισθών και το αντίστροφο και εκτιμάται η ταχύτητα με την οποία το σύστημα προσαρμόζεται στη μακροχρόνια ισορροπία του. Επιπρόσθετα, εξετάζεται η κατεύθυνση της αιτιότητας με βάση τους ελέγχους για ασθενή, βραχυχρόνια και ισχυρή εξωγένεια μεταξύ των τιμών και των μισθών. Από όσο γνωρίζουμε, τουλάχιστον για την ελληνική οικονομία δεν υπάρχει εμπειρική μελέτη όπου να έχει εφαρμοστεί τόσο αναλυτική και συνεπής ως προς τους ορισμούς των μεγεθών διερεύνηση της αλληλεπίδρασης των τιμών και του μοναδιαίου κόστους εργασίας σε κλαδικό επίπεδο.

Τα ευρήματα που προκύπτουν τόσο από την περιγραφική ανάλυση όσο και από την οικονομετρική διερεύνηση συνηγορούν στο συμπέρασμα ότι, για το σύνολο της οικονομίας, η εξέλιξη των τιμών επηρεάζει την εξέλιξη του μοναδιαίου κόστους εργασίας, αλλά ισχύει και το αντίστροφο, δηλαδή το μοναδιαίο κόστος εργασίας επηρεάζει την εξέλιξη των τιμών σε όλο σχεδόν το φάσμα της οικονομίας.

Το υπόλοιπο μέρος της εργασίας είναι δομημένο ως εξής: Στην ενότητα 2 αναλύεται το θεωρητικό υπόβαθρο της διασύνδεσης που υπάρχει μεταξύ του μοναδιαίου κόστους εργασίας και της εξέλιξης των τιμών και παρου-

σιάζεται συνοπτικά μια επισκόπηση της σχετικής βιβλιογραφίας. Στην ενότητα 3 περιγράφονται με αναλυτικό τρόπο τα δεδομένα. Στην ενότητα 4 γίνεται μια περιγραφική ανάλυση των δεδομένων και συνάγονται κάποια αρχικά συμπεράσματα σχετικά με την ύπαρξη αποσύνδεσης στην εξέλιξη του επιπέδου των τιμών και του μοναδιαίου κόστους εργασίας. Στην ενότητα 5 αναλύονται κάποια μεθοδολογικά ζητήματα και παρουσιάζεται η οικονομετρική μεθοδολογία. Τα εμπειρικά αποτελέσματα παρουσιάζονται στην ενότητα 6. Τέλος, στην ενότητα 7 συνοψίζονται τα συμπεράσματα.

2 Η ΔΙΑΣΥΝΔΕΣΗ ΤΟΥ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟΥ ΚΟΣΤΟΥΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΚΑΙ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ

2.1 Η ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΘΕΜΕΛΙΩΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΤΟΥ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟΥ ΚΟΣΤΟΥΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΚΑΙ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ

Υποστηρίζεται συχνά ότι οι εξελίξεις του κόστους εργασίας οδηγούν την πορεία του ρυθμού μεταβολής του επιπέδου των τιμών, δηλαδή οδηγούν τον πληθωρισμό. Το επιχείρημα αυτό πηγάζει από τη θεωρία που είναι γνωστή στη βιβλιογραφία ως “θεωρία ώθησης του πληθωρισμού λόγω αυξημένου κόστους” (cost-push theory of inflation). Σύμφωνα με τη θεωρία αυτή, η αύξηση των δαπανών για τις αμοιβές των εργαζομένων (μισθοί και εργοδοτικές εισφορές) — οι οποίες αποτελούν ένα σημαντικό μερίδιο του μεταβλητού κόστους παραγωγής μιας επιχείρησης — θα μετακυλίσει αργά ή γρήγορα στις ενδιάμεσες (τιμές χονδρικής) και στις τελικές τιμές (δείκτης τιμών καταναλωτή ή στους επιμέρους κλαδικούς αποπληθωριστές).

Ειδικότερα, εάν οι ονομαστικοί μισθοί ανά εργαζόμενο αυξάνονται ταχύτερα από την παραγωγικότητα της εργασίας, οι επιχειρήσεις αναγκάζονται να μετακυλίσουν την αύξηση του κόστους και αυτό συνεπάγεται προσαρμογή των τιμών προς τα άνω. Στην πραγματική οικονομία όμως, η μετακύλιση αυτή δεν είναι ούτε ακαριαία (αυτόματα) ούτε

πλήρης. Η βιβλιογραφία σχετικά με τις ονομαστικές ακαμψίες των ονομαστικών τιμών δείχνει ότι σε πολλές περιπτώσεις οι επιχειρήσεις έχουν την τάση να αποφεύγουν τις πολύ συχνές μεταβολές των τιμών. Η τάση αποφυγής από την πλευρά των επιχειρήσεων πολύ συχνών μεταβολών στις τιμές τους εξαρτάται κυρίως από το βαθμό ολιγοπωλιακής διάρθρωσης του κλάδου (market power) και τον κίνδυνο αντίδρασης των πελατών (customer reaction effect).

Όσο πιο ολιγοπωλιακά διαρθρωμένος είναι ο κλάδος της οικονομίας στον οποίο δραστηριοποιείται η επιχείρηση, τόσο μεγαλύτερος είναι ο βαθμός επιρροής της επιχείρησης (βαθμός μονοπωλιακής δύναμης) και τόσο μεγαλύτερο περιθώριο υπάρχει για συχνή μεταβολή των τιμών και αντίστοιχα μικρότερος κίνδυνος απώλειας μεριδίου αγοράς. Επιπρόσθετα, η ολιγοπωλιακή διάρθρωση του κλάδου δίνει κίνητρο για συμπαιγνίες χειραγώγησης των τιμών (market-pricing collusion), φαινόμενο που εκδηλώνεται με την ονομαστική ακαμψία των ονομαστικών τιμών προς τα κάτω, ενώ μια μείωση του μοναδιαίου κόστους εργασίας θα δικαιολογούσε μείωση των τιμών. Από την άλλη πλευρά, η συχνή μεταβολή των τιμών καλλιεργεί ένα κλίμα αβεβαιότητας, το οποίο αυξάνει τον κίνδυνο αντίδρασης (φυγής) των πελατών, ιδιαίτερα αν το προϊόν έχει μεγάλη ελαστικότητα ζήτησης. Ο βαθμός μετακύλισης (pass-through) και η ταχύτητα προσαρμογής (speed of adjustment) των τιμών εξαρτάται από μια σειρά παραγόντων όπως το μέγεθος και η εμμονή (persistence) των αυξήσεων του κόστους, το μέγεθος των περιθωρίων κέρδους (profit margins), η ελαστικότητα της ζήτησης για τα προϊόντα του κλάδου και η αναμενόμενη συμπεριφορά των ανταγωνιστών. Βραχυπρόθεσμα, οι επιχειρήσεις ενδέχεται να είναι πρόθυμες να δεχθούν μια μείωση των περιθωρίων κέρδους τους και να απορροφήσουν μερικώς την άνοδο του μισθολογικού κόστους, αλλά σε μεσοπρόθεσμη βάση οι επίμονες αυξήσεις των ονομαστικών μισθών καθιστούν αναπόφευκτη την προσαρμογή των τιμών προς τα άνω. Σύμφωνα με τη θεωρία ώθησης του πληθωρισμού

λόγω αυξημένου κόστους, η δυναμική των μισθών θεωρείται εξωγενής και η συνεπαγόμενη προσαρμογή των τιμών επηρεάζεται έντονα από τις μισθολογικές διακυμάνσεις. Ωστόσο, το επιχείρημα αυτό δεν μπορεί να δώσει επαρκή απάντηση στο ζήτημα του πώς μια επιτάχυνση του κόστους εργασίας θεωρείται ο παράγοντας που οδηγεί την εξέλιξη των τιμών και όχι το αντίστροφο.

Το μεγαλύτερο μέρος των υφιστάμενων εξηγήσεων σχετικά με τον πληθωρισμό παρέχονται από τις θεωρίες που αφορούν την πλευρά της ζήτησης (demand-pull inflation). Σύμφωνα με αυτές τις θεωρίες, ο εξωγενής προσδιοριστικός παράγοντας των πληθωριστικών πιέσεων είναι μια υπερβολικά επεκτατική δημοσιονομική πολιτική (αύξηση δημόσιων δαπανών ή μείωση φόρων) ή μια υπερβολικά επεκτατική νομισματική πολιτική (αύξηση του ρυθμού επέκτασης της προσφοράς χρήματος ή μείωση των παρεμβατικών επιτοκίων) ή συνδυασμός αυτών των δύο. Αυτή η προσέγγιση δεν αποκλείει μια αμφίδρομη αιτιότητα, δηλαδή την επίδραση των μισθών στις τιμές και των τιμών στην εξέλιξη των μισθών, αλλά υποστηρίζει ότι η μεταβολή της ζήτησης είναι εκείνη που πρωτίστως ξεκινά τη σπειροειδή σχέση τιμών-μισθών.

Καθώς οι επιχειρήσεις ανταγωνίζονται μεταξύ τους για την πρόσληψη προσωπικού προκειμένου να ικανοποιήσουν μια αυξανόμενη ζήτηση, οι μισθοί θα τείνουν να αυξηθούν, εκτός αν η προσφορά εργασίας είναι αρκετά ελαστική και ανταποκριθεί επαρκώς στην αρχική αύξηση της ζήτησης. Δηλαδή στην περίπτωση όπου η αύξηση της ζήτησης μειώνει το ποσοστό της ανεργίας και η οικονομία πλησιάζει το δυνητικό της προϊόν, οι επιχειρήσεις είναι πρόθυμες να αυξήσουν τους ονομαστικούς μισθούς με σκοπό να προσελκύσουν εργαζομένους. Επιπλέον, σε αυτή την περίπτωση, οι εργαζόμενοι έχουν σχετικά καλύτερη διαπραγματευτική θέση για να διεκδικήσουν υψηλότερους μισθούς. Οι υψηλότερες μισθολογικές αμοιβές αυξάνουν το κόστος παραγωγής, αυξάνοντας έτσι τις τιμές των αγαθών και των υπηρεσιών.

Ωστόσο, η κατεύθυνση της αιτιώδους σχέσης θα μπορούσε κάλλιστα να αντιστραφεί. Δηλαδή, στην περίπτωση υπερβάλλουσας συνολικής ζήτησης και ταυτόχρονης ανεπάρκειας παραγωγικής ικανότητας, η συνολική έλλειψη εφοδιασμού της αγοράς μπορεί να επιτρέψει στις επιχειρήσεις να αυξήσουν τις τιμές, οδηγώντας σε υψηλότερα περιθώρια κέρδους. Αυτό με τη σειρά του ωθεί τους εργαζόμενους να ζητήσουν σημαντικές αυξήσεις των μισθών τους για να διατηρήσουν την αγοραστική τους δύναμη. Η άποψη αυτή συνεπάγεται ότι η εξέλιξη των μισθών έπεται των εξελίξεων της ζήτησης. Υπό αυτό το πρίσμα, είναι πιθανόν να χαθεί ένα μέρος της σπουδαιότητας των μισθολογικών αμοιβών ως πρόδρομου δείκτη των μελλοντικών πληθωριστικών τάσεων και το ενδιαφέρον να στραφεί κυρίως στις εξελίξεις των δημοσιονομικών και νομισματικών μεγεθών που επηρεάζουν τη συνολική ζήτηση.

Στην πραγματικότητα, οι διάφοροι μηχανισμοί αλληλεπίδρασης που περιγράφηκαν παραπάνω μπορούν ενδεχομένως να συμβαίνουν ταυτόχρονα στην οικονομία, επιτρέποντας την αμφίδρομη αλληλεπίδραση μεταξύ των μισθών και των τιμών. Γενικά, η οικονομική θεωρία δεν μας δίνει ξεκάθαρη άποψη για την κατεύθυνση της επίδρασης μεταξύ του μοναδιαίου κόστους της εργασίας και των τιμών. Στην υποενοχή που ακολουθεί παρουσιάζεται μια επισκόπηση της βιβλιογραφίας που αφορά την εμπειρική διερεύνηση αυτού του ζητήματος.

2.2 ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΔΙΕΘΝΟΥΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Σύμφωνα με τις υπάρχουσες βιβλιογραφικές αναφορές, η εμπειρική διερεύνηση της σχέσης αλληλεπίδρασης μεταξύ των ονομαστικών μισθών και των τιμών παρέχει αντιφατικά αποτελέσματα. Η πλειονότητα των μελετών φαίνεται να παρέχει μικρή εμπειρική θεμελίωση στην υπόθεση ότι η αύξηση των ονομαστικών μισθών ή του μοναδιαίου κόστους εργασίας επηρεάζει τη δυναμική των τιμών.

Στον Πίνακα 1 συνοψίζονται τα εμπειρικά ευρήματα ενός τμήματος της διεθνούς βιβλιο-

γραφίας για τη σχέση αλληλεπίδρασης μεταξύ του μισθολογικού κόστους και της δυναμικής των τιμών. Συνάγεται το συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει συμφωνία για την κατεύθυνση της επίδρασης μεταξύ των ονομαστικών μισθών ή του μοναδιαίου κόστους εργασίας και της εξέλιξης των τιμών. Σε γενικές γραμμές, τα αποτελέσματα των εμπειρικών μελετών είναι αρκετά ευαίσθητα ως προς την επιλογή του δείγματος, την οικονομετρική μέθοδο που ακολουθείται και τα συγκεκριμένα μέτρα οικονομικής πολιτικής.

2.3 ΤΟ ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΜΙΑΣ ΔΙΕΥΡΥΜΕΝΗΣ ΜΕ ΠΡΟΣΔΟΚΙΕΣ ΚΑΜΠΥΛΗΣ PHILLIPS

Δύο εναλλακτικές θεωρητικές προσεγγίσεις χρησιμοποιούνται γενικά για να περιγράψουν την αλληλεπίδραση μεταξύ των μισθών και των τιμών: η καμπύλη Phillips και η καμπύλη των μισθών (βλ. Layard et al. 1991, Blanchard and Katz 1999, Bardsen et al. 2005). Ενώ η προσέγγιση της καμπύλης Phillips βασίζεται σε μια αρνητική σχέση μεταξύ του ρυθμού μεταβολής των ονομαστικών μισθών και του ποσοστού ανεργίας ή κάποιου ευρύτερου δείκτη διακύμανσης της οικονομικής δραστηριότητας (π.χ. του παραγωγικού κενού), η καμπύλη των μισθών υποδηλώνει μια αρνητική σχέση μεταξύ του επιπέδου των πραγματικών μισθών και του ποσοστού ανεργίας.

Η εργασία αυτή ακολουθεί τους Gordon (1982, 1985, 1988), Stockton and Glassman (1987), Ghali (1999) και Mehra (1993, 2000) και εξειδικεύει τη σχέση μεταξύ του ρυθμού μεταβολής των τιμών (πληθωρισμού) και του μοναδιαίου κόστους εργασίας ή κόστους εργασίας ανά μονάδα προϊόντος χρησιμοποιώντας το μεθοδολογικό πλαίσιο μιας διευρυμένης καμπύλης Phillips. Το θεωρητικό υπόβαθρο του υποδείγματος υποδηλώνει ότι οι τιμές και το μοναδιαίο κόστος εργασίας συσχετίζονται συστηματικά και μακροχρόνια.

Σύμφωνα με το υπόδειγμα αυτό, οι τιμές προσδιορίζονται με βάση ένα περιθώριο κέρδους πάνω στους μισθούς, όπως εξειδικεύεται στην

Πίνακας Ι Σύνοψη ευρημάτων της διεθνούς βιβλιογραφίας

Έτος	Μελετητές	Χώρα	Ευρήματα
1977	Mehra	ΗΠΑ	Τα αποτελέσματα που προέκυψαν υποστηρίζουν την ύπαρξη μιας αιτιώδους σχέσης αμφίδρομης κατεύθυνσης μεταξύ του μέσου ονομαστικού μισθού και του ΔΤΚ, ανεξάρτητα από τη δομή της αγοράς όπου δραστηριοποιείται ο κάθε τομέας που εξετάστηκε.
1988	Gordon	ΗΠΑ	Οι μεταβολές των ονομαστικών μισθών δεν παίζουν σημαντικό ρόλο στην εξήγηση του πληθωρισμού των τιμών, όταν αυτός μετρείται με βάση τον αποπληθωριστή του ΑΕΠ.
1991	Mehra	ΗΠΑ	Οι μεταβολές των ονομαστικών μισθών δεν έχουν σημασία για την εξήγηση του πληθωρισμού των τιμών, όταν αυτός μετρείται με τη χρήση του αποπληθωριστή του ΑΕΠ.
1992	Gaillard	Ελβετία	Το κόστος εργασίας ανά μονάδα προϊόντος διαδραματίζει ιδιαίτερα σημαντικό ρόλο για τη βραχυχρόνια δυναμική συμπεριφορά των τιμών σε όλους του τομείς που εξετάστηκαν. Επίσης, οι χρονικές υστερήσεις στις μεταβολές των τιμών είναι ένας βασικός προσδιοριστικός παράγοντας των μισθολογικών εξελίξεων βραχυπρόθεσμα.
1993	Mehra	ΗΠΑ	Οι μεταβολές του κόστους εργασίας ανά μονάδα προϊόντος επηρεάζουν το ρυθμό μεταβολής των τιμών, όταν αυτός μετρείται με βάση το ρυθμό μεταβολής του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (ΔΤΚ). Αντιθέτως, δεν επηρεάζουν τον πληθωρισμό, όταν αυτός μετρείται με βάση το ρυθμό μεταβολής του αποπληθωριστή του ΑΕΠ.
1995	Rissman	ΗΠΑ	Η κατεύθυνση της αιτιότητας είναι από τις τιμές προς το μοναδιαίο κόστος της εργασίας, με εξαίρεση τους κλάδους της μεταποίησης και του λιανικού εμπορίου, όπου το μοναδιαίο κόστος εργασίας παρουσιάζει σχέση αιτιότητας κατά Granger με τις τιμές, δηλαδή έχει προβλεπτική δύναμη στη μελλοντική εξέλιξη του πληθωρισμού.
1996	Arora and Blackley	ΗΠΑ	Σε όλους τους τομείς με εξαίρεση τον μεταποιητικό τομέα παραγωγής αναλώσιμων αγαθών, οι εκτιμήσεις καταδεικνύουν την ύπαρξη μιας αμφίδρομης σχέσης αιτιότητας μεταξύ του μοναδιαίου κόστους εργασίας και των τιμών.
1996	Emery and Chang	ΗΠΑ	Το μοναδιαίο κόστος εργασίας ως ερμηνευτική μεταβλητή στις εξισώσεις προσδιορισμού του πληθωρισμού δεν βελτιώνει την εκτός δείγματος προβλεπτική ικανότητα των υποδειγμάτων. Αντίθετα, βρέθηκαν ισχυρές ενδείξεις ότι ο πληθωρισμός προβλέπει (παρουσιάζει σχέση αιτιότητας κατά Granger) τις μισθολογικές αυξήσεις, ανεξάρτητα από την επιλογή της περιόδου του δείγματος.
1997	Brauer	ΗΠΑ	Ενώ η αύξηση των αμοιβών ανά εργαζόμενο στο βιομηχανικό τομέα αγαθών έχει μικρή προβλεπτική ικανότητα για την εξέλιξη των τιμών των εμπορευμάτων, οι αμοιβές ανά εργαζόμενο στον τομέα των ιδιωτικών υπηρεσιών βοηθά στην πρόβλεψη των τιμών για μια συγκεκριμένη ομάδα υπηρεσιών και ως εκ τούτου βοηθά στην πρόβλεψη των μεταβολών του ΔΤΚ.
1999	Chan-Lau and Tokarick	ΗΠΑ	Η μικρή αύξηση του μοναδιαίου κόστους εργασίας είναι αναγκαία για να εξηγηθεί η αινιγματική πτώση του πληθωρισμού κατά το δεύτερο ήμισυ της δεκαετίας του 1990, διότι η αύξηση του παραγωγικού κενού και η επαγόμενη φθίνουσα ανεργία δεν μπορούν να εξηγήσουν την αινιγματική πτώση του πληθωρισμού.
1999	Ghali	ΗΠΑ	Η αιτιότητα έχει κατεύθυνση από τους μισθούς προς τις τιμές και γι' αυτό παίρνει σαφή θέση υπέρ της συστηματικής παρακολούθησης του κόστους του εργατικού δυναμικού για τον έλεγχο του πληθωρισμού.
2000	Mehra	ΗΠΑ	Ο ρυθμός αύξησης των μισθών μπορεί να βοηθήσει στην πρόβλεψη του πληθωρισμού μόνο κατά τη διάρκεια μιας περιόδου διαρκούς επιταχυνόμενου πληθωρισμού. Αντιθέτως, ο πληθωρισμός βοηθά συστηματικά στην πρόβλεψη της αύξησης των μισθών για ένα πολύ μεγαλύτερο χρονικό διάστημα, το οποίο καλύπτει διάφορα καθεστώτα πληθωρισμού.
2000	Hess and Schweitzer	ΗΠΑ	Ενώ ο πληθωρισμός βοηθά στην πρόβλεψη του ρυθμού μεταβολής του μοναδιαίου κόστους εργασίας, το αντίστροφο δεν ισχύει.
2001	Aaronson	ΗΠΑ	Η επίδραση των αυξήσεων των κατώτατων μισθών επηρεάζει τις τιμές στον τομέα της εστίασης.
2007	Zanetti	Ελβετία	Οι τιμές (με βάση τον ΔΤΚ) είναι αυτές που επηρεάζουν συστηματικά το μοναδιαίο κόστος εργασίας, ενώ η επίδραση του μοναδιαίου κόστους εργασίας είναι πιο ευαίσθητη ως προς την επιλογή της περιόδου του δείγματος.
2012	Wolff	Ευρωζώνη	Οι τιμές (με βάση τον ΔΤΚ) έχουν αποσυνδεθεί σε σχέση με τις μεταβολές του μοναδιαίου κόστους εργασίας. Η απουσία ενός ισχυρού μηχανισμού μετάδοσης μεταξύ των μισθών, του μοναδιαίου κόστους εργασίας και του πληθωρισμού επηρεάζει σημαντικά την εύρυθμη λειτουργία της οικονομίας στη ζώνη του ευρώ.

εξίσωση τιμών (1). Με τη σειρά τους, οι μισθοί εξαρτώνται από τον προσδοκώμενο πληθωρισμό, όπως περιγράφεται στην εξίσωση μισθών (2). Επίσης, και στις δύο εξισώσεις περιλαμβάνονται μεταβλητές που αντανakλούν πιθανές διαταραχές τόσο στη συνολική ζήτηση όσο και στην πλευρά της προσφοράς.

Οι δύο εξισώσεις ανηγμένης μορφής που περιγράφουν παραπάνω εξειδικεύονται ως εξής:

Εξίσωση τιμών:

$$\Delta p_t = a_p + \beta_{1p} \Delta(wun - lprod)_t + \beta_{2p} ds_t + \beta_{3p} ss_{pt} \quad (1)$$

Εξίσωση μισθών:

$$\Delta(wun - lprod)_t = a_w + \beta_{1w} \Delta p_t^e + \beta_{2w} ds_t + \beta_{3w} ss_{wt} \quad (2)$$

δεδομένου ότι

$$\Delta p_t^e = \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta p_{t-i} \quad (3)$$

(προσαρμοστικές πληθωριστικές προσδοκίες)

όπου p_t είναι το επίπεδο των τιμών, wun_t το επίπεδο των ονομαστικών μισθών ανά εργαζόμενο και $lprod_t$ η παραγωγικότητα της εργασίας. Με Δ συμβολίζεται ο τελεστής των πρώτων διαφορών. Η μεταβλητή $\Delta(wun - lprod)_t$ εκφράζει τις μεταβολές των προσαρμοσμένων αμοιβών ανά εργαζόμενο με βάση την παραγωγικότητα της εργασίας, δηλαδή τις μεταβολές στο μοναδιαίο κόστος εργασίας $\Delta(ulc)_t$, όπου $\Delta(ulc)_t = \Delta(wun - lprod)_t$. Με Δp_t^e συμβολίζονται οι πληθωριστικές προσδοκίες υποθέτοντας μια προσαρμοζόμενη (adaptive) σχέση πληθωριστικών προσδοκιών με βάση τον παρελθοντικό πληθωρισμό (backward-looking adjustment), όπως περιγράφεται από την εξίσωση (3). Η αύξηση στο ρυθμό μεταβολής του μοναδιαίου κόστους της εργασίας $\Delta(ulc)_t$ επηρεάζεται συνεπώς από τις χρονικές υστερήσεις του πληθωρισμού. Η εξειδίκευση των εξισώσεων (1), (2) και (3) υποδηλώνει ότι το μοναδιαίο κόστος της εργασίας και οι τιμές αλληλεπιδρούν συστηματικά μεταξύ τους, δηλαδή ότι υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση που τα συνδέει.³ Η μεταβλητή ds_t εκφράζει

ένα μέτρο της κατάστασης στην οποία βρίσκεται η συνολική ζήτηση (υποτονική ή υπερβάλλουσα) και η οποία μπορεί να προσεγγιστεί με βάση το παραγωγικό κενό. Θετικό παραγωγικό κενό σημαίνει ότι η οικονομία παρουσιάζει υπερθέρμανση και λειτουργεί πάνω από τη μακροχρόνια τάση της (δυναμικό προϊόν), υποδηλώνοντας ότι η υπερβάλλουσα ζήτηση θα δημιουργήσει πληθωριστικές πιέσεις. Αρνητικό παραγωγικό κενό σημαίνει ότι η οικονομία είναι σε ύφεση και λειτουργεί κάτω από το δυναμικό της προϊόν, υποδηλώνοντας ότι η υποτονική ζήτηση θα δημιουργήσει αποπληθωριστικές τάσεις. Με ss_{pt} εκφράζονται τυχόν διαταραχές τιμών από την πλευρά της προσφοράς (π.χ. αύξηση του οριακού κόστους εξαιτίας μιας αύξησης των διεθνών τιμών του πετρελαίου ή μιας αύξησης στις τιμές των εισαγόμενων ενδιάμεσων αγαθών στη βιομηχανία), ενώ αντίστοιχα με ss_{wt} εκφράζονται τυχόν διαταραχές των μισθών, επίσης από την πλευρά της προσφοράς.

3 ΤΑ ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Η εμπειρική ανάλυση γίνεται με δεδομένα που καλύπτουν την περίοδο 2000-2013 σε τριμηνιαία συχνότητα. Η μελέτη εξετάζει την αλληλεπίδραση μεταξύ του μοναδιαίου κόστους εργασίας και των τιμών σε συνθηκοιστικό επίπεδο, αλλά και στους επιμέρους κλάδους παραγωγής της οικονομίας.

³ Η εξίσωση των τιμών (1) και η εξίσωση των μισθών (2) που χρησιμοποιούνται στην παρούσα εργασία θα πρέπει να θεωρηθούν ως εξισώσεις ανηγμένης μορφής. Πιο αναλυτικά, η εξίσωση των τιμών (1) βασίζεται σε ένα υπόδειγμα τιμολόγησης με βάση το περιθώριο κέρδους (mark-up) της επιχείρησης. Ο Nordhaus (1972) αποδεικνύει ότι η εξειδίκευση της εξίσωσης (1) προκύπτει από μια διαδικασία βελτιστοποίησης μιας συνάρτησης παραγωγής Cobb-Douglas. Με την παραδοχή των σταθερών αποδόσεων κλίμακας και της σταθερής σχετικής τιμής του κεφαλαίου, από τη συνάρτηση παραγωγής προκύπτει μακροχρόνιος συντελεστής ίσος με τη μονάδα, $\beta_{1p} = 1$ στην εξίσωση των τιμών (1). Ο συντελεστής $\beta_{1p} = 1$ υποδηλώνει ότι οι τιμές και οι μισθοί θα αυξάνονται με τον ίδιο ρυθμό μακροχρόνια. Με την ίδια λογική στην εξίσωση των μισθών (2), αν το άθροισμα των συντελεστών των τιμών με χρονική υστέρηση είναι μονάδα, $\beta_{1w} \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$, αυτό υποδηλώνει επίσης ότι οι μισθοί και οι τιμές μεγεθύνονται με παρόμοιους ρυθμούς μακροχρόνια. Σύμφωνα με τον Gordon (1985), η εξίσωση των μισθών (2) προκύπτει από ένα υπόδειγμα ζήτησης και προσφοράς εργασίας, στο οποίο ο ρυθμός μεταβολής των μισθών προσαρμόζεται κάθε φορά για να διορθώσει τις ανισορροπίες στην αγορά εργασίας.

Πίνακας 2 Ορισμοί για τις μεταβλητές του μισθολογικού κόστους και των τιμών ανά κλάδο παραγωγής και για το σύνολο της οικονομίας

	Μεταβλητές μισθολογικού κόστους			Μεταβλητές τιμών		
	Μοναδιαίο κόστος εργασίας (ul_c)	Αμοιβή ανά απασχολούμενο (wun_c)	Παραγωγικότητα της εργασίας ($lprod_c$)	Αποπληθωριστές (p_c)	Εναρμονισμένος ΔTK (p_c)	Δείκτης περιθωρίου κερδών (pm_c)
Κλάδοι παραγωγής						
ΑΕΠ-συνολική οικονομία (ακαθάριστη προστιθέμενη αξία σε βασικές τιμές)	TT_ULC	TT_WUN	TT_LPROD	YFD	HICP	TT_PM
Γεωργία, δασοκομία και αλιεία	AGR_ULC	AGR_WUN	AGR_LPROD	AGRD		AGR_PM
Ορυχεία και λατομεία, μεταποίηση, ενέργεια, παροχή νερού, επεξεργασία λυμάτων, διαχείριση αποβλήτων, εξυγίανση	IND_ULC	IND_WUN	IND_LPROD	INDD		IND_PM
Κατασκευές	CON_ULC	CON_WUN	CON_LPROD	COND		CON_PM
Χονδρικό και λιανικό εμπόριο, επισκευές οχημάτων και μοτοσυκλετών, μεταφορά και αποθήκευση, υπηρεσίες παροχής καταλύματος και υπηρεσίες εστίασης	TR_ULC	TR_WUN	TR_LPROD	TRD		TR_PM
Ενημέρωση και επικοινωνία	COM_ULC	COM_WUN	COM_LPROD	COMD		COM_PM
Χρηματοπιστωτικές και ασφαλιστικές δραστηριότητες	FI_ULC	FI_WUN	FI_LPROD	FID		FI_PM
Διαχείριση ακίνητης περιουσίας	RE_ULC	RE_WUN	RE_LPROD	RED		RE_PM
Επαγγελματικές, επιστημονικές και τεχνικές δραστηριότητες, διοικητικές και υποστηρικτικές δραστηριότητες	SC_ULC	SC_WUN	SC_LPROD	SCED		SC_PM
Δημόσια διοίκηση και άμυνα, υποχρεωτική κοινωνική ασφάλιση, εκπαίδευση, δραστηριότητες σχετικές με την ανθρώπινη υγεία και την κοινωνική μέριμνα	PA_ULC	PA_WUN	PA_LPROD	PAD		PA_PM
Τέχνες, διασκέδαση και ψυχαγωγία, επισκευές ειδών νοικοκυριού και άλλες υπηρεσίες	ART_ULC	ART_WUN	ART_LPROD	ARTD		ART_PM

Πηγές: ΕΛΣΤΑΤ και υπολογισμοί του συγγραφέα.

Σύμφωνα με τους Εθνικούς Λογαριασμούς (ΕΛ) που καταρτίζονται και δημοσιεύονται από την Ελληνική Στατιστική Αρχή (ΕΛΣΤΑΤ) ακολουθώντας το Ευρωπαϊκό Σύστημα Λογαριασμών (ΕΣΛ 1995), το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν (ΑΕΠ) σε βασικές⁴ τιμές, όπως μετρείται με βάση την προσέγγιση της παραγωγής, ομαδοποιείται σε δέκα βασικούς κλάδους, όπως παρουσιάζονται αναλυτικά στον Πίνακα 2.

Για αυτούς τους δέκα κλάδους παραγωγής, διαιρώντας την αξία του προϊόντος τους σε

τρέχουσες τιμές με την αξία σε σταθερές τιμές (με έτος βάσης το 2005=100), υπολογίζουμε τους αντίστοιχους κλαδικούς αποπληθωριστές καθώς και τον αποπληθωριστή του ΑΕΠ για το σύνολο της οικονομίας. Οι παραπάνω αποπληθωριστές μαζί με τον Εναρμονισμένο Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (ΕνΔTK), ο οποίος επίσης καταρτίζεται και δημοσιεύεται από την ΕΛΣΤΑΤ, αποτελούν την ομάδα των τιμών p_c .

⁴ Το ΑΕΠ σε βασικές τιμές (συνολική ακαθάριστη προστιθέμενη αξία) προκύπτει αν από το ΑΕΠ σε αγοραίες τιμές αφαιρεθούν οι φόροι επί της παραγωγής και προστεθούν οι επιδοτήσεις.

Στον Πίνακα 2 παρουσιάζονται οι συντομογραφίες των μεταβλητών για τα ζεύγη του μισθολογικού κόστους (ulc_t , wun_t , $lprod_t$) και των τιμών p_t (αποπληθωριστές, ΕνΔΤΚ και δείκτης περιθωρίου κερδών) για το σύνολο της οικονομίας και τους επιμέρους κλάδους.

Σημειώνεται ότι ο ΕνΔΤΚ προστέθηκε στην ομάδα των τιμών παρότι δεν υπάρχει ακριβής μεθοδολογική αντιστοίχιση (ως προς τη σύνθεση των αγαθών και υπηρεσιών) με τις μεταβλητές του συνολικού μισθολογικού κόστους, όπως αυτές προκύπτουν σε όρους συνολικής ακαθάριστης προστιθέμενης αξίας. Ο λόγος για τον οποίο συμπεριλαμβάνεται στην ανάλυση ο ΕνΔΤΚ είναι ότι η σταθερότητα των τιμών,⁵ όπως την ορίζει η Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα (πληθωρισμός κάτω αλλά πλησίον του 2% μεσοπρόθεσμα), υπολογίζεται με βάση το ρυθμό μεταβολής των τιμών του ΕνΔΤΚ.

Για το σύνολο της οικονομίας και τους δέκα επιμέρους κλάδους χρησιμοποιούνται οι αντίστοιχοι δείκτες μέτρησης του μισθολογικού κόστους. Τα δεδομένα για το ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας ulc_t (δείκτης με έτος βάσης το 2005=100) για το σύνολο της οικονομίας και τους δέκα επιμέρους κλάδους αντλούνται από τη στατιστική βάση Statistical Data Warehouse (SDW) της Ευρωπαϊκής Κεντρικής Τράπεζας. Σύμφωνα με τον τυπικό ορισμό⁶ που δίνει η Eurostat, το ονομαστικό μοναδιαίο κόστος εργασίας ορίζεται ως εξής:

$$ulc_t = \frac{wun_t}{lprod_t} = \frac{\frac{wind_t}{led_t}}{\frac{yer_t}{let_t}}$$

όπου wun_t είναι οι συνολικές αμοιβές των απασχολούμενων (με μισθωτή – εξαρτημένη – εργασία), led_t ο συνολικός αριθμός των απασχολούμενων με μισθωτή εργασία, $wun_t = wind_t / led_t$ η μέση αμοιβή ανά απασχολούμενο, yer_t το ΑΕΠ σε σταθερές τιμές (2005=100), let_t η συνολική απασχόληση στην οικονομία και τέλος $lprod_t = yer_t / let_t$ η μέση συνολική παραγωγικότητα. Τα δεδομένα για τη μέση αμοιβή ανά απασχολούμενο και τη μέση συνολική παραγωγικότητα, που αποτελούν τις βασικές συνιστώσες του ονομαστικού μοναδιαίου

κόστους εργασίας, δημοσιεύονται επίσης κατά κλάδο στη στατιστική βάση SDW της ΕΚΤ.

Ο δείκτης του μοναδιαίου περιθωρίου κέρδους για έναν κλάδο ορίζεται ως εξής: $pm_t = p_t / ulc_t$, δηλαδή είναι ο λόγος μεταξύ του επιπέδου των τιμών (αποπληθωριστής σε βασικές τιμές) του κλάδου και του αντίστοιχου μοναδιαίου κόστους εργασίας για το συγκεκριμένο κλάδο.

Οι διαταραχές στην πλευρά της συνολικής ζήτησης προσεγγίζονται από τη μεταβλητή του παραγωγικού κενού $Ogap_t$, η οποία αντανάκλα την κατάσταση της κυκλικής ζήτησης σε σχέση με τη μακροχρόνια τάση (δυναμικό προϊόν) της πραγματικής οικονομίας. Επιπρόσθετα, λαμβάνεται υπόψη και ο ρυθμός μεταβολής της προσφοράς χρήματος $M3^8$ στην οικονομία ως προσέγγιση για την κατάσταση της κυκλικής ζήτησης.

Οι διαταραχές στην πλευρά της συνολικής προσφοράς προσεγγίζονται από τη μεταβλητή των σχετικών τιμών $RP_t = IM_PPI_t / TT_PPID_t$, όπου οι σχετικές τιμές RP_t ορίζονται ως ο λόγος του δείκτη τιμών εισαγωγών στη βιομηχανία IM_PPI_t προς το δείκτη τιμών παραγωγού στη βιομηχανία για την εγχώρια αγορά TT_PPID_t . Η εποχική διόρθωση (X_SA) των σειρών έχει γίνει με τη μέθοδο X-12. Όλες οι μεταβλητές που εξετάζονται στην εμπειρική ανάλυση μετασχηματίζονται σε λογαρίθμους.⁹

5 Πρωταρχικός σκοπός του Ευρωπαϊκού Συστήματος Κεντρικών Τραπεζών είναι η διατήρηση της σταθερότητας των τιμών (άρθρο 127 της Συνθήκης για τη λειτουργία της Ευρωπαϊκής Ένωσης). Το Διοικητικό Συμβούλιο της ΕΚΤ επιδιώκει να διατηρεί τους ρυθμούς πληθωρισμού κάτω, αλλά πλησίον του 2% μεσοπρόθεσμα. Για να επιτύχει τον πρωταρχικό του σκοπό, το Διοικητικό Συμβούλιο βασίζει τις αποφάσεις του σε μια στρατηγική νομισματικής πολιτικής δύο πυλώνων και τις θέτει σε εφαρμογή χρησιμοποιώντας το πλαίσιο άσκησης νομισματικής πολιτικής.

6 Πηγή: Eurostat, <http://cpp.eurostat.ec.europa.eu>.

7 Το παραγωγικό κενό υπολογίζεται ως ο λόγος του ΑΕΠ (ακαθάριστη προστιθέμενη αξία σε βασικές τιμές, 2005=100) προς το δυναμικό προϊόν της οικονομίας. Το δυναμικό προϊόν υπολογίζεται εφαρμόζοντας το φίλτρο Hodrick-Prescott (HP) επί του ΑΕΠ.

8 $M3$ = καταθέσεις προθεσμίας έως 2 ετών + καταθέσεις υπό προεξόφληση έως 3 μηνών + συμφωνίες επαναγοράς (repors) + μερίδια αμοιβαίων κεφαλαίων χρηματογοράς + χρεόγραφα διάρκειας έως 2 ετών.

9 Ο μετασχηματισμός των σειρών σε λογαρίθμους αφενός απαλείφει τυχόν τετραγωνικές τάσεις στις σειρές, αφετέρου οι συντελεστές των εξισώσεων των υποδειγμάτων που εκτιμώνται στο εμπειρικό τμήμα της μελέτης εκφράζουν ελαστικότητες.

Πίνακας 3 Κλαδικά μερίδια παραγωγής ως ποσοστό του ΑΕΠ

(% του ΑΕΠ σε βασικές τιμές, μέσος όρος περιόδου)

Κλάδοι παραγωγής	2000-2013	2000-2007	2008-2013
Αγροτικός τομέας	4,70	5,00	4,30
Βιομηχανία	12,30	12,80	11,80
Κατασκευές	6,10	7,70	4,10
Εμπόριο	24,50	25,00	23,90
Ενημέρωση και επικοινωνία	4,40	3,80	5,10
Χρηματοπιστωτικός κλάδος	5,40	5,10	5,70
Διαχείριση ακίνητης περιουσίας	12,90	12,00	14,20
Επαγγελματικές και λοιπές δραστηριότητες	6,30	6,90	5,40
Δημόσια διοίκηση και άμυνα	19,60	18,60	20,90
Τέχνες, διασκέδαση και ψυχαγωγία	4,30	4,30	4,40

Πηγές: ΕΛΣΤΑΤ, ΕΚΤ, Ευρωπαϊκή Επιτροπή και υπολογισμοί του συγγραφέα.

4 ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ. ΥΠΑΡΧΟΥΝ ΕΝΔΕΙΞΕΙΣ ΑΠΟΣΥΝΔΕΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ ΤΗΣ ΕΞΕΛΙΞΗΣ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟΥ ΚΟΣΤΟΥΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ;

4.1 ΚΛΑΔΙΚΑ ΜΕΡΙΔΙΑ ΠΑΡΑΓΩΓΗΣ ΩΣ ΠΟΣΟΣΤΟ ΤΟΥ ΑΕΠ

Όπως παρατηρούμε από τον Πίνακα 3 για το διάστημα που καλύπτει η μελέτη (2000-2013), οι κλάδοι παραγωγής που έχουν κατά μέσο όρο το μεγαλύτερο μερίδιο ως ποσοστό του ΑΕΠ είναι τέσσερις: ο βιομηχανικός κλάδος με ποσοστό 12,3%, ο κλάδος του εμπορίου με 24,5%, ο κλάδος διαχείρισης ακίνητης περιουσίας με 12,9% και ο κλάδος δημόσιας διοίκησης και άμυνας με 19,6%. Το μερίδιο των τεσσάρων αυτών κλάδων αθροιστικά είναι 69,3% του ΑΕΠ.

Παρατηρούμε επίσης ότι δεν υπάρχουν σημαντικές μεταβολές των κλαδικών μεριδίων μεταξύ των δύο υποπεριόδων 2000-2007 (περίοδος προ κρίσης) και 2008-2013 (περίοδος ύφεσης). Επισημαίνεται ότι για την εξεταζόμενη περίοδο 2000-2013 ο κυρίαρχος τομέας της οικονομίας είναι ο τομέας των υπηρεσιών με ποσοστό 77%. Ο τομέας των υπηρεσιών περιλαμβάνει τους εξής κλάδους: το

εμπόριο, την ενημέρωση και επικοινωνία, τις χρηματοπιστωτικές υπηρεσίες, τη διαχείριση ακίνητης περιουσίας, τις επαγγελματικές-επιστημονικές και τεχνικές δραστηριότητες, τη δημόσια διοίκηση και άμυνα, και τις τέχνες-διασκέδαση-ψυχαγωγία, ενώ οι υπόλοιποι κλάδοι, δηλ. ο αγροτικός (4,7%), ο βιομηχανικός (12,3%) και ο κατασκευαστικός (6,1%), καλύπτουν ποσοστό περίπου 23%.

Με βάση τις παραπάνω επισημάνσεις σχετικά με τη βαρύτητα των κλαδικών μεριδίων στο ΑΕΠ, στο υπόλοιπο μέρος της ενότητας αλλά και στην οικονομετρική διερεύνηση της ενότητας 5, θα επικεντρωθούμε στην ανάλυση μόνο της συνολικής οικονομίας και των τεσσάρων βασικών κλάδων της, δηλαδή της βιομηχανίας, του εμπορίου, της διαχείρισης ακίνητης περιουσίας και της δημόσιας διοίκησης και άμυνας.

4.2 Η ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΕΞΕΛΙΞΗ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ, ΤΟΥ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟΥ ΚΟΣΤΟΥΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΚΑΙ ΤΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΤΟΥ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟΥ ΠΕΡΙΘΩΡΙΟΥ ΚΕΡΔΟΥΣ

Εξετάζοντας την οικονομία σε δύο υποπεριόδους, πριν και μετά το 2010, ο Πίνακας 4 και τα Διαγράμματα 1, 2.Α και 2.Β παρέχουν ένα

Πίνακας 4 Εξέλιξη των τιμών, του μοναδιαίου κόστους εργασίας και του δείκτη περιθωρίου κέρδους στους μεγαλύτερους κλάδους της οικονομίας

(ετήσιοι ρυθμοί μεταβολής %)

	Σύνολο οικονομίας				Βιομηχανία		
	ΕνΔΤΚ	Αποπληθωριστής	Μοναδιαίο κόστος εργασίας	Δείκτης περιθωρίου κέρδους	Αποπληθωριστής	Μοναδιαίο κόστος εργασίας	Δείκτης περιθωρίου κέρδους
	(HICP)	(YFD)	(TT_ULC)	(TT_PM)	(INDD)	(IND_ULC)	(IND_PM)
2001	3,6	3,5	-0,2	3,7	2,5	1,8	0,6
2002	3,9	3,6	10,1	-5,9	4,5	14,9	-9,1
2003	3,5	4,2	1,5	2,6	0,8	-1,7	2,6
2004	3,0	2,7	2,2	0,5	7,1	3,3	3,7
2005	3,5	1,3	4,4	-3,0	-1,9	13,2	-13,4
2006	3,3	2,2	-1,2	3,5	8,9	5,3	3,4
2007	3,0	3,4	2,7	0,7	2,4	4,6	-2,2
2008	4,2	4,8	5,1	-0,3	13,0	10,1	2,7
2009	1,3	2,7	5,8	-3,0	-3,1	-5,7	2,8
2010	4,7	0,1	0,4	-0,3	4,1	-3,2	7,6
2011	3,1	0,4	-1,7	2,2	-0,1	-5,7	5,9
2012	1,0	0,0	-5,0	5,3	4,6	-12,6	19,6
2013	-0,9	-2,5	-7,0	4,8	0,8	-6,3	7,6
Μέσος όρος περιόδου	HICP	YFD	TT_ULC	TT_PM	INDD	IND_ULC	IND_PM
2001-2013	2,9	2,0	1,3	0,8	3,3	1,4	2,4
2001-2009	3,3	3,1	3,4	-0,1	3,8	5,1	-1,0
2010-2013	2,0	-0,5	-3,3	3,0	2,3	-6,9	10,2

	Εμπόριο			Διαχείριση ακίνητης περιουσίας			Δημόσια διοίκηση και άμυνα		
	Αποπληθωριστής	Μοναδιαίο κόστος εργασίας	Δείκτης περιθωρίου κέρδους	Αποπληθωριστής	Μοναδιαίο κόστος εργασίας	Δείκτης περιθωρίου κέρδους	Αποπληθωριστής	Μοναδιαίο κόστος εργασίας	Δείκτης περιθωρίου κέρδους
	(TRD)	(TR_ULC)	(TR_PM)	(RED)	(RE_ULC)	(RE_PM)	(PAD)	(PA_ULC)	(PA_PM)
2001	2,7	-10,2	14,4	4,1	145,2	-57,5	6,2	3,5	2,6
2002	-0,7	-0,7	0,0	4,3	61,8	-35,5	9,9	12,2	-2,0
2003	3,4	-4,6	8,4	5,1	-32,1	54,8	5,1	0,5	4,5
2004	0,7	-2,4	3,2	5,5	56,8	-32,7	7,4	13,0	-5,0
2005	-12,8	4,8	-16,7	8,1	-32,1	59,1	1,5	1,6	0,0
2006	2,4	1,3	1,1	3,5	10,5	-6,3	-0,9	-1,1	0,2
2007	4,0	2,5	1,4	4,8	-10,3	16,8	4,5	4,7	-0,2
2008	5,0	6,0	-1,0	4,8	1,2	3,6	8,4	5,3	2,9
2009	2,1	12,6	-9,3	4,7	-6,6	12,1	8,0	6,9	1,1
2010	1,5	5,0	-3,4	3,3	-0,9	4,2	-5,5	-7,1	1,7
2011	2,9	0,8	2,1	3,2	-18,8	27,0	-4,7	-4,8	0,0
2012	0,4	0,5	-0,1	-2,1	-10,3	9,2	-0,3	-5,5	5,5
2013	-1,3	-6,3	5,3	-6,7	-29,9	33,0	-4,0	-7,2	3,4
Μέσος όρος περιόδου	TRD	TR_ULC	TR_PM	RED	RE_ULC	RE_PM	PAD	PA_ULC	PA_PM
2001-2013	0,8	0,7	0,4	3,3	10,3	6,8	2,7	1,7	1,1
2001-2009	0,8	1,0	0,2	5,0	21,6	1,6	5,6	5,2	0,5
2010-2013	0,9	0,0	1,0	-0,6	-15,0	18,4	-3,6	-6,1	2,7

Πηγές: ΕΛΣΤΑΤ, ΕΚΤ, Ευρωπαϊκή Επιτροπή και υπολογισμοί του συγγραφέα.

μεγάλο εύρος πληροφόρησης όσον αφορά τη διαχρονική εξέλιξη των τιμών, του μοναδιαίου κόστους εργασίας και των δεικτών περιθωρίου κέρδους για το σύνολο της οικονομίας και τους βασικότερους¹⁰ επιμέρους κλάδους.

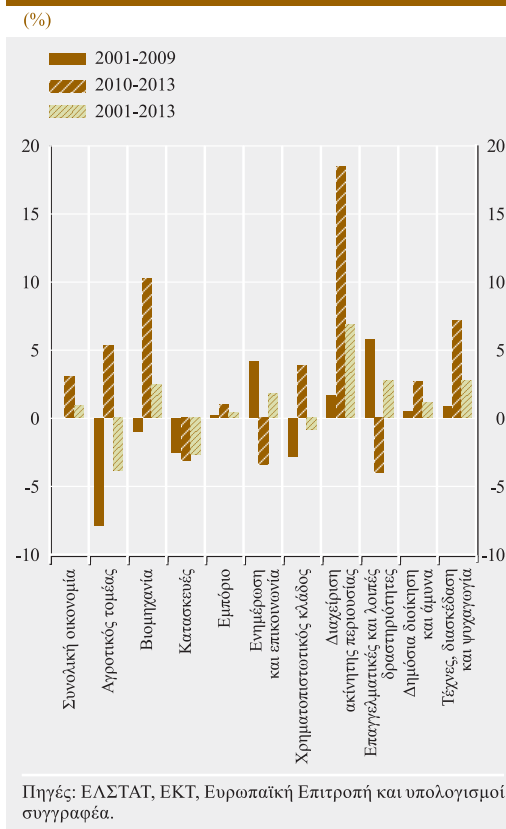
Το έτος 2010 επιλέχθηκε για το διαχωρισμό του δείγματος σε δύο υποπεριόδους (2000-2009: α' υποπερίοδος και 2010-2013: β' υποπερίοδος), με βάση το γεγονός ότι από τα μέσα του 2010 εφαρμόστηκαν σταδιακά τα μέτρα δημοσιονομικής προσαρμογής (υπογραφή του πρώτου Μνημονίου¹¹).

Ο δείκτης του μοναδιαίου περιθωρίου κέρδους υπολογίζεται ως $pm_i = p_i / ulc_i$, δηλαδή είναι ο λόγος μεταξύ της βασικής τιμής του κλάδου (χωρίς τους φόρους επί της παραγωγής) και του αντίστοιχου μοναδιαίου κόστους εργασίας που προκύπτει για το συγκεκριμένο κλάδο. Ο παραπάνω ορισμός, αν και μπορεί να θεωρηθεί απλοϊκός, πλεονεκτεί έναντι άλλων ορισμών που χρησιμοποιούνται για τη μέτρηση του περιθωρίου των κερδών ενός κλάδου, ως προς τα εξής κριτήρια: τη διαθεσιμότητα συλλογής των στοιχείων, την υπολογιστική ευκολία και τη σχετική συνέπεια ως προς τη συγκρισιμότητα που προσφέρει για μελέτη διαφορετικών κλάδων και οικονομιών. Από την άλλη πλευρά, ο τρόπος αυτός δεν λαμβάνει υπόψη το κόστος των υπόλοιπων εισροών στην παραγωγική διαδικασία (πρώτες ύλες, ενδιάμεσα αγαθά και ενέργεια), τη φορολογική επιβάρυνση των επιχειρήσεων και το χρηματοπιστωτικό κόστος.

Από τα στοιχεία του Πίνακα 4 και το Διάγραμμα 1 καταδεικνύεται ότι για το σύνολο της οικονομίας ο δείκτης του μοναδιαίου περιθωρίου κέρδους αυξήθηκε κατά μέσο όρο κατά 3,0% την υποπερίοδο 2010-2013, ενώ για το σύνολο της περιόδου 2001-2013 ήταν μόλις 0,8%.

Αυτό υποδηλώνει μια αποσύνδεση μεταξύ του ρυθμού μεταβολής του μοναδιαίου κόστους εργασίας και του πληθωρισμού. Δηλαδή για την υποπερίοδο 2010-2013, ενώ ο ρυθμός μεταβολής του μοναδιαίου κόστους εργασίας

Διάγραμμα 1 Εξέλιξη του δείκτη μοναδιαίου περιθωρίου κέρδους σε όλους τους κλάδους της οικονομίας



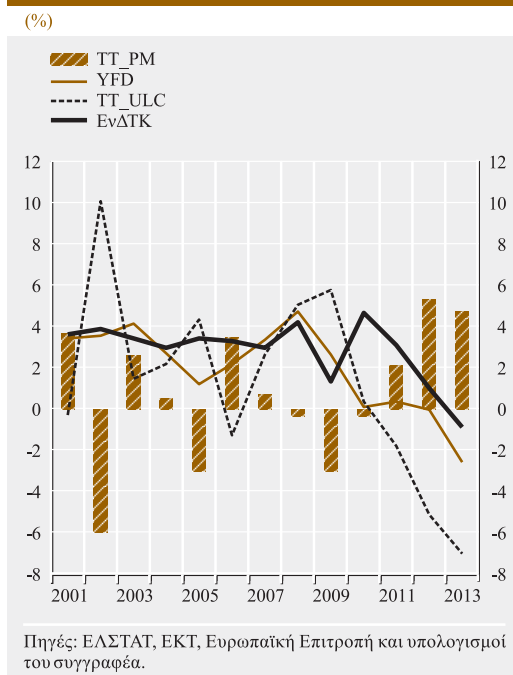
μειώθηκε κατά μέσο όρο κατά 3,3%, ο πληθωρισμός αντίθετα μειώθηκε κατά μόνο 0,5% με βάση τον αποπληθωριστή του ΑΕΠ και αυξήθηκε κατά 2,0% με βάση τον ΕνΔΤΚ. Η αποσύνδεση αυτή φαίνεται πιο καθαρά στα έτη 2012 και 2013, οπότε το περιθώριο κέρδους αυξήθηκε κατά 5,3% και 4,8% αντίστοιχα (βλ. Πίνακα 4).

Όσον αφορά τη συνολική οικονομία, παρατηρώντας το Διάγραμμα 2.Α βλέπουμε ότι υπάρχει μια σχετικά κοινή πορεία μεταξύ των

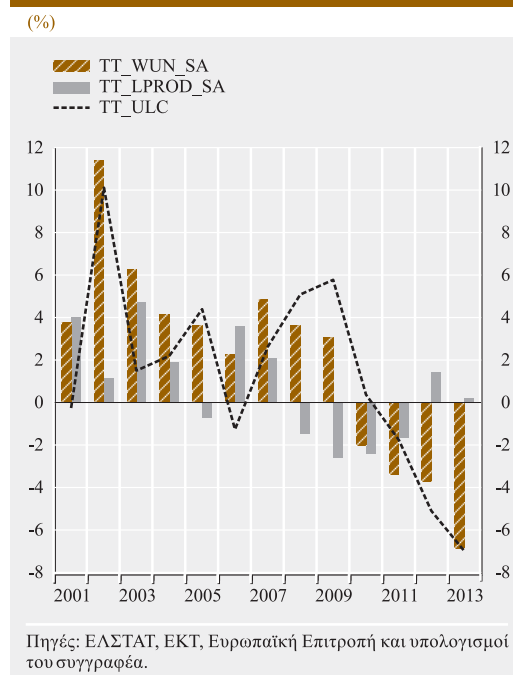
¹⁰ Στον Πίνακα 12 του Παραρτήματος παρουσιάζεται η εξέλιξη των τιμών, του μοναδιαίου κόστους εργασίας και του δείκτη περιθωρίου κερδών σε όλους τους κλάδους της οικονομίας.

¹¹ Συμφωνία και υπογραφή στις 3 Μαΐου 2010 του Μνημονίου Συνεννόησης μεταξύ του ΔΝΤ, της ΕΚΤ και της Ευρωπαϊκής Επιτροπής, που ενεργούσε για λογαριασμό των κρατών-μελών της ευρωζώνης, και της Ελληνικής Δημοκρατίας με τα συστατικά μέρη του, ήτοι: (α) Μνημόνιο Οικονομικής και Χρηματοπιστωτικής Πολιτικής, (β) Μνημόνιο Συνεννόησης στις Συγκυβερνήσιμες Προϋποθέσεις Οικονομικής Πολιτικής και (γ) Τεχνικό Μνημόνιο Συνεννόησης.

Διάγραμμα 2.A Ρυθμός μεταβολής του αποπληθωριστή του ΑΕΠ (YFD), του ΕνΔΤΚ, του μοναδιαίου κόστους εργασίας (TT_ULC) και του δείκτη περιθωρίου κέρδους (TT_PM) στο σύνολο της οικονομίας



Διάγραμμα 2.B Ρυθμός μεταβολής του μοναδιαίου κόστους εργασίας (TT_ULC), των αμοιβών ανά απασχολούμενο (TT_WUN_SA) και της παραγωγικότητας της εργασίας (TT_LPROD_SA) στο σύνολο της οικονομίας



ρυθμών μεταβολής του αποπληθωριστή του ΑΕΠ, του ΕνΔΤΚ και του μοναδιαίου κόστους εργασίας για την περίοδο 2000-2009.

Από τα μέσα του 2010, με τη σταδιακή εφαρμογή των μέτρων δημοσιονομικής προσαρμογής (υπογραφή πρώτου Μνημονίου), παρατηρείται αλλαγή πορείας και στα τρία μεγέθη και η τάση γίνεται καθοδική. Εντούτοις, δημιουργείται έντονη απόκλιση μεταξύ τους, με το ρυθμό μεταβολής του μοναδιαίου κόστους να καταγράφει πολύ πιο έντονη πτώση σε σχέση με τους δύο δείκτες πληθωρισμού την περίοδο 2010-2013. Αυτό οφείλεται στη μεγάλη αθροιστική μείωση κατά 14,9% των συνολικών αμοιβών ανά απασχολούμενο την περίοδο 2010-2013, ενώ και η παραγωγικότητα της εργασίας μειώθηκε κατά 2,3% (βλ. Διάγραμμα 2.B). Δηλαδή υπάρχουν δύο διαφορετικά καθεστώτα στη συμπεριφορά των σειρών: το πρώτο καθεστώς (2001-2009), στο οποίο οι σειρές συνδιακυμαίνονται, και το δεύτερο καθεστώς (2010-2013),

όπου παρατηρείται κοινή αλλά όχι αναλογικά καθοδική τάση.

Στο βιομηχανικό κλάδο, με 10,2%, και στον κλάδο διαχείρισης ακίνητης περιουσίας, με 18,4%, παρουσιάζονται τα μεγαλύτερα κατά μέσο όρο περιθώρια κέρδους την περίοδο 2010-2013 (βλ. Διάγραμμα 1).

Στον Πίνακα 5 παρουσιάζεται ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης Pearson μεταξύ των επιπέδων των τιμών και του μοναδιαίου κόστους εργασίας στη συνολική οικονομία και τους επιμέρους κλάδους. Σημειώνεται ότι ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης Pearson είναι υπολογισμένος στα επίπεδα των δύο σειρών.¹² Ο υπολογισμός του συντελεστή συσχέτισης έχει γίνει και για τις τρεις επιλεγμένες περιόδους.

¹² Ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης Pearson υπολογίστηκε στα επίπεδα των δύο σειρών για να μας παρέχει μια πρόδρομη ένδειξη για την ύπαρξη ή μη μιας σταθερής μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των τιμών και του μοναδιαίου κόστους εργασίας.

Πίνακας 5 Συντελεστές συσχέτισης (Pearson) στα επίπεδα των αποπληθωριστών και του μοναδιαίου κόστους εργασίας

	Συνολική οικονομία	Βιομηχανία	Εμπόριο	Διαχείριση ακίνητης περιουσίας	Δημόσια διοίκηση
2000-2013	YFD_SA	INDD_SA	TRD_SA	RED_SA	PAD_SA
TT_ULC_SA	0,92	0,81	0,37	0,91	0,96
IND_ULC_SA	0,70	0,58	-0,05	0,69	0,81
TR_ULC_SA	0,68	0,74	0,66	0,71	0,51
RE_ULC_SA	-0,10	-0,24	-0,25	-0,15	0,10
PA_ULC_SA	0,80	0,66	0,12	0,77	0,93
2000-2009	YFD_SA	INDD_SA	TRD_SA	RED_SA	PAD_SA
TT_ULC_SA	0,97	0,91	0,07	0,95	0,98
IND_ULC_SA	0,95	0,95	-0,08	0,95	0,90
TR_ULC_SA	0,32	0,40	0,22	0,34	0,29
RE_ULC_SA	0,28	0,21	0,16	0,22	0,33
PA_ULC_SA	0,97	0,91	0,05	0,95	0,98
2010-2013	YFD_SA	INDD_SA	TRD_SA	RED_SA	PAD_SA
TT_ULC_SA	0,65	-0,86	-0,33	0,75	0,81
IND_ULC_SA	0,41	-0,88	-0,56	0,54	0,76
TR_ULC_SA	0,73	-0,28	0,37	0,68	0,35
RE_ULC_SA	0,60	-0,73	-0,47	0,62	0,90
PA_ULC_SA	0,55	-0,80	-0,52	0,61	0,88

Πηγή: Υπολογισμοί του συγγραφέα.

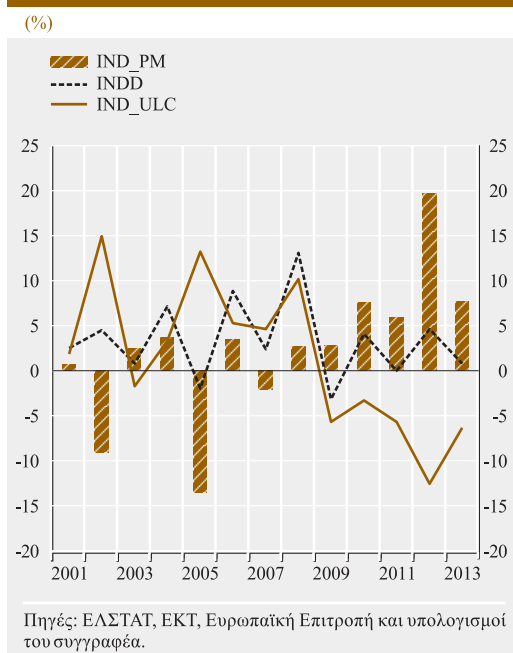
Την περίοδο πριν από την υπογραφή του μνημονίου (2000-2009), ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης Pearson (βλ. Πίνακα 5) μεταξύ τιμών και μοναδιαίου κόστους εργασίας είναι πολύ υψηλός στο σύνολο της οικονομίας, $r_{yfd,tt_ulc} = 0,97$. Την περίοδο μετά την υπογραφή του Μνημονίου (2010-2013), ο συντελεστής συσχέτισης μειώνεται στο σύνολο της οικονομίας $r_{yfd,tt_ulc} = 0,65$, ενισχύοντας την παρατήρηση ότι υπάρχει γενικά μια μερική αποσύνδεση των σειρών μετά το 2010.

Ιδιαίτερα στο βιομηχανικό κλάδο, στον οποίο παράγονται κατά βάση τα εμπορεύσιμα (εξαγωγή) αγαθά της οικονομίας, η αποσύνδεση κατά την περίοδο 2010-2013 μεταξύ του πληθωρισμού (2,3%) και του ρυθμού μεταβολής του μοναδιαίου κόστους εργασίας (-6,9%) γίνεται περισσότερο φανερή (βλ. Διάγραμμα 3). Η αποσύνδεση αυτή φαίνεται πιο καθαρά τα έτη 2012 και 2013, οπότε ο

δείκτης περιθωρίου κέρδους αυξήθηκε κατά 19,6% και 7,6% αντίστοιχα. Αυτό οφείλεται στη ραγδαία μείωση κατά 12,6% και 6,3% του μοναδιαίου κόστους εργασίας τα έτη 2012 και 2013, ενώ ο ρυθμός μεταβολής των τιμών κινήθηκε στο 4,6% και 0,8% αντίστοιχα.

Η μείωση του μοναδιαίου κόστους εργασίας τα έτη 2012 και 2013 οφείλεται τόσο στη μείωση των συνολικών αμοιβών ανά απασχολούμενο κατά 5,5% και 4,2% όσο και στην ταυτόχρονη άνοδο της παραγωγικότητας της εργασίας κατά 8,2% και 2,1%. Η αποσύνδεση αυτή δυσχέρανε την προσπάθεια της χώρας να κερδίσει σε ανταγωνιστικότητα με βάση την πολιτική της εσωτερικής υποτίμησης που εφαρμόστηκε από το 2010 και μετά, αφού οι τιμές στο βιομηχανικό κλάδο δεν φαίνεται να ανταποκρίθηκαν επαρκώς στις προσαρμογές του μισθολογικού κόστους.

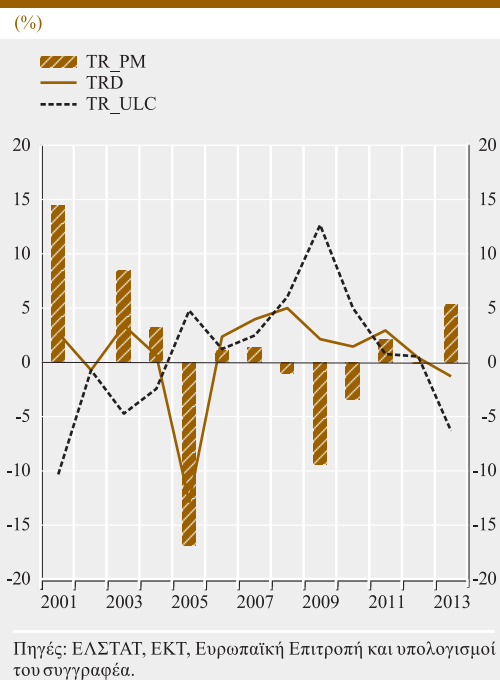
Διάγραμμα 3 Ρυθμός μεταβολής του αποπληθωριστή στο βιομηχανικό κλάδο (INDD), του μοναδιαίου κόστους εργασίας (IND_ULC) και του δείκτη περιθωρίου κέρδους (IND_PM)



Στο βιομηχανικό κλάδο, ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης Pearson (βλ. Πίνακα 5), είναι πολύ υψηλός $r_{ind,indd_ulc}=0,95$ την περίοδο 2000-2009, ενώ γίνεται έντονα αρνητικός $r_{ind,indd_ulc}=-0,81$ την περίοδο 2010-2013, υποδηλώνοντας έντονη αποσύνδεση μεταξύ τιμών και μοναδιαίου κόστους εργασίας. Για τη συνολική περίοδο 2000-2013, ο συντελεστής είναι σχετικά υψηλός $r_{ind,indd_ulc}=0,58$, υπονοώντας ότι στον κλάδο υπάρχει σημαντική διασύνδεση μεταξύ των τιμών και του μισθολογικού κόστους. Η διαπίστωση αυτή υποδηλώνει ότι μπορεί να υπάρχει μια σταθερή μακροχρόνια σχέση (συνολοκλήρωση) όταν αυτή η σχέση εξεταστεί οικονομετρικά στο εμπειρικό τμήμα της μελέτης.

Όσον αφορά τον κλάδο του εμπορίου, παρατηρώντας το Διάγραμμα 4 βλέπουμε ότι κυρίως μετά το 2010 υπάρχει μια σχετικά κοινή πορεία μεταξύ των ρυθμών μεταβολής του αποπληθωριστή και του μοναδιαίου κόστους εργασίας.

Διάγραμμα 4 Ρυθμός μεταβολής του αποπληθωριστή στον εμπορικό κλάδο (TRD), του μοναδιαίου κόστους εργασίας (TR_ULC) και του δείκτη περιθωρίου κέρδους (TR_PM)



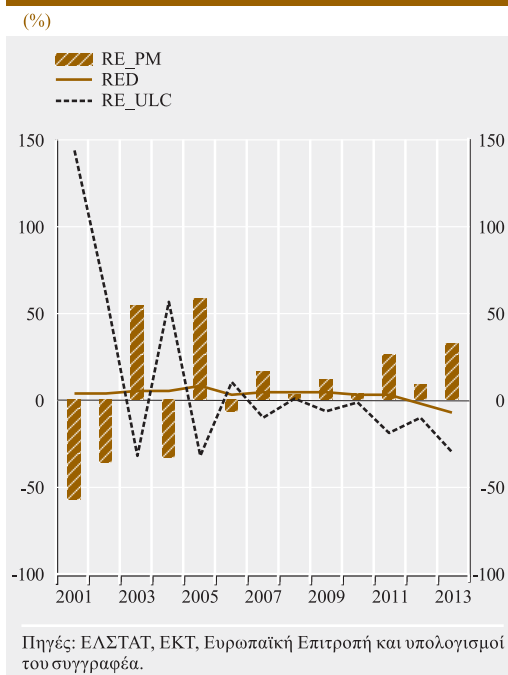
Ο δείκτης του μέσου μοναδιαίου περιθωρίου κέρδους για την περίοδο 2000-2009 ήταν 0,2%, ενώ αυξήθηκε κατά 1,0% την περίοδο 2010-2013. Το μοναδιαίο κόστος εργασίας την περίοδο 2010-2013 παρέμεινε αμετάβλητο. Η μέση αμοιβή ανά εργαζόμενο μειώθηκε κατά μέσο όρο κατά 4,3%, ενώ η μέση παραγωγικότητα της εργασίας μειώθηκε και αυτή κατά μέσο όρο κατά 4,1%. Μπορούμε να ισχυριστούμε ότι σ' αυτό τον κλάδο δεν παρατηρείται έντονη αποσύνδεση τιμών και μισθών την περίοδο 2010-2013, με εξαίρεση το έτος 2013 κατά το οποίο το περιθώριο κέρδους αυξήθηκε στο 5,3% λόγω της μείωσης κατά 6,3% του μοναδιαίου κόστους εργασίας ενώ υπήρχε και αρνητικός πληθωρισμός (-1,3%). Όμως θα πρέπει να επισημανθεί ότι στον κλάδο του εμπορίου ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης Pearson (βλ. Πίνακα 5) είναι πολύ μικρότερος ($r_{trd,tr_ulc}=0,22$) την περίοδο 2000-2009 από ό,τι στο βιομηχανικό κλάδο ($r_{ind,indd_ulc}=0,95$) και τη συνολική οικονομία ($r_{yfd,tt_ulc}=0,97$). Αυτό σημαίνει ότι στον κλάδο του εμπορίου δεν

υπάρχει τόσο έντονη διασύνδεση μεταξύ των τιμών και του μισθολογικού κόστους, υπονοώντας ότι ενδέχεται να μη βρεθεί η ύπαρξη σταθερής μακροχρόνιας σχέσης. Την περίοδο 2010-2013, ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης αυξάνεται ($p_{trd, tr_ulc} = 0,37$).

Στον κλάδο της διαχείρισης ακίνητης περιουσίας (βλ. Διάγραμμα 5) βλέπουμε ότι υπάρχει πολύ έντονη διακύμανση στη μεταβλητή του μισθολογικού κόστους έως το 2006 (η οποία ενδεχομένως οφείλεται και σε στατιστικούς λόγους), ενώ ο αποπληθωριστής μεταβάλλεται πιο ομαλά, κατά μέσο όρο στο 5,0% για την περίοδο 2001-2009.

Για το λόγο αυτό, και επειδή οι τιμές στον κλάδο της διαχείρισης ακίνητης περιουσίας είναι ενδεχομένως σε μεγάλο βαθμό τεκμαρτές, είμαστε επιφυλακτικοί για τα συμπεράσματα που εξάγονται σχετικά με το δείκτη περιθωρίου κέρδους σ' αυτό τον κλάδο. Την περίοδο 2010-2013 ο δείκτης του μέσου περιθωρίου κέρδους φαίνεται να αυξήθηκε στο 18,4%, εξαιτίας της μείωσης κατά 15,0% του μοναδιαίου κόστους εργασίας, ενώ ο πληθωρισμός του κλάδου κατά μέσο όρο ήταν αρνητικός (-0,6%). Η μεγάλη μείωση του μοναδιαίου κόστους εργασίας οφείλεται σε μια φαινομενική άνοδο της παραγωγικότητας της εργασίας, η οποία κατά μέσο όρο αυξήθηκε στο 14,6% την περίοδο 2010-2013, ενώ οι αμοιβές ανά εργαζόμενο μειώθηκαν στο 4,9%. Ενδεχομένως, με την κατάρρευση της οικοδομικής δραστηριότητας και τη μεγάλη ύφεση στην αγορά των ακινήτων, η πολύ μεγάλη μείωση της απασχόλησης στον κλάδο προκαλεί υπερεκτίμηση της παραγωγικότητας της εργασίας. Επίσης, θα πρέπει να επισημανθεί ότι ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης Pearson είναι σχετικά μικρός ($p_{red, re_ulc} = 0,22$) την περίοδο 2000-2009, ενώ ενισχύεται έντονα ($p_{red, re_ulc} = 0,62$) την περίοδο 2010-2013, αφού η έντονη μεταβλητότητα μετά το 2006 εξομαλύνεται. Αυτό σημαίνει ότι στον κλάδο αυτό δεν υπάρχει σταθερή διασύνδεση μεταξύ των τιμών και του μισθολογικού κόστους, υποδηλώνοντας ότι μπορεί να μη βρεθεί η ύπαρξη μακρο-

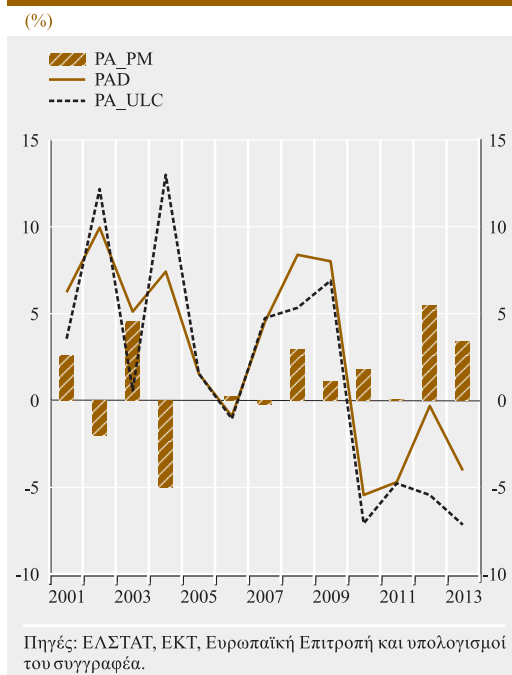
Διάγραμμα 5 Ρυθμός μεταβολής του αποπληθωριστή στον κλάδο διαχείρισης ακίνητης περιουσίας (RED), του μοναδιαίου κόστους εργασίας (RE_ULC) και του δείκτη περιθωρίου κέρδους (RE_PM)



χρόνιας σχέσης, όταν αυτή εξεταστεί οικονομετρικά στο εμπειρικό τμήμα της μελέτης.

Όσον αφορά τον κλάδο της δημόσιας διοίκησης και άμυνας, παρατηρώντας το Διάγραμμα 6 βλέπουμε ότι έως το 2011 υπάρχει μια κοινή πορεία μεταξύ των ρυθμών μεταβολής του αποπληθωριστή και του μοναδιαίου κόστους εργασίας. Από τα μέσα του 2009 και μετά παρατηρείται αλλαγή πορείας και στα δύο μεγέθη. Η τάση γίνεται έντονα καθοδική και εμφανίζεται επίσης αποσύνδεση μεταξύ τους μετά το 2011. Αυτό οφείλεται στη ραγδαία μείωση (-6,1% κατά μέσο όρο) του μοναδιαίου κόστους εργασίας την περίοδο 2010-2013 εξαιτίας της μείωσης κατά μέσο όρο των αμοιβών ανά απασχολούμενο κατά 4,9%, ενώ η παραγωγικότητα της εργασίας στον κλάδο αυξήθηκε κατά 1,4% κυρίως λόγω της μεγάλης μείωσης της απασχόλησης στο πλαίσιο της εξυγίανσης του δημόσιου τομέα. Το περιθώριο κέρδους την περίοδο 2010-2013 αυξάνεται κατά 2,7% ως αποτέλε-

Διάγραμμα 6 Ρυθμός μεταβολής του αποπληθωριστή στον κλάδο της δημόσιας διοίκησης και άμυνας (PAD), του μοναδιαίου κόστους εργασίας (PA_ULC) και του δείκτη περιθωρίου κέρδους (PA_PM)



σμα της μεγαλύτερης μείωσης του μοναδιαίου κόστους εργασίας (-6,1%) σε σχέση με τη μείωση του ρυθμού μεταβολής των τιμών κατά 3,6%. Ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης Pearson (βλ. Πίνακα 5) μειώθηκε από $r_{pad,pa_ulc} = 0,98$ το διάστημα 2000-2009 σε $r_{pad,pa_ulc} = 0,88$ την περίοδο 2010-2013, ενι-

σχύοντας την παρατήρηση ότι υπάρχει μια μερική αποσύνδεση του πληθωρισμού με το μισθολογικό κόστος κυρίως μετά το 2011. Από την άλλη πλευρά, η τιμή $r_{pad,pa_ulc} = 0,88$ παραμένει υψηλή, υποδηλώνοντας ότι, παρόλο που παρατηρείται αποσύνδεση τα τελευταία χρόνια, γενικά οι τιμές και το μισθολογικό κόστος στον κλάδο αυτό ακολουθούν κοινή μακροχρόνια πορεία.

Στον Πίνακα 6 συνοψίζονται τα παραπάνω συμπεράσματα και επιχειρείται η απόδοση ενός χαρακτηρισμού για το βαθμό αποσύνδεσης μεταξύ των τιμών και του μοναδιαίου κόστους εργασίας που παρατηρείται στη συνολική οικονομία και στους επιμέρους κλάδους.

Συνοψίζοντας, συνάγεται το συμπέρασμα ότι για το σύνολο της οικονομίας και για την περίοδο 20010-2013, οι προσαρμογές του μοναδιαίου κόστους εργασίας έχουν σε μεγάλο βαθμό αποσυνδεθεί από τους δείκτες μέτρησης των τιμών, τόσο στα επίπεδα των σειρών όσο και στους ρυθμούς μεταβολής τους. Η μεγάλη μείωση του μοναδιαίου κόστους εργασίας οφείλεται κατά κύριο λόγο στη μείωση των ονομαστικών αμοιβών ανά απασχολούμενο και όχι στην αύξηση της μέσης παραγωγικότητας της εργασίας. Η ενίσχυση της παραγωγικότητας είναι ο κρίσιμος παράγοντας που θα βοηθήσει την ανταγωνιστικότητα της οικονομίας, αφού από την περαιτέρω προσαρμογή των μισθών προς τα

Πίνακας 6 Βαθμός αποσύνδεσης των τιμών και του μοναδιαίου κόστους εργασίας την περίοδο 2010-2013 συγκριτικά με την περίοδο 2000-2009

Κλάδοι παραγωγής	Ζεύγη τιμών και μοναδιαίου κόστους εργασίας κατά κλάδο παραγωγής	Συντελεστής συσχέτισης Pearson			Βαθμός αποσύνδεσης την περίοδο 2010-2013 σε σχέση με την περίοδο 2000-2009
		2000-2013	2000-2009	2010-2013	
Συνολική οικονομία	(YFD, TT_ULC)	0,92	0,97	0,65	Μερική αποσύνδεση
Βιομηχανία	(INDD, IND_ULC)	0,58	0,95	-0,88	Έντονη αποσύνδεση
Εμπόριο	(TRD, TR_ULC)	0,66	0,22	0,37	Μερική επανασύνδεση
Διαχείριση ακίνητης περιουσίας	(RED, RE_ULC)	-0,15	0,22	0,62	Μερική επανασύνδεση
Δημόσια διοίκηση και άμυνα	(PAD, PA_ULC)	0,93	0,98	0,88	Μερική αποσύνδεση

Πηγή: Υπολογισμοί του συγγραφέα.

κάτω τα οφέλη για την οικονομία είναι αμφίβολα και επιπλέον κλονίζεται η κοινωνική συνοχή. Η αποσύνδεση των τιμών και του μισθολογικού κόστους δυσχεραίνει τη λειτουργία του διαύλου μετάδοσης της νομισματικής πολιτικής (Wolff 2012) ώστε να δράσει ως καταλύτης που επισπεύδει τις επιδιωκόμενες προσαρμογές σε όρους ανταγωνιστικότητας και σε όρους αγοραστικής δύναμης του καταναλωτή, προκειμένου να θεραπευτούν ταχύτερα οι στρεβλώσεις στην εύρυθμη λειτουργία, ανάπτυξη και σταθερότητα της οικονομίας.

5 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΚΑ ΖΗΤΗΜΑΤΑ ΚΑΙ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

5.1 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΚΑ ΖΗΤΗΜΑΤΑ

Η οικονομετρική μέθοδος που χρησιμοποιείται διαχωρίζει το μηχανισμό προσαρμογής των τιμών σε μακροχρόνιο και βραχυχρόνιο σκέλος. Αυτό δίνει τη δυνατότητα να επιζητηθούν απαντήσεις σε δύο ερωτήματα. Το πρώτο ερώτημα αφορά το βαθμό προσαρμογής των τιμών και το δεύτερο ερώτημα αφορά την ταχύτητα προσαρμογής των τιμών προς τη μακροχρόνια ισορροπία τους.

Ο βαθμός προσαρμογής είναι το ποσοστό της αύξησης ή μείωσης του μοναδιαίου κόστους εργασίας που μεταφέρεται στις τιμές και το αντίστροφο, δηλαδή το ποσοστό της αύξησης ή μείωσης των τιμών που μεταφέρεται στο μοναδιαίο κόστος εργασίας. Για παράδειγμα, αν μια αύξηση στο μοναδιαίο κόστος εργασίας μεταφέρεται ισόποσα στις τιμές, τότε θεωρούμε ότι ο βαθμός προσαρμογής είναι 100%, δηλαδή επιτυγχάνεται πλήρης μετακύλιση (full pass-through) και η μακροχρόνια ελαστικότητα λαμβάνει τιμή ίση με τη μονάδα. Η τιμή της μακροχρόνιας ελαστικότητας εξαρτάται από τη μορφή της ζήτησης που αντιμετωπίζουν οι επιχειρήσεις του κλάδου και από την ένταση του ανταγωνισμού. Σε περιβάλλον τέλειου ανταγωνισμού, η τιμή ισούται με το οριακό κόστος. Επειδή το μοναδιαίο κόστος εργασίας αποτελεί βασική συνι-

στώσα του οριακού κόστους που αντιμετωπίζει μια επιχείρηση, θα αναμέναμε μια τιμή για τη μακροχρόνια ελαστικότητα κοντά στη μονάδα, δηλαδή ο βαθμός προσαρμογής να πλησιάζει στο 100%.

Η ταχύτητα προσαρμογής των τιμών και των μισθών προς τη μακροχρόνια ισορροπία τους επηρεάζεται από πολλούς παράγοντες. Η διάρθρωση της αγοράς αντανακλά το βαθμό δύναμης μιας επιχείρησης και αποτελεί μια καλή εξήγηση του φαινομένου. Όταν σε μια αγορά δραστηριοποιούνται λίγες επιχειρήσεις, υπάρχει κίνητρο σύναψης μυστικών συμφωνιών και δημιουργίας καρτέλ¹³ μεταξύ τους, με σκοπό ένα σταθερό ποσοστό κέρδους. Σε αυτή την περίπτωση η μείωση των τιμών από μια επιχείρηση όταν πέφτει το μοναδιαίο κόστος εργασίας μπορεί να θεωρηθεί από τις άλλες ως επιθετική κίνηση αθέτησης της συμφωνίας. Κατά συνέπεια, οι επιχειρήσεις έχουν την τάση να κρατούν τις τιμές άκαμπτες ή να τις μεταβάλλουν με χρονική υστέρηση για να επιτυγχάνουν παράταση ενός υψηλότερου περιθωρίου κέρδους σε περιόδους πτώσης του μισθολογικού κόστους. Αντίθετα, στην περίπτωση αύξησης του μισθολογικού κόστους δεν υπάρχει θέμα παρερμηνείας για σπάσιμο του καρτέλ, οπότε οι επιχειρήσεις τείνουν να αυξάνουν τις τιμές άμεσα και αναλογικά.

Από την άλλη πλευρά, οι εργαζόμενοι τείνουν να ζητούν “προληπτικά” μεγαλύτερες μισθολογικές αυξήσεις από ό,τι ενδεχομένως θα δικαιολογούσε η παραγωγικότητα της εργασίας τους, όταν βλέπουν ότι οι τιμές αυξάνονται, από φόβο για περαιτέρω μελλοντική αύξηση των τιμών, με σκοπό να αντισταθμίσουν μια ενδεχόμενη απώλεια στην αγοραστική τους δύναμη. Όταν όμως οι τιμές πέφτουν, οι ονομαστικοί μισθοί δεν προσαρμόζονται με την ίδια ταχύτητα (ακαμψία μισθών), προκαλώντας υστέρηση στην ταχύτητα προσαρμογής των μισθών.

¹³ Χαρακτηριστικό παράδειγμα αποτελεί η ολιγοπωλιακή διάρθρωση της αγοράς χονδρικού εμπορίου, με το καρτέλ στην αγορά κοτόπουλου που εντόπισε η Επιτροπή Ανταγωνισμού το 2012.

5.2 ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Η οικονομετρική μεθοδολογία που ακολουθείται στην εργασία περιλαμβάνει τα εξής βήματα:

Πρώτον, εξετάζεται ο βαθμός ολοκλήρωσης των σειρών, δηλαδή η ύπαρξη ή όχι μοναδιαίας ρίζας εκτελώντας τους ελέγχους DF-GLS¹⁴ (Elliott et al. 1996) και συμπληρωματικά τους ελέγχους PP (Phillips-Perron 1988).

Δεύτερον, γίνεται διερεύνηση για την ύπαρξη πιθανών σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών με τη μέθοδο συνολοκλήρωσης μεγίστης πιθανοφάνειας JJ (FIML) που προτάθηκε από τους Johansen-Juselius (Johansen 1998 και 1992 και Johansen and Juselius 1990). Ο έλεγχος για συνολοκλήρωση JJ βασίζεται σε ένα αυτοπαλινδρόμο υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος VECM και υπερέρχει¹⁵ μεθοδολογικά έναντι του ελέγχου που προτάθηκε από τους Engle and Granger (1987). Για τις ανάγκες της παρούσας μελέτης εκτιμάται ένα διμεταβλητό υπόδειγμα σφάλματος VAR(2), στο οποίο το μοναδιαίο κόστος εργασίας και οι τιμές θεωρούνται ενδογενείς μεταβλητές στο σύστημα. Τα αποτελέσματα της μεθόδου JJ είναι γνωστό ότι είναι ευαίσθητα στον αριθμό των χρονικών υστερήσεων (Banerjee et al. 1993) που περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα VAR. Για τον προσδιορισμό του κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων του διανυσματικού αυτοπαλινδρόμου συστήματος VAR χρησιμοποιούνται τα κριτήρια πληροφόρησης AIC, SBC, HQ, LR.¹⁶ Για το αν θα συμπεριληφθούν ή όχι προκαθορισμένες συνιστώσες (τάση και σταθερός όρος) στην εξειδίκευση του υποδείγματος, ακολουθείται η αρχή του Pantula (1989).

Τρίτον, υποθέτοντας την ύπαρξη μακροχρόνιας ισορροπίας ή σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των τιμών και του μοναδιαίου κόστους εργασίας με τη μέθοδο JJ, η σχέση συνολοκλήρωσης που θα εκτιμηθεί έχει την ακόλουθη εξειδίκευση:

$$p_t = \delta(wun - lprod)_t + U_{1t} \quad (4)$$

με $\delta > 0$ και $ulc_{t-1} = (wun - lprod)_{t-1}$

όπου U_{1t} είναι ο τυχαίος διαταρακτικός όρος. Ο Granger (1988, 1995) απέδειξε ότι εάν δύο σειρές είναι συνολοκληρωμένες, τότε πρέπει να υπάρχει σχέση αιτιότητας¹⁷ κατά Granger τουλάχιστον προς μια κατεύθυνση.

Συνεπώς, η ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης όπως η (4) υποδηλώνει ότι υπάρχει ένα υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος μεταξύ των τιμών και των μισθών που μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$\Delta p_t = \alpha_0 + \sum_{s=1}^{k1} \alpha_{1s} \Delta p_{t-s} + \sum_{s=1}^{k2} \alpha_{2s} \Delta(wun - lprod)_{t-s} + \lambda_1(p - \delta(wun - lprod))_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (5.1)$$

και

$$\Delta(wun - lprod)_t = \beta_0 + \sum_{s=1}^{k1} \beta_{1s} \Delta(wun - lprod)_{t-s} + \sum_{s=1}^{k2} \beta_{2s} \Delta p_{t-s} + \lambda_2(p - \delta(wun - lprod))_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (5.2)$$

όπου λ_1 και $\lambda_2 \neq 0$. Το υπόδειγμα των εξισώσεων (5.1) και (5.2) υποδηλώνει ότι, οποτεδήποτε το επίπεδο των τιμών p_{t-1} αποκλίνει από τη μακροχρόνια ισορροπία της τιμής $\delta(wun - lprod)_{t-1}$, τότε είτε οι τιμές είτε το μοναδιαίο κόστος εργασίας προσαρμόζονται έτσι ώστε μακροχρόνια να κινούνται οι σειρές μαζί. Η χρονική

¹⁴ Ο έλεγχος για μοναδιαία ρίζα DF-GLS (Elliott et al. 1996) και PP (Phillips and Perron 1988) θεωρούνται γενικά πιο αξιόπιστοι στατιστικά έλεγχοι από τους DF-ADF (Dickey and Fuller 1979, 1981).

¹⁵ Ο έλεγχος των Engle and Granger (1987) για συνολοκλήρωση εξετάζεται από την παλινδρόμηση μεταξύ σειρών που έχουν τον ίδιο βαθμό ολοκλήρωσης $I(n)$ και στη συνέχεια, αν διαπιστωθεί ότι τα κατάλοιπα που προκύπτουν από την εν λόγω παλινδρόμηση είναι στάσιμα, δηλαδή είναι $I(0)$, τότε θεωρείται ότι οι σειρές είναι συνολοκληρωμένες. Αυτός όμως ο έλεγχος έχει κάποια μειονεκτήματα: Πρώτον, τα αποτελέσματα είναι ευαίσθητα ως προς τη συγκεκριμένη σειρά που επιλέγεται ως εξαρτημένη μεταβλητή. Δεύτερον, δεν μπορεί να ελεγχθεί ο αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης, δηλ. αν είναι μία ή περισσότερες. Τρίτον, οι κλασικοί στατιστικοί έλεγχοι υποθέσεων στα διανύσματα συνολοκλήρωσης δεν μπορούν να πραγματοποιηθούν, επειδή οι εκτιμώμενοι συντελεστές ακολουθούν άγνωστη μη τυποποιημένη κατανομή. Αντιθέτως, ο έλεγχος JJ που προτείνεται από τους Johansen and Juselius (1990) δεν έχει κανένα από τα προαναφερθέντα προβλήματα. Ο έλεγχος JJ επιτρέπει την άμεση διερεύνηση του αριθμού των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης και παρέχει τη δυνατότητα να εκτελεστούν οι κλασικοί στατιστικοί έλεγχοι υποθέσεων στα εκτιμώμενα διανύσματα συνολοκλήρωσης.

¹⁶ LR: sequential modified LR test statistic (Sims' Test), AIC: Akaike information criterion (1973), SC: Schwarz information criterion (1978), HQ: Hannan-Quinn information criterion (1979).

¹⁷ Μια μεταβλητή X_{1t} παρουσιάζει σχέση αιτιότητας κατά Granger με τη μεταβλητή Y_{2t} εάν η πρόβλεψη της τελευταίας βελτιώνεται με την ενσωμάτωση πληροφοριών της X_{1t} και των χρονικών της υστερήσεων.

υστέρηση στα επίπεδα των σειρών εισάγεται στο VAR(2) μέσα από τον όρο διόρθωσης σφάλματος $p_{t-1} - \delta(wun - lprod)_{t-1} = U_{t-1}$.

Ο έλεγχος της υπόθεσης ότι το μοναδιαίο κόστος εργασίας δεν παρουσιάζει σχέση αιτιότητας με τις τιμές (δεν μπορεί να προβλέψει τις τιμές) είναι ότι όλα τα $\alpha_{2s} = 0$ ή/και $\lambda_1 = 0$. Αντίστοιχα, έλεγχος της υπόθεσης περί σχέσης αιτιότητας ανάμεσα στις τιμές και το μοναδιαίο κόστος εργασίας είναι ότι όλα τα $\beta_{2s} = 0$ ή/και $\lambda_2 = 0$. Κατά συνέπεια, η ύπαρξη αιτιότητας (ή απουσίας ασθενούς εξωγένειας) εξετάζεται ελέγχοντας αν λ_1 και $\lambda_2 \neq 0$, ή αν ένα τουλάχιστον είναι στατιστικά σημαντικό (διαφορετικό του μηδενός).

Στην περίπτωση που ο έλεγχος JJ δείξει την ύπαρξη μακροχρόνιας ισορροπίας ή σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των τιμών και του μοναδιαίου κόστους εργασίας, χρησιμοποιούμε τη μέθοδο δυναμικών ελαχίστων τετραγώνων (dynamic OLS), όπως προτάθηκε από τους Stock and Watson (1993), για να εκτιμήσουμε τις μακροχρόνιες ελαστικότητες. Η μέθοδος JJ παρέχει επίσης εκτιμήσεις μεγίστης πιθανοφάνειας για τις σχέσεις συνολοκλήρωσης των εξισώσεων των τιμών και των εξισώσεων των μισθών. Όμως οι εκτιμήσεις με τη μέθοδο JJ, αν και υπερέχουν ασυμπτωτικά, δεν είναι αποτελεσματικές σε μικρά δείγματα. Το δείγμα 56 παρατηρήσεων (α' τρίμηνο 2000-δ' τρίμηνο 2013) θεωρείται σχετικά μικρό για την εξέταση (μακροχρόνιων) σχέσεων συνολοκλήρωσης. Αντιθέτως, η μέθοδος ελέγχου για συνολοκλήρωση των δυναμικών ελαχίστων τετραγώνων που προτείνουν οι Stock and Watson (1993) είναι αποτελεσματική και συμπεριφέρεται καλά σε μικρά δείγματα.

Οι εξειδικεύσεις των μακροχρόνιων εξισώσεων γράφονται αντίστοιχα ως εξής:

Εξίσωση τιμών:

$$p_t = a_0 + a_1(wun - lprod)_t + \sum_{s=-k}^k \alpha_{2s} \Delta(wun - lprod)_{t-s} + U_{1t} \quad (6.1)$$

και

Εξίσωση μισθών:

$$(wun - lprod)_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \sum_{s=-k}^k \beta_{2s} \Delta p_{t-s} + U_{2t} \quad (6.2)$$

όπου $ulct = (wun - lprod)_t$.

Επειδή οι τυχαίοι διαταρακτικοί όροι U_{1t} και U_{2t} μπορεί να είναι γραμμικά αυτοσυσχετιζόμενοι, οι τυπικοί έλεγχοι για αυτοσυσχετίση εκτελούνται κανονικά στις εξισώσεις (6.1) και (6.2) και γίνεται η κατάλληλη διόρθωση. Το μοναδιαίο κόστος εργασίας δεν συσχετίζεται στατιστικά σημαντικά με το επίπεδο των τιμών στη μακροχρόνια περίοδο αν $\alpha_1 = 0$ και το αντίστροφο αν $\beta_1 = 0$.

Τέταρτον, η ύπαρξη και η φύση των βραχυχρόνιων αλληλεπιδράσεων μεταξύ του μοναδιαίου κόστους εργασίας και των τιμών ελέγχεται κατά Granger στο πλαίσιο μιας διευρυμένης με προσδοκίες καμπύλης Phillips. Για τους ελέγχους ασθενούς, βραχυχρόνιας και ισχυρής εξωγένειας (weak, strict and strong exogeneity) χρησιμοποιείται ένα αυτοπαλίνδρομο διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος VECM(2) με ενδογενείς μεταβλητές τις τιμές και το μοναδιαίο κόστος και με εξωγενείς μεταβλητές το παραγωγικό κενό, την προσφορά χρήματος και τις σχετικές τιμές. Οι εξισώσεις του διμεταβλητού συστήματος VECM(2) έχουν την ακόλουθη εξειδίκευση στην επανυξημένη τους μορφή:

Δυναμική εξίσωση τιμών:

$$\Delta p_t = \alpha_0 + \sum_{s=1}^{k1} \alpha_{1s} \Delta p_{t-s} + \sum_{s=1}^{k2} \alpha_{2s} \Delta ulc_{t-s} + \sum_{s=1}^{k3} \alpha_{3s} \Delta gap_{t-s} + \sum_{s=1}^{k4} \alpha_{4s} \Delta M3_{t-s} + \sum_{s=1}^{k5} \alpha_{5s} \Delta RP_{t-s} + \lambda_1 \hat{U}p_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (7.1)$$

και

Δυναμική εξίσωση μισθών :

$$\Delta ulc_t = \beta_0 + \sum_{s=1}^{k1} \beta_{1s} \Delta ulc_{t-s} + \sum_{s=1}^{k2} \beta_{2s} \Delta p_{t-s} + \sum_{s=1}^{k3} \beta_{3s} \Delta gap_{t-s} + \sum_{s=1}^{k4} \beta_{4s} \Delta M3_{t-s} + \sum_{s=1}^{k5} \beta_{5s} \Delta RP_{t-s} + \lambda_2 \hat{U}w_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (7.2)$$

όπου $\hat{U}_P$ είναι το κατάλοιπο από τη σχέση συνολοκλήρωσης της μακροχρόνιας εξίσωσης των τιμών και $\hat{U}_W$ αντίστοιχα το κατάλοιπο από τη σχέση συνολοκλήρωσης της μακροχρόνιας εξίσωσης των τιμών. Με k_1, k_2, k_3, k_4, k_5 , συμβολίζονται οι χρονικές υστερήσεις των ερμηνευτικών μεταβλητών που χρειάζονται ώστε οι διαταρακτικοί όροι ($\varepsilon_1, \varepsilon_2$) να γίνουν γραμμικά ασυσχέτιστοι. Το μοναδιαίο κόστος εργασίας δεν παρουσιάζει σχέση αιτιότητας κατά Granger με τις τιμές, αν όλα τα $\alpha_{2s}=0$ ή/και το $\lambda_1=0$, ενώ οι τιμές δεν παρουσιάζουν σχέση αιτιότητας με το μοναδιαίο κόστος εργασίας αν όλα τα $\beta_{2s}=0$ ή/και $\lambda_2=0$.

6 ΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

6.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑ ΙΣΟΡΡΟΠΙΑ

Από τα αποτελέσματα¹⁸ των ελέγχων DF-GLS και PP για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας συνάγεται το συμπέρασμα ότι η υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν μπορεί να απορριφθεί στα επίπεδα των σειρών, ενώ αντίθετα στις πρώτες διαφορές τους απορρίπτεται σε όλες τις περιπτώσεις υπέρ της εναλλακτικής

υπόθεσης της στασιμότητας. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι όλες οι σειρές που εξετάστηκαν είναι ολοκληρωμένες τάξης I(1), δηλαδή γίνονται στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου JJ υποστηρίζουν την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ του επιπέδου των τιμών και του μοναδιαίου κόστους εργασίας για το σύνολο της οικονομίας και τους κλάδους της βιομηχανίας και της δημόσιας διοίκησης και άμυνας. Αντίθετα, στους κλάδους του εμπορίου και της διαχείρισης ακίνητης περιουσίας δεν βρέθηκε συνολοκλήρωση.

Στον Πίνακα 8 παρουσιάζονται τα διανύσματα συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο των δυναμικών ελαχίστων τετράγωνων. Με μια πρώτη ματιά, οι μακροχρόνιες ελαστικότητες για τη συνολική οικονομία και για τον κλάδο της δημόσιας διοίκησης και άμυνας φαίνεται να βρίσκονται πολύ κοντά στη μονάδα, ενώ όχι τόσο κοντά για τον κλάδο της βιομηχανίας.

¹⁸ Τα αποτελέσματα των ελέγχων για μοναδιαία ρίζα δεν παρουσιάζονται στην παρούσα μελέτη για λόγους σύμπτυξης του κειμένου, αλλά είναι διαθέσιμα από τον συγγραφέα.

Πίνακας 7 Έλεγχος JJ για συνολοκλήρωση

Κλάδοι παραγωγής	Σύστημα	Χρονικές υστερήσεις	Υπόθεση ελέγχου	Έλεγχος ίχνους λ	p-value	Έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής λ max	p-value	Αποτέλεσμα
Συνολική οικονομία	(YFD, TT_ULC)	1	$H_0:r=0$	30,08**	0,00	27,29**	0,00	Υπάρχει συνολοκλήρωση
Συνολική οικονομία	(HICP, TT_ULC)	1	$H_0:r=0$	74,96**	0,00	70,94**	0,00	Υπάρχει συνολοκλήρωση
Βιομηχανία	(INDD, IND_ULC)	5	$H_0:r=0$	22,60**	0,02	16,92**	0,03	Υπάρχει συνολοκλήρωση
Εμπόριο	(TRD, TR_ULC)	5	$H_0:r=0$	9,27	0,71	8,55	0,48	Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση
Διαχείριση ακίνητης περιουσίας	(RED, RE_ULC)	1	$H_0:r=0$	25,51**	0,00	13,99	0,06	Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση
Δημόσια διοίκηση και άμυνα	(PAD, PA_ULC)	8	$H_0:r=0$	28,42**	0,00	22,13**	0,00	Υπάρχει συνολοκλήρωση

* Στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 10%.

** Στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5%.

Σημείωση: Η επιλογή των χρονικών υστερήσεων για τη διόρθωση της γραμμικής συσχέτισης των καταλοίπων στο σύστημα βασίστηκε στα πληροφορικά κριτήρια SIC (Schwarz 1978), AIC (Akaike 1973) και HQ (Hannan-Quinn information criterion 1979).

Πίνακας 8 Διανύσματα συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο DOLS

Κλάδοι παραγωγής	Εξισώσεις τιμών	Εξισώσεις μισθών
Συνολική οικονομία	$YFD = 0,10 + 0,98 TT_ULC$ (0,46) (20,16)	$TT_ULC = -0,12 + 1,01 YFD$ (-0,39) (15,21)
Συνολική οικονομία	$HICP = -0,76 + 1,18 TT_ULC$ (-3,43) (24,60)	$TT_ULC = 1,24 + 0,70 HICP$ (4,53) (11,95)
Βιομηχανία	$INDD = 1,86 + 0,62 IND_ULC$ (3,93) (6,12)	$IND_ULC = 1,50 + 0,64 INDD$ (1,37) (2,74)
Δημόσια διοίκηση και άμυνα	$PAD = 0,21 + 0,96 PA_ULC$ (0,93) (19,23)	$PA_ULC = 0,29 + 0,92 PAD$ (2,01) (28,43)

Σημείωση: Οι αριθμοί στις παρενθέσεις αφορούν τις τιμές της στατιστικής t. Οι μακροχρόνιες εξισώσεις έχουν εκτιμηθεί με τη μέθοδο δυναμικών ελαχίστων τετραγώνων (dynamic OLS) όπως προτείνεται από τους Stock και Watson (1993). Οι χρονικές αναδρομήσεις (lags) και προδρομήσεις (leads) βασίστηκαν στο πληροφορικό κριτήριο SIC, ενώ ο πίνακας των εκτιμητριών διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων διορθώθηκε για ετεροσκεδαστικότητα και αποσυσχέτιση με τη μέθοδο HAC.

Ελέγχοντας όμως στατιστικά την υπόθεση για μακροχρόνια μοναδιαία ελαστικότητα χρησιμοποιώντας τη στατιστική έλεγchu Wald, διαπιστώνουμε ότι η υπόθεση της μακροχρόνιας μοναδιαίας ελαστικότητας δεν μπορεί να γίνει στατιστικά δεκτή σε όλες τις περιπτώσεις (βλ. Πίνακα 9).

Στον Πίνακα 7 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου συνολοκλήρωσης των σειρών και συγκεκριμένα μεταξύ του επιπέδου του δείκτη του μοναδιαίου κόστους εργασίας και του επιπέδου της τιμής στον αντίστοιχο κλάδο και στο σύνολο της οικονομίας. Ο έλεγχος εκτελείται με τη μέθοδο JJ μεγίστης πιθανοφάνειας.

Όσον αφορά τις εξισώσεις των τιμών, η υπόθεση για μακροχρόνια μοναδιαία ελαστικότητα μπορεί να γίνει δεκτή μόνο στην περίπτωση της συνολικής οικονομίας όταν οι τιμές μετρούνται με τον αποπληθωριστή του ΑΕΠ και στον κλάδο της δημόσιας διοίκησης και άμυνας. Αυτό σημαίνει ότι ο βαθμός προσαρμογής είναι 100%, δηλαδή μια αύξηση στο μοναδιαίο κόστος εργασίας μεταφέρεται ισόποσα στις τιμές σε αυτούς τους κλάδους. Αντιθέτως, στην περίπτωση της συνολικής οικονομίας, όπου οι τιμές μετρούνται με τον ΕνΔΤΚ και στον κλάδο της βιομηχανίας η υπόθεση της μακροχρόνιας μοναδιαίας ελαστικότητας δεν μπορεί να γίνει δεκτή. Ειδικότερα, η μακροχρόνια ελαστικότητα των τιμών με βάση τον

ΕνΔΤΚ είναι $\alpha_1 = 1,18$, υποδηλώνοντας¹⁹ ότι μια αύξηση του μοναδιαίου κόστους εργασίας κατά 1% αυξάνει τις τιμές κατά 1,18%.

Από την άλλη πλευρά, στον κλάδο της βιομηχανίας η μακροχρόνια ελαστικότητα των τιμών είναι $\alpha_1 = 0,62$, υποδηλώνοντας ότι μια αύξηση του μοναδιαίου κόστους εργασίας κατά 1% αυξάνει τις τιμές κατά 0,6%. Η τιμή $\alpha_1 = 0,62$ οδηγεί στο συμπέρασμα ότι ο κλάδος της βιομηχανίας ενδεχομένως χαρακτηρίζεται από ολιγοπωλιακή διάρθρωση και ο βαθμός προσαρμογής εξαρτάται κατά κύριο λόγο από τη μορφή της καμπύλης ζήτησης που αντιμετωπίζει ο κλάδος και τη στρατηγική που ακολουθείται για το περιθώριο κέρδους. Υπενθυμίζεται ότι την περίοδο 2010-2013, κυρίως λόγω της μεγάλης μείωσης του μοναδιαίου κόστους εργασίας, ο δείκτης του μοναδιαίου περιθωρίου κέρδους στη βιομηχανία αυξήθηκε κατά μέσο όρο 10,2%, ενώ στο σύνολο της οικονομίας μόνο κατά 3,0%. Η μερική προσαρμογή των τιμών αναμένεται σε ολιγοπωλιακά διαρθρωμένους κλάδους, διότι οι επιχειρήσεις έχουν ήδη διαλέξει την τιμή που μεγιστοποιεί τα κέρδη τους.

¹⁹ Εντούτοις θα πρέπει να είμαστε επιφυλακτικοί με αυτό το αποτέλεσμα διότι, όπως έχει ήδη επισημανθεί, ο ΕνΔΤΚ προστέθηκε στην ομάδα των τιμών που εξετάζονται, παρότι δεν υπάρχει ακριβής μεθοδολογική αντιστοίχιση (ως προς τη σύνθεση των αγαθών και υπηρεσιών) με τις μεταβλητές του συνολικού μισθολογικού κόστους, επειδή η σταθερότητα των τιμών (πληθωρισμός πλησίον του 2% μεσοπρόθεσμα) όπως την ορίζει η ΕΚΤ μετρείται με βάση το ρυθμό μεταβολής των τιμών του ΕνΔΤΚ.

Πίνακας 9 Έλεγχος για μακροχρόνια μοναδιαία ελαστικότητα

	Εξισώσεις τιμών	Εξισώσεις μισθών
Έλεγχος Wald t-statistic	Υπόθεση ελέγχου $H_0: \alpha_1=1$	Υπόθεση ελέγχου $H_0: \beta_1=1$
Κλάδοι παραγωγής	p-value	p-value
Συνολική οικονομία	0,77	0,77
Συνολική οικονομία	0,00	0,00
Βιομηχανία	0,00	0,14
Δημόσια διοίκηση και άμυνα	0,45	0,02

Σημείωση: Αν η τιμή p-value είναι μεγαλύτερη από 5% ($p\text{-value} > 0,05$), τότε η υπόθεση H_0 γίνεται δεκτή.

Όσον αφορά τις εξισώσεις των μισθών, η υπόθεση για μακροχρόνια μοναδιαία ελαστικότητα μπορεί να γίνει δεκτή μόνο στην περίπτωση της συνολικής οικονομίας όταν οι τιμές μετρούνται με βάση τον αποπληθωριστή του ΑΕΠ και στον κλάδο της βιομηχανίας. Στον κλάδο της βιομηχανίας, η ελαστικότητα των μισθών εκτιμήθηκε $\alpha_1 = 0,64$, αλλά στατιστικά μπορεί να είναι $\alpha_1 = 1$, υποδηλώνοντας ότι μια αύξηση των τιμών κατά 1,0% μπορεί να αυξήσει μακροχρόνια το μοναδιαίο κόστος εργασίας κατά 1,0%. Ο πλήρης βαθμός προσαρμογής του μοναδιαίου κόστους εργασίας στις μεταβολές του επιπέδου των τιμών, τόσο στη συνολική οικονομία όσο και στη βιομηχανία, αντανακλά ενδεχομένως τη μεγάλη διαπραγματευτική δύναμη των θεσμικών εκπροσώπων των εργαζομένων (δηλ. των εργατικών σωματείων και συννομοσπονδιών) στις συλλογικές μισθολογικές διαπραγματεύσεις. Δηλαδή υπάρχουν ενδείξεις ότι στην ελληνική οικονομία οι θεσμικοί εκπρόσωποι των εργαζομένων επιτυγχάνουν να προσαρμόζουν τους μισθούς αναλογικά με τις μεταβολές του επιπέδου των τιμών. Από την άλλη πλευρά, στον κλάδο της δημόσιας διοίκησης, η μακροχρόνια ελαστικότητα του μοναδιαίου κόστους εργασίας είναι $\alpha_1 = 0,92$, αντανακλώντας ενδεχομένως δυσκολίες στον ορθό ορισμό της τιμής για το συγκεκριμένο κλάδο.

6.2 ΕΛΕΓΧΟΙ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ

Τα αποτελέσματα των ελέγχων συνολοκλήρωσης παρέχουν εμπειρικές ενδείξεις ότι οι

τιμές και το μοναδιαίο κόστος εργασίας χαρακτηρίζονται από σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας. Η διαπίστωση όμως αυτή δεν μπορεί να μας δώσει απάντηση στο ερώτημα ποια από τις δύο σειρές προσαρμόζεται στις μεταβολές της άλλης ή αν η προσαρμογή αυτή έχει διπλή κατεύθυνση. Οι έλεγχοι για ασθενή, στενή και ισχυρή εξωγένεια κατά Granger μας παρέχουν ενδείξεις για τη σχέση αιτιότητας μεταξύ των δύο μεταβλητών.

Στην εξειδίκευση της εξίσωσης των τιμών (5.1), η ύπαρξη ασθενούς (μακροχρόνιας) εξωγένειας ελέγχεται από την υπόθεση $H_0: \lambda_1 = 0$. Η ύπαρξη στενής (βραχυχρόνιας) εξωγένειας κατά Granger ελέγχεται από την υπόθεση $H_0: \sum_{s=1}^{k_2} \alpha_{2s} = 0$. Η ύπαρξη ισχυρής εξωγένειας κατά Granger εξετάζεται από τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας της συνδυασμένης υπόθεσης ότι $H_0: \lambda_1 = 0$ και $\sum_{s=1}^{k_2} \alpha_{2s} = 0$.

Αντίστοιχα, στην εξειδίκευση της εξίσωσης των μισθών (5.2), η ύπαρξη ασθενούς (μακροχρόνιας) εξωγένειας ελέγχεται από την υπόθεση $H_0: \lambda_2 = 0$. Η ύπαρξη στενής (βραχυχρόνιας) εξωγένειας κατά Granger ελέγχεται από την υπόθεση $H_0: \sum_{s=1}^{k_2} \beta_{2s} = 0$. Η ύπαρξη ισχυρής εξωγένειας κατά Granger ελέγχεται από τη συνδυασμένη υπόθεση $H_0: \lambda_2 = 0$ και $\sum_{s=1}^{k_2} \beta_{2s} = 0$.

Ο Πίνακας 10 συνοψίζει τους ελέγχους αιτιότητας κατά Granger (με κατεύθυνση από το

Πίνακας 10 Διευρυμένη δυναμική εξίσωση τιμών. Αποτελέσματα ελέγχων αιτιότητας κατά Granger, με κατεύθυνση από το μοναδιαίο κόστος εργασίας προς τις τιμές

(συνολική περίοδος α' τρ. 2000-δ' τρ. 2013)

	Σύστημα					Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger				
	VECM(2)	Χρονικές υστερήσεις		Χρονικές υστερήσεις	Συντελεστής προσαρμογής στη μακροχρόνια ισορροπία	Ασθενής εξωγένεια	Στενή εξωγένεια		Ισχυρή εξωγένεια	
					λ_1	$\lambda_1=0$	$\sum_{i=1}^{k_1} \alpha_{1i} = \sum_{i=1}^{k_2} \alpha_{2i} = \sum_{i=1}^{k_3} \alpha_{3i} = \sum_{i=1}^{k_4} \alpha_{4i} = 0$		$\lambda_1 \wedge \sum_{i=1}^{k_1} \alpha_{1i} = \sum_{i=1}^{k_2} \alpha_{2i} = \sum_{i=1}^{k_3} \alpha_{3i} = \sum_{i=1}^{k_4} \alpha_{4i} = 0$	
Κλάδοι παραγωγής		Ενδογενείς μεταβλητές	Εξωγενείς μεταβλητές	k_3, k_4, k_5	Όρος διόρθωσης σφάλματος	t-stat	χ^2 -stat	p-value	χ^2 -stat	p-value
Συνολική οικονομία	(YFD, TT_ULC)	(2,2)	Ogap, M3, RP	(1,1,1)	-0,12	-2,32**	11,19	0,08*	13,43	0,06*
Συνολική οικονομία	(HICP, TT_ULC)	(4,4)	Ogap, M3, RP	(1,1,1)	-0,10	-3,42**	16,87	0,03**	28,00	0,00**
Βιομηχανία	(INDD, IND_ULC)	(1,1)	Ogap, M3, RP	(1,1,1)	-0,02	-0,64	9,96	0,08*	10,67	0,09*
Δημόσια διοίκηση και άμυνα	(PAD, PA_ULC)	(1,1)	Ogap, M3, RP	(3,3,3)	-0,16	-3,00**	12,48	0,33	22,05	0,03**

Σημείωση: Οι αστερίσκοι ** και * συμβολίζουν την απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης (για την ύπαρξη ασθενούς, στενής και ισχυρής εξωγένειας σε κάθε περίπτωση) ότι οι εκτιμημένοι συντελεστές είναι μηδέν σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10% αντίστοιχα.

μοναδιαίο κόστος εργασίας προς τις τιμές) για τη διευρυμένη δυναμική εξίσωση των τιμών με βάση την εξίσωση (7.1). Στο σύστημα VECM(2) περιλαμβάνονται ως εξωγενείς μεταβλητές το παραγωγικό κενό (Ogap), η προσφορά χρήματος (M3) και οι σχετικές τιμές (RP). Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, η ύπαρξη ασθενούς εξωγένειας απορρίπτεται σε όλες τις περιπτώσεις, αφού ο όρος διόρθωσης σφάλματος είναι στατιστικά σημαντικός, με εξαίρεση τον κλάδο της βιομηχανίας. Αυτό σημαίνει ότι το μοναδιαίο κόστος εργασίας επηρεάζει τη δυναμική συμπεριφορά των τιμών, υποδηλώνοντας ότι υπάρχει μακροχρόνια σχέση αιτιότητας από το μοναδιαίο κόστος προς τις τιμές. Τη μεγαλύτερη ταχύτητα προσαρμογής των τιμών προς τη μακροχρόνια ισορροπία εμφανίζει ο κλάδος της δημόσιας διοίκησης και άμυνας, αφού ο συντελεστής διόρθωσης σφάλματος είναι $\lambda_1 = -0,16$, που σημαίνει ότι τυχόν αποκλίσεις από το επίπεδο ισορροπίας διορθώνονται σε περίπου 6 τρίμηνα. Στον κλάδο της βιομηχανίας ο συντελεστής διόρθωσης σφάλματος είναι στατιστικά ασήμαντος, που σημαίνει ότι οι τιμές διαμορφώνονται μακροχρόνια ανεξάρτητα από τις

εξελίξεις στο μοναδιαίο κόστος εργασίας. Ενδεχομένως στον κλάδο αυτό υπάρχουν άλλοι παράγοντες, όπως π.χ. το κόστος κεφαλαίου, το ενεργειακό κόστος και η ολιγοπωλιακή δομή, που να επηρεάζουν σε μεγαλύτερο βαθμό την εξέλιξη των τιμών στη βιομηχανία δημιουργώντας ακαμψίες προσαρμογής.

Η παρουσία βραχυχρόνιας αιτιότητας, δηλαδή η απουσία στενής (βραχυχρόνιας) εξωγένειας, διαπιστώνεται σε όλους τους κλάδους της οικονομίας με εξαίρεση το δημόσιο τομέα και σημαίνει ότι οι ρυθμοί μεταβολής του μοναδιαίου κόστους με χρονικές υστερήσεις μπορούν να χρησιμοποιούνται για την πρόβλεψη του πληθωρισμού βραχυχρόνια. Επιπλέον, παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει ισχυρή εξωγένεια σε κανένα κλάδο, συνεπώς το μοναδιαίο κόστος εργασίας επηρεάζει (παρουσιάζει σχέση αιτιότητας κατά Granger) συνδυαστικά την εξέλιξη και του επιπέδου των τιμών και του πληθωρισμού σε όλο το φάσμα της οικονομίας.

Ο Πίνακας 11 συνοψίζει τους ελέγχους αιτιότητας κατά Granger (με κατεύθυνση από τις τιμές προς το μοναδιαίο κόστος εργασίας) για

Πίνακας 11 Διευρυμένη δυναμική εξίσωση μισθών. Αποτελέσματα ελέγχων αιτιότητας κατά Granger, με κατεύθυνση από τις τιμές προς το μοναδιαίο κόστος εργασίας

(συνολική περίοδος α' τρ. 2000-8' τρ. 2013)

	Σύστημα					Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger				
	VECM(2)	Χρονικές υστερήσεις	Χρονικές υστερήσεις		Συντελεστής προσαρμογής στη μακροχρόνια ισορροπία	Ασθενής εξωγένεια	Στενή εξωγένεια		Ισχυρή εξωγένεια	
					λ_1	$\lambda_1=0$	$\sum_{i=1}^{k_1} \beta_{1i} = \sum_{i=1}^{k_2} \beta_{2i} = \sum_{i=1}^{k_3} \beta_{3i} = \sum_{i=1}^{k_4} \beta_{4i} = 0$	$\lambda_2 \wedge \sum_{i=1}^{k_5} \beta_{5i} = \sum_{i=1}^{k_6} \beta_{6i} = \sum_{i=1}^{k_7} \beta_{7i} = \sum_{i=1}^{k_8} \beta_{8i} = 0$		
Κλάδοι παραγωγής	Ενδογενείς μεταβλητές		Εξωγενείς μεταβλητές	k_3, k_4, k_5	Όρος διόρθωσης σφάλματος	t-stat	χ^2 -stat	p-value	χ^2 -stat	p-value
Συνολική οικονομία	(YFD, TT_ULC)	(2,2)	Ogap, M3,RP	(1,1,1)	-0,02	-0,17	12,75	0,04**	12,80	0,07*
Συνολική οικονομία	(HICP, TT_ULC)	(4,4)	Ogap, M3,RP	(1,1,1)	-0,14	-1,05	15,50	0,05**	17,70	0,03**
Βιομηχανία	(INDD, IND_ULC)	(1,1)	Ogap, M3,RP	(1,1,1)	-0,07	-2,20**	7,58	0,18*	17,12	0,00**
Δημόσια διοίκηση και άμυνα	(PAD, PA_ULC)	(1,1)	Ogap, M3,RP	(3,3,3)	-0,12	-1,637	7,58	0,66	11,88	0,37

Σημείωση: Οι αστερίσκοι ** και * συμβολίζουν την απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης (για την ύπαρξη ασθενούς, στενής και ισχυρής εξωγένειας σε κάθε περίπτωση) ότι οι εκτιμημένοι συντελεστές είναι μηδέν σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10% αντίστοιχα.

τη διευρυμένη δυναμική εξίσωση των μισθών με βάση την εξίσωση (7.2). Στο σύστημα VECM(2) περιλαμβάνονται επίσης ως εξωγενείς μεταβλητές το παραγωγικό κενό (Ogap), η προσφορά χρήματος (M3) και η σχετικές τιμές (RP).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του Πίνακα 11, η ύπαρξη ασθενούς εξωγένειας γίνεται δεκτή σε όλες τις περιπτώσεις, με εξαίρεση τον κλάδο της βιομηχανίας, αφού στο συγκεκριμένο κλάδο ο συντελεστής διόρθωσης σφάλματος είναι στατιστικά σημαντικός. Ο συντελεστής διόρθωσης σφάλματος είναι $\lambda_2 = -0,07$, που σημαίνει ότι τυχόν αποκλίσεις από το επίπεδο ισορροπίας διορθώνονται σε περίπου 14 τρίμηνα (3,5 χρόνια). Αυτό συνεπάγεται ότι η εξέλιξη του επιπέδου των βασικών τιμών στη βιομηχανία επηρεάζει τη μακροχρόνια εξέλιξη του μοναδιαίου κόστους εργασίας σ' αυτό τον κλάδο, υποδηλώνοντας ότι υπάρχει μακροχρόνια σχέση αιτιότητας από τις τιμές προς το μοναδιαίο κόστος εργασίας. Η τελευταία διαπίστωση παρέχει στήριξη στο επιχειρήμα ότι οι θεσμικοί εκπρόσωποι των εργαζομένων του κλάδου επιτυγ-

χάνουν να προσαρμόζουν τους μισθούς τους αναλογικά με τις μεταβολές του επιπέδου των τιμών. Ο στατιστικά σημαντικός βαθμός προσαρμογής των μισθών στις μεταβολές των τιμών που παρατηρείται στο βιομηχανικό κλάδο αντανακλά ενδεχομένως τη μεγάλη διαπραγματευτική δύναμη των εργατικών συνδικάτων για αναλογικές μισθολογικές διεκδικήσεις σύμφωνα με τη δυναμική των τιμών αλλά ταυτόχρονα και την ικανότητά τους να προβλέπουν σωστά την εξέλιξη των τιμών.

Υπάρχουν ενδείξεις ότι δεν υπάρχει στενή (βραχυχρόνια) εξωγένεια σε όλες τις περιπτώσεις, με εξαίρεση τον κλάδο της δημόσιας διοίκησης και άμυνας (αντανακλώντας ενδεχομένως δυσκολίες στον ορθό ορισμό της τιμής για το συγκεκριμένο κλάδο). Η ύπαρξη βραχυχρόνιας αιτιότητας, δηλαδή η απόρριψη της στενής εξωγένειας, σημαίνει ότι οι ρυθμοί μεταβολής των τιμών με χρονικές υστερήσεις μπορούν να χρησιμεύσουν για την πρόβλεψη των μεταβολών του μοναδιαίου κόστους εργασίας σε βραχυχρόνιο ορίζοντα. Επιπλέον, παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει ισχυρή εξωγένεια σε κανένα κλάδο με εξαίρεση εκείνον της

δημόσιας διοίκησης και άμυνας, συνεπώς η δυναμική των τιμών επηρεάζει (παρουσιάζει σχέση αιτιότητας κατά Granger) συνδυαστικά την εξέλιξη του μοναδιαίου κόστους εργασίας σε όλο σχεδόν το φάσμα της οικονομίας.

7 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Το κεντρικό επιχείρημα του διευρυμένου με προσδοκίες υποδείγματος της καμπύλης Phillips σχετικά με το μηχανισμό του πληθωρισμού είναι ότι οι τιμές διαμορφώνονται με βάση ένα περιθώριο κέρδους πάνω στο μοναδιαίο κόστος εργασίας. Αν αυτό το επιχείρημα είναι σωστό, τότε θα πρέπει η μακροχρόνια εξέλιξη του επιπέδου των τιμών και του μοναδιαίου κόστους εργασίας να συσχετίζονται.

Εντούτοις, στην ελληνική οικονομία ο ρυθμός μεταβολής των τιμών φαίνεται να αντιδρά με χρονική υστέρηση και όχι αναλογικά στις μεγάλες μειώσεις του μισθολογικού κόστους που εφαρμόστηκαν στη χώρα, στο πλαίσιο της δημοσιονομικής προσαρμογής και της εσωτερικής υποτίμησης. Για την περίοδο 2010-2013, οι προσαρμογές του μοναδιαίου κόστους εργασίας έχουν σε μεγάλο βαθμό αποσυνδεθεί από τους δείκτες μέτρησης των τιμών, τόσο στα επίπεδα των σειρών όσο και στους ρυθμούς μεταβολής τους.

Η μεγάλη μείωση του μοναδιαίου κόστους εργασίας οφείλεται κατά κύριο λόγο στη μείωση των ονομαστικών αμοιβών ανά απασχολούμενο και όχι στην αύξηση της μέσης παραγωγικότητας της εργασίας. Η ενίσχυση της παραγωγικότητας είναι ο κρίσιμος παράγοντας που θα βοηθήσει την ανταγωνιστικότητα της οικονομίας, αφού από την περαιτέρω προσαρμογή των μισθών προς τα κάτω τα οφέλη για την οικονομία είναι αμφίβολα και επιπλέον κλονίζεται η κοινωνική συνοχή.

Για το σύνολο της οικονομίας την περίοδο 2010-2013, η αποσύνδεση μεταξύ του πληθωρισμού (αύξηση 2,0% κατά μέσο όρο) και του ρυθμού μεταβολής του μοναδιαίου κόστους εργασίας (μείωση 3,3% κατά μέσο όρο) είναι

φανερή, με αποτέλεσμα ο δείκτης μοναδιαίου περιθωρίου κέρδους να αυξηθεί κατά 3,0%.

Ιδιαίτερα στο βιομηχανικό κλάδο, στον οποίο παράγονται κατά βάση τα εμπορεύσιμα (εξαγωγή) αγαθά της οικονομίας, η αποσύνδεση μεταξύ του πληθωρισμού (αύξηση κατά 2,3%) και του ρυθμού μεταβολής του μοναδιαίου κόστους εργασίας (μείωση κατά 6,9%) γίνεται περισσότερο έκδηλη την περίοδο 2010-2013, με αποτέλεσμα ο δείκτης μοναδιαίου περιθωρίου κέρδους να αυξηθεί κατά 10,2%. Η αποσύνδεση αυτή φαίνεται πιο καθαρά στα έτη 2012 και 2013, οπότε ο μοναδιαίος δείκτης περιθωρίου κέρδους αυξήθηκε κατά 19,6% και 7,6% αντίστοιχα. Αυτό οφείλεται στη ραγδαία μείωση κατά 12,6% και 6,3% του μοναδιαίου κόστους εργασίας τα έτη 2012 και 2013, ενώ ο πληθωρισμός κινήθηκε αντίστοιχα στο 4,6% και 0,8%.

Για τη μερική προσαρμογή των τιμών σε σχέση με τη μεγάλη μείωση του μοναδιαίου κόστους εργασίας ενδεχομένως ευθύνεται σε μεγάλο βαθμό η ολιγοπωλιακή δομή της οικονομίας, η οποία παραμένει ακόμη ισχυρή σε αρκετούς κλάδους παραγωγής και εμπορίας αγαθών, όπως για παράδειγμα στον κλάδο των καυσίμων (Μπραγουδάκης και Σιδέρης 2012, Polemis 2012) και στον κλάδο των τροφίμων (OECD 2013, European Commission 2013 και Επιτροπή Ανταγωνισμού 2011). Το φαινόμενο της αποσύνδεσης μεταξύ των τιμών και του μισθολογικού κόστους δυσχεραίνει τη λειτουργία του διαύλου μετάδοσης της νομισματικής πολιτικής ώστε να δράσει ως καταλύτης που επισπεύδει τις επιδιωκόμενες προσαρμογές σε όρους ανταγωνιστικότητας και σε όρους αγοραστικής δύναμης του καταναλωτή, προκειμένου να θεραπεύονται ταχύτερα οι στρεβλώσεις στην εύρυθμη λειτουργία, ανάπτυξη και σταθερότητα της οικονομίας. Οι στοχευμένες διαρθρωτικές μεταρρυθμίσεις είναι το κλειδί για την άρση της ακαμψίας των τιμών. Συνεπώς, μεταρρυθμίσεις στις αγορές προϊόντων που στοχεύουν να σπάσουν αυτά τα ολιγοπώλια πρέπει να αποτελούν βασική προτεραιότητα της εφαρμοζόμενης οικονομικής πολιτικής.

Η οικονομετρική διερεύνηση της σχέσης μεταξύ του μοναδιαίου κόστους εργασίας και των τιμών κατέληξε στα ακόλουθα ευρήματα:

Όσον αφορά τις εξισώσεις των τιμών, η υπόθεση για μακροχρόνια μοναδιαία ελαστικότητα μπορεί να γίνει δεκτή μόνο στην περίπτωση της συνολικής οικονομίας όταν οι τιμές μετρούνται με βάση τον αποπληθωριστή του ΑΕΠ, καθώς επίσης και στον κλάδο της δημόσιας διοίκησης και άμυνας. Από την άλλη πλευρά, στον κλάδο της βιομηχανίας η μακροχρόνια ελαστικότητα των τιμών είναι στατιστικά μικρότερη της μονάδας, υποδηλώνοντας ότι ο κλάδος αυτός έχει στοιχεία ολιγοπωλιακής δομής. Σημειώνεται ότι ο μοναδιαίος δείκτης περιθωρίου κερδών την περίοδο 2010-2013 στη βιομηχανία αυξήθηκε κατά 10,2%, ενώ στο σύνολο της οικονομίας κατά 3,0%, στον κλάδο του εμπορίου κατά μόνο 1% και στον κλάδο της δημόσιας διοίκησης και άμυνας κατά 2,7%.

Όσον αφορά τις εξισώσεις των μισθών, η υπόθεση για μακροχρόνια μοναδιαία ελαστικότητα μπορεί να γίνει δεκτή μόνο στην περίπτωση της συνολικής οικονομίας, όταν οι τιμές μετρούνται με βάση τον αποπληθωριστή του ΑΕΠ, καθώς και στον κλάδο της βιομη-

χανίας. Στον κλάδο της βιομηχανίας, η ελαστικότητα των μισθών εκτιμήθηκε μικρότερη της μονάδας, αλλά στατιστικά δεν μπορεί να απορριφθεί η υπόθεση ότι είναι ίση με τη μονάδα, υποδηλώνοντας ότι μια αύξηση των τιμών κατά 1,0% μπορεί να αυξάνει μακροχρόνια το μοναδιαίο κόστος εργασίας κατά 1,0%. Ο πλήρης βαθμός προσαρμογής του μοναδιαίου κόστους εργασίας στις μεταβολές του επιπέδου των τιμών, τόσο στη συνολική οικονομία όσο και στη βιομηχανία, αντανάκλα ενδεχομένως τη μεγάλη διαπραγματευτική δύναμη των θεσμικών εκπροσώπων των εργαζομένων (δηλ. των εργατικών σωματείων και συννομοσπονδιών) στις συλλογικές μισθολογικές διαπραγματεύσεις. Δηλαδή υπάρχουν ενδείξεις ότι στην ελληνική οικονομία οι θεσμικοί εκπρόσωποι των εργαζομένων επιτυγχάνουν τελικά σε μεσομακροπρόθεσμο ορίζοντα να προσαρμόζουν τους μισθούς τους σχεδόν αναλογικά με τις μεταβολές του επιπέδου των τιμών. Επιπρόσθετα, οι έλεγχοι για ισχυρή εξωγένεια κατά Granger μας παρέχουν ενδείξεις για τη στενή σχέση αιτιότητας μεταξύ των δύο μεταβλητών. Στο σύνολο της οικονομίας, οι τιμές επηρεάζουν την εξέλιξη του μοναδιαίου κόστους εργασίας, αλλά και το μοναδιαίο κόστος εργασίας επηρεάζει την εξέλιξη των τιμών.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Aaronson, D. (2001), "Price Pass-Through and the Minimum Wage", *Review of Economics and Statistics*, 83:1, 158-169.
- Arora, H.K. and P.R. Blackley (1996), "An Empirical Analysis of the Unit Labour Cost-Product Price Relation in the U.S. Economy", *Atlantic Economic Journal*, 24:4, December, 321-335.
- Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith, and D. Hendry (1993), *Co-integration, Error-Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press, Oxford.
- Bardsen, G., O. Eitheim, E.S. Jansen and R. Nymoen (2005), *The Econometrics of Macroeconomic Modelling*, Oxford University Press.
- Barth, J.R. and J.T. Bennett (1975), "Cost-push versus Demand-pull Inflation: Some Empirical Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, 7:3, August, 391-397.
- Blanchard, O. and L. Katz (1999), "Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence", NBER Working Paper No. 6924.
- Brauer, D.A. (1997), "Do Rising Labor Costs Trigger Higher Inflation?", Federal Reserve Bank of New York, *Current Issues in Economics and Finance*, September.
- Brayton, F., J.M. Roberts and J.C. Williams (1999), "What's Happened to the Phillips Curve?", *Finance and Economics Discussion Series*, Federal Reserve Board, Washington.
- Chan-Lau, J.A. and S. Tokarick (1999), "Why Has Inflation in the United States Remained So Low? Reassessing the Importance of Labor Costs and the Price of Imports", IMF Working Paper No. 99/149.
- Chow, G.C. and A. Lin (1971), "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series", *The Review of Economics and Statistics*, 53:4, 372-375.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-31.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg and J.H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, 813-836.
- Emery, K.M. and C.-P. Chang (1996), "Do Wages Help Predict Inflation?", Federal Reserve Bank of Dallas, *Economic and Financial Policy Review*, First Quarter, 2-9.
- Engle, R.F. (1984), "Wald, Likelihood Ratio and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics", in Z. Griliches and M.D. Intriligator (eds), *Handbook of Econometrics*, Vol. 2. New York: Elsevier, 775-826.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-76.
- Επιτροπή Ανταγωνισμού (2011), Κλαδική Έρευνα στον Κλάδο Νοπών Οπωροκηπευτικών Προϊόντων.
- European Commission (2013), *Detailed Average Prices Report*, November.
- Gaillard, S. (1992), "Lohn- und Preisdynamik: Eine empirische Studie für die Schweiz", *KOF/ETH*, 43, December.
- Ghali, K. (1999), "Wage Growth and the Inflation Process: A Multivariate Cointegration Analysis", *Journal of Money, Credit and Banking*, 31:3, August, 417-431.
- Gordon, R.J. (1982), "Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States, 1890-1980", *Journal of Political Economy*, 90(6), 1087-1117.
- Gordon, R.J. (1985), "Understanding Inflation in the 1980s", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 263-269.
- Gordon, R.J. (1988), "The Role of Wages in the Inflation Process", *American Economic Review*, 78:2, 276-283.
- Granger, C.W.J. (1986), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-28.

- Granger, C.W.J. (1988), "Some Recent Developments in a Concept of Causality," *Journal of Econometrics*, 39, 199-211.
- Granger, C.W.J. and J.L. Lin (1995), "Causality in the Long-Run", *Econometric Theory*, 11, 530-536.
- Hannan, E.J. and B.G. Quinn (1979), "The Determination of the Order of an Autoregression", *Journal of the Royal Statistical Society*, 1341, 1990-95.
- Hess, G.D. and M.E. Schweitzer (2000), "Does Wage Inflation Cause Price Inflation?", Federal Reserve Bank of Cleveland, Policy Discussion Paper No.1.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59:6, 1551-1580.
- Johansen, S. (1992), "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 383-397.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Layard, R. and S. Nickell (1986), "Unemployment in Britain", *Economica*, 53:210, 121-169.
- Layard, R., S. Nickell and R. Jackman (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.
- Mehra, Y. (1977), "Money Wages, Prices, and Causality", *Journal of Political Economy*, 85(6), 1227-1244.
- Mehra, Y. (1991), "Wage Growth and the Inflation Process: An Empirical Note", *American Economic Review*, 81:4, 931-937.
- Mehra, Y. (1993), "Unit Labor Costs and the Price Level", Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Quarterly*, 79, Fall, 35-51.
- Mehra, Y. (2000), "Wage-Price Dynamics: Are They Consistent with Cost Push?", Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Quarterly*, 86, Summer, 27-43.
- Μπραγουδάκης, Ζ. και Δ. Σιδέρης (2012), "Είναι συμμετρική η προσαρμογή της λιανικής τιμής της βενζίνης στις μεταβολές της διεθνούς τιμής του πετρελαίου; Η περίπτωση της ελληνικής αγοράς καυσίμων", Τράπεζα της Ελλάδος, *Οικονομικό Δελτίο*, 37.
- Nordhaus, W.D. (1972), "Recent Developments in Price Dynamics", in O. Eckstein (ed.), *The Econometrics of Price Determination*, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- OECD (2013), *Competition Assessment Reviews: Greece*. Preliminary Version.
- Pantula, S.G. (1989), "Testing for Unit Roots in Time Series Data", *Econometric Theory*, 5, 256-271.
- Polemis, M. (2012), "Competition and price asymmetries in the Greek oil sector: an empirical analysis on gasoline market", *Empirical Economics*, September.
- Petroulas P. and T. Kosma (2014), "Analyzing price level difference in the euro area: Competition structures and consumer behavior ", ECB Working Paper Series (υπό έκδοση).
- Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-346.
- Rissman, E. (1995), "Sectoral Wage Growth and Inflation", Federal Reserve Bank of Chicago, *Economic Perspectives*, 19, 1995:4, 3rd quarter.
- Sims, C.A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48, 1-48.
- Stock, J.H. (1991), "Confidence Intervals for the Largest Autoregressive Root in U.S. Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 28, 435-59.
- Stock, J.H. and M.W. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 61, 783-820.

- Stockton, D.J. and J.E. Glassman (1987), “An Evaluation of the Forecast Performance of Alternative Models of Inflation”, *Review of Economics and Statistics*, 69, 108-17.
- Wolff, G.B. (2012), “Arithmetic is absolute: euro-area adjustment”, *Bruegel Policy Contribution*, Issue 2012/9, 1-7.
- Zanetti, A. (2007), “Do Wages Lead Inflation? Swiss Evidence”, *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 143(I), 67-92.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Εξέλιξη των τιμών, του μοναδιαίου κόστους εργασίας και του δείκτη περιθωρίου κέρδους σε όλους τους κλάδους της οικονομίας

(ετήσιοι ρυθμοί μεταβολής %)

	Σύνολο οικονομίας			Αγροτικός τομέας			Βιομηχανία		
Μερίδιο ως % του ΑΕΠ (σε βασικές τιμές)									
2000-2013	100%			4,7%			12,3%		
2000-2007	100%			5,0%			12,8		
2008-2013	100%			4,3%			11,8		
	Αποπληθωριστής (YFD)	Μοναδιαίο κόστος εργασίας (TT_ULC)	Δείκτης περιθωρίου κέρδους (TT_PM)	Αποπληθωριστής (AGRD)	Μοναδιαίο κόστος εργασίας (AGR_ULC)	Δείκτης περιθωρίου κέρδους (AGR_PM)	Αποπληθωριστής (INDD)	Μοναδιαίο κόστος εργασίας (IND_ULC)	Δείκτης περιθωρίου κέρδους (IND_PM)
2001	3,5	-0,2	3,7	4,7	12,7	-7,1	2,5	1,8	0,6
2002	3,6	10,1	-5,9	2,8	22,1	-15,9	4,5	14,9	-9,1
2003	4,2	1,5	2,6	13,1	36,6	-17,2	0,8	-1,7	2,6
2004	2,7	2,2	0,5	-12,3	-11,4	-1,0	7,1	3,3	3,7
2005	1,3	4,4	-3,0	1,5	1,4	0,1	-1,9	13,2	-13,4
2006	2,2	-1,2	3,5	-6,5	21,2	-22,8	8,9	5,3	3,4
2007	3,4	2,7	0,7	11,6	12,0	-0,4	2,4	4,6	-2,2
2008	4,8	5,1	-0,3	-8,2	-1,2	-7,0	13,0	10,1	2,7
2009	2,7	5,8	-3,0	-5,3	-5,3	0,0	-3,1	-5,7	2,8
2010	0,1	0,4	-0,3	-5,0	-9,1	4,5	4,1	-3,2	7,6
2011	0,4	-1,7	2,2	3,1	-1,2	4,3	-0,1	-5,7	5,9
2012	0,0	-5,0	5,3	-6,0	-4,3	-1,7	4,6	-12,6	19,6
2013	-2,5	-7,0	4,8	2,4	-10,1	13,8	0,8	-6,3	7,6
Μέσος όρος περιόδου									
2001-2013	2,0	1,3	0,8	-0,3	4,9	-3,9	3,3	1,4	2,4
2001-2009	3,1	3,4	-0,1	0,2	9,8	-7,9	3,8	5,1	-1,0
2010-2013	-0,5	-3,3	3,0	-1,4	-6,2	5,2	2,3	-6,9	10,2
Πηγές: ΕΛΣΤΑΤ, ΕΚΤ, Ευρωπαϊκή Επιτροπή και υπολογισμοί του συγγραφέα.									

Πηγές: ΕΛΣΤΑΤ, ΕΚΤ, Ευρωπαϊκή Επιτροπή και υπολογισμοί του συγγραφέα.

Εξέλιξη των τιμών, του μοναδιαίου κόστους εργασίας και του δείκτη περιθωρίου κέρδους σε όλους τους κλάδους της οικονομίας

(συνέχεια)

(ετήσιοι ρυθμοί μεταβολής %)

	Κατασκευές		Εμπόριο		Ενημέρωση και επικοινωνία		Χρηματοπιστωτικός κλάδος					
Μερίδιο ως % του ΑΕΠ (σε βασικές τιμές)												
2000-2013	6,1%		24,5%		4,4%		5,4%					
2000-2007	7,7%		25,0%		3,8%		5,1%					
2008-2013	4,1%		23,9%		5,1%		5,7%					
	Αποπληθω- στής (COND)	Μοναδιαίο κόστος εργασίας (CON_ULC)	Δείκτης περιθωρίου κέρδους (CON_PM)	Αποπληθω- στής (TRD)	Μοναδιαίο κόστος εργασίας (TR_ULC)	Δείκτης περιθωρίου κέρδους (TR_PM)	Αποπληθω- στής (COMD)	Μοναδιαίο κόστος εργασίας (COM_ULC)	Δείκτης περιθωρίου κέρδους (COM_PM)	Αποπληθω- στής (FID)	Μοναδιαίο κόστος εργασίας (FI_ULC)	Δείκτης περιθωρίου κέρδους (FI_PM)
2001	0,3	-3,6	4,1	2,7	-10,2	14,4	-0,4	6,9	-6,8	3,3	10,9	-6,9
2002	2,6	45,6	-29,5	-0,7	-0,7	0,0	-1,2	-5,1	4,1	18,9	23,4	-3,7
2003	2,9	-3,4	6,5	3,4	-4,6	8,4	-0,5	3,4	-3,8	10,4	9,5	0,8
2004	0,5	-4,0	4,7	0,7	-2,4	3,2	0,4	1,0	-0,6	1,4	-13,1	16,6
2005	15,1	-1,6	17,0	-12,8	4,8	-16,7	-7,0	-2,4	-4,7	4,6	24,3	-15,8
2006	0,5	-13,5	16,2	2,4	1,3	1,1	-1,3	-12,9	13,4	3,8	8,1	-4,0
2007	1,8	16,8	-12,8	4,0	2,5	1,4	1,7	-3,2	5,0	-5,9	2,2	-7,9
2008	2,4	9,6	-6,6	5,0	6,0	-1,0	0,6	-13,4	16,2	-7,6	-3,2	-4,5
2009	0,6	30,1	-22,6	2,1	12,6	-9,3	1,5	-11,2	14,3	0,8	1,1	-0,3
2010	-5,3	11,8	-15,3	1,5	5,0	-3,4	3,5	9,0	-5,1	1,1	-2,8	4,0
2011	-5,9	3,9	-9,4	2,9	0,8	2,1	2,3	3,7	-1,4	5,3	-0,3	5,6
2012	-0,6	-7,9	7,9	0,4	0,5	-0,1	-1,1	-2,9	1,8	1,3	-0,1	1,4
2013	-1,1	-5,1	4,3	-1,3	-6,3	5,3	-2,5	7,3	-9,1	-2,4	-6,2	4,1
Μέσος όρος περιόδου												
2001-2013	1,1	6,0	-2,7	0,8	0,7	0,4	-0,3	-1,5	1,8	2,7	4,1	-0,8
2001-2009	3,0	8,4	-2,6	0,8	1,0	0,2	-0,7	-4,1	4,1	3,3	7,0	-2,9
2010-2013	-3,2	0,7	-3,1	0,9	0,0	1,0	0,5	4,3	-3,4	1,3	-2,4	3,8
Πηγές: ΕΛΣΤΑΤ, ΕΚΤ, Ευρωπαϊκή Επιτροπή και υπολογισμοί του συγγραφέα.												

Πηγές: ΕΛΣΤΑΤ, ΕΚΤ, Ευρωπαϊκή Επιτροπή και υπολογισμοί του συγγραφέα.

Εξέλιξη των τιμών, του μοναδιαίου κόστους εργασίας και του δείκτη περιθωρίου κέρδους σε όλους τους κλάδους της οικονομίας

(συνέχεια)

(ετήσιοι ρυθμοί μεταβολής %)

	Διαχειρίσιμη ασύνητης περιουσίας	Επαγγελματικές και λοιπές δραστηριότητες	Δημόσια διοίκηση και άμυνα	Τέχνες, διασκέδαση και ψυχαγωγία								
Μερίδιο ως % του ΑΕΠ (σε βασικές τιμές)												
2000-2013	12,9%	6,3%	19,6%	4,3%								
2000-2007	12,0%	6,9%	18,6%	4,3%								
2008-2013	14,2%	5,4%	20,9%	4,4%								
	Αποαληθυστική (RED)	Μοναδιαίο κόστος εργασίας (RE_ULC)	Δείκτης περιθωρίου κέρδους (RE_PM)	Αποαληθυστική (SCED)	Μοναδιαίο κόστος εργασίας (SC_ULC)	Δείκτης περιθωρίου κέρδους (SC_PM)	Αποαληθυστική (PAD)	Μοναδιαίο κόστος εργασίας (PA_ULC)	Δείκτης περιθωρίου κέρδους (PA_PM)	Αποαληθυστική (ARTD)	Μοναδιαίο κόστος εργασίας (ART_ULC)	Δείκτης περιθωρίου κέρδους (ART_PM)
2001	4,1	145,2	-57,5	5,4	22,5	-14,0	6,2	3,5	2,6	3,7	5,0	-1,2
2002	4,3	61,8	-35,5	-0,6	11,1	-10,5	9,9	12,2	-2,0	4,1	6,1	-1,9
2003	5,1	-32,1	54,8	5,5	42,2	-25,8	5,1	0,5	4,5	3,9	5,5	-1,5
2004	5,5	56,8	-32,7	3,6	9,9	-5,8	7,4	13,0	-5,0	4,7	6,6	-1,8
2005	8,1	-32,1	59,1	82,0	-2,9	87,4	1,5	1,6	0,0	16,5	-3,2	20,4
2006	3,5	10,5	-6,3	3,1	-3,2	6,5	-0,9	-1,1	0,2	4,5	5,3	-0,7
2007	4,8	-10,3	16,8	3,4	-5,9	9,9	4,5	4,7	-0,2	4,6	18,4	-11,6
2008	4,8	1,2	3,6	2,0	10,9	-8,0	8,4	5,3	2,9	4,3	8,7	-4,0
2009	4,7	-6,6	12,1	3,7	-7,0	11,5	8,0	6,9	1,1	2,6	-6,2	9,4
2010	3,3	-0,9	4,2	1,1	16,3	-13,1	-5,5	-7,1	1,7	1,1	1,0	0,1
2011	3,2	-18,8	27,0	-2,4	11,7	-12,6	-4,7	-4,8	0,0	1,9	-1,3	3,1
2012	-2,1	-10,3	9,2	-0,7	0,2	-0,8	-0,3	-5,5	5,5	-0,9	-8,8	8,7
2013	-6,7	-29,9	33,0	-0,5	-10,0	10,6	-4,0	-7,2	3,4	-2,7	-16,5	16,5
Μέσος όρος περιόδου												
2001-2013	3,3	10,3	6,8	8,1	7,4	2,7	2,7	1,7	1,1	3,7	1,6	2,7
2001-2009	5,0	21,6	1,6	12,0	8,6	5,7	5,6	5,2	0,5	5,4	5,1	0,8
2010-2013	-0,6	-15,0	18,4	-0,6	4,5	-4,0	-3,6	-6,1	2,7	-0,2	-6,4	7,1
Πηγές: ΕΛΣΤΑΤ, ΕΚΤ, Ευρωπαϊκή Επιτροπή και υπολογισμοί του συγγραφέα.												

Πηγές: ΕΛΣΤΑΤ, ΕΚΤ, Ευρωπαϊκή Επιτροπή και υπολογισμοί του συγγραφέα.

ΟΙ ΔΙΕΘΝΕΙΣ ΧΡΗΜΑΤΟΠΙΣΤΩΤΙΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ ΩΣ ΠΗΓΗ ΧΡΗΜΑΤΟΔΟΤΗΣΗΣ ΕΛΛΗΝΙΚΩΝ ΜΗ ΧΡΗΜΑΤΟΠΙΣΤΩΤΙΚΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ

Πέτρος Μ. Μηγιάκης*

Διεύθυνση Οικονομικής Ανάλυσης και Μελετών

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Την περίοδο μετά την παγκόσμια χρηματοπιστωτική κρίση, στη ζώνη του ευρώ η χρηματοδότηση των μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων μέσω τραπεζικού δανεισμού μειώθηκε, ενώ η χρηματοδότηση από τις αγορές κεφαλαίων αυξήθηκε. Αντίστοιχα και στην Ελλάδα, από το τέλος του 2012 κατέστη εφικτή η χρηματοδότηση μεγάλων και εύρωστων επιχειρήσεων του μη χρηματοπιστωτικού τομέα από τις αγορές κεφαλαίων, μέσω έκδοσης ομολόγων στο εξωτερικό, με αποτέλεσμα το 2013 και το 2014 η εν λόγω χρηματοδότηση να παρουσιάσει σημαντική αύξηση. Οι αλληλοσυνδεόμενες αυτές τάσεις, εφόσον συνεχιστούν, αναμένεται να συμβάλουν στην ανάκαμψη της οικονομικής δραστηριότητας τόσο στη ζώνη του ευρώ όσο και στην Ελλάδα.

Τούτων δοθέντων, στο παρόν άρθρο περιγράφεται η εξέλιξη της χρηματοδότησης των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων από τις διεθνείς αγορές ομολόγων, στο πλαίσιο αντίστοιχων εξελίξεων στη ζώνη του ευρώ. Επίσης, παρουσιάζεται ο δείκτης εταιρικών ομολόγων της Τράπεζας της Ελλάδος, ο οποίος αποσκοπεί στην αποτύπωση των τάσεων των τιμών και των αποδόσεων των ελληνικών εταιρικών ομολόγων του μη χρηματοπιστωτικού τομέα.

Με τη χρήση του προαναφερθέντος ομολογιακού δείκτη εξετάζεται η εξέλιξη των αποδόσεων των ομολόγων που εκδόθηκαν από ελληνικές εταιρίες του μη χρηματοπιστωτικού τομέα από το τέλος του 2012 και αναλύονται οι παράγοντες οι οποίοι τις επηρέασαν μετά την έναρξη διαπραγματεύσεων των εν λόγω τίτλων. Καταδεικνύεται ότι η μακροχρόνια τάση των αποδόσεων των ελληνικών εταιρικών ομολόγων από την έκδοσή τους έως σήμερα έχει διαμορφωθεί σε σχέση ισορροπίας με τις αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων της χαμηλής βαθμίδας της επενδυτικής κατηγορίας (BBB)

των υπόλοιπων κρατών-μελών της ζώνης του ευρώ. Επίσης, οι εγχώριοι συστημικοί κίνδυνοι είναι δυνατόν να οδηγούν σε αλλαγή στη διάρθρωση της σχέσης προσδιορισμού των αποδόσεων των ομολόγων των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων.

Ι Η ΣΗΜΑΣΙΑ ΤΗΣ ΧΡΗΜΑΤΟΔΟΤΗΣΗΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΔΡΑΣΤΗΡΙΟΤΗΤΑ

Η χρηματοδότηση των επενδύσεων και της κατανάλωσης έχει πολλαπλές επιδράσεις τόσο στο επίπεδο ισορροπίας της οικονομίας όσο και στους μακροχρόνιους ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης, μέσω της επίδρασης που ασκεί στην παραγωγικότητα των συντελεστών. Η χρηματοδότηση διακρίνεται, με βάση τις πηγές της, σε εσωτερική (π.χ. ίδια κεφάλαια) και εξωτερική (π.χ. δανεισμός)¹· ωστόσο, έχει υποστηριχθεί ότι η επίδραση στην οικονομική δραστηριότητα είναι μεγαλύτερη όταν πηγή χρηματοδότησης είναι ο χρηματοπιστωτικός τομέας, σε σύγκριση με τη διαδικασία εσωτερικής δημιουργίας κεφαλαίων¹ από τις επιχειρήσεις, λόγω της αποτελεσματικότερης χρήσης των παραγωγικών πόρων (βλ. Beck et al. 2000). Ο χρηματοπιστωτικός τομέας λειτουργεί ως διαμεσολαβητής μεταξύ της προσφοράς χρήματος και της ζήτησης κεφαλαίων και η συμβολή του στην οικονομική δραστηριότητα είναι συνέπεια της μετατροπής του φύσει βραχυχρόνιου χρήματος σε μακροχρόνιες επενδύσεις και της κατανομής των κεφαλαίων στους παραγωγούς και τους καταναλωτές.

Σε αυτό το πλαίσιο, εμπειρικές μελέτες σχετικά με τη συμβολή του χρηματοπιστωτικού συστήματος στην οικονομική ανάπτυξη δεί-

* Ευχαριστίες εκφράζονται προς την κ. Heather Gibson και την κ. Χιόνα Μπαλφούσια για τα πολύτιμα σχόλιά τους στο παρόν άρθρο. Τυχόν λάθη και παραλείψεις βαρύνουν αποκλειστικά τον συγγραφέα.

1 Δηλ. τη δημιουργία κεφαλαίου με την άθροιση των ιδίων κεφαλαίων και των κερδών των προηγούμενων χρήσεων.

χουν ότι η αποτελεσματικότητα της λειτουργίας του χρηματοπιστωτικού τομέα σχετίζεται με την κατανομή των διαθέσιμων κεφαλαίων στους πιο παραγωγικούς οικονομικούς φορείς. Συγκεκριμένα, υποστηρίζεται ότι η επίδραση αυτή είναι μεγαλύτερη όταν η χρηματοδότηση κατευθύνεται προς τις επιχειρήσεις από ό,τι προς τα νοικοκυριά (βλ. Beck et al. 2005 και 2008). Ο λόγος είναι ότι η χρηματοδότηση προς τις επιχειρήσεις του μη χρηματοπιστωτικού τομέα καταλήγει σε επενδύσεις με μεγαλύτερη παραγωγικότητα, σε σύγκριση με τις επενδύσεις των νοικοκυριών. Επίσης, τα οφέλη της χρηματοδότησης στην περίπτωση των μεγάλων επιχειρήσεων είναι πιθανότερο να σχετίζονται με μεγαλύτερες επενδύσεις στην καινοτομία, ενώ στην περίπτωση των μικρών και μεσαίων επιχειρήσεων σχετίζονται κυρίως με βελτίωση της αποδοτικότητας των κεφαλαίων τους.

Όσον αφορά την επιλογή της πηγής χρηματοδότησης, η διεθνής εμπειρία από τη χρηματοδότηση επιχειρήσεων είτε μέσω των αγορών είτε από τις τράπεζες έχει καταδείξει ότι η βελτιστοποίηση της χρηματοδότησης ως προς τις πηγές είναι συνάρτηση πολλών παραγόντων, καθώς είναι δυνατόν να υφίστανται θέματα ασυμμετρίας στην πληροφόρηση τα οποία οδηγούν σε διαφορετικό, κατά περίπτωση, συνδυασμό της χρήσης τραπεζικού δανεισμού και της χρηματοδότησης από τις αγορές (βλ. μεταξύ άλλων James 1987). Εντούτοις, ο βαθμός στον οποίο οι μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις χρηματοδοτούνται με τραπεζικό δανεισμό (bank lending) ή με άντληση κεφαλαίων μέσω των χρηματοπιστωτικών αγορών² (market financing) ενδέχεται να επηρεάζει το επίπεδο ισορροπίας της οικονομικής δραστηριότητας. Για παράδειγμα, η άντληση χρηματοδότησης από τις μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις μέσω των χρηματοπιστωτικών αγορών είναι δυνατόν να τις οδηγήσει σε αποτελεσματικότερη λειτουργία (βλ. μεταξύ άλλων Demirgüç-Kunt and Levine 2001), ενώ έχει υποστηριχθεί ότι τα αποτελέσματα της χρηματοδότησης βελτιστοποιούνται όταν συνδυάζονται οι δύο πηγές, υπό τη συνθήκη της ενδεδειγμένης παρακολού-

θησης των επιχειρήσεων από τις τράπεζες (βλ. Besanko and Kanatas 1993).³

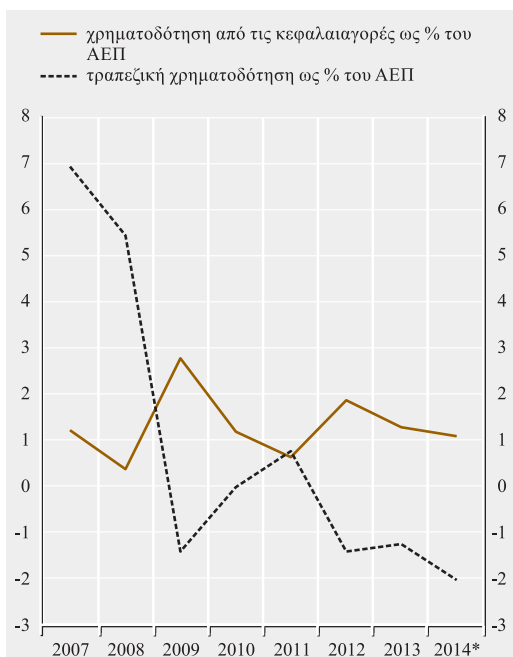
Τέλος, επισημαίνεται ότι η άντληση χρηματοδότησης από τις επιχειρήσεις μέσω των χρηματοπιστωτικών αγορών σχετίζεται τόσο με συστημικούς παράγοντες, δηλ. σχετικούς με το οικονομικό περιβάλλον στο οποίο λειτουργούν οι επιχειρήσεις, όσο και με παράγοντες ειδικούς για κάθε μεμονωμένη επιχείρηση. Στους πρώτους περιλαμβάνονται η αξιοπιστία των θεσμών ή η αποτελεσματικότητα και η διαφάνεια του πλαισίου στο οποίο λειτουργούν, ενώ στους δεύτερους η επένδυση στην καινοτομία, ο δυναμισμός των επιχειρήσεων και οι σχετικές προοπτικές εντός του κλάδου δραστηριοποίησής τους (βλ. EFC High Level Expert Group 2013).

Υπό αυτό το γενικό πλαίσιο, σκοπός της παρούσας ανάλυσης είναι η διερεύνηση της δυνατότητας να καταστούν οι αγορές ομολόγων πηγή άντλησης χρηματοδότησης για τις ελληνικές επιχειρήσεις του μη χρηματοπιστωτικού τομέα. Για το σκοπό αυτό, η ενότητα 2 συνοψίζει τις εξελίξεις στις διεθνείς αγορές εταιρικών ομολόγων, πριν και μετά την παγκόσμια χρηματοπιστωτική κρίση. Η ενότητα 3 περιγράφει τις συνθήκες υπό τις οποίες πραγματοποιείται η άντληση χρηματοδότησης από ελληνικές μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις μέσω ομολογιακών εκδόσεων στην Ελλάδα και το εξωτερικό. Η ενότητα 4 παρουσιάζει το δείκτη της Τράπεζας της Ελλάδος για την παρακολούθηση των εταιρικών ομολόγων που έχουν εκδοθεί από ελληνικές μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις και παραθέτει τα αποτελέσματα της οικονομετρικής διερεύνησης των παραγόντων που διαμορφώνουν το επίπεδο των αποδόσεων των υφιστάμενων εταιρικών ομολόγων. Τέλος, η ενότητα 5 ανακεφαλαιώνει και εξάγει συμπεράσματα.

² Η άντληση κεφαλαίων από τις χρηματοπιστωτικές αγορές πραγματοποιείται είτε με διάθεση μετοχών, οι οποίες αποτελούν δικαιώματα επί της καθαρής θέσης της επιχείρησης, είτε μέσω έκδοσης ομολόγων, τα οποία αποτελούν δικαιώματα επί του συνόλου των στοιχείων.

³ Βέβαια, ο προσδιορισμός του βέλτιστου συνδυασμού χρηματοδοτικών πηγών αποτελεί θέμα προς διερεύνηση το οποίο είναι ευρύτερο του αντικείμενου του παρόντος άρθρου.

Διάγραμμα 1.Α Χρηματοδότηση των μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων της ζώνης του ευρώ από την κεφαλαιαγορά και τον τραπεζικό κλάδο

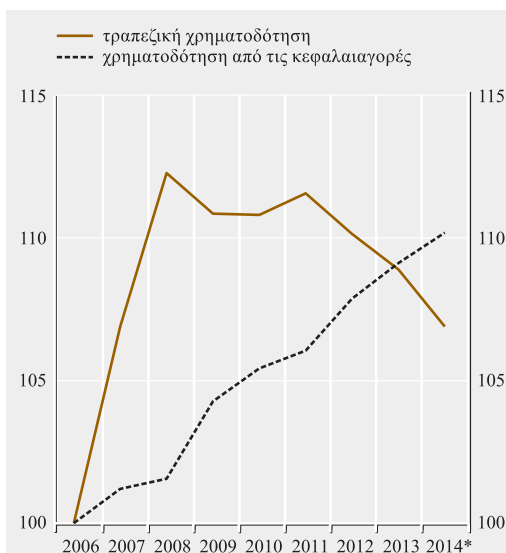


Πηγή: Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα, Statistical Data Warehouse.

Σημείωση: Τα στοιχεία απεικονίζουν την αξία των ροών χρηματοδότησης ως ποσοστό (%) του ΑΕΠ ετησίως.

* Το έτος 2014 περιλαμβάνει παρατηρήσεις για το διάστημα Ιανουαρίου-Σεπτεμβρίου.

Διάγραμμα 1.Β Δείκτης αθροιστικής εξέλιξης ροών χρηματοδότησης ως ποσοστού του ΑΕΠ στη ζώνη του ευρώ (2006=100)



Πηγή: Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα, Statistical Data Warehouse.

* Το έτος 2014 περιλαμβάνει παρατηρήσεις για το διάστημα Ιανουαρίου-Σεπτεμβρίου.

Σημείωση: Η τραπεζική χρηματοδότηση υπολογίστηκε ως το άθροισμα των καθαρών ροών των δανείων προς τις μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις. Η χρηματοδότηση από τις κεφαλαιαγορές προκύπτει από το άθροισμα των καθαρών εκδόσεων της περιόδου, τόσο για μετοχές μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων όσο και για μακροπρόθεσμους τίτλους πλην μετοχών από μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις.

2 ΟΙ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΤΗΣ ΠΑΓΚΟΣΜΙΑΣ ΧΡΗΜΑΤΟΠΙΣΤΩΤΙΚΗΣ ΚΡΙΣΗΣ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΔΟΤΗΣΗ ΤΩΝ ΜΗ ΧΡΗΜΑΤΟΠΙΣΤΩΤΙΚΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ ΤΗΣ ΖΩΝΗΣ ΤΟΥ ΕΥΡΩ

Η παγκόσμια χρηματοπιστωτική κρίση (2007-2009) αποτέλεσε μία ισχυρή διατάραξη της λειτουργίας του χρηματοπιστωτικού συστήματος και επέφερε διαρθρωτικές αλλαγές στις ροές χρηματοδότησης σε σχέση με την προγενέστερη περίοδο. Συγκεκριμένα, η κρίση ανέδειξε την ανάγκη για αλλαγή του θεσμικού πλαισίου που διέπει τη λειτουργία του χρηματοπιστωτικού τομέα, με σκοπό τη σύνδεση της μόχλευσης με τις αναπτυξιακές προοπτικές της οικονομίας (βλ. Buttiglione et al. 2014). Σε αυτό το πλαίσιο, μετά την κρίση στις ανεπτυγμένες οικονομίες επήλθε μείωση του τραπεζικού δανεισμού κατά 1,5 τρισεκ.

δολάρια, μεταξύ των ετών 2007 και 2012 (βλ. International Capital Market Association 2013). Η μείωση αυτή αντισταθμίστηκε εν μέρει από την αύξηση της αξίας των υφιστάμενων ομολογιακών εκδόσεων των επιχειρήσεων του μη χρηματοπιστωτικού τομέα, από 600 δισεκ. δολάρια το 2007 σε 1,8 τρισεκ. δολάρια το 2012.⁴

Στη ζώνη του ευρώ, μετά την παγκόσμια χρηματοπιστωτική κρίση οι αγορές κεφαλαίων συνέχισαν να αποτελούν πηγή χρηματοδότησης των μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων, ενώ η ροή της χρηματοδότησης από τον τραπεζικό τομέα μειώθηκε σημαντικά (βλ. Διάγραμμα 1.Α). Η εξέλιξη αυτή οδήγησε σε αύξηση της χρηματοδότησης των μη χρημα-

⁴ Πηγή των στοιχείων είναι η πλατφόρμα Dealogic.

τοπιστωτικών επιχειρήσεων που αντλείται από τις αγορές σε σχέση με τον τραπεζικό δανεισμό. Κατά συνέπεια, μετά την παγκόσμια χρηματοπιστωτική κρίση η σημασία των αγορών κεφαλαίων ως πηγής χρηματοδότησης για τη ζώνη του ευρώ έχει αυξηθεί σε σύγκριση με εκείνη του τραπεζικού τομέα (βλ. Διάγραμμα 1.Β).⁵

Από την πλευρά της προσφοράς επενδυτικών κεφαλαίων, η μεταβολή αυτή σχετίζεται με την επαναξιολόγηση των κινδύνων (re-pricing of risks) και τη συνεπαγόμενη διαδικασία διαφοροποίησης των κινδύνων των επενδυτικών χαρτοφυλακίων μέσω της αύξησης των τοποθετήσεων σε πρόσθετες κατηγορίες επιχειρηματικής δραστηριότητας. Όσον αφορά στην τραπεζική χρηματοδότηση, μία σειρά από παράγοντες έχουν επιδράσει κατά το ίδιο διάστημα προς την κατεύθυνση της απομόχλευσης, επιβάλλοντας περιορισμούς στην τραπεζική χρηματοδότηση. Σημαντική είναι η δυσχέρεια των τραπεζών στην άντληση χρηματοδότησης από τις αγορές χρήματος λόγω των αυστηρότερων κριτηρίων δανειοδότησης και της υψηλότερης ροπής για αποφυγή κινδύνων, ενώ οι περιορισμοί προβλέπεται να επιμείνουν λόγω και της εφαρμογής, σταδιακά από το 2015, του θεσμικού πλαισίου περί κεφαλαιακών απαιτήσεων, βαθμού μόχλευσης και διαθέσιμης ρευστότητας (βλ. EFC High Level Expert Group 2013).

Συνεπώς, η διαφοροποίηση των επενδυτικών χαρτοφυλακίων, σε συνδυασμό με τη μείωση της αξίας των στοιχείων ενεργητικού και την αναδιάρθρωση του τραπεζικού κλάδου, έχει αυξήσει διεθνώς τη σημασία της αγοράς των εταιρικών ομολόγων ως πηγής χρηματοδότησης (βλ. European Commission 2013). Το γεγονός αυτό, στο πλαίσιο της προαναφερθείσας τάσης για απομόχλευση, έχει οδηγήσει στην υιοθέτηση πρωτοβουλιών οι οποίες αποσκοπούν στη διευκόλυνση της χρηματοδότησης των μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων. Στόχος των μέτρων αυτών είναι η στήριξη της χρηματοδότησης προς τις μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις με τη χρήση εργαλείων των αγορών, είτε άμεσα από τις επιχειρήσεις είτε

έμμεσα, μέσω του τραπεζικού δανεισμού και την άντληση χρηματοδότησης από τις αγορές μέσω τιτλοποίησης.

Ενδεικτικά, σε μελέτη του Institute of International Finance (IIF) προτείνεται η τιτλοποίηση των τραπεζικών δανείων μικρών και μεσαίων επιχειρήσεων, με την περαιτέρω ανάπτυξη των πιστωτικών διευκολύνσεων και ενισχύσεων από την ΕΤΕπ (βλ. Institute of International Finance and Bain Company 2013). Σε αυτό το πλαίσιο, η επανενεργοποίηση των αγορών τιτλοποιήσεων θα μπορούσε να διευκολύνει τις τράπεζες να αυξήσουν τη χρηματοδότηση προς την ευρωπαϊκή οικονομία. Η τιτλοποίηση των δανείων των μικρών και μεσαίων επιχειρήσεων θεωρείται από τους οίκους πιστοληπτικής αξιολόγησης ως μία αποδεκτή επενδυτική επιλογή, εφόσον πληρούνται τα κριτήρια που εξασφαλίζουν υψηλή πιστοληπτική διαβάθμιση (βλ. Standard and Poor's 2013). Ως τέτοια αναφέρονται η παροχή ασφαλειών για τα δάνεια προς τις μικρές και μεσαίες επιχειρήσεις, η πιθανή εγγύηση από υπερεθνικούς οργανισμούς ή κυβερνήσεις με υψηλή πιστοληπτική διαβάθμιση και η υπέρβαση της αξίας του δανείου από την αξία της ασφάλειας (overcollateralisation) στα επίπεδα των καλυμμένων ομολογιών.⁶

Επίσης, συναφείς είναι οι αποφάσεις της ΕΚΤ για επέκταση της αποδοχής εξασφαλίσεων προερχόμενων από τιτλοποίηση δανείων μικρών και μεσαίων επιχειρήσεων. Συγκεκριμένα, αποφάσεις της ΕΚΤ κατά το δεύτερο εξάμηνο του 2013 είχαν ως αποτέλεσμα τη μείωση (α) του ορίου της ελάχιστης αποδεκτής πιστοληπτικής διαβάθμισης για αποδοχή των τιτλοποιήσεων από δάνεια μικρών και μεσαίων επιχειρήσεων ως εξασφαλίσεων στις πράξεις αναχρηματοδότησης του Ευρωσυν-

⁵ Βέβαια, πρέπει να επισημανθεί ότι η αύξηση της αξίας της χρηματοδότησης από τις αγορές κεφαλαίων και ειδικότερα από τις αγορές εταιρικών ομολόγων δεν είναι πρωτόγνωρη· για παράδειγμα, σημαντική αύξηση στην εκδοτική δραστηριότητα εταιρικών ομολόγων είχε παρατηρηθεί μετά τη νομισματική ενοποίηση στην Ευρώπη το 1999 (βλ. Galati and Tsatsaronis 2003).

⁶ Βλ. Οδηγία περί κεφαλαιακών απαιτήσεων (CRD) σχετικά με τις καλυμμένες ομολογίες, όπως ορίζονται στο άρθρο 22, παρ. 4 της Οδηγίας περί ΟΣΕΚΑ (UCITS).

στήματος και (β) των συντελεστών περικοπής τους.⁷ Επίσης, πιο πρόσφατες αποφάσεις αφορούν την παροχή ρευστότητας μέσω στοχευμένων πράξεων πιο μακροπρόθεσμης αναχρηματοδότησης (TLTROs)⁸ από την ΕΚΤ, καθώς και την αγορά από την ΕΚΤ τιτλοποιημένων δανείων επιχειρήσεων του μη χρηματοπιστωτικού τομέα.⁹ Οι αποφάσεις αυτές αποσκοπούν στη διεύρυνση της επίδρασης των μέτρων ενίσχυσης της χρηματοδότησης, ώστε να επωφελούνται και μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις από τα ευάλωτα κράτη-μέλη.

Σχετικά με δυνητικές πρωτοβουλίες σε εθνικό επίπεδο, οι Holton et al. (2013) διατυπώνουν προτάσεις, με σκοπό την περαιτέρω ανάπτυξη των δυνατοτήτων της χρηματοδότησης των ιρλανδικών επιχειρήσεων. Για παράδειγμα, έχει προταθεί η δημιουργία εσωτερικού συστήματος πιστοληπτικής αξιολόγησης (Internal Credit Assessment System) από την κεντρική τράπεζα της Ιρλανδίας και η χρήση του για την αξιολόγηση τιτλοποιημένων δανείων προς μικρές και μεσαίες επιχειρήσεις ώστε να διευκολυνθεί η χρηματοδότηση της ιρλανδικής οικονομίας μέσω της άντλησης ρευστότητας από τις ιρλανδικές τράπεζες στο πλαίσιο των πράξεων αναχρηματοδότησης του Ευρωσυστήματος. Αξίζει να σημειωθεί ότι η Ιρλανδία, στο πλαίσιο του Προγράμματος Οικονομικής Προσαρμογής, δεσμεύθηκε για τη δημιουργία ενός μητρώου δανείων (credit registry), με σκοπό τη μείωση της ασυμμετρίας της πληροφόρησης των δανειστών και τη διεύρυνση των πηγών χρηματοδότησης προς τις επιχειρήσεις της ιρλανδικής οικονομίας. Σύμφωνα με τους Djankov et al. (2007), το μητρώο δανείων αποτελεί σημαντικό παράγοντα για τη χρηματοοικονομική ανάπτυξη, ενώ επιφέρει μεγαλύτερα οφέλη για τις λιγότερο ανεπτυγμένες οικονομίες και με πλαίσιο βασιζόμενο σε παράδοση αστικού (ρωμαϊκού) δικαίου.

Από μελέτη που διεξήχθη για την Ευρωπαϊκή Επιτροπή σχετικά με τη μακροχρόνια χρηματοδότηση της ευρωπαϊκής οικονομίας έχουν προταθεί παρεμβάσεις στις αγορές κεφαλαίων, με απώτερο σκοπό τη διευκόλυνση της άντλησης χρηματοδότησης από μικρές και

μεσαίες επιχειρήσεις (βλ. EFC High Level Expert Group 2013). Μεταξύ άλλων, οι παρεμβάσεις αυτές σχετίζονται με την εμβάθυνση της διαφάνειας των στοιχείων των επιχειρήσεων, τη βελτίωση των διαδικασιών που προβλέπονται από τους εθνικούς πτωχευτικούς κώδικες και την παροχή εγγυήσεων υψηλής πιστοληπτικής διαβάθμισης ως μέσων για τη βελτίωση των όρων δανεισμού.

Στην ίδια μελέτη, θεωρείται σημαντική η αύξηση του βαθμού διαφάνειας με την παροχή στοιχείων των επιχειρήσεων προς τους δυνητικούς επενδυτές (π.χ. μέσω της δημιουργίας μητρώου δανείων), ώστε να διευκολυνθεί η πιστοληπτική αξιολόγηση των επιχειρήσεων αυτών. Τέλος, επισημαίνεται ότι η εφαρμογή των παραπάνω αλλαγών, προκειμένου να καταστεί δυνατή η απευθείας άντληση χρηματοδότησης από τις επιχειρήσεις μέσω των αγορών, είναι χρονοβόρα, ενώ η τιτλοποίηση των δανείων των μικρών και μεσαίων επιχειρήσεων μπορεί να έχει αυξητική επίδραση στη χρηματοδότηση σε βραχύτερο χρονικό ορίζοντα και αναμένεται να επιφέρει μείωση του κόστους του τραπεζικού δανεισμού.

3 Η ΕΚΔΟΣΗ ΟΜΟΛΟΓΩΝ ΑΠΟ ΕΛΛΗΝΙΚΕΣ ΜΗ ΧΡΗΜΑΤΟΠΙΣΤΩΤΙΚΕΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ

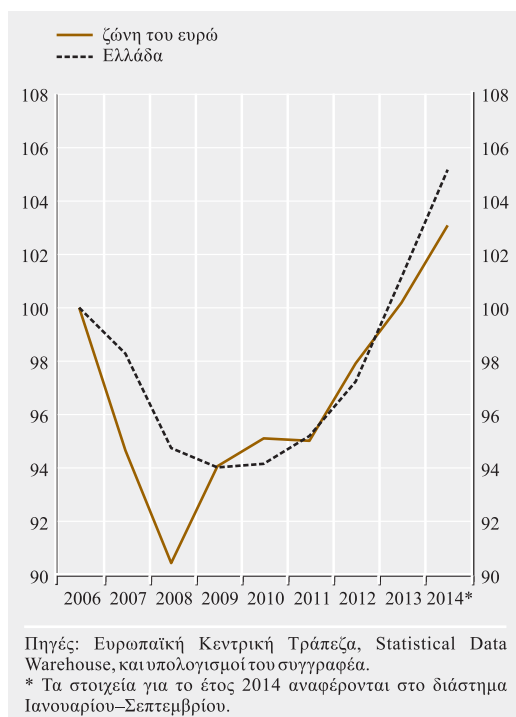
Οι ελληνικές επιχειρήσεις του μη χρηματοπιστωτικού τομέα, πριν από την παγκόσμια χρηματοπιστωτική κρίση και την κρίση χρέους, βασίζονταν κυρίως στον τραπεζικό δανεισμό για τη χρηματοδότηση των δραστηριοτήτων τους, στο βαθμό που αυτή πραγματοποιούνταν με ξένα κεφάλαια. Την ίδια περίοδο, η αναλογία της χρηματοδότησης από τις κεφαλαιαγορές προς τη χρηματοδότηση από τον τραπεζικό κλάδο μειωνόταν, ακολουθώντας την αντίστοιχη τάση στη ζώνη του ευρώ (βλ. Διάγραμμα 2), ενώ η χρηματοδότηση από τις αγορές κεφαλαίων πραγματοποιούνταν κυρίως με την έκδοση μετοχών (βλ. Διάγραμμα 3).

7 Βλ. αποφάσεις Δ.Σ. της ΕΚΤ στις 18.7.2013 και 9.9.2013.

8 Βλ. απόφαση Δ.Σ. της ΕΚΤ της 5.6.2014.

9 Βλ. απόφαση Δ.Σ. της ΕΚΤ της 4.9.2014.

Διάγραμμα 2 Λόγος χρηματοδότησης από τις κεφαλαιαγορές προς τραπεζική χρηματοδότηση (2006=100)

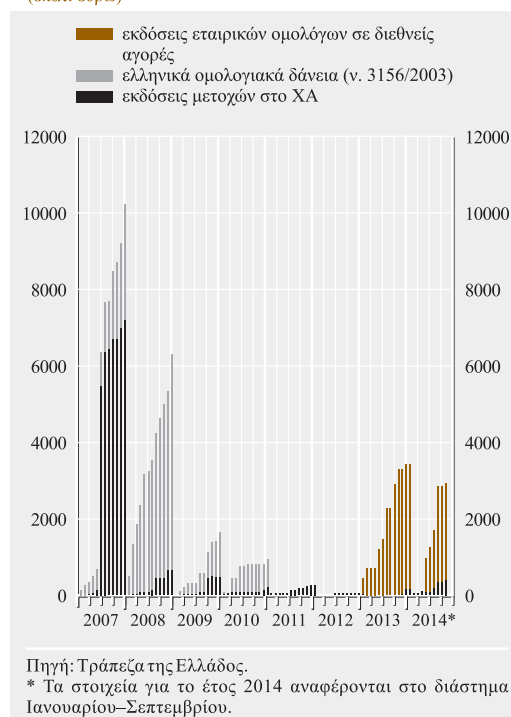


Μετά την παγκόσμια χρηματοπιστωτική κρίση, η δυνατότητα των ελληνικών επιχειρήσεων, εν γένει, για άντληση χρηματοδότησης από τις διεθνείς αγορές χρήματος και κεφαλαίων περιορίστηκε ραγδαία, λόγω της κορύφωσης της επενδυτικής αβεβαιότητας ως προς τη θέση της ελληνικής οικονομίας στη ζώνη του ευρώ. Όμως η χρηματοδότηση των ελληνικών επιχειρήσεων από τις αγορές κεφαλαίων αυξήθηκε από το τέλος του 2012 (βλ. Διαγράμματα 4.A και 4.B), ενώ η χρηματοδότηση από τον τραπεζικό κλάδο στην Ελλάδα συνέχισε να μειώνεται. Μάλιστα, ο λόγος της χρηματοδότησης από τις χρηματοπιστωτικές αγορές προς την τραπεζική χρηματοδότηση το 2014 είναι μεγαλύτερος για τις ελληνικές επιχειρήσεις, σε σύγκριση με το μέσο όρο της ζώνης του ευρώ (βλ. Διάγραμμα 2).

Η εξέλιξη αυτή οφείλεται σχεδόν αποκλειστικά στη χρηματοδότηση των μεγάλων ελλη-

Διάγραμμα 3 Χρηματοδότηση των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων μέσω ομολόγων ή μετοχών (σωρευτικά στοιχεία καθαρών ροών κατά τη διάρκεια του εκάστοτε έτους)

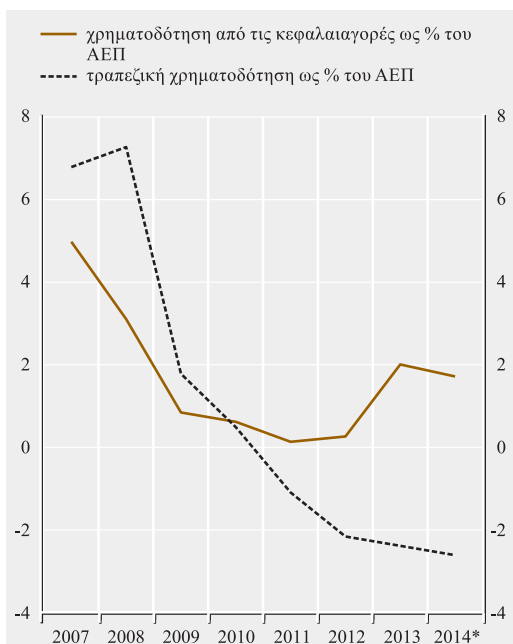
(εκατ. ευρώ)



νικών επιχειρήσεων από τις διεθνείς αγορές ομολόγων. Συγκεκριμένα, από το τέλος του 2012 έως τον Οκτώβριο του 2014 η αξία των κεφαλαίων που αντλήθηκαν μέσω έκδοσης ομολόγων σε αγορές του εξωτερικού ανέρχεται σε 6,2 δισεκ. ευρώ (βλ. Πίνακα 1). Η έκδοση ομολόγων στο εξωτερικό μέσω θυγατρικών των ελληνικών επιχειρήσεων αντιστοιχεί περίπου στο 90% της άντλησης χρηματοδότησης από πηγές εκτός του τραπεζικού κλάδου. Πρέπει βέβαια να σημειωθεί ότι με βάση τα διαθέσιμα στοιχεία από τις λογιστικές καταστάσεις των επιχειρήσεων αυτών εκτιμάται ότι περίπου τα 2/3 της χρηματοδότησης που άντλησαν χρησιμοποιήθηκαν για αποπληρωμή προηγούμενου τραπεζικού δανεισμού.

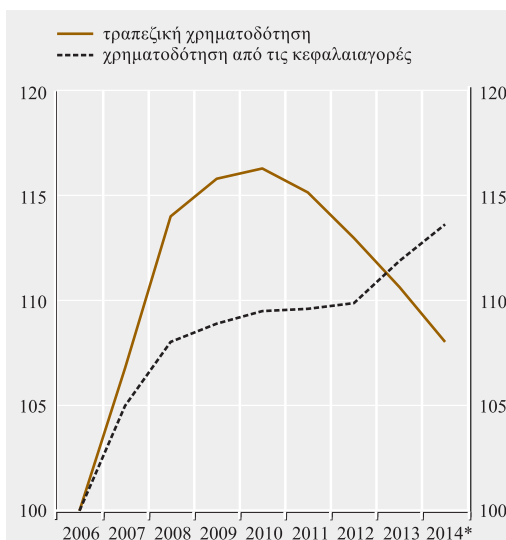
Η άντληση κεφαλαίων διενεργείται από εύρωστες οικονομικά, κυρίως βιομηχανικές, επιχειρήσεις που χαρακτηρίζονται από εξαγω-

Διάγραμμα 4.Α Χρηματοδότηση των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων από την κεφαλαιαγορά και τον τραπεζικό κλάδο



Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος.
Σημείωση: Τα στοιχεία απεικονίζουν την αξία των ροών χρηματοδότησης ως ποσοστό (%) του ΑΕΠ ετησίως.
* Τα στοιχεία για το έτος 2014 αναφέρονται στο διάστημα Ιανουαρίου-Σεπτεμβρίου.

Διάγραμμα 4.Β Δείκτης αθροιστικής εξέλιξης ροών χρηματοδότησης ως ποσοστού του ΑΕΠ στην Ελλάδα (2006=100)



Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος.
* Τα στοιχεία για το έτος 2014 αναφέρονται στο διάστημα Ιανουαρίου-Σεπτεμβρίου.
Σημείωση: Η χρηματοδότηση από τις κεφαλαιαγορές προκύπτει από το άθροισμα των καθαρών εκδόσεων της περιόδου, τόσο για μετοχές μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων όσο και για μακροπρόθεσμους τίτλους πλην μετοχών από μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις, στην ελληνική κεφαλαιαγορά και την αξία των εκδόσεων ομολόγων ελληνικών επιχειρήσεων του μη χρηματοπιστωτικού τομέα σε ξένες κεφαλαιαγορές.

γική δραστηριότητα και μεγάλο μέρος του ενεργητικού τους αφορά σε ενσώματα στοιχεία, ενώ οι επιχειρήσεις αυτές έχουν επιπρόσθετα πλεονεκτήματα στη δραστηριότητά τους, όπως μονοπωλιακή θέση. Παρ' όλα αυτά, τα ομόλογα που εξέδωσαν οι επιχειρήσεις αυτές είχαν σημαντική διαφορά στο κόστος δανεισμού σε σύγκριση με τα ομόλογα αντίστοιχων επιχειρήσεων από άλλα κράτη-μέλη της ζώνης του ευρώ. Αυτό οφείλεται κατά

κύριο λόγο στο σημαντικά υψηλότερο, σε σχέση με άλλα κράτη-μέλη της ζώνης του ευρώ, κόστος δανεισμού του Ελληνικού Δημοσίου, το οποίο υποδεικνύει σχετικά υψηλότερη επενδυτική αβεβαιότητα σε σχέση με την ελληνική οικονομία.

Το επιτόκιο δανεισμού των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων που εξέδωσαν ομόλογα σε αγορές του εξωτερικού

Πίνακας Ι Χαρακτηριστικά ομολόγων ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων

Έτος έκδοσης	Μέσο σταθμικό επιτόκιο	Αντληθέν ποσό (εκατ. ευρώ)	Μέση διάρκεια ομολόγων
2012	9,30%	400	7,5 έτη
2013	7,10%	3.250	5,1 έτη
2014	4,60%	2.519	4,6 έτη

Πίνακας 2 Δείκτης προστασίας επενδυτών

Κράτος	Βαθμολογία			Κατάταξη		
	2012	2014	Εξέλιξη	2012	2014	Εξέλιξη
Ελλάδα	4,7/10	5,3/10	↑	100/148	68/144	βελτίωση
Ιταλία	6/10	4,2/10	↓	41/148	99/144	επιδείνωση
Ιρλανδία	8,3/10	8,3/10	-	6/148	6/144	σταθερή
Ισπανία	5/10	5/10	-	84/148	83/144	βελτίωση
Πορτογαλία	6/10	6/10	-	41/148	45/144	επιδείνωση
Κύπρος	6,3/10	6,3/10	-	31/148	34/144	επιδείνωση
Γαλλία	5,3/10	5,3/10	-	69/148	68/144	βελτίωση
Γερμανία	5/10	5/10	-	84/148	83/144	βελτίωση
Κροατία	4/10	3,3/10	↓	116/148	123/144	επιδείνωση
Τσεχία	5/10	5/10	-	84/148	83/144	βελτίωση
Πολωνία	6/10	6/10	-	41/148	43/144	επιδείνωση
Ουγγαρία	4,3/10	4,3/10	-	107/148	105/144	βελτίωση
Τουρκία	5,7/10	6,3/10	↑	57/148	34/144	βελτίωση

Σημείωση: Ο δείκτης προστασίας των επενδυτών εκτιμάται στο *Global Competitiveness Report* των ετών 2012 και 2014 ως συνδυασμός των δεικτών της Παγκόσμιας Τράπεζας περί (α) διαφάνειας των συναλλαγών (transparency of transactions), (β) βαθμού ευθύνης των διευθυνόντων των επιχειρήσεων (liability of self-dealing) και (γ) δικαιωμάτων των μετόχων έναντι της διοίκησης των επιχειρήσεων (shareholders' ability to sue officers and directors for misconduct).

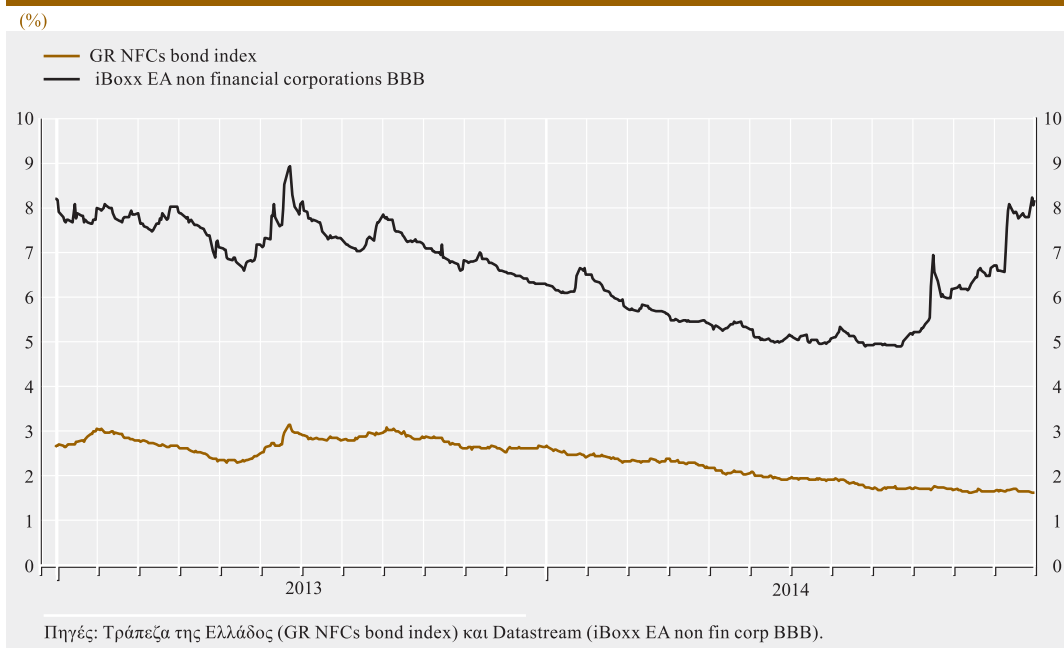
αποκλιμακώθηκε κατά τη διάρκεια των ετών 2013 και 2014, σε σύγκριση με τις αρχικές εκδόσεις, ταυτόχρονα με τη βελτίωση της αποτίμησης των ελληνικών κρατικών ομολόγων. Η αποκλιμάκωση αυτή συνδέεται τόσο με το σύνολο των επιχειρήσεων που εξέδωσαν ομόλογα όσο και, ειδικότερα, με τις επιχειρήσεις που πραγματοποίησαν πολλαπλές εκδόσεις τα τελευταία τρία χρόνια, με αποτέλεσμα τη σημαντική μείωση του μέσου σταθμικού κόστους δανεισμού τους, ενώ η μέση διάρκεια των πιο πρόσφατων εκδόσεων των επιχειρήσεων που εξέδωσαν τίτλους επαναληπτικά έχει αυξηθεί στη διάρκεια των ετών 2012-2014. Οι προαναφερθείσες παρατηρήσεις συνέπεσαν με την αύξηση της επενδυτικής εμπιστοσύνης προς την ελληνική οικονομία. Ενδεικτικά αναφέρεται ότι από το 2012 έως το 2014 η ελληνική οικονομία αναβαθμίστηκε σημαντικά στους δείκτες της Παγκόσμιας Τράπεζας για την προστασία των επενδυτών (βλ. Πίνακα 2).

4 ΕΞΕΛΙΞΕΙΣ ΣΤΙΣ ΤΙΜΕΣ ΚΑΙ ΤΙΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΤΩΝ ΕΤΑΙΡΙΚΩΝ ΟΜΟΛΟΓΩΝ ΕΛΛΗΝΙΚΩΝ ΜΗ ΧΡΗΜΑΤΟΠΙΣΤΩΤΙΚΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ

4.1 Ο ΔΕΙΚΤΗΣ ΕΤΑΙΡΙΚΩΝ ΟΜΟΛΟΓΩΝ ΕΛΛΗΝΙΚΩΝ ΜΗ ΧΡΗΜΑΤΟΠΙΣΤΩΤΙΚΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ

Η εξέλιξη των τιμών και των αποδόσεων των υφιστάμενων ομολόγων στη δευτερογενή αγορά παρέχει πληροφόρηση σχετικά με τις συνθήκες που θα αντιμετωπίσουν τυχόν νέες εκδόσεις εταιρικών ομολόγων ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων. Συγκεκριμένα, τεκμαίρεται ότι η αύξηση των αντληθέντων κεφαλαίων κατά τη διάρκεια του 2014 σχετίζεται με την προαναφερθείσα βελτίωση των συνθηκών επενδυτικής εμπιστοσύνης προς την ελληνική οικονομία, τα εύρωστα οικονομικά στοιχεία των εν λόγω επιχειρήσεων, αλλά και τη βελτίωση της αποτίμησης των υφιστάμενων εκδόσεων.

Διάγραμμα 5 Εξέλιξη των αποδόσεων των εταιρικών ομολόγων στην Ελλάδα και τη ζώνη του ευρώ



Προκειμένου λοιπόν να συστηματοποιηθεί η παρακολούθηση των εξελίξεων της αποτίμησης των ομολόγων που έχουν εκδοθεί από ελληνικές μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις, κατασκευάστηκε ένας δείκτης αποδόσεων των υφιστάμενων ομολόγων των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων, με σταθμίσεις που υπολογίζονται, ημερησίως, με βάση την αγοραία αξία αυτών των τίτλων (βλ. Παράρτημα Α). Για την επιλογή της στάθμισης του δείκτη ελήφθησαν υπόψη τα κριτήρια της ερμηνευσιμότητας των κινήσεων του δείκτη (information content), ο σκοπός της χρήσης του (βλ. Fabozzi 2007 και Brown 2002) και η σταθερότητα των τεχνικών χαρακτηριστικών του.

Η επιλογή των τίτλων που συναποτελούν το δείκτη των ομολόγων σχετίζεται με τη φύση της πληροφόρησης που προσορίζεται να αντανακλά ο δείκτης. Με βάση αυτό το κριτήριο είναι σκόπιμο να αναφερθεί ότι οι εκδόσεις που περιλήφθηκαν στο δείκτη ομολόγων των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων και οι οποίες πραγματοποιήθηκαν μετά το 2012 χαρακτηρίζονται από ομοιογένεια ως

προς (α) τον κλάδο των εκδοτών (μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις), (β) τις πιστοληπτικές διαβαθμίσεις (μεταξύ Β ή BB, δηλ. υπο-επενδυτικής κατηγορίας – subinvestment category) και (γ) τη διαπραγμάτευση σε ομοιογενείς διεθνείς αγορές, με υψηλή ρευστότητα και καθημερινή αποτίμηση από τους βασικούς διαπραγματευτές. Κατά συνέπεια, διασφαλίζεται η απαιτούμενη ομοιογένεια, η οποία διευκολύνει την οικονομική ερμηνεία των κινήσεων.

Υπό αυτές τις συνθήκες, το Διάγραμμα 5 απεικονίζει την εξέλιξη των μέσων σταθμικών αποδόσεων των ομολόγων των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων για την περίοδο 1 Ιανουαρίου 2013-31 Δεκεμβρίου 2014, όπως αποτυπώνονται από το σχετικό δείκτη GR NFCs bond index. Από την παρατήρησή του διαπιστώνεται η πτωτική τάση που παρουσίασαν οι αποδόσεις των ομολόγων αυτών στη δευτερογενή αγορά καθ' όλη τη διάρκεια του 2013 και το πρώτο εξάμηνο του 2014. Επίσης, την ίδια περίοδο, παρατηρείται η ύπαρξη πτωτικής τάσης και στον αντίστοιχο δείκτη iBoxx για τα ομόλογα μη χρηματοπι-

στωτικών επιχειρήσεων της χαμηλής διαβάθμισης της επενδυτικής κατηγορίας (δηλ. BBB) για τη ζώνη του ευρώ. Αυτή η παρατήρηση υποδηλώνει ότι οι ελληνικές μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις που έχουν εκδώσει ομόλογα σε διεθνείς αγορές επηρεάστηκαν σημαντικά από παράγοντες που επέδρασαν και στα ομόλογα έκδοσης μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων από τα υπόλοιπα κράτη-μέλη της ζώνης του ευρώ, με συγκρίσιμη διαβάθμιση, κατά το μεγαλύτερο μέρος της περιόδου υπό επισκόπηση.

Επίσης, είναι εμφανής η αύξηση των αποδόσεων των ομολόγων των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων, από το τέλος Οκτωβρίου 2014 έως το τέλος του δείγματος. Η παρατήρηση αυτή συμπίπτει με την αύξηση της αβεβαιότητας για την ελληνική οικονομία, όπως αποτυπώθηκε στην αύξηση των αποδόσεων των κρατικών ομολόγων και την πτώση των τιμών των ελληνικών μετοχών, την ίδια περίοδο. Βέβαια, η διαγραμματική απεικόνιση δεν επιτρέπει την εξαγωγή ασφαλών συμπερασμάτων σχετικά με τους παράγοντες που οδηγούν στη διαμόρφωση των αποδόσεων και, κατ' επέκταση, του κόστους δανεισμού των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων στην αγορά ομολόγων. Για το σκοπό αυτό, στην επόμενη υποενότητα διενεργείται οικονομετρική ανάλυση της επίδρασης παραγόντων κοινών για τη ζώνη του ευρώ, σε αντιδιαστολή με παράγοντες που επέδρασαν στις μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης του Χρηματιστηρίου Αθηνών.

4.2 ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΩΝ ΠΑΡΑΓΟΝΤΩΝ ΠΟΥ ΕΠΙΔΡΟΥΝ ΣΤΙΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΤΩΝ ΟΜΟΛΟΓΩΝ ΤΩΝ ΕΛΛΗΝΙΚΩΝ ΜΗ ΧΡΗΜΑΤΟΠΙΣΤΩΤΙΚΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ

4.2.1 Προσδιορισμός της διάρθρωσης των σχέσεων αλληλεπίδρασης και αιτιότητας των αποδόσεων των ομολόγων των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων

Η παρούσα ανάλυση επικεντρώνεται στη διερεύνηση της επίδρασης συστημικών παραγόντων για τις χρηματοοικονομικές συνθήκες στη ζώνη του ευρώ, αλλά και ειδικών παραγόντων που αντανακλούν τις συνθήκες που επικρατούν στις εγχώριες χρηματοπιστωτικές αγορές, επί των αποδόσεων των ομολόγων που έχουν εκδοθεί από ελληνικές μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις. Η διερεύνηση αποσκοπεί στην αποτύπωση των προσδιοριστικών παραγόντων των συνθηκών που ισχύουν για τις ελληνικές μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις συνολικά και γι' αυτό χρησιμοποιείται ο δείκτης GR NFCs bond index της Τράπεζας της Ελλάδος. Τα στοιχεία περιέχονται στο δείγμα, με ημερήσια συχνότητα, για την περίοδο 1.10.2013-31.12.2014.

Όσον αφορά στους παράγοντες που επιδρούν από κοινού στις αποδόσεις των ομολόγων των μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων της ζώνης του ευρώ, δηλ. τους συστημικούς παράγοντες, χρησιμοποιήθηκαν ο δείκτης συστημικού κινδύνου της ΕΚΤ για τη ζώνη του ευρώ (Composite indicator of sys-

Πίνακας 3 Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας και ρίζας πλησίον της μοναδιαίας

	ADF	DF-GLS	PP	PP-GLS
Gr NFCs bond yields	-1,796	-2,205	-1,649	-2,634*
iBoxx EA NFCs BBB	-1,868	-0,921	-1,979	-0,916
CISS-equities	-4,116**	-3,316**	-4,628**	-3,239**
Gr-large cap beta	-3,014**	-2,979**	-2,339	-2,981**

Σημείωση: Οι αστερίσκοι (* και **) υποδηλώνουν στατιστική απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10% αντίστοιχα).

Ο έλεγχος πραγματοποιήθηκε έναντι κρίσιμων τιμών για σειρές με σταθερό όρο, χωρίς τάση.

temic stress, βλ. Holló et al. 2012)¹⁰ και οι αποδόσεις του δείκτη iBoxx euro-area NFCs BBB. Η δε απομόνωση των παραγόντων που αντανακλούν τις επιδράσεις των συνθηκών που επικρατούν στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά επί των μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης πραγματοποιήθηκε με τη χρήση του συντελεστή β^{11} των ημερήσιων αποδόσεων των μετοχών των ελληνικών εταιριών υψηλής κεφαλαιοποίησης.

Αρχικά, εξετάζονται οι ιδιότητες των προαναφερθεισών χρονολογικών σειρών, προκειμένου να τεκμηριωθεί η χρήση της κατάλληλης οικονομετρικής μεθοδολογίας. Ο παρακάτω πίνακας περιέχει τα αποτελέσματα των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας (Augmented Dickey Fuller, ADF, και Phillips-Perron, PP) και ρίζας πλησίον της μοναδιαίας (near-unit-root, DF-GLS και PP-GLS).

Από τα αποτελέσματα του Πίνακα 3, καταδεικνύεται ότι οι χρονολογικές σειρές των αποδόσεων των ομολόγων των ελληνικών και των ευρωπαϊκών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων (GR NFCs και iBoxx EA NFCs αντίστοιχα) χαρακτηρίζονται από την ιδιότητα της μη στασιμότητας, ενώ δεν συμβαίνει το ίδιο με τις σειρές του συντελεστή β των μετοχών των ελληνικών εταιριών υψηλής κεφαλαιοποίησης και του δείκτη συστημικού κινδύνου της ΕΚΤ. Κατά συνέπεια, ο σχεδιασμός της οικονομετρικής εξέτασης πρέπει να λαμβάνει υπόψη τόσο τη μη στασιμότητα των πρώτων σειρών όσο και τη στασιμότητα των τελευταίων.

Σε αυτό το πλαίσιο, σύμφωνα με την επιχειρηματολογία των Hjalmarsson and Österholm (2010), ενδείκνυται η χρήση μεθοδολογιών κατάλληλων για την εξέταση των μη στάσιμων χρονολογικών σειρών, προκειμένου τα αποτελέσματα της οικονομετρικής εκτίμησης να μην επηρεάζονται από τις ιδιότητες των σειρών οι οποίες χαρακτηρίζονται από ανώτερο βαθμό ολοκλήρωσης, δηλ. είναι $I(1)$. Μάλιστα, με το επιχείρημα αυτό για σειρές με τοπικές ιδιότητες μοναδιαίας ρίζας, καλύπτεται και το ενδεχόμενο η εύρεση μη στασιμότητας να αφορά στις ιδιότητες του δείγματος και όχι του πληθυσμού, ενδεχόμενο πιθανό και για τις σειρές του παρόντος δείγματος: συγκεκριμένα, αναμένεται ότι λόγω του ότι η διακύμανση των χρονολογικών σειρών του δείγματος είναι εξ ορισμού πεπερασμένη και με συγκεκριμένα όρια, είναι πιθανόν η επιμονή των αυτοπαλίνδρομων χαρακτηριστικών τους να μειώνεται με την επέκταση του δείγματος (βλ. Lima and Xiao 2007).

Σύμφωνα με την προαναφερθείσα επιχειρηματολογία, η πλέον αποδεκτή μέθοδος διερεύνησης σχέσεων μεταξύ σειρών που χαρακτηρίζονται από μη στασιμότητα, έστω και αν η ιδιότητα αυτή αφορά στο δείγμα, είναι η μέθοδος συνολοκλήρωσης (Engle and Granger 1987) για μέχρι δύο μεταβλητές ή η ανάλυση συνολοκλήρωσης κατά Johansen (1988) εφό-

¹⁰ Συγκεκριμένα, χρησιμοποιήθηκε η συνιστώσα του δείκτη που μετρά τη μεταβλητότητα στις χρηματιστηριακές αγορές της ζώνης του ευρώ.

¹¹ Ο συντελεστής β αντανακλά την ευαισθησία των αποδόσεων των μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης στις κινήσεις του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών και εκτιμήθηκε επαναληπτικά με μηνιαίο "παράθυρο" εκτίμησης και ημερήσια συχνότητα.

Πίνακας 4 Έλεγχοι συνολοκλήρωσης κατά Johansen

H0: $r \leq n$	n=0		n=1	
	τιμή	5% κρίσιμη τιμή	τιμή	5% κρίσιμη τιμή
Trace	21,091	20,262	6,259	9,164
max. eigenvalue	14,831	15,892	6,259	9,164

Σημείωση: Οι αναφερόμενες τιμές αφορούν σε σχέση συνολοκλήρωσης με σταθερό όρο, χωρίς τάση· αντίστοιχα είναι τα αποτελέσματα από τους ελέγχους χωρίς σταθερό όρο, ενώ οι έλεγχοι για ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης με διαφορετική διάρθρωση δίνουν υπο-βέλτιστα αποτελέσματα για τις δύο σειρές. Οι κρίσιμες τιμές του πίνακα προέρχονται από τη μελέτη των MacKinnon et al. (1999).

σον το δείγμα περιέχει περισσότερες από δύο μεταβλητές. Συγκεκριμένα, στην ανάλυση συνολοκλήρωσης, οι σχέσεις των μη στάσιμων σειρών (δηλ. των ελληνικών και των ευρωπαϊκών ομολογιακών αποδόσεων στην παρούσα ανάλυση) απαρτίζουν τη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, έχοντας λάβει τις άλλες δύο σειρές ως μακροχρόνια εξωγενείς λόγω του διαφορετικού βαθμού ολοκλήρωσης.

Κατά συνέπεια, εξετάζουμε την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας, η οποία οδηγεί στη διαμόρφωση ενός στάσιμου διανύσματος διόρθωσης αποκλίσεων μεταξύ των σειρών των ελληνικών και των ευρωπαϊκών ομολογιακών αποδόσεων, ενώ οι άλλες δύο μεταβλητές θα περιοριστούν στο βραχυχρόνιο διάστημα. Αρχικά, η σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των αποδόσεων του ελληνικού και του ευρωπαϊκού δείκτη εταιρικών ομολόγων (GR NFCs bonds index και iBoxx EA non-fin. corp. BBB αντίστοιχα) εξετάστηκε για ολόκληρη την περίοδο υπό εξέταση. Τα αποτελέσματα των δύο ελέγχων συνολοκλήρωσης κατά Johansen (trace και maximum eigenvalue statistics) παρουσιάζονται στον Πίνακα 4 παρακάτω.

Ο έλεγχος trace υποδεικνύει την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των δύο σειρών. Όμως, δεδομένου ότι, όπως φαίνεται από το Διάγραμμα 5, στο τέλος του δείγματος παρατηρείται σημαντική απόκλιση των αποδόσεων των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων από εκείνες των ευρωπαϊκών, είναι σημαντικό να ελεγχθεί η σταθερότητα της σχέσης. Για το σκοπό αυτό διενεργούμε τον έλεγχο των Gregory and Hansen (1996) για ύπαρξη αλλαγής κατάστασης (regime shift) στις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ δύο σειρών (βλ. Πίνακα 5).

Όπως παρουσιάζεται στον Πίνακα 5, ο έλεγχος για σχέση συνολοκλήρωσης με αλλαγή στη διάρθρωση της σχέσης, κατά τη διάρκεια της περιόδου υπό εξέταση, υποδεικνύει την ελαχιστοποίηση της τιμής του ελέγχου στις 4.11.2014. Επισημαίνεται ότι η περίοδος από τα μέσα Οκτωβρίου χαρακτηρίζεται από

Πίνακας 5 Έλεγχος διαρθρωτικής μεταβολής στη σχέση συνολοκλήρωσης

Παράμετροι	Τιμή ADF	Ημερομηνία
C and T	-7,018**	4.11.2014

Σημείωση: Οι αστερίσκοι (** και *) υποδεικνύουν στατιστική απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10% αντίστοιχα). Ο έλεγχος πραγματοποιήθηκε έναντι κρίσιμων τιμών για σχέση συνολοκλήρωσης με διαρθρωτική μεταβολή λόγω αλλαγής του σταθερού όρου ή της τάσης.

αυξημένη μεταβλητότητα στην αγορά ομολόγων του Ελληνικού Δημοσίου. Λόγω της εύρεσης αλλαγής στη διάρθρωση, στη συνέχεια, εξετάζεται η σχέση μεταξύ των αποδόσεων των ελληνικών και των ευρωπαϊκών εταιρικών ομολόγων, χωριστά για τις περιόδους πριν και μετά την αλλαγή κατάστασης.

4.2.2 Η περίοδος πριν από την αλλαγή της διάρθρωσης της σχέσης συνολοκλήρωσης (regime shift)

Αρχικά, εκτιμούμε τη σχέση για την περίοδο έως τις 31.10.2014. Τα αποτελέσματα της εκτίμησης της σχέσης μεταξύ των δύο σειρών παρουσιάζονται παρακάτω.

$$\text{Gr NFCs} = 1,129^{**} + 4,881^{**} - 0,005^{**} + e_t \\ (0,122) \quad (0,368) \quad (0,0003)$$

iBoxx σταθ. όρος τάση

Από την εκτίμηση της σχέσης με τη μέθοδο Fully Modified Least Squares (FMLS) υποδεικνύεται ότι υπάρχει στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ των αποδόσεων των εταιρικών ομολόγων των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων και εκείνων που περιλαμβάνονται στο δείκτη iBoxx για τις επιχειρήσεις του μη χρηματοπιστωτικού τομέα της ζώνης του ευρώ, με διαβάθμιση BBB. Το ύψος του σταθερού όρου προσεγγίζει τη μέση διαφορά μεταξύ των δύο μεταβλητών, η οποία για την περίοδο αναφοράς διαμορφώθηκε στο 4,1%.

Επίσης, η πτωτική τάση που ακολούθησαν οι αποδόσεις των ελληνικών εταιρικών ομολόγων την περίοδο υπό εξέταση αντικατοπτρί-

Πίνακας 6 Έλεγχος στασιμότητας καταλοίπων (σχέση συνολοκλήρωσης)

	ADF	PP
e_t	-3,697**	-3,631**

Σημείωση: Οι αστερίσκοι (* και **) υποδηλώνουν στατιστική απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10% αντίστοιχα). Ο έλεγχος πραγματοποιήθηκε έναντι κρίσιμων τιμών για σειρές με σταθερό όρο, χωρίς τάση.

ζεται στο αρνητικό πρόσημο του στατιστικά σημαντικού συντελεστή της γραμμικής τάσης που συμπεριλήφθηκε στο υπόδειγμα, ενώ από το ύψος του συντελεστή συνάγεται ότι οι αποδόσεις των ομολόγων των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων συνέκλιναν προς εκείνες των λοιπών εταιρικών ομολόγων υψηλότερης διαβάθμισης (BBB) κατά τη διάρκεια της συγκεκριμένης υποπεριόδου (1.10.2013-31.10.2014). Τέλος, με την εξέταση των καταλοίπων της σχέσης επιβεβαιώνεται η ιδιότητα της στασιμότητας και, κατά συνέπεια, υποδεικνύεται ότι η σχέση αποτελεί μακροχρόνια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των σειρών των αποδόσεων των ελληνικών και των ευρωπαϊκών εταιρικών ομολόγων.

Στη συνέχεια, εξετάζονται οι βραχυχρόνιες σχέσεις μεταξύ των σειρών των πρώτων διαφορών των ελληνικών και των ευρωπαϊκών εταιρικών ομολογιακών αποδόσεων, καθώς και του συστημικού κινδύνου στις ευρωπαϊκές χρηματιστηριακές αγορές και το συντελεστή β των ελληνικών μετοχών υψηλής κεφαλαιο-

ποίησης. Προκειμένου να διενεργηθεί η σχετική ανάλυση, διαμορφώθηκε ένα σύστημα αυτοπαλίνδρομων εξισώσεων (VAR) με οκτώ χρονικές υστερήσεις (παρουσιάζεται αναλυτικά στον Πίνακα Β του Παραρτήματος).¹² Από την εκτίμηση των εν λόγω εξισώσεων είναι δυνατή η διενέργεια των ελέγχων αιτιότητας κατά Granger, καθώς και η εκτίμηση του συντελεστή προσαρμογής προς τη μακροχρόνια ισορροπία (error correction term), που δίνεται από τη σχέση συνολοκλήρωσης. Τα σχετικά αποτελέσματα παρουσιάζονται στον Πίνακα 7.

Τα αποτελέσματα του Πίνακα 7 δείχνουν ότι οι ημερήσιες μεταβολές των αποδόσεων των ευρωπαϊκών εταιρικών ομολόγων διαβάθμισης BBB και η ευαισθησία των μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης στους συστημικούς παράγοντες του ελληνικού χρηματιστηρίου, η οποία αποτυπώνεται στην παράμετρο β , είναι σημαντικοί προσδιοριστικοί παράγοντες για τις ημερήσιες μεταβολές των αποδόσεων των ελληνικών εταιρικών ομολόγων. Επίσης, ο στατιστικά σημαντικός τελεστής διόρθωσης σφαλμάτων υποδηλώνει ότι οι όποιες αποκλίσεις των αποδόσεων των ομολόγων αυτών από τη σχέση ισορροπίας είναι βραχυχρόνιες και προσαρμόζονται σταδιακά στην κοινή τάση των αποδόσεων των ευρωπαϊκών ομολόγων. Κατά συνέπεια, ο συνδυασμός των αποτελεσμάτων αυτών οδηγεί στο συμπέρασμα ότι, το υπό εξέταση διά-

¹² Επελέγησαν με βάση τα κριτήρια Akaike και Bayesian Information Criterion.

Πίνακας 7 Σχέσεις αιτιότητας στις μεταβολές των ελληνικών εταιρικών ομολογιακών αποδόσεων

	$\Delta(\text{iBoxx EA NFCs BBB})$	CISS-equities	β
χ^2	20,131**	1,596	17,771**
$p\text{-value}$	0,000	0,450	0,026
Error correction term (τελεστής διόρθωσης σφαλμάτων)			
	Συντελεστής	Τυπικό σφάλμα	p-value
$et-1$	-0,075**	0,021	0,001

Σημείωση: Οι αστερίσκοι (* και **) δηλώνουν τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή (σε διαστήματα εμπιστοσύνης 10% και 5% αντίστοιχα).

Πίνακας 8 Διαγνωστικοί έλεγχοι

Έλεγχος	Jarque-Berra	Αυτοσυσχέτιση	Ετεροσκεδαστικότητα
Τιμή	5473,67	12,584	936,25
p-value	0,000	0,703	0,000

στημα, οι μεταβολές των αποδόσεων των ελληνικών εταιρικών ομολόγων επηρεάστηκαν σημαντικά από τις συνθήκες που διαμορφώθηκαν στο Χρηματιστήριο Αθηνών, αλλά κυρίως από τις ευνοϊκές συνθήκες που επικράτησαν στην ευρωπαϊκή αγορά εταιρικών ομολόγων.

Τέλος, διενεργούμε διαγνωστικούς ελέγχους στα κατάλοιπα προκειμένου να εξετάσουμε την αρτιότητα και την αποτελεσματικότητα του προσδιορισμού των αποδόσεων με βάση τη διάρθρωση των υποκειμένων σχέσεων (βλ. Πίνακα 8 και Πίνακα Β του Παραρτήματος). Από τα αποτελέσματα προκύπτει μν ότι τα κατάλοιπα δεν είναι κανονικά, αλλά αυτό δεν οφείλεται τόσο στην ύπαρξη αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων όσο στην ετεροσκεδαστικότητα· το εύρημα αυτό επιβεβαιώνεται και με την εξέταση των διαγραμμαμάτων αυτοσυσχέτισης και προσδιορισμού των ιδιοτιμών των υποκειμένων σχέσεων (βλ. Διάγραμμα Α του Παραρτήματος). Κατά συνέπεια, οι συντελεστές είναι αμερόληπτοι, ενώ και η εύρεση ετεροσκεδαστικότητας ερμηνεύεται από τις διαφορετικές καταστάσεις μεταβλητότητας που επικράτησαν στις χρηματοπιστωτικές αγορές την περίοδο αναφοράς του δείγματος.

4.2.3 Η περίοδος μετά την αλλαγή της διάρθρωσης της σχέσης συνολοκλήρωσης (regime shift)

Στη συνέχεια επαναλαμβάνουμε την ανάλυση για το υπόλοιπο του δείγματος, δηλ. από τις 4.11.2014 έως τις 31.12.2014. Τα αποτελέσματα της εκτίμησης της σχέσης με τη μέθοδο FMLS παρουσιάζονται κάτωθι.

$$\text{Gr NFCs} = \text{iBoxx σταθ. όρος τάση} \\ = 3,770^{**} - 0,504 + 0,032^{**} + u_t \\ (0,746) \quad (1,229) \quad (0,0003)$$

Από την εκτίμηση της σχέσης παρατηρούμε ότι, μετά τις 4.11.2014, ο συντελεστής της γραμμικής τάσης που περιλαμβάνεται στη σχέση έχει θετικό πρόσημο. Κατά συνέπεια, υποδεικνύεται απόκλιση των αποδόσεων των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων από εκείνες των ευρωπαϊκών εταιρικών ομολόγων και αντιστροφή της προγενέστερης τάσης σύγκλισης. Επίσης, από την εξέταση των καταλοίπων (u_t) της σχέσης με τους ελέγχους Augmented Dickey Fuller, η υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας επιβεβαιώνεται (βλ. Πίνακα 9).

Πίνακας 9 Έλεγχος στασιμότητας καταλοίπων (σχέση συνολοκλήρωσης)

	ADF	PP
u_t	-2,385	-2,454

Σημείωση: Οι αστερίσκοι (* και **) υποδηλώνουν στατιστική απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας (επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10% αντίστοιχα). Ο έλεγχος πραγματοποιήθηκε έναντι κρίσιμων τιμών για σειρές με σταθερό όρο, χωρίς τάση.

Κατά συνέπεια, υποδεικνύεται ότι η αλλαγή που επήλθε κατά τη διάρκεια της περιόδου από τις αρχές Νοεμβρίου 2014 και έως το τέλος του δείγματος οδηγεί σε αποσύνδεση των αποδόσεων των ομολόγων των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων από εκείνες των ομολόγων των ευρωπαϊκών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων. Η αλλαγή αυτή συμπίπτει με την περίοδο κατά την οποία η μεταβλητότητα στην αγορά των ελληνικών κρατικών ομολόγων αυξήθηκε ως αποτέλεσμα της επιδείνωσης της επενδυτικής εμπιστοσύνης προς την ελληνική οικονομία. Κατά συνέπεια, είναι δυνατόν να εξαχθεί το συμπέρασμα ότι οι εγχώριοι παράγοντες που επιδρούν

στη διαμόρφωση της επενδυτικής εμπιστοσύνης προς την ελληνική οικονομία επιδρούν και στη διαμόρφωση των αποδόσεων των ομολόγων των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων, μέσω της μεταβολής της απαιτούμενης απόδοσης συνολικά για επενδύσεις στην ελληνική οικονομία.

5 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Μετά την παγκόσμια χρηματοπιστωτική κρίση έχει διαμορφωθεί στην ευρωζώνη τάση αύξησης της χρηματοδότησης των μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων από τις αγορές κεφαλαίων, σε σύγκριση με την παρεχόμενη τραπεζική πίστωση. Η εξέλιξη αυτή συνδέεται κυρίως με τη μείωση της τραπεζικής χρηματοδότησης, καθώς και με αλλαγές στο θεσμικό πλαίσιο και πρωτοβουλίες που έχουν ληφθεί τόσο σε ευρωπαϊκό όσο και σε εθνικό επίπεδο. Αντίστοιχη εξέλιξη παρατηρήθηκε και στην ελληνική οικονομία, καθώς αυξήθηκε η χρηματοδότηση μεγάλων και εύρωστων ελληνικών επιχειρήσεων του μη χρηματοπιστωτικού τομέα από τις διεθνείς αγορές ομολόγων.

Στο παρόν άρθρο αποτυπώνεται η εξέλιξη των αποδόσεων των ομολόγων που εκδόθηκαν από μεγάλες ελληνικές μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις από το τέλος του 2012 έως και το δ' τρίμηνο του 2014. Για το σκοπό αυτό κατασκευάστηκε σχετικός δείκτης εταιρικών ομολόγων, ο οποίος χαρακτηρίζεται από ομοιογένεια και αντανακλά τις συνθήκες που επιδρούν συνολικά στις αποδόσεις των εν λόγω ομολόγων. Σε αυτό το πλαίσιο, με τη χρήση τεχνικών ανάλυσης συνολοκλήρωσης εξετάστηκε η προσδιοριστική ικανότητα παραγόντων σχετικών με τη διαμόρφωση των αποδόσεων των ομολόγων των αντίστοιχων ευρωπαϊκών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων.

Τα ευρήματα της ανάλυσης καταδεικνύουν την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορρο-

πίας μεταξύ των αποδόσεων των ευρωπαϊκών και των ελληνικών εταιρικών ομολόγων και τη βραχυχρόνια επίδραση των συνθηκών που επικρατούν στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά για τις μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης, έως το Νοέμβριο του 2014. Στη συνέχεια, παρατηρείται αλλαγή στη διάρθρωση της σχέσης προσδιορισμού των αποδόσεων, με απόκλιση των αποδόσεων των ελληνικών εταιρικών ομολόγων από εκείνα των λοιπών ευρωπαϊκών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων.

Συνολικά υποδεικνύεται ότι η βελτίωση (επιδείνωση) των συνθηκών επενδυτικής εμπιστοσύνης προς την ελληνική οικονομία αναμένεται να διευκολύνει (δυσχεράνει) την πρόσβαση των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων στις διεθνείς κεφαλαιαγορές για χρηματοδότηση. Σε αυτό το πλαίσιο, οι ευρύτερες συνθήκες που διαμορφώνουν το κόστος δανεισμού των ομολόγων των ευρωπαϊκών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων αναμένεται να επιδράσουν και στο κόστος δανεισμού των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων, σε συνθήκες υψηλής επενδυτικής εμπιστοσύνης. Αντίθετα, σε συνθήκες υψηλής μεταβλητότητας, το κόστος δανεισμού των ελληνικών μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων από τις διεθνείς κεφαλαιαγορές αναμένεται να μην ακολουθεί εκείνο των ευρωπαϊκών εταιρικών ομολόγων.

Βέβαια, η παρούσα ανάλυση υπόκειται σε περιορισμούς, καθώς τα αποτελέσματα της οικονομετρικής εκτίμησης δεν μπορούν παρά να αφορούν μόνο τους παράγοντες που επιδρούν στα ελληνικά εταιρικά ομόλογα από κοινού και δεν καλύπτουν παράγοντες που αφορούν επιμέρους εκδότριες επιχειρήσεις. Τέλος, ενδιαφέρον για το μελλοντικό ερευνητή παρουσιάζει ο προσδιορισμός πρόσθετων παραγόντων με δυνητικά σημαντική επίδραση στη διαμόρφωση των αποδόσεων των ελληνικών εταιρικών ομολόγων.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Beck, T., R. Levine and N. Loyaza (2000), “Finance and the sources of growth”, *Journal of Financial Economics*, 58, 261-300.
- Beck, T., A. Demirgüç-Kunt and V. Maksimovic (2005), “Financial and legal constraints to firm growth: Does firm size matter?”, *The Journal of Finance*, 60(1), 137-177.
- Beck, T., A. Demirgüç-Kunt and V. Maksimovic (2008), “Financing patterns around the world: Are small firms different?”, *Journal of Financial Economics*, 89(3), 467-487.
- Besanko, D. and G. Kanatas (1993), “Credit market equilibrium with bank monitoring and moral hazard”, *Review of Financial Studies*, 6(1), 213-232.
- Brown, P.J. (2002), *Constructing and calculating bond indices*, Cambridge, Gilmour Drummund Publishing.
- Buttiglione, L., P. Lane, L. Reichlin and V. Reinhart (2014), “Deleveraging? What deleveraging?”, *Geneva Reports on the World Economy*, 16, International Center for Monetary and Banking Studies (ICBM) and Centre for Economic Policy Research (CEPR).
- Demirgüç-Kunt, A. and R. Levine (eds) (2001), *Financial structure and economic growth: A cross-country comparison of banks, markets, and development*, Cambridge MA, MIT Press.
- Djankov S., C. McLiesh and A. Shleifer (2007), “Private credit in 129 countries”, *Journal of Financial Economics*, 84(2), 299-329.
- EFC High Level Expert Group on SME and infrastructure financing (2013), *Finance for Growth*, Report for the Economic and Financial Committee, Brussels, December.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), “Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing”, *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- European Commission (2013), “Long-term financing of the European economy”, Green Paper, COM/2013/0150 final.
- Fabozzi, F.J. (2007), *Fixed Income Analysis*, 2nd Edition, John Wiley & Sons.
- Galati, G. and K. Tsatsaronis (2003), “The impact of the euro on Europe’s financial markets”, *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 12(3), 165-222.
- Gregory, A.W. and B. Hansen (1996), “Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts”, *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Hjalmarsson, E. and P. Österholm (2010), “Testing for cointegration using the Johansen methodology when variables are near-integrated: size distortions and partial remedies”, *Empirical Economics*, 39(1), 51-76.
- Holló, D., M. Kremer and M. Lo Duca (2012), “CISS – a composite indicator of systemic stress in the financial system”, European Central Bank, Working paper No. 1426.
- Holton, S., F. McCann, K. Prendergast and D. Purdue (2013), “Policy measures to improve access to credit for SMEs: a survey”, Central Bank of Ireland, *Quarterly Bulletin* Q4, 91-110.
- Institute of International Finance and Bain Company (2013), *Restoring financing and growth to Europe’s SMEs*.
- International Capital Market Association (2013), *Economic importance of the corporate bond markets*, 1st edition, March.
- James, C. (1987), “Some evidence on the uniqueness of bank loans”, *Journal of Financial Economics*, 19(2), 217-235.
- Johansen, S. (1988), “Statistical analysis of cointegration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Lima, L.R. and Z. Xiao (2007), “Do shocks last forever? Local persistency in economic time series”, *Journal of Macroeconomics*, 29(1), 103-122.
- MacKinnon, J., A. Haug and L. Michelis (1999), “Numerical distribution functions of likelihood-ratio tests for cointegration”, *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563-577.
- Standard and Poor’s (2013), “Credit FAQ: Could SME-backed covered bonds gain popularity with investors?”, 4 February.
- World Economic Forum (2012), *Global Competitiveness Report 2012-2013*, September.
- World Economic Forum (2014), *Global Competitiveness Report 2014-2015*, September.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

A ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΟΜΟΛΟΓΙΑΚΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

I Περιγραφή εναλλακτικών μεθοδολογιών κατασκευής ομολογιακών δεικτών

Η κατασκευή ενός δείκτη ομολόγων μπορεί να βασιστεί σε μεθοδολογίες από εξαιρετικά απλές έως και σύνθετες, ως προς τον υπολογισμό των σταθμίσεων που ανατίθενται στα ομόλογα τα οποία συναπαρτίζουν το δείκτη και ως προς την περίοδο (και τις συνθήκες) επανεκτίμησής τους. Η εκτίμηση των σταθμίσεων με βάση τη σχετική αξία του κάθε ομολόγου στην αγορά αποτελεί την πιο διαδεδομένη μεθοδολογία, ενώ εναλλακτικά σχήματα υπολογισμού των σταθμίσεων των δεικτών σχετίζονται με τα θεμελιώδη χαρακτηριστικά των υποκείμενων εκδοτών ή με τη διάρκεια κατά Macaulay του κάθε ομολόγου ως βάση υπολογισμού των σταθμίσεων σε ένα ομοιογενές χαρτοφυλάκιο-δείκτη. Οι μεθοδολογίες αυτές συνοψίζονται παρακάτω:

1. Σταθμίσεις υπολογισμένες με βάση το συνολικό αριθμό των ομολόγων του δείκτη ή “μέθος ίσων σταθμίσεων”:

$$w_i = 1/n$$

2. Σταθμίσεις υπολογισμένες με βάση την ονομαστική αξία (αξία στην έκδοση):

$$w_i = \frac{K_i}{\sum_{i=1}^n K_i}$$

3. Σταθμίσεις υπολογισμένες με βάση την αγοραία αξία:

$$w_i = \frac{K_i \cdot \frac{P_i}{100}}{\sum_{i=1}^n \left(K_i \cdot \frac{P_i}{100} \right)}$$

4. Σταθμίσεις υπολογισμένες με βάση τα θεμελιώδη μεγέθη του εκδότη:

$$w_i = \frac{F_i}{\sum_i F_i}$$

Με F = συνολικές ταμειακές ροές (total cash flows) ή συνολική λογιστική αξία του ενεργητικού (total book value of assets) ή καταβολή μερισμάτων (dividend payments), κ.ά.

5. Σταθμίσεις υπολογισμένες με βάση τον υποκείμενο κίνδυνο επιτοκίων (duration based):

$$w_i = \frac{MD_i}{n \cdot \bar{MD}_i}$$

Όπου

$$MD = \text{Macaulay Duration} = \frac{\sum_{t=1}^n \frac{t \cdot C}{(1+y)^t} + \frac{n \cdot M}{(1+y)^n}}{P_i}$$

Πίνακας Α Μέθοδοι κατασκευής ομολογιακών δεικτών διεθνώς

Όνομα δείκτη	Υπολογισμός σταθμίσεων	Συστατικά	Περίοδος αναπροσαρμογής σταθμίσεων
Euro-Bond Inv. Grade (Citigroup)	Με βάση τη σχετική αγοραία αξία	Ομόλογα σε ευρώ με διαβάθμιση BBB-/Baa ή υψηλότερη	Τέλος μηνός, με ημερήσια επανεκτίμηση των σταθμίσεων
iBoxx Euro Corp. (Markit)	Με βάση τη σχετική αγοραία αξία	Ομόλογα σε ευρώ με διαβάθμιση από επιχειρήσεις (σύνολο)	Τέλος μηνός, με ημερήσια επανεκτίμηση των σταθμίσεων
NASDAQ OMX Iceland	Με βάση τη σχετική αγοραία αξία	Ομόλογα της ισλανδικής κυβέρνησης και των περιφερειών	Κατά περίπτωση: πραγματοποιείται εφόσον η σταθμισμένη διάρκεια (Macauley duration) παύει να εμπίπτει σε ένα προκαθορισμένο εύρος τιμών
Euro Aggregate Bond Index (Barclays Capital)	Με βάση στατιστικά στοιχεία (ευρύτερα της τιμής) για την απόδοση των υποκείμενων ομολόγων	Κρατικά και εταιρικά ομόλογα και τιτλοποιήσεις, με αξία μεγαλύτερη των 300 εκατ. ευρώ, από τη ζώνη του ευρώ με διαβάθμιση BBB-/Baa ή υψηλότερη και τουλάχιστον ένα έτος εναπομένονσα διάρκεια πριν από τη λήξη	Τέλος μηνός, με ημερήσια επανεκτίμηση των σταθμίσεων

Πηγές: Ενημερωτικά δελτία δεικτών.

y = απόδοση (yield)

C = τοκομερίδιο (coupon payment)

t = αντίστοιχη χρονική περίοδος (respective time period)

n = συνολικός αριθμός περιόδων (total number of periods)

M = αξία στη λήξη (maturity value)

6. Σταθμίσεις υπολογισμένες με βάση άλλα είδη κινδύνων (π.χ. ρευστότητας).

Ο παρακάτω πίνακας περιέχει παραδείγματα ομολογιακών δεικτών, κατηγοριοποιημένων με βάση τη μεθοδολογία κατασκευής τους.

Αναπροσαρμογή των δεικτών

Η αναπροσαρμογή των σταθμίσεων του χαρτοφυλακίου αποτελεί ένα από τα βασικά χαρακτηριστικά που διέπουν την κατασκευή ενός δείκτη ομολόγων. Συγκεκριμένα, οι συστατικοί τίτλοι (constituents) των ομολογιακών δεικτών είναι δυνατόν να αλλάζουν συχνότερα σε σχέση με τους χρηματιστηριακούς δείκτες και για διαφορετικούς λόγους, π.χ. λόγω λήξεων ή νέων εκδόσεων, με αποτέλεσμα την υψηλή πιθανότητα αντανάκλασης κινήσεων που δεν σχετίζονται με την αποτίμηση που λαμβάνει χώρα στη δευτερογενή αγορά. Ως εκ τούτου, ορίζονται τακτικές περιόδους αναπροσαρμογής των δεικτών που κυμαίνονται από ημερήσιες έως εξαμηνιαίες. Η επιλογή της περιοδικότητας αναπροσαρμογής των δεικτών σχετίζεται τόσο με την υποκείμενη μέθοδο εκτίμησης των σταθμίσεων όσο και με τους σκοπούς της χρήσης του δείκτη.

Για παράδειγμα, στην περίπτωση της μεθόδου εκτίμησης των σταθμίσεων με βάση τη σχετική αγοραία αξία των υποκείμενων ομολόγων, η αναπροσαρμογή θα πρέπει να γίνεται τουλάχιστον σε μηνιαία βάση ώστε να εισάγονται οι νέες εκδόσεις, ενώ μπορεί να γίνεται και με ημερήσια συχνότητα, αν και αυτή η επιλογή μπορεί να αυξήσει το “θόρυβο” του δείκτη. Επίσης, στις περιπτώσεις χρήσης των δεικτών για σκοπούς διαχείρισης χαρτοφυλακίων, η αναπροσαρμογή πρέπει να γίνεται τουλάχιστον μία φορά κατά το διάστημα εκτίμησης της απόδοσης του χαρτοφυλακίου για τους σκοπούς της πληροφόρησης των επενδυτών με βάση τα διεθνή λογιστικά πρότυπα (π.χ. ανά τρίμηνο). Στην περίπτωση του δείκτη ομολόγων μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων της Τράπεζας της Ελλάδος, η αναπροσαρμογή γίνεται ημερησίως.

II Κριτήρια επιλογής και επιθυμητά χαρακτηριστικά των δεικτών

Κριτήριο 1: Οικονομική ερμηνεία του δείκτη

Τα χαρακτηριστικά του δείκτη καθορίζουν και την ερμηνεία των κινήσεων των μεσοσταθμικών τιμών και αποδόσεών του. Για παράδειγμα, οι κινήσεις ενός δείκτη τιτλοποιήσεων στεγαστικών δανείων των ΗΠΑ μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως ένδειξη των εκλαμβανόμενων από τους επενδυτές επερχόμενων συνθηκών στην αγορά ακινήτων των ΗΠΑ. Από την άλλη πλευρά, οι κινήσεις των τιμών και των αποδόσεων του δείκτη “iBoxx non-fin corp EA BBB” (δηλ. του δείκτη iBoxx για τις μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις της ζώνης του ευρώ με διαβάθμιση BBB) μπορούν, συγκρινόμενες με τις αντίστοιχες του “iBoxx non-fin corp EA AAA”, να αποτυπώσουν τις εκλαμβανόμενες από τους επενδυτές συνθήκες πιστωτικού κινδύνου στην κατηγορία των επιχειρήσεων του μη χρηματοπιστωτικού τομέα της ζώνης του ευρώ.

Ο σκοπός της ερμηνείας των δεικτών επιτυγχάνεται μέσα από την ομοιογένεια των εκδοτών αλλά και των τίτλων. Για παράδειγμα, θα πρέπει οι υποκείμενοι τίτλοι να είναι είτε κύριο (senior) είτε δευτερεύον (subordinated) χρέος των εταιριών, καθώς στη δεύτερη περίπτωση ο πιστωτικός κίνδυνος είναι μεγαλύτερος λόγω υψηλότερης ζημίας σε περίπτωση αθέτησης (Loss Given Default). Αντίστοιχα, πρέπει να είναι σαφές ότι οι υποκείμενοι τίτλοι δεν εμπεριέχουν χαρακτηριστικά τα οποία θα επηρεάσουν δυσμενώς την αποτίμησή τους, όπως δικαιώματα προαίρεσης του εκδότη (π.χ. call option) ή του ομολογιούχου (π.χ. put option).

Τέλος, το είδος του τοκομεριδίου με βάση το οποίο πληρώνονται οι τόκοι (π.χ. σταθερό, κυμαινόμενο) είναι επίσης ένας παράγοντας που μπορεί να οδηγήσει σε κινήσεις, οι οποίες να μην έχουν οικονομική ερμηνεία αλλά να αυξάνουν το “θόρυβο”. Ως εκ τούτου, είναι σκόπιμο οι δείκτες να εμπεριέχουν τίτλους με ομοιογενή χαρακτηριστικά ως προς το τοκομερίδιο.

Κριτήριο 2: Σκοπός χρήσης του δείκτη

Οι στόχοι που αναμένεται να εξυπηρετηθούν από την κατασκευή ενός δείκτη ομολόγων είναι βασικό κριτήριο για την επιλογή της μεθοδολογίας. Για παράδειγμα, εφόσον ο δείκτης αναμένεται να αποτελέσει κριτήριο για την τοποθέτηση κεφαλαίων από επενδυτικά χαρτοφυλάκια, τότε οι μέθοδοι εκτίμησης των σταθμίσεων με βάση τους υποκείμενους κινδύνους αποκτούν ιδιαίτερη σημασία. Σε αυτή την περίπτωση θα πρέπει να ληφθούν υπόψη και άλλα κριτήρια σχετικά με την απόδοση των χαρτοφυλακίων, όπως η πληρωμή των τοκομεριδίων και οι περίοδοι αποκοπής τους. Για τους σκοπούς της αποτίμησης της “αγοράς”, δηλ. του συνόλου κάποιων εκδόσεων με κοινά χαρακτηριστικά (π.χ. κλάδος και χώρα δραστηριοποίησης) αυτό δεν είναι απαραίτητο, καθώς οι υποκείμενες τιμές στη δευτερογενή αγορά έχουν ήδη προεξοφλήσει την απόδοση των τοκομεριδίων (βλ. Fabozzi 2007, Κεφάλαιο 5). Από την άλλη πλευρά, η μέθοδος κατα-

σκευής ομολογιακών δεικτών, η οποία βασίζεται στη σχέση της αγοραίας αξίας των ομολόγων με το σύνολο της “αγοράς”, αποτελεί μία από τις πιο διαδεδομένες μεθόδους τόσο λόγω της απλότητάς της όσο και λόγω της ευκολίας που παρέχει στην κατανόηση των κινήσεων των αποδόσεων και των τιμών των δεικτών (αναλυτικότερα για τη σχετική επιχειρηματολογία, βλ. Brown 2002). Επίσης, για τον ίδιο σκοπό θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος της ονομαστικής αξίας των υποκείμενων ομολόγων.

Κριτήριο 3: Σταθερότητα του δείκτη ως προς τα τεχνικά χαρακτηριστικά

Στην περίπτωση εφαρμογής της μεθόδου της ονομαστικής αξίας για την εκτίμηση των σταθμίσεων, υπάρχει το μειονέκτημα ότι δεν αντανakλώνται οικονομικά γεγονότα τα οποία μπορεί να έχουν επηρεάσει δυσμενώς την αποτίμηση από τη χρονική στιγμή της έκδοσης, με αποτέλεσμα να είναι πιθανή η απότομη μεταβολή της αξίας του δείκτη λόγω γεγονότων (π.χ. πτώχευση) τα οποία είχαν ήδη αλλάξει την αποτίμηση των ομολόγων στη δευτερογενή αγορά. Ταυτόχρονα, είναι επιθυμητή η σταθερότητα των χαρακτηριστικών του δείκτη, δηλ. η ελαχιστοποίηση του “θορύβου” του δείκτη.

Ως εκ τούτου, ενώ η αγοραία αξία υπόκειται σε ημερήσιες διακυμάνσεις, είναι ευνόητο ότι οι πιο αξιόπιστοι δείκτες (π.χ. iBoxx, CGBI, κ.ά.) αναπροσαρμόζονται με βάση την επανεκτίμηση των σταθμίσεων με χαμηλότερη συχνότητα (π.χ. σε μηνιαία βάση). Επίσης, η αναπροσαρμογή των δεικτών μπορεί να εξαρτάται από το σκοπό της χρήσης τους. Για παράδειγμα, εφόσον οι δείκτες χρησιμοποιούνται για επενδυτικούς σκοπούς, τότε η υποχρέωση ενημέρωσης των επενδυτών επιβάλλει αναπροσαρμογή τουλάχιστον εντός τριών (ή έξι σε κάποιες περιπτώσεις) μηνών, ενώ η μεγιστοποίηση των αποδόσεων μπορεί να οδηγήσει και σε συχνότερη αναπροσαρμογή.

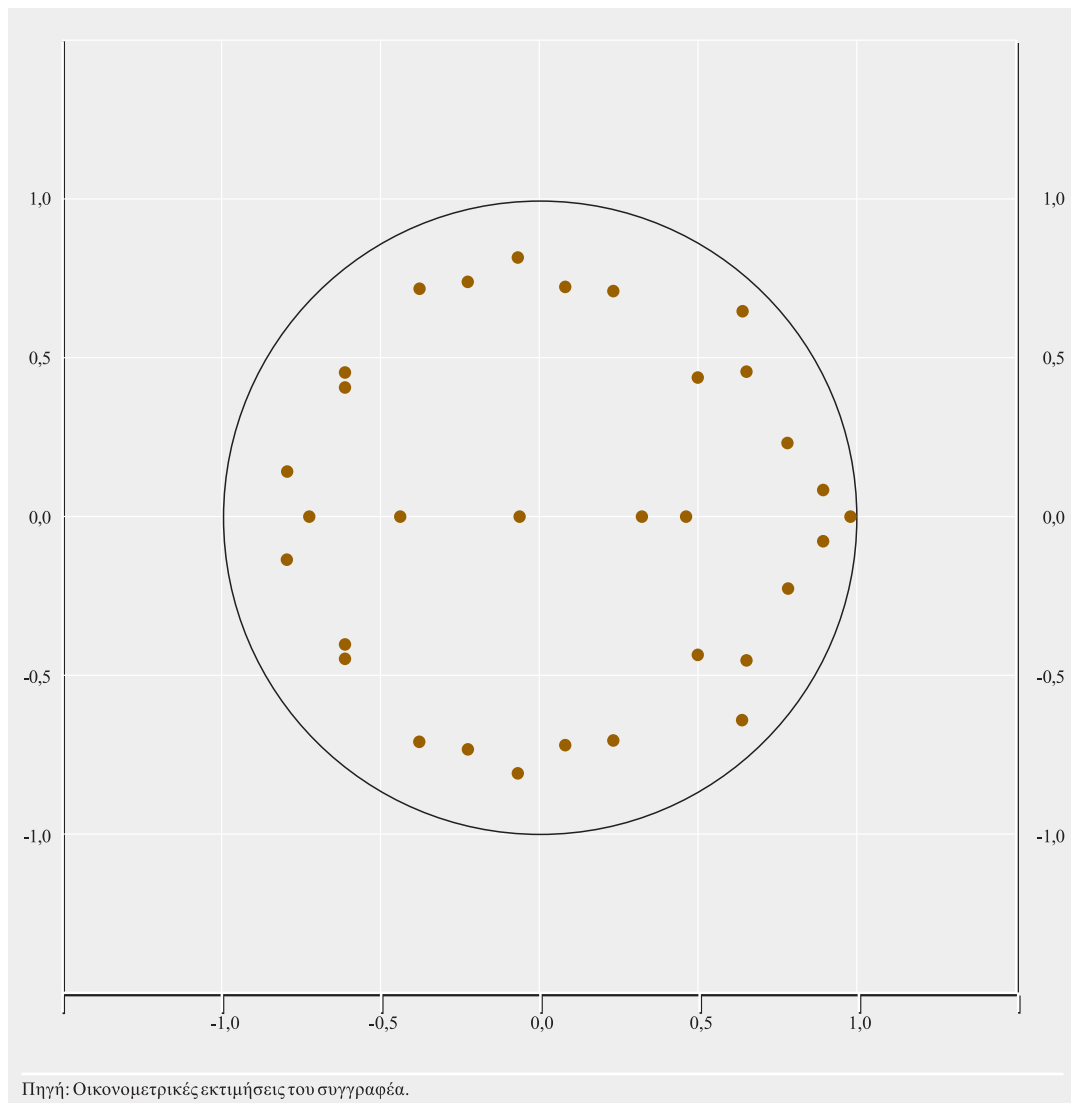
Β ΑΝΑΛΥΤΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΜΗΤΡΑΣ ΑΥΤΟΠΑΛΙΝΔΡΟΜΩΝ ΕΞΙΣΩΣΕΩΝ (VAR)

Πίνακας Β Αποτελέσματα εκτίμησης αυτοπαλίνδρομων εξισώσεων (VAR)

	Δ(ΙΒΟXX)	Δ(GR NFCs)	CISS	BETA
Δ(ΙΒΟXX) (-1)			0,028* (0,016)	-0,091** (0,027)
Δ(ΙΒΟXX) (-2)		0,154* (0,156)		
Δ(ΙΒΟXX) (-3)		0,227* (0,156)		
Δ(ΙΒΟXX) (-4)		-0,380** (0,156)		0,048* (0,026)
Δ(ΙΒΟXX) (-5)	-0,108** (0,054)	-0,263* (0,157)		0,001551 (0,02666)
Δ(ΙΒΟXX) (-6)				
Δ(ΙΒΟXX) (-7)	-0,125** (0,054)	-0,322** (0,156)		0,032* (0,024)
Δ(ΙΒΟXX) (-8)		0,225* (0,154)		
Δ(GR NFCs) (-1)	0,038** (0,019)	0,192** (0,055)		
Δ(GR NFCs) (-2)	0,043** (0,019)		-0,019* (0,006)	
Δ(GR NFCs) (-3)		-0,085* (0,056)		
Δ(GR NFCs) (-4)				-0,019** (0,009)
Δ(GR NFCs) (-5)				
Δ(GR NFCs) (-6)			0,009* (0,005)	
Δ(GR NFCs) (-7)	0,117** (0,019)	0,271** (0,054)		-0,020** (0,009)
Δ(GR NFCs) (-8)		0,095* (0,057)	0,010* (0,005)	0,014* (0,009)
CISS (-1)			0,956** (0,052)	
CISS (-2)				0,251** (0,122)
CISS(-3)				
CISS(-4)				
CISS(-5)			-0,198** (0,071)	
CISS(-6)			0,187** (0,072)	
CISS(-7)				
CISS(-8)				
BETA (-1)				1,670** (0,052)
BETA(-2)				-0,733** (0,100)
BETA(-3)		1,299** (0,63074)		
BETA(-4)		-1,394** (0,635)		
BETA(-5)			-0,102* (0,064)	
BETA(-6)			0,109* (0,063)	
BETA(-7)				0,139* (0,098)
BETA(-8)				
C	-0,099** (0,040)	-0,223** (0,114)	-0,039** (0,012)	0,034* (0,01964)
ECT2(-1)	-0,007965 (0,007)	-0,075** (0,021)	0,003024 (0,00211)	-0,002096 (0,00358)
R-squared	0,20	0,27	0,88	0,99
Adj. R-squared	0,13	0,21	0,87	0,99
Sum sq. resids	0,263	2,205	0,022	0,063
S.E. equation	0,026	0,077	0,007	0,013
F-statistic	2,821	4,242	82,833	1165,94
Log likelihood	917,0274	484,3874	1422,526	1207,066
Akaike AIC	-4,34	-2,21	-6,82	-5,76
Schwarz SC	-4,00	-1,88	-6,49	-5,43

Σημείωση: Οι αστερίσκοι (* και **) δηλώνουν τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή (σε διαστήματα εμπιστοσύνης 10% και 5% αντίστοιχα). Οι αριθμοί σε παρένθεση δηλώνουν τυπικά σφάλματα.

Διάγραμμα Α Ρίζες καταλοίπων του συστήματος



Η ΠΟΙΟΤΗΤΑ ΤΩΝ ΕΛΛΗΝΙΚΩΝ ΕΞΑΓΩΓΩΝ: ΜΙΑ ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΗ ΑΠΟ ΤΗΝ ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗ ΤΟΥΣ

Σαράντης Καλυβίτης*
Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών

1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Πρόσφατες μελέτες έχουν αναδείξει την ποιότητα των παραγόμενων και εξαγόμενων αγαθών ως σημαντικό παράγοντα που επηρεάζει τις οικονομικές επιδόσεις. Ειδικότερα, η ποιότητα των προϊόντων αποτελεί κρίσιμο χαρακτηριστικό που επηρεάζει την παραγωγική εξειδίκευση μιας οικονομίας, καθώς και την κατεύθυνση των εμπορικών συναλλαγών μεταξύ των χωρών. Μια οικονομία που προσφέρει ποικιλίες προϊόντων ανώτερης ποιότητας σε σχέση με τα διαθέσιμα στη διεθνή αγορά μπορεί να αξιοποιήσει καλύτερα το συγκριτικό της πλεονεκτήματα, ενισχύοντας την παραγωγικότητα και τα έσοδα από τις εξαγωγές (βλ. μεταξύ άλλων Schott 2004, Hummels and Klenow 2005, Hallak 2006, Hausmann et al. 2007 και Sutton and Trefler 2011).

Η βασική πρόκληση που αντιμετωπίζει η σχετική βιβλιογραφία συνίσταται στο ότι η ποιότητα των προϊόντων δεν είναι παρατηρήσιμη. Σχετικές μελέτες έχουν επιχειρήσει να αξιοποιήσουν τα διαθέσιμα στατιστικά στοιχεία εμπορικών συναλλαγών σε επίπεδο προϊόντων, προσεγγίζοντας την ποιότητα των εξαγωγών με τις τιμές (“μοναδιαίες αξίες”), που είναι άμεσα παρατηρήσιμες και ορίζονται ως ο λόγος της αξίας προς την ποσότητα των εξαγωγών για κάθε κατηγορία προϊόντων. Η χρήση όμως των μοναδιαίων αξιών για την προσέγγιση της ποιότητας παρουσιάζει αρκετά μειονεκτήματα λόγω των διαφορών στη σύνθεση των αγαθών, στο κόστος παραγωγής τους ή στις στρατηγικές τιμολόγησης που ακολουθούν οι εξαγωγείς για την ίδια κατηγορία προϊόντων. Επιπλέον, οι διαταραχές της προσφοράς ή της ζήτησης επηρεάζουν τις τιμές ισορροπίας, άρα και τις μοναδιαίες αξίες, χωρίς να επηρεάζουν απαραίτητα και την ποιότητα των προϊόντων. Ορισμένες πρόσφατες μελέτες, που ανέπτυξαν μεθοδολογίες εκτίμησης της ποιότητας βασισμένες σε ανά-

λυση μικροοικονομικών δεδομένων, έχουν δείξει ότι οι παρατηρούμενες μοναδιαίες αξίες είναι πιθανόν να μην αποτελούν ικανοποιητική προσέγγιση της ποιότητας των εξαγωγών (βλ. Khandelwal 2010, Hallak and Schott 2011, Henn et al. 2013, Feenstra and Romalis 2014).

Η παρούσα μελέτη εκτιμά την ποιότητα των ελληνικών εξαγωγών εφαρμόζοντας μια τροποποιημένη εκδοχή της προσέγγισης του Khandelwal (2010), ο οποίος αξιοποιεί στοιχεία για τις μοναδιαίες αξίες και για τις ποσότητες των εξαγωγών, με βάση την προσέγγιση που χρησιμοποιείται εκτενώς στη βιβλιογραφία της βιομηχανικής οργάνωσης ότι “*λαμβάνοντας υπόψη την τιμή, [...] τα προϊόντα με μεγαλύτερα μερίδια αγοράς είναι ανώτερης ποιότητας*” (Khandelwal 2010, σελ. 1451). Για το σκοπό αυτό, χρησιμοποιούμε αναλυτικά στοιχεία εξαγωγών για την περίοδο 1998-2012 για να προσεγγίσουμε την ποιότητα με βάση εκτιμημένες παλινδρομήσεις για 21 επιλεγμένα προϊόντα. Όπως φαίνεται από τις εκτιμήσεις, στη διάρκεια αυτής της περιόδου σημειώθηκαν σημαντικές μεταβολές στην ποιότητα των εξαγωγών, τόσο σε συγκεντρωτικό επίπεδο όσο και σε επίπεδο προϊόντων.

Η υπόλοιπη μελέτη διαρθρώνεται ως εξής: στην Ενότητα 2 γίνεται επισκόπηση της θεωρητικής και εμπειρικής βιβλιογραφίας για την ποιότητα των εξαγωγών. Στην Ενότητα 3 παρουσιάζεται η εμπειρική μεθοδολογία και στην Ενότητα 4 περιγράφονται τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν. Στην Ενότητα 5 παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα και τέλος στην Ενότητα 6 συνοψίζονται τα κύρια συμπεράσματα της μελέτης.

* Η παρούσα μελέτη εκπονήθηκε με οικονομική στήριξη από την Τράπεζα της Ελλάδος (EP-2106-01). Ευχαριστίες εκφράζονται στην Εύη Ζερβούδη για την άριστη ερευνητική συνδρομή της και στους συμμετέχοντες στο σεμινάριο με θέμα: “A quality index for Greek exports” που διοργανώθηκε στην Τράπεζα της Ελλάδος στις 16.9.2014 για τα χρήσιμα σχόλια και τις υποδείξεις τους.

2 ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ: ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΗΣ ΠΟΙΟΤΗΤΑΣ ΣΤΟ ΔΙΕΘΝΕΣ ΕΜΠΟΡΙΟ

Οι εμπειρικές μελέτες που βασίζονται σε οικονομετρικά υποδείγματα εμπορικών συναλλαγών έχουν διαπιστώσει ότι η ποιότητα των προϊόντων επηρεάζει το διασυνοριακό εμπόριο και ότι οι πλουσιότερες χώρες καταναλώνουν και εξαγουν προϊόντα ανώτερης ποιότητας σε σχέση με τις αναπτυσσόμενες χώρες. Οι περισσότερες από αυτές τις μελέτες προσεγγίζουν την ποιότητα με τις μοναδιαίες τιμές. Οι Hummels and Klenow (2005) εκτιμούν την ποιότητα ξεκινώντας από την υπόθεση ότι, εφόσον οι χώρες που έχουν υψηλές εξαγωγές πωλούν συστηματικά μεγάλες ποσότητες σε υψηλές τιμές, παράγουν κατά τεκμήριο ανώτερης ποιότητας αγαθά και δείχνουν ότι οι πλουσιότερες χώρες εξαγουν ανώτερης ποιότητας αγαθά σε σχετικά υψηλότερες τιμές. Οι Fontagné et al. (2008) αναφέρουν ότι, κατά μέσο όρο, οι μοναδιαίες αξίες των ιαπωνικών εξαγωγών είναι 2,9 φορές υψηλότερες από τις αντίστοιχες της Κίνας για τα ίδια εξαγόμενα προϊόντα, τις ίδιες αγορές προορισμού και το ίδιο έτος. Οι συγγραφείς αναλύουν τις μοναδιαίες τιμές ομαδοποιημένων προϊόντων για 200 χώρες και συμπεραίνουν ότι τα προϊόντα των ανεπτυγμένων χωρών δεν βρίσκονται σε άμεσο ανταγωνισμό με εκείνα των αναπτυσσόμενων χωρών.¹ Ο Schott (2004, 2008) διαπιστώνει μεγάλη διαφορά στις τιμές των προϊόντων ακόμη και στο πλέον αναλυτικό επίπεδο ταξινόμησης, καθώς και ότι οι καταναλωτές στις ΗΠΑ πληρώνουν λιγότερα για προϊόντα κατασκευασμένα στην Κίνα σε σχέση με παρόμοια προϊόντα κατασκευασμένα σε χώρες του ΟΟΣΑ.² Οι Crozet et al. (2012) μετρούν άμεσα την ποιότητα σε έναν κλάδο και δείχνουν ότι οι επιχειρήσεις με υψηλότερη μέτρηση ποιότητας έχουν επίσης υψηλότερο λόγο οφέλους καταναλωτή προς κόστος παραγωγού, κάτι που συμβαδίζει με αυξημένες πιθανότητες να είναι εξαγωγικές, να εξαγουν μεγαλύτερες ποσότητες, καθώς και να χρεώνουν υψηλότερες τιμές.

Τα παραπάνω ευρήματα υποδηλώνουν ότι το παγκόσμιο εμπόριο χαρακτηρίζεται σε πολύ μεγάλο βαθμό από το εμπόριο ποιοτικών προϊόντων. Οι Johnson (2012), Martin (2012) και Hallak and Sivadasan (2013) διαπιστώνουν ότι οι εξαγωγές σε πιο απομακρυσμένες αγορές έχουν κατά μέσο όρο υψηλότερες μοναδιαίες αξίες. Οι Bastos and Silva (2010) και οι Harrigan et al. (2011) βρίσκουν ότι οι μοναδιαίες αξίες σε ίδια προϊόντα αυξάνουν συστηματικά με την απόσταση και το εισόδημα της χώρας προορισμού. Οι σχέσεις αυτές αντανακλούν τη διαφοροποίηση των αγορών προορισμού ανάλογα με τα χαρακτηριστικά των εξαγωγικών επιχειρήσεων, καθώς και τη διαφοροποίηση της μοναδιαίας αξίας των εξαγωγών κάθε επιχείρησης ανάλογα με τον προορισμό. Εντός της ίδιας κατηγορίας προϊόντων, οι επιχειρήσεις με υψηλότερη παραγωγικότητα τείνουν να εξαγουν μεγαλύτερες ποσότητες σε υψηλότερες τιμές σε έναν δεδομένο προορισμό, κάτι που συνάδει με ανώτερη ποιότητα προϊόντων. Επίσης, η παραγωγικότητα της επιχείρησης επιτείνει τη θετική επίδραση της απόστασης στις μοναδιαίες αξίες των προϊόντων, κάτι που υποδηλώνει ότι οι επιχειρήσεις υψηλότερης παραγωγικότητας, οι οποίες παράγουν ανώτερης ποιότητας προϊόντα, εξυπηρετούν αγορές με υψηλότερο κόστος πρόσβασης. Αυτό αποτελεί μια γενικευμένη έκφανση του “θεωρήματος Alchian-Allen”, σύμφωνα με το οποίο τα αγαθά ανώτερης ποιότητας εξαγονται σε πιο απομακρυσμένους προορισμούς, καθώς το αυξημένο κόστος μεταφοράς ανά μονάδα προϊόντος ωθεί τις

1 Η διάκριση των προϊόντων γίνεται κατά εξαψήφιο κωδικό στο Harmonised System (HS 6-digit), που είναι το σύστημα ταξινόμησης προϊόντων που χρησιμοποιεί ο Παγκόσμιος Οργανισμός Τελωνείων (World Customs Organisation).

2 Στα υποδείγματα κάθετης διαφοροποίησης των προϊόντων με παραμέτρους ποιότητας, οι πλουσιότερες χώρες παράγουν και εξαγουν αγαθά υψηλότερης ποιότητας (Flam and Helpman 1987, Grossman and Helpman 1991). Ο Verhoogen (2008) προτείνει ένα υπόδειγμα τύπου Melitz που περιλαμβάνει κάθετη διαφοροποίηση προϊόντων και διαφορές στο εισόδημα των καταναλωτών από χώρα σε χώρα, επομένως και στην προθυμία τους να πληρώσουν για την ποιότητα των προϊόντων. Οι Fajgelbaum et al. (2011) δέχονται την πιθανότητα τα χαρακτηριστικά των διεθνών εμπορικών συναλλαγών να εξαρτώνται από τις κατανομές του εισοδήματος σε διαφορετικούς εμπορικούς εταίρους και προβλέπουν ότι οι πλουσιότερες χώρες θα είναι καθαροί εξαγωγείς (εισαγωγείς) αγαθών υψηλότερης (χαμηλότερης) ποιότητας. Βλ. επίσης Choi et al. (2009) και Sutton and Treffer (2011) για τη σχέση που συνδέει το εισόδημα και την ποιότητα στις εμπορικές ροές.

επιχειρήσεις να εξάγουν τα ποιοτικότερα αγαθά και να διαθέτουν τα χαμηλότερης ποιότητας αγαθά στην εγχώρια αγορά (βλ. Hummels and Skiba 2004).

Οι Baldwin and Harrigan (2011) συνοψίζουν τις διαφορές των προβλέψεων από διάφορα υποδείγματα διεθνούς εμπορίου σχετικά με τη συχνότητα εμφάνισης μηδενικών τιμών εμπορίου (δηλ. απουσίας εμπορίου) και τους προσδιοριστικούς παράγοντες των μοναδιαίων τιμών. Διαπιστώνουν ότι οι μοναδιαίες αξίες των εξαγωγών σχετίζονται θετικά με την απόσταση και αρνητικά με το μέγεθος της αγοράς, και δείχνουν ότι κανένα υπόδειγμα δεν ερμηνεύει απόλυτα αυτά τα ευρήματα. Η θεωρητική εξήγηση που προτείνουν βασίζεται σε μια παραλλαγή του υποδείγματος του Melitz (2003) με ετερογενείς επιχειρήσεις, όπου εισάγεται η προτίμηση για την ποιότητα (taste for quality). Οι ετερογενείς επιχειρήσεις ανταγωνίζονται μεταξύ τους ως προς τις τιμές, που προσαρμόζονται ώστε να περιλαμβάνουν την ποιότητα. Σε αυτό το πλαίσιο, τα αγαθά με τη χαμηλότερη τιμή δεν είναι απαραίτητα τα πιο ανταγωνιστικά. Στην ισορροπία οι πλέον κερδοφόρες επιχειρήσεις παράγουν αγαθά υψηλής ποιότητας και τιμής τα οποία είναι ικανότερα να διεισδύουν στις δυσκολότερες, δηλ. τις μικρές και απομακρυσμένες, αγορές. Τα εμπειρικά ευρήματα εξηγούνται κατόπιν ως αποτέλεσμα σύνθεσης: εφόσον μόνο οι καλύτερες επιχειρήσεις εξάγουν στις δυσκολότερες αγορές και χρεώνουν υψηλές τιμές, οι μέσες τιμές για ένα δεδομένο προϊόν θα αυξάνονται ανάλογα με τη δυσκολία διείσδυσης σε κάθε αγορά. Ο Johnson (2012) ελέγχει κατά πόσον η ποιότητα είναι ομοιογενής (δηλ. δεν διαφοροποιείται και άρα οι επιχειρήσεις ανταγωνίζονται μόνο βάσει της τιμής) ή ετερογενής (δηλ. ποικίλλει και άρα οι επιχειρήσεις ανταγωνίζονται βάσει της προσαρμοσμένης στην ποιότητα τιμής) και δείχνει ότι κυριαρχεί η ετερογενής ποιότητα.

Όπως επισημαίνουν οι Harrigan et al. (2011), αυτές οι συστηματικές διαπιστώσεις παρέχουν εμπειρική στήριξη σε υποδείγματα που υποθέτουν ότι οι καταναλωτές αποδίδουν αξία

στην ποιότητα, αλλά η παραγωγή προϊόντων ποιότητας έχει υψηλό κόστος. Οι καταναλωτές επιλέγουν τα αγαθά με βάση τις “προσαρμοσμένες στην ποιότητα τιμές”: ένα ακριβό αγαθό υψηλής ποιότητας ενδέχεται να έχει χαμηλότερη προσαρμοσμένη τιμή από ό,τι ένα φθηνό, αλλά κακής ποιότητας, αγαθό. Η οριακή επιχείρηση πωλεί αγαθά κατώτερης ποιότητας σε χαμηλή τιμή. Οι νεοεισερχόμενες επιχειρήσεις σε μια αγορά χρεώνουν χαμηλότερες τιμές και έτσι η μέση μοναδιαία αξία στην αγορά μειώνεται. Όταν οι αγορές διαφέρουν ως προς το επίπεδο ανταγωνισμού, αυξημένος αριθμός νεοεισερχόμενων επιχειρήσεων συνεπάγεται χαμηλότερες μέσες τιμές στις λιγότερο ανταγωνιστικές αγορές. Εντούτοις, μια απλή σύγκριση των μέσων ονομαστικών τιμών στις διάφορες αγορές θα οδηγούσε σε παραπλανητικά συμπεράσματα, καθότι ο δείκτης των προσαρμοσμένων στην ποιότητα τιμών μπορεί να διαμορφώνεται σε χαμηλότερο επίπεδο όταν η μέση ονομαστική τιμή είναι υψηλότερη.

Λόγω της σημασίας της ποιότητας των εξαγωγών ως προσδιοριστικού παράγοντα των διεθνών εμπορικών ροών, η μέτρησή της έχει προσελκύσει έντονο ερευνητικό ενδιαφέρον. Οι Hallak and Schott (2011) εκτιμούν την ποιότητα με βάση τα εμπορικά ισοζύγια: για σταθερές παρατηρούμενες τιμές των εξαγόμενων προϊόντων, οι χώρες με εμπορικό πλεόνασμα αναμένεται να προσφέρουν υψηλότερη ποιότητα σε σχέση με τις χώρες που έχουν εμπορικό έλλειμμα. Με την παραδοχή ότι οι καταναλωτές κατά την επιλογή των προϊόντων ενδιαφέρονται για την τιμή σε συνάρτηση με την ποιότητα, οι συγγραφείς συνάγουν ότι δύο χώρες με τις ίδιες τιμές εξαγωγών, αλλά διαφορετικά εμπορικά ισοζύγια, θα διαθέτουν προϊόντα που διαφέρουν στην ποιότητά τους. Μεταξύ χωρών με ακριβώς ίδιες τιμές εξαγωγών, η χώρα με το καλύτερο εμπορικό ισοζύγιο θα διαθέτει την υψηλότερη ποιότητα προϊόντων. Όμως η διαδικασία αυτή απαιτεί εκτενή στατιστικά στοιχεία για τους δασμούς εμπορίου, οι οποίοι δεν είναι διαθέσιμοι για περιόδους πριν από το 1989, ακόμη και σε πολλές σχετικά μεγάλες χώρες. Οι Feenstra

and Romalis (2014) αξιοποιούν χαρακτηριστικά των στοιχείων για το εμπόριο που αφορούν την πλευρά της προσφοράς προκειμένου να διαχωρίσουν τις διαθέσιμες μοναδιαίες αξίες των διεθνώς εμπορεύσιμων αγαθών σε μία συνιστώσα που αφορά την ποιότητα, η οποία καθορίζεται ενδογενώς, και σε μία που αφορά την τιμή προσαρμοσμένη στην ποιότητα. Βασιζόμενοι σε δύο διαφορετικές παρατηρήσεις της μοναδιαίας αξίας κάθε προϊόντος από στοιχεία εισαγωγών και εξαγωγών, κατασκευάζουν συγκεντρωτικούς δείκτες ποιότητας εξαγωγών και τιμών για ομάδες επιμέρους προϊόντων σε επίπεδο κλάδου για την περίοδο 1984-2011. Η Vandenbussche (2014) αναπτύσσει έναν δείκτη ποιότητας των εξαγωγών που βασίζεται στην ανάλυση των Di Comité et al. (2014) και απομονώνει την ποιότητα από τις επιδράσεις του κόστους και των προτιμήσεων, επιτρέποντας έτσι μια ποιοτική κατάταξη των προϊόντων μεταποίησης στην ΕΕ ανά κατηγορία CN8 για την περίοδο 2007-2011. Η κατάταξη υποδηλώνει ότι η αναβάθμιση της ποιότητας καθιστά τους καταναλωτές πιο πρόθυμους να πληρώσουν και επομένως αποτελεί διέξοδο αποφυγής του ανταγωνισμού με βάση το κόστος.

Όσον αφορά εκτιμήσεις της ποιότητας των εξαγωγών με χρονοσειρές ανά χώρα, οι Henn et al. (2013) χρησιμοποιούν απλοποιημένη μορφή εξισώσεις βαρύτητας με προσθήκη ποιοτικών παραμέτρων σύμφωνα με τον Hallak (2006), προκειμένου να εκτιμήσουν δείκτες ποιότητας των εξαγωγών για 178 χώρες σε επίπεδο επιμέρους προϊόντων και συγκεκριμένης κατηγοριοποίησης προϊόντων για την περίοδο 1962-2010. Ο Khandelwal (2010) αξιοποιεί πληροφορίες για τις τιμές και τις ποσότητες εισαγωγών ώστε να εκτιμήσει την ποιότητα των προϊόντων που εισάγονται στις ΗΠΑ, με την υψηλότερη ποιότητα να αποδίδεται σε προϊόντα με μεγαλύτερα μερίδια αγοράς, αφού ληφθεί υπόψη η τιμή τους. Συμπεραίνει ότι τα εκτιμημένα επίπεδα ποιότητας εμφανίζουν σημαντική ετερογένεια όσον αφορά τα περιθώρια που έχουν οι αγορές προϊόντων για ποιοτική διαφοροποίηση (“κλίμακες ποιότητας”). Επίσης, οι αγορές

που χαρακτηρίζονται από σχετικά βραχείες κλίμακες ποιότητας συνδέονται με εντονότερη μείωση της απασχόλησης και της παραγωγής λόγω του ανταγωνισμού από χώρες χαμηλότερου μισθολογικού κόστους.

3 ΤΟ ΕΜΠΕΙΡΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΗΣ ΠΟΙΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ ΕΞΑΓΩΓΩΝ

Η εμπειρική εκτίμηση της ποιότητας των εξαγωγών στηρίζεται στην παραδοχή ότι, σε συνάρτηση με την τιμή των εξαγωγών $price_{hdt}$ — η οποία υπολογίζεται από τις μοναδιαίες αξίες των προϊόντων της ποικιλίας h (ανά οκταψήφιο κωδικό CN8) που εξάγονται στον προορισμό d — στις ποικιλίες με μεγαλύτερα μερίδια στις εξαγωγικές αγορές σε επίπεδο προϊόντος (ανά κωδικό SITC) αποδίδεται υψηλότερη ποιότητα. Για να υπολογιστεί η ποιότητα των προϊόντων, εκτιμάται η ακόλουθη εξίσωση:

$$\ln(S_{hdt}) = \alpha \times \ln(price_{hdt}) + \beta \times \ln(prop_{dt}) + \gamma \times \ln(NS_{hdt}) + \lambda_{1,ht} + \lambda_{2,t} + \lambda_{3,ht} \quad (1)$$

όπου S_{hdt} είναι το μερίδιο των εξαγωγών της ποικιλίας h προς τον προορισμό d στο σύνολο των εξαγωγών του προϊόντος p (π.χ. βαμβακερά πουκάμισα που εξάγονται στη Γερμανία σε σχέση με τις συνολικές ελληνικές εξαγωγές πουκαμίσων) την περίοδο t και NS_{hdt} είναι το “μερίδιο υποκατηγορίας” (nested share) των εξαγωγών της ποικιλίας h προς τον προορισμό d στο σύνολο των εξαγωγών της ποικιλίας h (π.χ. βαμβακερά πουκάμισα που εξάγονται στη Γερμανία σε σχέση με τις συνολικές ελληνικές εξαγωγές βαμβακερών πουκαμίσων) την περίοδο t . Τα μερίδια S_{hdt} και NS_{hdt} υπολογίζονται σε όρους όγκου (ποσότητας).

Να σημειωθεί ότι τυχόν μεγαλύτερο μερίδιο αγοράς ενός προϊόντος είναι δυνατόν να αντανακλά το γεγονός ότι οι εξαγωγές είναι πιθανόν να περιλαμβάνουν “κρυφές” μεταβλητές, λόγω της ομαδοποίησης μη παρατηρήσιμων επιμέρους ποικιλιών. Για παράδειγμα, έστω ότι οι ελληνικές εξαγωγές σε κάθε μη παρατηρήσιμη ποικιλία ενός προϊόντος (π.χ. που-

κάμισα συγκεκριμένου χρώματος) κατανέμονται σε ίσα μερίδια αγοράς προς τη Γερμανία και την Ολλανδία, ενώ οι συνολικές εξαγωγές προς τη Γερμανία είναι μεγαλύτερες επειδή περιλαμβάνουν περισσότερα χρώματα. Με ομαδοποίηση στο επίπεδο του παρατηρούμενου προϊόντος (πουνκάμισα) η Γερμανία θα είχε μεγαλύτερο μερίδιο αγοράς, για τις ίδιες τιμές, με αποτέλεσμα να υπερεκτιμάται η ποιότητα των εξαγωγών στη Γερμανία. Για να αντιμετωπιστεί αυτή η δυνητική μεροληψία, η παλινδρόμηση περιλαμβάνει και τον πληθυσμό του προορισμού pop_d ως προσεγγιστική μεταβλητή του μεγέθους της αγοράς προορισμού.

Η ποιότητα της ποικιλίας h που εξάγεται στον προορισμό d κατά το χρόνο t , λ_{ht} , ορίζεται χρησιμοποιώντας τις εκτιμημένες παραμέτρους $\lambda_{ht} \equiv \lambda_{1,h} + \lambda_{2,t} + \lambda_{3,ht}$. Επειδή τα στοιχεία εμπορικών συναλλαγών δεν αποτυπώνουν τα λεπτομερή χαρακτηριστικά των ποικιλιών, αξιοποιείται η διαστρωματική διάσταση των δεδομένων προσδιορίζοντας μια συνιστώσα της ποιότητας $\lambda_{1,h}$ που δεν μεταβάλλεται διαχρονικά και περιλαμβάνει σταθερές επιδράσεις ποικιλίας (κάποια προϊόντα είναι καλύτερης ποιότητας από κάποια άλλα) και μια κοινή συνιστώσα της ποιότητας $\lambda_{2,t}$ που περιλαμβάνει σταθερές επιδράσεις έτους (η ποιότητα ενδέχεται να ποικίλλει διαχρονικά). Η τρίτη συνιστώσα της ποιότητας $\lambda_{3,ht}$ είναι μη παρατηρήσιμη (π.χ. πιθανή μεταβολή της ποιότητας λόγω αναβάθμισης του εργοστασιακού και λοιπού εξοπλισμού) και αντιπροσωπεύει το σφάλμα εκτίμησης.³

Η εξίσωση (1) επιτρέπει τον προσδιορισμό των δομών συσχέτισης μεταξύ των προτιμήσεων των καταναλωτών μέσω του μεριδίου υποκατηγορίας NS_{hd} . Έστω για παράδειγμα δύο ποικιλίες: μάλλινα πουνκάμισα που εξάγονται στη Γαλλία και βαμβακερά πουνκάμισα που εξάγονται στην Ιταλία, τα οποία είναι πανομοιότυπα ως προς όλες τις παραμέτρους τους (συμπεριλαμβανομένης της τιμής) και τα μερίδια αγοράς των ελληνικών εξαγωγών πουνκαμίων στις δύο χώρες είναι ίσα μεταξύ τους. Επομένως, θα συμπεραίναμε ότι και η ποιό-

τητά τους είναι ίδια. Αν τώρα ένα βαμβακερό πουνκάμισο εξάγεται στη Γερμανία, τα νέα μερίδια αγοράς για τα δύο βαμβακερά πουνκάμισα θα είναι 25% για κάθε ένα, ενώ τα μάλλινα πουνκάμισα που εξάγονται στη Γαλλία θα καταλαμβάνουν το υπόλοιπο 50%. Με άλλα λόγια, αναμένουμε ότι το μερίδιο αγοράς των βαμβακερών πουνκαμίων που εξάγονται στην Ιταλία θα προσαρμοστεί περισσότερο από ό,τι το μερίδιο αγοράς των μάλλινων πουνκαμίων που εξάγονται στη Γαλλία, εφόσον τα πουνκάμισα που εξάγονται στη Γερμανία είναι επίσης βαμβακερά. Ωστόσο, δεν θέλουμε η εκτιμημένη ποιότητα των υφιστάμενων ποικιλιών να μειώνεται απλώς και μόνο επειδή οι ποικιλίες εντός της ίδιας υποκατηγορίας είναι πιο στενά υποκατάστατα μεταξύ τους σε σχέση με τις ποικιλίες διαφορετικών υποκατηγοριών. Η εξίσωση εκτίμησης του μεριδίου αγοράς υποκατηγορίας αμβλύνει αυτό το πρόβλημα, κατατάσσοντας τις ποικιλίες σε κατάλληλες υποκατηγορίες, όπου το μερίδιο υποκατηγορίας NS_{hd} προσαρμόζεται ώστε να λαμβάνει υπόψη τυχόν μεταβολές στα μερίδια αγοράς.⁴

Μια εναλλακτική ερμηνεία της λ_{ht} είναι ότι αντιπροσωπεύει μια παράμετρο μετατόπισης στην καμπύλη ζήτησης της συγκεκριμένης ποικιλίας: η ποιότητα μιας ποικιλίας θα αυξάνεται αν η τιμή της σε μια αγορά (προορισμό) μπορεί να αυξηθεί χωρίς να επιφέρει απώλεια μεριδίου αγοράς (Sutton 1991). Η ποιότητα εδώ θεωρείται ότι περιλαμβάνει κάθε ιδιότητα

3 Ο προσδιορισμός των συντελεστών βασίζεται στην παραδοχή ότι οι τιμές είναι εξωγενείς. Ο Khandelwal (2010) επισημαίνει ότι η εν λόγω παραδοχή ενδέχεται να μην ισχύει όταν οι εξαγωγείς επιλέγουν ταυτόχρονα τιμές και ποιότητα, και χρησιμοποιεί ως βοηθητική μεταβλητή για τις τιμές και το μερίδιο υποκατηγορίας το κόστος μεταφοράς (όπως προσεγγίζεται από την απόσταση της χώρας προορισμού) και τον αριθμό των προορισμών κάθε ποικιλίας αντίστοιχα. Μια παρόμοια μεθοδολογία προσδιορισμού για τις ελληνικές εξαγωγές αποδείχθηκε ανεπιτυχής, καθώς και οι αντίστοιχες βοηθητικές μεταβλητές είχαν περιορισμένο πληροφοριακό περιεχόμενο για τις τιμές και το μερίδιο υποκατηγορίας.

4 Επιπλέον, το μερίδιο υποκατηγορίας NS_{hd} αιτιολογεί και τυχόν αλλαγή κατεύθυνσης των εμπορικών ροών που είναι σημαντική για την ποιότητα. Η εκτιμώμενη ποιότητα των εξαγωγών δεν μεταβάλλεται απλώς και μόνο επειδή οι εξαγωγές προς ένα συγκεκριμένο προορισμό προσαρμόζονται λόγω π.χ. μιας εξωγενούς διαταραχής, καθώς το τμήμα του μεριδίου αγοράς που αφορά την υποκατηγορία θα προσαρμόζεται και αυτό. Επομένως, οι εκτιμημένες επιδράσεις μπορεί να θεωρηθεί ότι δεν σχετίζονται με μεταβολές στις τιμές.

για την οποία οι καταναλωτές είναι πρόθυμοι να πληρώσουν για να αποκτήσουν τη συγκεκριμένη ποικιλία (“αποτιμώμενη ποιότητα”) καθώς και την τεχνολογία της ποικιλίας (“τεχνολογική αποδοτικότητα”). Επομένως, η εκτιμημένη ποιότητα των εξαγωγών μιας χώρας δεν συγκρίνεται σε σχέση με τους ανταγωνιστές της — κάτι που θα απαιτούσε συλλογή και επεξεργασία αναλυτικών στοιχείων για τις διεθνείς εμπορικές ροές, όπως γίνεται στις μελέτες των Henn et al. (2013) και Feenstra and Romalis (2014)— αλλά αξιολογεί εκείνες τις μεταβολές των εξαγωγικών μεριδίων των προϊόντων μιας χώρας σε μια αγορά (προορισμό) που δεν μπορούν να αποδοθούν σε μεταβολές των τιμών.

4 ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Η εμπειρική ταξινόμηση των εξαγόμενων προϊόντων ακολουθεί την ταξινόμηση Standard International Trade Classification (SITC) που χρησιμοποιείται από τον ΟΗΕ για τη στατιστική καταγραφή των διεθνών εμπορικών συναλλαγών (εξαγωγές και εισαγωγές αγαθών σε όρους αξίας και όγκου), ώστε να μπορούν συγκριθούν τα προϊόντα σε διεθνές επίπεδο.⁵ Στην ταξινόμηση SITC τα προϊόντα ομαδοποιούνται με βάση τα υλικά παραγωγής, το στάδιο επεξεργασίας, τις πρακτικές της αγοράς και τις χρήσεις των προϊόντων, τη σπουδαιότητά τους για το παγκόσμιο εμπόριο, καθώς και τις τεχνολογικές μεταβολές. Οι κύριες ομάδες/κατηγορίες προϊόντων είναι: *τρόφιμα, ποτά, καπνός* (κατηγορίες 0 και 1), *πρώτες ύλες* (2 και 4), *ενεργειακά προϊόντα* (3), *χημικά προϊόντα* (5), *μηχανήματα και εξοπλισμός μεταφορών* (7) και *λοιπά μεταποιημένα αγαθά* (κατηγορίες 6 και 8). Σύμφωνα με την πάγια πρακτική των σχετικών μελετών, η ανάλυση περιορίζεται μόνο σε προϊόντα της μεταποίησης (κατηγορίες SITC 5-8) και δεν περιλαμβάνονται τα ομοιογενή αγαθά όπως ορίζονται από τον Rauch (1999), τα οποία εξορισμού δεν εμφανίζουν διαφοροποίηση ως προς την ποιότητα. Επειδή τα μηνιαία στοιχεία εξαγωγών εμπεριέχουν “θόρυβο”, γίνεται περικοπή των δεδομένων ως προς τρεις

διαστάσεις. Η πρώτη περικοπή αποκλείει τις ποικιλίες (οριζόμενες κατά κωδικό CN8) που εξάγονται για λιγότερο από 6 μήνες ή εξάγονται προς έναν προορισμό για λιγότερο από 3 μήνες. Κατόπιν, υπολογίζουμε τις μοναδιαίες αξίες ως το λόγο της αξίας προς την ποσότητα των εξαγόμενων προϊόντων. Η δεύτερη περικοπή απαλείφει τις ποικιλίες για τις οποίες οι μοναδιαίες αξίες λαμβάνουν ακραίες τιμές, δηλ. μεγαλύτερες από το δεκαπλάσιο ή μικρότερες από το 1/10 της διάμεσης τιμής του προϊόντος (κατά SITC). Η τρίτη περικοπή επιτρέπει τη διαφοροποίηση μεταξύ μεριδίων υποκατηγορίας (κατά CN8) εντός της ίδιας κατηγορίας προϊόντων: στην εκτίμηση χρησιμοποιήθηκαν μόνο προϊόντα με περισσότερους από τρεις κωδικούς CN8 ανά κωδικό SITC.⁶

Ο Πίνακας A1 του Παραρτήματος συνοψίζει τα προϊόντα που χρησιμοποιήθηκαν στη διαδικασία της εκτίμησης, αφού εξαιρέθηκαν όσα δεν εξάγονται σε όλα τα έτη της περιόδου του δείγματος (1998-2012).⁷ Σύμφωνα με τους Manova and Zhang (2012) και τη σχετική εμπειρική βιβλιογραφία, τα χαρακτηριστικά (π.χ. μέγεθος) της χώρας προορισμού προέρχονται από πληθυσμιακά δεδομένα των Δεικτών Παγκόσμιας Ανάπτυξης που καταρτίζει η Παγκόσμια Τράπεζα.

5 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Η εξίσωση (1) εκτιμάται για 21 κατηγορίες (κατά SITC) προϊόντων του τομέα της μετα-

⁵ Πηγή των στοιχείων είναι η ΕΛΣΤΑΤ.

⁶ Παραδείγματος χάριν, ο κωδικός 84423 της ΤΤΔΕ “Κοστούμια-ταγιέρ, σύνολα, σακάκια κάθε είδους, από υφαντικά υλικά, πλεκτά ή κροσέ, για γυναίκες ή κορίτσια” περιλαμβάνει τις ακόλουθες τέσσερις κατηγορίες κατά ΣΟ/8: 61043100 “Κοστούμια-ταγιέρ, σύνολα, σακάκια κάθε είδους (εκτός από αντιανεμικά και παρόμοια είδη), από μαλλί ή τρίχες εκλεκτής ποιότητας, πλεκτά ή κροσέ, για γυναίκες ή κορίτσια”, 61043200 “Κοστούμια-ταγιέρ, σύνολα, σακάκια κάθε είδους (εκτός από αντιανεμικά και παρόμοια είδη), από βαμβάκι, πλεκτά ή κροσέ για γυναίκες ή κορίτσια”, 61043300 “Κοστούμια-ταγιέρ, σύνολα, σακάκια κάθε είδους (εκτός από αντιανεμικά και παρόμοια είδη), από άλλα υφαντικά υλικά (δηλ. όχι μαλλί, τρίχες εκλεκτής ποιότητας, βαμβάκι ή συνθετικές ίνες), πλεκτά ή κροσέ, για γυναίκες ή κορίτσια”, και 61043900 “Κοστούμια-ταγιέρ, σύνολα, σακάκια κάθε είδους (εκτός από αντιανεμικά και παρόμοια είδη), από άλλα υφαντικά υλικά (δηλ. όχι μαλλί, τρίχες εκλεκτής ποιότητας, βαμβάκι ή συνθετικές ίνες), πλεκτά ή κροσέ, για γυναίκες ή κορίτσια”.

⁷ Σημειώνεται ότι, με βάση τα διαθέσιμα στοιχεία, η προσέγγιση αυτή υποδηλώνει ότι οι παρατηρούμενες μοναδιαίες αξίες αποτελούν μέσους όρους για το σύνολο των επιχειρήσεων.

ποίησης που πληρούν τα κριτήρια της προηγούμενης ενότητας. Τα αποτελέσματα αυτών των παλινδρομήσεων συνοψίζονται στον Πίνακα 1. Το κάτω τμήμα του πίνακα δείχνει ότι 20 από τις παλινδρομήσεις, ή το 97% των συνολικά 20.135 παρατηρήσεων σε ολόκληρο το δείγμα, έχουν αρνητικό και στατιστικά σημαντικό συντελεστή τιμής. Στο άνω τμήμα του πίνακα, στη γραμμή 1 φαίνεται ότι ο μέσος συντελεστής παλινδρόμησης της τιμής με βάση τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) ανέρχεται σε -0,73 και είναι κάπως υψηλότερος σε σχέση με την εκτίμηση του Khandelwal (2010), ενώ οι γραμμές 2 και 3 δείχνουν ότι οι μέσοι συντελεστές του εξαρτημένου μεριδίου αγοράς και του πληθυσμού έχουν και αυτοί τα αναμενόμενα θετικά πρόσημα (ενώ επίσης είναι στατιστικά σημαντικοί). Γενικά, οι στατιστικές R² των παλινδρομήσεων είναι σχετικά υψηλές, υποδηλώνοντας ικανοποιητική προσαρμογή του υποδείγματος.

Οι Πίνακες 2 και 3 απεικονίζουν τις εκτιμήσεις της ποιότητας των εξαγωγών, με βάση τον ορισμό για τη μεταβλητή l_{it} ανά κλάδο (μονοψήφιο κωδικό) SITC (5-8) με τη μορφή δεικτών, καθώς και το συγκεντρωτικό δείκτη που υπολογίζεται ως το σταθμισμένο άθροισμα των κλαδικών δεικτών, χρησιμοποιώντας ως στάθμιση τις ετήσιες εξαγωγές κάθε προϊόντος (τα σχετικά μέσα μερίδια για την περίοδο 1998-2012 εμφανίζονται στην τελευ-

ταία στήλη του Πίνακα A1). Μετά το 1998 και έως το 2010, οι κλάδοι 5 (Χημικά προϊόντα και συναφή), 6 (Βιομηχανικά αγαθά ταξινομημένα κυρίως κατά πρώτη ύλη) και 7 (Μηχανήματα και εξοπλισμός μεταφορών) σημειώσαν πτώση της εκτιμημένης ποιότητας εξαγωγών. Μια περίοδος ανάκαμψης παρατηρείται στα έτη 2003-2005 για τον κλάδο 5, στις διετίες 2001-2002 και 2005-2006 για τον κλάδο 6 και στη διετία 2001-2002 για τον κλάδο 7. Αντίθετα, ο κλάδος 8 (Διάφορα βιομηχανικά είδη) εμφανίζει στασιμότητα σε ολόκληρη την περίοδο. Μετά το 2010, η μέση ποιότητα των εξαγωγών φαίνεται να ακολουθεί θετική τροχιά, σημειώνοντας αύξηση κατά 15,5% το 2010 και 2,8% το 2012. Η ποιότητα των εξαγωγών εξακολουθεί να χαρακτηρίζεται από σημαντική ετερογένεια μεταξύ των τομέων, καθώς ανοδική πορεία παρατηρείται κυρίως στις κατηγορίες 5 και 6, οι οποίες εμφανίζουν σωρευτικές αυξήσεις 35,8% και 36,8% αντίστοιχα. Η εξέλιξη του συγκεντρωτικού και του τομεακού δείκτη ποιότητας των εξαγωγών απεικονίζεται στα Διαγράμματα 1 και 2 αντίστοιχα.⁸

Προκειμένου να συγκριθεί ο δείκτης ποιότητας των ελληνικών εξαγωγών με το μοναδικό

⁸ Ο Πίνακας A2 του Παραρτήματος περιέχει τις λεπτομερείς εκτιμήσεις της ποιότητας ανά κατηγορία προϊόντων κατά πενταψήφιο κωδικό SITC για την περίοδο που εξετάζεται.

Πίνακας 1 Αποτελέσματα της εκτίμησης της ποιότητας των εξαγωγών: εκτιμήσεις συντελεστών της εξίσωσης (1)

Στατιστική	Μέση τιμή	Διάμεση τιμή
Συντελεστής τιμής	-0,728	-0,698
Συντελεστής εξαρτημένου μεριδίου αγοράς	0,609	0,649
Συντελεστής πληθυσμού	0,0485	0,0477
R-squared	0,57	0,61
Εκτιμήσεις με στατιστικά σημαντικό αρνητικό συντελεστή τιμής σε επίπεδο 5%	20	
Παρατηρήσεις με στατιστικά σημαντικό αρνητικό συντελεστή τιμής σε επίπεδο 5%	19.566	
Σύνολο εκτιμήσεων	21	
Σύνολο παρατηρήσεων σε όλες τις εκτιμήσεις του δείγματος	20.135	

Σημείωση: Το άνω τμήμα παρουσιάζει στατιστικές εκτιμήσεων από την επίλυση της εξίσωσης (1) χωριστά για καθένα από τα 21 προϊόντα. Το κάτω τμήμα παρουσιάζει στατιστικές που αφορούν το σύνολο του δείγματος.

Πίνακας 2 Δείκτες ποιότητας των ελληνικών εξαγωγών, συνολικοί και ανά κλάδο (κατά μονοψήφιο κωδικό SITC)

(1998-2012, 2010=100)

Έτος	SITC 5 (1)	SITC 6 (4)	SITC 7 (2)	SITC 8 (14)	Σύνολο
1998	154,2	153,1	140,7	104,8	109,4
1999	150,3	168,3	109,7	98,8	100,7
2000	137,1	137,1	133,6	97,1	100,5
2001	103,2	167,1	148,5	98,5	103,2
2002	103,7	152,0	143,3	92,0	98,4
2003	141,1	128,5	117,1	95,8	100,6
2004	146,1	115,8	126,5	94,1	100,6
2005	143,9	170,7	133,0	99,6	108,7
2006	133,7	165,6	117,9	98,2	106,4
2007	124,9	147,2	109,3	101,2	106,0
2008	118,4	128,6	108,2	105,9	108,1
2009	96,6	96,4	106,9	104,7	104,0
2010	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
2011	103,2	137,2	121,1	113,0	115,5
2012	135,8	136,8	123,5	112,0	118,7

Σημείωση: Με έντονα στοιχεία παρουσιάζονται οι συγκεντρωτικές ταξινομήσεις των προϊόντων κατά μονοψήφιο κωδικό SITC και ο αριθμός των προϊόντων κατά πενταψήφιο κωδικό SITC που χρησιμοποιήθηκαν σε κάθε κατηγορία κατά μονοψήφιο κωδικό SITC.

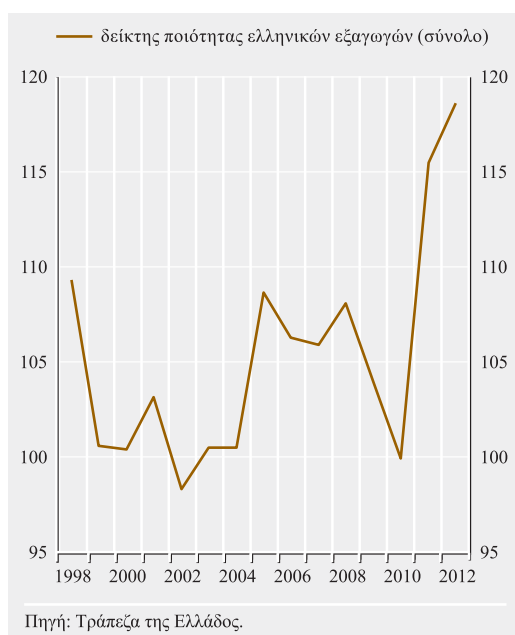
Πίνακας 3 Δείκτες ποιότητας των ελληνικών εξαγωγών, συνολικά και κατά μονοψήφιο κωδικό SITC

(1999-2012, ποσοστιαίες μεταβολές σε δωδεκάμηνη βάση)

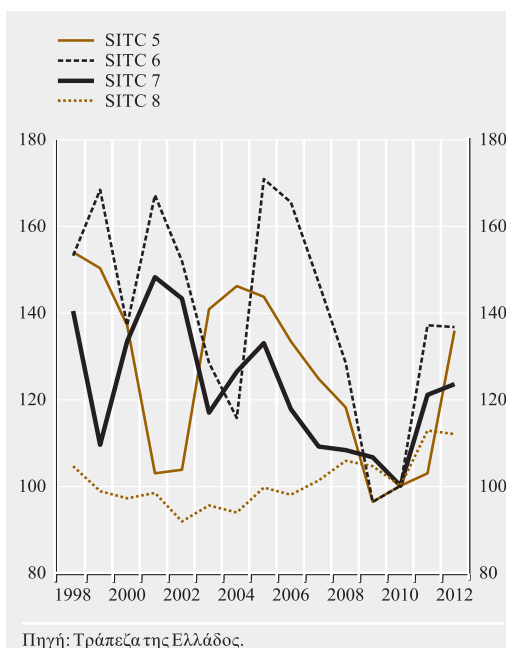
Έτος	SITC 5 (1)	SITC 6 (4)	SITC 7 (2)	SITC 8 (14)	Σύνολο
1999	-2,6	9,9	-22,0	-5,7	-7,9
2000	-8,7	-18,6	21,8	-1,7	-0,2
2001	-24,8	21,9	11,2	1,4	2,7
2002	0,5	-9,0	-3,5	-6,6	-4,7
2003	36,0	-15,4	-18,3	4,2	2,3
2004	3,6	-9,9	8,1	-1,8	0,0
2005	-1,5	47,4	5,2	5,8	8,0
2006	-7,1	-3,0	-11,4	-1,4	-2,1
2007	-6,5	-11,1	-7,3	3,0	-0,4
2008	-5,2	-12,7	-0,9	4,6	2,0
2009	-18,4	-25,1	-1,2	-1,2	-3,8
2010	3,5	3,8	-6,5	-4,5	-3,8
2011	3,2	37,2	21,1	13,0	15,5
2012	31,6	-0,3	1,9	-0,9	2,8

Σημείωση: Με έντονα στοιχεία παρουσιάζονται οι συγκεντρωτικές ταξινομήσεις των προϊόντων κατά μονοψήφιο κωδικό SITC και ο αριθμός των προϊόντων κατά πενταψήφιο κωδικό SITC που χρησιμοποιήθηκαν σε κάθε κατηγορία κατά μονοψήφιο κωδικό SITC.

Διάγραμμα 1 Συνολικός δείκτης ποιότητας των ελληνικών εξαγωγών (2010=100)



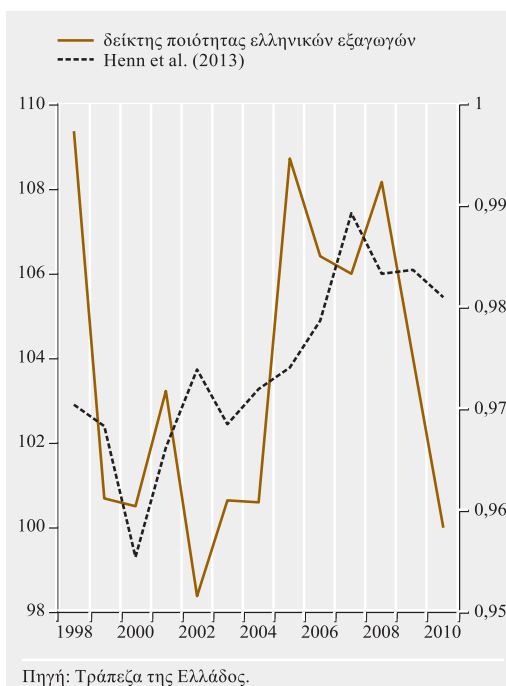
Διάγραμμα 2 Δείκτες ποιότητας των ελληνικών εξαγωγών ανά κατηγορία αγαθών (2010=100)



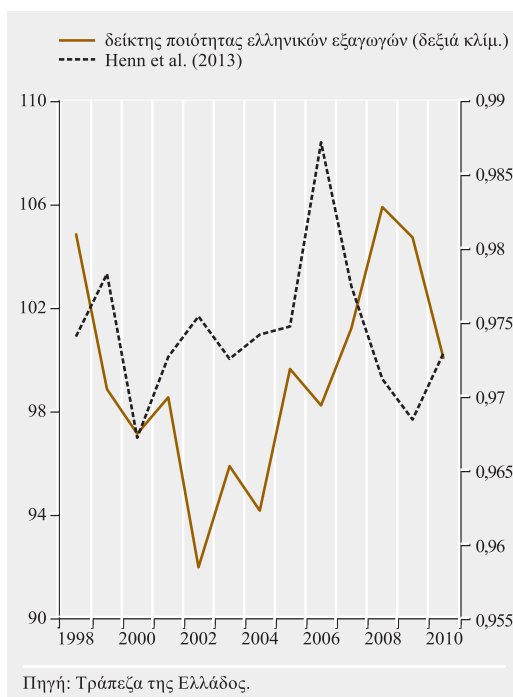
εναλλακτικό μέτρο ποιότητας των εξαγωγών που παρέχεται από τους Henn et al. (2013), στο Διάγραμμα 3 απεικονίζονται οι δύο συγκεντρωτικοί δείκτες για την κοινή περίοδο 1998-2010. Οι δύο δείκτες ακολουθούν παρόμοια – αν και όχι πανομοιότυπη – πορεία, με συντελεστή συσχέτισης 0,37. Ειδικότερα, η εξέλιξη του δείκτη των Henn et al. είναι ομαλότερη, κάτι που μπορεί να αποδοθεί στο ότι ο συγκεκριμένος δείκτης βασίζεται στο σύνολο των εξαγόμενων προϊόντων. Πράγματι, μια εξέταση των επιμέρους δεικτών που απαρτίζουν τον εν λόγω δείκτη αποκαλύπτει ότι η σχέση δεν είναι τόσο ξεκάθαρη: το Διάγραμμα 4 απεικονίζει τους δύο δείκτες για προϊόντα της κατηγορίας 8 της SITC και δείχνει ότι η συσχέτιση είναι λιγότερο εμφανής και ότι απαιτείται περαιτέρω διερεύνηση, προκειμένου να αναλυθούν οι προσδιοριστικοί παράγοντες της ποιότητας των εξαγωγών σε τομεακό επίπεδο.

Ως τελευταίο βήμα της ανάλυσης, εξετάζουμε τη σχέση μεταξύ των ελληνικών εξαγωγών

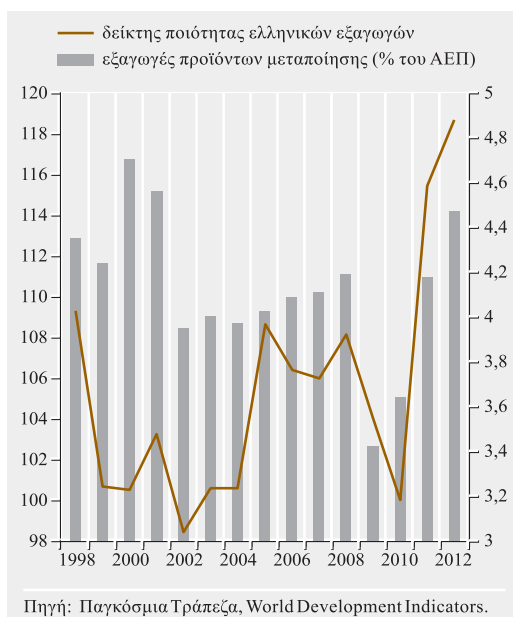
Διάγραμμα 3 Δείκτης ποιότητας των ελληνικών εξαγωγών και δείκτη των Henn et al. (2013) για την Ελλάδα, 1998-2010



Διάγραμμα 4 Δείκτης ποιότητας των ελληνικών εξαγωγών και δείκτης των Henn et al. (2013) για την Ελλάδα (κατηγορία 8 της SITC), 1998-2010



Διάγραμμα 5 Δείκτης ποιότητας των ελληνικών εξαγωγών και εξαγωγές προϊόντων μεταποίησης ως ποσοστό του ΑΕΠ, 1998-2012



προϊόντων της μεταποίησης και του δείκτη ποιότητας των εξαγωγών. Το Διάγραμμα 5 απεικονίζει τις εξαγωγές προϊόντων της μεταποίησης ως ποσοστό του ΑΕΠ (τα δεδομένα για το ΑΕΠ προέρχονται από τους δείκτες World Development Indicators) και το δείκτη ποιότητας. Οι εξαγωγές προϊόντων της μεταποίησης παρέμειναν στάσιμες μέχρι το 2008, κυμαίνόμενες μεταξύ 4,0% και 4,3% του ΑΕΠ, με εξαίρεση τα έτη 2000 και 2001 κατά τα οποία ανήλθαν αντίστοιχα σε 4,7% και 4,6% του ΑΕΠ. Μετά τη μεγάλη πτώση τους στο 3,4% του ΑΕΠ το 2009, αυξήθηκαν έντονα τα επόμενα έτη φθάνοντας το 4,5% του ΑΕΠ το 2012, αύξηση που εν μέρει οφειλόταν στη συρρίκνωση του ΑΕΠ μετά το 2009. Ο δείκτης ποιότητας των εξαγωγών στο σύνολο της περιόδου 1998-2012 εμφανίζει θετική συσχέτιση με το μέγεθος των εξαγωγών, η οποία ανέρχεται σε 0,28 και μάλιστα συμβαδίζει με την έντονη αύξηση των εξαγωγών τα έτη 2011 και 2012. Μολονότι η σχέση αυτή δεν υποδηλώνει απαραίτητα κάποια αιτιώδη συνάφεια, η άνοδος της ποιότητας των εξαγωγών είναι αξιοσημείωτη σε συνδυασμό με την παράλληλη ενίσχυση των εξαγωγών το 2011 και το 2012.

6 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η παρούσα μελέτη παρουσίασε την κατασκευή ενός νέου δείκτη της ποιότητας των εξαγωγών στην Ελλάδα. Με βάση την υπόθεση ότι η ποιότητα ενός προϊόντος θα αυξάνεται αν η τιμή του σε μια αγορά μπορεί να αυξάνεται χωρίς να επιφέρει απώλεια μεριδίου αγοράς, εκτιμήθηκε μια εξίσωση προσδιορισμού που συσχετίζει μερίδια αγοράς με τιμές και άλλους προσδιοριστικούς παράγοντες, χρησιμοποιώντας στοιχεία για τις ελληνικές εξαγωγές κατά την περίοδο 1998-2012. Η ποιότητα των εξαγωγών εκτιμάται ότι υποχώρησε κατά 0,7 ποσοστιαίες μονάδες ετησίως κατά μέσο όρο την περίοδο 1998-2010, αλλά ανέκαμψε το 2011 και το 2012 όταν εμφάνισε σωρευτική άνοδο 18,7%, με αποτέλεσμα στο σύνολο της περιόδου 1998-2012 η ποιότητα των εξαγωγών να παρουσιάσει σωρευτική αύξηση κατά 8,5%. Σε συνδυασμό με την άνοδο της αξίας

των εξαγωγών στη μεταποίηση το 2011 και το 2012, οι εκτιμήσεις αυτές υποδηλώνουν ότι η αύξηση των εξαγωγών που παρατηρήθηκε μετά το 2010 συμβάδισε με βελτίωση της ποιότητας των εξαγωγών.

Σε μελλοντική έρευνα, θα ήταν χρήσιμο να συμπεριληφθούν στην εκτίμηση της ποιότητας των εξαγωγών περισσότερα προϊόντα, ώστε να επιβεβαιωθεί η εξέλιξή της σε συγκε-

ντρωτικό και τομεακό επίπεδο. Πέρα από τα επιμέρους προϊόντα και τους τομείς οικονομικής δραστηριότητας, θα είχε επίσης ενδιαφέρον να διερευνηθεί η ποιότητα των εξαγωγών σε σχέση με τον προορισμό των εξαγωγών, ιδίως μετά την υιοθέτηση του ευρώ. Για το σκοπό αυτό, η εκτίμηση της ποιότητας των εξαγωγών προς τις χώρες της ευρωζώνης και τις υπόλοιπες χώρες αντίστοιχα αποτελεί ενδιαφέρον πεδίο για μελλοντική έρευνα.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Baldwin, R. and J. Harrigan (2011), “Zeros, quality, and space: trade theory and trade evidence”, *American Economic Journal: Microeconomics*, 3(2), 60-88.
- Bastos, P. and J. Silva (2010), “The quality of a firm’s exports: where you export to matters”, *Journal of International Economics*, 82(2), 99-111.
- Choi, Y.C., D. Hummels and C. Xiang (2009), “Explaining import quality: the role of the income distribution”, *Journal of International Economics*, 77(2), 265-275.
- Crozet, M., K. Head and T. Mayer (2012), “Quality sorting and trade: firm-level evidence for French wine”, *Review of Economic Studies*, 79(2), 609-644.
- Di Comité, F., J-F. Thisse and H. Vandebussche (2014), “Verti-zontal differentiation in export markets”, *Journal of International Economics*, 93(1), 50-66.
- Fajgelbaum, P., G. Grossman and E. Helpman (2011), “Income distribution, product quality, and international trade”, *Journal of Political Economy*, 119(4), 721-765.
- Feenstra, R. and J. Romalis (2014), “International prices and endogenous quality”, *Quarterly Journal of Economics*, 129(2), 477-527.
- Flam, H. and E. Helpman (1987), “Vertical product differentiation and North-South trade”, *American Economic Review*, 77(5), 810-22.
- Fontagné, L., G. Gaulier and S. Zignago (2008), “Specialization across varieties and North-South competition”, *Economic Policy*, 23, 51-91.
- Grossman, G. and E. Helpman (1991), *Innovation and growth in the global economy*, MIT Press.
- Hallak, J.C. (2006), “Product quality and the direction of trade”, *Journal of International Economics*, 68(1), 238-265.
- Hallak, J.C. and P.K. Schott (2011), “Estimating cross-country differences in product quality”, *Quarterly Journal of Economics*, 126 (1), 417-474.
- Hallak, J.C. and J. Sivadasan (2013), “Product and process productivity: Implications for quality choice and conditional exporter premia”, *Journal of International Economics*, 91(1), 53-67.
- Harrigan, J., X. Ma and V. Shlychkov (2011), “Export prices of U.S. firms”, NBER Working Paper No. 17706.
- Hausmann, R., J. Hwang and D. Rodrik (2007), “What you export matters”, *Journal of Economic Growth*, 12(1), 1-25.
- Henn, C., C. Papageorgiou and N. Spatafora (2013), “Export quality in developing countries”, IMF Working Paper No. 13/108.
- Hummels, D. and P.J. Klenow (2005), “The variety and quality of a nation’s exports”, *American Economic Review*, 95(3), 704-723.
- Hummels D. and A. Skiba (2004), “Shipping the good apples out? An empirical confirmation of the Alchian-Allen conjecture”, *Journal of Political Economy*, 112(6), 1384-1402.
- Johnson, R.C. (2012), “Trade and prices with heterogeneous firms”, *Journal of International Economics*, 86(1) 43-56.
- Khandelwal, A. (2010), “The long and short (of) quality ladders”, *Review of Economic Studies*, 77(4), 1450-1476.
- Kugler, M. and E. Verhoogen (2012), “Prices, plant size, and product quality”, *Review of Economic Studies*, 79(1), 307-339.
- Manova, K. and Z. Zhang (2012), “Export prices across firms and destinations”, *Quarterly Journal of Economics*, 127(1), 379-436.
- Martin, J. (2012), “Markups, quality, and transport costs”, *European Economic Review*, 56(4), 777-791.
- Melitz, M.J. (2003), “The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity”, *Econometrica*, 71(6), 1695-1725.
- Rauch, J. (1999), “Networks versus markets in international trade”, *Journal of International Economics*, 48(1), 7-35.

- Schott, P.K. (2004), “Across-product versus within-product specialization in international trade”, *Quarterly Journal of Economics*, 119(2), 647-678.
- Schott, P.K. (2008), “The relative sophistication of Chinese exports”, *Economic Policy*, 23(1), 5-49.
- Sutton, J. (1991), *Sunk Costs and Market Structure*, Cambridge, MIT Press.
- Sutton, J. and D. Trefler (2011), “Deductions from the export basket: capabilities, wealth and trade”, No. 16834.
- Vandenbussche, H. (2014), “Quality in exports”, *European Economy, Economic Papers*, No. 528.
- Verhoogen, E.A. (2008), “Trade, quality upgrading, and wage inequality in the Mexican manufacturing sector”, *Quarterly Journal of Economics*, 123(2), 489-530.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Πίνακας ΑΙ Κατηγορίες προϊόντων που χρησιμοποιήθηκαν στην εκτίμηση (περιγραφή, κωδικός SITC και αριθμός κωδικών CN8 εντός κάθε κωδικού SITC)

ΤΟΜΕΑΣ (κωδικός κατά SITC 1)	SITC 5 (# CN8)	Μέση στάθμιση
<i>Χημικά προϊόντα και συναφή, μ.α.κ. (5)</i>		
Χρώματα επίχρισης και βερνίκια με βάση συνθετικά πολυμερή ή τροποποιημένα φυσικά πολυμερή, διασκορπισμένα ή διαλυμένα σε μη υδατώδες μέσο. Πλαστικά σε διάλυμα	53342 (5)	0,054
<i>Βιομηχανικά είδη ταξινομημένα κυρίως κατά πρώτη ύλη (6)</i>		
Άλλα κεντήματα	65659 (5)	0,007
Υφάσματα μη υφασμένα, έστω και εμποτισμένα, επιχρισμένα, επικαλυμμένα ή με απαντωτές στρώσεις, μ.α.κ.	65720 (9)	0,022
Υφάσματα εμποτισμένα, επιχρισμένα ή επικαλυμμένα με πλαστική ύλη ή με απαντωτές στρώσεις από πλαστική ύλη, άλλα από εκείνα της κατηγορίας 65793	65732 (4)	0,003
Σπάγγοι, σχοινιά και χοντρά σχοινιά, πλεκτά ή όχι, έστω και εμποτισμένα, επιχρισμένα, επικαλυμμένα ή με περίβλημα από ελαστική ή πλαστική ύλη	65751 (5)	0,007
<i>Μηχανήματα και υλικό μεταφορών (7)</i>		
Ψυγεία, οικιακού τύπου (ηλεκτρικά ή άλλα), έστω και αν περιέχουν τμήμα κατάψυξης	77521 (5)	0,068
Φούρνοι και κουζίνες, καμινέτα (στα οποία περιλαμβάνονται και οι σχάρες για το ψήσιμο), σχάρες και ψησιέρες	77586 (5)	0,035
<i>Διάφορα βιομηχανικά είδη (8)</i>		
Άλλα είδη ταξιδιού, σακίδια χειρός και παρόμοια	83199 (6)	0,003
Παντελόνια, φόρμες με τιράντες (σαλοπέτ), παντελόνια μέχρι το γόνατο και παντελόνια κοντά (σορτς), για άνδρες ή αγόρια, από υφαντικά υλικά, όχι πλεκτά ή κροσέ	84140 (14)	0,050
Φορέματα, για γυναίκες ή κορίτσια, από υφαντικά υλικά, όχι πλεκτά ή κροσέ	84240 (6)	0,019
Φούστες και φούστες-παντελόνια (ζιπ-κιλότ), για γυναίκες ή κορίτσια, από υφαντικά υλικά, όχι πλεκτά ή κροσέ	84250 (5)	0,013
Παντελόνια, φόρμες με τιράντες (σαλοπέτ), παντελόνια μέχρι το γόνατο και παντελόνια κοντά (σορτς), για γυναίκες ή κορίτσια, από υφαντικά υλικά, όχι πλεκτά ή κροσέ	84260 (13)	0,036
Φορέματα-πουκάμισα (σεμιζιέ), μπλουζες-πουκάμισα και πουκαμισάκια, για γυναίκες ή κορίτσια, από υφαντικά υλικά, όχι πλεκτά ή κροσέ	84270 (6)	0,056
Κουστόμια-ταγιέρ, σύνολα, σακάκια κάθε είδους, για γυναίκες ή κορίτσια, πλεκτά ή κροσέ, από υφαντικά υλικά	84423 (4)	0,024
Φορέματα, για γυναίκες ή κορίτσια, πλεκτά ή κροσέ, από υφαντικά υλικά	84424 (4)	0,028
Φούστες και φούστες-παντελόνια (ζιπ-κιλότ), για γυναίκες ή κορίτσια, πλεκτά ή κροσέ, από υφαντικά υλικά	84425 (4)	0,009
Φορέματα-πουκάμισα (σεμιζιέ), μπλουζες-πουκάμισα και πουκαμισάκια, για γυναίκες ή κορίτσια, πλεκτά ή κροσέ από υφαντικά υλικά	84470 (4)	0,485
Σαντάιγ, πουλόβερ, κάρτιγκαν, γιλέκα και παρόμοια είδη, πλεκτά ή κροσέ	84530 (7)	0,044
Αντικείμενα ένδυσης, για άνδρες ή αγόρια, μ.α.κ., όχι πλεκτά ή κροσέ	84587 (9)	0,003
Ετικέτες κάθε είδους, από χαρτί ή χαρτόνι, τυπωμένες ή μη	89281 (4)	0,006
Άλλα είδη εξοπλισμού για κατασκευές, από πλαστικές ύλες	89329 (5)	0,028

Σημείωση: Στις γραμμές με έντονα στοιχεία παρουσιάζονται οι συγκεντρωτικές ταξινομήσεις των προϊόντων (κατά μονοψήφιο κωδικό SITC) και στις υπόλοιπες γραμμές οι αναλυτικές (κατά πενταψήφιο κωδικό SITC). Η τελευταία στήλη δηλώνει το μέσο όρο των εσόδων στον αντίστοιχο κωδικό SITC για την περίοδο 1998-2012.

Πίνακας Α2 Δείκτες ποιότητας των ελληνικών εξαγωγών ανά προϊόν κατά SITC 5, 1998-2012

(2010 = 100)

Έτος	#53342	#65659	#65720	#65732	#65751	#77521	#77586	#83199	#84140	#84240	#84250	#84260	#84270	#84423	#84424	#84425	#84470	#84530	#84587	#89281	#89329
1998	154,2	137,7	737,0	111,3	97,7	139,7	141,5	320,7	85,9	66,4	157,8	125,7	123,2	107,7	124,9	167,1	98,5	95,0	157,7	85,1	115,4
1999	150,3	181,1	622,6	150,2	69,8	90,5	120,9	309,2	88,9	106,4	164,8	125,5	130,9	107,7	110,3	186,5	85,7	104,6	163,5	86,0	100,4
2000	137,1	106,6	719,5	123,6	83,0	148,3	127,1	261,4	93,6	123,3	165,3	123,9	134,5	118,5	123,6	150,3	81,7	98,9	304,0	79,2	165,3
2001	103,2	133,6	428,3	99,5	75,7	163,4	131,7	246,6	95,0	138,3	132,9	126,2	114,6	132,3	108,6	147,4	91,5	93,1	207,6	72,2	103,4
2002	103,7	136,4	226,8	121,0	57,5	165,0	119,2	171,3	107,0	127,5	118,1	121,5	100,9	111,7	89,0	122,1	85,7	89,6	198,8	73,1	119,3
2003	141,1	143,9	139,6	141,6	62,7	116,8	117,3	253,9	118,6	126,4	185,7	133,3	99,5	124,9	106,4	100,1	89,1	68,8	156,7	72,0	134,2
2004	146,1	146,2	130,6	84,0	53,3	132,1	116,9	235,3	124,9	113,2	117,0	137,7	89,4	117,7	96,0	101,8	86,8	103,3	141,0	76,8	133,7
2005	143,9	152,5	234,3	110,4	77,6	136,4	127,2	235,0	132,2	108,9	113,3	147,5	93,0	121,0	91,4	149,8	86,1	125,4	148,5	74,7	146,3
2006	133,7	124,0	229,6	125,8	80,3	122,6	88,0	190,8	127,1	127,5	119,0	140,6	97,3	117,0	102,7	84,9	86,2	119,1	234,1	91,3	134,1
2007	124,9	114,4	198,9	96,8	76,7	111,2	99,4	196,5	89,5	137,5	131,1	140,7	94,1	125,2	96,9	103,5	92,1	109,6	149,7	97,2	136,6
2008	118,4	127,7	145,1	110,1	89,5	110,0	100,2	130,4	105,5	116,8	149,4	145,9	101,6	117,4	103,0	110,5	95,4	101,1	100,5	100,3	130,6
2009	96,6	117,1	88,5	121,2	99,2	106,0	110,6	162,5	104,9	128,0	158,8	122,0	100,6	114,9	97,0	117,8	96,4	103,7	129,4	110,3	120,4
2010	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
2011	103,2	95,7	147,0	79,7	122,7	118,5	128,3	94,2	123,2	107,3	162,8	113,4	106,6	120,2	106,8	170,5	116,8	116,0	118,5	71,3	81,3
2012	135,8	95,4	149,5	79,2	111,3	122,9	124,1	167,1	128,5	127,7	149,8	129,2	101,0	130,9	118,3	148,5	111,6	120,2	142,9	59,1	56,6

Σημείωση: Με έντονα στονχία παρουναιζονται οι αναλυτικες ταξινομησεις των προϊόντων (κατά πενταμήριο κωδικό SITC).

ΔΟΚΙΜΙΑ ΕΡΓΑΣΙΑΣ (ΙΟΥΝΙΟΣ - ΔΕΚΕΜΒΡΙΟΣ 2014)

Το κεφάλαιο αυτό περιέχει περιλήψεις Δοκιμίων Εργασίας που συγγράφονται από στελέχη ή/και εξωτερικούς συνεργάτες της Τράπεζας της Ελλάδος και εκδίδονται από την Τράπεζα. Τα πλήρη κείμενα υπό το γενικό τίτλο “Working Papers” είναι διαθέσιμα στην πρωτότυπη γλώσσα, κατά κανόνα αγγλικά (βλ. www.bankofgreece.gr).

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

- | | |
|---|---|
| <p>184. Macroeconomic and credit forecasts in a small economy during crisis: A large Bayesian VAR approach
<i>Dimitrios P. Louzis</i></p> <p>185. Industry-level labour demand elasticities across the Eurozone: will there be any gain after the pain of internal devaluation?
<i>Antonis Adam and Thomas Moutos</i></p> <p>186. Fiscal policy, net exports, and the sectoral composition of output in Greece
<i>Athanasios O. Tagkalakis</i></p> | <p>187. When does it pay to tax? Evidence from state-dependent fiscal multipliers in the euro area
<i>George Hondroyiannis and Dimitrios Papoikonomou</i></p> <p>188. On corporate financial distress prediction: What can we learn from private firms in a small open economy?
<i>Evangelos C. Charalambakis</i></p> <p>189. Bank leverage and return on equity targeting: intrinsic procyclicality of short-term choices
<i>Spyros Pagratis, Eleni Karakatsani and Helen Louri</i></p> |
|---|---|

**Macroeconomic and credit forecasts in a small economy during crisis: A large Bayesian VAR approach
(Μακροοικονομικές και πιστωτικές προβλέψεις σε μια μικρή οικονομία κατά τη διάρκεια κρίσης με τη
χρήση μπεϋζιανών υποδειγμάτων VAR μεγάλων διαστάσεων)**

Δοκίμιο εργασίας No. 184

Dimitrios P. Louzis

Η πρόσφατη οικονομική κρίση στις χώρες της Νότιας Ευρώπης υπογράμμισε τη σημασία των οικονομικών προβλέψεων στην εφαρμογή της σχεδιαζόμενης οικονομικής πολιτικής. Σε αυτό το πλαίσιο, η παρούσα μελέτη συνεισφέρει στη βιβλιογραφία των μακροοικονομικών προβλέψεων εξετάζοντας την ικανότητα μπεϋζιανών διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων (VAR) υποδειγμάτων μεγάλων διαστάσεων να παράγουν ακριβείς μακροοικονομικές (εισόδημα και πληθωρισμός) και πιστωτικές (δάνεια και επιτόκια) προβλέψεις για την Ελλάδα κατά τη διάρκεια της πρόσφατης κρίσης. Επίσης, με δεδομένο ότι οι αγορές διαδραμάτισαν σημαντικό ρόλο κατά τη διάρκεια της ελληνικής κρίσης, δίνουμε ιδιαίτερη έμφαση στο πληροφοριακό περιεχόμενο των χρηματοοικονομικών μεταβλητών, καθώς και στην ικανότητά τους να παράγουν ακριβείς προβλέψεις. Για το σκοπό αυτό, εφαρμόζουμε ορισμένες πρόσφατα προταθείσες μπεϋζιανές

τεχνικές, οι οποίες μετριάζουν το πρόβλημα της υπερπαραμετροποίησης των υποδειγμάτων VAR, και αξιολογούμε το πληροφοριακό περιεχόμενο 42 μηνιαίων μακροοικονομικών και χρηματοοικονομικών μεταβλητών χρησιμοποιώντας προβλέψεις πέντε ετών εκτός δείγματος (2008-2013). Τα εμπειρικά αποτελέσματα δείχνουν ότι γενικά τα υποδείγματα VAR μεγάλων διαστάσεων, τα οποία περιλαμβάνουν και τις χρηματοοικονομικές μεταβλητές, παράγουν πιο ακριβείς προβλέψεις σε σχέση με άλλα υποδείγματα VAR μικρότερων διαστάσεων. Η προβλεπτική υπεροχή των μεγάλων υποδειγμάτων VAR είναι ιδιαίτερα εμφανής στους μακροπρόθεσμους ορίζοντες πρόβλεψης. Τέλος, η εμπειρική έρευνα καταδεικνύει ότι τα μεγάλα υποδείγματα VAR μπορούν να προβλέπουν καλύτερα την κατεύθυνση της μεταβολής (αύξηση ή μείωση) για τις πιστωτικές μεταβλητές (δάνεια και επιτόκια δανεισμού).

Industry-level labour demand elasticities across the Eurozone: will there be any gain after the pain of internal devaluation?

(Ελαστικότητες της ζήτησης εργασίας στην ευρωζώνη ανά κλάδο οικονομικής δραστηριότητας: θα υπάρξει κάποιο όφελος από την επώδυνη εσωτερική υποτίμηση;)

Δοκίμιο εργασίας No. 185

Antonis Adam and Thomas Moutos

Στην παρούσα μελέτη εκτιμώνται συναρτήσεις ζήτησης εργασίας, σε επίπεδο κλάδου, για 23 κλάδους οικονομικής δραστηριότητας σε 11 χώρες της ζώνης του ευρώ. Χρησιμοποιούνται διαστρωματικά δεδομένα χρονολογικών σειρών (panel data) για την περίοδο 1970-2007, τα οποία προέρχονται από τη βάση δεδομένων EU KLEMS και επιτρέπουν την εκτίμηση συναρτήσεων ζήτησης εργασίας ανά κλάδο. Οι εκτιμώμενες ελαστικότητες της ζήτησης εργασίας ως προς το κόστος εργασίας είναι αρκετά υψη-

λές, σε απόλυτες τιμές, αποτέλεσμα το οποίο συμφωνεί και με τα ευρήματα της εμπειρικής βιβλιογραφίας. Ανεξαρτήτως από το αν χρησιμοποιείται το επίπεδο ή η πρώτη διαφορά των μεταβλητών, οι υπό συνθήκη ελαστικότητες (conditional elasticities) κυμαίνονται μεταξύ 0,05 και 0,80 (σε απόλυτες τιμές) και ο (μη σταθμισμένος) μέσος όρος των ελαστικοτήτων που προκύπτουν από τις διάφορες μεθοδολογικές προσεγγίσεις κυμαίνεται μεταξύ 0,26 και 0,43. Οι εκτιμώμενες άνευ συνθήκης ελαστικότητες

(unconditional elasticities) είναι παραπλήσιες σε μέγεθος και εύρος, ενώ το ίδιο ισχύει και για την ελαστικότητα της ζήτησης εργασίας ως προς τους μισθούς σε επίπεδο χώρας. Σύμφωνα με τα αποτελέσματά μας, οι μειώσεις των μισθών στις

χώρες της περιφέρειας της ζώνης του ευρώ μπορούν να ασκήσουν περιορισμένη, αλλά όχι αμελητέα, επίδραση στη μελλοντική αύξηση της απασχόλησης μετά τη λήξη των συσταλτικών πιστωτικών και δημοσιονομικών πολιτικών.

Fiscal policy, net exports, and the sectoral composition of output in Greece (Δημοσιονομική πολιτική, καθαρές εξαγωγές και κλαδική διάρθρωση του προϊόντος στη Ελλάδα)

Δοκίμιο εργασίας No. 186
Athanasios O. Tagkalakis

Στην παρούσα μελέτη διερευνώνται οι επιπτώσεις της δημοσιονομικής πολιτικής στις καθαρές εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών και στην κλαδική διάρθρωση του παραγόμενου προϊόντος στην Ελλάδα την περίοδο μετά το 2000. Βασιζόμενοι στο οικονομετρικό υπόδειγμα των Blanchard and Perotti (2002), καθώς και σε προηγούμενες μελέτες μας (βλ. Tagkalakis 2013), εξετάζουμε την επίδραση στις καθαρές εξαγωγές εξαιτίας εξωγενών διαταραχών στις δημόσιες δαπάνες και τους φόρους. Επιπλέον, όπως και οι Bénétrix and Lane (2010), εξετάζουμε την επίπτωση που έχει η μείωση του μεγέθους του δημόσιου τομέα στο μερίδιο των εμπορεύσιμων αγαθών στη συνολική ακαθάριστη προστιθέμενη αξία. Ακολουθώντας την Eurostat (2008) και προηγούμενες μελέτες (βλ. Gibson and Malley 2008, Bénétrix and Lane 2010), ταξινομούμε τις επιμέρους κατηγορίες του συστήματος NACE Rev. 2 σε διεθνώς εμπορεύσιμους και μη εμπορεύσιμους τομείς.

Τα ευρήματα της μελέτης υποδηλώνουν ότι μια μείωση των δημόσιων δαπανών (ή αύξηση των φόρων) επιδρά αρνητικά στο παραγόμενο προϊόν και περιορίζει τις εισαγωγές. Η μείωση των δημόσιων δαπανών βελτιώνει την ανταγωνιστικότητα και τις εξαγωγές, ενισχύοντας περαιτέρω τη θετική αντίδραση των καθαρών εξαγωγών. Ωστόσο, οι αυξήσεις σε ορισμένες κατηγορίες φόρων, όπως οι εισφορές κοινωνικής ασφάλισης και οι λοιποί έμμεσοι φόροι, επιβαρύνουν το κόστος των επιχειρήσεων και προκαλούν πτώση των εξαγωγών.

Παρότι η μείωση των δημόσιων δαπανών συντελεί στη μείωση της ζήτησης και την πτώση του συνολικού παραγόμενου προϊόντος, το παραγόμενο προϊόν του εμπορεύσιμου τομέα αυξάνεται. Αυτό συνεπάγεται ότι οι πόροι που απελευθερώνονται από το δημόσιο τομέα κατευθύνονται στον πιο παραγωγικό διεθνώς εμπορεύσιμο τομέα, γεγονός που ενισχύει περαιτέρω τις καθαρές εξαγωγές και την εξωστρέφεια της οικονομίας.

When does it pay to tax? Evidence from state-dependent fiscal multipliers in the euro area (Πότε αποδίδει η αύξηση της φορολογίας; Στοιχεία από δημοσιονομικούς πολλαπλασιαστές διακριτών καταστάσεων στη ζώνη του ευρώ)

Δοκίμιο εργασίας No. 187
George Hondroyannis and Dimitrios Papaoikonomou

Διερευνάται η επίπτωση της δημοσιονομικής πολιτικής στην οικονομική μεγέθυνση χρησιμοποιώντας δεδομένα για τα κράτη-μέλη της ευρωζώνης την περίοδο 2004-2011. Ως δημο-

σιονομικοί κλυδωνισμοί λαμβάνονται κατά κύριο λόγο (α) οι μεταβολές στο διαρθρωτικό πρωτογενές ισοζύγιο, ενώ παρατίθενται επίσης στοιχεία από τη χρήση (β) των αφηγημα-

τικών (narrative) κλυδωνισμών του ΔΝΤ κατά Devries et al. (2011) και (γ) απροσδόκητων πολιτικών εξαγγελιών που ταυτοποιούνται στο πλαίσιο αυτοπαλινδρομικών διανυσμάτων (VAR). Ο συνολικός δημοσιονομικός πολλαπλασιαστής εκτιμάται περίπου σε 0,5, εντούτοις παρατηρείται σημαντική διαφοροποίηση ανάλογα με το δημοσιονομικό μίγμα, το βαθμό εξωστρέφειας και τη φάση του οικονομικού κύκλου. Σε περιόδους ύφεσης, η αύξηση των εσόδων έχει αρνητικότερο αντίκτυπο στην οικονομική δραστηριότητα σε σχέση με την

περιστολή δαπανών. Αυτό σχετίζεται με την αύξηση του μεριδίου των καταναλωτών με περιορισμένη δυνατότητα αποταμίευσης, το οποίο προσεγγίζεται από το ποσοστό ανεργίας. Οι δημοσιονομικές επιπτώσεις είναι πιο ήπιες σε εξωστρεφείς οικονομίες και σε περιόδους με θετικούς ρυθμούς ανάπτυξης. Τα ειδικά χαρακτηριστικά της ελληνικής οικονομίας συνεπάγονται υψηλότερο πολλαπλασιαστή, ο οποίος ενδεχομένως υπερέβη τη μονάδα το 2011 και αντανάκλα κυρίως τις εντονότερες επιπτώσεις από την πλευρά των εσόδων.

On corporate financial distress prediction: What can we learn from private firms in a small open economy?
(Πρόβλεψη χρεοκοπίας εταιριών: Τι μπορούμε να μάθουμε από μη εισηγμένες εταιρίες σε μια μικρή ανοικτή οικονομία;)

Δοκίμιο εργασίας No. 188
Evangelos C. Charalambakis

Χρησιμοποιούμε ένα μεγάλο όγκο διαστρωματικών και διαχρονικών δεδομένων που αποτελείται από 31.000 μη εισηγμένες επιχειρήσεις για να εξετάσουμε ποιες μεταβλητές επιδρούν στην πρόβλεψη χρεοκοπίας των εταιριών. Βασιζόμενοι στο υπόδειγμα του multiperiod logit και λαμβάνοντας υπόψη τις επιδράσεις του κλάδου, εντοπίζουμε έξι μεταβλητές που περιγράφουν με τον καλύτερο τρόπο την πιθανότητα χρεοκοπίας των ελληνικών μη εισηγμένων εταιριών. Συγκεκριμένα, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η κερδοφορία, ο αριθμοδείκτης χρέους, ο αριθμοδείκτης των παρακρατηθέντων κερδών προς το σύνολο του ενεργητικού, η ικανότητα της επιχείρησης να έχει εξαγωγική δραστηριό-

τητα, η ρευστότητα και η ικανότητα της επιχείρησης να δίνει μέρισμα είναι καθοριστικοί παράγοντες για την πρόβλεψη χρεοκοπίας. Επίσης, βρίσκουμε ότι η ποσοστιαία μεταβολή του ΑΕΠ και μια ψευδομεταβλητή που λαμβάνει υπόψη της την επίδραση της ελληνικής κρίσης χρέους επηρεάζουν την πιθανότητα χρεοκοπίας των επιχειρήσεων. Οι έλεγχοι προβλεπτικής ικανότητας εντός και εκτός δείγματος δείχνουν ότι το μοντέλο που απαρτίζεται από τις 6 μεταβλητές, την ποσοστιαία μεταβολή στο ΑΕΠ και τις ψευδομεταβλητές κλάδου έχει τη μεγαλύτερη προβλεπτική ικανότητα. Τέλος, η προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου παραμένει υψηλή όταν αυξήσουμε το χρονικό ορίζοντα πρόβλεψης.

**Bank leverage and return on equity targeting:
intrinsic procyclicality of short-term choices**
(Τραπεζική μόχλευση και στόχευση της αποδοτικότητας των ιδίων κεφαλαίων:
εγγενής υπερκυκλικότητα των βραχυπρόθεσμων επιλογών)

Δοκίμιο εργασίας No. 189
Spyros Pagratis, Eleni Karakatsani and Helen Louri

Η στόχευση της αποδοτικότητας των ιδίων κεφαλαίων αποτελεί κοινή στρατηγική στον

τραπεζικό κλάδο και δημοσιοποιείται συνήθως στις εκθέσεις στρατηγικής των τραπεζών.

Ο δείκτης αποδοτικότητας ιδίων κεφαλαίων (RoE) θεωρείται ότι απεικονίζει μόνο μερικώς την τραπεζική απόδοση, καθώς δεν λαμβάνει υπόψη την αξιολόγηση κινδύνου. Παρ' όλα αυτά, συνεχίζει να χρησιμοποιείται ευρέως ως στόχος, αγγίζοντας συχνά μη ρεαλιστικές και μη βιώσιμες τιμές. Κατά μία έννοια, ο RoE είναι περισσότερο ένα επικοινωνιακό εργαλείο (απλό, εύκολα προσβάσιμο και συγκρίσιμο) παρά ένα σωστό σημείο αναφοράς για την απόδοση (ECB 2010). Ωστόσο, οι αμοιβές των διευθυντικών στελεχών συνδέονται συχνά μαζί του.

Καθώς $RoE = RoA \times \text{Μόχλευση}$, όταν ο δείκτης αποδοτικότητας ενεργητικού (RoA) δεν είναι ικανοποιητικός, ένας εναλλακτικός τρόπος να αυξηθεί ο RoE είναι αυξάνοντας τη μόχλευση, όπου η μόχλευση ορίζεται ως ο λόγος του συνολικού ενεργητικού προς τα ίδια κεφάλαια. Από αυτή την άποψη, η μόχλευση μπορεί να θεωρηθεί ως ένας πολλαπλασιαστής της ικανότητας των τραπεζών να αντλούν κέρδη από περιουσιακά τους στοιχεία για δημιουργία μετοχικών αποδόσεων. Βασιζόμενοι στον Haldane (2009), στην παρούσα μελέτη εξετάζουμε τη συμπεριφορά που παρουσιάζουν οι τράπεζες ως προς τη στόχευση της αποδοτικότητας των ιδίων κεφαλαίων τους. Στηριζόμαστε σε ένα δείγμα 6.180 παρατηρήσεων από ενοποιημένους ισολογισμούς και καταστάσεις αποτελεσμάτων χρήσεως 1.009 εμπορικών τραπεζών και εταιριών τραπεζικών συμμετοχών (bank holding companies) από την ευρωζώνη, το Ηνωμένο Βασίλειο, την Ελβετία, τις σκανδιναβικές χώρες, τις ΗΠΑ και τον Καναδά, για την περίοδο 2001-2013. Χρησιμοποιούμε έναν προσδιορισμό δυναμικού διαστρωματικού-διαχρονικού δείγματος (dynamic panel) της κλασικής εξίσωσης μερικής προσαρμογής (partial adjustment equation) για να ελέγξουμε κατά πόσον οι τράπεζες θέτουν στόχους για την αποδοτικότητα των ιδίων κεφαλαίων τους και αν χρησιμοποιούν τη μόχλευση προκειμένου να επιτύχουν τους στόχους αυτούς.

Διαπιστώνουμε ότι οι τράπεζες παρουσιάζουν συμπεριφορά στόχευσης αποδοτικότητας ιδίων κεφαλαίων και ότι η μόχλευση όντως χρησιμοποιείται ενεργά για να επηρεαστεί η ταχύτητα προσαρμογής τους προς το στόχο για την αποδοτικότητα των ιδίων κεφαλαίων. Αυτό το αποτέλεσμα ισχύει τόσο για την προ του 2007 όσο και για τη μετά το 2007 περίοδο, ειδικά για τράπεζες οι οποίες τείνουν να δραστηριοποιούνται με μόχλευση μεγαλύτερη από τη διάμεσο παρόμοιων τραπεζών. Η ενεργή χρήση της μόχλευσης με σκοπό την επίτευξη στόχων αποδοτικότητας ιδίων κεφαλαίων είναι ιδιαίτερα εμφανής μεταξύ μεγάλων τραπεζών, παρουσιάζει συνέπεια μεταξύ των γεωγραφικών περιοχών – ειδικά σε ΗΠΑ και Ευρώπη – και συνεχίζει να ισχύει ακόμη και αν χρησιμοποιήσουμε ως εναλλακτική μέθοδο εκτίμησης τη Γενικευμένη Μέθοδο των Στιγμών δύο σταδίων με διόρθωση πεπερασμένου πληθυσμού (two-step GMM with finite sample correction).

Συνολικά, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η στόχευση αποδοτικότητας ιδίων κεφαλαίων μπορεί να ενισχύσει τις κυκλικές διακυμάνσεις, καθώς οι τράπεζες αναλαμβάνουν υψηλή μόχλευση με σκοπό να επιτύχουν υψηλές αποδόσεις σε περίοδο χαμηλών κινδύνων, ενώ όταν μεταβάλλονται οι οικονομικές συνθήκες μειώνουν βιαστικά τη μόχλευσή τους ώστε να περιορίσουν τις ζημιές. Αυτό οδηγεί σε αποτυχία του μηχανισμού της αγοράς, καθώς τα διευθυντικά στελέχη των τραπεζών επιδιώκουν τη βραχυπρόθεσμη αποδοτικότητα των ιδίων κεφαλαίων, χωρίς να εσωτερικεύουν τις μακροπρόθεσμες συνέπειες που έχει η μόχλευση στον κίνδυνο της τράπεζας. Η συμπεριφορά αυτή μπορεί να αποβεί ζημιογόνος για την οικονομία ως σύνολο επηρεάζοντας τη δυναμική της μόχλευσης και ενισχύοντας τις κυκλικές διακυμάνσεις. Συνεπώς, οι πρόσφατες προτάσεις, οι οποίες στοχεύουν στην ευθυγράμμιση των αμοιβών των διευθυντικών στελεχών με τη μακροπρόθεσμη απόδοση περιορίζοντας τη χρήση μυωπικών μέτρων κερδοφορίας, όπως ο δείκτης αποδοτικότητας ιδίων κεφαλαίων, από τα συστήματα αμοιβών, βρίσκονται προς τη σωστή κατεύθυνση.



ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΑΡΘΡΩΝ ΠΟΥ ΔΗΜΟΣΙΕΥΘΗΚΑΝ ΣΕ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΑ ΤΕΥΧΗ ΤΟΥ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟΥ ΔΕΛΤΙΟΥ

- Μπούτος Γιάννης, “Οικονομική σταθεροποίηση και αναπτυξιακές προοπτικές”, τεύχος 3, Φεβρουάριος 1994.
- Παπαδήμος Λουκάς, “Ανάπτυξη με σταθερότητα: ο ρόλος της νομισματικής πολιτικής”, τεύχος 5, Μάρτιος 1995.
- Βορίδης Ηρακλής, “Η ειδική φύση των τραπεζών και ο μηχανισμός μετάδοσης της νομισματικής πολιτικής: Επισκόπηση της πρόσφατης βιβλιογραφίας”, τεύχος 5, Μάρτιος 1995.
- Κυριακόπουλος Παναγιώτης, Μόσχος Δημήτριος και Φιλίππιδης Αναστάσιος, “Μέσα άσκησης νομισματικής πολιτικής από την Τράπεζα της Ελλάδος”, τεύχος 6, Νοέμβριος 1995.
- Παπαγεωργίου Γιώργος, Χαραλαμπίδης Μιχάλης και Χαρδούβελης Γκίκας, “Μετάβαση στο ενιαίο νόμισμα: Προκλήσεις και προοπτικές για τα πιστωτικά ιδρύματα”, τεύχος 6, Νοέμβριος 1995.
- Καράμπαλης Νίκος, “Η εναρμόνιση των Δεικτών Τιμών Καταναλωτή των χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης”, τεύχος 7, Μάρτιος 1996.
- Διεύθυνση Εργασιών Δημοσίου, Γραφείο Μελέτης, Σχεδιασμού και Ανάπτυξης Εργασιών, “Αγορές κρατικών χρεογράφων”, τεύχος 7, Μάρτιος 1996.
- Saccomanni Fabrizio, “Ευκαιρίες και προκλήσεις κατά την πορεία προς την ευρωπαϊκή νομισματική ενοποίηση”, τεύχος 7, Μάρτιος 1996.
- Παπαδήμος Λουκάς, “Προκλήσεις για τη νομισματική πολιτική κατά την πορεία προς την ΟΝΕ”, τεύχος 8, Νοέμβριος 1996.
- Διεύθυνση Πληροφορικής και Οργάνωσης, “Εξελιξείς στα συστήματα πληρωμών στην Ευρωπαϊκή Ένωση: Το διευρωπαϊκό σύστημα πληρωμών TARGET και το ελληνικό σύστημα ΕΡΜΗΣ”, τεύχος 8, Νοέμβριος 1996.
- Gibson Heather και Μπρισίμης Σοφοκλής, “Νομισματική πολιτική, εισροές κεφαλαίων και αποκλιμάκωση του πληθωρισμού στην Ελλάδα”, τεύχος 9, Μάρτιος 1997.
- Σαμπεθαί Ισαάκ, “Από τις συμβατικές αποδοχές στο κόστος εργασίας: Εισοδηματική πολιτική, συλλογικές διαπραγματεύσεις και πληθωρισμός (1991-96)”, τεύχος 9, Μάρτιος 1997.
- Ζόνζηλος Νίκος και Hall S. G., “Δυνητική παραγωγή, τρέχουσα παραγωγή και πληθωρισμός στην Ελλάδα”, τεύχος 9, Μάρτιος 1997.
- Παντελίδης Ευάγγελος, “Η νέα μεθοδολογία κατάρτισης του ισοζυγίου πληρωμών της Τράπεζας της Ελλάδος”, τεύχος 9, Μάρτιος 1997.
- Παπαδήμος Λουκάς, “Η παγκοσμιοποίηση των χρηματοπιστωτικών αγορών και η άσκηση της οικονομικής και νομισματικής πολιτικής”, τεύχος 10, Δεκέμβριος 1997.
- Καστρισιανάκης Ευστράτιος και Μπρισίμης Σοφοκλής, “Λειτουργεί ο μηχανισμός μετάδοσης της νομισματικής πολιτικής μέσω των πιστώσεων στην ελληνική οικονομία;”, τεύχος 10, Δεκέμβριος 1997.
- Gibson Heather, “Η σχέση του χρηματοπιστωτικού συστήματος με την πραγματική οικονομία”, τεύχος 10, Δεκέμβριος 1997.
- Παπαπέτρου Ευαγγελία και Χονδρογιάννης Γιώργος, “Η αιτιώδης σχέση τιμών καταναλωτή και τιμών χονδρικής πώλησης στην Ελλάδα”, τεύχος 10, Δεκέμβριος 1997.
- Hardy Daniel και Συμιγιάννης Γιώργος, “Ανταγωνισμός και αποτελεσματικότητα στο ελληνικό τραπεζικό σύστημα”, τεύχος 11, Ιούνιος 1998.
- Gibson Heather και Μπρισίμης Σοφοκλής, “Παρέχει η καμπύλη αποδόσεων πληροφόρηση για τον πληθωρισμό;”, τεύχος 11, Ιούνιος 1998.
- Πανταζίδης Στέλιος, “Πληθωρισμός, επενδύσεις και οικονομική μεγέθυνση στην Ελλάδα”, τεύχος 11, Ιούνιος 1998.
- Μητράκος Θεόδωρος, “Η συμβολή των επιμέρους εισοδημάτων στη διαμόρφωση της συνολικής ανισότητας”, τεύχος 11, Ιούνιος 1998.
- Γκαργκάνας Χ. Νικόλαος, “Ελλάδα και ΟΝΕ: προοπτικές και προκλήσεις”, τεύχος 12, Δεκέμβριος 1998.

- Βουμβάκη Φραγκίσκα, Μπρισίμης Σοφοκλής και Σιδέρης Δημήτρης, “Η ισοτιμία των αγοραστικών δυνάμεων ως μακροχρόνια σχέση: εμπειρική διερεύνηση για την Ελλάδα”, τεύχος 12, Δεκέμβριος 1998.
- Μανασσάκη Άννα, “Οι εισροές κοινοτικών πόρων στην Ελλάδα: ιστορική αναδρομή και προοπτικές”, τεύχος 12, Δεκέμβριος 1998.
- Λαζαρέτου Σοφία, “Η δραχμή στα μεταλλικά νομισματικά καθεστώτα: διδάγματα από το παρελθόν”, τεύχος 13, Ιούλιος 1999.
- Χονδρογιάννης Γιώργος, “Η αιτιώδης σχέση δημόσιων δαπανών και δημόσιων εσόδων στην Ελλάδα”, τεύχος 13, Ιούλιος 1999.
- Μητράκος Θεόδωρος και Τσακλόγλου Πάνος, “Η αναδιανεμητική επίδραση των ειδικών φόρων κατανάλωσης”, τεύχος 13, Ιούλιος 1999.
- Ντέλλας Χάρης, “Η στρατηγική νομισματικής πολιτικής της ΕΚΤ και η μεταβλητότητα των μακροοικονομικών μεγεθών στην Ελλάδα”, τεύχος 13, Ιούλιος 1999.
- Παπάζογλου Χρήστος, “Πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία και οικονομική δραστηριότητα: είναι απαραίτητα συστατική η πολιτική της περιορισμένης διολίσθησης της δραχμής;”, τεύχος 14, Δεκέμβριος 1999.
- Gibson Heather και Λαζαρέτου Σοφία, “Πρόδρομοι δείκτες του πληθωρισμού στην Ελλάδα και αξιολόγηση της προβλεπτικής τους ικανότητας”, τεύχος 14, Δεκέμβριος 1999.
- Καραπαππάς Ανδρέας και Μηλιώνης Αλέξανδρος, “Εκτίμηση και ανάλυση του εξωτερικού χρέους του ιδιωτικού τομέα”, τεύχος 14, Δεκέμβριος 1999.
- Παπαδήμος Λουκάς, “Από τη δραχμή στο ευρώ”, τεύχος 15, Ιούλιος 2000.
- Ζόνζηλος Νίκος, “Η καμπύλη Phillips της ελληνικής οικονομίας και το διαχρονικά μεταβαλλόμενο NAIRU”, τεύχος 15, Ιούλιος 2000.
- Πανταζίδης Στέλιος, “Η διατηρησιμότητα του ελλείμματος του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών”, τεύχος 15, Ιούλιος 2000.
- Χονδρογιάννης Γιώργος, “Διερεύνηση της αιτιώδους σχέσης μεταξύ τιμών και μισθών στην Ελλάδα”, τεύχος 15, Ιούλιος 2000.
- Σαμπεθαί Ισαάκ, “Η ελληνική αγορά εργασίας: χαρακτηριστικά, προβλήματα και πολιτικές (με έμφαση στην ευελιξία της αγοράς εργασίας και στην καταπολέμηση της ανεργίας σε συνθήκες μη πληθωριστικής ανάπτυξης)”, τεύχος 16, Δεκέμβριος 2000.
- Μπρισίμη Δήμητρα και Μπρισίμης Σοφοκλής, “Το πρόβλημα της ανεργίας στην Ευρωπαϊκή Ένωση”, τεύχος 16, Δεκέμβριος 2000.
- Μπαρδάκα Ιωάννα, “Χρηματοπιστωτική απελευθέρωση, περιορισμοί ρευστότητας και ιδιωτική κατανάλωση στην Ελλάδα”, τεύχος 16, Δεκέμβριος 2000.
- Λαζαρέτου Σοφία και Μπρισίμης Σοφοκλής, “Δημοσιονομικοί κανόνες και σταθεροποιητική πολιτική στη ζώνη του ευρώ”, τεύχος 17, Ιούλιος 2001.
- Λώλος Σαράντης-Ευάγγελος, “Ευρωπαϊκοί διαρθρωτικοί πόροι: ο ρόλος τους στην ανάπτυξη της ελληνικής οικονομίας”, τεύχος 17, Ιούλιος 2001.
- Παπάζογλου Χρήστος, “Περιφερειακή οικονομική ενοποίηση και εισροή ξένων άμεσων επενδύσεων: η ευρωπαϊκή εμπειρία”, τεύχος 17, Ιούλιος 2001.
- Γκαργκάνας Χ. Νικόλαος, “Το μέλλον της Ευρώπης και η ΟΝΕ”, τεύχος 18, Δεκέμβριος 2001.
- Μπρισίμης Σοφοκλής και Παπαδοπούλου Δάφνη-Μαρίνα, “Η εισαγωγή του ευρώ σε φυσική μορφή στην Ελλάδα”, τεύχος 18, Δεκέμβριος 2001.
- Ζόνζηλος Νίκος, “Ο μηχανισμός μετάδοσης της νομισματικής πολιτικής: τα αποτελέσματα πειράματος της ΕΚΤ για την Ελλάδα”, τεύχος 18, Δεκέμβριος 2001.
- Καμπέρογλου Νίκος, Μπρισίμης Σοφοκλής και Συμιγιάννης Γιώργος, “Διαφορές ως προς τα χαρακτηριστικά των τραπεζών και η σημασία τους για τη μετάδοση της νομισματικής πολιτικής”, τεύχος 18, Δεκέμβριος 2001.

- Τσαβέας Νίκος, “Συναλλαγματικά καθεστώτα και συναλλαγματική πολιτική στη Νοτιοανατολική Ευρώπη”, τεύχος 18, Δεκέμβριος 2001.
- Gibson Heather και Δεμέναγας Νίκος, “Ο ανταγωνισμός στο ελληνικό τραπεζικό σύστημα: εμπειρική μελέτη για την περίοδο 1993-1999”, τεύχος 19, Ιούλιος 2002.
- Χονδρογιάννης Γιώργος, “Ιδιωτική αποταμίευση στην Ελλάδα: οικονομικοί και δημογραφικοί προσδιοριστικοί παράγοντες”, τεύχος 19, Ιούλιος 2002.
- Γκατζώνας Ευθύμιος και Νόνικα Καλλιόπη, “Χαρακτηριστικά αποδεκτών τίτλων και διαχείριση ενεχύρου στο πλαίσιο της χρηματοδότησης των πιστωτικών ιδρυμάτων από τις κεντρικές τράπεζες”, τεύχος 19, Ιούλιος 2002.
- Βορίδης Ηρακλής, Αγγελοπούλου Ελένη και Σκοτίδα Ιφιγένεια, “Η νομισματική πολιτική μέσα από τα κείμενα της Τράπεζας της Ελλάδος 1990-2000”, τεύχος 20, Ιανουάριος 2003.
- Καπλάνογλου Γεωργία και Newbery David, “Οι αναδιανεμητικές επιδράσεις της έμμεσης φορολογίας στην Ελλάδα”, τεύχος 21, Ιούλιος 2003.
- Παπαπέτρου Ευαγγελία, “Μισθολογικές διαφορές μεταξύ δημόσιου και ιδιωτικού τομέα στην Ελλάδα”, τεύχος 21, Ιούλιος 2003.
- Αθανάσογλου Παναγιώτης και Μπρισίμης Σοφοκλής, “Η επίδραση των συγχωνεύσεων και εξαγορών στην αποτελεσματικότητα των τραπεζών στην Ελλάδα”, τεύχος 22, Ιανουάριος 2004.
- Λαζαρέτου Σοφία, “Νομισματικό σύστημα και μακροοικονομική πολιτική στην Ελλάδα: 1833-2003”, τεύχος 22, Ιανουάριος 2004.
- Καράμπαλης Νικόλαος και Κοντέλης Ευριπίδης, “Εναλλακτικοί τρόποι μέτρησης του πληθωρισμού”, τεύχος 22, Ιανουάριος 2004.
- Παπασπύρου Θεόδωρος, “Τα νέα κράτη-μέλη της ΕΕ και στρατηγικές για την ΟΝΕ: ο ρόλος του Μηχανισμού Συναλλαγματικών Ισοτιμιών II (ΜΣΙ ΙΙ)”, τεύχος 23, Ιούλιος 2004.
- Μητράκος Θεόδωρος, “Εκπαίδευση και οικονομικές ανισότητες”, τεύχος 23, Ιούλιος 2004.
- Παπαπέτρου Ευαγγελία, “Μισθολογικές διαφορές μεταξύ ανδρών και γυναικών στην Ελλάδα”, τεύχος 23, Ιούλιος 2004.
- Gibson Heather, “Η κερδοφορία των ελληνικών τραπεζών: πρόσφατες εξελίξεις”, τεύχος 24, Ιανουάριος 2005.
- Αθανάσογλου Παναγιώτης, Ασημακόπουλος Ιωάννης και Γεωργίου Ευαγγελία, “Η επίδραση των ανακοινώσεων συγχωνεύσεων και εξαγορών στις αποδόσεις των μετοχών των τραπεζών στην Ελλάδα”, τεύχος 24, Ιανουάριος 2005.
- Ζωγραφάκης Σταύρος και Μητράκος Θεόδωρος, “Η αναδιανεμητική επίδραση του πληθωρισμού στην Ελλάδα”, τεύχος 24, Ιανουάριος 2005.
- Θεοδοσίου Ιωάννης και Πουλιάκας Κωνσταντίνος, “Κοινωνικοοικονομικές διαφορές ως προς την εργασιακή ικανοποίηση των υψηλά και των χαμηλά αμειβόμενων εργαζομένων στην Ελλάδα”, τεύχος 24, Ιανουάριος 2005.
- Γκαργκάνας Χ. Νικόλαος, “Η προσαρμογή στην ενιαία νομισματική πολιτική της ΕΚΤ”, τεύχος 25, Αύγουστος 2005.
- Μητράκος Θεόδωρος, Συμιγιάνης Γεώργιος και Τζαμουράνη Παναγιώτα, “Το χρέος των ελληνικών νοικοκυριών: ενδείξεις από μία δειγματοληπτική έρευνα”, τεύχος 25, Αύγουστος 2005.
- Νικολίτσα Δάφνη, “Κατά κεφαλήν εισόδημα, παραγωγικότητα και συμμετοχή στην αγορά εργασίας: οι εξελίξεις στην ελληνική οικονομία”, τεύχος 25, Αύγουστος 2005.
- Νικολίτσα Δάφνη, “Η συμμετοχή των γυναικών στην ελληνική αγορά εργασίας: εξελίξεις και προσδιοριστικοί παράγοντες”, τεύχος 26, Ιανουάριος 2006.
- Ζόνζηλος Νίκος και Μητράκος Θεόδωρος, “Διερεύνηση των επιδράσεων των εξωγενών διαταραχών στην εμμονή και τη δυναμική του πληθωρισμού: μια μακροοικονομική προσέγγιση για την Ελλάδα”, τεύχος 26, Ιανουάριος 2006.

- Αθανάσογλου Παναγιώτης, Ασημακόπουλος Ιωάννης και Συριόπουλος Κωνσταντίνος, “Εξωτερική χρηματοδότηση, ανάπτυξη και κεφαλαιακή δομή των επιχειρήσεων του Χρηματιστηρίου Αθηνών”, τεύχος 26, Ιανουάριος 2006.
- Μητράκος Θεόδωρος και Νικολίτσα Δάφνη, “Η διάρκεια της ανεργίας στην Ελλάδα: εξελίξεις και χαρακτηριστικά”, τεύχος 27, Ιούλιος 2006.
- Καλφάογλου Φαίδων, “Άσκηση προσομοίωσης ακραίων καταστάσεων για το ελληνικό τραπεζικό σύστημα”, τεύχος 27, Ιούλιος 2006.
- Παντελίδης Θ. Ευάγγελος και Κουβατσέας Α. Γεώργιος, “Έρευνα συνόρων για την ταξιδιωτική δαπάνη: μεθοδολογία – παρουσίαση και αξιολόγηση αποτελεσμάτων 2003-2005”, τεύχος 27, Ιούλιος 2006.
- Βλασόπουλος Θωμάς και Μπρισίμης Σοφοκλής, “Προσδιοριστικοί παράγοντες των τραπεζικών επιτοκίων και συγκρίσεις μεταξύ Ελλάδος και ζώνης του ευρώ”, τεύχος 28, Φεβρουάριος 2007.
- Συμιγιάννης Γεώργιος και Τζαμουράνη Παναγιώτα, “Δανεισμός και κοινωνικοοικονομικά χαρακτηριστικά των νοικοκυριών: αποτελέσματα από τις δειγματοληπτικές έρευνες της Τράπεζας της Ελλάδος”, τεύχος 28, Φεβρουάριος 2007.
- Παπαπέτρου Ευαγγελία, “Εκπαίδευση, αγορά εργασίας και μισθολογικές διαφορές στην Ελλάδα”, τεύχος 28, Φεβρουάριος 2007.
- Χριστοδουλάκης Γεώργιος, “Η εξέλιξη των πιστωτικών κινδύνων: φαινόμενα, μέθοδοι και διαχείριση”, τεύχος 28, Φεβρουάριος 2007.
- Καράμπαλης Νικόλαος και Κοντέλης Ευριπίδης, “Η μέτρηση του πληθωρισμού στην Ελλάδα”, τεύχος 28, Φεβρουάριος 2007.
- Καπόπουλος Παναγιώτης και Λαζαρέτου Σοφία, “Η παρουσία και ο ρόλος των ξένων τραπεζών: η εμπειρία των χωρών της Νοτιοανατολικής Ευρώπης στην περίοδο μετάβασης”, τεύχος 29, Οκτώβριος 2007.
- Νικολίτσα Δάφνη, “Η συμμετοχή των νέων στην ελληνική αγορά εργασίας: εξελίξεις και προσκόμματα”, τεύχος 29, Οκτώβριος 2007.
- Αλμπάνη Κ. Μαρία, Ζόνζηλος Γ. Νίκος και Μπραγουδάκης Γ. Ζαχαρίας, “Ένα λειτουργικό πλαίσιο για τη βραχυχρόνια πρόβλεψη του πληθωρισμού”, τεύχος 29, Οκτώβριος 2007.
- Ασημακόπουλος Γ. Ιωάννης, Μπρισίμης Ν. Σοφοκλής και Ντελής Δ. Μάνθος, “Η αποτελεσματικότητα του ελληνικού τραπεζικού συστήματος και οι προσδιοριστικοί της παράγοντες”, τεύχος 30, Μάιος 2008.
- Μπαλφούσια Χιόνα, “Χρηματοπιστωτική ολοκλήρωση: το Χρηματιστήριο Αθηνών στην ευρωπαϊκή χρηματοπιστωτική αγορά”, τεύχος 30, Μάιος 2008.
- Μητράκος Θεόδωρος, “Παιδική φτώχεια: πρόσφατες εξελίξεις και προσδιοριστικοί παράγοντες”, τεύχος 30, Μάιος 2008.
- Ασημακόπουλος Ιωάννης, Λαλούντας Διονύσης και Συριόπουλος Κωνσταντίνος, “Οι προσδιοριστικοί παράγοντες της επιβίωσης των επιχειρήσεων στο Χρηματιστήριο Αθηνών”, τεύχος 31, Νοέμβριος 2008.
- Πέτρουλας Παύλος, “Ξένες άμεσες επενδύσεις στην Ελλάδα”, τεύχος 31, Νοέμβριος 2008.
- Αναστασάτος Τάσος και Μάνου Κωνσταντίνα, “Κερδοσκοπικές επιθέσεις στη δραχμή και η μετάβαση στο ευρώ”, τεύχος 31, Νοέμβριος 2008.
- Μητράκος Θεόδωρος και Συμιγιάννης Γεώργιος, “Προσδιοριστικοί παράγοντες του δανεισμού και της χρηματοοικονομικής πίεσης των νοικοκυριών στην Ελλάδα”, τεύχος 32, Μάιος 2009.
- Παπάζογλου Χρήστος, “Είναι πράγματι χαμηλή η εξαγωγική επίδοση της Ελλάδος;”, τεύχος 32, Μάιος 2009.
- Ζόνζηλος Νίκος, Μπραγουδάκης Ζαχαρίας και Παύλου Γεωργία, “Ανάλυση των αναθεωρήσεων των προκαταρκτικών (flash) εκτιμήσεων των τριμηνιαίων εθνικών λογαριασμών”, τεύχος 32, Μάιος 2009.

Ράπανος Βασίλης και Καπλάνογλου Γεωργία, “Ανεξάρτητα δημοσιονομικά συμβούλια και ο πιθανός ρόλος τους στην Ελλάδα”, τεύχος 33, Μάιος 2010.

Μητράκος Θεόδωρος, Τσακλόγλου Πάνος και Χολέζας Ιωάννης, “Προσδιοριστικοί παράγοντες της πιθανότητας ανεργίας των νέων στην Ελλάδα, με έμφαση στους αποφοίτους τριτοβάθμιας εκπαίδευσης”, τεύχος 33, Μάιος 2010.

Gibson Heather και Μπαλφούσια Χιόνα, “Πληθωρισμός και ονομαστική αβεβαιότητα: η περίπτωση της Ελλάδος”, τεύχος 33, Μάιος 2010.

Μηγιάκης Πέτρος, “Προσδιοριστικοί παράγοντες της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα”, τεύχος 33, Μάιος 2010.

Μητράκος Θεόδωρος, Τσακλόγλου Πάνος και Χολέζας Ιωάννης, “Προσδιοριστικοί παράγοντες του ύψους των μισθών στην Ελλάδα, με έμφαση στους μισθούς των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης”, τεύχος 34, Σεπτέμβριος 2010.

Μπραγουδάκης Ζαχαρίας και Παναγιώτου Στέλιος, “Προσδιοριστικοί παράγοντες των εισπράξεων από θαλάσσιες μεταφορές: η περίπτωση της Ελλάδος”, τεύχος 34, Σεπτέμβριος 2010.

Gibson Heather και Μπαλφούσια Χιόνα, “Επιδράσεις της ονομαστικής και της πραγματικής αβεβαιότητας στα βασικά μακροοικονομικά μεγέθη στην Ελλάδα”, τεύχος 34, Σεπτέμβριος 2010.

Μανεισιώτης Βασίλειος, “Αριθμητικοί δημοσιονομικοί κανόνες στην πράξη”, τεύχος 35, Ιούνιος 2011.

Βασαρδάνη Μελίνα, “Φοροδιαφυγή στην Ελλάδα: μια γενική επισκόπηση”, τεύχος 35, Ιούνιος 2011.

Καλφάογλου Φαίδων, “Η χρησιμότητα των ασκήσεων προσομοίωσης ακραίων καταστάσεων (stress tests) για την ανάλυση της ευρωστίας των τραπεζών”, τεύχος 35, Ιούνιος 2011.

Νικολίτσα Δάφνη, “Η ενδοεπιχειρησιακή κατάρτιση στην Ελλάδα: μια συνοπτική εικόνα”, τεύχος 35, Ιούνιος 2011.

Παπασπύρου Θεόδωρος, “Η βιωσιμότητα της οικονομικής και νομισματικής ένωσης και οι προοπτικές των οικονομιών της περιφέρειας”, τεύχος 36, Απρίλιος 2012.

Κανελλόπουλος Κώστας, “Απασχόληση και ροές εργαζομένων στη διάρκεια της οικονομικής κρίσης”, τεύχος 36, Απρίλιος 2012.

Καλφάογλου Φαίδων, “Το πλαίσιο της κεφαλαιακής επάρκειας των τραπεζών”, τεύχος 36, Απρίλιος 2012.

Μπραγουδάκης Ζαχαρίας και Σιδέρης Δημήτρης, “Είναι συμμετρική η προσαρμογή της λιανικής τιμής της βενζίνης στις μεταβολές της διεθνούς τιμής του πετρελαίου; Η περίπτωση της ελληνικής αγοράς καυσίμων”, τεύχος 37, Δεκέμβριος 2012.

Κανελλόπουλος Ν. Κώστας, “Μέγεθος και διάρθρωση της ανασφάλιστης εργασίας”, τεύχος 37, Δεκέμβριος 2012.

Μηγιάκης Μ. Πέτρος, “Επισκόπηση των προτάσεων για κοινές ομολογιακές εκδόσεις από τα κράτη-μέλη της ζώνης του ευρώ υπό μακροχρόνια οπτική γωνία”, τεύχος 37, Δεκέμβριος 2012.

Καράμπαλης Νικόλαος και Κοντέλης Ευριπίδης, “Οι αυξήσεις των έμμεσων φόρων και η επίπτωσή τους στον πληθωρισμό κατά την περίοδο 2010-2012”, τεύχος 38, Νοέμβριος 2013.

Βουρβαχάκη Ευαγγελία, “Διαρθρωτική μεταρρύθμιση στις οδικές εμπορευματικές μεταφορές”, τεύχος 38, Νοέμβριος 2013.

Κανελλόπουλος Νικόλαος Κ., Μητράκος Θεόδωρος, Τσακλόγλου Πάνος και Χολέζας Ιωάννης, “Οι επιπτώσεις της τρέχουσας κρίσης στις ιδιωτικές αποδόσεις της εκπαίδευσης στην Ελλάδα”, τεύχος 38, Νοέμβριος 2013.

Παπαπέτρου Ευαγγελία και Μπάκας Δημήτριος, “Η ελληνική αγορά εργασίας στα χρόνια της κρίσης: ανεργία, απασχόληση και συμμετοχή στην αγορά εργασίας”, τεύχος 38, Νοέμβριος 2013.

Τζαμουράνη Παναγιώτα, “Η έρευνα για την οικονομική κατάσταση των νοικοκυριών: περιγραφή της έρευνας του 2009 και κύρια αποτελέσματα για το εισόδημα, τον πλούτο και τη δανειακή επιβάρυνση των νοικοκυριών στην Ελλάδα”, τεύχος 38, Νοέμβριος 2013.

Δημητροπούλου Δήμητρα, Κουτσομανώλη-Φιλιππάκη Αναστασία, Χαραλαμπάκης Ευάγγελος και Αγγέλης Γεώργιος, “Η χρηματοδότηση των ελληνικών επιχειρήσεων προ και κατά τη διάρκεια της κρίσης”, τεύχος 39, Ιούλιος 2014.

Κανελλόπουλος Ν. Κώστας, “Η αγορά εργασίας στον ιδιωτικό τομέα την περίοδο της κρίσης”, τεύχος 39, Ιούλιος 2014.

Καλφάογλου Φαίδων, “Ευρωπαϊκή τραπεζική ένωση: ‘εξευρωπαϊσμός’ του χρηματοοικονομικού πλέγματος ασφαλείας των τραπεζών”, τεύχος 39, Ιούλιος 2014.

Λαζαρέτου Σοφία, “Η έξυπνη οικονομία: ‘πολιτιστικές’ και ‘δημιουργικές’ βιομηχανίες στην Ελλάδα. Μπορούν να αποτελέσουν προοπτική εξόδου από την κρίση;”, τεύχος 39, Ιούλιος 2014.

Χαιρέτη Αικατερίνη, “Η στεγαστική κατάσταση των κατοίκων της Ελλάδος στα χρόνια της κρίσης 2008-2012”, τεύχος 39, Ιούλιος 2014.

