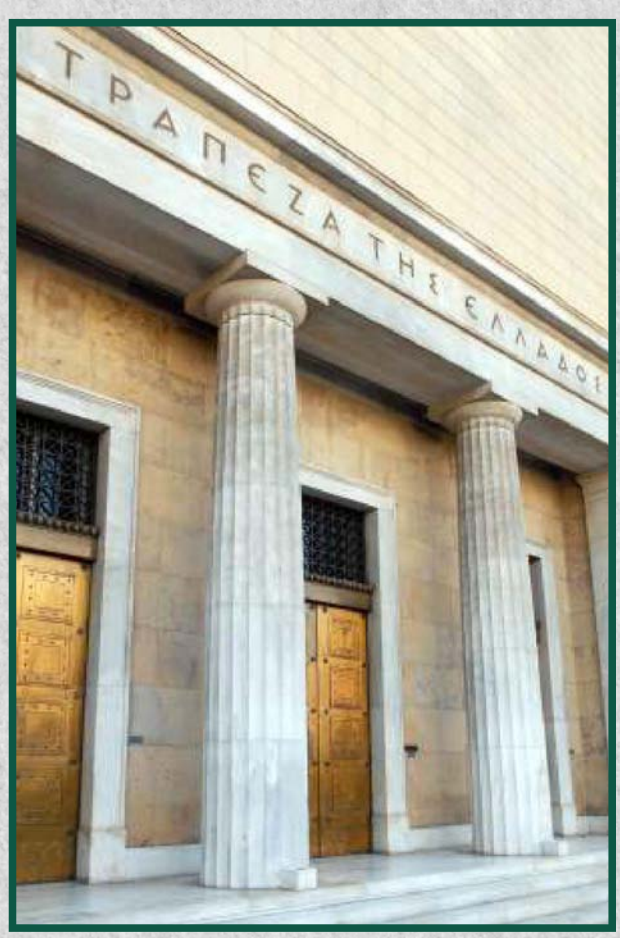
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΔΕΛΤΙΟ

ΤΕΥΧΟΣ 33

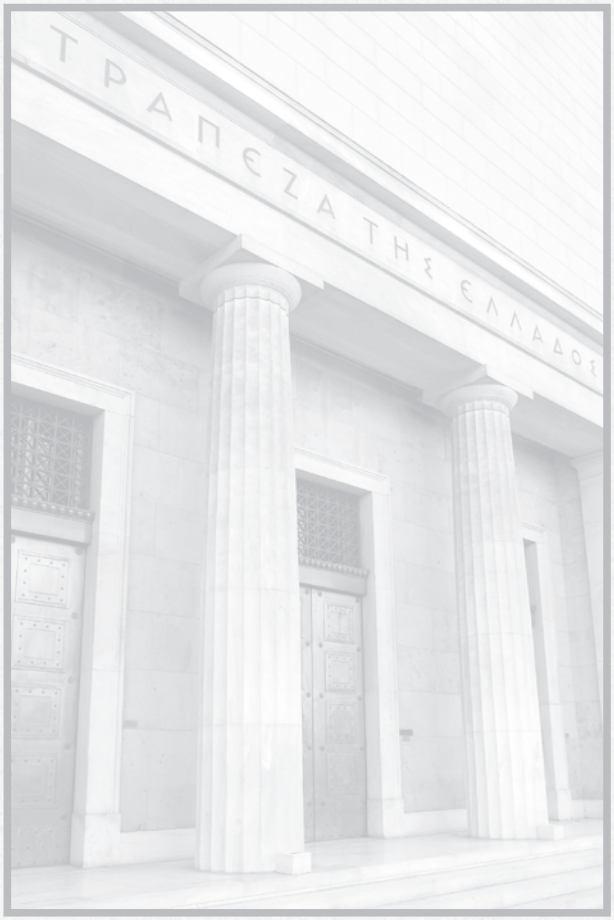


ΜΑΪΟΣ
2010

ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ
ΕΥΡΩΣΥΣΤΗΜΑ

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΔΕΛΤΙΟ

ΤΕΥΧΟΣ 33



ΜΑΪΟΣ
2010

ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ
ΕΥΡΩΣΥΣΤΗΜΑ

ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ
Ελευθ. Βενιζέλου 21
102 50 Αθήνα

www.bankofgreece.gr

Διεύθυνση Οικονομικών Μελετών - Γραμματεία
Τηλ. + +30 210 320 2392
Fax + +30 210 323 3025

Τυπώθηκε στο
Ίδρυμα Εκτύπωσης Τραπεζογραμματίων και Αξιών
της Τράπεζας της Ελλάδος

ISSN 1105 - 8544

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΑ ΔΗΜΟΣΙΟΝΟΜΙΚΑ ΣΥΜΒΟΥΛΙΑ ΚΑΙ Ο ΠΙΘΑΝΟΣ ΡΟΛΟΣ ΤΟΥΣ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ[1]

Βασίλης Θ. Ράπανος
Πανεπιστήμιο Αθηνών,
Τμήμα Οικονομικών Επιστημών

Γεωργία Καπλάνογλου
Τράπεζα της Ελλάδος,
Διεύθυνση Οικονομικών Μελετών
και
Πανεπιστήμιο Αθηνών,
Τμήμα Οικονομικών Επιστημών

1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η εμφάνιση και η διατήρηση δημοσιονομικών ελλειμμάτων για μακρές περιόδους, με αποτέλεσμα την αύξηση του δημόσιου χρέους, φαίνεται ότι αποτελούν κοινό χαρακτηριστικό των περισσότερων χωρών του ΟΟΣΑ, τουλάχιστον τα τελευταία 30 χρόνια. Στις χώρες αυτές, το δημόσιο χρέος ως ποσοστό του ΑΕΠ αυξήθηκε από περίπου 40% κατά μέσο όρο το 1975 σε περίπου 70% το 2006 (βλ. OECD, 2007). Τα δημοσιονομικά ελλείμματα, που κατά κανόνα ήταν μικρά και ελεγχόμενα στις περισσότερες χώρες του ΟΟΣΑ, αυξήθηκαν δραματικά τα δύο τελευταία χρόνια, λόγω της παγκόσμιας χρηματοπιστωτικής κρίσης. Αν η εμφάνιση δημοσιονομικών ελλειμμάτων και η αύξηση του δημόσιου χρέους ήταν αποτέλεσμα αντικυκλικής πολιτικής για να αντιμετωπιστούν δυσμενείς εξελίξεις στην εγχώρια και την παγκόσμια οικονομία, το πρόβλημα ίσως να μην ήταν μεγάλο. Η συστηματική όμως εμφάνιση δημόσιων ελλειμμάτων και η κατά συνέπεια αύξηση του δημόσιου χρέους σε πολλές ανεπτυγμένες χώρες, και μάλιστα για μεγάλες χρονικές περιόδους, υποδηλώνει ότι υπάρχουν και άλλοι ενδογενείς παράγοντες που παίζουν σημαντικό ρόλο στην εξέλιξη αυτή.

Σύμφωνα με θεωρητικές και εμπειρικές μελέτες, η έλλειψη δημοσιονομικής πειθαρχίας και η ανεπαρκής δημοσιονομική διαχείριση αποτελούν τέτοιους συστημικούς παράγοντες. Για παράδειγμα, έχει διαπιστωθεί ότι σε περιόδους ταχύρρυθμης οικονομικής ανάπτυξης οι κυβερνήσεις, αντί να εκμεταλλευθούν την οικονομική συγκυρία για να βελτιώσουν τη δημοσιονομική τους θέση με τη δημιουργία πλεονασμάτων και τη μείωση του χρέους, τείνουν να υιοθετούν επεκτατική δημοσιονομική πολιτική, είτε με αύξηση των δημόσιων δαπανών είτε με μείωση των φόρων είτε και με τα δύο. Ως εκ τούτου, όταν το οικονομικό κλίμα αντιστραφεί, η άσκηση αντικυκλικής πολιτικής συνεπάγεται τη δημιουργία υψηλών ελλειμμάτων και σημαντική αύξηση του δημόσιου χρέους. Χαρακτηριστικό είναι το παράδειγμα πολλών χωρών της ευρωζώνης, ιδίως από το 2004 και μετά, δηλ. μια περίοδο οικονομικής ευφορίας που δεν συνοδεύθηκε από επαρκή δημοσιονομική προσαρμογή, με αποτέλεσμα το ξέσπασμα της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης να οδηγήσει πολλές χώρες σε δημοσιονομική κρίση (βλ. Van Riet, 2010). Στη χειρότερη περίπτωση, η δυνατότητα άσκησης αντικυκλικής πολιτικής περιορίζεται σημαντικά, όπως δείχνει η πρόσφατη εμπειρία της Ελλάδος. Ένα βασικό ερώτημα που ανακύπτει είναι γιατί οι κυβερνήσεις έχουν την τάση να δημιουργούν δημοσιονομικά ελλείμματα (deficit bias) και ποιοι μηχανισμοί μπορούν να αποτρέψουν αυτή τη συμπεριφορά.

Ο κύριος μηχανισμός διασφάλισης δημοσιονομικής πειθαρχίας, που έχει κατά καιρούς τεθεί σε εφαρμογή στις περισσότερες χώρες του ΟΟΣΑ, είναι η επιβολή διαφόρων μορφών *δημοσιονομικών κανόνων*, όπως αριθμητικά όρια στο ύψος των δημόσιων δαπανών ή όρια στο ύψος του δημόσιου ελλείμματος ως ποσοστό του ΑΕΠ. Για παράδειγμα, το Σύμφωνο Σταθερότητας και Ανάπτυξης, που αποτελεί το

1 Το άρθρο απηχεί τις απόψεις των συγγραφέων και όχι κατ' ανάγκην της Τράπεζας της Ελλάδος. Ευχαριστίες εκφράζονται στους Heather Gibson και Βασίλη Μανεσιώτη για τα εποικοδομητικά σχόλιά τους.

κανονιστικό πλαίσιο άσκησης δημοσιονομικής πολιτικής στις χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης και ιδιαίτερα της ευρωζώνης, θέτει σε γενικές γραμμές ως μεσοπρόθεσμο στόχο της πολιτικής αυτής την επίτευξη ισοσκελισμένων προϋπολογισμών, ενώ παράλληλα θέτει ως ανώτατο επιτρεπτό όριο για το ετήσιο έλλειμμα το 3% του ΑΕΠ.[2] Πρόσφατα όμως έχει αναδειχθεί η σημασία και ενός άλλου θεσμού, αυτού των *ανεξάρτητων δημοσιονομικών αρχών ή δημοσιονομικών συμβουλίων*.

Το έναυσμα για τη θεωρητική ανάλυση τέτοιων θεσμών δόθηκε αρχικά από την επιτυχή εκχώρηση του δικαιώματος άσκησης νομισματικής πολιτικής σε ανεξάρτητες κεντρικές τράπεζες (βλ. Eichengreen et al., 1999, Calmfors, 2003, Wyplosz, 2005). Στην πράξη, ανεξάρτητα δημοσιονομικά συμβούλια έχουν ιδρυθεί σταδιακά σε έναν αυξανόμενο αριθμό χωρών. Παρόλο που σε καμιά χώρα τα συμβούλια αυτά δεν ασκούν δημοσιονομική πολιτική (κατά το πρότυπο των κεντρικών τραπεζών), ωστόσο παίζουν σημαντικό ρόλο στη βελτίωση της αξιοπιστίας και της διαφάνειας της δημοσιονομικής πολιτικής.

Οι συγκεκριμένες δράσεις και αρμοδιότητες του κάθε συμβουλίου διαφέρουν σημαντικά από χώρα σε χώρα (βλ. European Commission, 2009). Γενικός κανόνας που διέπει σχεδόν όλα αυτά τα όργανα είναι η παρακολούθηση και αξιολόγηση της ασκούμενης δημοσιονομικής πολιτικής, η δημόσια διατύπωση συστάσεων για την οικονομική πολιτική, η αξιολόγηση των προβλέψεων για βασικά μακροοικονομικά μεγέθη και η εξέταση της αξιοπιστίας των προβλέψεων του κρατικού προϋπολογισμού, για τις δαπάνες, τα έσοδα και επομένως το έλλειμμα. Ένα άλλο στοιχείο που επίσης αξιολογούν συστηματικά είναι η μακροχρόνια διατηρησιμότητα των δημοσιονομικών μεγεθών και ιδίως του χρέους.

Στην εργασία αυτή θα προσπαθήσουμε να αναλύσουμε τους λόγους για τους οποίους η δημιουργία μια τέτοιας ανεξάρτητης αρχής μπορεί να είναι εξαιρετικά χρήσιμη, ιδιαίτερα σε χώρες με σημαντικά δημοσιονομικά προβλήματα και με ιστορικό ανεπαρκών θεσμών για δημοσιονομική πειθαρχία. Πιο συγκεκριμένα, στην επόμενη ενότητα θα εξεταστούν συνοπτικά οι λόγοι για τους οποίους ενδέχεται οι κυβερνήσεις από μόνες τους να μην υιοθετούν συνετή δημοσιονομική πολιτική και γιατί ορισμένοι μηχανισμοί που ήδη υπάρχουν για την προώθηση δημοσιονομικής πειθαρχίας μπορεί να μην είναι επαρκείς. Στην τρίτη ενότητα θα επιχειρήσουμε μια συνοπτική παρουσίαση των διαφόρων μορφών ανεξάρτητων δημοσιονομικών αρχών που έχουν προταθεί στη θεωρητική βιβλιογραφία. Θα εξετάσουμε ακόμη τα βασικά χαρακτηριστικά των δημοσιονομικών συμβουλίων που λειτουργούν στις διάφορες χώρες του ΟΟΣΑ. Στην ενότητα 4 θα αναφερθούμε ειδικότερα στο ρόλο που ένα τέτοιο συμβούλιο θα μπορούσε να διαδραματίσει στη χώρα μας, καθώς και στις προϋποθέσεις επιτυχούς λειτουργίας του. Τέλος, στην τελευταία ενότητα θα επιχειρήσουμε τη συναγωγή κάποιων βασικών συμπερασμάτων.

2 ΓΙΑΤΙ ΤΑ ΚΟΙΝΟΒΟΥΛΕΥΤΙΚΑ ΣΥΣΤΗΜΑΤΑ ΟΔΗΓΟΥΝ ΣΕ ΥΠΕΡΒΟΛΙΚΑ ΕΛΛΕΙΜΜΑΤΑ;

Ένα από τα βασικά θέματα που έχουν απασχολήσει τη Δημόσια Οικονομική, ιδιαίτερα τα τελευταία χρόνια, είναι η εξήγηση του φαινομένου της δημιουργίας, κατά συστηματικό τρόπο, δημοσιονομικών ελλειμμάτων στις κοινοβουλευτικές δημοκρατίες. Το σωρευτικό αποτέλεσμα των συνεχών ελλειμμάτων είναι η σταδιακή συσσώρευση υψηλού δημόσιου χρέους, με σημαντικές αρνητικές συνέπειες για την αναπτυξιακή και κοινωνική πολιτική μιας χώρας. Πολλοί λόγοι έχουν προταθεί στη θεωρητική βιβλιογραφία για την εξήγηση του φαινομένου αυτού και η αναλυτική τους παρουσίαση θα απαιτούσε δεκάδες σελίδες.[3] Γι'

2 Η αυστηρότητα και ακαμψία των κανόνων του Συμφώνου οδήγησε στην αναθεώρηση κάποιων διατάξεων το 2005, ώστε πλέον ο μεσοπρόθεσμος στόχος είναι διαφορετικός για κάθε χώρα-μέλος, ωστόσο η γενική λογική του Συμφώνου ως προς την επιβολή ποσοτικών κανόνων σε βασικά δημοσιονομικά μεγέθη παραμένει σταθερή.

3 Το θέμα έχει απασχολήσει πολύ τον κλάδο της οικονομικής επιστήμης που ονομάζεται Δημόσια Επιλογή. Για μια πολύ καλή σύνοψη των γενικότερων θέσεων της Δημόσιας Επιλογής βλ. Mueller (2003).

αυτό και η αναφορά των λόγων αυτών στην εργασία αυτή θα είναι μάλλον ενδεικτική παρά εξαντλητική.[4]

Η πρώτη και πιο πειστική εξήγηση είναι το φαινόμενο της "κοινής δεξαμενής πόρων", που αναπτύχθηκε αρχικά από τον Hardin (1968) για την υπερεκμετάλλευση των φυσικών πόρων στους οποίους υπάρχει ελεύθερη πρόσβαση και επεκτάθηκε στο χώρο της δημοσιονομικής πολιτικής από πολλούς άλλους συγγραφείς, μεταξύ των οποίων και οι Shepsle and Weingast (1981), von Hagen and Harden (1995) και Krogstrup and Wyplosz (2006). Η βασική ιδέα της προσέγγισης αυτής είναι πολύ απλοϊκά η εξής: όταν πολλά άτομα έχουν δυνητικά πρόσβαση σε έναν σπάνιο πόρο και παράλληλα επωμίζονται μόνο ένα μικρό μέρος του αντίστοιχου κόστους, τότε έχει παρατηρηθεί η τάση για υπερβολική κατανάλωση του πόρου αυτού. Παρόμοιο φαινόμενο παρατηρείται συχνά και στο πλαίσιο του κρατικού προϋπολογισμού. Υπό την πίεση συνήθως μικρών αλλά ισχυρών ομάδων συμφερόντων, αυξάνονται οι δημόσιες δαπάνες προς όφελος αυτών των ομάδων, οι οποίες όμως πληρώνουν μόνο ένα μικρό ποσοστό των φορολογικών εσόδων που απαιτούνται για τη χρηματοδότηση των δαπανών αυτών. Η κυβέρνηση και το κοινοβούλιο θα έπρεπε κανονικά να αντιλαμβάνονται ότι η πολιτική αυτή δημιουργεί προβλήματα, αλλά στην πράξη και στο βαθμό που επηρεάζονται από τις ομάδες αυτές ενδίδουν σε αυξήσεις δαπανών ή και μείωση φόρων, με αποτέλεσμα τη δημιουργία υπερβολικών δημοσιονομικών ελλειμμάτων.

Μια άλλη στρέβλωση που μπορεί να οδηγήσει στην έλλειψη δημοσιονομικής πειθαρχίας προκύπτει από το γεγονός ότι ο χρονικός ορίζοντας της κυβέρνησης, βάσει του οποίου λειτουργεί, είναι πολύ μικρότερος από αυτόν του εκλογικού σώματος. Οι εκλεγμένοι αντιπρόσωποι ενδιαφέρονται κυρίως για την επανεκλογή τους και επομένως για τις συνέπειες που έχουν κατά το χρονικό διάστημα της παραμονής τους στην εξουσία οι πολιτικές τις οποίες υιοθετούν. Με βάση την προσέγγιση αυτή, το ενδιαφέρον τους για τις συνέπειες που έχουν οι πολιτικές τους στο απώτερο μέλλον μειώνεται, επειδή εκείνο που τους απασχολεί κυρίως είναι η επανεκλογή τους στις επόμενες εκλογές. Αν πιστεύουν ότι θα καρπωθούν πολιτικά οφέλη από τη μείωση φόρων ή την αύξηση των δημόσιων δαπανών στο παρόν και παράλληλα δεν θα επωμιστούν το κόστος που τελικά θα προκύψει στο μέλλον από τη συνακόλουθη διόγκωση του ελλείμματος, το αποτέλεσμα θα είναι να δημιουργούνται ελλείμματα, πιθανώς υψηλότερα από αυτά που θα επιθυμούσαν οι πολίτες (βλ. Tabellini and Alesina, 1990, Rogoff, 1990). Με ένα πιο πολύπλοκο υπόδειγμα, στο οποίο υπάρχουν δύο κόμματα με διαφορετικές προτιμήσεις για δημόσια αγαθά και για το συνολικό μέγεθος του κράτους, οι Persson and Svensson (1989) καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι και τα δύο κόμματα υιοθετούν μυωπική συμπεριφορά, με αποτέλεσμα τη διόγκωση του ελλείμματος, ακριβώς επειδή πιστεύουν ότι δεν θα είναι για πάντα στην εξουσία.

Σύμφωνα με κάποιες άλλες θεωρητικές προσεγγίσεις, οι εκλεγμένοι αντιπρόσωποι επιδιώκουν τη μεγιστοποίηση του κρατικού προϋπολογισμού και οι ψηφοφόροι δεν έχουν τις απαραίτητες γνώσεις και πληροφορίες προκειμένου να αξιολογήσουν αποτελεσματικά τις δημόσιες πολιτικές. Η αδιαφάνεια στην άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής δυσχεραίνει την άσκηση δημοκρατικού ελέγχου, με αποτέλεσμα να δημιουργείται το περιθώριο υπερβολικής αύξησης του ελλείμματος και του δημόσιου χρέους. Η αδιαφάνεια έχει διάφορες διαστάσεις: έλλειψη επαρκούς πληροφόρησης σχετικά με διάφορα μεγέθη του κρατικού προϋπολογισμού, απουσία ξεκάθαρων κανόνων και λογοδοσίας σχετικά με τη διαδικασία κατάρτισης και εκτέλεσης του κρατικού προϋπολογισμού και ασάφεια των προβλέψεων για βασικά μακροοικονομικά μεγέθη, πάνω στις οποίες στηρίζονται οι αποφάσεις για την ακολουθούμενη δημοσιονομική πολιτική. Οι διαφορετικές αυτές διαστάσεις

4 Λεπτομερέστερη ανάλυση των λόγων που δημιουργούν την τάση για ελλείμματα βλ. μεταξύ άλλων στις εργασίες των Krogstrup and Wyplosz (2010), Wren-Lewis (2010), Reinhart and Rogoff (2010) και Rogoff and Bertelsmann (2010).

της αδιαφάνειας σχετίζονται μεταξύ τους. Για παράδειγμα, σύμφωνα με τον von Hagen (2009) η μεροληψία των δημοσιονομικών και μακροοικονομικών προβλέψεων στις χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης (ΕΕ) φαίνεται να εξαρτάται άμεσα από τη διαδικασία κατάρτισης και εκτέλεσης του κρατικού προϋπολογισμού. Ισχυρές μονοκομματικές κυβερνήσεις, που έχουν την πλήρη αρμοδιότητα κατάρτισης και εκτέλεσης του προϋπολογισμού, τείνουν να είναι μεροληπτικά αισιόδοξες στις προβλέψεις αυτές.

Ειδικά στην περίπτωση των νομισματικών ενώσεων, η εκχώρηση του δικαιώματος άσκησης της νομισματικής πολιτικής σε ένα υπερεθνικό όργανο μειώνει τα κίνητρα των κυβερνήσεων να επιβάλουν δημοσιονομική πειθαρχία. Αν η νομισματική πολιτική αποτελεί ευθύνη της χώρας, το δυσάρεστο ενδεχόμενο να οδηγήσει τελικά η αύξηση του δημόσιου χρέους σε υψηλότερα επιτόκια και πληθωρισμό στο μέλλον είναι δυνατόν να επιβάλλει κάποια αυτοπειθαρχία στις κυβερνήσεις. Στο πλαίσιο όμως μιας νομισματικής ένωσης, αυτή η επίδραση είναι λιγότερο άμεση, ενώ παράλληλα δημιουργείται η προσδοκία ότι, σε περίπτωση που δημιουργηθούν σοβαρά δημοσιονομικά προβλήματα σε μια χώρα, είναι πολύ πιθανόν να υπάρξει στήριξη από άλλες χώρες της ένωσης (βλ. Beetsma and Bovenberg, 1999).

Στην περίπτωση της Ελλάδος, τα υψηλά δημοσιονομικά ελλείμματα μπορούν να εξηγηθούν με διάφορους τρόπους. Ο πιο σημαντικός από αυτούς είναι η αδυναμία των κυβερνήσεων να ελέγξουν τις δημόσιες δαπάνες και να εισπράξουν τα φορολογικά έσοδα. Η θεμελιώδης αιτία όμως πρέπει να αναζητηθεί στο αδύναμο θεσμικό πλαίσιο λειτουργίας του δημόσιου τομέα. Οι μηχανισμοί κατάρτισης και εκτέλεσης του προϋπολογισμού και η λειτουργία της φορολογικής διοίκησης είναι ξεπερασμένοι και ανεπαρκείς (βλ. Ράπανος, 2007). Επιπλέον, οι προϋπολογισμοί στηρίζονται σε προβλέψεις για τα βασικά μακροοικονομικά μεγέθη (ΑΕΠ, πληθωρισμό κ.ά.) που είναι κατά κανόνα αισιόδοξες, με αποτέλεσμα και οι προβλέψεις για τα φορολογικά έσοδα να είναι συχνά υπεραισιόδοξες. Αν σε αυτά προστεθεί και η έλλειψη μηχανισμών συστηματικής παρακολούθησης και αξιολόγησης της εκτέλεσης του προϋπολογισμού, τότε γίνεται σαφές ότι η δημιουργία ελλειμμάτων δεν είναι δύσκολο να επέλθει.[5] Ένα άλλο στοιχείο που επιδεινώνει την κατάσταση είναι ότι η δημοσίευση δημοσιονομικών στοιχείων είναι κατά κανόνα αποσπασματική, γίνεται με μεγάλη καθυστέρηση και τελικά οι πολίτες, τα μέσα μαζικής ενημέρωσης και οι ίδιοι οι βουλευτές δεν είναι σε θέση να αξιολογήσουν την πορεία εκτέλεσης του προϋπολογισμού και τις πιθανές αποκλίσεις από τους στόχους που έχουν τεθεί. Είναι φανερό πως η κατάσταση αυτή παραβιάζει όχι απλώς τις βασικές αρχές της σύγχρονης δημοσιονομικής διαχείρισης, αλλά και τις δημοκρατικές αρχές της διαφάνειας και της λογοδοσίας.

Ένας παράγοντας που θεωρητικά θα μπορούσε να μειώσει την τάση συσσώρευσης δημοσιονομικών ελλειμμάτων είναι οι αντιδράσεις των χρηματοπιστωτικών αγορών. Η μείωση της πιστοληπτικής ικανότητας μιας χώρας που εμφανίζει υψηλά δημοσιονομικά ελλείμματα επί σειρά ετών και διογκούμενο δημόσιο χρέος οδηγεί στην επιδείνωση των συνθηκών δανεισμού της. Η χρηματοδότηση των ελλειμμάτων και η αναχρηματοδότηση του δημόσιου χρέους επιτυγχάνεται μόνο με την καταβολή υψηλότερων επιτοκίων, γεγονός που συνεπάγεται κόστος για την κυβέρνηση: αυξάνονται οι δαπάνες εξυπηρέτησης του δημόσιου χρέους και μειώνονται τα περιθώρια για άλλες δημόσιες δαπάνες. Στη χειρότερη περίπτωση, το κόστος δανεισμού αυξάνεται σε τέτοιο σημείο που καθιστά αναγκαία την ταχεία και απότομη δημοσιονομική προσαρμογή, με αρνητικές συνέπειες για την οικονομική ανάπτυξη και την απασχόληση.

Στην πράξη όμως ο πειθαρχικός ρόλος των χρηματοπιστωτικών αγορών δεν φαίνεται να

5 Οι μακροοικονομικές προβλέψεις διενεργούνται από το Υπουργείο Οικονομικών και τα τελευταία χρόνια έχουν αποδειχθεί, με συστηματικό τρόπο, υπερβολικά αισιόδοξες.

επιτελείται με ιδιαίτερη συνέπεια ή αποτελεσματικότητα. Οι αγορές τιμωρούν τη δημοσιονομική απειθαρχία με ασυνεχή τρόπο και συχνά μόνο όταν αυτή έχει λάβει ιδιαίτερα μεγάλες διαστάσεις. Εμπειρικές μελέτες οι οποίες επιχειρούν να προσδιορίσουν τους παράγοντες που καθορίζουν τα πραγματικά επιτόκια στις ανεπτυγμένες χώρες καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η επίδραση των δημοσιονομικών μεταβλητών είναι στις περισσότερες περιπτώσεις μάλλον μικρή και αβέβαιη. Επομένως, το πολιτικό κόστος που έμμεσα δημιουργούν οι αγορές, ως αντίδραση στη δημοσιονομική απειθαρχία, δεν είναι αρκετά μεγάλο ώστε να την αποτρέψει κατά τρόπο συνεχή και συστηματικό (βλ. Gale and Orszag, 2003, Balassone et al., 2004).[6]

Για να αντιμετωπιστεί η δημιουργία ελλειμμάτων και η αύξηση του δημόσιου χρέους, ένας αυξανόμενος αριθμός χωρών έχει σταδιακά υιοθετήσει *δημοσιονομικούς κανόνες* οι οποίοι αποσκοπούν στον περιορισμό ή την εξάλειψη των δημοσιονομικών ελλειμμάτων. Με τον όρο αυτό νοείται η επιβολή αριθμητικού ορίου σε κάποια βασική δημοσιονομική μεταβλητή, όπως το δημοσιονομικό έλλειμμα, το δημόσιο χρέος, οι δημόσιες δαπάνες κ.λπ. (βλ. Kopits and Symansky, 1998). Στην Οικονομική και Νομισματική Ένωση (ΟΝΕ), για παράδειγμα, το Σύμφωνο Σταθερότητας και Ανάπτυξης επιβάλλει ως ανώτατο όριο για το έλλειμμα της γενικής κυβέρνησης το 3% του ΑΕΠ και ως μεσοπρόθεσμο στόχο την επίτευξη ισοσκελισμένου προϋπολογισμού. Οι δημοσιονομικοί κανόνες μπορεί όντως να είναι πολύ αποτελεσματικοί, ιδίως όταν προβλέπουν συγκεκριμένες κυρώσεις σε περίπτωση που δεν τηρηθούν (βλ. de Haan et al., 2004, Wierts, 2008). Η Συνθήκη του Μάαστριχτ και το Σύμφωνο Σταθερότητας και Ανάπτυξης έπαιξαν καταλυτικό ρόλο στον περιορισμό των δημοσιονομικών ελλειμμάτων εκείνων των χωρών που θέλησαν να εξασφαλίσουν τη συμμετοχή τους στην ευρωζώνη.

Οι δημοσιονομικοί κανόνες έχουν όμως και σημαντικά μειονεκτήματα. Το πρώτο είναι ότι ενθαρρύνουν την υιοθέτηση υπερκυκλικών (και όχι αντικυκλικών) πολιτικών. Ειδικά στην περίπτωση των κανόνων που θέτουν αριθμητικά όρια στο δημοσιονομικό έλλειμμα (ή το χρέος), τα όρια αυτά κινδυνεύουν να ξεπεραστούν συνήθως όταν η οικονομική συγκυρία είναι αρνητική. Επομένως, ο κανόνας δημιουργεί κίνητρα για την υιοθέτηση περιοριστικής δημοσιονομικής πολιτικής όταν η οικονομική συγκυρία θα απαιτούσε ακριβώς το αντίθετο. Αντίστοιχα, σε συνθήκες ανθηρής οικονομικής ανάπτυξης, ο δημοσιονομικός κανόνας είναι σχετικά εύκολο να τηρηθεί και έτσι δεν ενθαρρύνεται η δημοσιονομική προσαρμογή.

Οι δημοσιονομικοί κανόνες έχουν γίνει αντικείμενο κριτικής και για τον πρόσθετο λόγο ότι δεν συμβάλλουν στη βελτίωση της ποιότητας της δημοσιονομικής πολιτικής. Καθώς ο μόνος στόχος τους είναι η μείωση λ.χ. του ελλείμματος, τα μέσα με τα οποία θα επιτευχθεί η δημοσιονομική προσαρμογή μπορεί να συμπεριλαμβάνουν τη μείωση παραγωγικών δημόσιων δαπανών (π.χ. περικοπή του προγράμματος δημοσίων επενδύσεων). Τέλος, αν οι δημοσιονομικοί κανόνες δεν αντανακλούν μια ευρύτερη πολιτική βούληση για δημοσιονομική πειθαρχία, ενδέχεται να ενθαρρύνουν την εφαρμογή δημιουργικής λογιστικής στη διαμόρφωση των δημοσιονομικών στοιχείων, να αυξάνουν την αδιαφάνεια στην υλοποίηση του κρατικού προϋπολογισμού και εν τέλει να αποδυναμώνουν το δημοκρατικό έλεγχο στον προϋπολογισμό (βλ. von Hagen and Wolff, 2006).

Το πρόβλημα αυτό επιτείνεται από το γεγονός ότι συνήθως η συμμόρφωση με έναν δημοσιονομικό κανόνα συνεπάγεται την υιοθέτηση δημοσιονομικών πολιτικών που θα οδηγήσουν τη δημοσιονομική μεταβλητή-στόχο σε μια συγκεκριμένη πορεία στο μέλλον (π.χ. επίτευξη ισοσκελισμένου προϋπολογισμού σε ορισμένο χρονικό ορίζοντα). Οι προβλέψεις

6 Οι παραπάνω απόψεις φαίνεται να διαψεύδονται από τις πρόσφατες εξελίξεις στην Ελλάδα με τη μεγάλη αύξηση του κόστους δανεισμού. Δεν πρέπει όμως να διαφεύγει της προσοχής μας το γεγονός ότι αυτό συμβαίνει αμέσως μετά από μια μεγάλη παγκόσμια οικονομική κρίση και ενώ τα δημοσιονομικά ελλείμματα μεγάλων οικονομιών έχουν εκτοξευθεί σε πρωτοφανή επίπεδα.

αυτών (βλ. von Hagen, 2010, Anderson, 2009, European Commission, 2006):

1. *Ελέγχουν την αξιοπιστία των μακροοικονομικών προβλέψεων στις οποίες στηρίζονται οι προβλέψεις για τα μεγέθη του προϋπολογισμού.* Ο σχεδιασμός της δημοσιονομικής πολιτικής στηρίζεται σε μια σειρά από παραδοχές για τη μελλοντική πορεία της οικονομίας. Επομένως, η επιτυχής υλοποίηση του προϋπολογισμού προϋποθέτει την υιοθέτηση ρεαλιστικών και συνετών μακροοικονομικών προβλέψεων. Σε ορισμένες χώρες μάλιστα, τα δημοσιονομικά συμβούλια έχουν την αρμοδιότητα να παράγουν ανεξάρτητες μακροοικονομικές προβλέψεις, οι οποίες είναι δεσμευτικές για την κυβέρνηση στη διαδικασία κατάρτισης του προϋπολογισμού. Αυτή είναι π.χ. η περίπτωση του WIFO στην Αυστρία, του Federal Planning Bureau (FPB) στο Βέλγιο και του Central Planning Bureau (CPB) στην Ολλανδία.

2. *Αναλύουν και αξιολογούν τις προβλέψεις για τα δημόσια έσοδα και τις δημόσιες δαπάνες και επισημαίνουν πιθανούς κινδύνους απόκλισης από τους δημοσιονομικούς στόχους που έχουν τεθεί στον προϋπολογισμό.* Σε πολλές χώρες τα δημοσιονομικά συμβούλια ελέγχουν αν η δημοσιονομική πολιτική και τα μέτρα που έχει αναγγείλει η κυβέρνηση είναι συμβατά με τους δημοσιονομικούς στόχους (π.χ. το έλλειμμα που εμφανίζεται στο Πρόγραμμα Σταθερότητας και Ανάπτυξης) που η ίδια έχει θέσει (βλ. Calmfors (2010) για τη Σουηδία και Chote et al. (2010) για το Ηνωμένο Βασίλειο).

3. *Εποπτεύουν την πορεία εκτέλεσης του προϋπολογισμού κατά τη διάρκεια του έτους και παρέχουν σχετικές πληροφορίες και στατιστικά στοιχεία σε τακτά χρονικά διαστήματα.*

Μέσα από τις πιο παραπάνω δράσεις και λειτουργίες του, ένα δημοσιονομικό συμβούλιο αυξάνει τη διαφάνεια και τη λογοδοσία στην άσκηση της δημοσιονομικής πολιτικής και συμβάλλει στη βελτίωση της αξιοπιστίας της. Με αυτό τον τρόπο διασφαλίζεται καλύτερη πληροφόρηση της Βουλής και των πολιτών, αξιολογείται ο ρεαλισμός των προτεινόμενων πολιτικών και παρακολουθείται συστηματικά η πορεία υλοποίησής τους. Αν υπάρχουν αποκλίσεις από τους στόχους, αυτό εντοπίζεται εγκαίρως, πράγμα που σημαίνει ότι αυξάνεται το πολιτικό κόστος για την κυβέρνηση από την ασυνέπεια των πολιτικών της. Πέρα από αυτές τις βασικές λειτουργίες, τα δημοσιονομικά συμβούλια, ανάλογα με τους χρηματικούς πόρους και το προσωπικό που διαθέτουν, εμπλέκονται και σε άλλες δραστηριότητες, όπως η αξιολόγηση προτεινόμενων πολιτικών σε βραχυπρόθεσμο αλλά και μεσοπρόθεσμο ορίζοντα, η εξέταση της βιωσιμότητας των δημόσιων οικονομικών σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα, η ανάλυση των επιπτώσεων του θεσμικού και κανονιστικού πλαισίου που επιβάλλει το κράτος στη λειτουργία των αγορών, η ανάλυση των επιπτώσεων προτεινόμενων φορολογικών μεταρρυθμίσεων κ.ο.κ.

Το εύρος και το είδος των δραστηριοτήτων κυμαίνονται από χώρα σε χώρα και καθορίζονται ανάλογα με το θεσμικό πλαίσιο, τις παραδόσεις, την ιστορική πορεία, τις ιδιαιτερότητες και τα προβλήματα που αντιμετωπίζει. Θα είχε ενδιαφέρον να αναφέρουμε ορισμένα παραδείγματα. Το μακροβιότερο δημοσιονομικό συμβούλιο είναι το Central Planning Bureau (CPB) στην Ολλανδία, το οποίο ιδρύθηκε το 1947 και έχει δύναμη προσωπικού περίπου 150 άτομα. Οι δράσεις του CPB εκτείνονται σχεδόν σε όλους τους τομείς που αναφέρθηκαν παραπάνω, όπως η διενέργεια βραχυπρόθεσμων και μεσοπρόθεσμων προβλέψεων για βασικά μακροοικονομικά μεγέθη, η θεσμική ανάλυση τομέων της οικονομίας, οι αναλύσεις κόστους-οφέλους για προτεινόμενα δημόσια έργα, η αξιολόγηση των δημοσιονομικών πολιτικών που ακολουθεί η κυβέρνηση κ.λπ. (βλ. Bos and Teulings, 2010). Οι αναλύσεις και μελέτες του CPB χαίρουν ευρείας αποδοχής και αποτελούν σημείο αναφοράς στη δημόσια συζήτηση. Μια ιδιαιτερότητα του CPB είναι ότι διενεργεί και εκτιμήσεις του

δημοσιονομικού κόστους που έχουν οι προεκλογικές υποσχέσεις των πολιτικών κομμάτων. Οι εκτιμήσεις αυτές συναντούν τέτοια αποδοχή, ώστε οι πολίτες κυριολεκτικά απαιτούν από τους πολιτικούς να συνοδεύουν οποιαδήποτε προεκλογική τους υπόσχεση με την εκτίμηση του CPB αναφορικά με το δημοσιονομικό της κόστος.

Το δημοσιονομικό συμβούλιο με το πολυπληθέστερο ανθρώπινο δυναμικό (235 άτομα) είναι το Congressional Budget Office (CBO) των ΗΠΑ, μια ανεξάρτητη αρχή που υπάγεται στο αμερικανικό Κογκρέσο. Το Κογκρέσο καλείται να αποφασίζει για την υιοθέτηση ή μη των προτάσεων που υποβάλλονται από τον Πρόεδρο των ΗΠΑ. Βασικός ρόλος του CBO είναι να παρέχει ανάλυση και πληροφορίες για όλες τις ισχύουσες, προτεινόμενες ή εναλλακτικές πολιτικές, παραθέτοντας τα πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα της καθεμιάς, ενώ παράλληλα διεξάγει πλήθος μελετών για διάφορα θέματα δημοσιονομικού ενδιαφέροντος. Κύριος στόχος του λοιπόν είναι να βελτιώσει την ποσότητα και την ποιότητα της πληροφόρησης, με βάση την οποία τα μέλη του Κογκρέσου θα λάβουν αποφάσεις, χωρίς όμως να τους προτείνει τι τελικά πρέπει να ψηφίσουν.

Στην περίπτωση του Βελγίου, η μετατροπή του σε ομόσπονδο κράτος το 1989 συνοδεύθηκε από μεταβίβαση προς τις τοπικές κυβερνήσεις των εξουσιών που αφορούσαν τα προγράμματα δαπανών, ενώ η είσπραξη των εσόδων παρέμεινε στην αρμοδιότητα της κεντρικής διοίκησης. Το γεγονός αυτό προκάλεσε εύλογες ανησυχίες για τα δημοσιονομικά προβλήματα που θα μπορεί να δημιουργήσει η έλλειψη συντονισμού ανάμεσα στα διαφορετικά επίπεδα κυβερνήσεων. Από τότε, το βελγικό δημοσιονομικό συμβούλιο (High Council of Finance) παίζει σημαντικό συντονιστικό ρόλο, θέτοντας μεσοπρόθεσμους στόχους για τον προϋπολογισμό της κεντρικής κυβέρνησης και των περιφερειών. Αυτοί οι στόχοι αποτελούν τη βάση των διαπραγματεύσεων μεταξύ της κεντρικής κυβέρνησης και των τοπικών κυβερνήσεων, οι οποίες καταλήγουν σε συμφωνία σχετικά με τον ετήσιο στόχο για το δημοσιονομικό έλλειμμα/πλεόνασμα για κάθε επίπεδο κυβέρνησης.

Στη Χιλή, ο ρόλος της ανεξάρτητης συμβουλευτικής επιτροπής ACRCP είναι να παρέχει στο Υπουργείο Οικονομικών, εκτός των άλλων και προβλέψεις για το δυνητικό επίπεδο της παγκόσμιας τιμής του χαλκού, από την οποία εξαρτάται σημαντικό μέρος των δημόσιων εσόδων.

Πολύ πρόσφατα έχουν δημιουργηθεί τέτοια συμβούλια και σε άλλες χώρες, όπως η Σουηδία και η Ουγγαρία, ενώ δεν πρέπει να αγνοείται και η ύπαρξη τέτοιου γραφείου στην Καναδική Ομοσπονδιακή Βουλή, κατ' απομίμηση του Congressional Budget Office των ΗΠΑ.

Από τη σύντομη αυτή και πολύ επιλεκτική ανασκόπηση προκύπτει το συμπέρασμα ότι τα ανεξάρτητα δημοσιονομικά συμβούλια που υπάρχουν στις διάφορες χώρες είναι, κατά την ορολογία του Wyplosz (2008), "ήπια" συμβούλια ("soft" fiscal policy councils), υπό την έννοια ότι ο ρόλος τους είναι κυρίως συμβουλευτικός. Πώς όμως διασφαλίζεται η αποτελεσματικότητα του θεσμού αυτού στο να επηρεάσει την ασκούμενη δημοσιονομική πολιτική, αν δεν έχει την εξουσία να λαμβάνει δεσμευτικές αποφάσεις; Όπως δείχνει η διεθνής εμπειρία, και ένα "ήπιο" συμβούλιο μπορεί να παίζει σημαντικό ρόλο, αρκεί τα πολιτικά κόμματα και η κοινωνία γενικότερα να αποδέχονται τις αναλύσεις του και τις απόψεις του ως προϊόν επιστημονικής ανάλυσης και όχι με βάση το κατά πόσον αυτές είναι σύμφωνες με τις δικές τους ιδεολογικές ή πολιτικές θέσεις.

4 ΧΡΕΙΑΖΕΤΑΙ Η ΕΛΛΑΔΑ ΕΝΑ ΣΥΜΒΟΥΛΙΟ ΔΗΜΟΣΙΟΝΟΜΙΚΗΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ;

Το ερώτημα αυτό είναι καίριο για την Ελλάδα, αν αναλογιστούμε το μέγεθος των δημοσιονομικών ανισορροπιών που αντιμετωπίζει η χώρα και το γεγονός ότι η κυβέρνηση έχει

ανακοινώσει ότι θα προχωρήσει στην ίδρυση ενός ανεξάρτητου δημοσιονομικού συμβουλίου το οποίο θα υπάγεται στη Βουλή των Ελλήνων. Όπως προαναφέρθηκε, η εμπειρία άλλων χωρών έχει δείξει ότι ένα τέτοιο συμβούλιο μπορεί να είναι χρήσιμο, αφού η παρουσία του αυξάνει τη διαφάνεια στην άσκηση της δημοσιονομικής πολιτικής και επομένως το πολιτικό κόστος των "κακών" ή ασυνεπών πολιτικών. Σε μια χώρα όπως η Ελλάδα, όπου ένα πολύ κρίσιμο στοιχείο στη δημοσιονομική πολιτική είναι η αξιοπιστία των στοιχείων του προϋπολογισμού, η παρουσία ενός οργάνου, όπως το —ας το αποκαλέσουμε— Γραφείο Προϋπολογισμού της Βουλής, μπορεί να συμβάλει ουσιαστικά στο να βελτιωθεί η ποιότητα και έγκαιρη δημοσιοποίηση των δημοσιονομικών μεγεθών. Επιπλέον, ένα τέτοιο συμβούλιο, με τις αναλύσεις που θα κάνει για την αξιοπιστία των μακροοικονομικών προβλέψεων της κυβέρνησης, την ανάλυση για το ρεαλισμό των προβλέψεων σχετικά με τα έσοδα και τις δαπάνες του Προϋπολογισμού και την παρακολούθηση της υλοποίησής του, θα παρέχει σημαντικό υλικό στα κόμματα και τους βουλευτές, ώστε να ασκούν καλύτερα το ελεγκτικό τους έργο.

Είναι γνωστό ότι η αξιοπιστία των δημοσιονομικών στατιστικών στοιχείων της χώρας μας είναι πολύ χαμηλή και αυτό οφείλεται στην κακή ποιότητα των στοιχείων, αλλά και στη μη έγκαιρη δημοσιοποίησή τους. Η ύπαρξη ενός τέτοιου συμβουλίου, που θα υπάγεται στη Βουλή, μπορεί να ασκεί σημαντικές πιέσεις στην εκτελεστική εξουσία τόσο στο να παρέχει αυτή έγκαιρα στοιχεία για την πορεία εκτέλεσης του Προϋπολογισμού όσο και στο να βελτιωθεί η ποιότητά τους. Για να μπορεί όμως το Γραφείο Προϋπολογισμού της Βουλής να παίζει αυτό το ρόλο, θα πρέπει να κτίσει σταδιακά και μεθοδικά την αξιοπιστία του, κάτι που δεν θα είναι εύκολο.

Η αξιοπιστία του δημοσιονομικού συμβουλίου είναι συνάρτηση της ανεξαρτησίας του από την κυβέρνηση, τα πολιτικά κόμματα και άλλες ομάδες συμφερόντων. Επομένως, ο χαρακτήρας του συμβουλίου δεν πρέπει να είναι κομματικός. Όπως αναφέρει ο Anderson (2009), ένα τέτοιο συμβούλιο πρέπει να είναι "μη κομματικό", πράγμα όμως που δεν σημαίνει ότι θα είναι "διακομματικό". Το πρώτο σημαίνει ότι δεν πρόσκειται σε κανένα κόμμα. Το δεύτερο σημαίνει ότι πρόσκειται ή και επηρεάζεται από τα δύο μεγάλα (ή όλα τα) κόμματα. Έχει μεγάλη σημασία τα μέλη του συμβουλίου να επιλέγονται με βάση την αξία και τις επαγγελματικές τους ικανότητες και όχι με γνώμονα το να διατηρηθούν κομματικές ισορροπίες και να έχουν εκπρόσωπο όλα τα κόμματα στο συμβούλιο αυτό. Στην περίπτωση της Ελλάδος, θα ήταν ίσως σκόπιμο ο αριθμός των μελών του συμβουλίου να είναι σχετικά μικρός (π.χ. τρία μέλη), έτσι ώστε να μην υπάρχει περιθώριο διαπραγματεύσεων ανάμεσα στα πολιτικά κόμματα για να ορίσει το καθένα πρόσωπα που πρόσκεινται με κάποιο τρόπο σε αυτά. Αν η σύνθεση του συμβουλίου αποτελέσει προϊόν πολιτικών συμβιβασμών, η αποτελεσματικότητα και η αξιοπιστία του θα υποβαθμιστούν εξ αρχής (βλ. Rapanos, 2010). Η έλλειψη κομματικής ταυτότητας είναι βασικό χαρακτηριστικό όλων των δημοσιονομικών συμβουλίων που διαδραματίζουν το ρόλο τους με επιτυχία (βλ. Steuerle and Rennane, 2010, Bos and Teulings, 2010).

Μια άλλη παράμετρος που βοηθά την ουσιαστική ανεξαρτησία του δημοσιονομικού συμβουλίου είναι η χρονική διάρκεια της θητείας των μελών του. Η διάρκεια αυτή είναι σκόπιμο να υπερβαίνει τη θητεία της κυβέρνησης. Σε πολλές χώρες έχει οριστεί στα 5 χρόνια και τα μέλη του συμβουλίου δεν μπορούν να αντικατασταθούν παρά μόνο σε περίπτωση σοβαρής παράβασης των καθηκόντων τους. Η έναρξη της θητείας κάθε μέλους θα μπορούσε να οριστεί σε διαφορετικές ημερομηνίες ώστε να μη λήγουν ταυτόχρονα.

Ένα άλλο ερώτημα που προκύπτει στο σχεδιασμό ενός τέτοιου συμβουλίου είναι πού θα υπάγεται και πώς θα χρηματοδοτείται. Η τακτική που ακολουθείται σε άλλες χώρες δεν είναι κοινή. Σε ορισμένες χώρες (π.χ. στις ΗΠΑ και τον Καναδά) το συμβούλιο υπάγεται στο κοινοβούλιο (Κογκρέσο), σε άλλες στο

Υπουργείο Οικονομικών (π.χ. Ολλανδία, Χιλή), ενώ σε κάποιες υπάγεται στην κυβέρνηση (Σουηδία) ή είναι εντελώς ανεξάρτητη αρχή. Στην περίπτωση χωρών με ισχυρές μονοκομματικές κυβερνήσεις, οι οποίες έχουν σχεδόν απόλυτο έλεγχο στην κατάρτιση και εκτέλεση του προϋπολογισμού, η υπαγωγή ενός ανεξάρτητου δημοσιονομικού συμβουλίου στο κοινοβούλιο είναι μάλλον σωστή επιλογή (βλ. Anderson, 2009, Schmidt-Hebbel, 2010).

Στην περίπτωση της Ελλάδος, σύμφωνα με το Σύνταγμα (άρθρο 79) η Βουλή ψηφίζει τον προϋπολογισμό των εσόδων και εξόδων του κράτους για το επόμενο έτος, και μάλιστα κατά υπουργείο. Στη συνέχεια όμως, η Βουλή δεν διαθέτει κανένα μηχανισμό παρακολούθησης της εκτέλεσης του προϋπολογισμού τον οποίο έχει ψηφίσει. Επομένως, ενώ ο ρόλος του κοινοβουλίου είναι θεσμικά σημαντικός, στην πράξη δεν έχει τη δυνατότητα να τον ασκήσει αποτελεσματικά. Ένα δημοσιονομικό συμβούλιο το οποίο θα ανήκει στη Βουλή θα μπορούσε λοιπόν να ενισχύσει το ρόλο του κοινοβουλίου στη διαδικασία εκτέλεσης του προϋπολογισμού και μέσω δημοσιοποίησης εκθέσεων και διενέργειας ανοικτών δημόσιων συζητήσεων να ασκεί πίεση στην κυβέρνηση ώστε να αποφεύγονται αποκλίσεις από τους στόχους του προϋπολογισμού. Ως εκ τούτου, η πρόθεση της ελληνικής κυβέρνησης να εντάξει το δημοσιονομικό συμβούλιο στη Βουλή είναι μάλλον η κατάλληλη επιλογή για τη χώρα μας, διότι με αυτό τον τρόπο θα επιτευχθεί καλύτερη ισορροπία δυνάμεων μεταξύ της νομοθετικής και της εκτελεστικής εξουσίας.

Όσον αφορά τη χρηματοδότηση του συμβουλίου, αυτή σε άλλες χώρες γίνεται συνήθως με πόρους της κυβέρνησης ή του κοινοβουλίου, ενώ ένα μικρό ποσοστό καλύπτεται από τον ιδιωτικό τομέα. Η χρηματοδότηση ενός φορέα από την κυβέρνηση, της οποίας τις πολιτικές αυτός καλείται να αξιολογήσει με διαφάνεια και αντικειμενικότητα, μπορεί δυνητικά να αποτελεί πρόβλημα. Χαρακτηριστικό είναι το πρόσφατο παράδειγμα του Parliamentary Budget Office (PBO) στον Καναδά, το οποίο ιδρύθηκε μόλις το 2008. Η δημοσιοποίηση από το συμβούλιο μιας έκθεσης που εκτιμούσε το κόστος της καναδικής εμπλοκής στον πόλεμο στου Αφγανιστάν, είχε αποτέλεσμα τη σημαντική μείωση των κονδυλίων που δόθηκαν στο συμβούλιο για το επόμενο έτος. Ακόμη και σ' αυτή την περίπτωση, είναι φανερό ότι τέτοιες κινήσεις έχουν τεράστιο πολιτικό κόστος για την κυβέρνηση, επειδή ακριβώς δημοσιοποιούνται ευρέως. Για το λόγο αυτό συνήθως δεν επιχειρούνται. Παρ' όλα αυτά, στην περίπτωση της Ελλάδος, η χρηματοδότηση του συμβουλίου από πόρους της Βουλής, η οποία έχει δικό της Προϋπολογισμό που εγκρίνεται από την ίδια τη Βουλή και μόνο και όχι από το Υπουργείο Οικονομικών, είναι ίσως η πιο ενδεδειγμένη επιλογή.

Ένα συναφές θέμα αφορά τη στελέχωση του συμβουλίου με εξειδικευμένο και κατάλληλα καταρτισμένο προσωπικό. Ο αριθμός των ατόμων που υποβοηθούν το έργο του δημοσιονομικού συμβουλίου ποικίλλει σημαντικά, από τέσσερα άτομα στη Σουηδία έως 250 περίπου άτομα στο CBO των ΗΠΑ. Ανάλογο φυσικά είναι και το εύρος των δραστηριοτήτων που μπορεί να αναλάβει το συμβούλιο. Κατ' αρχήν θα μπορούσε να προσλάβει ένα μικρό αριθμό επιστημόνων και να χρησιμοποιεί, έστω με μερική απασχόληση, πανεπιστημιακούς. Για την Ελλάδα, η πρόσληψη του κατάλληλου επιστημονικού προσωπικού είναι χρονοβόρα και δαπανηρή διαδικασία. Για το λόγο αυτό, μέχρι να αποκτήσει το συμβούλιο το δικό του προσωπικό, θα μπορούσε να αξιοποιηθεί και το ανθρώπινο δυναμικό από κάποιους φορείς του Δημοσίου, όπως το Κέντρο Προγραμματισμού και Οικονομικών Ερευνών (ΚΕΠΕ), για να παρέχει τεχνική υποστήριξη σε ορισμένα τουλάχιστον θέματα (όπως η διενέργεια των μακροοικονομικών προβλέψεων και η αξιολόγηση της συνέπειας των επίσημων δημοσιονομικών προβλέψεων κ.ά.). Όσον αφορά τον ελεγκτικό του ρόλο, το συμβούλιο θα πρέπει όχι μόνο να απασχολεί ένα μικρό αριθμό ειδικών επιστημόνων, αλλά και να έχει νομικά κατοχυρωμένη πρόσβαση σε στοιχεία του Γενικού Λογιστηρίου του Κράτους και άλλων

υπηρεσιών διαφόρων Υπουργείων και φορέων του ευρύτερου δημόσιου τομέα.

Από τα παραπάνω γίνεται φανερό ότι η δημιουργία ενός Συμβουλίου Δημοσιονομικής Πολιτικής το οποίο θα υπάγεται στη Βουλή θα μπορούσε να βοηθήσει σημαντικά στην προσπάθεια για εξυγίανση των δημόσιων οικονομικών της χώρας μας. Η αντιμετώπιση της δημοσιονομικής κρίσης την οποία ζούμε και η οποία έχει μετατραπεί σε γενικότερη οικονομική κρίση απαιτεί όχι μόνο αυστηρή δημοσιονομική πολιτική, αλλά και σημαντικές αλλαγές στο θεσμικό πλαίσιο άσκησης της δημοσιονομικής πολιτικής. Μια τέτοια θεσμική αλλαγή είναι και η δημιουργία του συμβουλίου αυτού.

Συμπερασματικά, η εμπειρία των χωρών στις οποίες λειτουργούν ανεξάρτητα δημοσιονομικά συμβούλια δείχνει ότι έχει τεράστια σημασία να αποκτήσει το συμβούλιο τη φήμη ότι οι αξιολογήσεις του είναι αξιόπιστες και να πείσει τις αγορές και την κοινή γνώμη ότι είναι πραγματικά ανεξάρτητο και δεν επηρεάζεται από την κυβέρνηση, τα πολιτικά κόμματα ή άλλες ομάδες συμφερόντων. Ένα ανεξάρτητο δημοσιονομικό συμβούλιο, και στην περίπτωση της Ελλάδος, θα μπορούσε να αποτελεί σημείο αναφοράς όχι μόνο για τη Βουλή, αλλά και για τους οικονομικούς αναλυτές ή ακόμη και τους διεθνείς οίκους πιστοληπτικής αξιολόγησης και —μαζί με την Τράπεζα της Ελλάδος— να αποτελεί έγκυρη πηγή πληροφοριών για τις δημοσιονομικές εξελίξεις στην Ελλάδα. Ένα από τα σημαντικότερα προβλήματα της Ελλάδος σήμερα είναι η έλλειψη αξιοπιστίας όχι μόνο της δημοσιονομικής της πολιτικής, αλλά και της ποιότητας των στατιστικών στοιχείων που αφορούν τα δημόσια οικονομικά. Η ανάκτηση αυτής της αξιοπιστίας είναι μια μακρά διαδικασία, στην οποία ένα ανεξάρτητο δημοσιονομικό συμβούλιο θα μπορούσε να παίξει καταλυτικό ρόλο.

Ωστόσο, κανένας θεσμός, ανεξάρτητα από το πόσο καλός θεωρείται ή πόσο επιτυχημένα έχει λειτουργήσει σε άλλες χώρες, δεν αποτελεί πανάκεια (βλ. Debrun et al., 2009, von Hagen, 2010). Η δυνατότητα ενός ανεξάρτητου δημοσιονομικού συμβουλίου να εκπληρώνει αποτελεσματικά το ρόλο του εξαρτάται από την πολιτική βούληση και τη στήριξη που θα έχει από όλα τα πολιτικά κόμματα, αλλά και από την προθυμία για συνεργασία της κυβέρνησης και των φορέων της, με το να παρέχουν στατιστικά στοιχεία και άλλες πληροφορίες, ακόμη και αν τυπικά η παροχή στοιχείων προς το συμβούλιο δεν αποτελεί νομική υποχρέωση. Ένα ανεξάρτητο δημοσιονομικό συμβούλιο μπορεί να συμβάλει στη βελτίωση των δημοσιονομικών επιδόσεων μιας χώρας μόνο στην περίπτωση που η ίδια η κυβέρνηση συμμερίζεται την άποψη ότι υπάρχει πρόβλημα δημοσιονομικής πειθαρχίας το οποίο πρέπει να αντιμετωπιστεί. Δεν είναι τυχαίο ότι, σε πολλές χώρες, ανεξάρτητα δημοσιονομικά συμβούλια δημιουργήθηκαν ακριβώς κατά τη διάρκεια ή αμέσως μετά από μια σοβαρή δημοσιονομική κρίση. Όσον αφορά την Ελλάδα, η σημερινή δημοσιονομική κρίση δεν είναι η πρώτη στην πρόσφατη ιστορία της. Με βάση το πιο πάνω σκεπτικό, θα μπορούσαν να έχουν ήδη αξιοποιηθεί στο παρελθόν οι ευκαιρίες για την ενίσχυση του πλαισίου άσκησης δημοσιονομικής πολιτικής με θεσμούς όπως αυτός ενός ανεξάρτητου συμβουλίου δημοσιονομικής πολιτικής.

Δημιουργείται λοιπόν το ερώτημα αν η ύπαρξη ενός τέτοιου συμβουλίου θα είχε βοηθήσει στο να αποτραπεί ή να περιοριστεί σε κάποιο βαθμό η σημερινή δημοσιονομική κρίση της χώρας. Η απάντηση δεν είναι εύκολη. Είναι γνωστό ότι η λειτουργία ενός θεσμού μπορεί να είναι επιτυχής μόνο αν οι δημιουργοί του θεσμού σέβονται τους όρους λειτουργίας του και οι υπόλοιποι δέκτες των υπηρεσιών του θεσμού αυτού τον θεωρούν αμερόληπτο, αξιόπιστο και αποτελεσματικό. Οι πολιτικοί, οικονομικοί και άλλοι θεσμοί δεν λειτουργούν εν κενώ, αλλά μέσα σε ένα πολιτικό, οικονομικό και κοινωνικό γίγνεσθαι, το οποίο επηρεάζει τη λειτουργία τους αλλά και επηρεάζεται από αυτήν. Η άποψή μας είναι ότι, αν υπήρχε ένα συμβούλιο το οποίο θα ήταν αξιόπιστο και το πολιτικό σύστημα είχε επενδύσει στην αμερόληπτη και αξιόπι-

στη λειτουργία του, το συμβούλιο από μόνο του δεν θα απέτρεπε την κρίση. Το πολιτικό μας σύστημα όμως και η κοινή γνώμη θα μπορούσαν να έχουν μια πολύ πιο έγκυρη και έγκαιρη ενημέρωση για τη δραματική επιδείνωση των δημοσιονομικών μεγεθών και αυτό θα βοηθούσε στην πιο έγκαιρη συνειδητοποίηση και αντιμετώπιση του προβλήματος.

5 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η βιωσιμότητα της δημοσιονομικής θέσης μιας χώρας αποτελεί προϋπόθεση της υγιούς ανάπτυξής της. Κατά ένα δημοφιλή ορισμό, η δημοσιονομική θέση μιας χώρας είναι βιώσιμη όταν οι υπάρχοντες θεσμοί (όπως το φορολογικό σύστημα, το σύστημα κοινωνικής ασφάλισης και δημόσιας υγειονομικής περίθαλψης) μπορούν να διατηρηθούν σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα χωρίς να δημιουργηθεί ανεξέλεγκτη αύξηση του δημόσιου χρέους. Στη διεθνή βιβλιογραφία, τα προβλήματα που δημιουργεί το υψηλό χρέος συνδέονται περισσότερο με το μέλλον. Όπως έγραφε ο Musgrave (1988), "η δημιουργία χρέους επιτρέπει στις γενιές που ζουν τώρα να πάρουν πόρους από τις γενιές που θα ζήσουν στο μέλλον". Όμως, όπως αποδείχθηκε ξανά πρόσφατα, το υψηλό δημόσιο χρέος μπορεί να δημιουργήσει σημαντικά προβλήματα και στο παρόν (βλ. Reinhart and Rogoff, 2010).

Ιδιαίτερα για την Ελλάδα, αυτό που ήλθε πρόσφατα στην επιφάνεια με επώδυνο τρόπο είναι ότι το υψηλό δημόσιο χρέος δεν αποτελεί πρόβλημα μόνο για τις μελλοντικές γενιές, αλλά μπορεί να προκαλέσει αλυσιδωτά προβλήματα στην οικονομία και να θέσει σε κίνδυνο την τροχιά ανάπτυξης μιας χώρας και στο παρόν. Υπό αυτή την έννοια, η συστηματική έλλειψη δημοσιονομικής πειθαρχίας που οδηγεί σε τέτοιες καταστάσεις αποτελεί αποτυχία του πολιτικού συστήματος (political failure) και ως εκ τούτου η αντιμετώπισή της θα μπορούσε να υποβοηθηθεί και με μεταρρυθμίσεις στο θεσμικό πλαίσιο κατάρτισης και εκτέλεσης του δημόσιου προϋπολογισμού και της οικονομικής πολιτικής γενικότερα.

Κατά τη διάρκεια των τελευταίων μηνών η Ελλάδα έχει εισέλθει σε μια περίοδο βαθιάς δημοσιονομικής κρίσης. Προκειμένου να αντιμετωπιστεί η κρίση αυτή και σε συμφωνία με τις επιταγές των διεθνών οργανισμών που επιτηρούν την ελληνική οικονομία, η κυβέρνηση έχει υιοθετήσει ένα φιλόδοξο πρόγραμμα αυστηρής δημοσιονομικής προσαρμογής. Η δέσμευση της ελληνικής κυβέρνησης να μειώσει το έλλειμμα της γενικής κυβέρνησης από 13,6% του ΑΕΠ σε κάτω από 3% του ΑΕΠ σε μια περίοδο 3 ή 4 ετών είναι η μεγαλύτερη προσαρμογή που έχει επιχειρηθεί ποτέ από χώρα της ευρωζώνης. Ο στόχος είναι φιλόδοξος, αλλά εφικτός. Αν δεν θέλουμε να επαναληφθεί η ιστορία της δεκαετίας του '90, όταν η περίοδος δημοσιονομικής προσαρμογής ακολουθήθηκε από χαλάρωση της δημοσιονομικής πολιτικής και συνακόλουθη αύξηση των ελλειμμάτων με καταστροφικά αποτελέσματα, η χώρα πρέπει να προχωρήσει αποφασιστικά σε μεταρρύθμιση και του θεσμικού πλαισίου άσκησης της δημοσιονομικής πολιτικής. Η δημιουργία ενός ανεξάρτητου δημοσιονομικού συμβουλίου θα μπορούσε να αποτελέσει ένα σημαντικό στοιχείο αξιοπιστίας σ' αυτή την κατεύθυνση. Ας μην έχουμε όμως την αυταπάτη ότι η δημιουργία του μέλλει να λύσει το δημοσιονομικό πρόβλημα. Το συμβούλιο αυτό μπορεί να παίξει σημαντικό αλλά μόνο συμπληρωματικό ρόλο στη γενικότερη προσπάθεια για ριζική αναμόρφωση του ευρύτερου θεσμικού πλαισίου άσκησης της δημοσιονομικής πολιτικής.

Οι αποφάσεις για τη δημοσιονομική πολιτική που θα ακολουθηθεί σε μια χώρα εμπεριέχουν αναπόφευκτα αξιολογικές κρίσεις σχετικά με μια σειρά από ζητήματα, όπως η σημασία της ατομικής ελευθερίας και της ελευθερίας επιλογής, η αλληλεγγύη μεταξύ των μελών της κοινωνίας, η συμπόνια για εκείνους που έχουν ανάγκη από βοήθεια, το δικαίωμα να αντιμείβεται κάποιος στο μέλλον σε αντάλλαγμα των προσπαθειών που καταβάλλει στο παρόν, η υπευθυνότητα και η μέριμνα για τις μελλοντικές γενιές (βλ. Kornai, 2010). Υπό αυτή την έννοια, οι αποφάσεις αυτές είναι πολιτικές και ο ρόλος ενός ανεξάρτητου δημοσιονομι-

κού συμβουλίου δεν είναι να υποκαταστήσει την εκτελεστική εξουσία. Η δυνητική προστιθέμενη αξία ενός τέτοιου συμβουλίου έγκειται στη δυνατότητά του να αναλύει τα βραχυπρόθεσμα και μακροπρόθεσμα αποτελέσματα των υιοθετούμενων ή εναλλακτικών επιλογών πολιτικής, να ελέγχει τη συνέπειά τους και τελικά να αυξάνει τη διαφάνεια στην άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής, διαχέοντας πληροφόρηση που είναι προσιτή σε όλους και όχι μόνο σε ένα κλειστό κύκλο τεχνοκρατών. Επομένως, ενισχύει την άσκηση δημοκρατικού ελέγχου επί της εκτελεστικής εξουσίας και την υποχρέωση λογοδοσίας της, που είναι βασική αρχή του δημοκρατικού πολιτεύματος.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Anderson, B. and J.J. Minarik (2006), "Design choices for fiscal policy rules", *OECD Journal on Budgeting*, Vol. 5(4), 159-208.

Anderson, B. (2009), "The changing role of parliament in the budget process", *OECD Journal on Budgeting*, 2009/1, 1-11.

Balassone, F., D. Franco and R. Giordano (2004), "Market-induced fiscal discipline: is there a fall-back solution for rule failure?", *Proceedings of Banca d'Italia Public Finance Workshop*, Rome: Banca d'Italia.

Beetsma, R.M.W.J. and A.L. Bovenberg (1999), "Does monetary unification lead to excessive debt accumulation?", *Journal of Public Economics*, 74, 299-325.

Bos, F. and C. Teulings (2010), "Lessons from the Netherlands", paper presented at the Conference on Independent Fiscal Institutions, Fiscal Council, Republic of Hungary, Budapest, March 2010.

Calmfors, L. (2003), "Fiscal policy to stabilise the domestic economy in the EMU: What can we learn from monetary policy?", *CESifo Economic Studies*, 49, 319-353.

Camlfors, L. (2010), "Lessons from Sweden", paper presented at the Conference on Independent Fiscal Institutions, Fiscal Council, Republic of Hungary, Budapest, March 2010.

Chote, R., C. Emmerson and J. Shaw (επιμ.) (2010), *The IFS Green Budget: February 2010*, Institute for Fiscal Studies, UK.

de Haan, J., H. Berger and D. Jansen (2004), "Why has the Stability and Growth Pact failed?" *International Finance*, 7, 235-260.

Debrun, X., D. Hauner and M.S. Kumar (2009), "Independent fiscal agencies", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 23, No. 1, 44-81.

Eichengreen, B., R. Hausman and J. von Hagen (1999), "Reforming budgetary institutions in Latin America: the case for a national fiscal council", *Open Economies Review*, 10, 415-442.

European Commission (2006), Directorate General, Economic & Financial Affairs, Brussels, 04/04/2006, "Survey on Fiscal Rules and Institutions: Summary of First Results", CFIN/LM-JAC/REP52126/06-EN.

European Commission (2009), *Public Finances in EMU 2009*, Brussels.

Gale, W.G. and P.R. Orszag (2003), "Economic effects of sustained fiscal deficits", *National Tax Journal*, 56, 463-485.

Hardin, G. (1968), "The tragedy of the commons", *Science*, 162, 1243-1248.

Jonung, L. and M. Larch (2004), "Improving fiscal policy in the EU: the case for independent fiscal forecasts", Economic Papers no. 210, European Commission.

Jonung, L. and M. Larch (2006), "Fiscal Policy in the EU: Are Official Output Forecasts Biased?" *Economic Policy*, July, 491-534.

Kopits, G. and S. Symansky (1998), "Fiscal Policy Rules", International Monetary Fund, Occasional Paper, No. 162, IMF, Washington D.C.

Kornai, J. (2010), "Introductory remarks", paper presented at the Conference on Independent Fiscal Institutions, Fiscal Council, Republic of Hungary, Budapest, March 2010.

Krogstrup, S. and C. Wyplosz (2006), "A common pool theory of deficit bias correction", CEPR Discussion Paper 5866.

Krogstrup, S. and C. Wyplosz (2010), "A common pool theory of supranational deficit ceilings", *European Economic Review*, 54, 269-278.

Mueller, D.C. (2003), *Public Choice III*, Cambridge University Press, U.K.

Musgrave, R. (1988), "Public debt and intergenerational equity", *in* Arrow, K. and M. Boskin (eds) *The economics of public debt*, MacMillan, London.

OECD (2007), *Economic Outlook*, 2007/2, 82, Paris.

Persson, T. and L. Svensson (1989), "Why a stubborn conservative would run a deficit: policy with time-inconsistent preferences," *Quarterly Journal of Economics*, 104(2), 325-46.

Ράπανος, Β. (2007), "Σύνταξη και εκτέλεση του κρατικού προϋπολογισμού: ευρωπαϊκή εμπειρία και η ελληνική πραγματικότητα", Ίδρυμα Οικονομικών και Βιομηχανικών Ερευνών, Αθήνα.
Rapanos, V. (2010), "Greek Public Finances and the possible role of a Parliamentary Budget Office", paper presented at the Conference on Independent Fiscal Institutions, Fiscal Council, Republic of Hungary, Budapest, March 2010.
Reinhart, C.M. and K.S. Rogoff (2010), "Growth in a time of debt", CEPR Discussion Paper DP7661.
Rogoff, K. (1990), "Equilibrium Political Business Cycles", *American Economic Review*, 80, 21-36.
Rogoff, K. and J. Bertelesmann (2010), "The rationale for fiscal policy councils: theory and evidence", paper presented at the Conference on Independent Fiscal Institutions, Fiscal Council, Republic of Hungary, Budapest, March 2010.
Schmidt-Hebbel, K. (2010), "Lessons from Chile", paper presented at the Conference on Independent Fiscal Institutions, Fiscal Council, Republic of Hungary, Budapest, March 2010.
Shepsle, K. and B. Weingast (1981), "Political Preferences for the Pork Barrel: A Generalization", *American Journal of Political Science*, 25(1), 96-111.
Steuerle, E.C. and S. Rennane (2010), "Lessons from the United States", paper presented at the Conference on Independent Fiscal Institutions, Fiscal Council, Republic of Hungary, Budapest, March 2010.
Tabellini, G. and A. Alesina (1990), "Voting on the Budget Deficit", *American Economic Review*, 80, 37-49.
Τράπεζα της Ελλάδος (2004), *Έκθεση του Διοικητή για το έτος 2003*, Αθήνα.
Van Riet, A. (2010), "Euro area fiscal policies and the crisis", ECB Occasional Paper, No. 109, April.
von Hagen, J. (2009), "Sticking to fiscal plans: the role of fiscal forecasts", *Public Choice* (υπό έκδοση).
von Hagen, J. (2010), "The scope and limits of fiscal councils", paper presented at the Conference on Independent Fiscal Institutions, Fiscal Council, Republic of Hungary, Budapest, March 2010.
von Hagen, J. and I. Harden (1995), "Budget processes and commitment to fiscal discipline", *European Economic Review*, 39, 771-779.
von Hagen, J. and G. Wolff (2006), "What do deficits tell us about debts? Empirical evidence on creative accounting with fiscal rules", *Journal of Banking and Finance*, 30, 3259-3279.
Wierts, P. (2008), "Fiscal rules and fiscal outcomes in EMU: theory and evidence", Thesis submitted for the Degree of Doctor of Philosophy in Economics, The Centre for Euro-Asian Studies, Department of Economics, University of Reading.
Wren-Lewis, S. (2010), "Comparing the delegation of monetary and fiscal policy," paper presented at the Conference on Independent Fiscal Institutions, Fiscal Council, Republic of Hungary, Budapest, March 2010.
Wyplosz, C. (2005), "Fiscal policy: institutions versus rules", *National Institute Economic Review*, 191, 70-84.
Wyplosz, C. (2008), "Fiscal policy councils: unlovable or just unloved?", *Swedish Economic Policy Review*, 15, 173-192.

ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΤΙΚΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΤΗΣ ΠΙΘΑΝΟΤΗΤΑΣ ΑΝΕΡΓΙΑΣ ΤΩΝ ΝΕΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ, ΜΕ ΕΜΦΑΣΗ ΣΤΟΥΣ ΑΠΟΦΟΙΤΟΥΣ ΤΡΙΤΟΒΑΘΜΙΑΣ ΕΚΠΑΙΔΕΥΣΗΣ*

Θεόδωρος Μητράκος
Τράπεζα της Ελλάδος
Διεύθυνση Οικονομικών Μελετών

Πάνος Τσακλόγλου
Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Ιωάννης Χολέζας
Κέντρο Προγραμματισμού και Οικονομικών Ερευνών (ΚΕΠΕ)

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Το πρόβλημα της ανεργίας του εργατικού δυναμικού, και ειδικά της ανεργίας των νέων, βρίσκεται σχεδόν μονίμως στο επίκεντρο του δημόσιου διαλόγου στην Ελλάδα. Τα ποσοστά ανεργίας των νέων στην Ελλάδα είναι από τα υψηλότερα στις χώρες της ΕΕ και, επιπλέον, αντίθετα από ό,τι παρατηρείται σε άλλες χώρες, σημαντικό ποσοστό των νέων ανέργων είναι απόφοιτοι τριτοβάθμιας εκπαίδευσης. Η παρούσα μελέτη επιχειρεί λεπτομερή ανάλυση των προσδιοριστικών παραγόντων της ανεργίας στην Ελλάδα, με έμφαση στις μεταβλητές που σχετίζονται με το εκπαιδευτικό επίπεδο των μελών του εργατικού δυναμικού, χρησιμοποιώντας τα μικροδεδομένα των Ερευνών Εργατικού Δυναμικού της ΕΣΥΕ για την περίοδο 2004-2007.

Τα αποτελέσματα της μελέτης δείχνουν ότι η συζήτηση περί προβλήματος ανεργίας των νέων είναι ελαφρώς αποπροσανατολιστική. Το πρόβλημα δεν είναι πρόβλημα ανεργίας των νέων, αλλά πρόβλημα μετάβασης από την εκπαίδευση στην αγορά εργασίας γενικά, ανεξαρτήτως της ηλικίας του ατόμου. Το πρόβλημα αυτό αφορά όλες τις βαθμίδες του εκπαιδευτικού συστήματος και όχι μόνο τους αποφοίτους τριτοβάθμιας εκπαίδευσης. Η διαφορά μεταξύ των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης και των αποφοίτων χαμηλότερων βαθμίδων του εκπαιδευτικού συστήματος έγκειται στο ότι στην περίπτωση των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης το ποσοστό ανεργίας μειώνεται σε ανεκτά επίπεδα ορισμένα έτη μετά την αποφοίτηση, ενώ στους αποφοίτους των άλλων βαθμίδων η διαδικασία αυτή είναι πολύ βραδύτερη και συγκλίνει σε υψηλότερα επίπεδα ανεργίας. Επιπρόσθετα, εντός της τριτοβάθμιας εκπαίδευσης (ΤΕΙ, ΑΕΙ, μεταπτυχιακές σπουδές), όσο υψηλότερο το εκπαιδευτικό επίπεδο, τόσο χαμηλότερο το μακροχρόνιο ποσοστό ανεργίας, ενώ παρατηρούνται και σημαντικότατες διαφοροποιήσεις εντός εκπαιδευτικών βαθμίδων. Ορισμένες ομάδες αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης ουσιαστικά δεν αντιμετωπίζουν πρόβλημα ανεργίας μετά την αποφοίτησή τους από την τριτοβάθμια εκπαίδευση (απόφοιτοι σχολών "Πληροφορικής" και "Νομικής"), τουλάχιστον οι άνδρες, άλλες αντιμετωπίζουν σοβαρότατο πρόβλημα αλλά για σχετικά λίγα έτη μετά την αποφοίτησή τους (απόφοιτοι σχολών "Φυσικών Επιστημών", "Μαθηματικών και Στατιστικής"), ενώ άλλες αντιμετωπίζουν σοβαρό πρόβλημα ανεργίας ακόμη και αρκετά έτη μετά την αποφοίτησή τους (απόφοιτοι σχολών "Φυσικής Αγωγής", "Κοινωνικών Επιστημών", αλλά και απόφοιτοι αρκετών σχολών ΤΕΙ). Τέλος, ακόμα και όταν απομονώνεται η επίδραση σειράς παραγόντων, οι γυναίκες γενικά, και οι γυναίκες απόφοιτοι τριτοβάθμιας εκπαίδευσης ειδικά, αντιμετωπίζουν σημαντικά υψηλότερη πιθανότητα ανεργίας από ό,τι οι άνδρες με αντίστοιχα

* Η μελέτη απηχεί τις απόψεις των συγγραφέων και όχι κατ' ανάγκη αυτές της Τράπεζας της Ελλάδος. Ευχαριστίες εκφράζονται στους Η. Gibson, Ν. Καστή, Γ. Καλογήρου, Η. Κικίλια, Δ. Νικολίτσα, Τ. Πολίτη και Γ. Ψαχαρόπουλο για τα χρήσιμα σχόλιά τους. Η παρούσα μελέτη υποστηρίχθηκε από τη *Μορφωτική και Αναπτυξιακή Πρωτοβουλία*. Προηγούμενη εκδοχή της αποτελούσε μέρος της συνολικότερης δράσης της με τίτλο "Εκπαίδευση και Ανάπτυξη: Σύνδεση Εκπαίδευσης και Απασχόλησης", τα αποτελέσματα της οποίας παρουσιάστηκαν σε ειδική ημερίδα στο Ινστιτούτο Goethe τον Ιούλιο του 2009.

προσόντα εκπαίδευσης και λοιπά χαρακτηριστικά. Σε ορισμένες κατηγορίες γυναικών αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας είναι εξαιρετικά υψηλά, ακόμη και πολλά έτη μετά την αποφοίτηση (απόφοιτοι σχολών "Γεωπονικής και Δασολογίας" και "Φυσικής Αγωγής" ΑΕΙ, "Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων" και "Οικονομίας και Διοίκησης" ΤΕΙ).

Τα αποτελέσματα της μελέτης αποτυπώνουν την κατάσταση στην αγορά εργασίας την περίοδο 2004-2007 και θα ήταν παρακινδυνευμένο να προβληθούν στο μέλλον. Αυτό οφείλεται στο ότι την τελευταία δεκαπενταετία η τριτοβάθμια εκπαίδευση στην Ελλάδα, όπως και στις περισσότερες χώρες του ΟΟΣΑ, επεκτάθηκε με ταχύτατους ρυθμούς και οι απόφοιτοι τριτοβάθμιας εκπαίδευσης στις νεότερες γενεές είναι αναλογικά πολύ περισσότεροι από ό,τι στις προηγούμενες γενεές. Επιπλέον, η πρόσφατη χρηματοοικονομική κρίση έχει αλλάξει σημαντικά τα δεδομένα για την απασχόληση και την ανεργία, αλλά και την πραγματική οικονομία σε εθνικό και διεθνές επίπεδο. Το αν η αύξηση της προσφοράς εργασίας πτυχιούχων στην Ελλάδα θα οδηγήσει σε μονιμότερη αύξηση του ποσοστού ανεργίας των πτυχιούχων ακόμη και μετά τα πρώτα έτη ένταξής τους στην αγορά εργασίας εξαρτάται από σειρά παραγόντων, όπως το κατά πόσον οι επιχειρήσεις θα αυξήσουν τη ζήτησή τους για ειδικότητες υψηλής ποιότητας ανθρώπινου κεφαλαίου, ή το βαθμό στον οποίο οι επιχειρήσεις αυτές θα είναι διατεθειμένες να χρησιμοποιήσουν εργασία πτυχιούχων σε θέσεις που στην πραγματικότητα δεν απαιτούν υψηλά προσόντα εκπαίδευσης. Πάντως, τα διαθέσιμα στοιχεία δείχνουν ότι η απόφαση των νέων να αποκτήσουν περισσότερη εκπαίδευση είναι απολύτως ορθολογική, εφόσον τα υψηλότερα επίπεδα εκπαίδευσης φαίνεται να αποτελούν σχετικά ασφαλή ασπίδα κατά της ανεργίας, έστω και μακροπρόθεσμα. Μάλιστα, πρέπει να επισημανθεί ότι η υψηλότερη ζήτηση από πλευράς των νέων εκδηλώνεται για τις σχολές εκείνες που εμφανίζονται να έχουν τα χαμηλότερα ποσοστά ανεργίας.

1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Τις δύο τελευταίες δεκαετίες το πρόβλημα της ανεργίας του εργατικού δυναμικού, και ειδικά της ανεργίας των νέων, βρίσκεται σχεδόν μονίμως στο επίκεντρο του δημόσιου διαλόγου στην Ελλάδα. Το ποσοστό της ανεργίας από 7,4% το 1986 αυξήθηκε σε 11,9% το 1999, οπότε και έλαβε τη μεγαλύτερη τιμή του, για να μειωθεί σε 8,8% το 2006 και 7,6% το 2008. Όλα ανεξαιρέτως τα έτη για τα οποία υπάρχουν διαθέσιμα στοιχεία το ποσοστό ανεργίας των γυναικών ήταν υπερδιπλάσιο του ποσοστού ανεργίας των ανδρών, ενώ ένα διαρκώς αυξανόμενο ποσοστό των ανέργων είναι μακροχρόνια άνεργοι, δηλαδή βρίσκονται σε κατάσταση ανεργίας για διάστημα μεγαλύτερο των 12 μηνών. Το ποσοστό αυτό ξεκίνησε από 42,5% το 1986 και σταθεροποιήθηκε σε επίπεδα υψηλότερα του 50% μετά το 1993. Το 2006 έφθασε στο 56,1%, για να μειωθεί σημαντικά τα δύο επόμενα έτη φθάνοντας στο 49,6% το 2008. Τέλος, τόσο στους άνδρες όσο και στις γυναίκες παρατηρείται μια αντίστροφη σχέση μεταξύ ηλικίας και ποσοστού ανεργίας, με τα ποσοστά ανεργίας στις ηλικιακές ομάδες 15-19 και 20-24 ετών να είναι δυσανάλογα υψηλότερα από αυτά των μεγαλυτέρων σε ηλικία ομάδων. Τα περισσότερα έτη της υπό εξέταση περιόδου το ποσοστό ανεργίας της (μικρής αριθμητικά) ομάδας των γυναικών ηλικίας 15-19 ετών ήταν πάνω από 50%, ενώ αυτό των γυναικών ηλικίας 20-24 ετών ήταν σταθερά υψηλότερο του 30%. Υψηλά ποσοστά παρατηρούνται και για την ομάδα των γυναικών ηλικίας 25-34 ετών (14%-22%). Τα ποσοστά για τους άνδρες των αντίστοιχων ηλικιακών ομάδων είναι επίσης υψηλά, όχι όμως τόσο όσο αυτά των γυναικών, τα οποία κυμαίνονται μεταξύ 14% και 28% για την ομάδα 15-19 ετών και μεταξύ 15% και 22% για την ομάδα 20-24 ετών.

Πρέπει να διευκρινιστεί ότι πρόβλημα ανεργίας των νέων αντιμετωπίζουν σχεδόν όλες οι ευρωπαϊκές χώρες. Όμως, όπως προκύπτει από τα πρόσφατα στοιχεία της Eurostat για το α' τρίμηνο του 2009, με βάση τον εναρμονισμένο ορισμό της ανεργίας, στην Ελλάδα το

ποσοστό ανεργίας των νέων μέχρι 24 ετών ήταν 24,2%, έναντι 18,3% του κοινοτικού μέσου όρου της ΕΕ-27. Το αποτέλεσμα αυτό οφείλεται κυρίως στο πολύ υψηλό ποσοστό ανεργίας των νέων γυναικών (31,8% έναντι 19,1% του κοινοτικού μέσου όρου), ενώ αντίθετα το ποσοστό ανεργίας των νέων ανδρών δεν ήταν σημαντικά υψηλότερο του κοινοτικού μέσου όρου (18,3% έναντι 17,4%).[1]

Επομένως, παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον – τόσο από πλευράς επιστημονικής ανάλυσης όσο και χάραξης πολιτικής – να αναλυθούν οι προσδιοριστικοί παράγοντες της ανεργίας, αφενός για το σύνολο του εργατικού δυναμικού και αφετέρου ειδικότερα για τους νέους. Αυτό μπορεί να γίνει με δύο τρόπους: είτε σε μακροοικονομικό επίπεδο, με σκοπό τον εντοπισμό των παραγόντων που επηρεάζουν το επίπεδο της ανεργίας (και, ενδεχομένως, τη σύνθεσή της), είτε σε μικροοικονομικό επίπεδο, με σκοπό τον προσδιορισμό της πιθανότητας ανεργίας ατόμων με συγκεκριμένα χαρακτηριστικά, με δεδομένο το συνολικό επίπεδο ανεργίας. Η παρούσα μελέτη υιοθετεί τη δεύτερη προσέγγιση και στοχεύει στη διερεύνηση των προσδιοριστικών παραγόντων της ανεργίας, με έμφαση στους πτυχιούχους τριτοβάθμιας εκπαίδευσης, χρησιμοποιώντας τα μικροδεδομένα των Ερευνών Εργατικού Δυναμικού (ΕΕΔ) της περιόδου 2004-2007.

Στην επόμενη ενότητα της μελέτης παρουσιάζεται συνοπτικά η επισκόπηση των ευρημάτων των διαθέσιμων εμπειρικών ερευνών για το φαινόμενο της ανεργίας των νέων στην Ελλάδα. Στην τρίτη ενότητα παρουσιάζονται οι ΕΕΔ που χρησιμοποιούνται στην ανάλυση, ενώ στην τέταρτη παρατίθενται τα σημαντικότερα εμπειρικά αποτελέσματα της εργασίας και στην τελευταία ενότητα συνοψίζονται τα ευρήματα της μελέτης.

2 ΣΥΝΤΟΜΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ[2]

Η εικόνα της αγοράς εργασίας στην Ελλάδα έχει κάποια ιδιαίτερα χαρακτηριστικά που συχνά θεωρούνται —λίγο έως πολύ— υπεύθυνα για τα υψηλά ποσοστά ανεργίας, ιδίως των νέων και των γυναικών. Για παράδειγμα, η ελληνική αγορά εργασίας χαρακτηρίζεται από δυϊσμό, με την έννοια ότι λειτουργεί αφενός μία επίσημη αγορά εργασίας (που υπόκειται σε ρυθμίσεις/ελέγχους και παρέχει εργασιακή ασφάλεια) και αφετέρου μία ανεπίσημη αγορά εργασίας (χωρίς εργασιακή ασφάλεια, συχνά με αδήλωτη εργασία, άσχημες συνθήκες εργασίας και χαμηλές αμοιβές).[3]

Την τελευταία εικοσιπενταετία η ανεργία των πτυχιούχων ανώτατης εκπαίδευσης αυξάνεται (4,3% το 1981, 6,6% το 1990, 7,6% το 1997), αλλά η αύξηση αυτή δεν πλήττει όλους τους αποφοίτους με τον ίδιο τρόπο. Έτσι, σύμφωνα με την Καραμεσίνη (2003), εντονότερη είναι η ανεργία μεταξύ των αποφοίτων σχολών σωματικής αγωγής, φιλοσοφικής, θεολογικής, γεωπονικής και δασοπονίας, ενώ ακολουθούν οι απόφοιτοι σχολών οικονομικών, κοινωνικών και πολιτικών επιστημών, καθώς και οι απόφοιτοι παιδαγωγικών και φυσικομαθηματικών σχολών.

Ειδικότερα όσον αφορά τα άτομα με υψηλές δεξιότητες, παρατηρείται ανισορροπία μεταξύ ζήτησης και προσφοράς (Liagouras et al., 2003, Κατσανέβας και Λιβανός, 2005), είτε λόγω αδυναμίας του εκπαιδευτικού συστήματος να προσαρμοστεί στις ανάγκες της αγοράς εργασίας, είτε λόγω της επιμονής των Ελλήνων στην απόκτηση ανώτατης εκπαίδευσης (Παπαηλίας, 2006). Σε αντιδιαστολή, η μελέτη του ΙΣΤΑΜΕ (2006) θεωρεί ως βασική αιτία των υψηλών ποσοστών ανεργίας την ανεπαρκή ανάπτυξη του ιδιωτικού τομέα της οικονομίας και τη συνακόλουθη χαμηλή ζήτηση, ειδικά εργαζομένων που ενσωματώνουν

1 Σε σχέση με την Ελλάδα, υψηλότερα ποσοστά ανεργίας των νέων έως 24 ετών το α' τρίμηνο του 2009 καταγράφονται μόνο για την Ισπανία (33,6%) και την Ιταλία (24,9%).

2 Για αναλυτική επισκόπηση της βιβλιογραφίας γύρω από ζητήματα απασχολησιμότητας των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης στην Ελλάδα και διεθνώς βλ. Χολέζας και Τσακλόγλου (2008). Σ' αυτή την ενότητα της μελέτης παρουσιάζονται συνοπτικά τα κυριότερα ευρήματα εμπειρικών μελετών συναφών με το ζήτημα της ανεργίας των νέων και ειδικότερα των νέων πτυχιούχων στην Ελλάδα.

3 Βλ. ΙΣΤΑΜΕ (2006).

μεγάλες ποσότητες ανθρώπινου κεφαλαίου (π.χ. απόφοιτοι τριτοβάθμιας εκπαίδευσης). Σύμφωνα με τη μελέτη, οι νέες θέσεις εργασίας που προκύπτουν είναι περιορισμένης εξειδίκευσης και προσφέρουν χαμηλές αμοιβές. Η υψηλή ζήτηση για ανώτατη εκπαίδευση συχνά αποδίδεται στα συγκριτικά χαμηλά ποσοστά ανεργίας των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης (Κασίμης, 2002, Καραμεσίνη, 2003). Εντοπίζοντας την ανάλυση στους πτυχιούχους, η μελέτη του ΙΟΒΕ (2007) αποδίδει την υψηλή ανεργία αφενός στην αδυναμία των εκπαιδευτικών ιδρυμάτων να προσαρμοστούν στη ραγδαία τεχνολογική πρόοδο[4] και αφετέρου στην καθυστέρηση ανάπτυξης και προσαρμογής σημαντικού τμήματος του παραγωγικού (ιδιωτικού) τομέα της οικονομίας. Οι ίδιοι οι απόφοιτοι από την άλλη πλευρά θεωρούν βασικούς λόγους ανεργίας την έλλειψη θέσεων εργασίας, την ελλιπή πληροφόρηση και —σε προσωπικό επίπεδο— την έλλειψη κατάλληλων συστάσεων (ΙΟΒΕ, 2007).

Οι διαθέσιμες εμπειρικές μελέτες για το πρόβλημα της ανεργίας των νέων στην Ελλάδα είναι σχετικά λίγες και μπορούν να ομαδοποιηθούν σε τρεις κατηγορίες ανάλογα με τα δεδομένα που χρησιμοποιούν. Η πρώτη κατηγορία αποτελείται από μελέτες που βασίζονται στη μοναδική πανελλαδική έρευνα που διενεργήθηκε από την Εθνική Στατιστική Υπηρεσία Ελλάδος (ΕΣΥΕ), υπό την εποπτεία της Ευρωπαϊκής Στατιστικής Υπηρεσίας (Eurostat), το δεύτερο εξάμηνο του 2000 με αντικείμενο τη μετάβαση από την εκπαίδευση στην αγορά εργασίας. Η δεύτερη κατηγορία αποτελείται από μελέτες που χρησιμοποιούν έρευνες πεδίου που αφορούν τους αποφοίτους συγκεκριμένων σχολών ή πανεπιστημίων. Το βασικό πλεονέκτημά τους είναι ότι πρόκειται για στοχευμένες έρευνες και, επομένως, παρέχουν όλη την αναγκαία πληροφόρηση για τη διερεύνηση του ζητήματος που πραγματεύονται, αλλά, από την άλλη πλευρά, συνήθως αφορούν μικρά υποσύνολα του πληθυσμού των νέων (ή των νέων πτυχιούχων) με ό,τι συνεπάγεται αυτό για την εξαγωγή γενικών συμπερασμάτων. Τέλος, η τρίτη κατηγορία βασίζεται στη χρήση των ΕΕΔ που διενεργεί η ΕΣΥΕ, οι οποίες έχουν το πλεονέκτημα ότι καλύπτουν το σύνολο της χώρας, είναι αντιπροσωπευτικές του πληθυσμού και, επιπλέον, παρέχουν πλήθος χρήσιμων πληροφοριών για την ανάλυση του ζητήματος της ανεργίας. Οι περισσότερες από τις διαθέσιμες εμπειρικές μελέτες είναι κυρίως περιγραφικές και τα συμπεράσματά τους δεν συμφωνούν πάντοτε μεταξύ τους.

Τα αποτελέσματα των μελετών της πρώτης κατηγορίας δείχνουν ότι οι άνδρες χρειάζονται περισσότερο χρόνο προκειμένου να μεταβούν από την εκπαίδευση στην πρώτη σημαντική εργασία[5] από ό,τι οι γυναίκες (μέσος όρος 36 έναντι 29 μηνών), αν και αυτό μπορεί να αποδοθεί και στο ρόλο της στρατιωτικής θητείας (Καραμεσίνη και Κορνελάκης, 2005). Επίσης, σύμφωνα με τους ίδιους συγγραφείς, περισσότερο χρόνο χρειάζονται οι πτυχιούχοι γενικών προγραμμάτων και λιγότερο εκείνοι με εξειδίκευση στον τομέα παροχής υπηρεσιών. Αν το δείγμα περιοριστεί στα άτομα που αποφοίτησαν από οποιαδήποτε βαθμίδα κατά τα έτη 1996-1999, τότε περίπου το 1/3 των αποφοίτων ΑΕΙ και το 1/4 των αποφοίτων ΤΕΙ δεν είχαν βρει σημαντική εργασία έως το β' τρίμηνο του 2000. Ανάμεσα στους αποφοίτους ΑΕΙ, υψηλότερο είναι συγκριτικά το ποσοστό αυτό για τους αποφοίτους σχολών φυσικομαθηματικών επιστημών, πληροφορικής, κοινωνικών επιστημών και ΜΜΕ, ανθρωπιστικών επιστημών και παιδαγωγικών (άνω του 40%). Συνολικά, χρειάζονται κατά μέσο όρο περισσότεροι από 16 μήνες προκειμένου ένας απόφοιτος τριτοβάθμιας εκπαίδευσης να βρει σημαντική εργασία, αλλά και πάλι είναι σίγουρα σε καλύτερη θέση από εκείνους χωρίς πτυχίο. Με βάση αυτό το κριτήριο, σε χειρότερη θέση μεταξύ των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης βρίσκονται οι απόφοιτοι σχολών φυσικομαθηματικών επιστημών

4 Σύμφωνα με τη μελέτη του ΣΕΒ (2004) οι μισές επιχειρήσεις δηλώνουν ότι υπάρχει έλλειψη αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης συγκεκριμένων ειδικοτήτων.

5 Στη μελέτη σημαντική εργασία θεωρείται εκείνη που έχει ελάχιστη διάρκεια 6 μηνών και παρέχει στο άτομο εβδομαδιαία απασχόληση τουλάχιστον 20 ωρών.

και πληροφορικής και οι απόφοιτοι σχολών φυσικής αγωγής και πολυτεχνικών σχολών (άνω των 18 μηνών). Όσον αφορά το φύλο, οι άνδρες απόφοιτοι τριτοβάθμιας εκπαίδευσης φαίνεται ότι βρίσκουν σημαντική εργασία βραδύτερα από τις γυναίκες (περίπου 20 έναντι 14 μηνών).

Με βάση τα ίδια δεδομένα, η Νικολίτσα (2007) επιχειρεί να προσδιορίσει τους παράγοντες αύξησης της διάρκειας της περιόδου μετάβασης με τη χρήση υποδειγμάτων κινδύνου (hazard models). Τα αποτελέσματα της μελέτης της δείχνουν ότι η διάρκεια της μετάβασης είναι μεγαλύτερη για τους έγγαμους άνδρες, τους αλλοδαπούς, τους κατοίκους αγροτικών περιοχών και εκείνους που αποφοίτησαν σε μεγαλύτερη ηλικία, ενώ αντίθετα μειώνεται αν ο πατέρας τους ασκεί επιχειρηματική δραστηριότητα, αλλά και σχετίζεται αρνητικά με το τοπικό ποσοστό ανεργίας, το έτος αποφοίτησης και το εκπαιδευτικό επίπεδο. Τέλος, ταχύτερα αποκαθίστανται οι γυναίκες απόφοιτοι ΤΕΣ, ΤΕΙ και ΙΕΚ και οι απόφοιτοι πολυτεχνικών και ιατρικών σχολών, κάτι που υποδηλώνει ότι η κατεύθυνση των σπουδών μετά το λύκειο παίζει σημαντικό ρόλο στην ταχύτητα της εργασιακής ένταξης.

Στη δεύτερη κατηγορία μελετών, οι οποίες βασίζονται σε έρευνες πεδίου, οι απόφοιτοι οικονομικών σχολών είναι το αντικείμενο έρευνας του Μπήτρου (2002). Με βάση τα συμπεράσματά του, λίγο περισσότεροι από τους μισούς αποφοίτους βρήκαν εργασία σε λιγότερο από ένα έτος μετά την αποφοίτηση, με βασική προβαλλόμενη αιτιολογία αυτού του χαμηλού ποσοστού από την πλευρά των αποφοίτων την αναντιστοιχία της εκπαίδευσης με την αγορά εργασίας και την έλλειψη συμπληρωματικών δεξιοτήτων. Η κατάσταση των πτυχιούχων μηχανικών στην αγορά εργασίας, και ειδικά των αποφοίτων του Εθνικού Μετσόβιου Πολυτεχνείου (ΕΜΠ), αποτελεί το αντικείμενο σειράς μελετών, τα αποτελέσματα των οποίων δείχνουν αφενός πολύ χαμηλά ποσοστά ανεργίας (2,2% σύμφωνα με το ΕΜΠ, 2002) και αφετέρου σύντομο χρονικό διάστημα εύρεσης της πρώτης απασχόλησης (μόλις 5 μήνες μετά την αποφοίτηση βάσει του ΕΜΠ, 2002, και 5,7 μήνες βάσει του ΤΕΕ, 2006).

Μία ακόμη έρευνα πεδίου αποτελεί τη βάση για τη μελέτη της Καραμεσίνη (2006β), με αντικείμενο τους αποφοίτους του Πανεπιστημίου Θεσσαλίας, από την οποία προκύπτει σχετικά χαμηλό ποσοστό ανεργίας (7%) περίπου 5 έτη μετά την αποφοίτηση. Με τους λοιπούς παράγοντες να παραμένουν σταθεροί, μεγαλύτερο πρόβλημα ένταξης στην αγορά εργασίας φαίνεται ότι αντιμετωπίζουν οι γυναίκες, καθώς και οι νηπιαγωγοί, οι γεωπόνοι και οι μηχανικοί χωροταξίας και περιφερειακής ανάπτυξης. Ωστόσο, σύμφωνα με τη συγγραφέα, το μεγαλύτερο πρόβλημα είναι η προσωρινότητα της απασχόλησης, καθώς 5-8 έτη μετά την αποφοίτηση το 45% των πτυχιούχων δεν έχει σταθερή απασχόληση.

Η έρευνα πεδίου του ΙΟΒΕ (2007) απευθύνεται τόσο σε επιχειρήσεις (περίπου 200) όσο και σε εργαζόμενους (περίπου 500), γεγονός που την καθιστά ιδιαίτερα ενδιαφέρουσα. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι πάνω από τα 9/10 των πτυχιούχων ξεκίνησαν να εργάζονται το αργότερο 12 μήνες μετά την αποφοίτησή τους – οι περισσότεροι σε εργασίες σχετικές με το πτυχίο τους. Πιο δύσκολα είναι τα πράγματα για τους αποφοίτους σχολών κοινωνικών επιστημών, βιολογίας, βοτανικής και γενετικής, αλλά και για όσους προέρχονται από οικογένειες με χαμηλό εκπαιδευτικό επίπεδο, είναι νεότεροι απόφοιτοι ή κάτοχοι μεταπτυχιακού τίτλου. Αν ληφθεί υπόψη και το αντικείμενο εργασίας, οι απόφοιτοι σχολών καλών τεχνών και σχολών μαθηματικών και στατιστικής χρειάζονται μεγαλύτερα διαστήματα για να βρουν εργασία σχετική με το πτυχίο τους.

Η πιο εκτεταμένη έρευνα πεδίου είναι εκείνη που αξιοποιήθηκε από την Καραμεσίνη (2007) και καλύπτει μεγάλο αριθμό τμημάτων ΑΕΙ της χώρας. Σύμφωνα με τα αποτελέσματά της, 5-7 έτη μετά την αποφοίτηση το 84% των αποφοίτων ΑΕΙ απασχολείται, με μικρές διαφοροποιήσεις μεταξύ ανδρών και γυναικών. Χαμηλότερα ποσοστά απασχόλησης εντοπί-

ζονται μεταξύ των αποφοίτων σχολών βιολογίας, θεολογίας, ιστορίας, αρχαιολογίας και πολιτικής επιστήμης. Ειδικά ως προς την ανεργία, τα ποσοστά εμφανίζονται υψηλότερα – αν και όχι δραματικά υψηλότερα – μεταξύ των γυναικών (7% έναντι 5% των ανδρών και 6,4% του μέσου όρου) και μεταξύ των αποφοίτων σχολών ιστορίας, αρχαιολογίας και θεολογίας. Αν και 5-7 έτη μετά την αποφοίτησή τους από τα ΑΕΙ σχεδόν όλοι οι απόφοιτοι (97%) έχουν αποκτήσει κάποια εργασιακή εμπειρία, το 18% δεν έχει σημαντική εργασιακή εμπειρία, ενώ μόλις το 71% έχει σταθερή απασχόληση (69% των γυναικών και 74% των ανδρών). Όσον αφορά το χρόνο εύρεσης της πρώτης σημαντικής εργασίας, διαπιστώνονται σημαντικές διακυμάνσεις. Έτσι, το 15% βρήκε εργασία πριν από την αποφοίτηση, το 19% μέσα σε διάστημα ενός μήνα από την αποφοίτηση, το 33% χρειάστηκε έως ένα έτος και το υπόλοιπο 33% περισσότερο από 12 μήνες. Τα αποτελέσματα αυτά διαφέρουν από εκείνα της μελέτης του ΙΟΒΕ (2007), όπου το ποσοστό των αποφοίτων που βρήκαν εργασία μέσα σε ένα έτος ήταν πολύ υψηλότερο (91% έναντι 67%), γεγονός που πιθανόν οφείλεται τόσο στον αυστηρότερο ορισμό της ένταξης που χρησιμοποιεί η μελέτη της Καραμεσίνη (2007) όσο και στο ότι η μελέτη του ΙΟΒΕ (2007) δεν περιλαμβάνει άνεργους πτυχιούχους. Ωστόσο, αυτό που είναι ιδιαίτερα ανησυχητικό εύρημα στη μελέτη της Καραμεσίνη (2007) είναι ότι 41% των πτυχιούχων δηλώνουν ότι έμειναν άνεργοι συνολικά για διάστημα μεγαλύτερο των 12 μηνών μετά την αποφοίτησή τους, ενώ η εικόνα είναι χειρότερη για τις γυναίκες.

Τέλος, στις μελέτες της τρίτης κατηγορίας, οι οποίες βασίζονται στα στοιχεία των ΕΕΔ, εντάσσονται οι εργασίες των Καραμεσίνη (2006α) και Καραμεσίνη και Πρόκου (2006). Και στις δύο περιπτώσεις η έμφαση είναι στους αποφοίτους ΑΕΙ και ΤΕΙ. Τα αποτελέσματά τους δείχνουν ότι οι απόφοιτοι ΤΕΙ έχουν υψηλότερα ποσοστά συμμετοχής στην αγορά εργασίας τα πρώτα έτη μετά την αποφοίτηση – πιθανόν εξαιτίας περαιτέρω (μεταπτυχιακών) σπουδών στην περίπτωση των αποφοίτων ΑΕΙ – τα οποία στη συνέχεια (περίπου 6 έτη μετά την αποφοίτηση) εξισώνονται. Όσον αφορά το φύλο, οι άνδρες έχουν υψηλότερα ποσοστά συμμετοχής όταν πρόκειται για αποφοίτους ΤΕΙ, αλλά οι διαφορές είναι σχεδόν ανύπαρκτες μεταξύ των αποφοίτων ΑΕΙ. Τα ποσοστά ανεργίας από την άλλη πλευρά είναι σαφώς υψηλότερα για τους αποφοίτους ΤΕΙ και τις γυναίκες, ενώ η διαφορά διευρύνεται καθώς απομακρυνόμαστε χρονικά από την αποφοίτηση. Η ερμηνεία που προτείνεται για την υψηλότερη ανεργία είναι τα υψηλότερα ποσοστά συμμετοχής των αποφοίτων ΤΕΙ και οι διακρίσεις εις βάρος των γυναικών στην αγορά εργασίας. Αυτό που επισημαίνεται με βάση τα αποτελέσματα είναι ότι οι νέοι απόφοιτοι αντιμετωπίζουν υψηλά ποσοστά ανεργίας με την αποφοίτηση (34,4% ΑΕΙ και 36,5% ΤΕΙ), τα οποία μειώνονται διαχρονικά, ιδιαίτερα για τους αποφοίτους ΑΕΙ, ενώ αντιμετωπίζουν δυσκολίες σταθεροποίησης στην απασχόληση, καθώς το 32% (29%) των αποφοίτων ΑΕΙ (ΤΕΙ) 6 έτη μετά το τέλος των σπουδών δεν έχει σταθερή εργασία.

3 ΕΡΕΥΝΑ ΕΡΓΑΤΙΚΟΥ ΔΥΝΑΜΙΚΟΥ: ΣΥΝΤΟΜΗ ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΚΑΙ ΠΡΩΤΑ ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Για τους σκοπούς της παρούσας μελέτης χρησιμοποιήθηκαν τα αναλυτικά δεδομένα των τριμηνιαίων ΕΕΔ που διενήργησε η ΕΣΥΕ την περίοδο 2004(Ι)–2007(ΙΙΙ). Η περίοδος αυτή επελέγη διότι η μεθοδολογία συλλογής πληροφοριών της ΕΕΔ αναμορφώθηκε ριζικά το 2004 και, επιπρόσθετα, για το διάστημα αυτό τα μικροδεδομένα είναι διαθέσιμα από την ΕΣΥΕ σε μορφή rotating panel, καθώς κάθε μέλος του δείγματος συμμετέχει στην Έρευνα για 6 συνεχόμενα τρίμηνα (“κύματα”).

Η ΕΕΔ διενεργείται δειγματοληπτικά από την ΕΣΥΕ σε τριμηνιαία βάση από το 1998 (παλαιότερα μόνο το β’ τρίμηνο κάθε έτους) με βασικό σκοπό τη συγκέντρωση αναλυτικών στοιχείων απασχόλησης και ανεργίας των μελών νοικοκυριών που είναι ηλικίας 15 ετών και άνω. Ειδικότερα επιδιώκεται:

(α) Η αναλυτική καταγραφή της κατάστασης απασχόλησης των ηλικίας 15 ετών και άνω μελών νοικοκυριού σε συνδυασμό με το φύλο, την ηλικία και το επίπεδο εκπαίδευσης, στο σύνολο της χώρας και κατά περιφέρεια.

(β) Η μελέτη της διάρθρωσης της απασχόλησης κατά κλάδο οικονομικής δραστηριότητας, επάγγελμα, ώρες εργασίας κ.λπ.

(γ) Η παρακολούθηση της χρονικής διάρκειας της ανεργίας, σε συνδυασμό με το φύλο, την ηλικία, το επίπεδο εκπαίδευσης, την περιοχή και ορισμένα χαρακτηριστικά της τελευταίας εργασίας, όπως τον κλάδο οικονομικής δραστηριότητας και το επάγγελμα.

(δ) Η μελέτη της κατάστασης απασχόλησης των μελών του νοικοκυριού ένα έτος πριν, η μελέτη της ύπαρξης (ή μη) δεύτερης εργασίας για τους απασχολουμένους, κ.λπ.

Ο ορισμός του ανέργου στην ΕΕΔ, ο οποίος χρησιμοποιείται και στο πλαίσιο της παρούσας μελέτης, στηρίζεται στον αρχικό ορισμό του Διεθνούς Γραφείου Εργασίας των Ηνωμένων Εθνών (ILO). Συγκεκριμένα, το ερωτώμενο άτομο χαρακτηρίζεται ως άνεργο εφόσον:

(i) δεν εργάστηκε ούτε μία ώρα την εβδομάδα αναφοράς των στοιχείων,

(ii) αναζητά εργασία,

(iii) αναφέρει τις συγκεκριμένες ενέργειες που έκανε για το σκοπό αυτό τις 4 τελευταίες εβδομάδες πριν από την έρευνα, και

(iv) είναι έτοιμο να εργαστεί την επόμενη εβδομάδα αν τυχόν βρεθεί εργασία.

Το μέγεθος του τριμηνιαίου δείγματος της ΕΕΔ ανέρχεται σε περίπου 30.000 νοικοκυριά (μέσο κλάσμα δειγματοληψίας 0,85%), ενώ το 1/6 του δείγματος εναλλάσσεται (αντικαθίσταται) κάθε επόμενο τρίμηνο, γεγονός που συνεπάγεται τη διενέργεια τουλάχιστον 120.000 συνεντεύξεων ετησίως.[6]

Τα κύρια χαρακτηριστικά των ΕΕΔ που χρησιμοποιούνται στην παρούσα εργασία απεικονίζονται στους Πίνακες 1 και 2. Ο Πίνακας 1 δείχνει τα ποσοστά συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό των ατόμων ηλικίας 15-64 ετών, ανά φύλο, εκπαιδευτικό επίπεδο και ηλικιακή ομάδα, για τα έτη 2004-2007. Το συνολικό ποσοστό συμμετοχής έχει ελαφρώς ανοδική πορεία την εξεταζόμενη περίοδο. Το ποσοστό συμμετοχής των ανδρών είναι σημαντικά υψηλότερο από αυτό των γυναικών (κατά μέσο όρο 79,0% έναντι 54,5%) και, επιπρόσθετα, σημαντικές διαφοροποιήσεις παρατηρούνται τόσο ως προς το εκπαιδευτικό επίπεδο όσο και ως προς την ηλικία. Το ποσοστό συμμετοχής για τις γυναίκες αυξάνεται στις υψηλότερες εκπαιδευτικές βαθμίδες, ενώ για τους άνδρες παρουσιάζει μικρή κάμψη μεταξύ πρωτοβάθμιας και δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης και κατόπιν απότομη αύξηση για τους αποφοίτους τριτοβάθμιας εκπαίδευσης. Ως εκ τούτου, οι διαφορές στα ποσοστά συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό ανδρών και γυναικών αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης είναι σχετικά μικρές (κάτω από 10%), ιδιαίτερα στην ηλικιακή ομάδα 15-34 ετών. Αντίθετα, στις δύο άλλες εκπαιδευτικές βαθμίδες οι διαφορές στα ποσοστά συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό ανδρών και γυναικών είναι πολύ μεγάλες: πάνω από 35% στην περίπτωση των ατόμων πρωτοβάθμιας ή χαμηλότερης εκπαίδευσης και πάνω από 25% στους αποφοίτους δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης.

Ο Πίνακας 2 παρουσιάζει τα ποσοστά ανεργίας ανά φύλο, εκπαιδευτικό επίπεδο και ηλικιακή ομάδα, για τα έτη 2004-2007. Την περίοδο αυτή το συνολικό ποσοστό ανεργίας σημείωσε πτωτική τάση (από 11,3% σε 9,1%). Τόσο για τους άνδρες όσο και για τις γυναί-

6 Δεδομένου ότι η έρευνα διεξάγεται καθ' όλη τη διάρκεια του έτους, είναι λογικά αναμενόμενο ο ερευνητής να βρίσκει (τους θερινούς κυρίως μήνες) κατοικούμενες από νοικοκυριά κάποιες κατοικίες που είναι χαρακτηρισμένες ως κενές ή δευτερεύουσες. Σε τέτοιες περιπτώσεις το νοικοκυριό δεν ερευνάται. Μια κατοικία θεωρείται δευτερεύουσα ακόμη και όταν το νοικοκυριό διαμένει σε αυτή και τους 6 θερινούς μήνες. Έτσι, δεν συμπληρώνεται δελτίο της έρευνας για τις κατοικίες που είναι κενές, δευτερεύουσες, εξοχικές, αποτελούν επαγγελματική στέγη κ.λπ., καθώς και για εκείνες που στεγάζουν νοικοκυριά με τα οποία δεν είναι δυνατή η συνεργασία ή μέλη ξένων διπλωματικών αποστολών. Οι κατοικίες αυτές δεν αντικαθίστανται.

Πίνακας 1 Ποσοστά συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό ατόμων ηλικίας 15-64 ετών ΕΕΔ (2004 I - 2007 III)

	2004			2005			2006			2007*		
	Άνδρες	Γυναίκες	Όλοι	Άνδρες	Γυναίκες	Όλοι	Άνδρες	Γυναίκες	Όλοι	Άνδρες	Γυναίκες	Όλοι
Πρωτοβάθμια ή χαμηλότερη												
15-24	67,6	37,8	55,9	65,6	26,4	49,3	67,4	29,0	51,8	57,7	35,9	48,0
25-34	92,9	50,3	74,3	92,5	52,1	75,0	92,3	54,3	75,7	93,0	45,5	73,8
35-44	93,3	57,5	74,6	93,1	59,2	75,7	92,5	57,1	74,6	91,1	56,1	73,5
45-54	90,2	47,1	65,6	89,1	49,1	66,6	89,7	46,3	65,5	89,6	48,4	65,5
55-64	56,8	24,9	38,4	57,7	25,0	38,6	58,1	24,2	38,2	59,8	24,9	39,6
Σύνολο	*77,4*	*39,4*	*56,8*	*77,3*	*39,8*	*57,0*	*77,7*	*38,3*	*56,3*	*77,4*	*39,0*	*56,5*
Δευτεροβάθμια												
15-24	33,9	24,2	29,0	34,0	21,0	27,9	32,2	20,9	26,7	33,1	21,1	27,3
25-34	95,4	67,3	82,8	95,4	64,8	81,7	94,6	67,0	82,4	94,9	63,5	80,9
35-44	97,1	65,7	81,6	97,4	65,6	82,1	97,9	65,7	81,9	98,2	66,8	83,3
45-54	91,0	50,4	70,6	92,6	51,0	73,1	91,9	53,1	72,3	91,2	57,2	74,0
55-64	53,7	17,8	35,9	53,4	22,0	38,6	58,7	22,2	40,5	56,5	26,1	42,2
Σύνολο	*73,3*	*46,6*	*60,4*	*73,5*	*46,0*	*60,6*	*73,3*	*46,2*	*60,2*	*74,6*	*47,8*	*61,9*
Τριτοβάθμια												
15-24	86,2	87,1	86,8	79,1	88,3	85,0	75,4	86,4	82,4	84,6	87,8	86,4
25-34	94,2	87,8	90,6	94,3	89,7	91,8	95,0	89,5	92,1	95,0	87,4	90,7
35-44	98,1	86,9	92,5	99,0	87,5	93,0	97,1	87,7	92,4	98,7	88,1	93,3
45-54	94,5	76,9	87,0	94,4	80,1	87,8	94,2	81,0	88,3	92,7	79,2	86,7
55-64	65,0	37,8	55,4	67,7	42,3	58,7	65,9	40,7	56,3	67,1	38,9	56,9
Σύνολο	*91,1*	*82,2*	*86,6*	*91,2*	*84,0*	*87,5*	*90,6*	*83,4*	*87,0*	*90,8*	*82,2*	*86,5*
Όλοι												
15-24	41,4	34,2	37,8	40,1	31,2	35,8	38,3	30,8	34,6	40,0	31,1	35,7
25-34	94,7	74,5	84,8	94,7	74,8	84,9	94,5	76,3	85,8	94,7	73,3	84,2
35-44	96,7	70,7	83,7	97,2	72,0	84,5	96,7	71,8	84,3	97,2	72,1	84,9
45-54	91,8	54,6	72,9	92,0	57,0	74,5	91,9	56,9	74,1	91,2	58,9	74,6
55-64	57,7	24,6	40,3	58,6	26,1	41,7	60,0	25,6	41,9	60,5	27,1	43,5
Σύνολο	*78,9*	*53,6*	*66,1*	*78,9*	*54,5*	*66,7*	*78,9*	*54,3*	*66,6*	*79,6*	*55,0*	*67,3*

* α', β' και γ' τρίμηνο.

Πίνακας 2 Ποσοστά ανεργίας ατόμων ηλικίας 15-64 ετών: ΕΕΔ (2004 I - 2007 III)

	2004			2005			2006			2007*		
	Άνδρες	Γυναίκες	Όλοι	Άνδρες	Γυναίκες	Όλοι	Άνδρες	Γυναίκες	Όλοι	Άνδρες	Γυναίκες	Όλοι
Πρωτοβάθμια ή χαμηλότερη												
15-24	18,5	38,9	23,9	14,5	25,4	16,9	25,9	46,1	30,5	13,5	27,0	18,0
25-34	9,2	27,4	14,5	5,6	16,8	9,0	7,1	21,1	11,5	9,4	17,5	11,4
35-44	7,2	19,4	12,2	4,9	17,0	9,8	6,4	15,6	9,9	7,2	16,3	10,7
45-54	4,7	13,1	8,1	5,2	11,8	7,9	4,4	11,8	7,3	4,8	11,9	7,8
55-64	5,7	4,9	5,4	3,9	5,0	4,3	4,5	3,7	4,2	5,6	4,5	5,2
Σύνολο	*7,0*	*14,8*	*9,9*	*5,4*	*12,0*	*7,9*	*6,4*	*12,3*	*8,6*	*6,6*	*11,9*	*8,6*
Δευτεροβάθμια												
15-24	20,6	38,5	28,0	21,6	37,0	27,0	20,3	37,0	26,6	12,6	31,6	19,7
25-34	8,6	21,8	13,4	8,0	19,0	11,9	8,2	20,3	12,5	7,1	16,7	10,4
35-44	4,3	16,5	9,1	5,6	14,7	9,1	4,0	12,9	7,5	4,4	12,4	7,5
45-54	4,6	9,5	6,4	3,2	12,2	6,2	3,4	9,4	5,6	2,7	8,8	5,1
55-64	4,1	7,9	5,0	2,6	5,4	3,3	3,3	8,0	4,6	2,9	5,6	3,7
Σύνολο	*8,1*	*20,4*	*12,7*	*7,8*	*18,2*	*11,5*	*7,3*	*17,5*	*11,0*	*5,8*	*14,8*	*9,1*
Τριτοβάθμια												
15-24	22,4	36,3	31,4	22,9	37,7	32,7	24,6	31,0	28,9	20,8	38,1	30,9
25-34	10,3	17,4	14,2	12,7	16,6	14,8	9,7	16,3	13,1	13,7	15,3	14,6
35-44	3,0	9,2	5,9	4,5	9,1	6,8	3,3	7,6	5,3	2,9	7,1	4,9
45-54	2,9	6,3	4,1	1,5	4,6	2,8	1,3	2,9	1,9	0,5	4,2	2,0
55-64	3,0	2,2	2,8	2,4	1,9	2,3	1,5	4,5	2,3	1,6	0,6	1,4
Σύνολο	*6,3*	*14,9*	*10,4*	*7,2*	*13,9*	*10,5*	*5,8*	*12,4*	*9,0*	*6,6*	*12,4*	*9,3*
Όλοι												
15-24	20,6	37,7	28,4	20,8	36,7	27,5	21,7	35,0	27,6	14,4	33,8	22,7
25-34	9,2	19,9	13,8	9,3	17,6	12,9	8,7	18,2	12,7	9,7	15,9	12,3
35-44	4,4	14,1	8,5	5,1	12,7	8,4	4,1	11,0	7,1	4,4	10,7	7,0
45-54	4,1	9,8	6,3	3,3	9,6	5,7	3,1	8,0	5,0	2,6	8,3	4,9
55-64	4,7	5,0	4,8	3,2	4,6	3,6	3,4	4,9	3,9	3,8	4,1	3,9
Σύνολο	*7,3*	*17,1*	*11,3*	*7,1*	*15,2*	*10,4*	*6,6*	*14,5*	*9,8*	*6,2*	*13,3*	*9,1*

* α', β' και γ' τρίμηνο.

κες η μείωση ήταν αισθητή, αλλά για τις γυναίκες πολύ σημαντικότερη, παρότι το ποσοστό ανεργίας τους ήταν πάντοτε υπερδιπλάσιο από αυτό των ανδρών. Και για τις γυναίκες και για τους άνδρες τα ποσοστά ανεργίας μειώνονται με την αύξηση της ηλικίας (με μικρή εξαίρεση την ομάδα των ανδρών ηλικίας 55-64 ετών). Στην ηλικιακή ομάδα 15-24 ετών τα ποσοστά ανεργίας είναι εξαιρετικά υψηλά. Στις γυναίκες τα ποσοστά ανεργίας είναι αισθητά υψηλότερα μεταξύ των αποφοίτων δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης, ενώ στην περίπτωση των ανδρών οι διαφοροποιήσεις του ποσοστού ανεργίας ανάλογα με το εκπαιδευτικό επίπεδο δεν είναι ιδιαίτερα μεγάλες.

Όπως προαναφέρθηκε, ένα από τα πλέον ελκυστικά χαρακτηριστικά των ΕΕΔ για τους σκοπούς της παρούσας μελέτης, εκτός από το μεγάλο δείγμα τους, ήταν ότι έχουν τη μορφή rotating panel, οπότε (θεωρητικά), χρησιμοποιώντας κατάλληλες οικονομετρικές τεχνικές θα μπορούσε να απομονωθεί η επίδραση των μη παρατηρήσιμων ατομικών χαρακτηριστικών και να υπολογιστεί η "καθαρή" επίδραση των επιμέρους συνιστωσών του εκπαιδευτικού συστήματος στην πιθανότητα ανεργίας του ατόμου. Δυστυχώς αυτό δεν κατέστη δυνατόν, διότι η διαχρονική μεταβλητότητα της εξαρτημένης αλλά και (σε ακόμη μεγαλύτερο βαθμό) πολλών από τις ανεξάρτητες μεταβλητές ανά μονάδα παρατήρησης (άτομο) ήταν εξαιρετικά περιορισμένη. Με άλλα λόγια, η συντριπτική πλειονότητα των συμμετεχόντων ήταν είτε πάντοτε εργαζόμενοι είτε πάντοτε άνεργοι τα τρίμηνα συμμετοχής τους στην ΕΕΔ και τα λοιπά χαρακτηριστικά τους συνήθως παρέμεναν αμετάβλητα κατά τη διάρκεια της συμμετοχής τους στην έρευνα. Επομένως, για τους σκοπούς της ανάλυσης χρησιμοποιήσαμε διαστρωματικά στοιχεία των ΕΕΔ. Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποιήσαμε όλα τα άτομα όλων των τριμήνων της έρευνας, την πρώτη φορά που εμφανίζονται στις ΕΕΔ.

Το επόμενο πρόβλημα που αντιμετωπίσαμε αφορούσε τον ορισμό των εκπαιδευτικών ομάδων. Η ΕΕΔ υποδιαιρεί τον πληθυσμό σε μεγάλο αριθμό εκπαιδευτικών κατηγοριών – αν και πολλές φορές κατά τρόπο μάλλον αυθαίρετο ως προς την παρεχόμενη λεπτομέρεια. Καθώς η παρούσα μελέτη επικεντρώνεται στους αποφοίτους τριτοβάθμιας εκπαίδευσης, επελέγη η ομαδοποίηση των πτυχιούχων ΑΕΙ και ΤΕΙ σε όσο το δυνατόν περισσότερο αναλυτικές ομάδες. Όμως, σε πολλές περιπτώσεις αυτό δεν ήταν εφικτό λόγω του μικρού αριθμού παρατηρήσεων. Τελικά, το κριτήριο που επελέγη για τη διατήρηση ή συγχώνευση εκπαιδευτικών ομάδων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης, εκτός της ομοιογένειας των γνωστικών αντικειμένων τους, ήταν η ύπαρξη ενός ελάχιστου αριθμού παρατηρήσεων (περίπου 100 ανδρών ή γυναικών, όποιο ήταν χαμηλότερο) που να καλύπτουν μεγάλο εύρος ετών μετά την αποφοίτηση. Για τις χαμηλότερες εκπαιδευτικές βαθμίδες η ομαδοποίηση έγινε σε σχετικά μικρό αριθμό ομάδων. Επίσης, αποφασίστηκε να μείνουν εκτός δείγματος λίγες ομάδες με σχετικά μικρό αριθμό παρατηρήσεων που είτε παρουσίαζαν ιδιαίτερα προβλήματα (απόφοιτοι σχολείων ατόμων με ειδικές ανάγκες), είτε ήταν δύσκολο να καταταγούν (απόφοιτοι Ανοιχτού Πανεπιστημίου και Προγραμμάτων Σπουδών Επιλογής), είτε είχαν εξασφαλισμένη απασχόληση μετά την αποφοίτησή τους λόγω της φύσης των σπουδών τους (απόφοιτοι σχολών ενόπλων δυνάμεων και σωμάτων ασφαλείας και ΣΕΛΕΤΕ), είτε αντιστοιχούσαν σε εκπαιδευτικές βαθμίδες που έχουν σταματήσει να λειτουργούν εδώ και πολλά έτη και μπορούσαν να δημιουργήσουν σοβαρά προβλήματα στην εμπειρική ανάλυση (απόφοιτοι Παιδαγωγικών Ακαδημιών Διδασκάλων διετούς διάρκειας).

Ακόμη και μετά τους παραπάνω περιορισμούς, το δείγμα της ανάλυσης εξακολουθεί να είναι πολύ μεγάλο, εφόσον το σύνολο των εργαζομένων και των ανέργων που καλύπτει είναι 108.847 άτομα (58% άνδρες και 42% γυναίκες). Τα ποσοστά συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό και τα ποσοστά ανεργίας του δείγματος εμφανίζονται στον Πίνακα 3. Οι διαφοροποιήσεις και στα δύο μεγέθη ανάλογα με το εκπαιδευτικό επίπεδο είναι εμφανείς.

Πίνακας 3 Ποσοστά ανεργίας και συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό ατόμων ηλικίας 15-64 ετών την πρώτη φορά που εμφανίζονται στο δείγμα των ΕΕΔ (2004 I - 2007 III)

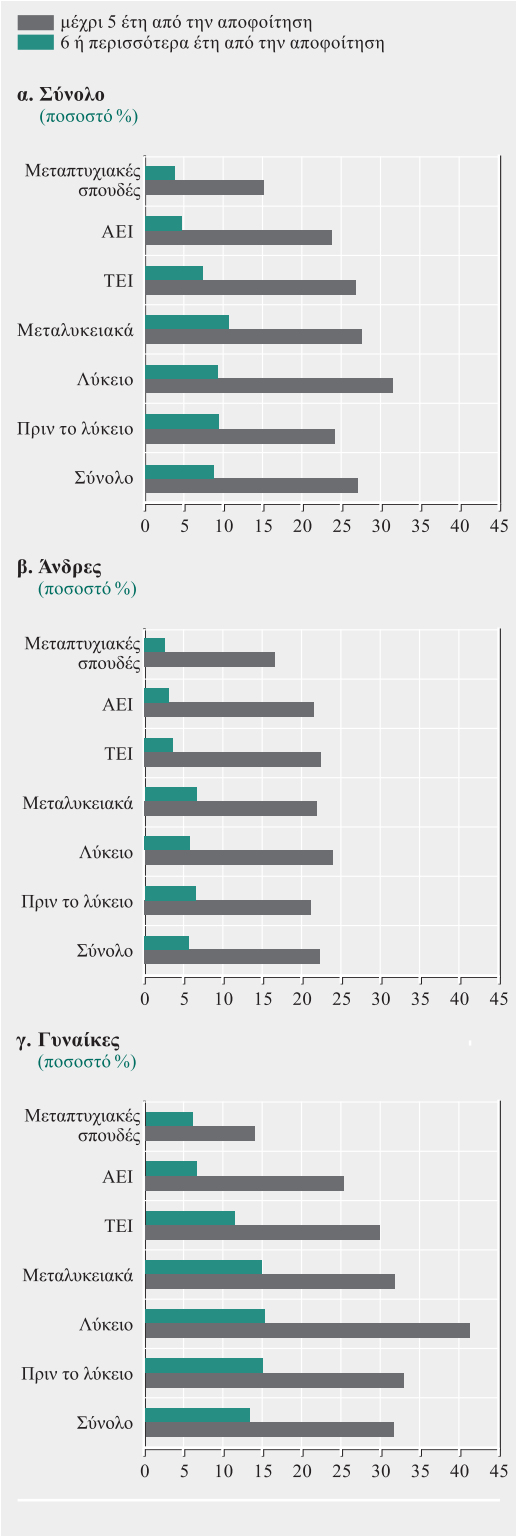
Εκπαιδευτικό επίπεδο	Ποσοστό ανεργίας	Ποσοστό συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό	N (εργατικό δυναμικό)
Προλυκειακή εκπαίδευση	*9,8*	*56,8*	*40.955*
Πρωτοβάθμια	9,1	59,6	27.891
Κατώτερη δευτεροβάθμια	11,1	52,3	13.064
Λύκειο	*11,7*	*65,1*	*35.773*
Γενικό λύκειο	10,9	60,5	27.514
Τεχνικό λύκειο	18,4	86,3	4.529
Μέση τεχνική σχολή	9,4	88,2	3.730
Μεταλυκειακή μη τριτοβάθμια εκπαίδευση	*14,3*	*85,5*	*9.844*
ΙΕΚ	14,6	86,0	8.573
Άλλο μεταλυκειακό	12,4	82,4	1.271
ΤΕΙ	*12,3*	*90,2*	*5.490*
Δομικών	7,5	90,3	326
Μηχανολόγων και Η/Υ	7,9	92,3	1.319
Γεωργικής τεχνολογίας και τροφίμων	17,2	89,5	463
Οικονομίας και Διοίκησης	15,9	90,1	1.720
Ιατρικών επιστημών	11,3	90,0	1.418
Άλλο ΤΕΙ	12,8	82,7	244
ΑΕΙ	*7,9*	*88,0*	*15.093*
Πολυτεχνική δομικών	5,0	91,9	1.252
Πολυτεχνική μηχανολόγων	6,5	92,3	888
Πληροφορική	5,1	88,5	203
Φυσικές επιστήμες	7,3	87,2	860
Μαθηματικά και Στατιστική	5,7	90,0	680
Ιατρική κ.λπ.	5,5	89,8	1.804
Γεωπονική και Δασολογία	8,9	88,7	513
Νομική	2,8	87,4	1.120
Οικονομικά και Διοίκηση	7,8	85,5	2.824
Κοινωνικές επιστήμες	12,9	81,8	405
Ανθρωπιστικές επιστήμες	11,8	86,2	2.131
Ξένες γλώσσες	9,5	86,2	600
Φυσική αγωγή	11,8	92,1	665
Παιδαγωγικά	11,0	91,2	918
Άλλο ΑΕΙ	11,4	79,9	230
Μεταπτυχιακές σπουδές	*7,5*	*94,3*	*1.292*
Μεταπτυχιακό	8,6	93,2	875
Διδακτορικό	4,9	97,1	417
ΣΥΝΟΛΟ	**10,7**	**67,5**	**108.447**

Τα ποσοστά συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό συνδέονται άμεσα με το εκπαιδευτικό επίπεδο και οι διαφοροποιήσεις εντός εκπαιδευτικών βαθμίδων είναι υπαρκτές αλλά όχι κραυγαλέες – με μία εξαίρεση: το ποσοστό συμμετοχής των αποφοίτων γενικού λυκείου στο εργατικό δυναμικό είναι περίπου 27 εκατοστιαίες μονάδες μικρότερο από αυτό των αποφοίτων ανώτερης τεχνικής εκπαίδευσης (τεχνικό λύκειο, μέση τεχνική σχολή).

Στον ίδιο πίνακα, το ποσοστό ανεργίας παίρνει τη χαμηλότερη τιμή του στη μικρή ομάδα των αποφοίτων μεταπτυχιακών σπουδών (7,5%) και την υψηλότερη στην ομάδα των αποφοίτων Μεταλυκειακής μη τριτοβάθμιας εκπαίδευσης (14,3%). Σημαντικές διαφορές παρατηρούνται και μεταξύ των δύο μεγάλων ομάδων αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης, ΑΕΙ (7,9%) και ΤΕΙ (12,3%). Όμως ακόμη και εντός των στενά ορισμένων εκπαιδευτικών βαθμίδων οι διαφοροποιήσεις είναι πολύ μεγάλες. Για παράδειγμα, το ποσοστό ανεργίας των αποφοίτων τεχνικού λυκείου είναι 18,4%, ενώ αυτό των αποφοίτων γενικού λυκείου είναι υψηλότερο μεν του εθνικού μέσου όρου, αλλά σημαντικά χαμηλότερο, 10,9%. Αντίστοιχα, εντός των ΑΕΙ το ποσοστό ανεργίας των αποφοίτων νομικών σχολών είναι μόλις 2,8%, ενώ αυτό των αποφοίτων σχολών κοινωνικών επιστημών 12,9%, και εντός των ΤΕΙ οι μεν απόφοιτοι Πολυτεχνικών Σχολών (Δομικών Έργων, Μηχανολόγων και Μηχανικών Η/Υ) έχουν ποσοστό ανεργίας κάτω του 8%, ενώ οι απόφοιτοι σχολών Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων έχουν ποσοστό άνω του 17%. Επομένως, είναι ιδιαίτερα ενδιαφέρον να αναλυθεί η πιθανότητα ανεργίας για συγκεκριμένες ομάδες αποφοίτων. Επιπρόσθετα, αυτές οι διαφορές μπορεί να οφείλονται κυρίως σε άλλους παράγοντες και όχι στο εκπαιδευτικό σύστημα. Για παράδειγμα, πολλές μελέτες δείχνουν ότι η πιθανότητα ανεργίας σχετίζεται αρνητικά με το χρόνο που έχει παρέλθει από την αποφοίτηση. Δεδομένης της ταχύτατης ανάπτυξης της τριτοβάθμιας εκπαίδευσης στην Ελλάδα τις τελευταίες δεκαετίες, είναι πολύ πιθανό κατά μέσο όρο οι απόφοιτοι τριτοβάθμιας εκπαίδευσης να είναι αρκετά νεότεροι από τους αποφοίτους χαμηλότερων βαθμίδων του εκπαιδευτικού συστήματος. Επομένως, είναι ιδιαίτερα ενδιαφέρον να απομονώσουμε την επίδραση των δύο παραγόντων (εκπαίδευση και ηλικία ή έτη από την αποφοίτηση).

Ειδικά σε σχέση με αυτό το τελευταίο σημείο, πρέπει να επισημανθεί ότι στο δημόσιο διάλογο γίνεται συνήθως αναφορά στην “ανεργία των νέων”. Είναι όμως πραγματικά πρόβλημα

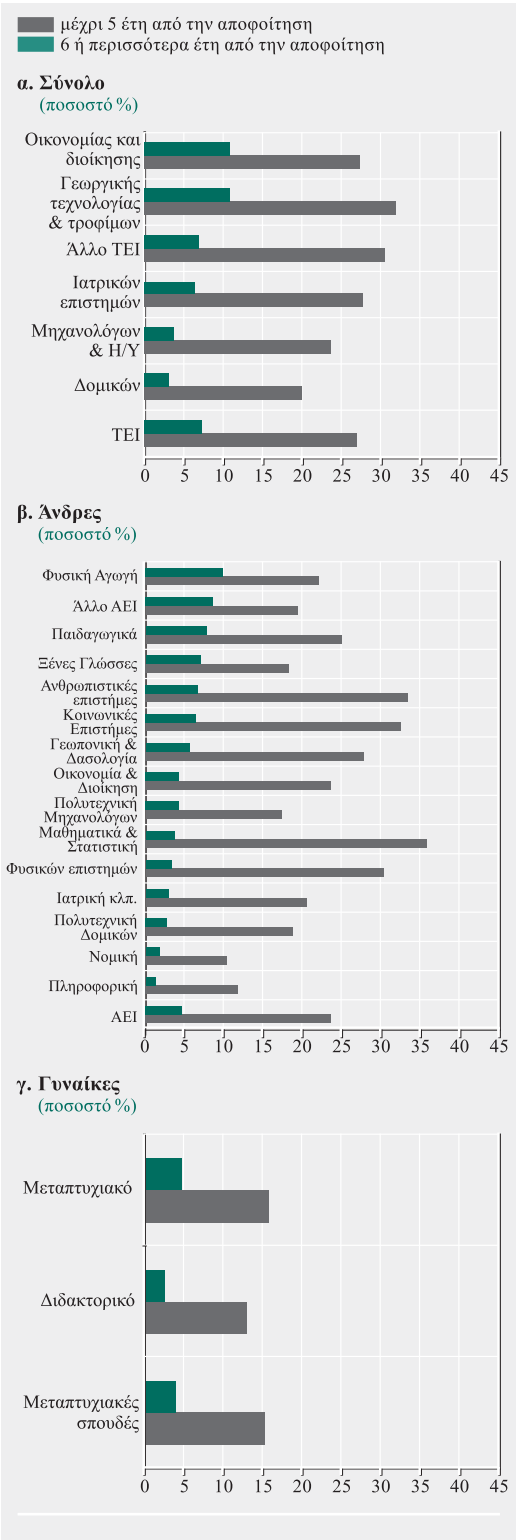
Διάγραμμα Ι Ποσοστά ανεργίας ανά εκπαιδευτικό επίπεδο



ανεργίας των νέων ή πρόβλημα μετάβασης από την εκπαίδευση στην αγορά εργασίας; Αναμφίβολα, 5 ή και 10 έτη μετά την αποφοίτησή του ένας απόφοιτος βασικής (γυμνασιακής) εκπαίδευσης είναι ακόμη εξαιρετικά νέος, όμως αυτό δεν ισχύει αναγκαστικά και για έναν απόφοιτο τριτοβάθμιας εκπαίδευσης ή, πολύ περισσότερο, για έναν κάτοχο τίτλου μεταπτυχιακών σπουδών. Μία πρώτη προσέγγιση στο πρόβλημα αυτό γίνεται στα Διαγράμματα 1 και 2, όπου τα μέλη του δείγματος που συμμετέχουν στο εργατικό δυναμικό χωρίζονται σε δύο μεγάλες ομάδες ανάλογα με τα έτη που έχουν μεσολαβήσει από την αποφοίτησή τους: σε αυτούς με 5 ή λιγότερα και σε αυτούς με 6 ή περισσότερα έτη από την αποφοίτηση.

Το Διάγραμμα 1α αποτυπώνει τα ποσοστά ανεργίας ανάλογα με το εκπαιδευτικό επίπεδο για πρόσφατους (έως 5 έτη) και παλαιότερους (περισσότερα από 5 έτη) αποφοίτους, ενώ τα Διαγράμματα 1β και 1γ επαναλαμβάνουν το ίδιο χωριστά για άνδρες και γυναίκες. Για λόγους συγκρισιμότητας, και στα τρία διαγράμματα ο οριζόντιος άξονας έχει τις ίδιες τιμές. Στο πρώτο διάγραμμα φαίνεται καθαρά ότι για όλες τις εκπαιδευτικές βαθμίδες το ποσοστό ανεργίας είναι σημαντικά υψηλότερο για τους πρόσφατους από ό,τι για τους παλαιότερους αποφοίτους (27,0% έναντι 8,6% για το σύνολο). Σε γενικές γραμμές, τα ποσοστά ανεργίας των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης είναι χαμηλότερα από αυτά των αποφοίτων χαμηλότερων βαθμίδων του εκπαιδευτικού συστήματος, τόσο για τους πρόσφατους όσο και για τους παλαιότερους αποφοίτους. Όμως, αυτό που εντυπωσιάζει στην περίπτωση των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης είναι το μέγεθος της αναλογίας των δύο ποσοστών ανεργίας (3,7:1, 5,1:1 και 4,0:1 στην περίπτωση των αποφοίτων ΤΕΙ, ΑΕΙ και Μεταπτυχιακών Σπουδών, αντίστοιχα). Ειδικά για τις περιπτώσεις των παλαιότερων αποφοίτων ΑΕΙ και Μεταπτυχιακών Σπουδών, εκ πρώτης όψεως τα ποσοστά ανεργίας δεν εμφανίζονται ιδιαιτέρως ανησυχητικά (4,7% και 3,8%, αντίστοιχα).

Διάγραμμα 2 Ποσοστά ανεργίας σχολών ΤΕΙ



Τα Διαγράμματα 1β και 1γ δείχνουν ότι η εικόνα είναι παρόμοια τόσο για τους άνδρες όσο και για τις γυναίκες: ποσοστά ανεργίας σημαντικά υψηλότερα για τους πρόσφατους αποφοίτους σε σχέση με τους παλαιότερους. Όμως, και ορισμένες διαφορές μεταξύ των φύλων είναι εντυπωσιακές. Σε όλες ανεξαιρέτως τις επιμέρους ομάδες, τα ποσοστά ανεργίας των γυναικών είναι υψηλότερα από αυτά των ανδρών. Ειδικά μεταξύ των γυναικών πρόσφατων αποφοίτων Λυκείου το ποσοστό ανεργίας ανέρχεται σε δυσθεώρητα ύψη (41,2%). Τα ποσοστά ανεργίας ανδρών παλαιότερων αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης (ΤΕΙ, ΑΕΙ και Μεταπτυχιακών Σπουδών) κυμαίνονται μεταξύ 2,6% και 3,7%, ενώ στην αντίστοιχη κατηγορία των γυναικών τα ποσοστά αυτά είναι σημαντικά ψηλότερα (6,0% έως 11,3%). Επιπλέον, ενώ τα ποσοστά ανεργίας των ανδρών πρόσφατων αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης δεν διαφέρουν σημαντικά από αυτά των πρόσφατων αποφοίτων χαμηλότερων εκπαιδευτικών βαθμίδων, στις γυναίκες οι διαφορές είναι αρκετά μεγάλες.

Τα Διαγράμματα 2α, 2β και2γ επικεντρώνονται στους αποφοίτους τριτοβάθμιας εκπαίδευσης και παρέχουν αντίστοιχα μία αναλυτικότερη εικόνα για τους αποφοίτους των ΤΕΙ, των ΑΕΙ και τη μικρή, αλλά ταχύτατα αναπτυσσόμενη ομάδα των αποφοίτων Μεταπτυχιακών Σπουδών (Κικίλιας, 2008). Το ξεκάθαρο συμπέρασμα που προκύπτει από την ανάλυση αυτών των διαγραμμάτων είναι ότι, αν και μπορούν να γίνουν κάποιες γενικεύσεις, οι διαφοροποιήσεις εντός των ομάδων είναι πολύ μεγάλες. Το Διάγραμμα 2α δείχνει ότι μεταξύ των αποφοίτων ΤΕΙ με υψηλά ποσοστά ανεργίας υπάρχει κάποια αντιστοιχία μεταξύ των ομάδων πρόσφατων και παλαιότερων αποφοίτων (με εξαίρεση τους αποφοίτους των σχολών Οικονομίας και Διοίκησης). Όμως, τόσο τα ποσοστά ανεργίας των πρόσφατων αποφοίτων όσο και, σε μεγαλύτερο βαθμό, αυτά των παλαιότερων αποφοίτων διαφέρουν σημαντικά μεταξύ ομάδων σχολών. Για παράδειγμα, το ποσοστό ανεργίας των παλαιότερων αποφοίτων Πολυτεχνικών Σχολών (Δομικών Έργων, Μηχανολόγων και Μηχανικών Η/Υ) είναι κάτω του 4%, ενώ για τους παλαιότερους αποφοίτους σχολών Οικονομίας και Διοίκησης και Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων υπερβαίνει το 10%.

Ακόμη περισσότερο διαφοροποιημένη εικόνα εμφανίζεται εντός των αποφοίτων ΑΕΙ, στο Διάγραμμα 2β, ενδεχομένως και λόγω των υποδιαιρέσεων του δείγματος σε μεγαλύτερο αριθμό ομάδων. Σε όλες αυτές τις ομάδες ανεξαιρέτως, τα ποσοστά ανεργίας των πρόσφατων αποφοίτων είναι πολύ υψηλότερα από αυτά των παλαιότερων. Όμως, σε ορισμένες ομάδες τα ποσοστά ανεργίας παραμένουν σε ανησυχητικά υψηλά επίπεδα για τους παλαιότερους αποφοίτους (π.χ. απόφοιτοι σχολών Φυσικής Αγωγής: 9,8%) ενώ σε άλλες ομάδες τα αντίστοιχα ποσοστά είναι χαμηλότερα από αυτό που συμβατικά θεωρείται ως ποσοστό ανεργίας τριβής (π.χ. απόφοιτοι σχολών Πληροφορικής: 1,3% ή Νομικής: 1,7%). Επίσης, με την κατάταξη των σχολών ως προς τα ποσοστά ανεργίας πρόσφατων και παλαιότερων αποφοίτων οι ομάδες εμφανίζουν πολύ μικρή συσχέτιση. Για παράδειγμα, ενώ τα ποσοστά ανεργίας των παλαιότερων αποφοίτων σχολών Φυσικών Επιστημών και Μαθηματικών και Στατιστικής είναι ιδιαίτερα χαμηλά, αυτά των πρόσφατων αποφοίτων των ίδιων σχολών είναι από τα υψηλότερα μεταξύ των πρόσφατων αποφοίτων. Τέλος, το Διάγραμμα 2γ δείχνει ότι η απόκτηση μεταπτυχιακού ή διδακτορικού διπλώματος συνδέεται με χαμηλά ποσοστά ανεργίας 6 ή περισσότερα έτη μετά την αποφοίτηση, δεν αποτελεί όμως ασφαλή ασπίδα κατά της ανεργίας την πρώτη πενταετία μετά την αποφοίτηση (ποσοστά ανεργίας πρόσφατων αποφοίτων 15,8% και 12,9% αντίστοιχα).

4 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΩΝ ΕΚΤΙΜΗΣΕΩΝ

Είναι αυτονόητο ότι η πιθανότητα ανεργίας ενός ατόμου επηρεάζεται από πληθώρα παραγόντων και όχι αποκλειστικά από τα εκπαιδευτικά του προσόντα. Ορισμένοι από τους

παράγοντες αυτούς είναι άμεσα παρατηρήσιμοι, ενώ άλλοι όχι. Επιπρόσθετα, τυχαίοι παράγοντες μπορούν να επηρεάσουν αυτή την πιθανότητα. Οι ΕΕΔ περιέχουν αρκετές πληροφορίες για μεταβλητές που ενδέχεται να επηρεάζουν την πιθανότητα ανεργίας. Επομένως, για την καλύτερη κατανόηση του φαινομένου είναι απαραίτητη η χρήση πολυμεταβλητής οικονομετρικής ανάλυσης πιθανότητας, κάτι που αποτελεί το στόχο του παρόντος τμήματος της μελέτης.

Τα περιγραφικά αποτελέσματα της προηγούμενης ενότητας δίνουν ορισμένες αρχικές κατευθύνσεις. Κατ' αρχάς, το ποσοστό συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό φαίνεται να συνδέεται τόσο με την ηλικία του ατόμου —και πιθανότατα με τα έτη από την αποφοίτησή του— όσο και με το εκπαιδευτικό επίπεδο, αλλά και το φύλο (και, ενδεχομένως, άλλους παράγοντες όπως η οικογενειακή κατάσταση). Επομένως, χωρίς έλεγχο και διόρθωση για την πιθανότητα συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό, είναι πολύ πιθανό τα αποτελέσματα της εκτίμησης της πιθανότητας ανεργίας να είναι μεροληπτικά (με τη στατιστική έννοια του όρου). Με άλλα λόγια, είναι πολύ πιθανό να απαιτείται εκτίμηση δύο σταδίων. Πρώτα εκτίμηση της πιθανότητας συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό και, κατόπιν, εκτίμηση της πιθανότητας ανεργίας αφού πρώτα συμπεριληφθεί στις ερμηνευτικές μεταβλητές και ο σχετικός διορθωτικός όρος (Inverse Mills Ratio).

Τα περιγραφικά αποτελέσματα δείχνουν ότι, κατά πάσα πιθανότητα, η μεταβλητή που σχετίζεται με την πιθανότητα ανεργίας είναι η χρονική απόσταση από την αποφοίτηση και όχι η ηλικία του ατόμου καθαυτή. Τα ίδια αποτελέσματα υποδηλώνουν ότι η χρονική απόσταση από την αποφοίτηση επιδρά στην πιθανότητα ανεργίας με μη γραμμικό τρόπο, κάτι το οποίο πρέπει να ληφθεί υπόψη κατά την οικονομετρική εκτίμηση.

Επίσης, τα περιγραφικά αποτελέσματα δείχνουν ότι τόσο το ποσοστό ανεργίας όσο και η μεταβολή του μετά την αποφοίτηση διαφέρουν αισθητά μεταξύ ανδρών και γυναικών. Επομένως, απαιτείται η εκτίμηση διαφορετικών εξισώσεων για άνδρες και γυναίκες και όχι απλώς η εισαγωγή μίας ψευδομεταβλητής για τις γυναίκες στην εξίσωση της πιθανότητας ανεργίας.

Τέλος, εφόσον η εξέλιξη του ποσοστού ανεργίας ως προς τα έτη από την αποφοίτηση φαίνεται να διαφέρει ουσιωδώς μεταξύ ομάδων αποφοίτων εντός της ίδιας εκπαιδευτικής βαθμίδας, δεν θα πρέπει απλώς να γίνει διαφοροποίηση μεταξύ των αποφοίτων των διαφόρων ειδικοτήτων με χρήση ψευδομεταβλητών, αλλά να χρησιμοποιηθούν ευέλικτοι μη γραμμικοί τύποι εξισώσεων, οι οποίοι να επιτρέπουν τη διαφοροποίηση της πιθανότητας ανεργίας ως συνάρτηση του χρόνου από την αποφοίτηση για διαφορετικούς τύπους εκπαιδευτικών ομάδων.

Όλα τα παραπάνω ελήφθησαν υπόψη κατά την εξειδίκευση και εκτίμηση του οικονομετρικού υποδείγματος. Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε αποτελεί παραλλαγή της μεθόδου δύο σταδίων του Heckman (1979), με τη βοήθεια της οποίας επιχειρήσαμε να διορθώσουμε το σφάλμα επιλογής του δείγματος. Σε πρώτο στάδιο έγινε εκτίμηση της πιθανότητας συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό, με δείγμα όλα τα άτομα ηλικίας 15-64 ετών που συμμετέχουν στην αγορά εργασίας. Η παραλλαγή έγκειται στο ότι στο δεύτερο στάδιο της εκτίμησης της πιθανότητας ανεργίας χρησιμοποιήθηκε ως εξαρτημένη μεταβλητή μία διωνυμική μεταβλητή (αντί μιας συνεχόμενης, όπως ισχύει στην κλασσική μέθοδο του Heckman), γεγονός που συνεπάγεται αλλαγές στη συνάρτηση μέγιστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood) που εκτιμάται (Pindyck and Pubinfeld, 1998, Greene, 2003). Τα αναλυτικά αποτελέσματα αυτών των εκτιμήσεων και οι ορισμοί των μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν παρουσιάζονται στους πίνακες του Παραρτήματος.

Ας ξεκινήσουμε την παρουσίαση των αποτελεσμάτων από τις εξισώσεις εκτίμησης της πιθανότητας συμμετοχής στο εργατικό δυνα-

μικό, όπου το δείγμα αποτελείται από όλα τα άτομα ηλικίας 15-64 ετών (79.288 άνδρες και 83.736 γυναίκες). Το ποσοστό συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό των ανδρών στο δείγμα μας είναι 79,9%, ενώ των γυναικών 53,8%. Και στις δύο εξισώσεις (ανδρών και γυναικών) η ομάδα αναφοράς (control group) αποτελείται από μέλη ζευγαριών χωρίς παιδιά, που είναι ελληνικής υπηκοότητας, απόφοιτοι Γενικού Λυκείου, μένουν στην Αθήνα και συμμετείχαν στην ΕΕΔ το δ' τρίμηνο του 2007, ενώ, λόγω ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας, τα εκτιμημένα τυπικά σφάλματα των συντελεστών έχουν διορθωθεί με τη μέθοδο του White (1980).

Τόσο στους άνδρες όσο και —ιδιαίτερα— στις γυναίκες, η πιθανότητα συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό σχετίζεται στενά με την οικογενειακή κατάσταση. Σε σύγκριση με την ομάδα αναφοράς, οι πιθανότητες συμμετοχής των γυναικών στο εργατικό δυναμικό μειώνονται σημαντικά όταν είναι παντρεμένες και έχουν παιδιά (το αντίθετο αποτέλεσμα παρατηρείται συνήθως στις γυναίκες αρχηγούς μονογονεϊκών νοικοκυριών), ενώ στους άνδρες το αποτέλεσμα ποικίλλει ανάλογα με τον αριθμό και την ηλικία των παιδιών. Αναφορικά με το επίπεδο εκπαίδευσης, τόσο στους άνδρες όσο και στις γυναίκες, με τους λοιπούς παράγοντες να παραμένουν σταθεροί, η πιθανότητα συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό των αποφοίτων όλων των εκπαιδευτικών ομάδων εκτός των αποφοίτων Γυμνασίου είναι υψηλότερη σε σχέση με τους αποφοίτους Γενικού Λυκείου. Και στα δύο φύλα ιδιαίτερα υψηλή είναι η πιθανότητα συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό κατόχων μεταπτυχιακών τίτλων σπουδών (εύρημα απόλυτα συμβατό με τις προβλέψεις της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου). Επιπρόσθετα, τόσο στους άνδρες όσο και στις γυναίκες, η πιθανότητα συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό εμφανίζεται να είναι στενά αλλά μη γραμμικά συνδεδεμένη με τα έτη από την αποφοίτηση.

Η περιφερειακή διαφοροποίηση ως προς τη συμμετοχή στο εργατικό δυναμικό δεν είναι ιδιαίτερα μεγάλη στους άνδρες, ενώ αντίθετα στις γυναίκες οι διαφορές είναι πιο σημαντικές και οι πιθανότητες συμμετοχής εμφανίζονται αυξημένες στις περισσότερες περιφέρειες (παρά στην Αττική), ενώ ως προς το βαθμό αστικότητας, με τους λοιπούς παράγοντες να παραμένουν σταθεροί, η συμμετοχή εμφανίζεται υψηλότερη στις ημιαστικές και, κυρίως, στις αγροτικές περιοχές. Τέλος, δεν παρατηρείται σημαντική διαφοροποίηση, ούτε ως προς το έτος της ΕΕΔ ούτε ως προς την εποχικότητα (τρίμηνο της έρευνας). Και στις δύο εξισώσεις, ο συντελεστής που δείχνει κατά πόσον υπάρχει μεροληπτικότητα ("athrho") είναι στατιστικά σημαντικός και υποδηλώνει την ύπαρξη συστηματικής μεροληπτικότητας, η οποία διορθώνεται με τη χρήση του Inverse Mills Ratio στις εξισώσεις πιθανότητας ανεργίας (με άλλα λόγια, τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων της πιθανότητας ανεργίας που παρουσιάζονται παρακάτω δεν θα ήταν αξιόπιστα χωρίς αυτή τη διόρθωση).

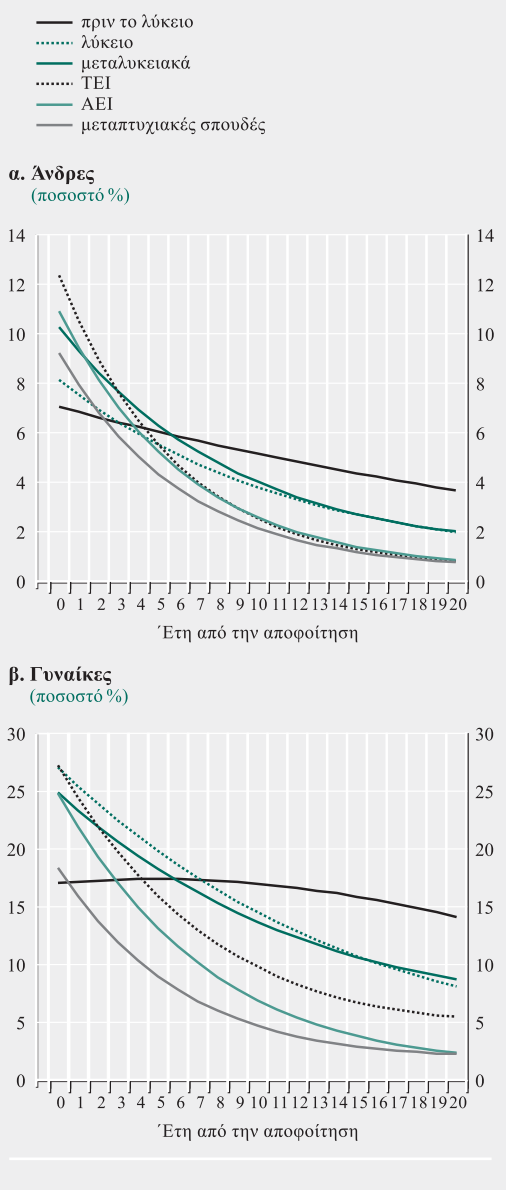
Μετά την παρουσίαση των αποτελεσμάτων για την πιθανότητα συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό περνάμε στην παρουσίαση των αποτελεσμάτων της εκτίμησης της πιθανότητας ανεργίας. Τώρα το δείγμα αποτελείται από 63.378 παρατηρήσεις στην περίπτωση των ανδρών και 45.060 παρατηρήσεις στην περίπτωση των γυναικών. Όπως και στις προηγούμενες εξισώσεις, λόγω ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας, τα εκτιμημένα τυπικά σφάλματα των συντελεστών έχουν διορθωθεί με τη μέθοδο του White (1980). Τα περισσότερα αποτελέσματα παρουσιάζονται γραφικά. Και πάλι, η ομάδα αναφοράς (control group) αποτελείται από μέλη ζευγαριών χωρίς παιδιά, που είναι ελληνικής υπηκοότητας, απόφοιτοι Γενικού Λυκείου, μένουν στην Αθήνα και συμμετείχαν στην ΕΕΔ το δ' τρίμηνο του 2007. Η εξαρτημένη μεταβλητή είναι η πιθανότητα ανεργίας, ενώ οι ανεξάρτητες μεταβλητές περιλαμβάνουν τα εκπαιδευτικά χαρακτηριστικά του ατόμου, τα έτη από την αποφοίτηση (και το τετράγωνό τους), δημογραφικά χαρακτηριστικά ως προς τη σύνθεση του νοικοκυριού, την υπηκοότητα του ατόμου, την περιφέρεια και το επίπεδο αστικότητας του

τόπου κατοικίας του, το τοπικό ποσοστό ανεργίας, αλλά και ψευδομεταβλητές για το έτος και το τρίμηνο της ΕΕΔ στην οποία συμμετείχε. Σε σύγκριση με τις προηγούμενες εξισώσεις, οι εκπαιδευτικές ομάδες παρουσιάζονται πολύ πιο αναλυτικά (όπως οι ομάδες του Πίνακα 3), ενώ οι δημογραφικές ομάδες (σύνθεση νοικοκυριού) είναι πολύ λιγότερες. Για να επιτύχουμε τη διαφοροποίηση της πιθανότητας ανεργίας κάθε εκπαιδευτικής ομάδας ως προς τη χρονική απόσταση από το έτος αποφοίτησης εισάγουμε πολλαπλασιαστικούς όρους μεταξύ της ψευδομεταβλητής της κάθε εκπαιδευτικής ομάδας με το χρόνο από την αποφοίτηση του ατόμου και το τετράγωνό του.

Οι ψευδομεταβλητές των τριμήνων προσπαθούν να καταγράψουν την πιθανή εποχικότητα της ανεργίας, ενώ αυτές των ετών επιδιώκουν να συλλάβουν πιθανές επιπτώσεις του οικονομικού κύκλου στην ανεργία.[7] Και οι δύο ομάδες μεταβλητών είναι στατιστικά μη σημαντικές, τόσο στην εξίσωση των γυναικών όσο και στην εξίσωση των ανδρών. Η μεταβλητή που αφορά το τοπικό ποσοστό ανεργίας αναφέρεται στο ποσοστό ανεργίας της περιφέρειας του τόπου διαμονής του ατόμου την περίοδο της συμμετοχής του στην ΕΕΔ. Όπως αναμενόταν, η επίδραση της μεταβλητής αυτής στην πιθανότητα ανεργίας είναι θετική και στατιστικά σημαντική. Αναφορικά με τα δημογραφικά χαρακτηριστικά του νοικοκυριού του ατόμου, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι, τόσο στους άνδρες όσο και στις γυναίκες, η μονογονεϊκότητα αλλά και η ύπαρξη άλλων μελών εκτός του συζύγου και των παιδιών στο νοικοκυριό αυξάνουν την πιθανότητα ανεργίας σε σύγκριση με τις ομάδες αναφοράς (μέλη ζευγαριών χωρίς παιδιά).

Πριν προχωρήσουμε στη διαγραμματική παρουσίαση των αναλυτικών αποτελεσμάτων, είναι ενδιαφέρον να εξετάσει κανείς τα αντίστοιχα αποτελέσματα για έξι ευρείες ομάδες εκπαιδευτικού επιπέδου (πριν το λύκειο, λύκειο, μεταλυκειακά, ΤΕΙ, ΑΕΙ, μεταπτυχιακές σπουδές). Τα αποτελέσματα προέρχονται από εκτιμήσεις με τις ίδιες μεταβλητές,

Διάγραμμα 3 Εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας ευρέων εκπαιδευτικών ομάδων



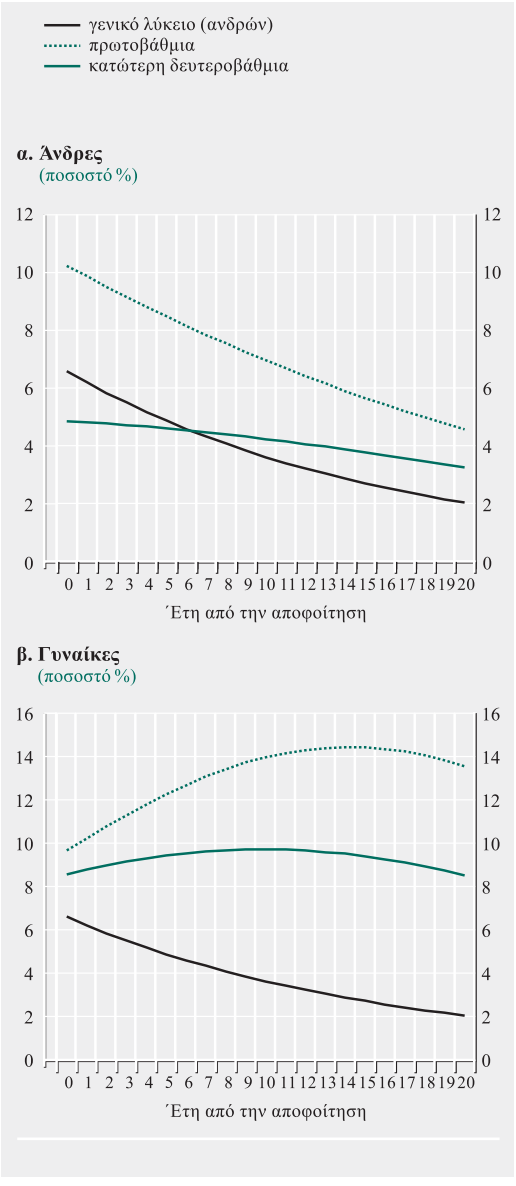
αυτές που αναφέρθηκαν προηγουμένως, αλλά για ευρύτερες ομάδες αποφοίτων και παρουσιάζονται στα Διαγράμματα 3α και 3β για άνδρες και γυναίκες, αντίστοιχα. Τα διαγράμματα αυτά απεικονίζουν το εκτιμημένο

7 Ωστόσο, επισημαίνεται ότι οι ΕΕΔ που χρησιμοποιούνται στην παρούσα μελέτη καλύπτουν 4 έτη, κατά τα οποία η ελληνική οικονομία αναπτυσσόταν με αρκετά υψηλούς ρυθμούς.

ποσοστό ανεργίας (κάθετος άξονας)[8] ως συνάρτηση των 20 πρώτων ετών μετά την αποφοίτηση του ατόμου από το ανώτερο εκπαιδευτικό επίπεδο το οποίο έχει ολοκληρώσει (οριζόντιος άξονας), αφού έχει απομονωθεί η επίδραση όλων των υπολοίπων μεταβλητών (οικογενειακή κατάσταση, περιφέρεια, αστικότητα, υπηκοότητα, τοπικό ποσοστό ανεργίας, κ.λπ).[9] Παρόμοια διαγράμματα χρησιμοποιούνται στην υπόλοιπη μελέτη.

Πολλά και ενδιαφέροντα συμπεράσματα προκύπτουν από τα Διαγράμματα 3α και 3β. Τόσο στους άνδρες όσο και στις γυναίκες τα άτομα χαμηλού εκπαιδευτικού επιπέδου ("Πριν το Λύκειο") ξεκινούν από χαμηλότερα ποσοστά ανεργίας από ό,τι τα υπόλοιπα μέλη του δείγματος αμέσως μετά την αποφοίτησή τους, όμως το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας τους μεταβάλλεται με πολύ βραδύ ρυθμό στη διάρκεια του εργασιακού τους βίου. Οι διαφορές μεταξύ αποφοίτων Λυκείου και αποφοίτων Μεταλυκειακών σπουδών είναι αμελητέες στην περίπτωση των γυναικών, ενώ στους άνδρες τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας των αποφοίτων Μεταλυκειακών σπουδών είναι αισθητά υψηλότερα από αυτά των αποφοίτων Λυκείου τα 5-6 πρώτα έτη μετά την αποφοίτηση, αλλά κατόπιν οι διαφορές είναι μικρές. Αναφορικά με τους αποφοίτους τριτοβάθμιας εκπαίδευσης, τόσο στους άνδρες όσο και στις γυναίκες, τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας για δεδομένο αριθμό ετών μετά την αποφοίτηση είναι χαμηλότερα για τους κατόχους τίτλων Μεταπτυχιακών Σπουδών, κατόπιν για τους αποφοίτους ΑΕΙ και τέλος για τους αποφοίτους ΤΕΙ. Όμως, στην περίπτωση των γυναικών ενώ τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αποφοίτων ΑΕΙ και Μεταπτυχιακών Σπουδών συγκλίνουν 20 περίπου έτη μετά την αποφοίτηση, δεν συγκλίνουν ποτέ με το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας των αποφοίτων ΤΕΙ. Αντίθετα, στους άνδρες η διαφορά στα εκτιμημένα ποσοστά αποφοίτων ΑΕΙ και ΤΕΙ είναι πολύ μικρή 6 περίπου έτη μετά την αποφοίτηση και συγκλίνουν προς το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας των αποφοίτων Μεταπτυχιακών Σπουδών 12-13 έτη μετά την αποφοίτηση, σε επίπεδα πολύ χαμηλότερα από αυτά των άλλων εκπαιδευτικών βαθμίδων.

Διάγραμμα 4.1 Εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αποφοίτων βαθμίδων μέχρι την υποχρεωτική εκπαίδευση



8 Πρέπει να επισημανθεί ότι ο κάθετος άξονας που μετρά το ποσοστό ανεργίας είναι πολύ "εκτενέστερος" στην περίπτωση των γυναικών, αφού τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας τους ήταν πολύ υψηλότερα από αυτά των ανδρών.

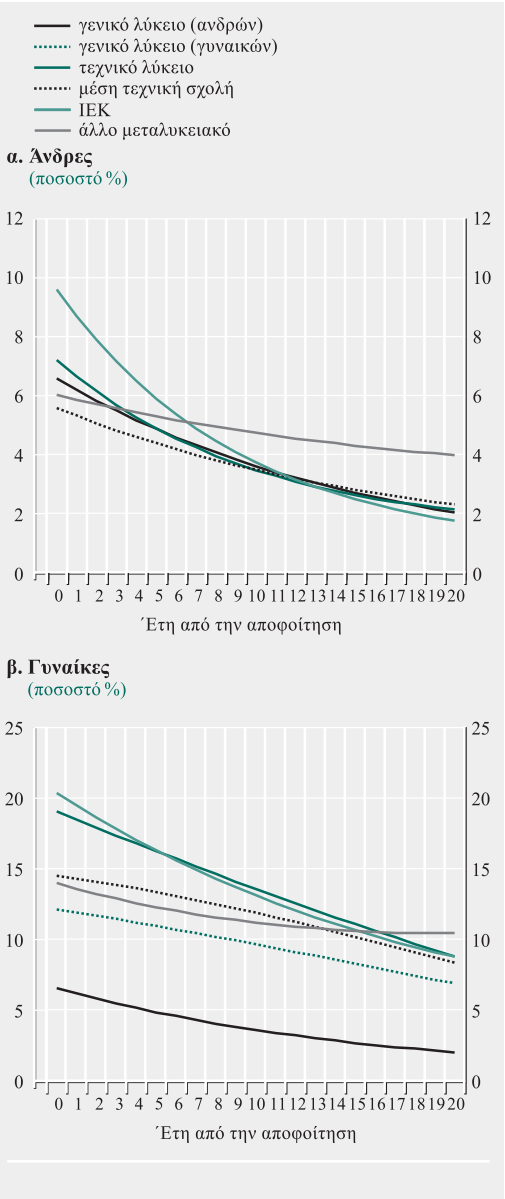
9 Κατά πάσα πιθανότητα, η εικοσαετία μετά την αποφοίτηση είναι το μέγιστο χρονικό διάστημα που λαμβάνουν υπόψη τους οι νέοι όταν αποφασίζουν για το επίπεδο και την ειδίκευση των σπουδών τους.

Τα επτά επόμενα διαγράμματα, 4.1α έως και 4.7β, παρουσιάζουν τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας (ένα για άνδρες και ένα για γυναίκες) ως συνάρτηση του χρόνου από την αποφοίτηση, για ομοιογενείς ομάδες εντός εκπαιδευτικών επιπέδων. Λόγω του ότι ο κάθετος άξονας (εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας) δεν έχει πάντοτε το ίδιο μήκος, σε όλα τα διαγράμματα που αναφέρονται σε εκπαιδευτικές ομάδες, για λόγους συγκρισιμότητας, συμπεριλαμβάνεται και το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας των ανδρών αποφοίτων Λυκείου.

Τα Διαγράμματα 4.1α και 4.1β αναφέρονται στις ομάδες χαμηλού εκπαιδευτικού επιπέδου: "Πρωτοβάθμια" και "Κατώτερη Δευτεροβάθμια". Πρέπει να επισημανθεί ότι τα περισσότερα μέλη αυτών των ομάδων είναι άτομα σχετικά μεγάλης ηλικίας. Στην κατηγορία "Πρωτοβάθμια" περιλαμβάνονται τόσο τα άτομα που δεν έχουν ολοκληρώσει την πρωτοβάθμια εκπαίδευση όσο και αυτά που έχουν απολυτήριο Δημοτικού ή έχουν παρακολουθήσει λίγες τάξεις του Γυμνασίου. Στους άνδρες, τα μέλη της ομάδας "Κατώτερη Δευτεροβάθμια", αν και ξεκινούν από χαμηλό ποσοστό ανεργίας, έχουν εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας το οποίο μεταβάλλεται ελάχιστα με την πάροδο του χρόνου από το έτος αποφοίτησης, ενώ το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας των αποφοίτων "Πρωτοβάθμιας" εκπαίδευσης παραμένει σε σχετικά υψηλά επίπεδα ακόμα και πολλά έτη μετά την αποφοίτηση. Στην περίπτωση των γυναικών αποφοίτων των δύο αυτών κατηγοριών τα αποτελέσματα είναι μάλλον απροσδόκητα, αφού το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας φαίνεται να αυξάνεται κατά τα πρώτα έτη μετά την αποφοίτηση (ιδίως στην περίπτωση των αποφοίτων "Πρωτοβάθμιας" εκπαίδευσης), προτού αρχίσει να μειώνεται.

Στα Διαγράμματα 4.2α και 4.2β απεικονίζονται τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας των αποφοίτων ανώτερης δευτεροβάθμιας και μεταλυκειακής μη τριτοβάθμιας εκπαίδευσης. Οι απόφοιτοι ανώτερης δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης ομαδοποιούνται σε τρεις κατηγορίες: "Γενικό Λύκειο", "Τεχνικό Λύκειο" και "Μέσες Τεχνικές Σχολές". Η πρώτη από αυτές τις κατηγορίες περιλαμβάνει και άτομα τα οποία δεν έχουν ολοκληρώσει σπουδές τριτοβάθμιας εκπαίδευσης, η δεύτερη περιλαμβάνει τους αποφοίτους ΤΕΛ, ΕΠΛ και ΤΕΕ, ενώ η τρίτη αποφοίτους των ΤΕΣ, των μέσων σχολών εργοδηγών και των μέσων σχολών

Διάγραμμα 4.2 Εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αποφοίτων ανώτερης δευτεροβάθμιας και μεταλυκειακής μη τριτοβάθμιας εκπαίδευσης



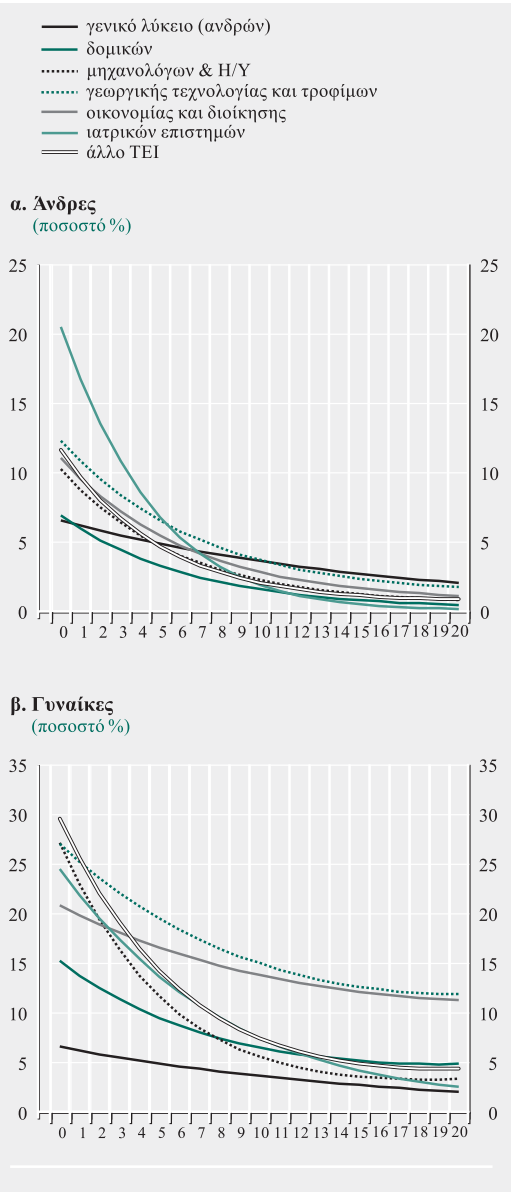
εμπορικού ναυτικού. Οι απόφοιτοι μεταλυκειακής μη τριτοβάθμιας εκπαίδευσης ομαδοποιούνται σε δύο κατηγορίες: αποφοίτους "ΙΕΚ" (δημοσίων ή ιδιωτικών) και αποφοίτους "Άλλων Μεταλυκειακών". Στην τελευταία κατηγορία εντάσσονται οι απόφοιτοι κολεγίων, σχολών χορού, τουριστικών επαγγελμάτων, ξένων γλωσσών (μη πανεπιστημιακών), αξιωματικών εμπορικού ναυτικού κ.λπ.

Οι διαφορές μεταξύ ανδρών και γυναικών στα Διαγράμματα 4.2α και 4.2β είναι αξιοπρόσεκτες. Στην περίπτωση των ανδρών οι διαφορές μεταξύ αποφοίτων Γενικού και Τεχνικού Λυκείου είναι αμελητέες. Σε ελαφρώς καλύτερη θέση είναι τα πρώτα έτη μετά την αποφοίτησή τους οι απόφοιτοι Μέσων Τεχνικών Σχολών, αλλά οι διαφορές από τις άλλες βαθμίδες ανώτερης δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης εξανεμίζονται 6 περίπου έτη μετά την αποφοίτηση. Αντίθετα, η αποφοίτηση από ΙΕΚ ή Άλλο Μεταλυκειακό ίδρυμα συνδέεται με υψηλότερα ποσοστά ανεργίας από ό,τι η αποφοίτηση από ίδρυμα δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης. Στην περίπτωση των ΙΕΚ τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας συγκλίνουν με αυτά των βαθμίδων της ανώτερης δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης 10 περίπου έτη μετά την αποφοίτηση, ενώ στην περίπτωση των αποφοίτων Άλλων Μεταλυκειακών ιδρυμάτων το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας αποκλίνει διαρκώς από αυτό των αποφοίτων ανώτερης δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης. Όπως και σε όλα σχεδόν τα διαγράμματα, τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας των γυναικών στο Διάγραμμα 4.2β είναι υψηλότερα από αυτά των ανδρών για κάθε επιμέρους εκπαιδευτική ομάδα του Διαγράμματος 4.1α. Όμως, στις γυναίκες τα χαμηλότερα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας, με σημαντική διαφορά από τις υπόλοιπες ομάδες, εμφανίζονται μεταξύ των αποφοίτων Γενικού Λυκείου. Την πρώτη δεκαπενταετία μετά την αποφοίτηση τα ποσοστά ανεργίας των γυναικών αποφοίτων Τεχνικών Λυκείων είναι υψηλότερα από αυτά των αποφοίτων Μέσων Τεχνικών Σχολών και, όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, και τα δύο είναι πολύ υψηλότερα από αυτά των αποφοίτων Γενικού Λυκείου. Τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας των αποφοίτων ΙΕΚ και, σε μικρότερο βαθμό, Άλλων Μεταλυκειακών είναι ιδιαίτερα υψηλά και, στην περίπτωση των Άλλων Μεταλυκειακών, αποκλίνοντα από τα ποσοστά ανεργίας των αποφοίτων Γενικού Λυκείου. Τα παραπάνω αποτελέσματα δεν στηρίζουν την άποψη που συχνά διατυπώνεται στο δημόσιο διάλογο σχετικά με την αναγκαιότητα ενίσχυσης της τεχνικής εκπαίδευσης ως μέτρου καταπολέμησης της ανεργίας των νέων στην Ελλάδα.

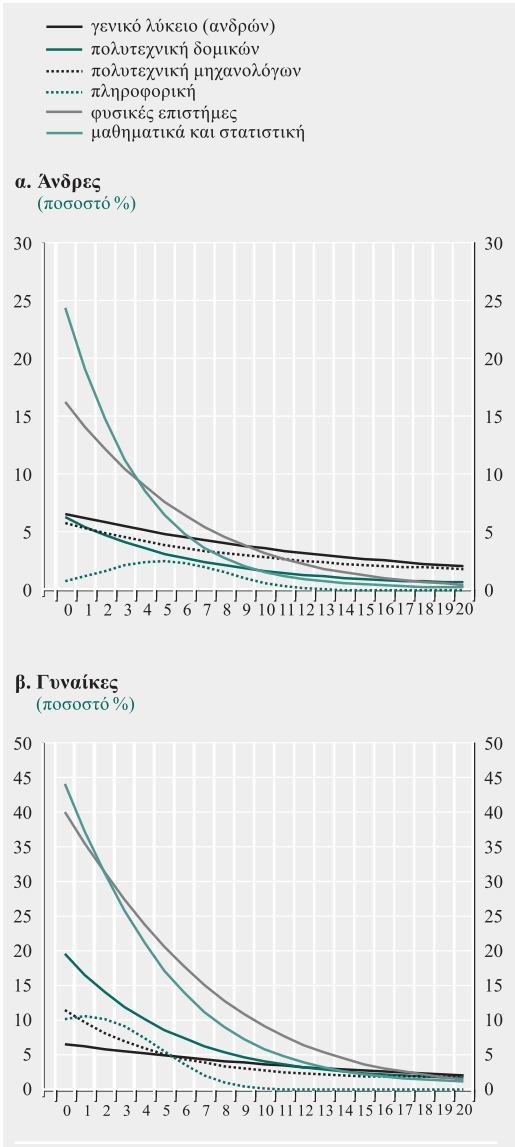
Τα Διαγράμματα 4.3α και 4.3β απεικονίζουν τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας για αποφοίτους ΤΕΙ (ή, παλαιότερα, ΚΑΤΕΕ). Οι απόφοιτοι αυτοί έχουν ομαδοποιηθεί σε έξι ομάδες. Οι δύο πρώτες είναι πολυτεχνικής κατεύθυνσης ("Δομικών" και "Μηχανολογίας και Η/Υ"), η τρίτη προέρχεται από τη συνένωση των αποφοίτων των ομάδων σχολών Γεωργικών Τεχνολογιών και Τεχνολογίας Τροφίμων ("Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων"), οι δύο επόμενες αφορούν αποφοίτους σχολών "Οικονομίας και Διοίκησης" και "Ιατρικών Επιστημών", ενώ η τελευταία ("Άλλο ΤΕΙ") περιέχει τους αποφοίτους σχολών Βιβλιοθηκονομίας, Κοινωνικής Εργασίας και Εφαρμοσμένων Τεχνών. Λόγω της ανομοιογένειας αλλά και του μικρού αριθμού παρατηρήσεων, τα αποτελέσματα που αφορούν την κατηγορία "Άλλο ΤΕΙ" πρέπει να αντιμετωπιστούν με κάποια επιφυλακτικότητα.

Τόσο στους άνδρες όσο και στις γυναίκες αποφοίτους ΤΕΙ τα χαμηλότερα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας παρατηρούνται μεταξύ των αποφοίτων πολυτεχνικών σχολών. Σε σχετικά καλύτερη θέση μεταξύ των δύο αντιστοίχων ομάδων εμφανίζονται οι απόφοιτοι "Δομικών" σε σύγκριση με τους αποφοίτους "Μηχανολόγων και Η/Υ" (στις γυναίκες αυτό ισχύει μόνο για τα 7 πρώτα έτη μετά την αποφοίτηση). Μεταξύ των ανδρών, οι απόφοιτοι σχολών "Ιατρικών Επιστημών" εμφανίζονται να ξεκινούν με εξαιρετικά υψηλά ποσοστά ανεργίας τα πρώτα έτη μετά την αποφοίτησή τους, ενώ στις γυναίκες τα ποσοστά ανεργίας μεταξύ των αποφοίτων σχολών "Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων" και (σε κάπως

Διάγραμμα 4.3 Εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αποφοίτων ΤΕΙ



Διάγραμμα 4.4 Εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αποφοίτων ΑΕΙ Ι



μικρότερο βαθμό) "Οικονομίας και Διοίκησης", ξεκινούν, αλλά και παραμένουν, σε πολύ υψηλά επίπεδα, ακόμη και πολλά έτη μετά την αποφοίτησή τους.

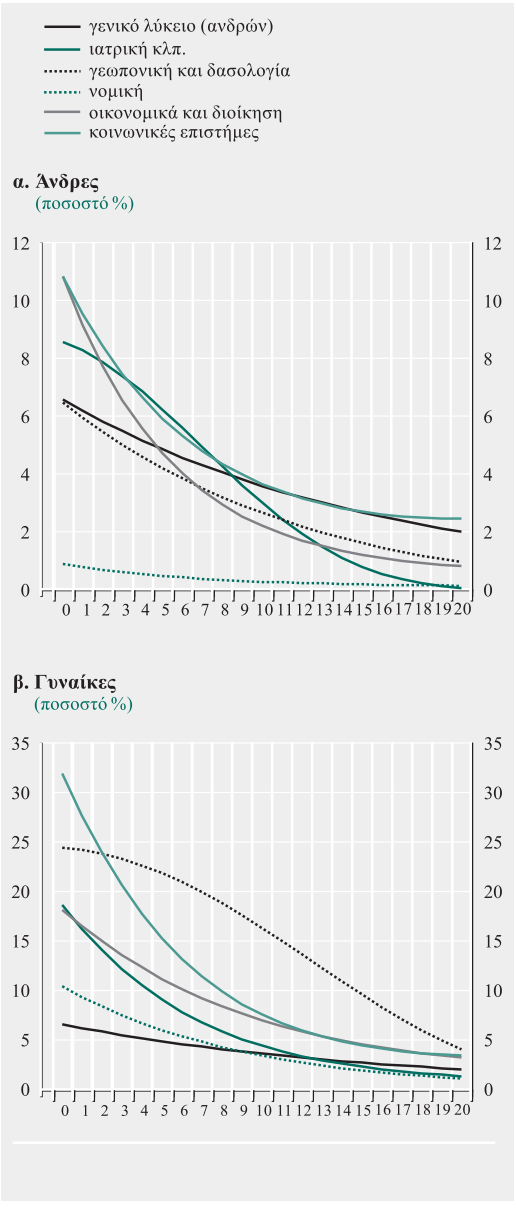
Λόγω της υποδιαίρεσης των αποφοίτων ΑΕΙ (εκτός μεταπτυχιακών) σε μεγάλο αριθμό ομάδων, τα αντίστοιχα αποτελέσματα έχουν ομαδοποιηθεί και παρουσιάζονται σε τρεις ομάδες γραφημάτων. Τα Διαγράμματα 4.4α και 4.4β παρουσιάζουν τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αποφοίτων σχολών θετικής κατεύθυνσης. Πιο συγκεκριμένα, παρουσιάζονται εκτιμήσεις για δύο ομάδες αποφοίτων πολυτεχνικών σχολών, "Δομικών" και "Μηχανολόγων", για αποφοίτους "Πληροφορικής", "Φυσικών Επιστημών" και "Μαθηματικών και Στατιστικής". Η ομάδα των αποφοίτων "Πληροφορικής" είναι

μικρή σε μέγεθος και περιλαμβάνει σχετικά λίγα άτομα αρκετά έτη μετά την αποφοίτησή τους. Επομένως, τα αντίστοιχα αποτελέσματα πρέπει να ερμηνευθούν με τη δέουσα προσοχή. Ο κύριος λόγος που αποφασίσαμε να αντιμετωπίσουμε τους αποφοίτους "Πληροφορικής" ως ξεχωριστή κατηγορία είναι η συχνότητα με την οποία η ομάδα αυτή αναφέρεται στο δημόσιο διάλογο ως ομάδα με υπερβάλλουσα ζήτηση στην αγορά εργασίας. Στην ομάδα των "Δομικών" έχουν συμπεριληφθεί οι απόφοιτοι σχολών όπως Πολιτικοί Μηχανικοί, Αρχιτέκτονες, Τοπογράφοι κ.λπ., ενώ στους "Μηχανολόγους" συμπεριλαμβάνονται εκτός των Μηχανολόγων Μηχανικών, οι Ναυπηγοί, οι Ηλεκτρολόγοι Μηχανικοί, οι Χημικοί Μηχανικοί, οι Μεταλλειολόγοι κ.λπ. Η ομάδα των αποφοίτων "Φυσικών Επιστημών" περιλαμβάνει τους αποφοίτους Τμημάτων Φυσικής, Χημείας, Βιολογίας (εκτός Ιατρικής Βιολογίας) και Γεωλογίας.

Τόσο μεταξύ των ανδρών όσο και μεταξύ των γυναικών τις καλύτερες επιδόσεις μεταξύ αυτών των ομάδων έχουν οι απόφοιτοι "Πληροφορικής" – γεγονός που επιβεβαιώνει τις σχετικές αιτιάσεις που διατυπώνονται στο δημόσιο διάλογο – ακολουθούμενοι, τουλάχιστον τα πρώτα έτη μετά την αποφοίτηση, από τους αποφοίτους Πολυτεχνικών Σχολών ("Δομικών" και "Μηχανολόγων"). Τόσο οι άνδρες όσο και, σε πολύ μεγαλύτερο βαθμό, οι γυναίκες απόφοιτοι σχολών "Φυσικών Επιστημών" και "Μαθηματικών και Στατιστικής" ξεκινούν με εξαιρετικά υψηλά εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας. Στην περίπτωση των ανδρών τα ποσοστά αυτά μειώνονται δραματικά μετά από διάστημα 5-10 ετών. Αντίθετα, στις γυναίκες τα ποσοστά ανεργίας των δύο αυτών ομάδων παραμένουν σε πολύ υψηλά επίπεδα ακόμη και μετά την παρέλευση δεκαετίας από την αποφοίτησή τους.

Στα Διαγράμματα 4.5α και 4.5β παρουσιάζονται τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας πέντε ομάδων αποφοίτων ΑΕΙ: "Ιατρικής κ.λπ.", "Γεωπονικής και "Δασολογίας", "Νομικής", "Οικονομίας και Διοίκησης" και "Κοινωνικών Επιστημών". Η ομάδα "Ιατρική κ.λπ." περι-

Διάγραμμα 4.5 Εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αποφοίτων ΑΕΙ ΙΙ



λαμβάνει, εκτός των αποφοίτων Ιατρικών Σχολών, και τους αποφοίτους Οδοντιατρικής, Φαρμακευτικής και Κτηνιατρικής, ενώ στην ομάδα "Κοινωνικές Επιστήμες" περιλαμβάνονται οι απόφοιτοι σχολών Κοινωνιολογίας, Ψυχολογίας, Ανθρωπολογίας κ.λπ.

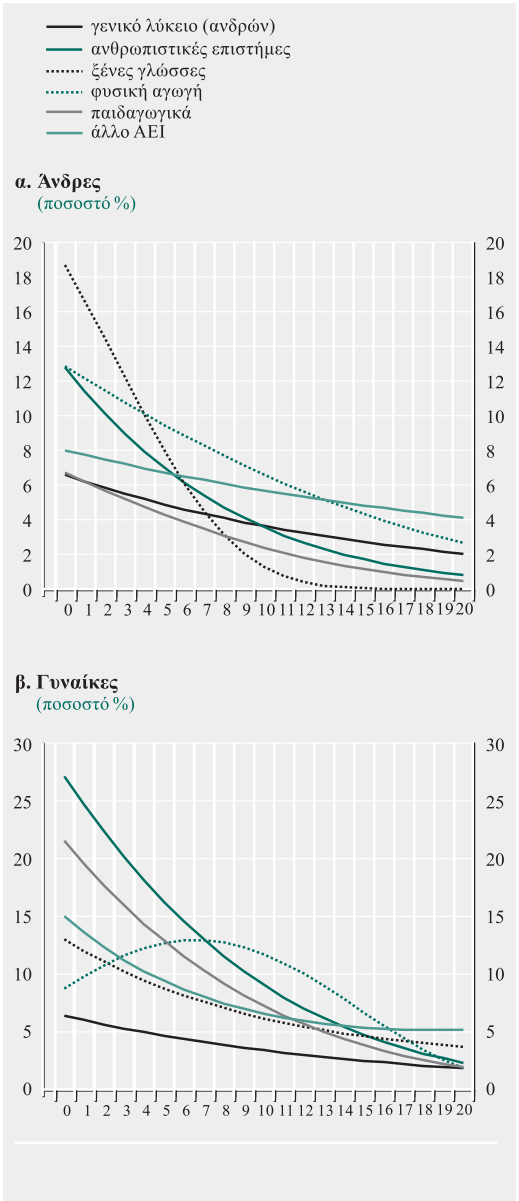
Τόσο στους άνδρες όσο και στις γυναίκες τα ποσοστά ανεργίας των αποφοίτων "Νομικών"

σχολών είναι χαμηλά —στην περίπτωση των ανδρών εξαιρετικά χαμηλά— ακόμη και τα πρώτα έτη μετά την αποφοίτησή τους. Τα ποσοστά ανεργίας των αποφοίτων "Ιατρικών κ.λπ." σχολών τείνουν να εκμηδενιστούν, αλλά μόνο πολλά έτη μετά την αποφοίτηση. Για παράδειγμα, τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας των ανδρών αυτής της ομάδας 8 έτη μετά την αποφοίτησή τους είναι υψηλότερα από τα αντίστοιχα ποσοστά ανδρών αποφοίτων Γενικού Λυκείου. Υψηλά είναι και τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας των γυναικών αποφοίτων σχολών "Γεωπονικής και Δασολογίας" και "Κοινωνικών Επιστημών", ακόμη και αρκετά έτη μετά την αποφοίτησή τους, ενώ για τη μεγάλη ομάδα των αποφοίτων σχολών "Οικονομίας και Διοίκησης" τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας βρίσκονται περίπου στο μέσον των ποσοστών όλων των αποφοίτων ΑΕΙ.

Η τρίτη ομάδα αποφοίτων ΑΕΙ αποτελείται κυρίως από αποφοίτους "καθηγητικών" σχολών και τα αντίστοιχα αποτελέσματα αποτυπώνονται στα Διαγράμματα 4.6α και 4.6β. Στα Διαγράμματα αυτά παρουσιάζονται εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας για πέντε ομάδες: "Ανθρωπιστικές Επιστήμες", "Ξένες Γλώσσες", "Φυσική Αγωγή", "Παιδαγωγικά" και "Άλλο ΑΕΙ". Η ομάδα "Άλλο ΑΕΙ" περιλαμβάνει αποφοίτους Σχολών Καλών Τεχνών, Ιατρικής Βιολογίας, Νοσηλευτικής, Διαιτολογίας, Δημοσιογραφίας, Βιβλιοθηκονομίας, Οικιακής Οικονομίας, κλπ. Όπως και στην αντίστοιχη περίπτωση των ΤΕΙ, λόγω της μεγάλης ανομοιογένειας των μελών της ομάδας δεν προχωρούμε σε αναλυτικό σχολιασμό των αντιστοίχων αποτελεσμάτων. Επίσης, δεν προχωράμε σε αναλυτικό σχολιασμό των αποτελεσμάτων της ομάδας "Ξένες Γλώσσες" των ανδρών, διότι οι σχετικές εκτιμήσεις προέρχονται από μικρό αριθμό παρατηρήσεων. Η ομάδα "Ανθρωπιστικές Επιστήμες" περιλαμβάνει τους αποφοίτους σχολών Ελληνικής Φιλολογίας, Φιλοσοφίας, Ιστορίας, Αρχαιολογίας, Θεολογίας, Μουσικής, Θεάτρου κ.λπ.

Μεταξύ των ανδρών σε σχετικά ευνοϊκότερη θέση φαίνεται να βρίσκονται οι απόφοιτοι "Παιδαγωγικών" σχολών και μεταξύ των γυναικών οι απόφοιτοι "Ξένων Γλωσσών". Αντίθετα, μεταξύ των ανδρών σοβαρό πρόβλημα ανεργίας φαίνεται να αντιμετωπίζουν οι απόφοιτοι σχολών "Φυσικής Αγωγής", ακόμα και πολλά έτη μετά την αποφοίτησή τους, ενώ μεταξύ των γυναικών υψηλά ποσοστά ανεργίας παρατηρούνται για τις αποφοίτους σχολών "Ανθρωπιστικών Επιστημών" και "Παιδαγωγικών", ιδιαίτερα τα πρώτα έτη

Διάγραμμα 4.6 Εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αποφοίτων ΑΕΙ ΙΙΙ

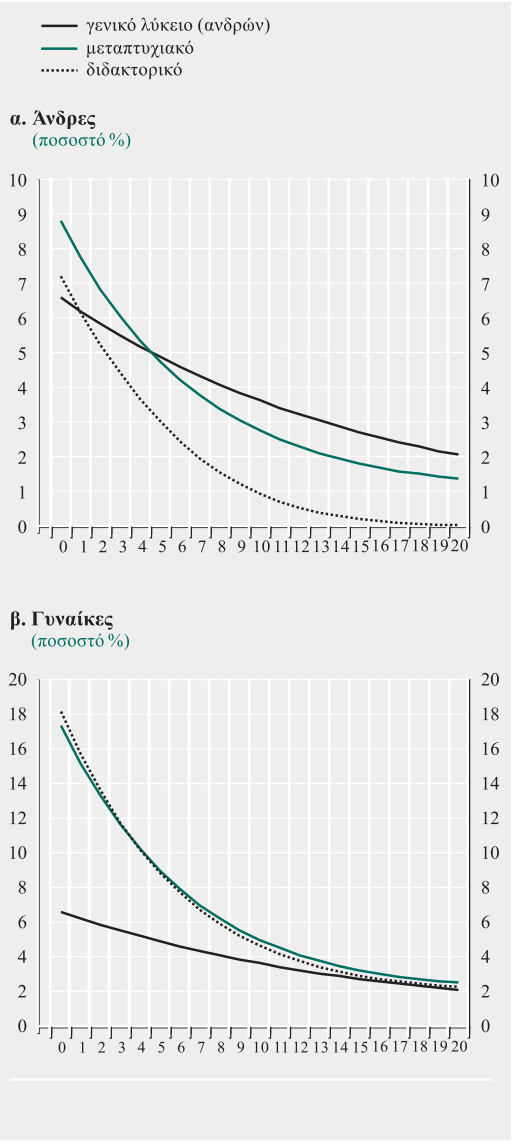


μετά την αποφοίτησή τους. Μάλλον απροσδόκητο είναι το σχήμα της καμπύλης για γυναίκες αποφοίτους σχολών "Φυσικής Αγωγής", που υπονοεί άνοδο του εκτιμημένου ποσοστού ανεργίας τα 7 πρώτα έτη μετά την αποφοίτηση και κατόπιν σταδιακή μείωσή του.

Τέλος, τα Διαγράμματα 4.7α και 4.7β αναφέρονται σε κατόχους μεταπτυχιακών τίτλων σπουδών, χωριστά για κατόχους "Μεταπτυχιακού" (Master) και "Διδακτορικού" διπλώματος. Στην περίπτωση των ανδρών τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας ενώ ξεκινούν από μάλλον απροσδόκητα υψηλά επίπεδα (7%-9% το πρώτο έτος μετά την αποφοίτηση) μειώνονται πολύ γρήγορα και στη μεν περίπτωση των κατόχων "Διδακτορικού" σχεδόν εκμηδενίζονται πριν από την πρώτη δεκαετία μετά την αποφοίτηση, στη δε περίπτωση των κατόχων "Μεταπτυχιακού" μειώνονται σε επίπεδα κάτω του 5% περίπου 5 έτη μετά την αποφοίτηση. Στην περίπτωση των γυναικών οι διαφορές μεταξύ των δύο ομάδων είναι εξαιρετικά δυσδιάκριτες. Αν και σε σύγκριση με τις περισσότερες ομάδες γυναικών αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας τους είναι χαμηλότερα, αυτά εμφανίζονται ιδιαίτερα υψηλά τα πρώτα έτη μετά την αποφοίτηση (το πρώτο έτος το εκτιμημένο ποσοστό τους υπερβαίνει το 17%), ενώ ακόμη και 20 έτη μετά τη αποφοίτησή τους το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας τους παραμένει υψηλότερο από αυτό των ανδρών αποφοίτων "Λυκείου" στην αντίστοιχη φάση της σταδιοδρομίας τους.

Ο Πίνακας 4 απαντά στο ερώτημα: "Ποιο είναι το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας το πρώτο έτος μετά την αποφοίτηση, και 3, 5 και 10 έτη αργότερα, για κάθε μία από τις εκπαιδευτικές ομάδες, όταν απομονωθεί η επίδραση των λοιπών παραγόντων;". Πολλά ενδιαφέροντα συμπεράσματα προκύπτουν από τα σχετικά αποτελέσματα, ορισμένα από τα οποία έχουν ήδη αναφερθεί. Ας ξεκινήσουμε από τις ομαδοποιημένες εκπαιδευτικές κατηγορίες. Τόσο στις γυναίκες όσο και στους άνδρες τα χαμηλότερα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας το πρώτο έτος μετά την

Διάγραμμα 4.7 Εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αποφοίτων μεταπτυχιακών σπουδών



ολοκλήρωση των σπουδών παρατηρούνται μεταξύ των ατόμων με βασική ή χαμηλότερη εκπαίδευση. Αυτό δεν είναι παράδοξο, εφόσον τα περισσότερα άτομα που εγκαταλείπουν πρόωρα τις σπουδές τους το κάνουν για να ενταχθούν στην αγορά εργασίας (συνήθως, αφού έχουν βρει δουλειά). Όσον αφορά τα 3, 5 ή 10 έτη από την αποφοίτηση, τα χαμηλότερα ποσοστά ανεργίας παρατηρούνται στην ομάδα με πολύ υψηλά εκπαιδευτικά

Πίνακας 4 Εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας ως συνάρτηση των ετών μετά την αποφοίτηση

	Άνδρας				Γυναίκα			
	Έτη μετά την αποφοίτηση				Έτη μετά την αποφοίτηση			
Εκπαιδευτικές ομάδες	<1	3	5	10	<1	3	5	10
Πριν το λύκειο	**7,1**	**6,4**	**6,0**	**5,2**	**17,0**	**17,4**	**17,4**	**17,0**
Πρωτοβάθμια	9,6	8,7	8,1	6,8	9,9	11,6	12,6	14,3
Κατώτερη Δευτεροβάθμια	4,9	4,8	4,6	4,3	8,6	9,2	9,5	9,8
Λύκειο	**8,1**	**6,4**	**5,5**	**3,8**	**27,0**	**22,5**	**19,8**	**14,5**
Γενικό Λύκειο	6,6	5,5	4,9	3,6	12,2	11,5	11,0	9,7
Τεχνικό Λύκειο	7,3	5,7	4,9	3,5	19,2	17,5	16,3	13,6
Μέση Τεχνική Σχολή	5,6	4,9	4,4	3,5	14,6	13,9	13,4	12,0
Μεταλυκειακή μη τριτοβάθμια	**10,3**	**7,6**	**6,3**	**4,0**	**24,9**	**20,6**	**18,3**	**13,7**
ΙΕΚ	9,7	7,2	5,9	3,8	20,5	17,9	16,4	13,2
Άλλο Μεταλυκειακό	6,1	5,6	5,3	4,8	14,0	13,0	12,4	11,3
ΤΕΙ	**12,4**	**7,6**	**5,5**	**2,6**	**27,2**	**19,7**	**16,0**	**9,9**
Δομικών	6,9	4,4	3,3	1,6	15,3	11,4	9,5	6,5
Μηχανολόγων και Η/Υ	10,3	6,4	4,7	2,3	27,3	16,4	11,7	5,6
Γεωργικής Τεχνολ. και Τροφίμων	12,4	8,4	6,6	3,7	27,1	22,2	19,6	15,1
Οικονομίας και Διοίκησης	11,1	7,2	5,5	2,8	20,9	18,2	16,7	13,9
Ιατρικών Επιστημών	20,7	10,9	6,8	1,9	24,6	17,4	13,7	7,5
Άλλο ΤΕΙ	11,7	6,7	4,7	2,1	29,7	19,1	14,3	7,5
ΑΕΙ	**10,9**	**7,0**	**5,2**	**2,6**	**24,8**	**17,1**	**13,2**	**7,0**
Πολυτεχνική Δομικών	6,4	4,2	3,2	1,7	19,6	12,0	8,6	4,1
Πολυτεχνική Μηχανολόγων	5,8	4,6	3,9	2,8	11,5	7,0	5,1	2,7
Πληροφορική	0,7	2,1	2,5	0,6	10,1	9,1	5,5	0,1
Φυσικές Επιστήμες	16,3	10,5	7,7	3,3	40,1	27,4	20,6	9,2
Μαθηματικά και Στατιστική	24,5	11,3	6,5	1,6	44,1	25,9	17,2	5,9
Ιατρική κ.λπ.	8,6	7,5	6,3	3,0	18,7	12,2	9,1	4,4
Γεωπονική και Δασολογία	6,5	5,1	4,3	2,7	24,5	23,4	21,9	16,4
Νομική	1,0	0,7	0,5	0,3	10,4	7,6	6,1	3,4
Οικονομικά και Διοίκηση	10,9	6,6	4,8	2,3	18,3	13,6	11,2	7,0
Κοινωνικές Επιστήμες	10,9	7,5	6,0	3,7	32,0	20,7	15,4	7,6
Ανθρωπιστικές Επιστήμες	12,9	9,0	7,0	3,6	27,3	20,3	16,5	9,3
Ξένες Γλώσσες	18,7	12,3	8,0	1,3	13,2	10,4	9,0	6,4
Φυσική Αγωγή	12,9	10,8	9,5	6,6	9,0	11,8	12,9	11,9
Παιδαγωγικά	6,7	5,2	4,3	2,4	21,7	16,1	13,1	7,5
Άλλο ΑΕΙ	8,0	7,2	6,8	5,7	15,2	11,4	9,6	6,8
Μεταπτυχιακές σπουδές	**9,2**	**5,9**	**4,3**	**2,2**	**18,4**	**11,9**	**9,0**	**4,8**
Μεταπτυχιακό	8,8	6,1	4,8	2,8	17,4	11,7	9,0	5,0
Διδακτορικό	7,2	4,4	3,0	0,9	18,2	11,8	8,9	4,7

προσόντα (κατόχους μεταπτυχιακών τίτλων σπουδών). Όσο περνούν τα έτη από την αποφοίτηση, τόσο βελτιώνεται η σχετική θέση των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης, με τους αποφοίτους των ΑΕΙ να βρίσκονται, γενικά, σε καλύτερη θέση από τους αποφοίτους των ΤΕΙ.

Δύο ακόμη παρατηρήσεις θα πρέπει να γίνουν σ' αυτό το σημείο. Πρώτον, ακόμη και όταν απομονωθεί η επίδραση όλων των υπολοίπων παραγόντων, η σχετική θέση των γυναικών γενικότερα, και των γυναικών αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης ειδικότερα, είναι πολύ χειρότερη από αυτή των ανδρών. Για παράδειγμα, ακόμη και 10 έτη μετά την αποφοίτηση, όταν το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας των ανδρών αποφοίτων ΑΕΙ και ΤΕΙ έχει υποχωρήσει στο 2,6%, τα αντίστοιχα ποσοστά των γυναικών είναι 7,0% και 9,9%. Παρόμοιες διαφορές παρατηρούνται και σε επιμέρους εκπαιδευτικές ομάδες. Δεύτερον, παρατηρούνται πάρα πολύ μεγάλες διαφοροποιήσεις εντός ομάδων σε συγκεκριμένες εκπαιδευτικές βαθμίδες. Για να περιοριστούμε στο χώρο της τριτοβάθμιας εκπαίδευσης, μπορεί κανείς να παρατηρήσει τις διαφορές στα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αμέσως μετά την αποφοίτηση, 3 και 5 έτη αργότερα τόσο ανδρών όσο και γυναικών αποφοίτων σχολών "Φυσικών Επιστημών" και "Μαθηματικών και Στατιστικής" από τη μία πλευρά και αποφοίτων σχολών "Νομικής" και "Πληροφορικής" από την άλλη. Πάντως, ακόμη και αν το πτυχίο τριτοβάθμιας εκπαίδευσης θεωρηθεί ασπίδα κατά της ανεργίας μακροπρόθεσμα, τα δεδομένα του Πίνακα 4 δείχνουν ότι αυτό δεν φαίνεται να ισχύει για όλες τις ομάδες σχολών. Για παράδειγμα, ακόμη και 10 έτη μετά την αποφοίτησή τους, τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας των γυναικών αποφοίτων σχολών "Γεωπονικής και Δασολογίας" και "Φυσικής Αγωγής" ΑΕΙ και "Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων" και "Οικονομίας και Διοίκησης" ΤΕΙ βρίσκονται σε επίπεδα σημαντικά υψηλότερα του 10%.

Στον Πίνακα 5 τίθεται το ερώτημα: "Μετά από πόσα έτη το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας μειώνεται σε ένα συγκεκριμένο επίπεδο;". Τα εκτιμημένα επίπεδα ανεργίας στα οποία αναφέρεται ο Πίνακας 5 είναι 2%, 4% και 6%. Αναμφίβολα, το επίπεδο του 2% μπορεί να θεωρηθεί ανεργία τριβής, αρκετοί οικονομολόγοι θα τοποθετούσαν το σημείο του "φυσικού" ποσοστού ανεργίας στο 4% ή και υψηλότερα, ενώ, δεδομένων των τρεχουσών συνθηκών της ελληνικής οικονομίας, το 6% μπορεί να θεωρηθεί ένα σχετικά ικανοποιητικό ποσοστό ανεργίας. Στον Πίνακα 5 θεωρήσαμε τα 40 έτη από την αποφοίτηση ως το μέγιστο χρονικό διάστημα κατά το οποίο ένα άτομο παραμένει στην αγορά εργασίας. Στο δείγμα των ΕΕΔ που χρησιμοποιήθηκε στην ανάλυσή μας υπήρχαν άτομα ηλικίας κάτω των 65 ετών που συμμετείχαν στο εργατικό δυναμικό και δήλωσαν ότι απέκτησαν τα υψηλότερα εκπαιδευτικά τους προσόντα πριν από διάστημα μεγαλύτερο των 40 ετών από τη στιγμή της διενέργειας της ΕΕΔ, αλλά η συντριπτική πλειονότητα των ατόμων εγκαταλείπει την αγορά εργασίας σε διάστημα αρκετά μικρότερο των 40 ετών μετά την ολοκλήρωση των σπουδών.

Ξεκινώντας από τις εκπαιδευτικές βαθμίδες, διαπιστώνουμε ότι στις γυναίκες το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας του 6% μέσα σε ρεαλιστικό αριθμό ετών από την αποφοίτηση το φτάνουν μόνο οι απόφοιτοι τριτοβάθμιας εκπαίδευσης (μετά από 18, 12 και 9 έτη για αποφοίτους ΤΕΙ, ΑΕΙ και Μεταπτυχιακών Σπουδών, αντίστοιχα). Τα εκτιμημένα ποσοστά του 4% τα φθάνουν μόνο οι απόφοιτοι ΑΕΙ και Μεταπτυχιακών Σπουδών, ενώ, παραδόξως, το ποσοστό 2% προσεγγίζεται μόνο από τις αποφοίτους των ΑΕΙ (23 έτη μετά την αποφοίτηση), αλλά όχι από τις κατόχους Μεταπτυχιακού Τίτλου Σπουδών. Και στους άνδρες, οι οποίοι φθάνουν πολύ πιο σύντομα στα παραπάνω εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας, σε γενικές γραμμές όσο υψηλότερο το εκπαιδευτικό επίπεδο, τόσο λιγότερα έτη μετά την αποφοίτηση απαιτούνται για τη σύγκλιση σε αυτά τα ποσοστά. Και πάλι, αυτό που εντυπωσιάζει είναι οι διαφορές μεταξύ εκπαιδευτικών ομάδων της ίδιας βαθμίδας. Παίρνοντας παραδείγματα

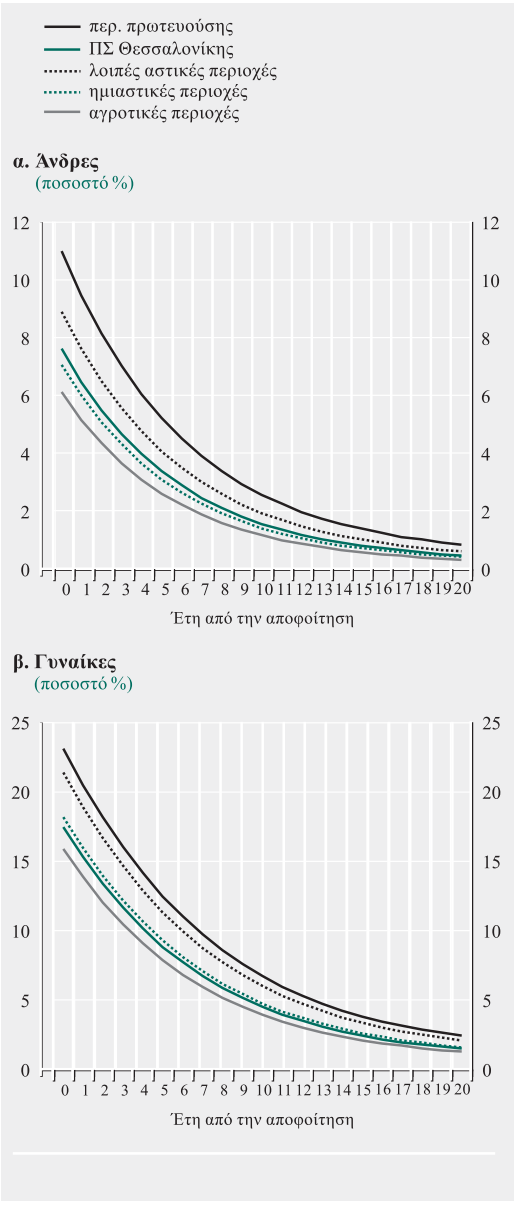
Πίνακας 5 Έτη έως ότου το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας μειωθεί στο 2%, 4% και 6%

	Άνδρας			Γυναίκα		
	Έτη έως ότου το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας μειωθεί στο:			Έτη έως ότου το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας μειωθεί στο:		
Εκπαιδευτικές ομάδες	**2%**	**4%**	**6%**	**2%**	**4%**	**6%**
Πριν το λύκειο	**38**	**18**	**6**	**40+**	**40+**	**38**
Πρωτοβάθμια	39	24	14	40+	39	35
Κατώτερη Δευτεροβάθμια	32	13	1	40+	36	29
Λύκειο	**21**	**10**	**4**	**40+**	**40**	**27**
Γενικό Λύκειο	21	9	2	40+	32	24
Τεχνικό Λύκειο	23	8	3	40+	35	28
Μέση Τεχνική Σχολή	25	8	1	40+	33	27
Μεταλυκειακή μη τριτοβάθμια	**21**	**11**	**6**	**40+**	**40+**	**40+**
ΙΕΚ	19	10	5	40+	40+	33
Άλλο Μεταλυκειακό	40+	21	1	40+	40+	40+
ΤΕΙ	**12**	**8**	**5**	**40+**	**40+**	**18**
Δομικών	9	4	1	40+	40+	12
Μηχανολόγων και Η/Υ	11	7	4	40+	14	10
Γεωργικής Τεχνολ. και Τροφίμων	18	10	6	40+	40+	40+
Οικονομίας και Διοίκησης	14	8	5	40+	40+	40+
Ιατρικών Επιστημών	10	8	6	23	16	12
Άλλο ΤΕΙ	11	6	4	40+	40+	13
ΑΕΙ	**13**	**7**	**5**	**23**	**15**	**12**
Πολυτεχνική Δομικών	9	4	1	18	11	8
Πολυτεχνική Μηχανολόγων	18	5	1	15	7	4
Πληροφορική	1	1	1	8	6	5
Φυσικές Επιστήμες	13	9	7	19	15	13
Μαθηματικά και Στατιστική	10	7	6	16	12	10
Ιατρική κ.λπ.	12	9	6	17	11	8
Γεωπονική και Δασολογία	14	6	2	23	21	19
Νομική	1	1	1	15	9	6
Οικονομικά και Διοίκηση	11	7	4	40+	17	12
Κοινωνικές Επιστήμες	40+	10	5	40+	17	13
Ανθρωπιστικές Επιστήμες	15	10	7	22	17	14
Ξένες Γλώσσες	10	8	7	40+	20	12
Φυσική Αγωγή	23	16	12	21	18	16
Παιδαγωγικά	12	6	2	21	16	12
Άλλο ΑΕΙ	40+	21	9	40+	40+	13
Μεταπτυχιακές σπουδές	**11**	**6**	**3**	**40+**	**12**	**9**
Μεταπτυχιακό	14	7	4	40+	13	9
Διδακτορικό	7	4	2	40+	12	8

από το χώρο της τριτοβάθμιας εκπαίδευσης, μεταξύ των ανδρών το ποσοστό του 2% το προσεγγίζουν από το πρώτο έτος της αποφοίτησής τους οι απόφοιτοι σχολών "Πληροφορικής" και "Νομικής", αλλά ποτέ οι απόφοιτοι σχολών "Κοινωνικών Επιστημών". Επίσης, ενώ εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας κάτω του 6% έχουν από το πρώτο έτος της αποφοίτησής τους οι άνδρες απόφοιτοι πέντε εκπαιδευτικών ομάδων ("Πληροφορικής", "Νομικής", "Δομικών" Πολυτεχνείου, "Μηχανολόγων" Πολυτεχνείου, αλλά και "Δομικών" ΤΕΙ) και άλλες δύο ομάδες φθάνουν το ποσοστό αυτό το δεύτερο έτος της αποφοίτησής τους ("Γεωπονική και Δασολογία" και "Παιδαγωγικά"), στην περίπτωση των ανδρών αποφοίτων σχολών "Φυσικής Αγωγής" το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας μειώνεται σε επίπεδα κάτω του 6% μία ολόκληρη δωδεκαετία μετά την αποφοίτηση. Αντίστοιχα, στις γυναίκες ποσοστό ανεργίας της τάξης του 2% μέσα στην πρώτη δεκαετία από την αποφοίτησή τους έχουν μόνο οι απόφοιτοι "Πληροφορικής", ενώ, σύμφωνα με τις εκτιμήσεις μας, τρεις ομάδες γυναικών αποφοίτων ΑΕΙ ("Οικονομικών και Διοίκησης", "Κοινωνικών Επιστημών" και "Ξένων Γλωσσών"), αλλά και όλες οι ομάδες γυναικών αποφοίτων ΤΕΙ (εκτός των σχολών "Ιατρικών Επιστημών") και οι κάτοχοι Μεταπτυχιακού ή Διδακτορικού τίτλου δεν πέφτουν κάτω από αυτό το ποσοστό ανεργίας εντός του διαστήματος των 40 ετών από την αποφοίτηση.

Το τελευταίο τμήμα των εμπειρικών αποτελεσμάτων που παρουσιάζεται μέσω γραφημάτων έχει να κάνει με την επίδραση τριών παραγόντων στην πιθανότητα ανεργίας. Οι παράγοντες αυτοί είναι η υπηκοότητα, η περιφέρεια και το επίπεδο αστικότητας του τόπου διαμονής του ατόμου. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στα Διαγράμματα 5.1α έως και 5.3β, χωριστά για άνδρες και γυναίκες και αφορούν όλους τους αποφοίτους ΑΕΙ. Λόγω του ότι στις εκτιμημένες εξισώσεις οι σχετικοί όροι έχουν εισαχθεί ως ψευδομεταβλητές, οι αντίστοιχες καμπύλες στα Διαγράμματα αυτά δεν τέμνονται.

Διάγραμμα 5.1 Εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αποφοίτων ΑΕΙ ανά επίπεδο αστικότητας



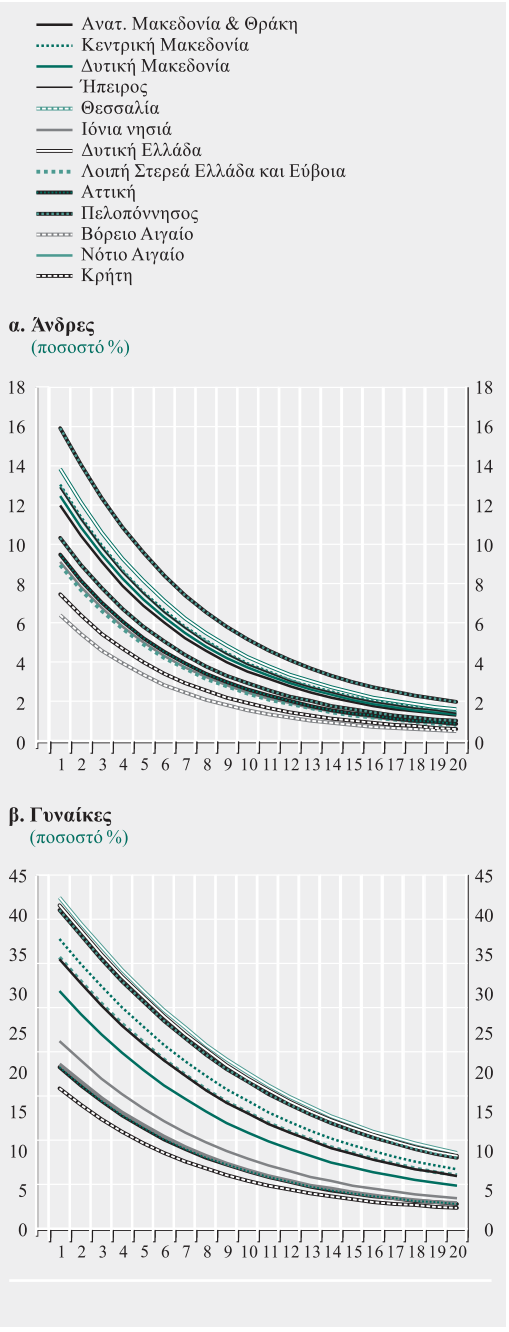
Τα Διαγράμματα 5.1α και 5.1β απεικονίζουν τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας ανδρών και γυναικών αποφοίτων ΑΕΙ ανάλογα με το επίπεδο αστικότητας του τόπου κατοικίας τους, αφού έχει απομονωθεί η επίδραση των λοιπών παραγόντων. Τόσο στους άνδρες όσο και στις γυναίκες η διαμονή στην Περιφέρεια Πρωτευούσης ή, δευτερευόντως, σε άλλο αστικό κέντρο εκτός του Πολεοδομικού Συγκροτή-

ματος Θεσσαλονίκης συνεπάγεται, με κάθε άλλο παράγοντα να παραμένει σταθερός, σημαντικά υψηλότερα ποσοστά ανεργίας, ιδιαίτερα τα πρώτα έτη μετά την αποφοίτηση, ενώ η διαμονή σε αγροτικές περιοχές συνδέεται με χαμηλότερα ποσοστά ανεργίας. Είναι πολύ πιθανό, αλλά δεν μπορεί να τεκμηριωθεί με βάση τα αποτελέσματα της ανάλυσής μας, ότι η αρνητική (θετική) επίδραση της εγκατάστασης σε αγροτική περιοχή (μεγάλο αστικό κέντρο) στο ποσοστό ανεργίας μπορεί να αποδοθεί στη σχετική υπερβάλλουσα ζήτηση (προσφορά) εργασίας στις αντίστοιχες περιοχές. Πιθανόν το αποτέλεσμα αυτό να σχετίζεται και με το ζήτημα της έντονης υποαπασχόλησης στις αγροτικές περιοχές.

Τα Διαγράμματα 5.2α και 5.2β επαναλαμβάνουν την ίδια διαδικασία για τις 13 περιφέρειες (ΥΠΑ) της χώρας. Τα αποτελέσματα είναι αρκετά όμοια για άνδρες και γυναίκες. Μόνιμη διαμονή στη Θεσσαλία, τη Δυτική Ελλάδα και την Κεντρική Μακεδονία (άνδρες) ή την Πελοπόννησο (γυναίκες) συνδέεται με υψηλότερα ποσοστά ανεργίας ενώ, αντίθετα, μόνιμη διαμονή στην Κρήτη, τα Νησιά του Βορείου Αιγαίου, τη Λοιπή Στερεά και Εύβοια (άνδρες) ή την Αττική (γυναίκες), με τους λοιπούς παράγοντες να παραμένουν σταθεροί, συνδέεται με χαμηλότερα ποσοστά ανεργίας. Πρέπει να σημειωθεί ότι οι διαφορές στα εκτιμημένα περιφερειακά ποσοστά ανεργίας είναι ιδιαίτερα υψηλές, ειδικά τα πρώτα έτη μετά την αποφοίτηση.

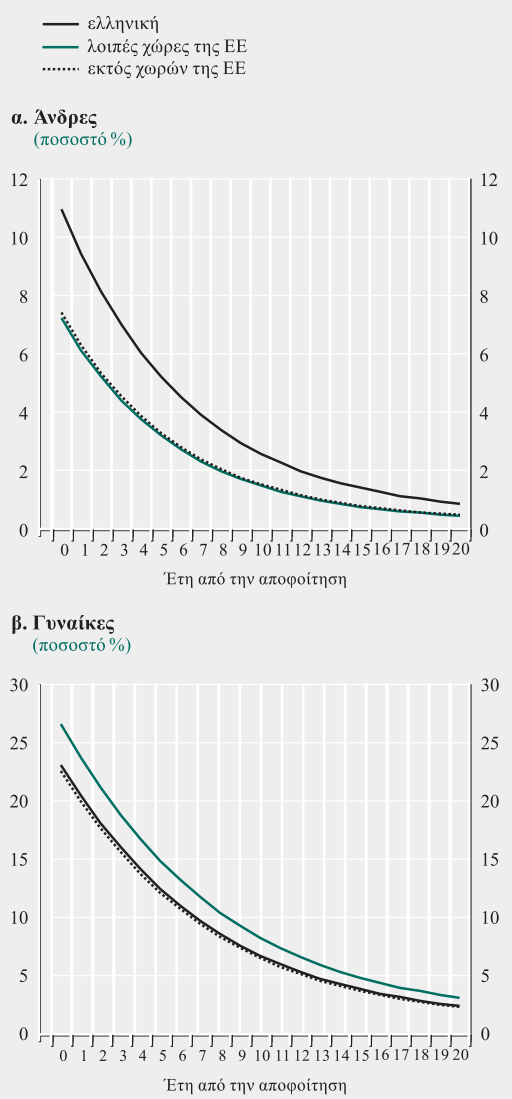
Τέλος, τα Διαγράμματα 5.3α και 5.3β απεικονίζουν τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας των αποφοίτων ΑΕΙ ανάλογα με τα έτη από την αποφοίτηση, χωριστά για άνδρες και γυναίκες, με βάση την υπηκοότητα του ατόμου. Με βάση την υπηκοότητα το δείγμα των ΕΕΔ χωρίζεται σε τρεις κατηγορίες: άτομα με ελληνική υπηκοότητα, υπήκοοι άλλων κρατών-μελών της ΕΕ και υπήκοοι χωρών εκτός της ΕΕ. Το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας των Ελλήνων ανδρών εμφανίζεται σημαντικά υψηλότερο του ποσοστού των ανδρών των άλλων δύο κατηγοριών. Αντίθετα, στις γυναίκες το εκτιμημένο ποσοστό ανεργίας

Διάγραμμα 5.2 Εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αποφοίτων ΑΕΙ ανά περιφέρεια



των Ελληνίδων και των υπηκόων χωρών εκτός της ΕΕ είναι σχεδόν το ίδιο, ενώ το ποσοστό ανεργίας των γυναικών υπηκόων κρατών-μελών της ΕΕ εμφανίζεται ελαφρά υψηλότερο.

Διάγραμμα 5.3 Εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας αποφοίτων ΑΕΙ ανά υπηκοότητα



5 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Σύμφωνα με πρόσφατη εργασία των Γεωργαντά, Κανδηλώρου και Λειβαδά (2008) το 58% των δευτεροετών φοιτητών δύο ΑΕΙ της χώρας (Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών και Πανεπιστήμιο Μακεδονίας) δήλωσαν ότι ο λόγος που αποφάσισαν να συνεχίσουν τις σπουδές τους στην τριτοβάθμια εκπαίδευση είναι για να βρουν ευκολότερα καλύτερα αμειβόμενη εργασία. Τα περί αμοιβών θα εξεταστούν σε επόμενη εργασία μας. Δικαιολογούν όμως τη λογική των νεαρών φοιτητών ως προς το "ευκολότερα" τα ευρήματα της παρούσας μελέτης; Με άλλα λόγια, αποτελεί η τριτοβάθμια εκπαίδευση ασπίδα κατά της ανεργίας; Τα αποτελέσματα της ανάλυσης δείχνουν ότι η απόφαση των νέων φοιτητών του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών και του Πανεπιστημίου Μακεδονίας να αποκτήσουν περισσότερη εκπαίδευση είναι απολύτως ορθολογική, αφού τα υψηλότερα επίπεδα εκπαίδευσης φαίνεται να αποτελούν σχετικά ασφαλή ασπίδα κατά της ανεργίας, έστω και μακροπρόθεσμα. Μάλιστα, πρέπει να επισημανθεί ότι η υψηλότερη ζήτηση εκδηλώνεται για τις σχολές που εμφανίζονται να έχουν τα χαμηλότερα ποσοστά ανεργίας.

Η παρούσα μελέτη περιέχει αρκετά ακόμη ευρήματα. Ορισμένα από αυτά συμφωνούν με ευρήματα παλαιότερων μελετών, ενώ πολλά άλλα όχι. Όπως όμως φαίνεται και από την επισκόπηση της δεύτερης ενότητας της μελέτης, σε λίγα ζητήματα υπάρχει συμφωνία ανάμεσα στις διαθέσιμες εμπειρικές μελέτες για την ανεργία των νέων στην Ελλάδα. Το πρώτο συμπέρασμα της παρούσας μελέτης είναι ότι η συζήτηση περί προβλήματος ανεργίας των νέων είναι ελαφρώς αποπροσανατολιστική. Το πρόβλημα δεν είναι κυρίως πρόβλημα ανεργίας των νέων, αλλά πρόβλημα μετάβασης από την εκπαίδευση στην αγορά εργασίας γενικά, ανεξαρτήτως της ηλικίας του ατόμου. Το πρόβλημα αυτό αφορά όλες τις βαθμίδες του εκπαιδευτικού συστήματος και όχι μόνο τους αποφοίτους τριτοβάθμιας εκπαίδευσης. Η διαφορά μεταξύ αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης και αποφοίτων χαμηλότερων βαθμίδων του εκπαιδευτικού συστήματος έγκειται στο ότι στην περίπτωση των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης το ποσοστό ανεργίας μειώνεται σε ανεκτά επίπεδα ορισμένα έτη μετά την αποφοίτηση, ενώ στους αποφοίτους των άλλων βαθμίδων η διαδικασία αυτή είναι πολύ βραδύτερη και συγκλίνει σε υψηλότερα επίπεδα ανεργίας. Αυτό είναι το δεύτερο σημαντικό εύρημα της μελέτης. Σε

γενικές γραμμές, εντός της τριτοβάθμιας εκπαίδευσης (ΤΕΙ, ΑΕΙ, Μεταπτυχιακές Σπουδές), όσο υψηλότερο το εκπαιδευτικό επίπεδο, τόσο χαμηλότερο το μακροχρόνιο ποσοστό ανεργίας.

Το τρίτο σημαντικό εύρημα σχετίζεται με τις διαφοροποιήσεις εντός εκπαιδευτικών βαθμίδων, οι οποίες είναι πολύ σημαντικές. Ορισμένες ομάδες αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης ουσιαστικά δεν αντιμετωπίζουν πρόβλημα ανεργίας μετά την αποφοίτησή τους (απόφοιτοι σχολών "Πληροφορικής" και "Νομικής"), τουλάχιστον οι άνδρες, άλλες αντιμετωπίζουν σοβαρότατο πρόβλημα αλλά για σχετικά λίγα έτη μετά την αποφοίτησή τους (απόφοιτοι σχολών "Φυσικών Επιστημών", "Μαθηματικών και Στατιστικής"), ενώ άλλες αντιμετωπίζουν σοβαρό πρόβλημα ανεργίας ακόμη και αρκετά έτη μετά την αποφοίτησή τους (απόφοιτοι σχολών "Φυσικής Αγωγής" και "Κοινωνικών Επιστημών", αλλά και απόφοιτοι αρκετών σχολών των ΤΕΙ). Το τελευταίο σημαντικό εύρημα της μελέτης είναι ότι ακόμη και όταν απομονώνεται η επίδραση σειράς παραγόντων, οι γυναίκες γενικά, και οι γυναίκες απόφοιτοι τριτοβάθμιας εκπαίδευσης ειδικά, αντιμετωπίζουν σημαντικά υψηλότερη πιθανότητα ανεργίας από άνδρες με αντίστοιχα εκπαιδευτικά προσόντα και λοιπά χαρακτηριστικά. Σε ορισμένες κατηγορίες γυναικών αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης τα εκτιμημένα ποσοστά ανεργίας είναι εξαιρετικά υψηλά ακόμη και πολλά έτη μετά την αποφοίτηση (απόφοιτοι σχολών "Γεωπονικής και Δασολογίας" και "Φυσικής Αγωγής" ΑΕΙ, "Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων" και "Οικονομίας και Διοίκησης" ΤΕΙ).

Θα μπορούσαν τα παραπάνω αποτελέσματα να γενικευθούν και να προβληθούν στο μέλλον; Ενδεχομένως ναι, αλλά το συμπέρασμα μπορεί να είναι παρακινδυνευμένο, καθώς τα δεδομένα αλλάζουν συνεχώς. Την τελευταία δεκαπενταετία η τριτοβάθμια εκπαίδευση στην Ελλάδα, αλλά και στις περισσότερες χώρες του ΟΟΣΑ, επεκτάθηκε με ταχύτατους ρυθμούς. Όπως προκύπτει από πρόσφατη έκθεση του ΟΟΣΑ η ζήτηση για πανεπιστημιακή εκπαίδευση αναμένεται στα επόμενα έτη να είναι υψηλότερη από ποτέ. Η πρόσφατη οικονομική κρίση και ύφεση είναι πιθανό να παράσχουν σε όλο και περισσότερους νέους ισχυρά κίνητρα για παραμονή στην εκπαίδευση, καθώς, επιπλέον, στις περισσότερες χώρες η διαφορά στα επίπεδα αμοιβών μεταξύ των πτυχιούχων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης και των λιγότερο εκπαιδευμένων συνεχίζει να αυξάνεται (OECD, 2009).

Στην Ελλάδα οι διαθέσιμες θέσεις φοίτησης σε ΑΕΙ και ΤΕΙ αντιστοιχούν ήδη σε ποσοστό σημαντικά μεγαλύτερο του 80% της αντίστοιχης (ετήσιας) δημογραφικής ομάδας. Βέβαια, αρκετές θέσεις μένουν κενές και αρκετοί φοιτητές δεν ολοκληρώνουν ποτέ τις σπουδές τους. Όμως, ακόμη και με αυτά τα δεδομένα, οι απόφοιτοι τριτοβάθμιας εκπαίδευσης στις νεότερες γενεές είναι αναλογικά πολύ περισσότεροι από ό,τι στις προηγούμενες. Επομένως, μήπως αυτή η αύξηση της προσφοράς εργασίας πτυχιούχων, η οποία αναμένεται να συνεχιστεί και τα επόμενα έτη, πρόκειται να οδηγήσει σε μονιμότερη αύξηση του ποσοστού ανεργίας των πτυχιούχων και η ανεργία των πτυχιούχων δεν είναι το παροδικό φαινόμενο που περιγράφηκε σ' αυτή τη μελέτη; Προφανώς, αυτό θα εξαρτηθεί από σειρά παραγόντων. Για παράδειγμα, από το κατά πόσον οι επιχειρήσεις που δραστηριοποιούνται στην Ελλάδα θα αυξήσουν τη ζήτησή τους για ειδικότητες υψηλής ποιότητας ανθρώπινου κεφαλαίου ή από το βαθμό στον οποίο οι επιχειρήσεις αυτές θα είναι διατεθειμένες να χρησιμοποιήσουν εργασία πτυχιούχων σε θέσεις που στην πραγματικότητα δεν απαιτούν υψηλά εκπαιδευτικά προσόντα (Κικίλιας, 2008). Αν καμία από τις δύο αυτές προοπτικές δεν υλοποιηθεί και ταυτόχρονα δεν παρατηρήσουμε μαζική φυγή υψηλά καταρτισμένου εργατικού δυναμικού (όπως προβλέπουν ορισμένοι διεθνείς αναλυτές), τότε μπορεί να παρατηρήσουμε ακόμη μεγαλύτερη αύξηση του επιπέδου της ανεργίας των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης στο μέλλον και το φαινόμενο της ανεργίας των πτυχιούχων να μην είναι κυρίως παροδικό (Καραμεσίνη, 2003).

Τέλος, τα συμπεράσματα της μελέτης μπορούν να οδηγήσουν και σε ορισμένες προτάσεις πολιτικής. Είναι προφανές ότι τα προγράμματα σπουδών όλων των βαθμίδων εκπαίδευσης, και κυρίως της τριτοβάθμιας, πρέπει να αναβαθμιστούν και να συνδεθούν με την κοινωνία της γνώσης και την αγορά εργασίας, παρέχοντας στους νέους τα εφόδια για να αντιμετωπίσουν δημιουργικά τις μεγάλες προκλήσεις του σύγχρονου κόσμου. Το περιεχόμενό τους πρέπει να θέτει ως στόχο κυρίως την ανάπτυξη ειδικοτήτων αιχμής και υψηλής ζήτησης που ανταποκρίνονται στις ανάγκες της ελληνικής αγοράς εργασίας, συμβάλλοντας έτσι αποτελεσματικά στη θωράκιση της απασχόλησης. Στην ίδια κατεύθυνση θα συμβάλουν και οι μηχανισμοί διασύνδεσης της εκπαίδευσης με την αγορά εργασίας καθώς, όπως διαπιστώθηκε από την ανάλυση, το πρόβλημα δεν είναι πρόβλημα ανεργίας των νέων, αλλά κυρίως πρόβλημα μετάβασης από την εκπαίδευση στην αγορά εργασίας, ανεξάρτητα από την ηλικία του ατόμου. Η αποτελεσματική λειτουργία και η αναβάθμιση τέτοιων μηχανισμών που διευκολύνουν τη μετάβαση από την εκπαίδευση στην εργασία, όπως για παράδειγμα το Εθνικό Σύστημα Σύνδεσης της Επαγγελματικής Εκπαίδευσης και Κατάρτισης με την Απασχόληση, τα Γραφεία Διασύνδεσης και Επιχειρηματικότητας των ΑΕΙ και ΤΕΙ και οι υπηρεσίες του ΟΑΕΔ, εκτιμάται ότι θα μπορούσαν να συμβάλλουν σημαντικά στην άμβλυνση του προβλήματος της ανεργίας των νέων και των πτυχιούχων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης. Στην κατεύθυνση αυτή σημαντικό πεδίο δραστηριοποίησης διαφαίνεται και για την πλευρά των ιδιωτικών επιχειρήσεων και φορέων εύρεσης εργασίας και διαχείρισης ανθρώπινου δυναμικού για λογαριασμό άλλων επιχειρήσεων. Αντίθετα με ό,τι συμβαίνει σε αρκετές άλλες χώρες, οι λίγες τέτοιες επιχειρήσεις που δραστηριοποιούνται στην Ελλάδα επικεντρώνονται σχεδόν αποκλειστικά στην εξεύρεση εξειδικευμένων και υψηλών προσόντων στελεχών για λογαριασμό μεγάλων συνήθως πολυεθνικών επιχειρήσεων. Σε αυτό πιθανότατα έχει συμβάλει και η διάρθρωση της ελληνικής οικονομίας με τον πολύ μεγάλο αριθμό μικρών και μεσαίου μεγέθους επιχειρήσεων, οι οποίες συνήθως δεν καταφεύγουν σε εξειδικευμένους, και μάλιστα ιδιωτικούς, φορείς για την κάλυψη των αναγκών τους σε ανθρώπινο δυναμικό.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Πίνακας Α1 ΑΝΔΡΕΣ - Εκτίμηση πιθανότητας ανεργίας

Εξαρτημένη μεταβλητή: άνεργος=1

Ανεξάρτητες μεταβλητές	Συντελεστής	
Μόνος γονέας με παιδιά – άνδρας	0,2322	
Μόνος γονέας με παιδιά και άλλα μέλη – άνδρας	0,6288	***
Ζευγάρι με παιδιά – άνδρας	0,0029	
Ζευγάρι με παιδιά και άλλα μέλη – άνδρας	0,3106	***
Μόνος άνδρας	0,1746	***
Ζευγάρι χωρίς παιδιά – άνδρας	Ομάδα αναφοράς	
Άλλος τύπος νοικοκυριού, μόνο γονέα (χωρίς παιδιά) – άνδρας	0,5408	***
Άλλος τύπος νοικοκυριού, ζευγάρι (χωρίς παιδιά) – άνδρας	0,4359	***
Πρωτοβάθμια ή χαμηλότερη	0,2393	**
Κατώτερη Δευτεροβάθμια	-0,1521	*
Γενικό Λύκειο	Ομάδα αναφοράς	
Τεχνικό Λύκειο	0,0475	
Μέση Τεχνική Σχολή	-0,0827	
ΙΕΚ	0,2024	**
Άλλο Μεταλυκειακό	-0,0453	
Δομικών (ΤΕΙ)	0,0228	
Μηχανολόγων και Η/Υ (ΤΕΙ)	0,2402	
Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων (ΤΕΙ)	0,3476	
Οικονομίας και Διοίκησης (ΤΕΙ)	0,2827	*
Άλλο ΤΕΙ	0,3133	
Ιατρικών Επιστημών (ΤΕΙ)	0,6851	**
Πολυτεχνική Δομικών	-0,0210	
Πολυτεχνική Μηχανολόγων	-0,0659	
Άλλο ΑΕΙ	0,1017	
Πληροφορική	-0,9305	
Γεωπονική και Δασολογία	-0,0078	
Ιατρική κλπ.	0,1395	
Φυσικές Επιστήμες	0,5213	*
Μαθηματικά και Στατιστική	0,8121	**
Νομική	-0,8395	*
Οικονομικά και Διοίκηση	0,2698	**
Κοινωνικές Επιστήμες	0,2705	
Ανθρωπιστικές Επιστήμες	0,3698	
Ξένες Γλώσσες	0,6157	
Φυσική Αγωγή	0,3725	
Παιδαγωγικά	0,0076	
Μεταπτυχιακό	0,1547	
Διδακτορικό	0,0456	

***Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
* Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας Α1 ΑΝΔΡΕΣ - Εκτίμηση πιθανότητας ανεργίας *(συνέχεια)*

Εξαρτημένη μεταβλητή: άνεργος=1

Ανεξάρτητες μεταβλητές	Συντελεστής	
Έτη από την αποφοίτηση x Πρωτοβάθμια ή χαμηλότερη	0,0100	
Έτη από την αποφοίτηση x Κατώτερη Δευτεροβάθμια	0,0275	***
Έτη από την αποφοίτηση x Γενικό Λύκειο	Ομάδα αναφοράς	
Έτη από την αποφοίτηση x Τεχνικό Λύκειο	-0,0115	
Έτη από την αποφοίτηση x Μέση Τεχνική Σχολή	0,0065	
Έτη από την αποφοίτηση x ΙΕΚ	-0,0243	*
Έτη από την αποφοίτηση x Άλλο Μεταλυκειακό	0,0174	
Έτη από την αποφοίτηση x Δομικών (ΤΕΙ)	-0,0454	
Έτη από την αποφοίτηση x Μηχανολόγων και Η/Υ (ΤΕΙ)	-0,0589	**
Έτη από την αποφοίτηση x Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων (ΤΕΙ)	-0,0468	
Έτη από την αποφοίτηση x Οικονομίας και Διοίκησης (ΤΕΙ)	-0,0524	*
Έτη από την αποφοίτηση x Άλλο ΤΕΙ	-0,0783	
Έτη από την αποφοίτηση x Ιατρικών Επιστημών (ΤΕΙ)	-0,1116	*
Έτη από την αποφοίτηση x Πολυτεχνική Δομικών	-0,0418	
Έτη από την αποφοίτηση x Πολυτεχνική Μηχανολόγων	-0,0104	
Έτη από την αποφοίτηση x Άλλο ΑΕΙ	0,0122	
Έτη από την αποφοίτηση x Πληροφορική	0,2280	
Έτη από την αποφοίτηση x Γεωπονική και Δασολογία	-0,0111	
Έτη από την αποφοίτηση x Ιατρική κλπ	0,0153	
Έτη από την αποφοίτηση x Φυσικές Επιστήμες	-0,0603	
Έτη από την αποφοίτηση x Μαθηματικά και Στατιστική	-0,1527	**
Έτη από την αποφοίτηση x Νομική	-0,0152	
Έτη από την αποφοίτηση x Οικονομικά και Διοίκηση	-0,0655	***
Έτη από την αποφοίτηση x Κοινωνικές Επιστήμες	-0,0431	
Έτη από την αποφοίτηση x Ανθρωπιστικές Επιστήμες	-0,0385	
Έτη από την αποφοίτηση x Ξένες Γλώσσες	-0,0410	
Έτη από την αποφοίτηση x Φυσική Αγωγή	-0,0033	
Έτη από την αποφοίτηση x Παιδαγωγικά	-0,0093	
Έτη από την αποφοίτηση x Μεταπτυχιακό	-0,0396	
Έτη από την αποφοίτηση x Διδακτορικό	-0,0469	

***Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
* Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας Α1 ΑΝΔΡΕΣ - Εκτίμηση πιθανότητας ανεργίας *(συνέχεια)*

Εξαρτημένη μεταβλητή: άνεργος=1

Ανεξάρτητες μεταβλητές	Συντελεστής	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Πρωτοβάθμια ή χαμηλότερη	-0,0209	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Κατώτερη Δευτεροβάθμια	-0,0498	**
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Γενικό Λύκειο	Ομάδα αναφοράς	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Τεχνικό Λύκειο	0,0504	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Μέση Τεχνική Σχολή	0,0008	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x ΙΕΚ	0,0561	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Άλλο Μεταλυκειακό	-0,0026	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Δομικών (ΤΕΙ)	0,0763	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Μηχανολόγων και Η/Υ (ΤΕΙ)	0,1438	**
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων (ΤΕΙ)	0,1290	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Οικονομίας και Διοίκησης (ΤΕΙ)	0,1311	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Άλλο ΤΕΙ	0,2277	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Ιατρικών Επιστημών (ΤΕΙ)	0,1535	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Πολυτεχνική Δομικών	0,1053	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Πολυτεχνική Μηχανολόγων	0,0577	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Άλλο ΑΕΙ	-0,0102	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Πληροφορική	-2,0429	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Γεωπονική και Δασολογία	-0,0133	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Ιατρική κλπ.	-0,3710	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Φυσικές Επιστήμες	0,0319	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Μαθηματικά και Στατιστική	0,3621	**
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Νομική	0,0713	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Οικονομικά και Διοίκηση	0,1761	***
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Κοινωνικές Επιστήμες	0,1690	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Ανθρωπιστικές Επιστήμες	0,0074	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Ξένες Γλώσσες	-0,6442	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Φυσική Αγωγή	-0,0494	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Παιδαγωγικά	-0,0969	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Μεταπτυχιακό	0,1188	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Διδακτορικό	-0,1342	
Έτη από την αποφοίτηση	-0,0311	***
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100	0,0213	

***Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
* Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας Α1 ΑΝΔΡΕΣ - Εκτίμηση πιθανότητας ανεργίας *(συνέχεια)*

Εξαρτημένη μεταβλητή: άνεργος=1

Ανεξάρτητες μεταβλητές	Συντελεστής	
Υπηκοότητα ελληνική	Ομάδα αναφοράς	
Υπηκοότητα λοιπών χωρών της ΕΕ	-0,2253	
Υπηκοότητα τρίτων χωρών	-0,2265	***
Ανατολική Μακεδονία – Θράκη	0,1591	***
Κεντρική Μακεδονία	0,1442	***
Δυτική Μακεδονία	0,1558	**
Ήπειρος	0,1578	***
Θεσσαλία	0,1090	**
Ιόνια νησιά	0,2150	***
Δυτική Ελλάδα	0,0682	
Στερεά Ελλάδα και Εύβοια	0,0949	**
Αττική	Ομάδα αναφοράς	
Πελοπόννησος	0,1173	***
Βόρειο Αιγαίο	0,0375	
Νότιο Αιγαίο	0,2027	***
Κρήτη	0,1552	***
Περιφέρεια πρωτευούσης – Αθήνα	Ομάδα αναφοράς	
ΠΣ Θεσσαλονίκης	-0,1974	***
Λοιπές αστικές περιοχές	-0,1154	***
Ημιαστικές περιοχές	-0,2366	***
Αγροτικές περιοχές	-0,3146	***
Πρώτο έτος έρευνας (2004)	-0,0644	**
Δεύτερο έτος έρευνας (2005)	-0,0190	
Τρίτο έτος έρευνας (2006)	-0,0154	
Τέταρτο έτος έρευνας (2007)	Ομάδα αναφοράς	
Α' τρίμηνο	0,0260	
Β' τρίμηνο	-0,0206	
Γ' τρίμηνο	Ομάδα αναφοράς	
Δ' τρίμηνο	0,0343	
Περιφερειακό ποσοστό ανεργίας	5,2382	***
Σταθερός όρος	-1,8455	***

***Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
* Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας Β1 ΑΝΔΡΕΣ - Εκτίμηση πιθανότητας συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό

Εξαρτημένη μεταβλητή: συμμετέχει στο εργατικό δυναμικό=1

Ανεξάρτητες μεταβλητές	Συντελεστής	
Μόνος γονέας με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 1+ ηλικίας 6-17 ετών) – άνδρας	-0,8720	***
Μόνος γονέας με παιδιά (1+ ηλικίας έως 5 ετών, 0+ ηλικίας 6-17 ετών) – άνδρας	-0,4188	
Μόνος γονέας με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – άνδρας	-0,1822	**
Μόνος γονέας με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 2 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη και Μόνος γονέας με παιδιά (0+ ηλικίας έως 5 ετών, other ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – άνδρας	0,2099	
Ζευγάρι με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) – άνδρας	-0,2698	***
Ζευγάρι με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 2 ηλικίας 6-17 ετών) – άνδρας	-0,3715	***
Ζευγάρι με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 3+ ηλικίας 6-17 ετών) – άνδρας	-0,5677	***
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 0 ηλικίας 6-17 ετών) – άνδρας	0,9621	***
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) – άνδρας	0,4873	***
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 2 ηλικίας 6-17 ετών) – άνδρας	-0,1258	
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 3+ ηλικίας 6-17 ετών) – άνδρας	-0,4203	***
Ζευγάρι με παιδιά (2 ηλικίας έως 5 ετών, 0 ηλικίας 6-17 ετών) – άνδρας	0,6096	***
Ζευγάρι με παιδιά (2 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) και Ζευγάρι με παιδιά (2 ηλικίας έως 5 ετών, 2 ηλικίας 6-17 ετών) και Ζευγάρι με παιδιά (2 έως 5, 3+ ηλικίας 6-17 ετών) – άνδρας	0,4779	***
Ζευγάρι με παιδιά (3+ ηλικίας έως 5 ετών, 0+ ηλικίας 6-17 ετών) – άνδρας	0,3124	
Ζευγάρι με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – άνδρας	-0,1442	***
Ζευγάρι με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 2 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – άνδρας	-0,2168	***
Ζευγάρι με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 3+ ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – άνδρας	-0,4081	***
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 0 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – άνδρας	0,3859	***
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – άνδρας	-0,0453	
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 2 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – άνδρας	-0,3340	
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 3+ ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη και Ζευγάρι με παιδιά (2+ ηλικίας έως 5 ετών, 0+ ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – άνδρας	0,1775	
Μόνος άνδρας	-0,2780	***
Ζευγάρι χωρίς παιδιά – άνδρας	Ομάδα αναφοράς	
Άλλος τύπος νοικοκυριού, μόνο γονέα (χωρίς παιδιά) – άνδρας	0,0752	**
Άλλος τύπος νοικοκυριού, ζευγάρι (χωρίς παιδιά) – άνδρας	0,0989	***
Πρωτοβάθμια ή χαμηλότερη	0,9370	***
Κατώτερη Δευτεροβάθμια	-0,1058	***
Γενικό Λύκειο	Ομάδα αναφοράς	
Τεχνικό Λύκειο	0,5414	***
ΤΕΙ	0,9062	***
ΑΕΙ	0,5051	***
Μεταπτυχιακό	1,2741	***
Έτη από την αποφοίτηση	0,2280	***
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100	-0,4791	***

Σημείωση: Wald test (rho = 0): $x^2(1) = 21,80$ Prob > $x^2 = 0,0000$
*** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
* Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας Β1 ΑΝΔΡΕΣ - Εκτίμηση πιθανότητας συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό *(συνέχεια)*

Εξαρτημένη μεταβλητή: συμμετέχει στο εργατικό δυναμικό=1

Ανεξάρτητες μεταβλητές	Συντελεστής	
Ανατολική Μακεδονία – Θράκη	-0,0539	
Κεντρική Μακεδονία	-0,0167	
Δυτική Μακεδονία	-0,2810	***
Ήπειρος	-0,1581	***
Θεσσαλία	0,0655	*
Ιόνια νησιά	-0,1276	**
Δυτική Ελλάδα	-0,1348	***
Στερεά Ελλάδα και Εύβοια	-0,0373	
Αττική	Ομάδα αναφοράς	
Πελοπόννησος	0,0196	
Βόρειο Αιγαίο	-0,1632	***
Νότιο Αιγαίο	0,0359	
Κρήτη	-0,0572	*
Περιφέρεια πρωτευούσης – Αθήνα	Ομάδα αναφοράς	
ΠΣ Θεσσαλονίκης	-0,0090	
Λοιπές αστικές περιοχές	0,0581	**
Ημιαστικές περιοχές	0,2506	***
Αγροτικές περιοχές	0,3917	***
Πρώτο έτος έρευνας (2004)	-0,0118	
Δεύτερο έτος έρευνας (2005)	-0,0037	
Τρίτο έτος έρευνας (2006)	-0,0063	
Τέταρτο έτος έρευνας (2007)	Ομάδα αναφοράς	
Α' τρίμηνο	-0,0257	
Β' τρίμηνο	-0,0220	
Γ' τρίμηνο	Ομάδα αναφοράς	
Δ' τρίμηνο	0,0133	
Σταθερός όρος	-0,7881	***
/athrho	*0,5143*	***
rho	*0,4733*	

Σημείωση: Wald test (rho = 0): $x^2(1) = 21,80$ Prob > $x^2 = 0,0000$
*** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
* Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας Α2 ΓΥΝΑΙΚΕΣ - Εκτίμηση πιθανότητας ανεργίας

Εξαρτημένη μεταβλητή: άνεργος=1

Ανεξάρτητες μεταβλητές	Συντελεστής	
Μόνος γονέας με παιδιά – γυναίκα	0,2290	***
Μόνος γονέας με παιδιά και άλλα μέλη – γυναίκα	0,3122	***
Ζευγάρι με παιδιά – γυναίκα	0,0425	
Ζευγάρι με παιδιά και άλλα μέλη – γυναίκα	0,1301	***
Μόνη γυναίκα	-0,0417	
Ζευγάρι χωρίς παιδιά – γυναίκα	Ομάδα αναφοράς	
Άλλος τύπος νοικοκυριού, μόνο γονέα (χωρίς παιδιά) – γυναίκα	0,2758	***
Άλλος τύπος νοικοκυριού, ζευγάρι (χωρίς παιδιά) – γυναίκα	0,2364	***
Πρωτοβάθμια ή χαμηλότερη	-0,1336	
Κατώτερη Δευτεροβάθμια	-0,1995	**
Γενικό Λύκειο	Ομάδα αναφοράς	
Τεχνικό Λύκειο	0,2934	***
Μέση Τεχνική Σχολή	0,1110	
ΙΕΚ	0,3416	***
Άλλο Μεταλυκειακό	0,0879	
Δομικών (ΤΕΙ)	0,1420	
Μηχανολόγων και Η/Υ (ΤΕΙ)	0,5612	***
Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων (ΤΕΙ)	0,5574	***
Οικονομίας και Διοίκησης (ΤΕΙ)	0,3562	***
Άλλο ΤΕΙ	0,6333	**
Ιατρικών Επιστημών (ΤΕΙ)	0,4790	***
Πολυτεχνική Δομικών	0,3091	
Πολυτεχνική Μηχανολόγων	-0,0333	
Άλλο ΑΕΙ	0,1390	
Πληροφορική	-0,1075	
Γεωπονική και Δασολογία	0,4771	
Ιατρική κλπ.	0,2780	
Φυσικές Επιστήμες	0,9142	***
Μαθηματικά και Στατιστική	1,0191	***
Νομική	-0,0904	
Οικονομικά και Διοίκηση	0,2610	**
Κοινωνικές Επιστήμες	0,6999	***
Ανθρωπιστικές Επιστήμες	0,5627	***
Ξένες Γλώσσες	0,0490	
Φυσική Αγωγή	-0,1760	
Παιδαγωγικά	0,3841	**
Μεταπτυχιακό	0,2291	
Διδακτορικό	0,2596	

***Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
* Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας Α2 ΓΥΝΑΙΚΕΣ - Εκτίμηση πιθανότητας ανεργίας *(συνέχεια)*

Εξαρτημένη μεταβλητή: άνεργος=1

Ανεξάρτητες μεταβλητές	Συντελεστής	
Έτη από την αποφοίτηση x Πρωτοβάθμια ή χαμηλότερη	0,0446	***
Έτη από την αποφοίτηση x Κατώτερη Δευτεροβάθμια	0,0246	***
Έτη από την αποφοίτηση x Γενικό Λύκειο	Ομάδα αναφοράς	
Έτη από την αποφοίτηση x Τεχνικό Λύκειο	-0,0104	
Έτη από την αποφοίτηση x Μέση Τεχνική Σχολή	0,0023	
Έτη από την αποφοίτηση x ΙΕΚ	-0,0219	**
Έτη από την αποφοίτηση x Άλλο Μεταλυκειακό	-0,0075	
Έτη από την αποφοίτηση x Δομικών (ΤΕΙ)	-0,0549	
Έτη από την αποφοίτηση x Μηχανολόγων και Η/Υ (ΤΕΙ)	-0,1250	***
Έτη από την αποφοίτηση x Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων (ΤΕΙ)	-0,0459	
Έτη από την αποφοίτηση x Οικονομίας και Διοίκησης (ΤΕΙ)	-0,0247	
Έτη από την αποφοίτηση x Άλλο ΤΕΙ	-0,1123	**
Έτη από την αποφοίτηση x Ιατρικών Επιστημών (ΤΕΙ)	-0,0763	***
Έτη από την αποφοίτηση x Πολυτεχνική Δομικών	-0,1036	***
Έτη από την αποφοίτηση x Πολυτεχνική Μηχανολόγων	-0,0910	*
Έτη από την αποφοίτηση x Άλλο ΑΕΙ	-0,0534	
Έτη από την αποφοίτηση x Πληροφορική	0,0570	
Έτη από την αποφοίτηση x Γεωπονική και Δασολογία	0,0055	
Έτη από την αποφοίτηση x Ιατρική κλπ.	-0,0860	***
Έτη από την αποφοίτηση x Φυσικές Επιστήμες	-0,1088	**
Έτη από την αποφοίτηση x Μαθηματικά και Στατιστική	-0,1669	***
Έτη από την αποφοίτηση x Νομική	-0,0504	
Έτη από την αποφοίτηση x Οικονομικά και Διοίκηση	-0,0560	***
Έτη από την αποφοίτηση x Κοινωνικές Επιστήμες	-0,1145	***
Έτη από την αποφοίτηση x Ανθρωπιστικές Επιστήμες	-0,0661	***
Έτη από την αποφοίτηση x Ξένες Γλώσσες	-0,0385	
Έτη από την αποφοίτηση x Φυσική Αγωγή	0,0785	
Έτη από την αποφοίτηση x Παιδαγωγικά	-0,0593	
Έτη από την αποφοίτηση x Μεταπτυχιακό	-0,0801	**
Έτη από την αποφοίτηση x Διδακτορικό	-0,0890	*

***Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
* Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας Α2 ΓΥΝΑΙΚΕΣ - Εκτίμηση πιθανότητας ανεργίας *(συνέχεια)*

Εξαρτημένη μεταβλητή: άνεργος=1

Ανεξάρτητες μεταβλητές	Συντελεστής	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Πρωτοβάθμια ή χαμηλότερη	-0,0943	***
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Κατώτερη Δευτεροβάθμια	-0,0453	**
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Γενικό Λύκειο	Ομάδα αναφοράς	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Τεχνικό Λύκειο	0,0116	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Μέση Τεχνική Σχολή	-0,0136	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x ΙΕΚ	0,0564	**
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Άλλο Μεταλυκειακό	0,0721	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Δομικών (ΤΕΙ)	0,1944	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Μηχανολόγων και Η/Υ (ΤΕΙ)	0,3986	***
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Γεωργικής Τεχνολογίας και Τροφίμων (ΤΕΙ)	0,1653	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Οικονομίας και Διοίκησης (ΤΕΙ)	0,1020	*
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Άλλο ΤΕΙ	0,3469	**
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Ιατρικών Επιστημών (ΤΕΙ)	0,1429	*
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Πολυτεχνική Δομικών	0,2845	**
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Πολυτεχνική Μηχανολόγων	0,3187	**
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Άλλο ΑΕΙ	0,2010	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Πληροφορική	-2,1860	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Γεωπονική και Δασολογία	-0,2124	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Ιατρική κλπ.	0,1787	**
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Φυσικές Επιστήμες	0,1397	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Μαθηματικά και Στατιστική	0,3821	**
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Νομική	0,0733	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Οικονομικά και Διοίκηση	0,1242	**
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Κοινωνικές Επιστήμες	0,3136	***
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Ανθρωπιστικές Επιστήμες	0,0725	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Ξένες Γλώσσες	0,1115	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Φυσική Αγωγή	-0,4890	*
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Παιδαγωγικά	0,0650	
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Μεταπτυχιακό	0,2242	*
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100 x Διδακτορικό	0,2503	*
Έτη από την αποφοίτηση	-0,0106	**
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100	-0,0257	**

***Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
* Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας Α2 ΓΥΝΑΙΚΕΣ - Εκτίμηση πιθανότητας ανεργίας *(συνέχεια)*

Εξαρτημένη μεταβλητή: άνεργος=1

Ανεξάρτητες μεταβλητές	Συντελεστής	
Υπηκοότητα ελληνική	Ομάδα αναφοράς	
Υπηκοότητα λοιπών χωρών της ΕΕ	0,0886	
Υπηκοότητα τρίτων χωρών	-0,0209	
Ανατολική Μακεδονία – Θράκη	0,2138	***
Κεντρική Μακεδονία	0,2224	***
Δυτική Μακεδονία	0,1497	**
Ήπειρος	0,2442	***
Θεσσαλία	0,2709	***
Ιόνια νησιά	0,1629	***
Δυτική Ελλάδα	0,1769	***
Στερεά Ελλάδα και Εύβοια	0,2305	***
Αττική	Ομάδα αναφοράς	
Πελοπόννησος	0,2947	***
Βόρειο Αιγαίο	0,2930	***
Νότιο Αιγαίο	0,1607	***
Κρήτη	0,2483	***
Περιφέρεια πρωτευούσης – Αθήνα	Ομάδα αναφοράς	
ΠΣ Θεσσαλονίκης	-0,2156	***
Λοιπές αστικές περιοχές	-0,0822	***
Ημιαστικές περιοχές	-0,1664	***
Αγροτικές περιοχές	-0,2119	***
Πρώτο έτος έρευνας (2004)	-0,0201	
Δεύτερο έτος έρευνας (2005)	-0,0133	
Τρίτο έτος έρευνας (2006)	0,0129	
Τέταρτο έτος έρευνας (2007)	Ομάδα αναφοράς	
Α' τρίμηνο	0,0068	
Β' τρίμηνο	-0,0161	
Γ' τρίμηνο	Ομάδα αναφοράς	
Δ' τρίμηνο	-0,0021	
Ποσοστό ανεργίας	5,6842	***
Σταθερός όρος	-1,7809	***

***Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
* Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας Β2 ΓΥΝΑΙΚΕΣ - Εκτίμηση πιθανότητας συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό

Εξαρτημένη μεταβλητή: συμμετέχει στο εργατικό δυναμικό=1

Ανεξάρτητες μεταβλητές	Συντελεστής	
Μόνος γονέας με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	0,2829	***
Μόνος γονέας με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 2 ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	0,1740	**
Μόνος γονέας με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 3+ ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,0355	
Μόνος γονέας με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 0 ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	0,6509	***
Μόνος γονέας με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,1298	
Μόνος γονέας με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 2+ ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,0771	
Μόνος γονέας με παιδιά (2+ ηλικίας έως 5 ετών, 0+ ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,3168	
Μόνος γονέας με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – γυναίκα	0,2237	***
Μόνος γονέας με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 2+ ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – γυναίκα	0,1241	
Μόνος γονέας με παιδιά (1+ ηλικίας έως 5 ετών, 0+ ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – γυναίκα	0,1153	
Ζευγάρι με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,2394	***
Ζευγάρι με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 2 ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,2951	***
Ζευγάρι με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 3+ ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,3850	***
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 0 ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,2161	***
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,3661	***
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 2 ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,4686	***
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 3+ ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,4620	***
Ζευγάρι με παιδιά (2 ηλικίας έως 5 ετών, 0 ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,3920	***
Ζευγάρι με παιδιά (2 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,6709	***
Ζευγάρι με παιδιά (2 ηλικίας έως 5 ετών, 2 ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,9113	***
Ζευγάρι με παιδιά (2 ηλικίας έως 5 ετών, 3+ ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-1,2648	***
Ζευγάρι με παιδιά (3+ ηλικίας έως 5 ετών, 0+ ηλικίας 6-17 ετών) – γυναίκα	-0,7267	***
Ζευγάρι με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – γυναίκα	-0,2126	***
Ζευγάρι με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 2 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – γυναίκα	-0,2168	***
Ζευγάρι με παιδιά (0 ηλικίας έως 5 ετών, 3+ ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – γυναίκα	-0,3372	***
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 0 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – γυναίκα	-0,0799	
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 1 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – γυναίκα	-0,0237	
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 2 ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – γυναίκα	-0,5561	***
Ζευγάρι με παιδιά (1 ηλικίας έως 5 ετών, 3+ ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – γυναίκα	-0,4717	***
Ζευγάρι με παιδιά (2+ ηλικίας έως 5 ετών, 0+ ηλικίας 6-17 ετών) και άλλα μέλη – γυναίκα	-0,3842	***
Μόνη γυναίκα	-0,0037	
Ζευγάρι χωρίς παιδιά – γυναίκα	Ομάδα αναφοράς	
Άλλος τύπος νοικοκυριού, μόνο γονέα (χωρίς παιδιά) – γυναίκα	0,2677	***
Άλλος τύπος νοικοκυριού, ζευγάρι (χωρίς παιδιά) – γυναίκα	0,0292	*

Σημείωση: Wald test (rho = 0): $x^2(1) = 53,40$ Prob > $x^2 = 0,0000$
*** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
* Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας Β2 ΓΥΝΑΙΚΕΣ - Εκτίμηση πιθανότητας συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό *(συνέχεια)*

Εξαρτημένη μεταβλητή: συμμετέχει στο εργατικό δυναμικό=1

Ανεξάρτητες μεταβλητές	Συντελεστής	
Πρωτοβάθμια ή χαμηλότερη	0,0901	***
Κατώτερη Δευτεροβάθμια	-0,3163	***
Γενικό Λύκειο	Ομάδα αναφοράς	
Τεχνικό Λύκειο	0,8168	***
ΤΕΙ	1,0967	***
ΑΕΙ	0,9779	***
Μεταπτυχιακό	1,5844	***
Έτη από την αποφοίτηση	0,0906	***
Έτη από την αποφοίτηση τετρ./100	-0,2136	***
Ανατολική Μακεδονία – Θράκη	0,2354	***
Κεντρική Μακεδονία	0,1183	***
Δυτική Μακεδονία	0,0554	*
Ήπειρος	0,0815	***
Θεσσαλία	0,1502	***
Ιόνια νησιά	0,0931	**
Δυτική Ελλάδα	-0,0107	
Στερεά Ελλάδα και Εύβοια	0,0750	***
Αττική	Ομάδα αναφοράς	
Πελοπόννησος	0,2317	***
Βόρειο Αιγαίο	-0,1056	***
Νότιο Αιγαίο	-0,0672	**
Κρήτη	0,2336	***
Περιφέρεια πρωτευούσης – Αθήνα	Ομάδα αναφοράς	
ΠΣ Θεσσαλονίκης	-0,1756	***
Λοιπές αστικές περιοχές	-0,0980	***
Ημιαστικές περιοχές	0,0261	
Αγροτικές περιοχές	0,2388	***
Πρώτο έτος έρευνας (2004)	-0,0047	
Δεύτερο έτος έρευνας (2005)	0,0048	
Τρίτο έτος έρευνας (2006)	0,0031	
Τέταρτο έτος έρευνας (2007)	Ομάδα αναφοράς	
Α' τρίμηνο	-0,0009	
Β' τρίμηνο	0,0175	
Γ' τρίμηνο	Ομάδα αναφοράς	
Δ' τρίμηνο	-0,0319	*
Σταθερός όρος	-0,5449	***
/athrho	*1,0758*	***
rho	*0,7916*	

Σημείωση: Wald test (rho = 0): $x^2(1) = 53,40$ Prob > $x^2 = 0,0000$
*** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
** Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
* Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Greene, W. H. (2003), *Econometric Analysis,* 5th ed, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Heckman, J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, 153-162.

Liagouras, G., A. Protogerou and Y. Calogirou (2003), "Exploring Mismatches between Higher Education and the Labour Market in Greece", *European Journal of Education,* 38(4), 413-426.

OECD (2006), *Labour Force Statistics*, Paris: OECD.

OECD (2009), *Education at a Glance 2009,* OECD Indicators, Paris: OECD.

Pindyck, R. and D. Pubinfeld (1998), *Econometric Models and Economic Forecasts,* 4th ed, New York: McGraw-Hill.

White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48(4), 817-838.

Γεωργαντά, Ζ., Ε. Κανδηλώρου και Α. Λειβαδά (2008), "Η έλλειψη δεξιοτήτων μάθησης αποτελεί τροχοπέδη στην πανεπιστημιακή γνώση", Αθήνα: Technical Report 236 Τμήματος Στατιστικής, Ο.Π.Α.

ΕΜΠ (2002), *Η απορρόφηση των μηχανικών του ΕΜΠ στην αγορά εργασίας*, Αθήνα: ΕΒΕΟ και ΕΙΕ, Εθνικό Μετσόβιο Πολυτεχνείο.

ΙΟΒΕ (2007), *Η απασχολησιμότητα των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης στην Ελλάδα*, Τελική Έκθεση, Αθήνα.

ΙΣΤΑΜΕ (2006), *Απασχόληση: κίνδυνοι, προκλήσεις και προοπτικές*, Αθήνα: Επιτροπή ΙΣΤΑΜΕ για την Απασχόληση.

Καραμεσίνη, Μ. (2003), "Ζήτηση και προσφορά υπηρεσιών ανώτατης εκπαίδευσης και αγορά εργασίας στην Ελλάδα". Στο: *Από τη Διεθνοποίηση των Πανεπιστημίων προς την Παγκοσμιοποίηση της Εκπαίδευσης – Εξελίξεις μιας Δεκαπενταετίας – Η Περίπτωση της Ελλάδας*, επιμ. Δ.Γ. Τσαούσης, Αθήνα: Κέντρο Μορφολογίας και Κοινωνικής Πολιτικής Παντείου Πανεπιστημίου.

Καραμεσίνη, Μ. (2006α), "Από την εκπαίδευση στην αμειβόμενη εργασία: εμπειρική διερεύνηση της εργασιακής ένταξης των νέων στην Ελλάδα", *Κοινωνική Συνοχή και Ανάπτυξη,* 1(1), 67-84.

Καραμεσίνη, Μ. (2006β), *Η Απορρόφηση των Αποφοίτων του Πανεπιστημίου Θεσσαλίας στην Αγορά Εργασίας,* Βόλος: Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας.

Καραμεσίνη, Μ. (2008), *Η Απορρόφηση των πτυχιούχων πανεπιστημίου στην αγορά εργασίας*, Αθήνα: Διόνικος.

Καραμεσίνη, Μ. και Α. Κορνελάκης (2005), "Από την εκπαίδευση στην απασχόληση: Η πρώτη σημαντική εργασία των αποφοίτων ΑΕΙ και η εργασιακή εμπειρία μέσω STAGE". *Εργασία 2005*, Ινστιτούτο Αστικού Περιβάλλοντος και Ανθρώπινου Δυναμικού Παντείου Πανεπιστημίου.

Καραμεσίνη, Μ. και Ε. Πρόκου (2006), "Τριτοβάθμια εκπαίδευση και απασχόληση: επαγγελματική ένταξη των αποφοίτων και εκπαιδευτική πολιτική". Παρουσίαση στο Διεθνές Συνέδριο *Η Κοινωνική Πολιτική σ' ένα μεταβαλλόμενο περιβάλλον: Προκλήσεις και Προοπτικές*, Πάντειο Πανεπιστήμιο.

Κασίμης, Χ. (2002), "Διαδικασίες ενσωμάτωσης των νέων στην αγορά εργασίας: η Περίπτωση των Αποφοίτων Κοινωνικών Επιστημών της Ανώτατης Εκπαίδευσης". Στο: *Το Έργο "Έρευνα" 1997-2000 Συνοπτική Παρουσίαση*, επιμ. Α. Βερέβη, Αθήνα: Κέντρο Εκπαιδευτικής Έρευνας.

Κατσανέβας, Θ. και Η. Λιβανός (2005), "Η πορεία και τα αίτια της ανεργίας στην Ελλάδα", *Επιθεώρηση Εργασιακών Σχέσεων*, 40, 4-12.

Κικίλιας, Η. (2008), "Οι τάσεις, τα χαρακτηριστικά της απασχόλησης και η μετάβαση στην εργασία των αποφοίτων τριτοβάθμιας εκπαίδευσης στην Ελλάδα". Αδημοσίευτη εργασία, Εθνικό Κέντρο Κοινωνικών Ερευνών.

Μπήτρος, Γ. (2002), "Το εκπαιδευτικό μας σύστημα και η αποτελεσματική συσχέτιση θέσεων εργασίας και δεξιοτήτων των εργαζομένων – Οι Οικονομικές Σχολές". Στο: *Το Έργο "Έρευνα" 1997-2000. Συνοπτική Παρουσίαση*, επιμ. Α. Βερέβη, Αθήνα: Κέντρο Εκπαιδευτικής Έρευνας.

Νικολίτσα, Δ. (2007), "Η συμμετοχή των νέων στην ελληνική αγορά εργασίας: εξελίξεις και προσκόμματα", Τράπεζα της Ελλάδος, *Οικονομικό Δελτίο* 29, 41-102.

Παπαηλίας, Θ. (2006), *Προσφορά και ζήτηση ειδικοτήτων στο ελληνικό εκπαιδευτικό σύστημα*, Αθήνα: Διόνικος.

ΣΕΒ (2004), "Έρευνα για τις ανάγκες των επιχειρήσεων σε ειδικότητες αιχμής την τριετία 2005-2007", http://www.fgi.org.gr/Uploads/largefiles/Anages_Eidikotiton _Aixmis _Teliko.pdf.

ΤΕΕ (2006), *Έρευνα για την Απασχόληση των Διπλωματούχων Μηχανικών*, Αθήνα: ΕΒΕΟ – Τεχνικό Επιμελητήριο Ελλάδας.

Χολέζας, Ι. και Π. Τσακλόγλου (2008), "Η απασχολησιμότητα των αποφοίτων της τριτοβάθμιας εκπαίδευσης: εννοιολογικές προσεγγίσεις και επισκόπηση της διεθνούς και ελληνικής εμπειρικής βιβλιογραφίας". Αδημοσίευτο δοκίμιο, Τμήμα Διεθνών και Ευρωπαϊκών Οικονομικών Σπουδών, Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών.

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΚΑΙ ΟΝΟΜΑΣΤΙΚΗ ΑΒΕΒΑΙΟΤΗΤΑ: Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ

Heather Gibson
Διεύθυνση Οικονομικών Μελετών

Χιόνα Μπαλφούσια
Διεύθυνση Οικονομικών Μελετών

Στόχος της νομισματικής πολιτικής στις περισσότερες προηγμένες οικονομίες είναι η σταθερότητα των τιμών, που τυπικά ορίζεται ως κάποιος χαμηλός ρυθμός πληθωρισμού. Η επίτευξή του θεωρείται ζωτικής σημασίας για τη διασφάλιση ενός προβλέψιμου περιβάλλοντος όπου οι προσδοκίες για τον μελλοντικό πληθωρισμό να συγκρατούνται κοντά σε ένα σταθερό σημείο αναφοράς. Το σκεπτικό πίσω από αυτόν τον στόχο πολιτικής βασίζεται στην ιδέα ότι ο πληθωρισμός επιφέρει και άμεσα και έμμεσα κόστη.

Η κατανόηση του σε τι ακριβώς συνίστανται αυτά τα κόστη έχει αποδειχθεί θεμελιώδες ζήτημα για τους θεωρητικούς της οικονομικής επιστήμης. Σύμφωνα με τη συναίνεση που έχει προκύψει, ο ήπιος αναμενόμενος πληθωρισμός συνδέεται μόνο με μικρά κόστη ευημερίας, ενώ, αντίθετα, πολύ μεγαλύτερα κόστη θεωρείται ότι απορρέουν από τον μη αναμενόμενο πληθωρισμό. Η αβεβαιότητα σχετικά με τον μελλοντικό πληθωρισμό γενικά θεωρείται ότι στρεβλώνει το μηχανισμό αναπροσαρμογής των σχετικών τιμών και οδηγεί σε εσφαλμένη κατανομή των πόρων, οπότε και αποβαίνει επιζήμια για την ανάπτυξη.

Ένα θέμα που έχει αποτελέσει συχνά αντικείμενο ακαδημαϊκών συζητήσεων στο πλαίσιο της διεθνούς βιβλιογραφίας σχετικά με τα κόστη πληθωρισμού[1] είναι η σχέση μεταξύ πληθωρισμού και αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό. Ορισμένοι μελετητές έχουν υποστηρίξει ότι η άνοδος του πληθωρισμού προκαλεί άμεσα αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό, προξενώντας έτσι πραγματικά έμμεσα κόστη πληθωρισμού σε μια οικονομία (Friedman, 1977, Ball, 1992), ενώ άλλοι θεωρητικοί διατείνονται ότι η κατεύθυνση της αιτιότητας είναι αντίθετη, δηλ. ότι η αύξηση της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό είναι εκείνη που προκαλεί υψηλότερο μέσο πληθωρισμό (Cukierman and Meltzer, 1986, Cuckierman, 1992).

Σκοπός μας στην παρούσα μελέτη είναι να εξετάσουμε τη σχέση μεταξύ πληθωρισμού και αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό στην Ελλάδα την περίοδο 1981-2008. Η σχέση αυτή δεν έχει μελετηθεί ποτέ ως τώρα για την Ελλάδα, αν και, ως χώρα όπου έχουν καταγραφεί τόσο περίοδοι υψηλού και μεταβλητού όσο και πιο πρόσφατα χαμηλού πληθωρισμού, η Ελλάδα θα μπορούσε να αποτελέσει ενδιαφέρον πεδίο δοκιμών για τις παραπάνω αντικρουόμενες θεωρίες. Στην ανάλυση που ακολουθεί εφαρμόζουμε μονοπαραγοντικά υποδείγματα GARCH (γενικευμένα αυτοπαλίνδρομα υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικά υποδείγματα χρονοσειρών) για να διαμορφώσουμε εναλλακτικούς δείκτες της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό και χρησιμοποιούμε τόσο μη εποχικώς διορθωμένα όσο και εποχικώς διορθωμένα στοιχεία. Στη συνέχεια, πραγματοποιούμε ελέγχους αιτιότητας κατά Granger για να εξετάσουμε την ύπαρξη αιτιώδους σχέσης μεταξύ πληθωρισμού και αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό, καθώς και —όπου υφίσταται τέτοια σχέση— να διαπιστώσουμε την κατεύθυνση και το πρόσημό της.

Η μελέτη διαρθρώνεται ως εξής: στην Ενότητα 1 επισκοπείται η εκτεταμένη διεθνής θεωρητική και εμπειρική βιβλιογραφία που αφορά τα κόστη πληθωρισμού και την πιθανή σχέση μεταξύ πληθωρισμού και αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό. Στην Ενότητα 2 περιγράφονται τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν, ενώ στην Ενότητα 3 σκιαγραφείται και αναλύεται η εμπειρική μας προσέγγιση. Στην Ενότητα 4 παρουσιάζονται τα ευρήματα της μελέτης και

1 Περιεκτική επισκόπηση της παλαιότερης βιβλιογραφίας παρέχουν οι Driffill et al, (1990).

στην Ενότητα 5 συνοψίζονται κάποια συμπερασματικά σχόλια.

1 ΚΟΣΤΗ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ: ΕΠΙΛΕΚΤΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Ο πλήρως αναμενόμενος πληθωρισμός μπορεί να προξενεί κόστη για μια οικονομία από δύο κύριες πηγές. Πρώτον, υπάρχει το κόστος έρευνας (που συχνά αναφέρεται και ως κόστος "σόλας"). Καθώς ο πληθωρισμός σημειώνει άνοδο, η διακράτηση χρήματος καθίσταται δαπανηρότερη, αφού η αξία του χρήματος μειώνεται με την πάροδο του χρόνου (δηλ. με το ίδιο ποσό μπορεί κάποιος να αγοράσει ένα ολοένα μικρότερο καλάθι αγαθών). Έτσι οι καταναλωτές τείνουν να ξοδεύουν τα χρήματά τους πιο κοντά στη στιγμή που εισπράττουν το εισόδημά τους, ενώ τα καταστήματα τείνουν να διατηρούν μικρότερα αποθέματα, γεγονός που συνεπάγεται περισσότερη αναμονή σε ουρές ή έρευνα για αγορά συγκεκριμένων αγαθών. Ταυτόχρονα, προκειμένου να περιορίζεται η διακράτηση μετρητών, μεγαλύτερα ποσά τείνουν να διακρατούνται στις τράπεζες, το οποίο συνεπάγεται πως απαιτούνται περισσότερες επισκέψεις στην τράπεζα (εξ ου και ο όρος κόστος "σόλας"). Εν ολίγοις, η ύπαρξη οικονομικού αντικινήτρου για τη διακράτηση ρευστών διαθεσίμων οδηγεί σε δαπανηρές και μη παραγωγικές δραστηριότητες σε μια οικονομία.

Το δεύτερο κύριο κόστος του αναμενόμενου πληθωρισμού απορρέει από το γεγονός ότι τα φορολογικά συστήματα συχνά δεν είναι τιμαριθμικά αναπροσαρμοσμένα. Ας θεωρήσουμε ένα φορολογικό σύστημα με διάφορες φορολογικές κλίμακες, όπου οι φορολογικοί συντελεστές παραμένουν αμετάβλητοι. Σε μια οικονομία με θετικό πληθωρισμό, οι πραγματικοί φορολογικοί συντελεστές (δηλ. το ποσοστό που όντως καταβάλλεται) συνήθως θα αυξάνονται με τον πληθωρισμό. Αυτό οδηγεί σε στρεβλώσεις όσον αφορά τις οικονομικές αποφάσεις τόσο για την ιδιωτική αποταμίευση όσο και την προσφορά εργασίας.

Συχνά υποστηρίζεται ότι τα κόστη που συνδέονται με τον αναμενόμενο πληθωρισμό τείνουν να είναι χαμηλά. Αυτό ισχύει ιδιαίτερα σε έναν κόσμο όπου τα φορολογικά συστήματα είναι τιμαριθμικά αναπροσαρμοσμένα και οι συναλλαγές σε μετρητά είναι περιορισμένες λόγω των σύγχρονων ηλεκτρονικών μέσων πληρωμών. Ωστόσο, είναι αδύνατον ο ρυθμός πληθωρισμού να είναι πλήρως αναμενόμενος. Έτσι, οι οικονομολόγοι στρέφουν την προσοχή τους στα κόστη που απορρέουν από τον απρόσμενο πληθωρισμό. Ο απρόσμενος πληθωρισμός μπορεί να προξενεί κόστη ευημερίας λόγω της επίπτωσής του στην ικανότητα του μηχανισμού τιμών να κατανέμει τους πόρους αποδοτικά (δηλ. εκεί όπου θα επιφέρουν τα θετικότερα αποτελέσματα).

Μια πρώτη απόπειρα ερμηνείας αυτού του φαινομένου έγινε από τον Lucas (1973). Σύμφωνα με το υπόδειγμά του ο απρόσμενος πληθωρισμός κάνει τους οικονομικούς φορείς να συγχέουν τις μεταβολές στις απόλυτες και τις σχετικές τιμές. Ας υποθέσουμε για παράδειγμα ότι οι παραγωγοί γνωρίζουν την τιμή των αγαθών που παράγουν ή εμπορεύονται, σε οποιαδήποτε χρονική στιγμή. Ωστόσο, το επίπεδο της απόλυτης τιμής τους στο σύνολο της οικονομίας γίνεται γνωστό μόνο την επόμενη περίοδο. Ας υποθέσουμε λοιπόν ότι επέρχεται μια μη αναμενόμενη αύξηση της προσφοράς χρήματος. Η ζήτηση για όλα τα αγαθά θα σημειώσει άνοδο και, για δεδομένα επίπεδα παραγωγής, οι τιμές θα αυξηθούν. Κάθε ένας από τους επιμέρους παραγωγούς βλέπει μια αύξηση στην τιμή του αγαθού που παράγει. Θεωρώντας ότι η αύξηση αυτή αφορά μόνο την τιμή του δικού τους αγαθού, και όχι όλων των αγαθών γενικότερα, αυξάνουν την παραγωγή. Φυσικά την επόμενη περίοδο συνειδητοποιούν ότι η αύξηση των τιμών ήταν γενική και δεν αφορούσε μόνο το συγκεκριμένο αγαθό που εκείνοι παράγουν. Άρα η κίνησή τους να αντιδράσουν αυξάνοντας την παραγωγή ήταν εσφαλμένη, αφού δεν υπήρξε αύξηση στη σχετική ζήτηση.

Εν ολίγοις ο πληθωρισμός γίνεται αφορμή οι οικονομικοί φορείς να συγχέουν τις πραγμα-

τικές διαταραχές του συστήματος, οι οποίες όντως απαιτούν μεταβολή των ποσοτήτων (παραγωγής, προσφοράς εργασίας, επενδύσεων, κ.λπ.), με τις ονομαστικές (ή αλλιώς νομισματικές) διαταραχές του συστήματος, οι οποίες δεν αποτελούν εύλογη αιτία για κάτι τέτοιο. Αν οι οικονομικοί φορείς θεωρήσουν ότι και τα δύο είδη διαταραχών είναι πιθανά αλλά κανένα τους δεν είναι προβλέψιμο, η αντίδρασή τους θα τείνει να είναι υπερβολική στις νομισματικές διαταραχές και ανεπαρκής στις πραγματικές. Με βάση ένα τέτοιο θεωρητικό σενάριο κάποιοι οικονομολόγοι υποστηρίζουν ότι ο πληθωρισμός μπορεί να είναι δαπανηρός όταν είναι μη προβλέψιμος, αφού στρεβλώνει το μηχανισμό των τιμών κατά τρόπο ώστε οι μεταβολές στις τιμές (αγαθών, υπηρεσιών ή περιουσιακών στοιχείων) να μην αντικατοπτρίζουν πλέον τις υποκείμενες πραγματικές μεταβολές στην οικονομία που ενδέχεται να καθιστούν απαραίτητη κάποια μεταβολή στην κατανομή των πόρων προς ορισμένες δραστηριότητες και επομένως επενδύσεις σε έναν τομέα αντί ενός άλλου.

Ωστόσο, αν η μη προβλεψιμότητα του πληθωρισμού ή αλλιώς η αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό είναι που προξενεί τα κόστη του, γεννάται το ενδιαφέρον ζήτημα κατά πόσον η αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό συνδέεται κατά κάποιον τρόπο με το ίδιο το επίπεδο του πληθωρισμού. Πολυάριθμα και συχνά αντικρουόμενα επιχειρήματα συναντώνται στη διεθνή βιβλιογραφία σχετικά με την πιθανή κατεύθυνση μιας αιτιώδους σχέσης μεταξύ πληθωρισμού και αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό. Ο Okun (1971) ήταν ίσως ο πρώτος που υποστήριξε ότι στις χώρες με υψηλό ρυθμό πληθωρισμού είναι επίσης πιθανό να παρατηρείται υψηλή μεταβλητότητα του πληθωρισμού. Το θεωρητικό υπόβαθρο αυτού του ισχυρισμού αναπτύχθηκε από τον Friedman (1977) στη διάλεξή του κατά την τελετή απονομής του βραβείου Νόμπελ. Το σκεπτικό του ήταν ότι, αν και ο υψηλός πληθωρισμός γεννά πολιτικές πιέσεις για μείωσή του, οι υπεύθυνοι χάραξης πολιτικής συνήθως διστάζουν να τον μειώσουν, φοβούμενοι ότι οι πιθανές επιβραδυντικές επιδράσεις μιας τέτοιας προσπάθειας στην οικονομική δραστηριότητα μπορεί να οδηγήσουν σε ύφεση. Αυτή η έλλειψη ισχυρής δέσμευσης από πλευράς αρχών νομισματικής πολιτικής προξενεί ονομαστική αβεβαιότητα και υψηλότερη μεταβλητότητα του πληθωρισμού, γεγονός που με τη σειρά του οδηγεί σε αστάθεια όσον αφορά τις αποφάσεις για την κατανάλωση, την παραγωγή και τις επενδύσεις, και άρα σε απώλειες ανάπτυξης και ευημερίας. Όλες αυτές οι συνέπειες δικαιολογούν την υποκείμενη αρνητική στάση του κοινού απέναντι στον πληθωρισμό.

Η πασίγνωστη αυτή θεωρητική συνεισφορά του Friedman τυποποιήθηκε για πρώτη φορά από τον Ball (1992) σε ένα οικονομικό υπόδειγμα τύπου παιγνίου, στο πλαίσιο του οποίου, λόγω της ύπαρξης ασύμμετρης πληροφόρησης μεταξύ νομισματικής αρχής και κοινού, η άνοδος του πληθωρισμού οδηγεί σε αυξανόμενη αβεβαιότητα σχετικά με την κατεύθυνση της νομισματικής πολιτικής. Οι οικονομικοί φορείς γνωρίζουν ότι υπάρχουν δύο ειδών υπεύθυνοι χάραξης πολιτικής και ότι μόνο το ένα είδος είναι πρόθυμο να επωμιστεί τα οικονομικά κόστη μιας μείωσης του πληθωρισμού. Όταν ο πληθωρισμός είναι χαμηλός, και τα δύο είδη υπευθύνων χάραξης πολιτικής πασχίζουν να τον διατηρήσουν χαμηλό, επιφέροντας έτσι χαμηλή αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό όπως την αντιλαμβάνονται οι οικονομικοί φορείς. Ωστόσο, όταν τα επίπεδα του πληθωρισμού είναι υψηλότερα, μόνο το ένα είδος είναι πρόθυμο να επιχειρήσει αποκλιμάκωση του πληθωρισμού, ενώ το άλλο διστάζει από φόβο μήπως προκαλέσει ύφεση. Δεδομένου ότι οι υπεύθυνοι χάραξης πολιτικής στοχαστικά (πιθανολογικά) εναλλάσσονται, τυχόν άνοδος του πληθωρισμού δημιουργεί αβεβαιότητα σχετικά με τη μελλοντική νομισματική πολιτική και το μελλοντικό πληθωρισμό, και άρα σχετικά με τις γενικότερες προοπτικές της πραγματικής οικονομίας. Η παραπάνω επιχειρηματολογία αναφέρεται συχνά στη βιβλιογραφία ως "Υπόθεση Friedman-Ball". Συμπέρασμά της είναι ότι ο πληθωρισμός σαφέστατα προκαλεί αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό και όσο υψηλότερος είναι ο ρυθμός πληθωρισμού, τόσο

μεγαλύτερη θα είναι η αβεβαιότητα. Έτσι, ο πληθωρισμός είναι δαπανηρός, επειδή επιφέρει όχι μόνο άμεσα κόστη, αλλά και έμμεσα κόστη που απορρέουν από την επίπτωσή του στην αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό.

Μια άλλη σειρά ακαδημαϊκών συγγραμμάτων διερευνά την ιδέα ότι η αιτιότητα ίσως βαίνει προς αντίθετη κατεύθυνση, δηλ. ότι στην πραγματικότητα η μεγαλύτερη αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό είναι εκείνη που προκαλεί υψηλότερο μέσο πληθωρισμό. Η πιθανότητα αυτή έχει τυποποιηθεί ως χαρακτηριστικό υποδειγμάτων που βασίζονται στο θεωρητικό πλαίσιο Barro-Gordon. Θεμελιώδεις ανάμεσα σε αυτές τις εργασίες θεωρούνται εκείνες των Cukierman and Meltzer (1986) και Cukierman (1992), στο υπόδειγμα των οποίων η χαμηλή αξιοπιστία της πολιτικής, η αμφισημία των στόχων και η κακή ποιότητα νομισματικού ελέγχου που χαρακτηρίζουν τους υπεύθυνους λήψης αποφάσεων πολιτικής αυξάνουν το μέσο ρυθμό πληθωρισμού. Η αρχή νομισματικής πολιτικής έχει μια διττή εντολή, να συγκρατεί τον πληθωρισμό και να προωθεί την οικονομική ανάπτυξη, που αντικατοπτρίζεται στη στοχαστική αντικειμενική συνάρτησή της, όπως και το αντιστάθμισμα (trade-off) μεταξύ των δύο στόχων. Ωστόσο, δεν υφίσταται κανένας μηχανισμός δέσμευσής της. Η αρχή νομισματικής πολιτικής έχει κίνητρο να προκαλεί νομισματικές εκπλήξεις —δηλ. να γεννά αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό— στην προσπάθειά της να τονώσει την οικονομική ανάπτυξη. Αυτές με τη σειρά τους συνεπάγονται άνοδο του επιπέδου του πληθωρισμού. Παράλληλα, η διαδικασία προσφοράς χρήματος θεωρείται ότι έχει και μια τυχαία συνιστώσα, λόγω της αδυναμίας της νομισματικής αρχής να διακρίνει ποιο είναι το καταλληλότερο μέσο άσκησης νομισματικής πολιτικής και να το θέσει υπό ακριβή έλεγχο. Συνεπώς, οι οικονομικοί φορείς όχι μόνο είναι αβέβαιοι όσον αφορά το επίπεδο του πληθωρισμού στο μέλλον, αλλά και δεν έχουν κανέναν τρόπο να συνάγουν αν μια άνοδος του παρατηρούμενου επιπέδου του πληθωρισμού οφείλεται σε μια τυχαία διαταραχή στην προσφορά χρήματος ή σε μια μετάθεση της βαρύτητας που αποδίδεται από πλευράς κυβέρνησης στην ανεργία αντί του πληθωρισμού. Στο πλαίσιο αυτό, η αύξηση της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό οδηγεί σε άνοδο του πληθωρισμού και δεικνύει μια "καιροσκοπική" ή "κοντόφθαλμη" στάση της κεντρικής τράπεζας.[2]

Αντικείμενο αμφισβήτησης δεν αποτελεί μόνο η κατεύθυνση της αιτιότητας (δηλ. αν ο πληθωρισμός προκαλεί αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό ή το αντίθετο), αλλά και το πρόσημό της. Τόσο κατά Friedman-Ball όσο και κατά Cuckierman-Meltzer, η άνοδος του πληθωρισμού συνδέεται με αύξηση της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό. Ακολουθώντας μια διαφορετική προσέγγιση, ο Holland (1995) προτείνει ότι, αν η Υπόθεση Friedman-Ball ευσταθεί, ενδέχεται να υπάρχει επίσης και μια δευτερογενής επίδραση ανάδρασης που βαίνει επιστρέφοντας από την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό προς τον πληθωρισμό, λόγω των σταθεροποιητικών προσπαθειών των υπευθύνων λήψης αποφάσεων πολιτικής. Καθώς η αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό σημειώνει άνοδο λόγω του αυξανόμενου πληθωρισμού, οι υπεύθυνοι λήψης αποφάσεων πολιτικής έχουν αυξημένο κίνητρο να αντιδράσουν συρρικνώνοντας το ρυθμό αύξησης της προσφοράς χρήματος και να συγκρατήσουν τον πληθωρισμό προκειμένου να μειώσουν την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό και τις σχετιζόμενες αρνητικές πραγματικές επιδράσεις στην παραγωγή και την ευημερία. Έτσι, μια αρνητική αιτιώδης επίδραση της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό στον πληθωρισμό αποτε-

2 Σε παρόμοιο θεωρητικό πλαίσιο ο Devereux (1989) αιτιολογεί την αιτιώδη επίδραση της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό στο επίπεδο του πληθωρισμού διαμορφώνοντας ένα υπόδειγμα στο οποίο η διακριτική άσκηση νομισματικής πολιτικής ενσωματώνει όχι μόνο τον πληθωρισμό αλλά και τις πραγματικές διαταραχές της οικονομίας και το βαθμό ενδογενούς τιμαριθμικής αναπροσαρμογής των μισθών. Υποστηρίζει ότι μια αύξηση στη διακύμανση των πραγματικών διαταραχών μειώνει τον βέλτιστο βαθμό τιμαριθμικής αναπροσαρμογής των μισθών στην αγορά εργασίας και παρέχει ισχυρότερο κίνητρο στους υπεύθυνους λήψης αποφάσεων πολιτικής να δημιουργήσουν απρόσμενο πληθωρισμό, επιταχύνοντας έτσι το μέσο ρυθμό πληθωρισμού σε μια κατάσταση "διακριτικής ισορροπίας" (discretionary equilibrium). Όσο χαμηλότερος ο βαθμός τιμαριθμικής αναπροσαρμογής, τόσο ισχυρότερο το κίνητρο των υπευθύνων λήψης αποφάσεων πολιτικής να δημιουργήσουν απρόσμενο πληθωρισμό και, κατά συνέπεια, αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό, η οποία μπορεί να υποστηριχθεί ότι προηγείται χρονικά της ίδιας της αύξησης του μέσου ρυθμού πληθωρισμού.

λεί ένδειξη ύπαρξης του λεγόμενου "κινήτρου σταθεροποίησης" για την αρχή νομισματικής πολιτικής, η οποία βλέπει την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό ως κόστος ευημερίας. Το αποτέλεσμα που επέρχεται είναι ότι η αύξηση της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό επιβραδύνει τον πληθωρισμό εξαιτίας της αντίδρασης των νομισματικών αρχών.

Η τελευταία περίπτωση υποστηρίζει ότι ο πληθωρισμός είναι που προκαλεί αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό αλλά, σε αντιδιαστολή με τη θεωρία των Friedman-Ball, η άνοδος του πληθωρισμού μειώνει την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό. Οι Pourgerami and Maskus (1987) και Ungar and Zilberfarb (1993) ισχυρίζονται ότι, όσο ο πληθωρισμός αυξάνεται, τόσο οι οικονομικοί φορείς επενδύουν περισσότερους πόρους στην πρόβλεψη του πληθωρισμού και έτσι, θεωρητικά τουλάχιστον, μειώνουν την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό.

Οι διάφορες θεωρίες σχετικά με τη σύνδεση πληθωρισμού και αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό έχουν οδηγήσει στην ανάπτυξη εκτενέστατης εμπειρικής βιβλιογραφίας. Χρησιμοποιώντας στοιχεία για τις ΗΠΑ, οι Ball and Cecchetti (1990) διερευνούν τις επιδράσεις του πληθωρισμού στην αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό σε διαφορετικούς χρονικούς ορίζοντες και βρίσκουν ότι αυτές είναι πολύ ισχυρότερες σε μακρούς χρονικούς ορίζοντες. Το εύρημα αυτό υποδηλώνει αυξημένους πληθωριστικούς κινδύνους για τους επιμέρους οικονομικούς φορείς που δεσμεύονται σε ονομαστικές συμβάσεις, καθώς και μεγάλες ταλαντεύσεις της νομισματικής πολιτικής και διακυμάνσεις της παραγωγής. Ευρήματα υπέρ της Υπόθεσης Friedman-Ball εξετάζοντας στοιχεία για τις ΗΠΑ παρουσιάζουν και οι μελέτες των Holland (1995) και Caporale and McKiernan (1997). Οι Grier and Perry (2000), χρησιμοποιώντας μεταπολεμικά στοιχεία για τις ΗΠΑ, δεν βρίσκουν καμία ένδειξη ότι η αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό προκαλεί πληθωρισμό. Μάλιστα τα αποτελέσματα της εκτίμησής τους συνάδουν με το επιχείρημα του Friedman ότι η αύξηση της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό πράγματι επιβραδύνει σημαντικά την ανάπτυξη της παραγωγής. Επιπλέον, ο Hwang (2001) εξετάζει στοιχεία για τις ΗΠΑ κατά τις περιόδους δείγματος 1926-1992 και 1947-1992 και —συντασσόμενος με τους Pourgerami and Maskus (1987) και Ungar and Zilberfarb (1993)— συμπεραίνει ότι, αν και ο πληθωρισμός είναι εκείνος που προκαλεί αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό, η επίδρασή του είναι αρνητική.

Οι Grier and Perry (1998) προβαίνουν σε παρόμοια διερεύνηση χρησιμοποιώντας στοιχεία για τις χώρες της Ομάδας των 7 (G7) την περίοδο 1948-1993. Η μελέτη τους αναφέρει ότι η άνοδος του πληθωρισμού αυξάνει σημαντικά την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό σε όλες αυτές τις χώρες. Μικτές ενδείξεις παρέχονται για την αντίθετη αιτιώδη σχέση, καθώς η αυξημένη αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό φαίνεται να επιβραδύνει τον πληθωρισμό στις ΗΠΑ, το Ηνωμένο Βασίλειο και τη Γερμανία, σύμφωνα με την ιδέα του Holland περί ύπαρξης ενός "κινήτρου σταθεροποίησης" για την αρχή νομισματικής πολιτικής, και να τον επιταχύνει στην Ιαπωνία και τη Γαλλία, όπως προβλέπει το υπόδειγμα των Cukierman-Meltzer περί "καιροσκοπικής" συμπεριφοράς της κεντρικής τράπεζας. Οι συγγραφείς επισημαίνουν ότι αυτές οι διαφορετικές αντιδράσεις στην αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό συσχετίζονται με τις αξιολογήσεις του βαθμού ανεξαρτησίας των κεντρικών τραπεζών του Cukierman (1992), όπου Ιαπωνία και Γαλλία κατατάσσονται ουραγοί.[3] Τα αποτελέσματα των εργασιών των Hwang (2001) και Apergis (2004) για τις οικονομίες των χωρών της G7 κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση: η άνοδος του πληθωρισμού προκαλεί αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό, χωρίς να ισχύει απαραίτητα και το αντίθετο. Πιο πρόσφατα, ελέγχοντας στοιχεία για την G7 οι Henry, Olekalns and Suardi (2007) αναφέρουν επιδράσεις Friedman-Ball για τις ΗΠΑ, το Ηνωμένο Βασίλειο και τον Καναδά.

3 Οι Berument and Dincer (2005) υποστηρίζουν τα ευρήματα αυτά με δείγμα στοιχείων για την G7 την περίοδο 1957-2001, πλην όμως στη δική τους μελέτη η Ιαπωνία είναι η μόνη χώρα όπου η αυξημένη αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό οδηγεί σε αύξηση του πληθωρισμού.

Οι Fountas, Ioannidis and Karanasos (2004) εξετάζουν 6 μεγάλες χώρες της ΕΕ και αναφέρουν επιδράσεις Friedman-Ball σε όλες. Επίσης εντοπίζουν ότι στη Γερμανία και την Ολλανδία, η αυξημένη αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό επιβραδύνει τον πληθωρισμό, ενώ στην Ιταλία, την Ισπανία και (λιγότερο) τη Γαλλία η αυξημένη αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό επιταχύνει τον πληθωρισμό. Οι Caporale and Kontonikas (2006) διερευνούν εμπειρικά την πιθανή ύπαρξη σημείων δομικής μεταβολής στη σχέση μεταξύ πληθωρισμού και αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό σε 12 χώρες της ΟΝΕ και βρίσκουν ότι, με την υιοθέτηση του ευρώ, η όποια προϋπάρχουσα σχέση μεταβλήθηκε σε πολλές από αυτές τις χώρες.

Ειδικά για το Ηνωμένο Βασίλειο, ο Fountas (2001), χρησιμοποιώντας στοιχεία για έναν ολόκληρο αιώνα, παρέχει ισχυρές ενδείξεις υπέρ της υπόθεσης ότι οι περίοδοι υψηλού πληθωρισμού συνδέονται με υψηλή αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό. Παρομοίως, ο Kontonikas (2004), βάσει στοιχείων για το Ηνωμένο Βασίλειο με περίοδο δείγματος από το 1972 έως το 2002, εκτιμά την ύπαρξη μιας θετικής σχέσης μεταξύ πληθωρισμού στο παρελθόν και αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό στο μέλλον. Επιπλέον, ελέγχοντας τις έμμεσες επιδράσεις του χαμηλότερου μέσου πληθωρισμού (που ιστορικά συνέπεσαν με περιόδους στόχευσης του πληθωρισμού) συμπεραίνει ότι η υιοθέτηση ρητού στόχου για τον πληθωρισμό εξαλείφει τυχόν επίμονες τάσεις του πληθωρισμού (inflation persistence) και μειώνει τη μακροπρόθεσμη αβεβαιότητα.

Τέλος, επιστρέφοντας στις πιο πρόσφατες έρευνες που αφορούν περισσότερες από μία χώρες, τα αποτελέσματα της μελέτης του Thornton (2007) για 12 αναδυόμενες οικονομίες της αγοράς στηρίζουν σθεναρά την Υπόθεση Friedman-Ball. Οι Daal, Naka and Sanchez (2005) εξετάζουν ένα μεγάλο δείγμα αποτελούμενο από 22 ανεπτυγμένες και αναδυόμενες οικονομίες και βρίσκουν ότι, για τις περισσότερες από αυτές, ο πληθωρισμός προκαλεί αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό, ενώ οι ενδείξεις για μια αιτιότητα προς την αντίθετη κατεύθυνση είναι αμφιρρεπείς. Τα αποτελέσματά τους υποδεικνύουν επίσης ότι οι θετικές πληθωριστικές διαταραχές του συστήματος ασκούν διαφορετική επίδραση στην αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό στις διάφορες χώρες – ισχυρότερη επίδραση παρατηρείται κυρίως στις χώρες της Λατινικής Αμερικής, όπου υπάρχει ιστορικό πολλαπλών επεισοδίων υψηλού πληθωρισμού.

Συνοπτικά λοιπόν, η πλειονότητα των διαθέσιμων εμπειρικών ενδείξεων φαίνεται να υποδηλώνει ότι στις περισσότερες χώρες ο πληθωρισμός είναι εκείνος που προκαλεί αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό και μάλιστα ότι η επίδρασή του αυτή έχει θετικό πρόσημο. Επομένως ισχυροποιείται η Υπόθεση Friedman-Ball. Αντίθετα, οι ενδείξεις για κάποια επίδραση με κατεύθυνση από την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό προς τον πληθωρισμό εμφανίζονται μικτές, αν όχι αμφισβητήσιμες.

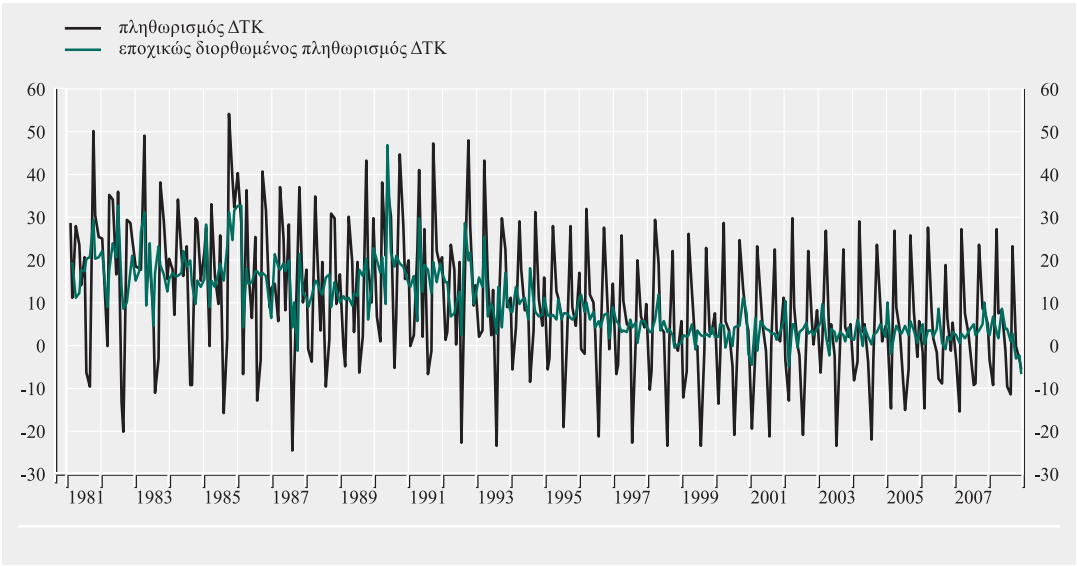
2 ΣΤΟΙΧΕΙΑ

Η μελέτη μας βασίζεται στα μηνιαία στοιχεία για το Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (ΔΤΚ) στην Ελλάδα την περίοδο 1981-2008, όπως παρέχονται από την Εθνική Στατιστική Υπηρεσία της Ελλάδος. Η σειρά αυτή, που δεν είναι εποχικώς διορθωμένη, χρησιμοποιείται για να υπολογιστεί ο πληθωρισμός βάσει του ΔΤΚ σε μηνιαία ποσοστά ανηγμένα σε ετήσια βάση.

Ως εναλλακτικό δείκτη, υπολογίζουμε επίσης και χρησιμοποιούμε μια εποχικώς διορθωμένη χρονοσειρά για τον πληθωρισμό βάσει του ΔΤΚ, εφαρμόζοντας την τεχνική Census X12 που παρέχεται από το US Bureau of the Census (http://www.bls.gov/cpi/cpisapage.htm) και χρησιμοποιείται από το US Bureau of Labor Statistics για την εκτίμηση του εποχικώς διορθωμένου ΔΤΚ στις ΗΠΑ (US CPI-U). Η απορρέουσα σειρά στοιχείων που καταρτίζεται μας επιτρέπει να διερευνήσουμε την αιτιότητα αφού η εποχική διακύμανση έχει ληφθεί

Διάγραμμα 1 Πληθωρισμός ΔΤΚ (1981-2008)

(εκατοστιαίες μονάδες)



υπόψη. Αμφότερες οι χρονοσειρές απεικονίζονται στο Διάγραμμα 1.

3 ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Προκειμένου να ελεγχθούν οι θεωρίες που παρουσιάζονται στην Ενότητα 2, χρειάζεται ένας κατάλληλος δείκτης της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό. Αυτό είναι το πρώτο εμπειρικό ζήτημα που θα απασχολήσει την παρούσα μελέτη. Στη βιβλιογραφία υπάρχουν διάφορες εναλλακτικές μέθοδοι προσέγγισης της αβεβαιότητας. Στον τομέα αυτόν, παλαιότερες μελέτες που αφορούν περισσότερες από μία χώρες χρησιμοποιούν τις διαφορές στην τυπική απόκλιση του πληθωρισμού του δείγματος ως δείκτη του διαφορετικού βαθμού αβεβαιότητας κάθε χώρας για τον πληθωρισμό.[4] Νεότερες μελέτες χρησιμοποιούν ως προσεγγιστικές μεταβλητές της αβεβαιότητας αυτής είτε κυλιόμενους στατιστικούς δείκτες μεταβλητότητας είτε τη διασπορά διαφόρων προβλέψεων προερχόμενων από δειγματοληπτικές έρευνες.[5] Εντούτοις, ούτε οι πρώτες ούτε οι δεύτερες μπορεί να ειπωθεί ότι αποτυπώνουν την αβεβαιότητα με την έννοια που έχει στις προαναφερθείσες οικονομικές θεωρίες. Οι στατιστικοί δείκτες μεταβλητότητας, όπως π.χ. ο κινητός μέσος όρος της τυπικής απόκλισης μιας μεταβλητής, ενσωματώνουν τόσο την προβλέψιμη όσο και τη μη προβλέψιμη αβεβαιότητα. Όμως μόνο η διακύμανση της στοχαστικής ή μη προβλέψιμης συνιστώσας μιας μεταβλητής αντικατοπτρίζει την πραγματική οικονομική αβεβαιότητα. Στην περίπτωση του πληθωρισμού, οι οικονομικοί φορείς μπορούν να "αντιμετωπίσουν" την προβλέψιμη μεταβλητότητά του λ.χ. διά της μεθόδου της τιμαριθμικής αναπροσαρμογής. Η μη προβλέψιμη μετα-

4 Βλ. π.χ. Okun (1971) και Logue and Willett (1976).

5 Για παράδειγμα, οι Cukierman and Wachtel (1979) αναλύουν αυτή τη σχέση χρησιμοποιώντας τις κινητές διακυμάνσεις των παρατηρούμενων ρυθμών μεταβολής του ΔΤΚ, καθώς και τη διακύμανση των προσδοκιών για τον πληθωρισμό, όπως δημοσιεύονται στις έρευνες Livingston (Livingston Survey) και Michigan (Michigan Research Center Survey). Άλλες έρευνες που χρησιμοποιούν στατιστικούς δείκτες της μεταβλητότητας του πληθωρισμού είναι εκείνες των Pagan, Hall and Trivedi (1983) και Silver (1988). Οι Davis and Kanago (1998) χρησιμοποιούν τις ex ante προβλέψεις για τον πληθωρισμό που καταρτίζει και δημοσιεύει το Business International, ενώ οι Davis and Kanago (2000) χρησιμοποιούν ex-ante προβλέψεις του ΟΟΣΑ που δημοσιεύονται στο Economic Outlook. Σημειωτέον ότι υπάρχει μικρότερη συμφωνία μεταξύ των ευρημάτων που δημοσιεύονται από μελέτες που χρησιμοποιούν στοιχεία ερευνών σχετικά με την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό.

βλητότητά του, την οποία δεν μπορούν να "αντιμετωπίσουν", βρίσκεται πιο κοντά στην έννοια της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό. Το ίδιο μειονέκτημα έχουν και οι δείκτες που βασίζονται σε έρευνες. Επιπρόσθετα, ενώ συνοψίζουν τις ποικίλες προβλέψεις των διαφόρων φορέων διενέργειας προβλέψεων σε κάποια συγκεκριμένη χρονική στιγμή, δεν συμπεριλαμβάνουν πληροφορίες για το βαθμό αβεβαιότητας που περιέχεται στην πρόβλεψη κάθε φορέα για τη στιγμή αυτή, και ως εκ τούτου θα μπορούσαν να είναι δυνητικά παραπλανητικοί.[6]

Οι σημερινές έρευνες βασίζονται σε μεγάλο βαθμό σε δείκτες της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό που κατασκευάζονται μέσω της εκτίμησης υποδειγμάτων GARCH.[7] Σε αντίθεση με τους δείκτες που αναφέρθηκαν παραπάνω, οι εναλλακτικοί προσδιορισμοί του υποδείγματος GARCH παρέχουν ένα εργαλείο θεωρητικής ανάλυσης και οικονομετρικής εκτίμησης της χρονικά μεταβαλλόμενης διακύμανσης των μη προβλέψιμων καταλοίπων σφάλματος της εξαρτημένης μεταβλητής, δηλ. έναν δείκτη που αντιστοιχεί πλήρως στην έννοια της αβεβαιότητας, όπως χρησιμοποιείται στη θεωρητική βιβλιογραφία στην οποία βασίζεται η μελέτη μας, και αντικατοπτρίζει τη χρονική της διακύμανση. Κατά συνέπεια, αυτή η μεθοδολογία υιοθετείται και εδώ.

Το δεύτερο εμπειρικό ζήτημα το οποίο θα μας απασχολήσει είναι η μέθοδος ελέγχου της αιτιότητας. Σχεδόν όλες οι επιστημονικές μελέτες που προαναφέρθηκαν χρησιμοποιούν ελέγχους αιτιότητας κατά Granger προκειμένου να εξετάσουν την ύπαρξη αιτιώδους σχέσης μεταξύ πληθωρισμού και αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό. Οι έλεγχοι αυτοί, όπως και κάθε άλλη στατιστική προσέγγιση, στην πραγματικότητα εξετάζουν μάλλον τη χρονική αλληλουχία των γεγονότων παρά τη σχέση αιτίου-αιτιατού, γεγονός το οποίο πρέπει να λαμβάνεται υπόψη κατά την ερμηνεία των αποτελεσμάτων. Εξαίρεση αποτελεί η εργασία των Berument and Dincer (2005), οι οποίοι ελέγχουν την ύπαρξη αιτιότητας μεταξύ πληθωρισμού και αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό σε δείγμα πολλών χωρών, χρησιμοποιώντας παράλληλα με τους ελέγχους αιτιότητας κατά Granger και τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης (Full Information Maximum Likelihood Method) με αυξημένες διάρκειες χρονικής υστέρησης. Στις εκτιμήσεις αυτοπαλίνδρομων διανυσμάτων (Vector Autoregressions) για περισσότερες από μία χώρες θα μπορούσαν κατ' αρχήν να χρησιμοποιηθούν για την εξαγωγή των σχετικών συμπερασμάτων και οι εκτιμώμενες αντιδράσεις σε διαταραχές του συστήματος (impulse responses). Ωστόσο, καμιά από αυτές τις προσεγγίσεις δεν μπορεί να εφαρμοστεί σε δείγμα μίας μόνο χώρας, όπως είναι το περιβάλλον της παρούσας μελέτης, ούτε φανερώνει τίποτα περισσότερο από τη χρονική αλληλουχία των γεγονότων. Ως εκ τούτου, οι μεταβλητές ελέγχονται με ελέγχους αιτιότητας κατά Granger και τα αποτελέσματα ενισχύονται με τη χρήση ποικίλων χρονικών οριζόντων και εναλλακτικών προσεγγιστικών μεταβλητών της αβεβαιότητας.

Τρείς εναλλακτικοί προσδιορισμοί του υποδείγματος GARCH για τον πληθωρισμό χρησιμοποιούνται για να εκτιμηθούν οι αντίστοιχες χρονικά μεταβαλλόμενες υπό συνθήκη διακυμάνσεις, οι οποίες στη συνέχεια αξιοποιούνται ως εναλλακτικοί δείκτες της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό. Τα υποδείγματα αυτά παρουσιάζονται στις εξισώσεις (1) έως (5).

6 Σε κάθε περίπτωση, για την Ελλάδα δεν υπάρχουν τέτοιοι δείκτες για αρκετά μεγάλη περίοδο δείγματος.

7 Αρκετές μελέτες χρησιμοποιούν υποδείγματα τύπου ARCH για να προσεγγίσουν την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό για μεμονωμένες χώρες. Μεταξύ αυτών θεμελιώδεις είναι των Engle (1983), Bollerslev (1986), Evans (1991) και Brunner and Hess (1993), ενώ συγκαταλέγονται εκείνες των Caporale and McKiernan (1997), Balcombe (1999), Caporale and Caporale (2002) και Hwang (2001) για τις Ηνωμένες Πολιτείες, των Fountas (2001) και Kontonikas (2004) για το Ηνωμένο Βασίλειο και των Bohara and Sauer (1994) για τη Γερμανία. Οι μελέτες για περισσότερες από μία χώρες περιλαμβάνουν εκείνες των Grier and Perry (1998), Apergis (2004), Berument and Dincer (2005) και Henry, Olekalns and Suardi (2007) για τις χώρες της Ομάδας των 7 (G7), των Fountas, Ioannidis and Karanasos (2004) για 6 χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης, των Daal, Naka and Sanchez (2005) για 22 ανεπτυγμένες και λιγότερο ανεπτυγμένες οικονομίες, και του Thornton (2007) για 12 αναδυόμενες αγορές.

Οι εξισώσεις (1) και (2) δείχνουν ένα τυπικό γενικό υπόδειγμα GARCH (1,1) για τον πληθωρισμό:

$$i_t = \alpha + \sum_{\kappa=1}^{12} b_k i_{t-k} + e_t \qquad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta e_{t-1}^2 + \gamma \sigma_{t-1}^2 \qquad (2)$$

Στην εξίσωση (1) ο υπό συνθήκη μέσος του πληθωρισμού προσδιορίζεται ως αυτοπαλίνδρομη διαδικασία τάξεως 12, ούτως ώστε να αντικατοπτρίζει τη μηνιαία φύση των στοιχείων, όπου i_t είναι ο πληθωρισμός τη χρονική στιγμή t και e_t ο όρος σφάλματος, ο οποίος θεωρείται ότι ακολουθεί μια υπό συνθήκη κανονική κατανομή. Η αναπαράσταση της υπό συνθήκη διακύμανσης με βάση το υπόδειγμα GARCH (1,1) παρουσιάζεται στην εξίσωση (2), όπου σ_t^2 είναι η υπό συνθήκη διακύμανση του πληθωρισμού τη χρονική στιγμή t. Βασική υπόθεση του υποδείγματος είναι ότι η υπό συνθήκη διακύμανση του πληθωρισμού ακολουθεί μια αυτοπαλίνδρομη διαδικασία κινητού μέσου ARMA (1,1), δηλ. ότι η υπό συνθήκη διακύμανση τη χρονική στιγμή t εξαρτάται από κατάλοιπα σφάλματος και διακυμάνσεις του παρελθόντος. Άρα, όταν οι οικονομικοί φορείς προβλέπουν τη διακύμανση του πληθωρισμού αυτής της περιόδου υπολογίζουν έναν σταθμισμένο μέσο της μακροχρόνιας μέσης διακύμανσης α, της διακύμανσης που παρατηρήθηκε την προηγούμενη περίοδο σ_{t-1}^2, και του μεγέθους του σφάλματος πρόβλεψης της προηγούμενης περιόδου, όπως αυτό περιγράφεται από τη σχέση e_{t-1}^2. Σε περίπτωση που το σφάλμα πρόβλεψης ή/και η διακύμανση της προηγούμενης περιόδου είναι μεγαλύτερα των αναμενόμενων, οι προσδοκίες των οικονομικών φορέων για τη διακύμανση της επόμενης περιόδου θα είναι υψηλότερες.

Η εξίσωση (3) παρουσιάζει έναν εναλλακτικό δείκτη της υπό συνθήκη διακύμανσης, ο οποίος προκύπτει με βάση ένα ασύμμετρα προσδιορισμένο υπόδειγμα GARCH (Threshold/asymmetric GARCH) (βλ. Zakoian, 1994, και Glosten, Jagannathan and Runkle, 1993):

$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta e_{t-1}^2 + \beta^n r_{t-1} e_{t-1}^2 + \gamma \sigma_{t-1}^2 \qquad (3)$$

όπου $r_t = 1$ εάν $e_t < 0$, και $r_t = 0$ σε άλλη περίπτωση. Στον εν λόγω προσδιορισμό, τα κατάλοιπα σφάλματος του παρελθόντος επιτρέπεται να έχουν διαφορετική επίδραση στην υπό συνθήκη διακύμανση ανάλογα με το πρόσημό τους, δηλ. οι θετικές ειδήσεις μπορεί να έχουν μικρότερη επίδραση από ό,τι οι αρνητικές στη διακύμανση του πληθωρισμού. Στην εξίσωση (3) οι θετικές ειδήσεις έχουν επίδραση β, ενώ $\beta + \beta_n$ οι αρνητικές.

Οι εξισώσεις (4) και (5) παρουσιάζουν τον προσδιορισμό της υπό συνθήκη διακύμανσης με βάση ένα υπόδειγμα Component Threshold GARCH (1,1) (ασύμμετρα προσδιορισμένο υπόδειγμα GARCH βάσει συνιστωσών). Η διατύπωση αυτή επαυξάνει τις δύο προηγούμενες, καθώς επιτρέπει τη σύγκλιση της υπό συνθήκη διακύμανσης προς ένα χρονικά μεταβαλλόμενο μέσο:

$$\sigma_t^2 - m_t = \beta(e_{t-1}^2 - m_{t-1}) + \beta^n r_{t-1}(e_{t-1}^2 - m_{t-1}) + \gamma(\sigma_{t-1}^2 - m_{t-1}) \qquad (4)$$

$$m_t = \alpha + \rho(m_{t-1} - \omega)\, \varphi(e_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \qquad (5)$$

όπου m_t είναι η (τώρα πλέον) χρονικά μεταβαλλόμενη μακροχρόνια διακύμανση. Η πρώτη εξίσωση περιγράφει τη μεταβατική συνιστώσα $\sigma_t^2 - m_t$, η οποία τείνει προς το μηδέν, ενώ η δεύτερη εξίσωση περιγράφει τη μακροπρόθεσμη συνιστώσα m_t , η οποία τείνει προς το ∞, με ρυθμό που καθορίζεται από τους συντελεστές των αντίστοιχων εξισώσεων. Οι μεταβλητές στην εξίσωση της μεταβατικής συνιστώσας επιδρούν στις βραχυχρόνιες κινήσεις της διακύμανσης, ενώ οι μεταβλητές στην εξίσωση της μόνιμης συνιστώσας επιδρούν στα μακροχρόνια επίπεδά της.

Αφού εκτιμηθούν αυτοί οι τρεις εναλλακτικοί μονοπαραγοντικοί προσδιορισμοί υποδειγμάτων GARCH για τον όρο σφάλματος εξετάζεται ο βαθμός καλής προσαρμογής τους (goodness of fit) για κάθε σειρά δεδομένων και κατόπιν οι εκτιμώμενες υπό συνθήκη διακυμάνσεις χρησιμοποιούνται ως προσεγγιστι-

κές μεταβλητές της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό. Διενεργούνται αμφίδρομοι ανά ζεύγη έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger μεταξύ καθεμιάς από τις τρεις εκτιμώμενες χρονοσειρές υπό συνθήκη διακύμανσης του πληθωρισμού και του ίδιου του πληθωρισμού, βάσει του ΔΤΚ με εποχική διόρθωση και χωρίς εποχική διόρθωση, για ποικίλες διάρκειες χρονικής υστέρησης (δηλ. χρονικούς ορίζοντες αιτιότητας) έως 12 μηνών και, όπου διαπιστώνεται ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger, εξετάζεται το πρόσημο του αθροίσματος των σχετικών συντελεστών των βοηθητικών εξισώσεων προκειμένου να καθοριστεί η κατεύθυνση της αιτιώδους σχέσης. Στη συνέχεια το δείγμα χωρίζεται με βάση δύο διαφορετικές ημερομηνίες ενδεχόμενων σημείων δομικής μεταβολής στις χρονοσειρές και η διαδικασία επαναλαμβάνεται για να διαπιστωθεί αν οι σχέσεις που προκύπτουν με βάση το πλήρες δείγμα παραμένουν αμετάβλητες.

4 ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

4.1 ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΟΥ ΠΛΗΡΟΥΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Η εφαρμογή διαγνωστικού ελέγχου με τη μέθοδο του πολλαπλασιαστή Lagrange (LM test) στα διαθέσιμα στοιχεία υποδεικνύει την παρουσία ισχυρών επιδράσεων τύπου ARCH, δηλ. ότι η διακύμανση είναι χρονικά μεταβαλλόμενη και οι περίοδοι υψηλής ή χαμηλής διακύμανσης τείνουν να συσσωρεύονται. Πράγματι, φαίνεται ότι και οι τρεις προσδιορισμοί του υποδείγματος GARCH παρέχουν καλή προσαρμογή στα στοιχεία, όπως υποδεικνύουν οι προσαρμοσμένοι δείκτες R^2 (adjusted-R^2) που παρουσιάζονται στον Πίνακα 1. Ο ασύμμετρος προσδιορισμός του υποδείγματος GARCH (T-GARCH) εμφανίζει καλύτερη προσαρμογή σε ότι αφορά τα μη εποχικώς διορθωμένα στοιχεία με βάση τα κριτήρια πληροφόρησης Schwartz και Akaike, δηλ. οι ασύμμετρες επιδράσεις φαίνεται να έχουν στατιστικά σημαντική επίδραση στην εκτιμώμενη διακύμανση του πληθωρισμού, κάτι που δεν ισχύει στον ίδιο βαθμό όταν επιτρέπεται η διαχρονική μεταβολή της μέσης διακύμανσης μέσω της χρήσης του προσδιορισμένου βάσει συνιστωσών υποδείγματος GARCH (C-GARCH). Αντιστρόφως, όταν χρησιμοποιούνται εποχικώς διορθωμένα στοιχεία ο C-GARCH προσδιορισμός εμφανίζει οριακά καλύτερη προσαρμογή σε αυτά, δηλ. οι ασύμμετρες επιδράσεις σε συνδυασμό με τη δυνατότητα διαχρονικής μεταβολής της μέσης διακύμανσης φαίνεται να περιγράφουν καλύτερα τα στοιχεία. Θα μπορούσαμε επομένως να συμπεράνουμε ότι η εποχική συνιστώσα του πληθωρισμού καθιστά δυσχερέστερη τη διάκριση μεταξύ μεταβατικής και μόνιμης συνιστώσας της υπό συνθήκη διακύμανσης του πληθωρισμού.

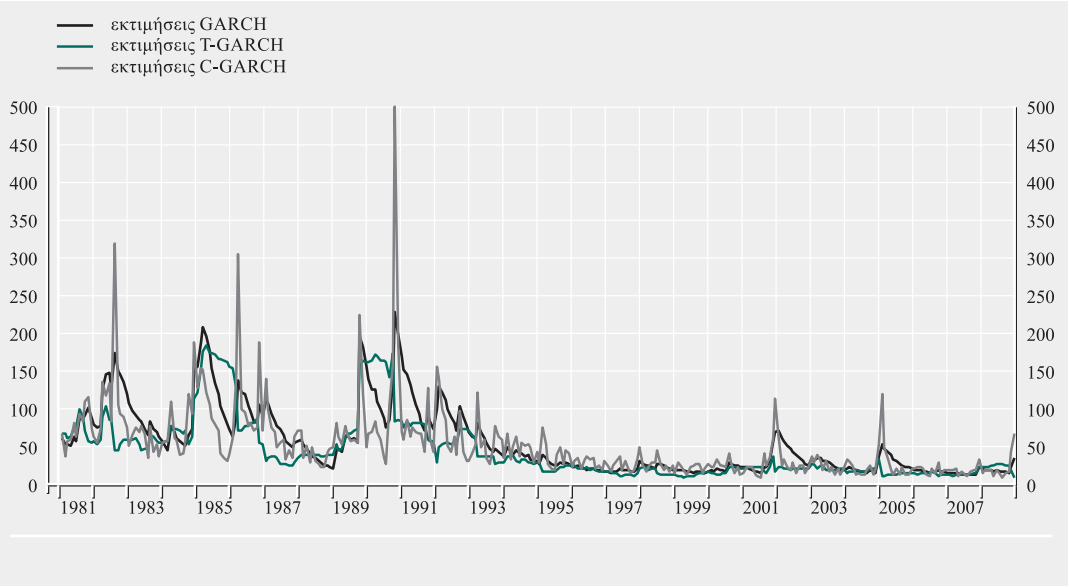
Πίνακας 1 Διαγνωστικά κριτήρια

	Akaike	Schwarz	Adj. R^2
Πληθωρισμός ΔΤΚ			
GARCH	6,64	6,83	0,78
T-GARCH	6,58	6,78	0,78
C-GARCH	6,60	6,82	0,78
Εποχικώς διορθωμένος πληθωρισμός ΔΤΚ			
GARCH	5,87	6,06	0,55
T-GARCH	5,87	6,07	0,55
C-GARCH	5,80	6,02	0,56

Σημείωση: Προτιμώνται μικρότερες τιμές των κριτηρίων Akaike και Schwarz.

Διάγραμμα 2 Η υπό συνθήκη διακύμανση του πληθωρισμού ΔΤΚ (1981-2008)

(εκατοστιαίες μονάδες)



Οι υπό συνθήκη διακυμάνσεις που προκύπτουν από τους διάφορους προσδιορισμούς GARCH απεικονίζονται σε σχέση με το χρόνο στο Διάγραμμα 2. Η μεταβλητότητα που υποδεικνύουν οι υπό συνθήκη διακυμάνσεις συνάδει με τις εξελίξεις στην ελληνική οικονομία στη διάρκεια της περιόδου που καλύπτει το δείγμα. Τα πρώτα έτη του δείγματος η μεταβλητότητα ήταν υψηλή και παρουσίασε κορυφώσεις μετά τις υποτιμήσεις της δραχμής το 1983 και το 1985, όπως θα περίμενε κανείς. Η μεταβλητότητα σημείωσε επίσης άνοδο στις αρχές της δεκαετίας του '90, γεγονός που συνδέεται με τις αυξήσεις των τιμών του πετρελαίου και τα μεγάλα δημοσιονομικά ελλείμματα που προκάλεσαν έξαρση του πληθωρισμού. Στη συνέχεια ο πληθωρισμός ενισχύθηκε λόγω του μηχανισμού τιμαριθμικής αναπροσαρμογής των μισθών. Περίπου από το 1994 και εξής η μεταβλητότητα του πληθωρισμού υποχώρησε σταδιακά, και έκτοτε έχει διατηρηθεί σε γενικές γραμμές χαμηλή. Οι εξελίξεις αυτές συμπίπτουν χρονικά με σημαντικές επιλογές πολιτικής από πλευράς ελληνικών κυβερνήσεων. Όταν η Συνθήκη του Μάαστριχτ τέθηκε σε ισχύ την 1η Νοεμβρίου 1993 προσδιορίζοντας την πορεία της Ευρώπης προς μια νομισματική ένωση, η ελληνική κυβέρνηση ανακοίνωσε τη φιλοδοξία της να γίνει και η Ελλάδα μέλος. Το 1994 υπήρξε εξαιρετικά σημαντικό έτος για την προσπάθεια επίτευξης αυτού του στόχου. Η κίνηση κεφαλαίων απελευθερώθηκε πλήρως και η νομισματική χρηματοδότηση του ελλείμματος του κρατικού προϋπολογισμού απαγορεύθηκε. Το ECOFIN υιοθέτησε το πρώτο πρόγραμμα σύγκλισης που υπέβαλε η ελληνική κυβέρνηση, το οποίο εστίαζε στη δημοσιονομική εξυγίανση (fiscal consolidation) προκειμένου να επιτευχθούν τα κριτήρια της Συνθήκης του Μάαστριχτ. Το 1995 υιοθετήθηκε πολιτική σκληρής δραχμής με σκοπό την προώθηση της ονομαστικής σύγκλισης.[8] Έτσι, δεν εκπλήσει το γεγονός ότι η εξέλιξη της διακύμανσης του πληθωρισμού διαφοροποιείται σημαντικά από τα μέσα της δεκαετίας του '90 και εξής. Στο ζήτημα αυτό θα επανέλθουμε και παρακάτω.

Στον Πίνακα 2 παρουσιάζονται όλοι οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger που έγιναν στα

8 Βλ. Garganas and Tavlas (2001) για περαιτέρω ανάλυση της συγκεκριμένης περιόδου.

Πίνακας 2 Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger - πλήρες δείγμα

Χρονικός ορίζοντας αιτιότητας (σε μήνες):	2	3	4	6	8	12
Πληθωρισμός ΔΤΚ - πλήρες δείγμα						
Μηδενική υπόθεση: Δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger...	*Πιθανότητα (p-values)*					
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση GARCH	0,003 +	0,003 +	0,002 +	0,000 +	0,002 +	0,000 +
...από τη διακύμανση GARCH προς τον πληθωρισμό	0,000 +	0,000 +	0,000 +	**0,087** +	**0,088** +	0,000 –
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση T-GARCH	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +
...από τη διακύμανση T-GARCH προς τον πληθωρισμό	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 –
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση C-GARCH	0,003 +	0,004 +	0,001 +	0,000 +	0,001 +	0,000 +
...από τη διακύμανση C-GARCH προς τον πληθωρισμό	0,000 +	0,000 +	0,000 +	*0,039* +	**0,050** +	**0,051** –
Εποχικώς διορθωμένος πληθωρισμός ΔΤΚ - πλήρες δείγμα						
Μηδενική υπόθεση: Δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger...	*Πιθανότητα (p-values)*					
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση GARCH	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +
...από τη διακύμανση GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,155*** –	***0,175*** –	***0,379*** –	***0,705*** –	***0,626*** –	**0,060** –
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση T-GARCH	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +
...από τη διακύμανση T-GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,129*** –	***0,162*** –	***0,365*** –	***0,704*** –	***0,615*** –	**0,062** –
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση C-GARCH	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +
...από τη διακύμανση C-GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,312*** +	***0,314*** +	***0,509*** +	***0,803*** –	***0,845*** –	*0,035* –

Σημείωση: Οι αριθμοί με κανονική γραμματοσειρά υποδηλώνουν ότι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%.
Οι αριθμοί με πλάγια γραμματοσειρά υποδηλώνουν ότι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.
Οι αριθμοί με έντονη πλάγια γραμματοσειρά υποδηλώνουν ότι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%.
Οι αριθμοί με έντονη πλάγια και υπογραμμισμένη γραμματοσειρά υποδηλώνουν ότι η μηδενική υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%.
Τα σύμβολα + και - υποδηλώνουν το πρόσημο του αθροίσματος των σχετικών εκτιμώμενων συντελεστών στην αντίστοιχη βοηθητική εξίσωση.

στοιχεία ολόκληρου του δείγματος. Τα αποτελέσματα των ελέγχων στα μη εποχικώς διορθωμένα στοιχεία εμφανίζονται στο πάνω μέρος του πίνακα, ενώ εκείνων στα εποχικώς διορθωμένα στοιχεία στο κάτω μέρος. Για κάθε σύνολο στοιχείων (εποχικώς διορθωμένων και μη) υπάρχουν 3 ομάδες αποτελεσμάτων, ανάλογα με τον προσδιορισμό του υποδείγματος GARCH που χρησιμοποιήθηκε. Τέλος, για κάθε προσδιορισμό εξετάζονται δύο υποθέσεις. Πρώτον, ελέγχεται η υπόθεση ότι ο πληθωρισμός δεν προκαλεί κατά Granger αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό. Η απόρριψη αυτής της υπόθεσης σε συμβατικά επίπεδα σημαντικότητας στηρίζει την άποψη ότι η αιτιότητα βαίνει από τον πληθωρισμό προς την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό. Δεύτερον, ελέγχεται η υπόθεση ότι η αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό δεν προκαλεί πληθωρισμό, και τυχόν απόρριψη στην περίπτωση αυτή συνηγορεί υπέρ του ότι η αιτιότητα βαίνει από την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό προς τον πληθωρισμό. Χρησιμοποιώντας καθεμία από τις τρεις εναλλακτικές εκτιμήσεις της υπό συνθήκη διακύμανσης των μη εποχικώς διορθωμένων στοιχείων μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση (της απουσίας αιτιότητας κατά Granger) για όλους σχεδόν τους χρονικούς ορίζοντες αιτιότητας έως 1 έτους, και προς τις δύο κατευθύνσεις. Έτσι, ο πληθωρισμός φαίνεται ότι προκαλεί κατά Granger αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό αλλά και αντίθετα, σε συμβατικά επίπεδα σημαντικότητας. Δεδομένου ότι το πρόσημο της αιτιώδους σχέσης είναι θετικό και στις δύο περιπτώσεις, τα εν λόγω αποτελέσματα πλή-

ρους δείγματος για τα μη εποχικώς διορθωμένα στοιχεία συνηγορούν υπέρ της Υπόθεσης Friedman-Ball αλλά και της ύπαρξης μιας δευτερογενούς επίδρασης ανάδρασης που προκύπτει από το "κίνητρο σταθεροποίησης" που περιέγραψε ο Holland (1995).

Ωστόσο, στα πλαίσια της εν λόγω εφαρμογής, η χρήση μη εποχικώς διορθωμένων στοιχείων μπορεί να έχει σημαντικό αντίκτυπο στα αποτελέσματα. Πράγματι, είναι γνωστό ότι ο πληθωρισμός εμφανίζει έντονα εποχικό χαρακτήρα. Η συνιστώσα της μεταβλητότητας του πληθωρισμού που αντικατοπτρίζει τις εποχικές τροπές της καταναλωτικής συμπεριφοράς, αν και δεν παρουσιάζει ενδιαφέρον για την παρούσα μελέτη, ενδέχεται να επηρεάσει σημαντικά το δείκτη της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό που χρησιμοποιούμε, καθώς πιθανότατα παρεισφρύει στις εκτιμήσεις μας για την υπό συνθήκη διακύμανση του πληθωρισμού. Το ανησυχητικό αυτό θεωρητικό ενδεχόμενο αποτελεί κίνητρο για την επανάληψη της ίδιας άσκησης σε εποχικώς διορθωμένα στοιχεία, κατασκευασμένα όπως προαναφέρθηκε.

Τα σχετικά ευρήματα παρατίθενται στο δεύτερο μέρος του Πίνακα 2 και διαφέρουν σημαντικά από τα αποτελέσματα που παρουσιάστηκαν προηγουμένως. Ενώ με τη χρήση οποιουδήποτε εκ των τριών εναλλακτικών προσδιορισμών του υποδείγματος GARCH απορρίπτεται και πάλι η μηδενική υπόθεση ότι ο πληθωρισμός δεν προκαλεί κατά Granger την εκτιμώμενη υπό συνθήκη διακύμανση για όλους τους χρονικούς ορίζοντες αιτιότητας έως 1 έτους, δεν ισχύει πλέον και το αντίθετο, δηλ. δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η εκτιμώμενη υπό συνθήκη διακύμανση του πληθωρισμού δεν προκαλεί κατά Granger τον πληθωρισμό για όλους σχεδόν τους υπό εξέταση χρονικούς ορίζοντες αιτιότητας. Με άλλα λόγια, με βάση τα εποχικώς διορθωμένα στοιχεία, η αιτιότητα κατά Granger φαίνεται ότι βαίνει από τον πληθωρισμό προς την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό, και όχι αντίθετα. Η διόρθωση για τον αντίκτυπο του εποχικού χαρακτήρα φαίνεται ότι εξάλειψε πλήρως την αιτιώδη επίδραση της αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό στον πληθωρισμό που είχε διαπιστωθεί προηγουμένως. Το πρόσημο της σωρευτικής επίδρασης της αιτιώδους σχέσης παραμένει θετικό και η επίδραση Friedman-Ball εμφανίζεται ακόμη πιο ισχυρή.

4.2 ΑΝΑΛΥΣΗ ΥΠΟΠΕΡΙΟΔΩΝ ΤΟΥ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ, ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΕΝΩΝ ΣΤΗ ΒΑΣΗ ΠΙΘΑΝΩΝ ΣΗΜΕΙΩΝ ΔΟΜΙΚΗΣ ΜΕΤΑΒΟΛΗΣ

Δεδομένου ότι στις τρεις δεκαετίες που καλύπτει το δείγμα μας συντελέστηκαν σημαντικές αλλαγές στην ελληνική οικονομία, θα ήταν εύλογο να εξετάσουμε την πιθανότητα ύπαρξης σημείων δομικής μεταβολής στα στοιχεία. Εξετάζουμε δύο διαφορετικά σημεία δομικής μεταβολής: τα τέλη του 1993, όταν τέθηκε σε ισχύ η Συνθήκη του Μάαστριχτ, και τον Ιανουάριο του 2001, όταν η Ελλάδα εντάχθηκε στη ζώνη του ευρώ. Όπως επισημάνθηκε νωρίτερα κατά την περιγραφή του Διαγράμματος 2, δεν θα προκαλούσε έκπληξη ένα σημείο δομικής μεταβολής γύρω στο 1994. Παρομοίως, η ένταξη στη ζώνη του ευρώ το 2001 άλλαξε ριζικά το πλαίσιο διαμόρφωσης της νομισματικής πολιτικής και άσκησης της οικονομικής πολιτικής γενικότερα. Πράγματι, τα αποτελέσματα των ελέγχων Chow στηρίζουν την ύπαρξη σημείου δομικής μεταβολής και στις δύο αυτές χρονικές στιγμές.

Οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger σε εποχικώς διορθωμένα στοιχεία για τις επιμέρους υποπεριόδους που ορίζονται από τα εν λόγω σημεία δομικής μεταβολής παρουσιάζονται στους Πίνακες 3 και 4.[9] Έτσι, το πάνω μέρος τώρα παρουσιάζει τους ελέγχους αιτιότητας κατά Granger για την πρώτη υποπερίοδο του δείγματος, ενώ το κάτω μέρος για τη δεύτερη.

Φαίνεται ότι ο διαχωρισμός του δείγματος με βάση τα προαναφερθέντα σημεία δομικής μεταβολής επηρεάζει σημαντικά τα αποτελέσματα των ελέγχων μας. Και στις δύο περι-

9 Οι αντίστοιχοι έλεγχοι σε μη εποχικώς διορθωμένα στοιχεία είναι διαθέσιμοι κατόπιν σχετικού αιτήματος.

Πίνακας 3 Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger - δομική μεταβολή το 2001

Χρονικός ορίζοντας αιτιότητας (σε μήνες):	2	3	4	6	8	12
Εποχικώς διορθωμένος πληθωρισμός ΔΤΚ - δείγμα: 1981M01 2000M12						
Μηδενική υπόθεση: Δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger...	*Πιθανότητα (p-values)*					
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση GARCH	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +
...από τη διακύμανση GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,262*** –	***0,326*** –	***0,529*** +	***0,791*** –	***0,689*** –	***0,129*** –
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση T-GARCH	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +
...από τη διακύμανση T-GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,234*** –	***0,313*** –	***0,514*** +	***0,789*** –	***0,674*** –	***0,130*** –
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση C-GARCH	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +
...από τη διακύμανση C-GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,452*** +	***0,495*** +	***0,689*** +	***0,891*** –	***0,901*** –	***0,114*** –
Εποχικώς διορθωμένος πληθωρισμός ΔΤΚ - δείγμα: 2001M01 2008M12						
Μηδενική υπόθεση: Δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger...	*Πιθανότητα (p-values)*					
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση GARCH	***0,100*** +	0,010 +	*0,011* +	*0,046* +	**0,052** +	***0,131*** +
...από τη διακύμανση GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,258*** –	***0,323*** –	***0,496*** –	***0,683*** –	***0,828*** –	***0,519*** +
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση T-GARCH	***0,157*** +	*0,016* +	*0,020* +	**0,075** +	**0,083** +	***0,182*** +
...από τη διακύμανση T-GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,265*** –	***0,324*** –	***0,498*** –	***0,683*** –	***0,828*** –	***0,507*** +
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση C-GARCH	0,001 –	0,000 +	0,000 +	0,002 +	0,003 +	0,005 +
...από τη διακύμανση C-GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,196*** –	***0,245*** –	***0,394*** –	***0,548*** –	***0,684*** –	***0,354*** +

Σημείωση: Οι αριθμοί με κανονική γραμματοσειρά υποδηλώνουν ότι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%.
Οι αριθμοί με πλάγια γραμματοσειρά υποδηλώνουν ότι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.
Οι αριθμοί με έντονη πλάγια γραμματοσειρά υποδηλώνουν ότι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%.
Οι αριθμοί με έντονη πλάγια και υπογραμμισμένη γραμματοσειρά υποδηλώνουν ότι η μηδενική υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%.
Τα σύμβολα + και - υποδηλώνουν το πρόσημο του αθροίσματος των σχετικών εκτιμώμενων συντελεστών στην αντίστοιχη βοηθητική εξίσωση.

πτώσεις τα προηγούμενα ευρήματα για τα εποχικώς διορθωμένα στοιχεία επιβεβαιώνονται για το πρώτο τμήμα του δείγματος, δηλ. φαίνεται ότι ο πληθωρισμός προκαλεί κατά Granger αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό αλλά το αντίθετο δεν ισχύει. Επίσης, το πρόσημο της σωρευτικής επίδρασης στις σχέσεις αιτιότητας που διαπιστώνονται είναι σχεδόν αποκλειστικά θετικό, σε συμφωνία με την Υπόθεση Friedman-Ball. Εντούτοις, στο κάτω μέρος των πινάκων που απεικονίζει είτε την περίοδο 1994-2008 (Πίνακας 3) είτε την περίοδο 2001-2008 (Πίνακας 4), η ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger φαίνεται ότι απορρίπτεται τώρα και προς τις δύο κατευθύνσεις για τους περισσότερους χρονικούς ορίζοντες αιτιότητας.

Θεωρούμενα σε αντιπαραβολή με τις εξελίξεις στην ελληνική οικονομία την περίοδο του δείγματος, τα ευρήματα αυτά παρέχουν ενδιαφέρουσες πληροφορίες. Η Υπόθεση Friedman-Ball ενισχύεται αναφορικά με τα πρώτα έτη του δείγματος (είτε πρόκειται για το διάστημα 1981-1993 είτε το διάστημα 1981-2000), περίοδος κατά την οποία παρατηρήθηκαν υψηλοί και ευμετάβλητοι ρυθμοί πληθωρισμού σε συνδυασμό με υψηλό βαθμό πραγματικής και ονομαστικής αβεβαιότητας, γεγονός που υποστηρίζει την Υπόθεση Cuckierman-Meltzer σχετικά με τη συμπεριφορά της κεντρικής τράπεζας, δηλ. ότι η νομισματική αρχή δελεάζεται να χρησιμοποιήσει τον πληθωρισμό προκειμένου να τονώσει την ανάπτυξη.

Πίνακας 4 Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger - δομική μεταβολή το 1994

Χρονικός ορίζοντας αιτιότητας (σε μήνες):	2	3	4	6	8	12
Εποχικώς διορθωμένος πληθωρισμός ΔΤΚ - δείγμα: 1981M01 1993M12						
Μηδενική υπόθεση: Δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger...	*Πιθανότητα (p-values)*					
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση GARCH	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,001 +
...από τη διακύμανση GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,765*** –	***0,760*** +	***0,785*** +	***0,958*** +	***0,952*** –	***0,615*** –
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση T-GARCH	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,000 +	0,001 +
...από τη διακύμανση T-GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,756*** –	***0,759*** +	***0,775*** +	***0,958*** +	***0,952*** –	***0,619*** –
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση C-GARCH	*0,012* +	*0,024* +	*0,017* +	*0,031* +	*0,047* +	***0,175*** +
...από τη διακύμανση C-GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,879*** –	***0,893*** +	***0,952*** +	***0,992*** –	***0,980*** –	***0,514*** –
Εποχικώς διορθωμένος πληθωρισμός ΔΤΚ - δείγμα: 1994M01 2008M12						
Μηδενική υπόθεση: Δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger...	*Πιθανότητα (p-values)*					
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση GARCH	***0,463*** +	***0,323*** +	***0,474*** +	***0,610*** +	***0,112*** +	***0,372*** +
...από τη διακύμανση GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,350*** –	***0,131*** –	***0,125*** –	***0,236*** –	***0,482*** –	***0,124*** –
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση T-GARCH	***0,289*** +	***0,262*** +	***0,392*** +	***0,538*** +	**0,091** +	***0,354*** +
...από τη διακύμανση T-GARCH προς τον πληθωρισμό	***0,299*** –	***0,109*** –	***0,112*** –	***0,232*** –	***0,463*** –	***0,127*** –
...από τον πληθωρισμό προς τη διακύμανση C-GARCH	**0,099** +	*0,028* +	*0,037* +	**0,084** +	*0,047* +	**0,242** +
...από τη διακύμανση C-GARCH προς τον πληθωρισμό	**0,876** –	**0,108** –	**0,090** +	**0,199** –	**0,490** –	*0,044* –

Σημείωση: Οι αριθμοί με κανονική γραμματοσειρά υποδηλώνουν ότι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%.
Οι αριθμοί με πλάγια γραμματοσειρά υποδηλώνουν ότι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.
Οι αριθμοί με έντονη πλάγια γραμματοσειρά υποδηλώνουν ότι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%.
Οι αριθμοί με έντονη πλάγια και υπογραμμισμένη γραμματοσειρά υποδηλώνουν ότι η μηδενική υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%.
Τα σύμβολα + και - υποδηλώνουν το πρόσημο του αθροίσματος των σχετικών εκτιμώμενων συντελεστών στην αντίστοιχη βοηθητική εξίσωση.

Οι δεύτερες υποπερίοδοι του δείγματος αντιστοιχούν χρονικά στις προσπάθειες της Ελλάδος να κάμψει τον πληθωρισμό, να μειώσει τα επιτόκια και να ικανοποιήσει τα κριτήρια του Μάαστριχτ προκειμένου να γίνει δεκτή ως μέλος της ΟΝΕ (1994-2008) ή/και στην εποχή της συμμετοχής της πλέον στην ΟΝΕ (2001-2008). Τα ευρήματά μας, τα οποία εμφανίζονται ιδιαίτερα σαφή όσον αφορά τις εκτιμήσεις για τις υποπεριόδους πριν και μετά το σημείο μεταβολής στα τέλη του 1993, υποδηλώνουν —σε συμφωνία με τα από οικονομική άποψη αναμενόμενα— ότι η προετοιμασία για τη δημιουργία της ΟΝΕ και, αργότερα, η εντός αυτής παρουσία της ΕΚΤ ως αρχής νομισματικής πολιτικής, δημιούργησαν ένα σταθερό σημείο αναφοράς για τη συγκράτηση των προσδοκιών για τον πληθωρισμό, γεγονός που φαίνεται ότι εξασθένησε αν όχι διέκοψε την αιτιώδη σχέση μεταξύ πληθωρισμού και αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό που είχε δημιουργηθεί στην περίπτωση της Ελλάδος. Επισημαίνεται ότι δεν υπάρχει καμία ένδειξη επίδρασης "κινήτρου σταθεροποίησης" εκ μέρους των νομισματικών αρχών, δηλ. δεν ανιχνεύεται αιτιότητα κατά Granger με κατεύθυνση από την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό προς τον πληθωρισμό. Αυτό φυσικά δεν αποτελεί έκπληξη, αφού η νομισματική πολιτική δεν χαράσσεται με βάση τον πληθωρισμό της Ελλάδος αλλά εκείνον του συνόλου της ζώνης του ευρώ. Ούτε επίσης προκύπτει οποιαδήποτε ένδειξη ότι ο πληθωρισμός προκαλεί κατά Granger αβεβαιότητα για τον πληθωρι-

σμό, κάτι που μπορεί να οφείλεται στο σχετικά χαμηλό επίπεδο του πληθωρισμού στη διάρκεια αυτής της περιόδου.

Τα ευρήματα αυτά συνάδουν με εκείνα των Grier and Perry (1998) και των Fountas, Ioannidis and Karanasos (2004), οι οποίοι αναφέρουν ότι η ύπαρξη και η κατεύθυνση της αιτιότητας κατά Granger σχετίζονται με το βαθμό ανεξαρτησίας της κεντρικής τράπεζας, καθώς και με εκείνα του Kontonikas (2004), σύμφωνα με τα οποία, όταν συνυπολογίζεται η επίδραση του χαμηλότερου μέσου πληθωρισμού, η υιοθέτηση ρητού στόχου για τον πληθωρισμό εξαλείφει τυχόν επίμονες τάσεις του πληθωρισμού (inflation persistence) και μειώνει τη μακροπρόθεσμη αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό.

5 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑ

Η παρούσα μελέτη εξέτασε τη σχέση μεταξύ πληθωρισμού και αβεβαιότητας για τον πληθωρισμό στην Ελλάδα την περίοδο 1981-2008. Αφετηρία για τη διενέργεια της άσκησης αυτής απετέλεσε η θεωρητική παρατήρηση ότι τα σημαντικότερα κόστη του πληθωρισμού απορρέουν από την επίδρασή του στην αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό.

Τα αποτελέσματα υποδηλώνουν ότι στην περίπτωση της Ελλάδος η αιτιότητα βαίνει πράγματι με κατεύθυνση από τον πληθωρισμό προς την αβεβαιότητα για τον πληθωρισμό και όχι αντίθετα, ενώ το πρόσημο της επίδρασης είναι θετικό, δηλ. η άνοδος του πληθωρισμού προκαλεί αύξηση της αβεβαιότητας. Το συμπέρασμα αυτό συνηγορεί υπέρ της Υπόθεσης Friedman-Ball. Ενδιαφέρον όμως προκαλεί και το γεγονός ότι τα αποτελέσματα αυτά δεν επιβεβαιώνονται για τις υποπεριόδους μετά το 1993 και μετά το 2000. Σε καμία από τις δύο (1994-2008 ή 2001-2008) δεν προκύπτουν ενδείξεις ύπαρξης αιτιότητας προς οποιαδήποτε κατεύθυνση. Αυτό πιθανότατα να οφείλεται στο ότι τις εν λόγω υποπεριόδους η στόχευση του πληθωρισμού απετέλεσε κατευθυντήριο άξονα της άσκησης νομισματικής πολιτικής, με αποτέλεσμα σημαντική μείωση του μέσου επιπέδου πληθωρισμού σε σχέση με τα πρώτα έτη του δείγματος και συνακόλουθη μείωση της αβεβαιότητας και συγκράτηση των προσδοκιών κοντά σε ένα σταθερό σημείο αναφοράς.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Apergis, N. (2004), "Inflation, output growth, volatility and causality: evidence from panel data and the G7 countries", *Economics Letters*, 83, 185-91.

Balcombe, K. (1999), "More evidence concerning the relationship between high and variable inflation: a more general approach", *Applied Economics Letters*, 6, 59-61.

Ball, L. (1992), "Why does high inflation raise inflation uncertainty?", *Journal of Monetary Economics*, 29, 371-388.

Ball, L. and S.G. Cecchetti (1990), "Inflation and uncertainty at short and long horizons", Brookings Papers on Economic Activity, 1, 215-54.

Barro, R. and D. Gordon (1983), "A positive theory of monetary policy in a natural rate model", *Journal of Political Economy*, 91, 589-610.

Batchelor, R. and P. Dua (1996), "Empirical measures of inflation uncertainty: a cautionary note", *Applied Economics*, 28, 333-41.

Berument, H. and N.N. Dincer (2005), "Inflation and inflation uncertainty in the G7 countries", *Physica* A, 348, 371-9.

Bhar, R. and S. Hamori (2004), "The link between inflation and inflation uncertainty: evidence from G7 countries", *Empirical Economics*, 29, 825-53.

Bohara, A.K. and C. Sauer (1994), "The role of inflation uncertainty in Germany: Friedman's hypothesis revisited", *Empirical Economics*, 19, 611-27.

Bollerslev, T. (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-27.

Bomberger, W.A. (1996), "Disagreement as a measure of uncertainty", *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 381-92.

Boyd, D. and R. Smith (2006), "Monetary regimes and inflation in 12 Caribbean economies", *Journal of Economic Studies*, 33, 96-107.

Boyd, D. and R. Smith (2007), "Institutions and inflation persistence in the Caribbean", *Applied Economics Letters*, 14, 283-6.

Brunner, A.D. and G.D. Hess (1993), "Are higher levels of inflation less predictable? A state-dependent conditional heteroskedasticity approach", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 187-97.

Caporale, B. and T. Caporale (2002), "Asymmetric effects of inflation shocks on inflation uncertainty", *Atlantic Economic Journal*, 30, 385-8.

Caporale, T. and B. McKiernan (1997), "High and variable inflation: further evidence on the Friedman hypothesis", *Economics Letters*, 54, 65-8.

Caporale, G.M. and A. Kontonikas (2006), "The Euro and Inflation Uncertainty in the European Monetary Union", CESifo Working Paper No. 1842.

Cosimano, T.F. and D.W. Jensen (1988), "Estimates of the variance of US inflation based upon the ARCH model: comment", *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, 409-21.

Cukierman A. (1992), *Central Bank Strategy, Credibility and Independence*, MIT Press, Cambridge.

Cukierman, A. and A. Meltzer (1986), "A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information", *Econometrica*, 54, 1099-128.

Cukierman, A. and P. Wachtel (1979), "Differential inflationary expectations and the variability of the rate of inflation: Theory and evidence", *American Economic Review*, 72, 508-512.

Daal, E., A. Naka and B. Sanchez (2005), "Re-examining inflation and inflation uncertainty in developed and emerging countries", *Economics Letters*, 89, 180-186.

Davis, G. and B. Kanago (1998), "High and Uncertain Inflation: Results from a New Data Set", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30(2), 218-30.

Davis, G. and B. Kanago (2000), "The level and uncertainty of inflation: results from OECD forecasts", *Economic Inquiry*, 38, 58-72.

Devereux, M. (1989), "A positive theory of inflation and inflation variance", *Economic Inquiry*, 27, 105-16.
Driffill, J., G.E. Mizon and A. Ulph (1990), "Costs of inflation", in Friedman, B.M. and F.H. Hahn (eds) *Handbook of Monetary Economics*, Volume II, Elsevier Science Publishers B.V.
Engle, R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, July, 987-1007.
Engle, R.F. (1983), "Estimates of the variance of US inflation based on the ARCH model", *Journal of Money, Credit and Banking*, 15, 286-301.
Evans, M. (1991), "Discovering the link between inflation rates and inflation uncertainty", *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 169-84.
Evans, M. and P. Wachtel (1993), "Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty", *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, 475-511.
Fountas, S. (2001), "The relationship between inflation and inflation uncertainty in the U.K.: 1885-1998", *Economics Letters*, 74, 77-83.
Fountas, S., A. Ioannidis and M. Karanasos (2004), "Inflation, inflation uncertainty and a common European monetary policy", *The Manchester School*, 72, 221-42.
Friedman, M. (1977), "Nobel lecture: inflation and unemployment", *Journal of Political Economy*, 85, 451-472.
Garganas, N.C. and G.S. Tavlas (2001) "Monetary Regimes and Inflation Performance" in Bryant, R.C., N.C. Garganas and G.S. Tavlas (eds) *Greece's Economic Performance and Prospects,* Bank of Greece; Brookings Institution.
Glosten, L., R. Jagannathan and D. Runkle (1993), "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *Journal of Finance*, 48, 1779-801.
Grier, K.B. and M.J. Perry (1990), "Inflation, inflation uncertainty and relative price dispersion: evidence from bivariate GARCH-M models", *Journal of Monetary Economics*, 38, 391-405.
Grier, K.B. and M.J. Perry (1998), "On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries", *Journal of International Money and Finance*, 17, 671-89.
Grier, K.B. and M.J. Perry (2000), " The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some garch-m evidence", *Journal of Applied Economics*, 15, 45-58.
Henry, O.T., N. Olekalns and S. Suardi (2007), "Testing for rate dependence and asymmetry in inflation uncertainty: evidence from the G7 countries", *Economics Letters*, 94, 383-8.
Holland, S. (1993a), "Uncertain effects of money and the link between the inflation rate and inflation uncertainty", *Economic Inquiry*, 31, 39-51.
Holland, S. (1993b), "Comment on `inflation regimes and the sources of inflation uncertainty'", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25, 514-20.
Holland, S. (1995), "Inflation and uncertainty: tests of temporal ordering", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 827-37.
Hwang, Y. (2001), "Relationship between inflation and inflation uncertainty", *Economics Letters*, 73, 179-186.
Kim, C. (1993), "Unobserved-component time series models with Markov-switching heteroskedasticity: changes in regime and the link between inflation rates and inflation uncertainty", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 341-9.
Kontonikas, A. (2004), "Inflation and inflation uncertainty in the UK evidence from GARCH modelling", *Economic Modelling*, 21, 524-543.
Logue, D. and T. Willett (1976), "A note on the relationship between the rate and variability of inflation", *Economica*, 43, 151-158
Lucas, R. (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, 63, 326-34.

Okun, A. (1971), "The Mirage of Steady Inflation", Brookings Papers on Economic Activity, 0(2), 485-98.
Pagan, A. (1984), "Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors", *International Economic Review*, 25, 221-247.
Pagan, A.R., A.D. Hall and P.K. Trivedi (1983), "Assessing the variability of inflation", *Review of economic studies*, 50, 585-596.
Pourgerami, A. and K. Maskus (1987), "The effects of inflation on the predictability of price changes in Latin America: some estimates and policy implications", *World Development*, 15, 287-90.
Silver, M. (1988), "Average Prices, Unanticipated Prices and Price Variability in the UK for Individual Products," *Applied Economics*, 20, 569-594.
Thornton, J. (2007), "The relationship between inflation and inflation uncertainty in emerging market economies", *Southern Economic Journal*, 73, 858-70.
Ungar, M. and B. Zilberfarb (1993), "Inflation and its unpredictability: theory and empirical evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, 709-20.
Zakoian, J.M. (1994), "Threshold heteroscedastic models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931-55.

ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΤΙΚΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΤΗΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΜΕΤΟΧΩΝ-ΟΜΟΛΟΓΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

Πέτρος Μ. Μηγιάκης
Διεύθυνση Οικονομικών Μελετών

1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Διάφορες εμπειρικές μελέτες έχουν ασχοληθεί με την εξεύρεση χρηματοοικονομικών δεικτών που να παρέχουν πληροφόρηση σχετική με τις εκλαμβανόμενες μελλοντικές συνθήκες αβεβαιότητας. Το γενικό αυτό θέμα, που συναρτάται άμεσα με την κατανομή των κεφαλαίων στις διάφορες επενδύσεις αλλά και την απροθυμία των επενδυτών να αναλάβουν κινδύνους (αποστροφή προς τον κίνδυνο), έχει πρόσφατα αποκτήσει ιδιαίτερη σημασία.

Έτσι, ένα αυξανόμενο τμήμα της εμπειρικής χρηματοοικονομικής βιβλιογραφίας εξετάζει τη συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των ομολόγων και των μετοχών (εφεξής "συσχέτιση μετοχών-ομολόγων" για λόγους συντομίας)[1] ως εργαλείο που επιτρέπει να εντοπιστούν τυχόν ανισορροπίες στις τιμές των περιουσιακών στοιχείων. Με αυτή την έννοια η συσχέτιση θα ήταν χρήσιμη και για τους σκοπούς της χρηματοπιστωτικής σταθερότητας. Το θεωρητικό υπόβαθρο για τη χρήση των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων μετοχών και ομολόγων ως μεταβλητών για την προσέγγιση των συνθηκών της αγοράς και του συναφούς κινδύνου παρέχεται από την ύπαρξη κοινών παραγόντων τιμολόγησης και εκλαμβανόμενων διαφορών στους υποκείμενους κινδύνους.

Σε αυτό το πλαίσιο οι κοινοί παράγοντες και οι προαναφερθείσες εκλαμβανόμενες διαφορές θεμελιώνουν την ύπαρξη σχέσης των συντελεστών συσχέτισης μετοχών-ομολόγων με τις συνθήκες αβεβαιότητας στις αγορές, ενώ τα δυναμικά χαρακτηριστικά τους μπορούν να αξιοποιηθούν σε εμπειρικές αναλύσεις. Σχετικά με αυτό έχει διαπιστωθεί ότι η συσχέτιση μετοχών-ομολόγων λαμβάνει αρνητικές τιμές όταν παρατηρούνται αναταραχές στις αγορές και το φαινόμενο έχει αποδοθεί κυρίως στις επιδράσεις της "στροφής προς την ποιότητα" (flight-to-quality) που σχετίζονται με την εκτίμηση των αγορών ότι τα ομόλογα είναι πιο ασφαλείς τοποθετήσεις σε σύγκριση με τις μετοχές (βλ., μεταξύ άλλων, d'Addona and Kind, 2006, και Ehrmann et al., 2005). Ως στροφή προς την ποιότητα νοείται η τάση για αύξηση των τοποθετήσεων σε περιουσιακά στοιχεία που χαρακτηρίζονται από χαμηλότερο κίνδυνο και για ρευστοποίηση περιουσιακών στοιχείων που θεωρούνται πιο αβέβαια, με κριτήριο την αποστροφή προς τον κίνδυνο. Στο πλαίσιο αυτό, σύμφωνα με την ερμηνεία που δίνουν οι εμπειρικές μελέτες, οι αρνητικοί συντελεστές συσχέτισης μετοχών-ομολόγων αντανακλούν αλληλένδετες και αντίθετες συναλλαγές στις δύο αγορές (βλ., μεταξύ άλλων, Hakkio and Keeton, 2009, και Baur and Lucey, 2009).

Επιπλέον, η συσχέτιση μετοχών-ομολόγων διαπιστώνεται ότι συνδέεται αρνητικά με περιόδους υψηλής μεταβλητότητας στις αγορές μετοχών (Connolly et al., 2007). Επομένως, το φαινόμενο της "αποσύνδεσης" (decoupling) μεταξύ μετοχών και ομολόγων φαίνεται να σχετίζεται με συνθήκες υψηλής αβεβαιότητας. Οι Baur and Lucey (2009) δίνουν μια εύλογη εξήγηση: η τάση των επενδυτών να "κυνηγούν τις υψηλές αποδόσεις" (chase the yields) ή να αναζητούν ασφαλείς επενδυτικές θέσεις σε περιόδους υψηλής αβεβαιότητας αποκαλύπτεται από τις διαχρονικές μεταβολές του μεγέθους και της φοράς της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων.

Από την άλλη πλευρά, πολλές μελέτες έχουν ασχοληθεί με τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ επιμέρους αγορών και τμημάτων του χρηματοπιστωτικού τομέα (π.χ. Baele et al., 2004, Davies, 2006 και Yang et al., 2004). Επιπλέον, με τον όρο "μετάδοση" (contagion) έχει αποδοθεί

1 Για ορισμούς και ορολογία γίνεται αναφορά, μεταξύ άλλων, στους Connolly et al. (2005), Yang et al. (2009) και Baur and Lucey (2009).

στις προαναφερθείσες μελέτες η επίδραση μετάδοσης των αρνητικών κινήσεων από τη μία αγορά στην άλλη σε περιόδους αβεβαιότητας. Από αυτή τη σκοπιά γίνεται δεκτό στην εμπειρική βιβλιογραφία ότι η μετάδοση έχει την έννοια των μη προβλέψιμων αρνητικών αποδόσεων σε μια αγορά λόγω διαταραχών που εκδηλώνονται σε άλλη αγορά και μεταδίδονται μέσω των επιδράσεων της αναδιάρθρωσης χαρτοφυλακίων και της αποστροφής προς τον κίνδυνο (βλ. Beirne et al., 2009).[2] Κατά συνέπεια, γενικά οι προγενέστερες μελέτες συμπεραίνουν ότι τα φαινόμενα μετάδοσης των αρνητικών κινήσεων στις αγορές συνδέονται με την αβεβαιότητα των αγορών, ενώ, όπως προαναφέρθηκε, το φαινόμενο της αποσύνδεσης των αποδόσεων των μετοχών και των ομολόγων εμφανίζεται σε περιόδους αυξημένης αβεβαιότητας.

Ωστόσο, η εξήγηση της δυναμικής της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων ειδικά για την Ελλάδα δεν έχει τύχει ιδιαίτερης προσοχής. Αν και η χώρα έχει περιστασιακά συμπεριληφθεί σε δείγματα ερευνών που εξετάζουν φαινόμενα στροφής προς την ποιότητα (βλ. Beber et al., 2006) δεν έχει γίνει μέχρι στιγμής διερεύνηση του θέματος των προσδιοριστικών παραγόντων της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα. Έτσι, στην παρούσα μελέτη κύριος στόχος είναι να εκτιμηθεί ο βαθμός στον οποίο οι κινήσεις της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων εξηγούνται από μεταβλητές σχετικές με χρηματοοικονομικούς κινδύνους, την αβεβαιότητα των χρηματιστηριακών αγορών, τον πιστωτικό κίνδυνο και τις συνθήκες ρευστότητας στον τραπεζικό τομέα, ενώ επιπρόσθετα εξετάζεται κατά πόσο η συσχέτιση μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα υπόκειται σε φαινόμενα διάχυσης από τις αντίστοιχες συσχετίσεις στις Ηνωμένες Πολιτείες, τη Γερμανία και την Ιταλία.[3]

Η εμπειρική ανάλυση αναπτύσσεται ως εξής: στη δεύτερη ενότητα συνεχίζεται η συζήτηση σχετικά με τη βιβλιογραφία, η οποία επικεντρώνεται στις ιδιότητες της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων και στις αλληλεπιδράσεις μεταξύ επενδυτικών θέσεων. Στην τρίτη ενότητα περιγράφεται το πλαίσιο της εμπειρικής εξέτασης και στην τέταρτη παρουσιάζονται τα αποτελέσματά της ενώ παράλληλα αναλύονται οι δυνητικές επιπτώσεις στην πολιτική ενός εποπτικού οργανισμού. Τέλος, στην ενότητα 5 συνοψίζονται τα συμπεράσματα.

2 ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

2.1 ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ ΤΗΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΜΕΤΟΧΩΝ-ΟΜΟΛΟΓΩΝ

Από νωρίς, αρκετές εργασίες ασχολήθηκαν με την κοινή προσδιοριστική διαδικασία στην οποία βασίζεται η τιμολόγηση των μετοχών και των ομολόγων. Οι Fama and French (1993) διερεύνησαν τους κοινούς παράγοντες στη διάρθρωση της τιμολόγησης μετοχών και ομολόγων και διαπίστωσαν ότι πολλοί παράγοντες κινδύνου δημιουργούν διακυμάνσεις από κοινού στις αποδόσεις των μετοχών και των ομολόγων. Η εκτίμησή τους αυτή ενθαρρύνει την περαιτέρω διερεύνηση της σχέσης μεταξύ κινδύνου και συσχέτισης μετοχών-ομολόγων.

Οι Campbell and Ammer (1993) αποδεικνύουν ότι πολλοί κοινοί παράγοντες, όπως οι προσδοκώμενες υπερβάλλουσες αποδόσεις των μετοχών, το πραγματικό επιτόκιο και ο πληθωρισμός, ασκούν αιτιώδεις επιδράσεις τόσο στις μετοχές όσο και στα ομόλογα. Είναι ενδιαφέρον το εύρημά τους ότι οι διαταραχές των προσδοκώμενων αποδόσεων μετοχών προκαλούν διακυμάνσεις των αποδόσεων μετοχών και ομολόγων προς την ίδια κατεύθυνση, ενώ οι αυξανόμενες προσδοκίες για τον πληθωρισμό έχουν αντίθετες επιδράσεις στις αποδόσεις μετοχών και ομολόγων. Τα

2 Η μετάδοση προϋποθέτει υψηλό βαθμό ενοποίησης, προκειμένου να είναι αδρανείς οι επιδράσεις διαφοροποίησης.

3 Οι Ηνωμένες Πολιτείες και η Γερμανία επιλέχθηκαν για προφανείς λόγους που σχετίζονται με το μέγεθος των αγορών τους και την ιδιότητά τους ως σημείων αναφοράς σε διεθνές και ευρωπαϊκό επίπεδο αντίστοιχα. Η Ιταλία συμπεριλαμβάνεται για δύο βασικούς λόγους: αποτελεί σημείο αναφοράς για τους "τίτλους υψηλής απόδοσης" (high yielders) σύμφωνα με τον Lane (2006) και μπορεί να θεωρηθεί "περιφερειακός ηγέτης" (regional leader) σύμφωνα με την έννοια της παγκοσμιοποίησης του Krugman (1991).

αποτελέσματά τους τεκμηριώνουν τη θέση ότι οι μετοχές προσφέρουν αποτελεσματική κάλυψη έναντι του πληθωρισμού, ενώ οι αποδόσεις των ομολόγων[4] είναι γνωστό ότι αποτιμώνται έναντι πληθωριστικών κινδύνων. Κατά συνέπεια, ο προσδοκώμενος πληθωρισμός ενδέχεται να οδηγεί στην αποσύνδεση μετοχών και ομολόγων, δηλ. μπορεί οι περίοδοι κατά τις οποίες οι αποδόσεις των μετοχών μειώνονται ενώ ταυτόχρονα εκείνες των ομολόγων αυξάνονται (ή αντίστροφα) να σχετίζονται με χαμηλότερα (ή αντιστοίχως υψηλότερα) επίπεδα πληθωρισμού.

Οι Laloux et al. (2000) διερευνούν τις στατιστικές ιδιότητες των συντελεστών συσχέτισης που προκύπτουν από τις χρηματοοικονομικές χρονολογικές σειρές, μελετώντας το δείκτη Standard & Poor's 500. Σύμφωνα με τα ευρήματά τους, το πρόβλημα επιλογής της σύνθεσης του χαρτοφυλακίου ώστε να ελαχιστοποιείται ο κίνδυνος μπορεί να αποτυπωθεί ως ζήτημα επιλογής ενός χαρτοφυλακίου με μεγάλους συντελεστές στάθμισης στις ελάχιστες ιδιοτιμές του αυτοδιανύσματος του πίνακα συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των επενδυτικών θέσεων. Πιο απλά, με βάση το εύρημα αυτό, αρχικά (α) καθίσταται αναγκαία η εξέταση του βαθμού στον οποίο καθοριστικοί παράγοντες με τη μορφή χρηματοοικονομικών μεταβλητών μπορούν να ερμηνεύσουν τους συντελεστές συσχέτισης, και κατόπιν (β), εφόσον η ελαχιστοποίηση των κινδύνων είναι ζητούμενο της εμπειρικής διερεύνησης, αναζητείται ο συνδυασμός των θέσεων που επιφέρει στασιμότητα στους αντίστοιχους συντελεστές συσχέτισης. Όσο μεγαλύτερος είναι ο βαθμός στον οποίο οι ερμηνευτικές μεταβλητές εξηγούν τη διακύμανση της συσχέτισης, τόσο χαμηλότερο κίνδυνο εμπεριέχει το χαρτοφυλάκιο. Το εύρημα αυτό δίνει το έναυσμα για εξέταση των ιδιοτήτων στασιμότητας που παρουσιάζει η συσχέτιση μετοχών-ομολόγων. Σύμφωνα με το προαναφερθέν επιχείρημα, στην περίπτωση που υπάρχουν σημαντικές επιδράσεις διαφοροποίησης μεταξύ μετοχών και ομολόγων, όπως είναι αναμενόμενο, η συσχέτισή τους θα πρέπει να είναι στάσιμη.

Γενικά, ο δείκτης συσχέτισης μετοχών-ομολόγων έχει διαπιστωθεί ότι λαμβάνει μικρές αλλά θετικές τιμές, ενώ συνδέεται θετικά με τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια και τον πληθωρισμό (Yang et al., 2009). Επιπλέον, οι Cappiello et al. (2003) διατύπωσαν τις απόψεις τους σχετικά με τα μεταβαλλόμενα με το χρόνο χαρακτηριστικά του δείκτη συσχέτισης μετοχών-ομολόγων. Οι Connolly et al. (2005) απέδωσαν αυτή τη διαχρονική διακύμανση στην αβεβαιότητα των χρηματιστηριακών αγορών, ενώ, κατά τους Baur and Lucey (2009), οι επιδράσεις της στροφής προς την ποιότητα αντανακλώνται στη συσχέτιση μετοχών-ομολόγων. Ειδικότερα, το βασικό επιχείρημα είναι ότι σε περιόδους αναταραχών στις χρηματοπιστωτικές αγορές οι επενδυτές έχουν ισχυρό κίνητρο να ανακατανείμουν το χαρτοφυλάκιό τους προκειμένου να μειώσουν το ποσοστό των περιουσιακών στοιχείων υψηλού κινδύνου. Αποτέλεσμα μιας τέτοιας ανακατανομής είναι οι αποδόσεις των ομολόγων και των μετοχών να διαφοροποιούνται, γεγονός που οδηγεί σε αποσύνδεση, η οποία αντικατοπτρίζεται σε αρνητικούς συντελεστές συσχέτισης μετοχών-ομολόγων. Υιοθετώντας αυτή την άποψη σχετικά με τις πληροφορίες που περιέχονται στους συντελεστές συσχέτισης μετοχών-ομολόγων, οι Hakkio and Keeton (2009) έχουν συμπεριλάβει το υπό εξέταση μέγεθος ως συνιστώσα του δείκτη χρηματοπιστωτικής έντασης που κατάρτισαν για την Ομοσπονδιακή Τράπεζα των ΗΠΑ.

Οι Connolly et al. (2005) σχετίζουν επίσης επιδράσεις αποσύνδεσης, όπως αντανακλώνται στη συσχέτιση μετοχών-ομολόγων, με αυξήσεις της μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών αγορών. Συγκεκριμένα, η ανάλυσή τους υποστηρίζει ότι η πιθανότητα αρνητικής συσχέτισης μετοχών-ομολόγων αυξάνεται σε περιόδους υψηλής μεταβλητότητας.

Πολλά χρήσιμα συμπεράσματα συνάγονται όταν συνοψιστούν τα προαναφερθέντα ευρήματα. Πρώτον, διαπιστώνεται ότι η συσχέτιση

4 Από τη συγκεκριμένη αναφορά εξαιρούνται, προφανώς, ομόλογα με μεταβλητή απόδοση.

μετοχών-ομολόγων συνδέεται με τον εκάστοτε βαθμό αβεβαιότητας που παρατηρείται στις χρηματοπιστωτικές αγορές. Η συνήθως θετική συσχέτιση περιορίζεται, ή γίνεται ακόμα και αρνητική, σε περιόδους αναταραχής στις χρηματοπιστωτικές αγορές. Οι παρατηρήσεις αυτές συνάδουν με την εξήγηση που δίνεται από τη βιβλιογραφία που διερευνά τις αποδόσεις μετοχών και ομολόγων: οι διαταραχές που προκαλούνται από τις αναμενόμενες αποδόσεις μετοχών μετατοπίζουν αυτά τα περιουσιακά στοιχεία προς την ίδια κατεύθυνση, ενώ τα πραγματικά επιτόκια, ο προσδοκώμενος πληθωρισμός και η μεταβλητότητα της αγοράς συμβάλλουν στην εμφάνιση επιδράσεων αποσύνδεσης.

2.2 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΩΝ ΑΛΛΗΛΕΠΙΔΡΑΣΕΩΝ ΤΩΝ ΑΓΟΡΩΝ

Η έννοια της αλληλεπίδρασης μεταξύ δύο αγορών αναφέρεται στο κατά πόσον οι μεταβολές στη μία αγορά προκαλούνται, τουλάχιστον εν μέρει, από μεταβολές στην άλλη. Βάσει του "νόμου της μίας τιμής" (law of one price), περιουσιακά στοιχεία με ίδια χαρακτηριστικά θα πρέπει τελικά να έχουν τις ίδιες τιμές ακόμα και σε διαφορετικές αγορές. Η άποψη αυτή αποδεικνύεται ιδιαίτερα χρήσιμη για τη διερεύνηση της χρηματοοικονομικής ενοποίησης, ενώ ταυτόχρονα παρέχει μια προσεγγιστική μεταβλητή για την αξιολόγηση των επιδράσεων συντελεστών συσχέτισης άλλων αγορών στη δυναμική της συσχέτισης ελληνικών μετοχών και ομολόγων.

Για την εξέταση των αλληλεπιδράσεων μεταξύ αγορών, ή τομέων τους, τα μεθοδολογικά πλαίσια που υιοθετούνται αποτυπώνουν είτε αιτιώδεις σχέσεις είτε φαινόμενα διάχυσης. Στην πρώτη περίπτωση χρησιμοποιούνται υποδείγματα VAR και VECM και εφαρμόζονται έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger προκειμένου να εξεταστεί η σημασία και η κατεύθυνση των επιδράσεων που ασκούνται κατά τις διαδικασίες τιμολόγησης.[5] Στη δεύτερη περίπτωση χρησιμοποιούνται υποδείγματα GARCH (γενικευμένα αυτοπαλίνδρομα υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικά υποδείγματα χρονοσειρών) προκειμένου να εντοπιστούν φαινόμενα διάχυσης διακύμανσης. Στο πλαίσιο αυτό έχουν χρησιμοποιηθεί συντελεστές συσχέτισης, οι οποίοι έχουν υπολογιστεί μέσω υποδειγμάτων DCC-GARCH (Dynamic Conditional Correlation-GARCH), προκειμένου να αξιολογηθούν τα φαινόμενα διάχυσης και οι επιδράσεις της μετάδοσης στις χρηματοπιστωτικές αγορές (βλ. π.χ. Chiang et al., 2007).

3 ΠΛΑΙΣΙΟ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗΣ

3.1 ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Η παρούσα ανάλυση βασίζεται σε δεδομένα που προέρχονται από τις Ηνωμένες Πολιτείες και τρεις ευρωπαϊκές αγορές με διαφορετικά χαρακτηριστικά (Γερμανία, Ιταλία και Ελλάδα) και αφορά την περίοδο μετά την ΟΝΕ, δηλαδή από τον Ιανουάριο του 1999 έως το Δεκέμβριο του 2009. Οι αποδόσεις τόσο των μετοχών όσο και των ομολόγων αναφέρονται με εβδομαδιαία συχνότητα, καθώς θεωρήθηκε ότι τα δεδομένα με ημερήσια συχνότητα θα περιείχαν θόρυβο, ο οποίος είναι πολύτιμος για όσους διενεργούν πράξεις αρμπιτράζ αλλά δεν εξυπηρετεί τους σκοπούς της ανάλυσης, ενώ τα δεδομένα με μικρότερη συχνότητα θα μπορούσαν να έχουν ως αποτέλεσμα την απώλεια των πληροφοριών που περιέχονται στα σποραδικά γεγονότα. Η συλλογή όλων των δεδομένων πραγματοποιήθηκε από την Thomson Financial (Datastream).

Οι αποδόσεις των χρηματιστηριακών αγορών υπολογίζονται ως εβδομαδιαίες διαφορές καταγεγραμμένων τιμών του παγκόσμιου δείκτη MSCI που εκφράζονται σε ευρώ, για τις αγορές και την περίοδο που αναφέρθηκαν παραπάνω.[6] Παρομοίως, οι εβδομαδιαίες αποδόσεις ομολόγων υπολογίζονται λαμβάνοντας τις διαφορές των αποδόσεων των σχε-

5 Οι ενδιαφερόμενοι αναγνώστες μπορούν να ανατρέξουν, μεταξύ άλλων, στους Yang et al. (2004), Sarno and Valente (2005), Vo (2009).

6 Για τον υπολογισμό των αποδόσεων των μετοχών βάσει αυτής της διατύπωσης βλ. Cappiello et al. (2003).

τικών δεκαετών κρατικών ομολόγων στη λήξη τους. Συγκεκριμένα,

$r_t^s = \log\left(MSCI_t / MSCI_{t-1} \right)$, για τις μετοχές

και

$r_t^b = y_t - y_{t-1}$, για τα ομόλογα.

Οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται για την επεξήγηση των κινδύνων που αντανακλά η συσχέτιση μετοχών-ομολόγων είναι (α) η διαφορά μεταξύ των διατραπεζικών επιτοκίων εβδομαδιαίας διάρκειας, τα οποία εκφράζονται σε ευρώ (Euribor) και σε δολάρια ΗΠΑ ($Libor), (β) η διαφορά απόδοσης μεταξύ των εταιρικών ομολόγων κατηγορίας ΑΑΑ[7] και του δεκαετούς γερμανικού κρατικού ομολόγου αναφοράς (Bund) και (γ) ένας δείκτης μεταβλητότητας για την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά που υπολογίζεται ως το ημερήσιο εύρος διακύμανσης του γενικού δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών (ΧΑ).

Η διαφορά μεταξύ των διατραπεζικών επιτοκίων ($(E\text{-}L)_t$) Euribor και Libor (δολαρίου ΗΠΑ) εβδομαδιαίας διάρκειας αντικατοπτρίζει την επίδραση των συνθηκών ρευστότητας στον τραπεζικό κλάδο στην Ευρώπη σε σχέση με τις ΗΠΑ. Συγκεκριμένα, συνθήκες περιορισμένης ρευστότητας του ευρωπαϊκού τραπεζικού συστήματος σε σχέση με το αμερικανικό αντανακλώνται στις μεταβολές της διαφοράς των αντίστοιχων διατραπεζικών επιτοκίων.[8] Σε αυτό το πλαίσιο, καθώς σε προγενέστερη βιβλιογραφία (βλ. Centeno and Mello, 1999) διαπιστώνεται ότι οι αγορές χρήματος στη ζώνη του ευρώ είναι πλήρως ενοποιημένες, αναμένουμε η σχετική μεταβλητή να περιέχει σημαντική πληροφόρηση και για το ελληνικό τραπεζικό σύστημα.

Αντίστοιχα, η διαφορά αποδόσεων μεταξύ των εταιρικών ομολόγων και εκείνης του αμερικανικού ομολόγου αναφοράς (CS_t), εισάγεται στη συνάρτηση για να αποτυπώσει τις επικρατούσες συνθήκες όσον αφορά τους πιστωτικούς κινδύνους. Λόγω της περιορισμένης διαπραγματευτικής δραστηριότητας στην ελληνική αγορά εταιρικών ομολόγων, δεν ήταν δυνατή η χρήση αντίστοιχης εγχώριας μεταβλητής, οπότε βασιζόμαστε σε αποδόσεις στη λήξη από ευρωπαϊκούς δείκτες εταιρικών ομολόγων. Σημειώνεται ότι η σχετική μεταβλητή δεν αντανακλά ιδιοσυγκρασιακούς πιστωτικούς κινδύνους της ελληνικής αγοράς αλλά χρησιμοποιείται ως προσέγγιση των συνολικών πιστωτικών συνθηκών στην Ευρώπη.

Τέλος, το εύρος της ενδοημερήσιας διακύμανσης του γενικού δείκτη του ΧΑ αποτυπώνει τις συνθήκες μεταβλητότητας της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς. Το "ενδοημερήσιο εύρος" (intraday range) εκτιμάται ως η λογαριθμική διαφορά μεταξύ υψηλότερης (S^H) και χαμηλότερης (S^L) τιμής του γενικού δείκτη του ΧΑ, όπως καταγράφηκαν στη διάρκεια της ημέρας διαπραγμάτευσης που αντιστοιχεί κάθε φορά στα δεδομένα μας. Με βάση προγενέστερη εμπειρική βιβλιογραφία, το συγκεκριμένο μέγεθος θεωρείται κατάλληλο για την αποτύπωση της αβεβαιότητας των συμμετεχόντων στην αγορά ως προς το ύψος της εύλογης αξίας.[9] Συνοπτικά αναφέρεται ότι η χρήση του εύρους ως δείκτη αβεβαιότητας βασίζεται στο επιχείρημα ότι τις περιόδους που οι υψηλότερες και χαμηλότερες προσφορές αποκλίνουν σημαντικά μεταξύ τους, αυτό μπορεί να οφείλεται σε μεγάλες διαφορές στις εκτιμήσεις διαφορετικών επενδυτών σχετικά με την εύλογη αξία των αντίστοιχων μετοχών. Ακόμα και σε περίπτωση που το υψηλό ενδοημερήσιο εύρος είναι αποτέλεσμα χαμηλής συναλλακτικής δραστηριότητας, δεν παύει να αποτυπώνει μια σημαντική συνιστώσα του κινδύνου της αγοράς: τον κίνδυνο ρευστότητας.

7 Εξάγεται από το δείκτη iBoxx AAA που απαρτίζεται από εταιρικά ομόλογα υψηλής ρευστότητας με διάρκεια 10+ ετών, τα οποία εκφράζονται σε ευρώ.

8 Οι Alexopoulou et al. (2009) σχολιάζουν εκτενέστερα τη σχετική πληροφόρηση που περιέχεται στη διαφορά μεταξύ των βραχυπρόθεσμων διατραπεζικών επιτοκίων.

9 Οι αναγνώστες μπορούν να ανατρέξουν σε προγενέστερες μελέτες, όπως των Christensen and Podolskij (2006) και Joshy (2008), οι οποίες χρησιμοποιούν το "ενδοημερήσιο εύρος" για τη μέτρηση της μεταβλητότητας της χρηματιστηριακής αγοράς. Υπενθυμίζεται ότι δεν υπάρχει μέχρι σήμερα δείκτης εκτιμώμενης μεταβλητότητας για το ελληνικό χρηματιστήριο, όπως εκείνος για το χρηματιστήριο του Σικάγου (σύμβολο: VIX) ή για τις γερμανικές μετοχές (σύμβολο: VDAX).

Ακολούθως, εξετάζουμε το κεντρικό ερώτημα της παρούσας μελέτης, δηλ. τον προσδιορισμό παραγόντων που εξηγούν τη δυναμική εξέλιξη της συσχέτισης ομολόγων-μετοχών. Συγκεκριμένα, εξετάζουμε την παρακάτω σχέση, υπό τις προϋποθέσεις μορφοποίησης της, που προσδιορίζονται από τα ευρήματα των ελέγχων στασιμότητας:

$$\rho_t^{GR} = \alpha_1 (S^H - S^L)_{t-1} + a_2 CS_{t-1} + a_3 (E-L)_{t-1} +$$

$$+ a_4 \rho_{t-1}^{US} + a_5 \rho_{t-1}^{DE} + a_6 \rho_{t-1}^{IT} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

Η εξίσωση 3 εκτιμάται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, όπου οι εκτιμήσεις τροποποιούνται με την τεχνική των Newey-West προκειμένου να επιλυθούν προβλήματα αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας. Οι παλινδρομήσεις της διενεργούνται για το σύνολο του δείγματος και κατόπιν για τέσσερις υποπεριόδους, επιλεγμένες εξωγενώς και σχετιζόμενες με συγκεκριμένες συνθήκες που επικράτησαν στις αγορές. Η πρώτη υποπερίοδος αφορά το διάστημα πριν από την ένταξη στη νομισματική ένωση ενώ, σε γενικές γραμμές, περιλαμβάνει την περίοδο ανισορροπίας και προσαρμογής που παρατηρήθηκε στην εγχώρια χρηματιστηριακή αγορά. Η δεύτερη υποπερίοδος διαρκεί από την ένταξη στην ΟΝΕ (2001) έως την εκδήλωση της διεθνούς πιστωτικής κρίσης (Αύγουστος 2007).[10] Η τρίτη υποπερίοδος σχετίζεται με την πιστωτική κρίση καλύπτοντας τα έτη 2007-2009, ενώ η τέταρτη υποπερίοδος ξεκινά από την ημερομηνία που η Lehman Brothers υπέβαλε αίτηση προστασίας από τους πιστωτές της (15 Σεπτεμβρίου 2008).

Τέλος, επαναλαμβάνουμε την ανάλυση εξετάζοντας μόνο τις αρνητικές τιμές της συσχέτισης ομολογιακών-μετοχικών αποδόσεων με τους προαναφερθέντες προσδιοριστικούς παράγοντες, έτσι ώστε να λάβουμε υπόψη αλλαγές στην προσδιοριστική διαδικασία, όπως αυτή αποτυπώνεται στο ανωτέρω σύστημα, σε συνάρτηση με αντιστροφή του πρόσημου της εξαρτημένης μεταβλητής από θετικό σε αρνητικό. Οι υπό εξέταση υποπερίοδοι είναι και πάλι εκείνες που περιγράφηκαν πιο πάνω.

4 ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Στον Πίνακα 1 παρουσιάζονται περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τη μεταβλητή που εξετάζεται και τους προσδιοριστικούς της παράγοντες. Συγκεκριμένα, ο πίνακας περιλαμβάνει περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για το σύνολο του δείγματος στο επάνω τμήμα του και συμβατικούς (DF) και τροποποιημένους (DF-GLS) ελέγχους μοναδιαίας ρίζας στο κάτω τμήμα του. Πρώτον, τα στατιστικά στοιχεία επιβεβαιώνουν αυτό που είναι ευρέως αποδεκτό στη σχετική βιβλιογραφία, ότι δηλαδή η συσχέτιση μετοχών-ομολόγων είναι θετική και έχει χαμηλή τιμή. Πρέπει να τονιστεί ότι τα αποτελέσματα που αφορούν τις ΗΠΑ και τη Γερμανία είναι σε μεγάλο βαθμό παρεμφερή με εκείνα των Connolly et al. (2007). Επιπλέον, αναφέρονται στοιχεία για την Ελλάδα και την Ιταλία: οι μέσοι συντελεστές συσχέτισης μετοχών-ομολόγων για τις δύο χώρες και την υπό εξέταση περίοδο ήταν 0,105 και 0,19 αντιστοίχως.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας. Συνολικά, τα δεδομένα μας χαρακτηρίζονται στάσιμα, ενώ στην περίπτωση της διαφοράς των διατραπεζικών επιτοκίων οι συμβατικοί έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας δείχνουν ότι η μεταβλητή περιέχει μια μοναδιαία ρίζα, αλλά οι έλεγχοι των Elliott et al. (1996) επιβεβαιώνουν τη "στασιμότητα κατά τάση" (trend stationarity) των σειρών.

Επιπλέον, το Διάγραμμα 1 παρουσιάζει τη δυναμική συμπεριφορά της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα και φανερώνει ότι πολλές φορές στο παρελθόν η συσχέτιση κινήθηκε σε αρνητικά επίπεδα, αποτέλεσμα το οποίο παλαιότερες μελέτες έχουν συνδέσει με τις επιδράσεις της στροφής προς την ποιότητα. Η εμφάνιση αρνητικών συντελεστών συσχέτισης είναι πολύ συχνή κυρίως την περίοδο

10 Υπενθυμίζουμε ότι στις 9 Αυγούστου 2007 το Ευρωσύστημα προχώρησε στην έκτακτη διοχέτευση ρευστότητας ύψους €95 δισ. προς το τραπεζικό σύστημα, μετά την "πλήρη εξαφάνιση της ρευστότητας" κατά δήλωση της BNP Paribas προς τους επενδυτές της.

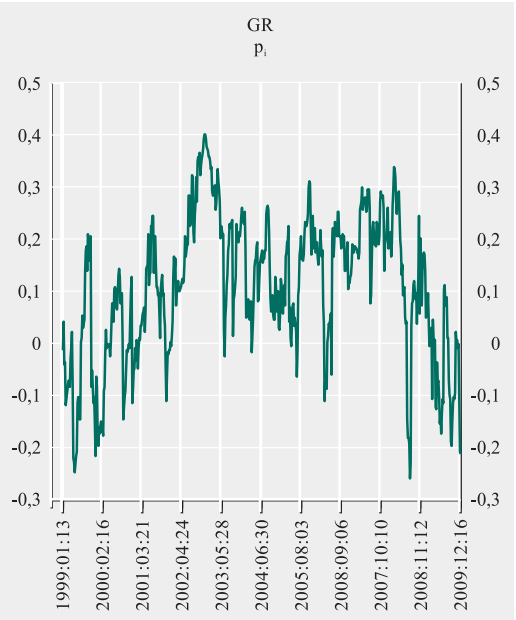
Πίνακας 1 Ιδιότητες των δεδομένων

Εκπαιδευτικό επίπεδο	Μέση τιμή	Τυπικό σφάλμα	Κύρτωση	Ασυμμετρία
ϱ^{GR}	0,105	0,137	-0,388	-0,356
ϱ^{US}	0,253	0,205	-0,115	-0,415
ϱ^{DE}	0,289	0,220	0,213	-0,365
ϱ^{IT}	0,190	0,185	0,232	-0,223
CS	0,627	1,011	12,069	-2,799
$E\text{-}L$	-0,304	1,36	-1,485	-0,097
$S^H - S^L$	0,007	0,005	9,657	2,597
		Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας		
	DF (lags=1)	DF (lags=5)	DF-GLS (lags=1)	DF-GLS (lags=5)
ϱ^{GR}	-4,167	-3,812	-3,330	-2,894
ϱ^{US}	-2,613*	-2,532*	-2,607	-2,526
ϱ^{DE}	-3,481	-3,357	-3,381	-3,273
ϱ^{IT}	-5,295	-4,902	-5,299	-4,907
CS	-4,502	-4,982	-3,993	-4,273
$E\text{-}L$	-1,342**	-1,257**	-2,544*	-2,654
$S^H - S^L$	-10,165	-5,443	-2,919	2,340
Κρίσιμες τιμές	1%= -3,444 5%= -2,867 10%= -2,570		1%=-2,58 5%=-1,95 10%=-1,62	

1999-2001 και από τα τέλη του 2007 και μετά. Θεωρείται ότι στην πρώτη περίπτωση η αντιστροφή αντανακλά την προσαρμογή των χρηματοοικονομικών ανισορροπιών των τιμών των μετοχών στο ΧΑ, ενώ στη δεύτερη περίοδο η αρνητική συσχέτιση μετοχών-ομολόγων σχετίζεται με την πιστωτική κρίση που ξέσπασε το 2007.

Κατόπιν, εξετάζεται κατά πόσο οι επιδράσεις αποσύνδεσης που αντανακλώνται στους αρνητικούς συντελεστές συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα δέχονται επιδράσεις από φαινόμενα αποσύνδεσης στις ΗΠΑ, τη Γερμανία και την Ιταλία τη χρονική στιγμή *t-1*. Για το σύνολο του δείγματος τα αποτελέσματα δείχνουν ότι το 32,5%, 30% και 44,2% περίπου των αρνητικών τιμών της συσχέτισης στην Ελλάδα συμπίπτει με αρνητικούς συντελεστές συσχέτισης στις ΗΠΑ, τη Γερμανία και την Ιταλία αντιστοίχως. Ωστόσο, όταν το χρονικό διάστημα περιοριστεί στην κρίση του 2007-2009 τα στοιχεία αυτά διαφέρουν σημαντικά. Στην περίπτωση των ΗΠΑ και της Γερ-

Διάγραμμα 1 Συσχέτιση ομολόγων-μετοχών για την Ελλάδα



Πηγή: Εκτιμήσεις βάσει στοιχείων Datastream.

μανίας οι αρνητικοί συντελεστές συσχέτισης μετοχών-ομολόγων συμπίπτουν αντιστοίχως μόνο με το 29,4% και το 5,8% του χρόνου με αρνητικούς συντελεστές συσχέτισης στην Ελλάδα. Αντιθέτως, το 70,6% των αρνητικών τιμών της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα συμπίπτει με αρνητικούς συντελεστές συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ιταλία. Τέλος, όταν το χρονικό διάστημα περιορίζεται περαιτέρω στην περίοδο μετά την κατάρρευση της Lehman Brothers, τα σχετικά στοιχεία είναι 35,7%, 0% και 67,8% αντιστοίχως.

Τα στοιχεία αυτά συμβάλλουν στην κατανόηση των διασυνδέσεων μεταξύ των επιδράσεων αποσύνδεσης για τις αγορές μετοχών και ομολόγων στην Ελλάδα και για τις αντίστοιχες αγορές στις ΗΠΑ, τη Γερμανία και την Ιταλία. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, όσον αφορά τις ΗΠΑ και τη Γερμανία υπάρχουν περιορισμένες ενδείξεις διασύνδεσης μεταξύ αυτών των επιδράσεων. Ασφαλώς, τα στοιχεία αυτά δεν επαρκούν για να υποστηρίξουν την ύπαρξη φαινομένων διάχυσης, παρέχουν όμως ισχυρό κίνητρο για την ακόλουθη διερεύνηση των επιδράσεων μετάδοσης στη συσχέτιση μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα. Από την άλλη πλευρά, τα ευρήματα αυτά δημιουργούν την ανάγκη περαιτέρω διερεύνησης των δεσμών μεταξύ των συντελεστών συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα και την Ιταλία.

Κατά συνέπεια, εξετάζονται τα ευρήματα σχετικά με τους προσδιοριστικούς παράγοντες της δυναμικής της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα, σύμφωνα με τη διατύπωση της εξίσωσης 3. Στον Πίνακα 2 που ακολουθεί παρουσιάζονται τα σχετικά αποτελέσματα. Για το σύνολο του δείγματος (1999-2009) η συσχέτιση μετοχών-ομολόγων για την Ελλάδα εξηγείται από προηγούμενες παρατηρήσεις της διαφοράς των διατραπεζικών επιτοκίων $(E\text{-}L)_{t-1}$ και από τους συντελεστές συσχέτισης μετοχών-ομολόγων της προηγούμενης εβδομάδας για την Ιταλία (p^{IT}_{t-1}) και τη Γερμανία (p^{DE}_{t-1}). Η πρώτη μεταβλητή συνδέεται αρνητικά με τη συσχέτιση, ενώ οι συντελεστές των δύο τελευταίων μεταβλητών είναι θετικοί. Τα αποτελέσματα αυτά δεικνύουν ότι μια αύξηση της διαφοράς μεταξύ των διατραπεζικών επιτοκίων προσφοράς της ζώνης του ευρώ και των ΗΠΑ εξηγεί, σε μεγάλο βαθμό, την επακόλουθη μείωση της συσχέτισης μετοχών-ομο-

Πίνακας 2 Προσδιοριστικοί παράγοντες της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα

	1/1/1999-9/12/2009	1/1/1999-4/12/2000	1/1/2001-9/8/2007	9/8/2007-9/12/2009	15/9/2008-9/12/2009
$(S^H\text{-}S^L)_{t-1}$	-1,859 (1,194)	-2,191 (1,794)	-0,717 (1,387)	-2,235 (1,551)	-0,958 (2,060)
CS_{t-1}	-0,022 (0,012)	0,087 (0,129)	0,007 (0,022)	-0,032 (0,021)	0,019 (0,037)
$(E\text{-}L)_{t-1}$	-0,012** (0,005)	0,017 (0,034)	-0,016** (0,006)	0,014 (0,013)	0,041* (0,023)
ϱ^{US}_{t-1}	0,076 (0,049)	-0,159 (0,138)	0,028 (0,071)	-0,027 (0,055)	-0,041 (0,187)
ϱ^{IT}_{t-1}	0,290** (0,068)	-0,121 (0,156)	0,086 (0,091)	0,515** (0,057)	0,304** (0,089)
ϱ^{DE}_{t-1}	0,205** (0,076)	0,321** (0,156)	0,379** (0,109)	0,132 (0,099)	-0,189 (0,248)
$\tilde{R}^2$	0,472	0,033	0,405	0,653	0,358
D-W	0,475	0,378	0,506	0,907	0,801

Σημείωση: Στο άνω τμήμα του πίνακα, κάθε κελί περιέχει την τιμή (τυπικό σφάλμα) του συντελεστή της αντίστοιχης ερμηνευτικής μεταβλητής, όπως στην εξίσωση 3, ενώ η εξαρτημένη μεταβλητή είναι η συσχέτιση μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα που υπολογίζεται από το υπόδειγμα DCC-GARCH, όπως στην εξίσωση 2. Κατά τον υπολογισμό διορθώθηκαν τα σφάλματα για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα, με την εφαρμογή του τύπου των Newey-West. Οι αστερίσκοι (**, *) δηλώνουν σημαντικότητα (5%, 10%).

λόγων στην Ελλάδα, ενώ υπάρχουν φαινόμενα διάχυσης από τους συντελεστές συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ιταλία και τη Γερμανία.

Εντούτοις, τα ευρήματα αυτά είναι πολύ διαφορετικά όταν εξετάζονται οι υποπερίοδοι του δείγματος. Συνολικά, τα αποτελέσματα των διαγνωστικών ελέγχων, που περιέχονται στο κάτω τμήμα του πίνακα, υποδεικνύουν ότι η υπό εξέταση διατύπωση εξηγεί αποτελεσματικά και σε μεγάλο βαθμό (εκτός από την περίοδο 1999-2001) τη δυναμική της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα. Ωστόσο, η διεξοδικότερη εξέταση των ευρημάτων αποκαλύπτει πολλές ενδιαφέρουσες πτυχές. Ειδικά, σημειώνεται ότι για την περίοδο μετά την έναρξη της ΟΝΕ και πριν από την επίσημη ένταξη της Ελλάδος μόνο η δυναμική της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στη Γερμανία βρέθηκε ότι επηρεάζει σημαντικά τις μεταβολές της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα. Αυτό το φαινόμενο διαρκεί και μετά την ένταξη της Ελλάδος στη ζώνη του ευρώ, ενώ σχετίζεται με την εμφάνιση σημαντικών επιδράσεων που πηγάζουν από τη διαφορά μεταξύ των διατραπεζικών επιτοκίων. Το εύρημα αυτό είναι αρκετά εύλογο, εφόσον οι συνθήκες ρευστότητας στον τραπεζικό τομέα της ζώνης του ευρώ, που θεωρείται ότι αντανακλώνται στην αντίστοιχη μεταβλητή, επηρεάζουν άμεσα τον τραπεζικό τομέα της Ελλάδος. Από την άλλη πλευρά, μετά την εκδήλωση της πιστωτικής κρίσης το 2007 διαπιστώνεται ότι μόνο η συσχέτιση μετοχών-ομολόγων στην Ιταλία εξηγεί σε μεγάλο βαθμό τις μεταβολές της συσχέτισης στην Ελλάδα. Επιπλέον, οι επιδράσεις που προέρχονται από τη μεταβλητή που αφορά την Ιταλία είναι θετικές και υποδεικνύουν την ύπαρξη σημαντικών φαινομένων διάχυσης κατά την περίοδο της πιστωτικής κρίσης.

Αυτό το τελευταίο εύρημα μπορεί να διασαφηνιστεί περαιτέρω με εξέταση των επιδράσεων αποσύνδεσης που αντανακλώνται στις αρνητικές τιμές της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων. Τα σχετικά ευρήματα παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.

Για το σύνολο του δείγματος το ημερήσιο εύρος της χρηματιστηριακής αγοράς, που θεωρείται ότι αποτυπώνει την υποκείμενη αβεβαιότητα της χρηματιστηριακής αγοράς, διαπιστώνεται ότι εξηγεί σε μεγάλο βαθμό τις μεταβολές της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων, όταν είναι αρνητικό. Ειδικότερα, τα αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι μια αύξηση[11] του ημερήσιου εύρους της χρηματιστηριακής αγοράς καθιστά ακόμα πιο αρνητική την αρνητική συσχέτιση μετοχών-ομολόγων την εβδομάδα που ακολουθεί. Επιπρόσθετα, συμπεραίνεται ότι η διαφορά μεταξύ των δύο διατραπεζικών επιτοκίων οδηγεί σε θετικές επιδράσεις στη συσχέτιση μετοχών-ομολόγων. Ωστόσο, η σημαντικότητα αυτής της μεταβλητής ενδέχεται να αντανακλά κυρίως επιδράσεις από την περίοδο 2007-2009 κατά την οποία οι συνθήκες ρευστότητας του τραπεζικού συστήματος των ΗΠΑ (αρχικά) επιδεινώθηκαν αισθητά. Τέλος, η σημαντική σχέση των συντελεστών συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα και την Ιταλία επιβεβαιώνεται επίσης στις περιόδους κατά τις οποίες παρουσιάζονται επιδράσεις αποσύνδεσης στις αγορές μετοχών και ομολόγων της Ελλάδος.

Εντούτοις, η εξέταση της σχέσης στη διάρκεια των επιλεγμένων υποπεριόδων φανερώνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές που εξετάζονται δεν παρέχουν κάποια σημαντική εξήγηση των αρνητικών τιμών της συσχέτισης κατά την περίοδο 1999-2007. Οι μεταβλητές εξηγούν τη δυναμική της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα μόνο για το διάστημα μετά το ξέσπασμα της πιστωτικής κρίσης. Στο πλαίσιο αυτό, η αβεβαιότητα της χρηματιστηριακής αγοράς της Ελλάδος (όπως μετρείται από το ημερήσιο εύρος) διαπιστώνεται ότι μπορεί να ερμηνεύσει σε μεγάλο βαθμό τις επιδράσεις αποσύνδεσης που αντανακλώνται στις αρνητικές τιμές της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων την περίοδο 2007-2009, ενώ υπάρχουν σημαντικές επιδράσεις μετάδοσης που απορρέουν από τη συσχέτιση της Ιταλίας προς τη συσχέ-

11 Έχει αναφερθεί ότι η αύξηση του εύρους αντανακλά αύξηση της αβεβαιότητας των επενδυτών. Όσοι αναγνώστες ενδιαφέρονται μπορούν να ανατρέξουν στην εμπειρική βιβλιογραφία που αναφέρεται στην ενότητα 3 (υποσημείωση 8).

Πίνακας 3 Προσδιοριστικοί παράγοντες αρνητικών τιμών της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα

	1/1/1999-9/12/2009	1/1/1999-4/12/2001	1/1/2001-9/8/2007	9/8/2007-9/12/2009	15/9/2008-9/12/2009
$(S^H\text{-}S^L)_{t-1}$	-2,020** (0,578)	-1,125 (1,167)	-0,537 (0,289)	-2,150** (0,867)	-1,931* (1,067)
CS_{t-1}	-0,007 (0,004)	0,042 (0,076)	-0,003 (0,025)	-0,016 (0,015)	0,013 (0,023)
$(E\text{-}L)_{t-1}$	0,006** (0,002)	0,030 (0,022)	0,000 (0,001)	0,015** (0,007)	0,007 (0,012)
ϱ^{US}_{t-1}	-0,034 (0,024)	-0,101 (0,063)	-0,002 (0,005)	-0,136** (0,045)	-0,058 (0,087)
ϱ^{IT}_{t-1}	0,128** (0,029)	0,026 (0,075)	0,006 (0,009)	0,261** (0,035)	0,246** (0,054)
ϱ^{DE}_{t-1}	-0,028 (-0,028)	0,161* (0,088)	0,005 (0,008)	0,001 (0,074)	-0,149 (0,128)
$\widetilde{R}^2$	0,241	0,137	0,035	0,436	0,191
D-W	0,583	0,519	1,038	0,920	0,742

Σημείωση: Στο άνω τμήμα του πίνακα, κάθε κελί περιέχει την τιμή (τυπικό σφάλμα) του συντελεστή της αντίστοιχης ερμηνευτικής μεταβλητής, όπως στην εξίσωση 3, ενώ η εξαρτημένη μεταβλητή είναι οι αρνητικές τιμές της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα. Ο υπολογισμός πραγματοποιήθηκε με σταθερά σφάλματα ετεροσκεδαστικότητας που υπολογίστηκαν με τον τύπο των Newey-West. Οι αστερίσκοι (**, *) δηλώνουν σημαντικότητα (5%, 10%).

τιση της Ελλάδος καθ' όλη την περίοδο της κρίσης. Επιπλέον, η διαφορά των διατραπεζικών επιτοκίων και η συσχέτιση μετοχών-ομολόγων στις ΗΠΑ ασκούν καθοριστική επίδραση στη δυναμική της συσχέτισης στην Ελλάδα, αλλά όχι για την περίοδο μετά την κατάρρευση της Lehman Brothers. Τέλος, ένα σημαντικό εύρημα είναι ότι η αύξηση της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στις ΗΠΑ οδηγεί σε μείωση της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα, γεγονός το οποίο πιθανότατα αντανακλά επιδράσεις διαφοροποίησης.

Συνοψίζοντας, θεωρούμε ότι η παρακολούθηση της δυναμικής διαχρονικής εξέλιξης της συσχέτισης των αποδόσεων των μετοχών και των ομολόγων παρέχει σημαντική πληροφόρηση σχετικά με τις υποκείμενες συνθήκες στον ελληνικό χρηματοπιστωτικό κλάδο. Από την άλλη πλευρά, σκόπιμος θεωρείται ο προγενέστερος προσδιορισμός των σκοπών μιας τέτοιας άσκησης προκειμένου να γίνεται αποτελεσματική χρήση του μέτρου.

Συγκεκριμένα, από τα προαναφερθέντα αποτελέσματα συμπεραίνεται ότι η συσχέτιση μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα επηρεάζεται από τις συνθήκες ρευστότητας στο τραπεζικό σύστημα και από τις αλληλεπιδράσεις που προέρχονται από τη συσχέτιση μετοχών-ομολόγων σε άλλες αγορές, ιδίως στην αγορά της Ιταλίας. Σε περιόδους αναταραχής όμως μόνο οι τελευταίες επιδράσεις είναι σημαντικές. Γενικά, οι επιδράσεις αποσύνδεσης που αντανακλώνται στους αρνητικούς συντελεστές συσχέτισης συνδέονται σε μεγάλο βαθμό με την αυξημένη αβεβαιότητα των αγορών, τις συνθήκες ρευστότητας στο τραπεζικό σύστημα και τις επιδράσεις μετάδοσης που απορρέουν κυρίως από την Ιταλία. Τα αποτελέσματα αυτά επιβεβαιώνονται και για την περίοδο αναταραχών στις αγορές που επικράτησε μετά το 2007. Αντιθέτως, η διαφορά αποδόσεων των ομολόγων κατηγορίας AAA δεν φαίνεται να επηρεάζει σημαντικά τη συσχέτιση μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα, γεγονός που υποδηλώνει ότι οι επιδράσεις αποσύνδεσης δεν πρέπει να θεωρείται ότι αντανακλούν την επιδείνωση των συνθηκών πιστωτικού κινδύνου. Αυτό το εύρημα υποδεικνύει ότι οι επιδράσεις αποσύνδεσης που αντανακλώνται στους αρνητικούς συντελεστές συσχέτισης μετοχών-ομολόγων δεν μπορούν να ερμηνευθούν ως στροφή προς την ποιότητα έναντι του πιστωτικού κινδύνου.

5 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η παρούσα μελέτη αξιολογεί τη δυναμική συσχέτιση μεταξύ μετοχών και ομολόγων στην Ελλάδα. Έχει αναφερθεί ότι η εν λόγω συσχέτιση επηρεάζεται από το βαθμό αβεβαιότητας, ενώ οι αρνητικοί συντελεστές συσχέτισης έχουν ερμηνευθεί ως ενδείξεις επιδράσεων στροφής προς την ποιότητα. Σκοπός της μελέτης ήταν να εξετάσει τους προσδιοριστικούς παράγοντες της δυναμικής της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα. Στο πλαίσιο αυτό συμπεριλήφθηκαν μεταβλητές που αντανακλούν την αβεβαιότητα των χρηματιστηριακών αγορών, τον πιστωτικό κίνδυνο, τις συνθήκες ρευστότητας στον τραπεζικό τομέα και τις αλληλεπιδράσεις από συναφή δυναμική συσχέτιση στις ΗΠΑ, τη Γερμανία και την Ιταλία.

Τα αποτελέσματα που παρουσιάστηκαν επιβεβαιώνουν τα ευρήματα εμπειρικών μελετών που αφορούν άλλες αγορές, δηλ. ότι η συσχέτιση μετοχών-ομολόγων συνδέεται αρνητικά με την αβεβαιότητα και υπόκειται σε επιδράσεις μετάδοσης. Συγκεκριμένα, η εξέταση των προσδιοριστικών παραγόντων των αρνητικών τιμών της συσχέτισης μετοχών-ομολόγων υποδηλώνει επιδράσεις στροφής προς την ποιότητα και δείχνει ότι η συσχέτιση αποτελεί κατάλληλη προσεγγιστική μεταβλητή για την αβεβαιότητα των αγορών. Αντιθέτως, τα ευρήματά μας υποδεικνύουν ότι η στροφή προς την ποιότητα ως αποτέλεσμα αυξημένου πιστωτικού κινδύνου δεν αντανακλάται στη συσχέτιση μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα.

Η παρούσα ανάλυση εξηγεί μέχρις ενός σημείου τη συσχέτιση μετοχών-ομολόγων: η δυναμική φύση της συσχέτισης και η επίδραση των μεταβαλλόμενων συνθηκών της αγοράς δεν μας επιτρέπουν να είμαστε βέβαιοι ότι οι προσδιοριστικοί παράγοντες που εντοπίζονται θα είναι σημαντικοί στο μέλλον – τα αποτελέσματα στις διάφορες υποπεριόδους είναι πολύ επισφαλή ώστε να εξαχθεί αυτό το συμπέρασμα. Ωστόσο, βασικός σκοπός της παρούσας ανάλυσης ήταν να εστιάσει στους παράγοντες που επηρεάζουν τα ασφάλιστρα που σχετίζονται με τις συνιστώσες κινδύνου. Ενδέχεται να υπάρχουν και αρκετές άλλες ερμηνευτικές μεταβλητές που πιθανώς να εξηγούν την εναπομένουσα διακύμανση στη συσχέτιση μετοχών-ομολόγων: μεταξύ αυτών, η υπάρχουσα εμπειρική βιβλιογραφία παραθέτει τα διάφορα μακροοικονομικά μεγέθη. Αν και η παρούσα ανάλυση έχει σκόπιμα περιοριστεί στις μεταβλητές που σχετίζονται με τον κίνδυνο, οι εκτιμήσεις μακροοικονομικής φύσεως σχετικά με τη συσχέτιση μετοχών-ομολόγων στην Ελλάδα θα αποτελούσαν ενδιαφέρον αντικείμενο μελλοντικής έρευνας.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

d'Addona, S. and A.H. Kind (2006), "International stock-bond correlations in a simple affine asset pricing model", *Journal of Banking and Finance*, 30(10), 2747-2765.

Alexopoulou, I., I. Bunda and A. Ferrando (2009), "Determinants of government bond spreads in new EU countries", ECB Working Paper no. 1093.

Baele L., A. Ferrando, P. Hördahl, E. Krylova and C. Monnet (2004), "Measuring European Financial Integration", *Oxford Review of Economic Policy*, 20(4), 509-530.

Baur, D. and B. Lucey (2009), "Flights and contagion- an empirical analysis of stock-bond correlations", *Journal of Financial Stability*, 5(4), 339-352.

Beber, A., M. Brandt and K. Kavajecz (2006), "Flight-to-quality or flight-to-liquidity? Evidence from the euro-area bond market", NBER Working Paper no. 12376.

Beirne, J., G. Caporale, M. Schulze-Ghattas and N. Spagnolo (2009), "Volatility spillovers and contagion from mature to emerging stock markets", ECB Working Paper no. 1113.

Bollerslev, T. (1990), "Modelling the coherence in short run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model", *Review of Economics and Statistics*, 72(3), 498-505.

Campbell, J. and J. Ammer (1993), "What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns", *The Journal of Finance*, 48(1), 3-37.

Cappiello, L., R. Engle and K. Sheppard (2003), "Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns", ECB Working Paper no. 204.

Centeno, M. and A.S. Mello (1999), "How integrated are the money market and the bank loans market within the European Union?", *Journal of International Money and Finance*, 18, 75-106.

Chiang, T.C., B.N. Jeon and H. Li (2007), "Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets", *Journal of International Money and Finance*, 26(7), 1206-1228.

Christensen, K. and M. Podolskij (2006), "Realized range-based estimation of integrated variance", *Journal of Econometrics*, 141(2), 323-349.

Connolly, R., S. Stivers and L. Sun (2005), "Stock market uncertainty and the stock-bond return relation", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(1), 161-194.

Connolly, R., S. Stivers and L. Sun (2007), "Commonality in the time-variation of stock-stock and stock-bond return comovements", *Journal of Financial Markets*, 10, 192-218.

Davies, A. (2006), "Testing for international equity market integration using regime switching cointegration techniques", *Review of Financial Economics*, 15, 305-321.

Ehrmann, M., M. Fratzscher and R. Rigobon (2005), "Stocks, Bonds, Money Markets and Exchange Rates: Measuring International Financial Transmission", NBER Working Paper no. 11166.

Elliott, G., T.J. Rothenberg and J.H. Stock (1996), "Efficient tests for an autoregressive unit root", *Econometrica*, 64, 813-836.

Engle, R. (2002) "Dynamic conditional correlation – a simple class of multivariate GARCH models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 17, 239-250.

Fama, E. and K. French (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.

Hakkio, C. and W. Keeton (2009), "Financial stress: what is it, how can it be measured and why does it matter?", *Economic Review*, 2nd quarter, 5-50.

Joshy, J. (2008), "Estimation and forecasting of stock volatility with range-based estimators", *Journal of Futures Markets*, 28(6), 561-581.

Krugman, P. (1991), "Increasing returns and economic geography", *Journal of Political Economy*, 99(3), 483-499.

Laloux, L., P. Cizeau, M. Potters and J.P. Bouchaud (2000), "Random matrix theory and financial correlations", *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 3(3), 391-397.

Lane, P. (2006), "Global Bond Portfolios and EMU", *International Journal of Central Banking*, 2(2), 1-23.

Sarno, L. and G. Valente (2005), "Modelling and forecasting stock returns: exploiting the futures market, regime shifts and international spillovers", *Journal of Applied Econometrics*, 20(3), 345-376.
Vo, X.V. (2009), "International financial integration in Asian bond markets", *Research in International Business and Finance*, 23(1), 90-106.
Yang, J., J. Kolari and P.W. Sutanto (2004), "On the stability of long-run relationships between emerging and US stock markets", *Journal of Multinational Financial Management*, 14, 233-248.
Yang, J., Y. Zhou and Z. Wang (2009), "The stock-bond correlation and macroeconomic conditions: one and a half centuries of evidence", *Journal of Banking and Finance*, 33, 670-680.

ΔΟΚΙΜΙΑ ΕΡΓΑΣΙΑΣ (ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ 2009 - ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ 2010)

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 μόνο στα αγγλικά (σε έντυπη μορφή, καθώς και στο δικτυακό τόπο της Τράπεζας της Ελλάδος www.bankofgreece.gr).

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Monetary Time Series of South-eastern Europe from the 1870 to 1914
(Νομισματικές χρονολογικές σειρές στη Νοτιοανατολική Ευρώπη από το 1970 μέχρι το 1914)

Δοκίμιο εργασίας No. 94
Members of the SEEMHN data collection task force

Η σύσταση της ομάδας εργασίας SEEMHN Data Collection Task Force είναι το αποτέλεσμα της κοινής προσπάθειας και της αγαστής συνεργασίας οικονομολόγων και στατιστικών από έξι χώρες της γεωγραφικής περιοχής της ΝΑ Ευρώπης με σκοπό τη συλλογή, διαχείριση, επεξεργασία και παρουσίαση για πρώτη φορά μιας συμπαγούς στατιστικής βάσης νομισματικών χρονολογικών σειρών για την περίοδο πριν από τον Πρώτο Παγκόσμιο Πόλεμο. Οι χώρες του δείγματος είναι η Αλβανία, η Αυστρία-Ουγγαρία, η Βουλγαρία, η Ελλάδα, η Ρουμανία και η Σερβία. Για κάθε μία από τις χώρες αυτές, η παρουσίαση των ιστορικών χρονοσειρών έπεται της ακριβούς περιγραφής του ιστορικού και θεσμικού πλαισίου σχεδιασμού και άσκησης της νομισματικής πολιτικής. Η στατιστική βάση δεδομένων περιέχει τέσσερις βασικές μεταβλητές: νομισματική κυκλοφορία, συνολικά διαθέσιμα, συναλλαγματικές ισοτιμίες και το προεξοφλητικό επιτόκιο της κεντρικής τράπεζας. Η συχνότητα είναι μηνιαία και η περίοδος δείγματος αναφέρεται στα χρόνια πριν το 1870 έως και το 1914. Για τη διευκόλυνση των μεταξύ χωρών συγκρίσεων η συγκεκριμένη βάση πληροί με επάρκεια τις βασικές ιδιότητες της τυποποίησης των ορισμών των μεταβλητών και της ομοιομορφίας στον τρόπο παρουσίασης των χρονοσειρών και των πηγών τους. Ο Michael Bordo προλογίζει επισημαίνοντας τη σημασία της ύπαρξης των σειρών αυτών και ο Matthias Morys συγκρίνει τις δομές και τα θεσμικά χαρακτηριστικά των εν λόγω οικονομιών δίδοντας έμφαση στον τρόπο άσκησης της νομισματικής πολιτικής.

Modelling distortionary taxation
(Μοντελοποίηση της στρεβλωτικής φορολογίας)

Δοκίμιο εργασίας No. 95
Panagiotis Chronis

Ο στόχος της εργασίας αυτής είναι η μεθοδολογική αντιμετώπιση του στρεβλωτικού φορολογικού συστήματος μέσα από το δημοσιονομικό εργαλείο των φόρων. Πιο συγκεκριμένα, ο όρος της στρεβλωτικής φορολογίας στα δημόσια οικονομικά, συνδέεται, από τη μία πλευρά με τις στρεβλώσεις της φορολογίας εισοδήματος, όπου μέσα από την αγορά εργασίας επηρεάζει τη συμπεριφορά των φορολογούμενων με τα φαινόμενα υποκατάστασης και εισοδήματος (income and substitution effect) (Stiglitz 1988, Atkinson and Stiglitz 1980), ή συνδέεται με την κινητικότητα των εργαζόμενων (Labor mobility) (Goodspeed 2002).

Από την άλλη πλευρά, ένα στρεβλωτικό φορολογικό σύστημα συνδέεται με τη "φορολογική συμμόρφωση" (tax compliance) (Andreony et al. 1998) και τη φοροδιαφυγή (tax evasion) (Allingham and Sandmo 1979, Clotfelter 1983, Feinstain 1991). Μεγαλύτερη φορολογική επιβάρυνση είναι πιθανό να συνδέεται με φαινόμενα φοροδιαφυγής και, κατά συνέπεια, όσο αυξάνει η φορολογική επιβάρυνση, τόσο μεγαλύτερες είναι οι φορολογικές συνέπειες των φόρων. Τα παραπάνω δεν είναι ανεξάρτητα από τις επιπτώσεις της φορολογίας (tax incidence), αφού αυτοί που επιβαρύνονται με τη φορολογία μπορούν να πληρώνουν λιγότερους φόρους φοροδιαφεύγοντας. Έτσι η επιλογή των φορολογικών συντελεστών συνδέεται με ένα αποτέλεσμα υποκατάστασης, ενθαρρύνοντας έτσι τη φοροδιαφυγή, και με ένα αποτέλεσμα εισο-

δήματος αποθαρρύνοντάς την (Yitzaki 1974, Clotfelter 1983).

Από τα παραπάνω εύκολα διακρίνεται η καθοριστική σημασία του φορολογικού συντελεστή σε ένα στρεβλωτικό φορολογικό σύστημα, καθώς επίσης και το γεγονός ότι συνδέεται με τη συμπεριφορά των φορολογούμενων και τα χαρακτηριστικά που αναφέρθηκαν παραπάνω (tax compliance - tax evasion - tax collection), που έχουν ως συνέπεια την πραγματοποίηση εσόδων μικρότερων από αυτά που θα αντιστοιχούσαν σε ένα μη στρεβλωτικό σύστημα, όπως αυτό του κεφαλικού φόρου.

Έχοντας υπόψη τα παραπάνω, είναι εύκολο να διαπιστώσει κανείς ότι η πλειοψηφία των μακροοικονομικών υποδειγμάτων χρησιμοποιούν το φορολογικό εργαλείο της δημοσιονομικής πολιτικής, είτε υποθέτοντας κεφαλικό φόρο είτε ένα αναλογικό φορολογικό σύστημα, γράφοντας δηλαδή τα φορολογικά έσοδα ως ένα ποσοστό του εισοδήματος.

Στην πρώτη περίπτωση, δηλαδή αυτή του κεφαλικού φόρου, η φορολογία θεωρείται εξωγενώς προσδιοριζόμενη και, κατά συνέπεια, αγνοεί τη δυναμική σχέση φόρων-εισοδήματος και της μεγέθυνσής του. Η δεύτερη περίπτωση, της αναλογικής φορολογίας, συνδέεται με την προσέγγιση του Ramsey, που συνηθίζεται στις μακροοικονομικές αναλύσεις για τη μελέτη της βέλτιστης οικονομικής πολιτικής σε ένα δυναμικό πλαίσιο όπου η απόκλιση από τον κεφαλικό φόρο επιτρέπει στην "καλοκάγαθη" (benevolent) κυβέρνηση να μην επιτυγχάνει τη βέλτιστη (first best) λύση και κατά συνέπεια να τοποθετείται η ανάλυση σε ένα στρεβλωτικό πλαίσιο.

Σχετικά με τα παραπάνω οι Golosov et al 2006, επιχειρηματολογούν ότι η μοντελοποίηση στο πλαίσιο της ανάλυσης του Ramsey καταλήγει από την πλευρά της κυβέρνησης στην "απομίμηση" ενός κεφαλικού φόρου και δεν είναι ξεκάθαρο γιατί το φορολογικό εργαλείο θα πρέπει να παίρνει μια συγκεκριμένη μορφή. Κατά συνέπεια, η προσέγγιση του Ramsey δεν παρέχει θεωρητική θεμελίωση της στρεβλωτικής φορολογίας, ενώ η ύπαρξη στρεβλώσεων είναι απλά μια υπόθεση καθώς αυτές προσδιορίζονται εξωγενώς από την ανάγκη της κυβέρνησης να χρηματοδοτήσει τις δαπάνες της με φόρους.

Γίνεται λοιπόν καταφανές, ότι η πεμπτουσία ενός στρεβλωτικού φορολογικού συστήματος δεν περιλαμβάνεται στην έννοια του κεφαλικού ή του αναλογικού φόρου. Ακόμη περισσότερο, η μοντελοποίηση της στρεβλωτικής φορολογίας, εισάγει στην ανάλυση μη γραμμικότητες που συνδέουν τη συμπεριφορά των φορολογούμενων με τα φορολογικά έσοδα, το φορολογικό συντελεστή, και τη σχέση του με το εισόδημα. Αποτέλεσμα των παραπάνω είναι η απώλεια των φορολογικών εσόδων.

Με την εργασία αυτή γίνεται μια προσπάθεια μεθοδολογικής προσέγγισης ενός στρεβλωτικού φορολογικού συστήματος που χρησιμοποιώντας αντίστοιχη θεωρία καταλήγει στο χτίσιμο/απόδειξη μιας συναρτησιακής μορφής (γενικού τύπου) που ενσωματώνει τις ιδιότητες και την οικονομική λογική που θα πρέπει να περιλαμβάνει μια συνάρτηση φορολογικών εσόδων στο πλαίσιο ενός στρεβλωτικού φορολογικού συστήματος.

Fertility determinants and economic uncertainty: an assessment using European panel data
(Προσδιοριστικοί παράγοντες γονιμότητας και οικονομική αβεβαιότητα: η ευρωπαϊκή πραγματικότητα)

Δοκίμιο εργασίας No. 96
George Hondroyiannis

Η μελέτη εξετάζει τους προσδιοριστικούς παράγοντες της γονιμότητας, χρησιμοποιώντας στατιστικά δεδομένα για είκοσι επτά ευρωπαϊκές χώρες. Στην εμπειρική ανάλυση υιοθετήθηκε η μέθοδος της συνολοκλήρωσης για να υπολογιστεί η γονιμότητα ως συνάρτηση

δημογραφικών και οικονομικών μεταβλητών. Η ανάλυση υποστηρίζει την άποψη ότι η μεταβλητότητα της γονιμότητας στην Ευρώπη εξηγείται από τις μεταβολές στη βρεφική θνησιμότητα, τη γυναικεία απασχόληση, το ποσοστό των γάμων, το ποσοστό γήρανσης του πληθυσμού, τον πραγματικό μισθό, το πραγματικό κατά κεφαλήν εισόδημα και την οικονομική αβεβαιότητα. Δύο μεγέθη, η μεταβλητότητα της παραγωγής και το ποσοστό ανεργίας, χρησιμοποιούνται ως δείκτες οικονομικής αβεβαιότητας για να εκτιμήσουν την αβεβαιότητα στις σύγχρονες ευρωπαϊκές οικονομίες.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης δείχνουν ότι μια μείωση της βρεφικής θνησιμότητας, η οποία μπορεί για παράδειγμα να οφείλεται στην πρόοδο της ιατρικής επιστήμης, οδηγεί σε μείωση του δείκτη γονιμότητας. Μια αύξηση του πραγματικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ οδηγεί σε μια αύξηση της γονιμότητας, δηλαδή υπάρχει ένα θετικό αποτέλεσμα εισοδήματος στη ζήτηση για παιδιά. Εντούτοις, μια αύξηση του πραγματικού μισθού έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση του κόστους ευκαιρίας των παιδιών και συνεπώς οδηγεί σε μείωση του δείκτη γονιμότητας. Αυτό δείχνει ότι υφίσταται ένα αρνητικό αποτέλεσμα υποκατάστασης, το οποίο ενισχύεται από την αύξηση της γυναικείας απασχόλησης. Συμπεραίνεται λοιπόν ότι το κόστος ευκαιρίας του χρόνου που αφιερώνεται στη φροντίδα των παιδιών αυξάνεται ως συνέπεια των υψηλότερων πραγματικών αμοιβών και της αυξανόμενης συμμετοχής των γυναικών στην αγορά εργασίας, με αποτέλεσμα τη μείωση του δείκτη γονιμότητας. Συγχρόνως, μια αύξηση του ποσοστού των γάμων έχει οδηγήσει σε αύξηση του δείκτη γονιμότητας με δεδομένο ότι τα παιδιά είναι ένα από τα σημαντικότερα οφέλη που έχει ένας άνδρας και μια γυναίκα από το γάμο.

Τέλος, τα εμπειρικά αποτελέσματα υποστηρίζουν την άποψη ότι η οικονομική αβεβαιότητα είναι ένας καθοριστικός παράγοντας της απόφασης για τεκνοποίηση, που ερμηνεύει σε μεγάλο βαθμό τη μείωση του δείκτη γονιμότητας στην Ευρώπη. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι σε οικονομίες με υψηλό κατά κεφαλήν πραγματικό εισόδημα μια αύξηση στη μεταβλητότητα της παραγωγής που συνδέεται με χαμηλές οικονομικές επιδόσεις οδηγεί σε μείωση του δείκτη γονιμότητας. Αντίθετα, σε οικονομίες με χαμηλό κατά κεφαλήν πραγματικό εισόδημα, μια αύξηση στη μεταβλητότητα της παραγωγής που συνδέεται με μια μείωση της οικονομικής δραστηριότητας ή μια αύξηση στην πραγματική οικονομική δραστηριότητα η οποία συνδέεται με μείωση της μεταβλητότητάς παραγωγής θα οδηγήσει σε μια πτώση του δείκτη γονιμότητας. Δεδομένου ότι τα παιδιά είναι μια μακροχρόνια υποχρέωση για τους ενήλικες, η υψηλή ανεργία, η οποία αυξάνει την αβεβαιότητα στην αγορά εργασίας, έχει ως αποτέλεσμα οι ενήλικες να αναβάλλουν τις αποφάσεις τους για τεκνοποίηση αφού δεν είναι σε θέση να εξασφαλίσουν το διαχρονικό τους εισόδημα.

Με βάση τα ανωτέρω εμπειρικά αποτελέσματα μπορούμε να εξαγάγουμε χρήσιμα συμπεράσματα για τις ευρωπαϊκές χώρες που χρησιμοποιήθηκαν στο δείγμα αφού σε όλες, τα τελευταία έτη, παρατηρείται μείωση του δείκτη γονιμότητας και αύξηση του δείκτη γήρανσης του πληθυσμού. Τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν την άποψη ότι οι μεταβολές στο δείκτη γονιμότητας που παρατηρούνται κατά τη διάρκεια των τελευταίων τριών δεκαετιών μπορούν να ερμηνευθούν επαρκώς από τη διακύμανση των δημογραφικών και των οικονομικών μεταβλητών. Επομένως, το μειούμενο μέγεθος του δείκτη γονιμότητας στις ευρωπαϊκές χώρες μπορεί να ερμηνευθεί από τη θετική επίδραση του χαμηλότερου ποσοστού της βρεφικής θνησιμότητας, την αρνητική επίπτωση του υψηλού κόστους ευκαιρίας των παιδιών, λόγω κυρίως της αυξανόμενης γυναικείας απασχόλησης, η οποία είναι μεγαλύτερη από τη θετική επίδραση του εισοδήματος στη ζήτηση για παιδιά. Τέλος, τα μειούμενα μεγέθη του δείκτη γονιμότητας μπορούν να αποδοθούν και στις αυξανόμενες οικονομικές αβεβαιότητες οι οποίες σχετίζονται με την μεταβλητότητα της παραγωγής και την ανεργία που είναι σημαντικά χαρακτηριστικά των σύγχρονων ευρωπαϊκών κοινωνιών που χαρακτηρίζονται από τη διεθνοποίηση και την παγκοσμιοποίηση.

Macroeconomic implications of alternative tax regimes: the case of Greece
(Μακροοικονομικές επιπτώσεις εναλλακτικών φορολογικών καθεστώτων: η περίπτωση της Ελλάδος)

Δοκίμιο εργασίας No. 97
Dimitris Papageorgiou

Το άρθρο αυτό εξετάζει τον τρόπο με τον οποίο μεταβολές στη σύνθεση των φόρων επηρεάζουν την οικονομική δραστηριότητα και την ευημερία στην Ελληνική οικονομία χρησιμοποιώντας ένα Δυναμικό Υπόδειγμα Γενικής Ισορροπίας. Αυτή είναι η πρώτη μελέτη η οποία εξετάζει τις επιπτώσεις των μεταβολών στη φορολογική πολιτική για την Ελληνική οικονομία στο πλαίσιο ενός Δυναμικού Υποδείγματος Γενικής Ισορροπίας.

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης δείχνουν ότι φορολογικές μεταρρυθμίσεις οι οποίες μειώνουν το φορολογικό συντελεστή του κεφαλαίου και αυξάνουν τους φορολογικούς συντελεστές της εργασίας και της κατανάλωσης προκειμένου η δημοσιονομική πολιτική να είναι διαχρονικά συνεπής, οδηγούν σε υψηλοτέρα επίπεδα εισοδήματος, επένδυσης και κατανάλωσης. Μια μείωση του φορολογικού συντελεστή της εργασίας συνοδευόμενη από μια αύξηση του φορολογικού συντελεστή της κατανάλωσης, οδηγεί σε υψηλοτέρα επίπεδα εισοδήματος, επένδυσης, και απασχόλησης. Τα αντίθετα αποτελέσματα παρατηρούνται όταν η μείωση του φορολογικού συντελεστή της εργασίας συνοδεύεται από μια αύξηση του κεφαλαίου. Φορολογικές μεταρρυθμίσεις οι οποίες μειώνουν το φορολογικό συντελεστή της κατανάλωσης και αυξάνουν τους φορολογικούς συντελεστές της εργασίας και του κεφαλαίου, έχουν αρνητικές επιπτώσεις στο εισόδημα, την επένδυση και την κατανάλωση της οικονομίας.

Επίσης, τα αποτελέσματα της ανάλυσης δείχνουν ότι αν ο στόχος της φορολογικής πολιτικής είναι να αυξήσει του ρυθμούς μεγέθυνσης της οικονομίας, τότε θα πρέπει να μειώσει το φορολογικό συντελεστή του κεφαλαίου και να αυξήσει το φορολογικό συντελεστή της κατανάλωσης. Αν ο στόχος της φορολογικής πολιτικής είναι να αυξήσει την ευημερία των νοικοκυριών, θα πρέπει να μειώσει το φορολογικό συντελεστή της εργασίας και να αυξήσει το φορολογικό συντελεστή της κατανάλωσης.

The Greek current account deficit: is it sustainable after all?
(Το έλλειμμα του ελληνικού ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών: είναι εν τέλει διατηρήσιμο;)

Δοκίμιο εργασίας No. 98
George A. Zombanakis, Constantinos Stylianou and Andreas S. Andreou

Σκοπός της εργασίας αυτής είναι η συμβολή στο ζήτημα της διατηρησιμότητος του ελλείμματος του ελληνικού ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών. Η ποικιλία των συμπερασμάτων τα οποία έχουν συναχθεί επί του συγκεκριμένου θέματος στην υπάρχουσα βιβλιογραφία οδηγεί στην ανάγκη χρησιμοποιήσεως της μεθόδου των Τεχνητών Νευρωνικών Δικτύων, ορισμένες ιδιότητες της οποίας την καθιστούν καταλληλότερη των κλασικών μεθόδων αναλύσεως για τη συγκεκριμένη περίπτωση. Το συμπέρασμα στο οποίο καταλήγει η ανάλυση αυτή είναι ότι, παρά το μέγεθός του, το έλλειμμα του ελληνικού ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών μπορεί να θεωρηθεί διατηρήσιμο. Το συμπέρασμα αυτό συνάγεται, λαμβανομένης υπ' όψιν της επιδράσεως ορισμένων εξωγενών παραγόντων την οποία έχει υποστεί η ελληνική οικονομία – ιδίως της αυξήσεως των τιμών του αργού πετρελαίου στις διεθνείς αγορές καθώς και των πληρωμών για εισαγωγές πλοίων οι οποίες αποσκοπούσαν στην κάλυψη της ζητήσεως για μεταφορικές υπηρεσίες – και η οποία είτε θεωρείται

παροδική είτε έχει επενδυτικό χαρακτήρα. Η αποκλιμάκωση της επιδράσεως αυτής, ιδίως σε εποχή διεθνούς χρηματοοικονομικής κρίσεως, αναμένεται να διευρύνει τα περιθώρια διατηρησιμότητος του ισοζυγίου και να μείωση το έλλειμμά του ακόμη και σε μονοψήφιο αριθμό σε όρους ποσοστού επί του ΑΕΠ. Οι περιορισμοί όμως οι οποίοι τίθενται στη λειτουργία της ελληνικής οικονομίας λόγω των ενδογενών διαρθρωτικών αδυναμιών της οι οποίες εκδηλώνονται μέσω της ελαστικότατος των εισαγωγών —χαμηλής ως προς τις τιμές και υψηλής ως προς το εισόδημα— της αδυναμίας υποκαταστάσεως των εισαγομένων από εγχωρίως παραγόμενα και των γνωστών προβλημάτων ανταγωνιστικότητος, προδικάζουν ότι οι πιέσεις επί του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών της χώρας θα ενταθούν κατά τα αμέσως προσεχή έτη. Το ενδεχόμενο αυτό, μετά την πάροδο της κρίσεως και την επιστροφή της διεθνούς αγοράς στην ομαλότητα, αναμένεται, όπως είναι φυσικό, παρά την απουσία απαιτήσεων χρηματοδοτήσεως του ελλείμματος, να επιφέρει δυσμενείς επιπτώσεις σε σημαντικά οικονομικά μεγέθη όπως ο ρυθμός αναπτύξεως και η απασχόληση.

Optimum currency areas, structural changes and the endogeneity of the OCA criteria: evidence from six new EU Member States
(Άριστες Νομισματικές Περιοχές (ΑΝΠ), διαρθρωτικές μεταβολές και η ενδογένεια των κριτηρίων των ΑΝΠ: η εμπειρία έξι νέων μελών της ΕΕ)

Δοκίμιο εργασίας No. 99
Dimitrios Sideris

Η παρούσα μελέτη έχει δύο επιδιώξεις. Η πρώτη είναι να εξετάσει το βαθμό σύγκλισης έξι νέων μελών της Ευρωπαϊκής Ένωσης με την ευρωζώνη, σε μια προσπάθεια να απαντήσει στο ερώτημα κατά πόσο αυτές οι χώρες είναι έτοιμες να υιοθετήσουν το ευρώ. Οι έξι χώρες είναι: η Βουλγαρία, η Ουγγαρία, η Πολωνία, η Ρουμανία και η Τσεχία, οι οποίες δεν έχουν υιοθετήσει ακόμη το ευρώ αλλά σχεδιάζουν να το κάνουν στο μέλλον, και η Σλοβακία που το υιοθέτησε μόλις τον Ιανουάριο του 2009. Η μελέτη ελέγχει αν αυτές οι χώρες αποτελούν μια Άριστη Νομισματική Περιοχή (ΑΝΠ) με την ευρωζώνη, χρησιμοποιώντας τη θεωρία της Γενικευμένης Ισοδυναμίας Αγοραστικής Δύναμης (ΓΙΑΠ). Η ΓΙΑΠ ελέγχει αν οι πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες μιας ομάδας χωρών ως προς μια χώρα βάσης, συγκλίνουν μακροχρόνια.

Η δεύτερη επιδίωξη της μελέτης είναι να ελέγξει αν η εισαγωγή του ευρώ στην ΕΕ και η απόφαση των έξι οικονομιών να προσπαθήσουν να συμμετάσχουν στην ευρωζώνη στο μέλλον, είχε κάποια θετική επίδραση στην πορεία τους προς την σύγκλιση. Το επιχείρημά μας είναι ότι η απόφαση για μελλοντική συμμετοχή στην νομισματική ένωση και οι πολιτικές ενέργειες που έχουν γίνει προς αυτή την κατεύθυνση έχουν ήδη προωθήσει την διαδικασία ολοκλήρωσης. Η ιδέα αυτή συνάδει με την θεωρία της ενδογένειας των ΑΝΠ, που υποστηρίζει ότι οικονομίες που μετέχουν σε μια νομισματική ένωση μπορεί να πληρούν τα κριτήρια της ΑΝΠ εκ των υστέρων ακόμη κι αν δεν τα πληρούν εκ των προτέρων.

Στο εμπειρικό τμήμα της μελέτης, ελέγχεται αρχικά αν οι χρονολογικές σειρές των συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι στάσιμες ή όχι και στη συνέχεια αν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ τους. Ο έλεγχος για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης εκτελείται για τρεις χρονικές περιόδους: ολόκληρη την περίοδο του δείγματος 1993.1-2007.12 και στις περιόδους πριν και μετά την εισαγωγή του ευρώ. Τα αποτελέσματα είναι θετικά για σχέση συνολοκλήρωσης —σχέση ΓΙΑΔ— των έξι χωρών με την ευρωζώνη για την περίοδο μετά την εισαγωγή του ευρώ. Δείχνουν ότι οι πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες παρουσίασαν

μεγαλύτερη σταθερότητα στη μετά ευρώ εποχή. Αυτό πιθανά οφείλεται σε μια σειρά παραγόντων όπως η αύξηση των εμπορικών συναλλαγών των έξι χωρών με την ΕΕ μετά τη θέσπιση του κοινού νομίσματος και η στροφή των συναλλαγματικών πολιτικών πολλών από αυτές τις χώρες σε συναλλαγματικά καθεστώτα που στόχευαν σε σχετική σταθερότητα απέναντι στο νέο νόμισμα.

Επίσης, αντίστοιχη ανάλυση γίνεται χρησιμοποιώντας και τις πραγματικές ισοτιμίες των νομισμάτων των χωρών ως προς το δολάριο. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης των ισοτιμιών για την περίοδο πριν την εισαγωγή του ευρώ. Τα αποτελέσματα πιθανά αντανακλούν την εξασθένηση του ρόλου του δολαρίου ως νόμισμα αναφοράς στις ευρωπαϊκές αγορές κατά την πρόσφατη —μετά το ευρώ— περίοδο και τη μεταβολή στις συναλλαγματικές πολιτικές των υπό εξέταση χωρών.

Συμπερασματικά, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η τάση εναρμόνισης των έξι χωρών με τη ευρωζώνη είναι έντονη τα τελευταία χρόνια πιθανά λόγω της εναρμόνισης των οικονομικών πολιτικών των έξι χωρών, τις θεσμικές αλλαγές που έχουν συντελεστεί σε αυτές τις χώρες, την αύξηση του εμπορίου με την ΕΕ που συνδέεται και με τον σημαντικό ρόλο του ευρώ στις ευρωπαϊκές αγορές. Συνεπώς, τα έξι νέα μέλη της ΕΕ είναι προς το παρόν εναρμονισμένα με τις χώρες της ευρωζώνης.

Revisiting the merger and acquisition performance of European banks
(Επανεξετάζοντας την επίδοση των συγχωνεύσεων και εξαγορών των ευρωπαϊκών τραπεζών)

Δοκίμιο εργασίας No. 100
Ioannis Asimakopoulos, Panayiotis P. Athanasoglou

Η μελέτη εξετάζει τη δημιουργία αξίας από τις συγχωνεύσεις και εξαγορές που πραγματοποιήθηκαν στο ευρωπαϊκό τραπεζικό σύστημα την περίοδο 1990-2004. Σε πρώτο στάδιο αναλύθηκαν οι αντιδράσεις στις τιμές των μετοχών των τραπεζών που συμμετείχαν σε συγχωνεύσεις και εξαγορές κατά την ημερομηνία της σχετικής ανακοίνωσης. Ακολούθως, εξετάστηκαν οι προσδιοριστικοί παράγοντες των αντιδράσεων αυτών. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, η πραγματοποίηση συγχωνεύσεων και εξαγορών δημιουργεί αξία για τις ευρωπαϊκές τράπεζες που ενεπλάκησαν σε αυτές καθώς, οι μέτοχοι των εξαγοραζόμενων τραπεζών επωφελήθηκαν από θετικές και στατιστικά σημαντικές υπερκανονικές αποδόσεις ενώ οι αντίστοιχες αποδόσεις για τους μετόχους των εξαγοραζουσών τραπεζών ήταν μεν αρνητικές όμως στατιστικά μη σημαντικές. Ειδικότερα για τους τελευταίους, η πραγματοποίηση εγχώριων συγχωνεύσεων και εξαγορών και ιδίως εκείνων μεταξύ τραπεζών με μετοχές εισηγμένες προς διαπραγμάτευση σε χρηματιστηριακή αγορά, είναι πιο επωφελείς από ότι οι διασυνοριακές ή οι συγχωνεύσεις και εξαγορές όπου οι μετοχές της εξαγοράζουσας τράπεζας δεν είναι εισηγμένες προς διαπραγμάτευση σε κάποια χρηματιστηριακή αγορά. Αντίθετα, οι μέτοχοι των εξαγοραζόμενων τραπεζών επωφελούνται από υπερκανονικές αποδόσεις σε όλες τις περιπτώσεις. Τέλος, παρόλο που η σχέση μεταξύ των υπερκανονικών αποδόσεων και των βασικών οικονομικών μεγεθών των τραπεζών είναι σχετικά αδύναμη, παρέχονται ενδείξεις ότι η εξαγορά μικρότερων σε μέγεθος, λιγότερο αποτελεσματικών και με διαφοροποιημένες πηγές εισοδήματος τραπεζών δημιουργεί αξία, ενώ αντίθετα η εξαγορά λιγότερο αποτελεσματικών, με χαμηλή ρευστότητα και υψηλό πιστωτικό κίνδυνο τραπεζών αποτελεί επιλογή η οποία δεν δημιουργεί αξία.

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 Φιλιππίδης 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, "Εξελίξεις 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.

Σαμπεθάι 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 συσταλτική 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.
Σαμπεθάι 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 ΙΙ (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, Συμιγιάννης 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.

ISSN: 1105 - 9729