

The robustness of Okun's law: Evidence from 15 EMU countries

N. Rigas¹, G. Blanas², G. Rigas¹

1. Department of Animal Production, TEI of Larissa, Circuital Road, GR-41110 Larissa, Greece, Tel:2410 684294 , e-mail: rigas@teilar.gr
2. Department of Business Administration, TEI of Larissa, Circuital Road, GR-41110 Larissa, Greece, Tel:2410 684204 , e-mail: blanas@teilar.gr

Abstract

The objective of this work is to analyse Okun's law for 15 EMU countries over the period 1960-2007. Based on 'first-difference' specification the results show that an inverse relationship between unemployment and output holds for 10 from 15 EMU countries. However, the quantitative values of Okun's coefficients for these countries are quite different, a result that is partially explained by regional disparities in productivity growth rates. These coefficients are lower than those initially estimated by Okun and others mainly for the U.S. economy.

Besides cross-country heterogeneity, the EMU data reveal strong evidence of structural change in the Okun relationship. Most countries experienced a smaller output loss associated with a given increase in unemployment in recent decades. This finding of varying estimates across both time and countries implies that any empiric rule, such as Okun's law, should be applied with caveat.

For 5 EMU countries Italy, Cyprus, Luxembourg, Malta and Slovenia it was not rendered possible to appreciate the relationship, since to no one of the two specifications was resulted significant coefficient for the variable ΔUN_t . For the countries Cyprus, Malta and Slovenia this it could be owed to the relatively short time period of sample.

The pairwise Granger causality tests, for VAR order $k=2$, showed that: the rate of unemployment Granger causes the LNGDP (logarithm of GDP) for the countries Spain and Finland ($UN \rightarrow LNGDP$) while for the countries Austria, France, Germany, Greece, Cyprus, Luxembourg, Portugal and Finland LNGDP Granger causes UN ($LNGDP \rightarrow UN$). Two ways Granger causality between the variables LNGDP and the rate of unemployment (UN) exists only for Finland.

Keywords: Okun's law, rate of unemployment, output, stationarity, cointegration, causality.

JEL classification: B23

Η ισχύς του νόμου του ΟΚΥΝ: Μία εμπειρική έρευνα για τις χώρες της ζώνης του Ευρώ

Ρήγας Ν.¹, Μπλάνας Γ², Ρήγας Γ.¹

1. ΤΕΙ ΛΑΡΙΣΣΑΣ - Τμήμα Ζωικής Παραγωγής - Εργαστήριο Αγροτικής Οικονομίας
rigas@teilar.gr
2. ΤΕΙ ΛΑΡΙΣΣΑΣ- Τμήμα Διοίκησης Επιχειρήσεων
blanas@teilar.gr

Περίληψη

Σκοπός αυτής της εργασίας ήταν να μελετήσει την ισχύ του νόμου του Okun στις 15 χώρες της ΕΕ που είναι ενταγμένες στην ΟΝΕ, κατά τη διάρκεια της χρονικής περιόδου 1960-2007. Με βάση τις προδιαγραφές του μοντέλου των "πρώτων διαφορών", τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχει μια αντίστροφη σχέση ανάμεσα στην ανεργία και το προϊόν της οικονομίας (ΑΕΠ) για τις 10 από τις 15 χώρες της ΟΝΕ. Εντούτοις, οι ποσοτικές τιμές των συντελεστών του Okun για τις χώρες αυτές είναι αρκετά διαφορετικές, ένα αποτέλεσμα που εξηγείται μερικώς από τις ανομοιοότητες (διαφορές) των χωρών στους ρυθμούς αύξησης της παραγωγικότητας. Οι συντελεστές αυτοί είναι χαμηλότεροι από εκείνους που εκτιμήθηκαν αρχικά από τον Okun και άλλους κυρίως για την οικονομία των ΗΠΑ.

Εκτός από την ετερογένεια μεταξύ των χωρών, τα στοιχεία αποκαλύπτουν ισχυρές ενδείξεις για διαρθρωτική μεταβολή στη σχέση του Okun. Οι διαπιστώσεις μας δείχνουν μια μικρότερη απώλεια στο προϊόν της οικονομίας συνδεδεμένη με μια δεδομένη αύξηση της ανεργίας στις πρόσφατες δεκαετίες για τις περισσότερες χώρες. Αυτή η διαπίστωση των διαφορικών εκτιμήσεων με την πάροδο του χρόνου και μεταξύ των χωρών συνεπάγεται ότι οποιοσδήποτε εμπειρικός κανόνας, όπως ο νόμος Okun, πρέπει να εφαρμόζεται με επιφύλαξη.

Για τις 5 χώρες της ζώνης Ιταλία, Κύπρο, Λουξεμβούργο, Μάλτα και Σλοβενία δεν κατέστη δυνατόν να εκτιμηθεί η σχέση, εφόσον σε καμία από τις δύο εξειδικεύσεις δεν προέκυπτε σημαντικός συντελεστής για τη μεταβλητή ΔUN_t . Για τις χώρες Κύπρο, Μάλτα και Σλοβενία αυτό μπορεί να οφείλεται στη σχετικά σύντομη χρονική περίοδο του δείγματος.

Οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger έδειξαν, για τάξη του υποδείγματος VAR $k=2$, ότι: η μεταβλητή UN προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNGDP για τις χώρες Ισπανία και Φινλανδία ($UN \rightarrow LNGDP$) ενώ για τις χώρες Αυστρία, Γαλλία, Γερμανία, Ελλάδα, Κύπρο, Λουξεμβούργο, Πορτογαλία και Φινλανδία η μεταβλητή LNGDP προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή UN ($LNGDP \rightarrow UN$). Αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο λογάριθμο του ΑΕΠ (LNGDP) και το ποσοστό ανεργίας (UN) υπάρχει μόνο για τη Φινλανδία και αυτό για $k=2$.

Λέξεις κλειδιά: Νόμος του Okun, ποσοστό ανεργίας, ΑΕΠ, στασιμότητα, συνολοκλήρωση, αιτιότητα.

Τυποποίηση JEL: B23

Εισαγωγή

Στα οικονομικά, ο νόμος του Okun, που πήρε το όνομα από τον οικονομολόγο [Arthur Okun](#) που πρότεινε τη σχέση το 1962, περιγράφει μια σχέση μεταξύ της μεταβολής στο ποσοστό ανεργίας και της διαφοράς μεταξύ του πραγματοποιούμενου και του δυνητικού πραγματικού ΑΕΠ (*between actual and potential real GDP*).

Η θεμελιώδης αντίστροφη σχέση μεταξύ του ποσοστού της ανεργίας και της αύξησης του πραγματικού προϊόντος της οικονομίας ήταν γνωστή στους οικονομολόγους για μεγάλο χρονικό διάστημα. Ο Okun (1962) τυποποίησε αυτή σε μια στατιστική σχέση, που δείχνει το βαθμό στον οποίο το ποσοστό της ανεργίας συσχετίζεται αρνητικά με την πραγματική αύξηση του προϊόντος της οικονομίας (ΑΕΠ).

Επεσήμανε επίσης ότι υπάρχουν και άλλοι ενδιάμεσοι παράγοντες που συνδέουν το ποσοστό ανεργίας και το πραγματικό προϊόν στην παραπάνω προσδιορισμένη σχέση. Για παράδειγμα, μια πτώση στο ποσοστό ανεργίας αναμένεται να προκαλέσει μια αύξηση στη συμμετοχή του εργατικού δύναμικού, τις ώρες εργασίας και την παραγωγικότητα, οδηγώντας έτσι σε μια αύξηση του πραγματικού προϊόντος. Χρησιμοποιώντας τα στοιχεία για το ΑΕΠ των ΗΠΑ, ο Okun έδειξε ότι για κάθε ποσοστιαία μονάδα που μειώνεται (αυξάνεται) το ποσοστό της ανεργίας παραπάνω από το φυσικό ποσοστό ανεργίας, το πραγματικό προϊόν αυξάνεται (μειώνεται) σχεδόν τρία τοις εκατό το χρόνο.

Όπως προτάθηκε από τον Okun (1970), υπάρχουν δύο κατηγορίες εξειδίκευσης του νόμου του Okun: Το υπόδειγμα των πρώτων διαφορών (*first-difference model*) και το υπόδειγμα του «χάσματος» (*"gap" model*).

Σύμφωνα με το υπόδειγμα των πρώτων διαφορών, η σχέση μεταξύ του φυσικού λογαρίθμου του παρατηρηθέντος πραγματικού προϊόντος της οικονομίας (*real output*) (y_t) και του παρατηρηθέντος ποσοστού ανεργίας (u_t) δίνεται από τη σχέση:

$$(y_t - y_{t-1}) = a + b(u_t - u_{t-1}) + e_t \quad (1)$$

όπου a είναι ο σταθερός όρος, b είναι ο συντελεστής του Okun και e ο διαταρακτικός όρος. Για να είναι σωστή η παραπάνω εξειδίκευση θα πρέπει να ισχύει μία από τις δύο συνθήκες: πρώτον, οι χρονοσειρές μέσα στις παρενθέσεις θα πρέπει να είναι στάσιμες και δεύτερον, εάν οι χρονοσειρές δεν είναι στάσιμες θα πρέπει να συνολοκληρώνονται για να αποφευχθούν κίβδηλες παλλινδρομήσεις. Η παραδοσιακή προσέγγιση για τον έλεγχο στασιμότητας και συνολοκλήρωσης είναι ο έλεγχος των Dickey-Fuller.

Από την πλευρά του υποδείγματος του «χάσματος» (*"gap" model*), η εξειδίκευση δίνεται από τη σχέση

$$(y_t - y_t^*) = a + b(u_t - u_t^*) \quad (2)$$

όπου y^* αντιπροσωπεύει το λογάριθμο του δυνητικού προϊόντος της οικονομίας (*potential output*), u^* είναι το φυσικό ποσοστό της ανεργίας (*NAIRU*) και τα άλλα σύμβολα έχουν την ίδια ερμηνεία όπως στην εξίσωση (1). Στη δεύτερη αυτή εξειδίκευση, το αριστερό μέρος αντιπροσωπεύει το χάσμα προϊόντος της οικονομίας (*output gap*), ενώ το $(u_t - u_t^*)$ αποδίδει το χάσμα ανεργίας (*unemployment gap*). Με άλλα λόγια, η διαφορά μεταξύ του παρατηρηθέντος και του δυνητικού πραγματικού ΑΕΠ αποδίδει το κυκλικό επίπεδο του προϊόντος της οικονομίας. Κατά την ίδια έννοια, η διαφορά μεταξύ του παρατηρηθέντος και του φυσικού ποσοστού ανεργίας αντιπροσωπεύει το κυκλικό ποσοστό της ανεργίας. Είναι

προφανές λοιπόν ότι οι συνθήκες στασιμότητας ή συνολοκλήρωσης αυτών των χασμάτων θα πρέπει να πληρούνται.

Όπως αναφέρεται από τους Harris και Silverstone (2001), ο νόμος του Okun είναι σημαντικός τόσο για θεωρητικούς όσο και για εμπειρικούς λόγους. Από θεωρητική άποψη, ο νόμος του Okun, ο οποίος είναι ριζωμένος στον παλιό και νέο Κευνσιανισμό, είναι, μαζί με την καμπύλη του Phillips, ένα στοιχείο κλειδί για την παραγωγή της καμπύλης της συνολικής προσφοράς. Η απλή λογική πίσω από αυτό είναι ότι οι μεταβολές στη συνολική ζήτηση θα επιφέρουν μεταβολές στο πραγματικό ΑΕΠ και στην απασχόληση και, επομένως, μεταβολές στην ανεργία. Από εμπειρική άποψη, ο συντελεστής του Okun είναι μία χρήσιμη «εμπειροτεχνική μέθοδος» για πρόβλεψεις και χάραξη πολιτικής (Harris και Silverstone, 2001).

Στις τελευταίες δύο δεκαετίες ένας μεγάλος αριθμός εμπειρικών μελετών έχει ερευνήσει την ισχύ αυτού του νόμου (για μια γρήγορη αναφορά, δείτε Adanu, το 2005) με συμπεράσματα, τα οποία στο σύνολο τους, τείνουν να την υποστηρίξουν. Παρ' όλα αυτά, έχει αποδειχθεί ότι η απόλυτη τιμή του εκτιμημένου συντελεστή του Okun, που αρχικά θεωρείτο να είναι περίπου τρία - μια αύξηση της ανεργίας κατά μία ποσοστιαία μονάδα επάνω από το φυσικό ποσοστό της μειώνει το ΑΕΠ κατά τρεις ποσοστιαίες μονάδες-, όχι μόνο ποικίλλει πολύ σε σχέση με το χρόνο και τα υπό εξέταση τοπικά δείγματα (Perman και Tavera, 2004), αλλά τείνει να είναι ακόμη αρκετά κάτω από το τρία. Οι μεταβολές σε παράγοντες όπως το μέγεθος του εργατικού δυναμικού, η παραγωγικότητα και οι εβδομαδιαίες ώρες εργασίας τείνουν να επηρεάζουν την τιμή του συντελεστή του Okun. Επιπλέον, είναι επίσης σημαντικό να σημειωθεί ότι, κατά γενική ομολογία, οι τιμές αυτού του συντελεστή αλλάζουν, εξαρτώμενες από την εξειδίκευση του υποδείγματος για την εφαρμογή του νόμου του Okun και τη μέθοδο εκτίμησης που χρησιμοποιείται.

Ακόμη και στα οικονομικά εγχειρίδια π.χ. Blanchard (1999) [pp.170] η σταθερότητα του συντελεστή Okun υποτίθεται ότι μειώνεται με την πάροδο του χρόνου. Ο συγγραφέας υποστηρίζει ότι κατά την τρέχουσα περίοδο βρισκόμαστε αντιμέτωποι με ισχυρότερες επιδράσεις στην ανεργία σαν αποτέλεσμα των μεταβολών στην κοινωνική οικονομία. Οι λόγοι για αυτό είναι ο ισχυρότερος διεθνής ανταγωνισμός, η λιγότερη νομική προστασία των εργαζομένων και γενικά το μικρότερο κόστος εργασιακών μεταβολών που οδηγούν τις εταιρίες στη μείωση του πλεονάζοντος προσωπικού. Στην εργασία του Moosa (1997) εκτιμώνται οι συντελεστές του Okun για 7 χώρες του ΟΟΣΑ και η σταθερότητα ελέγχεται με τη βοήθεια της ``κυλιόμενης`` μεθόδου OLS και του ελέγχου του Chow για σημεία διαρθρωτικών αλλαγών (Chow break point test). Για τη Γερμανία και τη Γαλλία συμπεραίνει μια σημαντική πτώση του συντελεστή του Okun. Ο Weber (1995) εκτίμησε το συντελεστή του Okun για την οικονομία των ΗΠΑ και ήλεγξε εάν η σχέση ανεργία-ΑΕΠ έχει αλλάξει το 1973, με αποτέλεσμα καμία ένδειξη για ένα διαρθρωτικό ρήγμα το 1973 να μην μπορεί να υποστηριχθεί από τα στοιχεία. Επιπλέον ο συγγραφέας παρέχει μια συνοπτική επισκόπηση στις προηγούμενες εκτιμήσεις του νόμου του Okun.

Πρόσφατες πρόοδοι στην κατανόηση της λειτουργίας των θεσμών της ευρωπαϊκής αγοράς εργασίας αποτέλεσαν το κίνητρο για τον Jim Lee (2000) να εξετάσει αν ο νόμος του Okun συνεχίζει να παραμένει έγκυρος στο σύγχρονο οικονομικό περιβάλλον. Συμπαίρανε ότι ο νόμος του Okun ισχύει στατιστικά για τις περισσότερες χώρες και ότι οι εκτιμήσεις δεν είναι ομοιόμορφες. Διαπίστωσε ότι εκτός από την ετερογένεια του συντελεστή μεταξύ των χωρών του ΟΟΣΑ, τα στοιχεία αποκαλύπτουν ισχυρές διαπιστώσεις για διαρθρωτική αλλαγή στη σχέση του Okun. Η εμπειρία των περισσότερων χωρών δείχνει μια μικρότερη απώλεια στο προϊόν της οικονομίας συνδεδεμένη με μια δεδομένη αύξηση της ανεργίας στις πρόσφατες δεκαετίες. Αυτή η

διαπίστωση των διαφορετικών εκτιμήσεων με την πάροδο του χρόνου και μεταξύ των χωρών συνεπάγεται ότι οποιοσδήποτε εμπειρικός κανόνας, όπως ο νόμος Okun, πρέπει να εφαρμόζεται με επιφύλαξη. Προσθετική σε αυτή την αβεβαιότητα είναι η ευαισθησία των εμπειρικών αποτελεσμάτων στον τρόπο που κατασκευάζονται τα στοιχεία που μας ενδιαφέρουν.

Η εμπειρική μελέτη του νόμου του Okun έχει πράγματι ανθίσει από τη δημοσίευση της εργασίας του Prachowny (1993) και μετά. Το μεγαλύτερο μέρος των μελετών ασχολείται μόνο με στοιχεία σε εθνικό επίπεδο. Τα τελευταία χρόνια μερικές μελέτες έχουν προσπαθήσει να μελετήσουν τη δυναμική του προϊόντος της οικονομίας και της αγοράς εργασίας με την εισαγωγή μιας περιφερειακής διάστασης στην ανάλυση της σχέσης μεταξύ της απόδοσης της οικονομίας και της ανεργίας (Freeman, 2000; Christopoulos, 2004; Adanu, 2005; José Villaverde and Adolfo Maza, 2007).

Δεδομένα και Μεθοδολογία

Δεδομένα

Αυτή η μελέτη χρησιμοποιεί στοιχεία όσον αφορά το δείκτη ανεργίας και το πραγματικό ΑΕΠ από τις 15 χώρες της ζώνης του Ευρώ για να εκτιμήσει τους συντελεστές του Okun για κάθε μία από αυτές με τη μέθοδο των πρώτων διαφορών. Η μορφή των πρώτων διαφορών, όπως υιοθετείται από τον Mankiw (1994), μεταξύ άλλων, αντιπροσωπεύει έναν κατάλληλο τρόπο να επιτευχθεί στασιμότητα στα δεδομένα που περιέχουν μια μοναδιαία ρίζα. Πηγή των στοιχείων είναι η στατιστική υπηρεσία της ΕΕ. Όλες οι σειρές είναι ετήσιες και εκτείνονται 48 έτη (1960–2007), εκτός αυτών της Κύπρου, της Μάλτας και της Σλοβενίας. Ο Okun χρησιμοποίησε το Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν (GNP) στην αρχική του εργασία. Εντούτοις, πολλοί συγγραφείς από τότε έχουν παραγάγει εκτιμητές του συντελεστή του Okun χρησιμοποιώντας το πραγματικό Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (GDP) (Harris and Silverstone, 2001 και Moosa, 1997) και άλλα μέτρα του προϊόντος της οικονομίας, συμπεριλαμβανομένων του προϊόντος χωρίς τον αγροτικό τομέα (non farm business sector output) (Prachowny, 1993), και του ακαθάριστου περιφερειακού προϊόντος (gross state product) (freeman, 2000 και José Villaverde and Adolfo Maza, 2007). Ο Walsh (1999) διαπίστωσε όμως ότι οι εκτιμητές του συντελεστή του Okun τείνουν να είναι ευαίσθητοι επίσης στην επιλογή των στοιχείων του πραγματικού προϊόντος.

Στο παράρτημα δίνονται τα διαγράμματα των πρώτων διαφορών του ποσοστού της ανεργίας και των πρώτων διαφορών του λογαρίθμου του πραγματικού ΑΕΠ για τις 15 χώρες της ζώνης του Ευρώ. Η αντίστροφη σχέση μεταξύ των πρώτων διαφορών του λογαρίθμου του πραγματικού ΑΕΠ και των πρώτων διαφορών του ποσοστού της ανεργίας είναι πολύ προφανής από αυτά τα διαγράμματα. Αν και υπάρχουν διαφορές στα διαγράμματα των διαφόρων χωρών, η πετρελαική κρίση το 1973 και οι σημαντικότερες υφέσεις (1981–82 και 1991) είναι σαφείς σε όλες τους.

Μεθοδολογία

Όπως προτάθηκε από τον Okun (1970), υπάρχουν δύο κατηγορίες εξειδίκευσης του νόμου του Okun: Το μοντέλο των πρώτων διαφορών (first-difference model) και το μοντέλο του «χάσματος» ("gap" model).

Σύμφωνα με το μοντέλο των πρώτων διαφορών, η σχέση μεταξύ του φυσικού λογαρίθμου της παρατηρηθείσας πραγματικής απόδοσης της οικονομίας (real output) (y_t) και του παρατηρηθέντος ποσοστού ανεργίας (u_t) δίνεται από τη σχέση:

$$(y_t - y_{t-1}) = a + b(u_t - u_{t-1}) + e_t \quad (3)$$

όπου a είναι ο σταθερός όρος, b είναι ο συντελεστής του Okun και e ο διαταρακτικός όρος. Για να είναι σωστή η παραπάνω εξειδίκευση θα πρέπει να ισχύει μία από τις δύο συνθήκες: πρώτον, οι χρονοσειρές μέσα στις παρενθέσεις θα πρέπει να είναι στάσιμες ή δεύτερον, εάν οι χρονοσειρές δεν είναι στάσιμες θα πρέπει να συνοκλήρυνονται για να αποφευχθούν κίβδηλες παλλινδρομήσεις. Η παραδοσιακή προσέγγιση για τον έλεγχο στασιμότητας και συνοκλήρωσης είναι ο έλεγχος των Dickey-Fuller.

Για τη μη στασιμότητα αναλύσαμε την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών στις δύο μεταβλητές που εξετάσαμε. Για κάθε μεταβλητή υποθέσαμε ότι η έλλειψη της στασιμότητας προέρχεται από την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στην αυτοπαλίνδρομη μορφή της. Ο επαυξημένος έλεγχος των Dickey - Fuller (ADF) (1981), χρησιμοποιείθηκε για να ανιχνεύσει τη μοναδιαία ρίζα σε κάθε μεταβλητή του συστήματος. Οι τρεις τύποι των υποδειγμάτων που χρησιμοποιήθηκαν για κάθε μεταβλητή είναι οι παρακάτω:

$$\Delta X_t = \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (4)$$

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (5)$$

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_{1t} + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (6)$$

όπου:

$i=1,2,3,\dots,\rho$ ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων,
 $\delta_0, \delta_1, \delta_2$ και β_i είναι οι παράμετροι, και t η χρονική τάση.

Οι υποθέσεις που έχουμε για τα τρία παραπάνω υποδείγματα (4,5 και 6) είναι οι εξής:

$H_0: \delta_2=0$ (η σειρά X_t περιέχει μια μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη-στάσιμη)

$H_a: \delta_2 < 0$ (δεν ισχύει η H_0).

Οι υποθέσεις αυτές ελέγχθηκαν με το στατιστικό t χρησιμοποιώντας και τις κρίσιμες τιμές του MacKinnon (1991) από τον πίνακα των Dickey - Fuller (1976). Ο έλεγχος είναι ίδιος με τον απλό έλεγχο των Dickey - Fuller (DF) και διαφέρει μόνο η εξίσωση της παλινδρόμησης η οποία έχει επαυξηθεί με τις υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής. Οι Dickey - Fuller έχουν δείξει ότι η ασυμπτωτική κατανομή του στατιστικού t για τον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας είναι ανεξάρτητος από τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής. Αυτό που επηρεάζει τις τιμές της κατανομής t είναι η παρουσία ή όχι των προσδιοριστικών όρων όπως είναι η σταθερά και η τάση.

Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων θα πρέπει να είναι τέτοιος ώστε να μην υπάρχουν αυτοσυσχετιζόμενα κατάλοιπα. Για τον προσδιορισμό του κατάλληλου αριθμού των χρονικών υστερήσεων m χρησιμοποιήθηκε ο έλεγχος των Breusch - Godfrey ή αλλιώς το στατιστικό κριτήριο του Lagrange Multiplier (LM), Breusch (1978) και Godfrey (1978). Επιπλέον για την επιλογή του υποδείγματος, δηλαδή για τον καθορισμό του αριθμού των χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιήθηκαν τα κριτήρια των Akaike (AIC) (1973) και Schwartz (SCH) (1978).

Διαπιστώθηκε ότι οι δύο μεταβλητές ($y_t = \text{LN}GTP$ και $u_t = \text{UN}_t$) είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές και ελέγχθηκε αν αυτές είναι συνοκλήρωμένες στα επίπεδα. Για τον έλεγχο της συνοκλήρωσης χρησιμοποιήθηκαν και οι δύο βασικές μέθοδοι: Η μέθοδος των Engle-Granger (1987) και η μέθοδος του

Johansen (1988). Η πρώτη αναφέρεται στις μεθόδους της μίας εξίσωσης και βασίζεται στην εκτίμηση των ελαχίστων τετραγώνων και η δεύτερη σε σύστημα εξισώσεων η οποία βασίζεται στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας. Στην πρώτη κατηγορία έχουμε τους ελέγχους συνολοκλήρωσης με δύο μεταβλητές και τους ελέγχους με περισσότερες από δύο μεταβλητές. Στη δεύτερη κατηγορία έχουμε τους ελέγχους που στηρίζονται στη μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων, όπου μπορούμε να προσδιορίσουμε το μέγιστο αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης που μπορούν να έχουν οι μεταβλητές του υποδείγματος που εξετάζουμε, πράγμα που δεν μπορούμε να κάνουμε με την πρώτη κατηγορία της μίας εξίσωσης. Η πιο διαδεδομένη μέθοδος από την κατηγορία αυτή είναι η μέθοδος του Johansen (1988).

Τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (υποδείγματα VAR) αποτελούν ένα σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και καθεμία από αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος. Ο αριθμός των προηγούμενων τιμών (υστερήσεων) προσδιορίζεται από το ίδιο το σύστημα. Ο έλεγχος της τάξης των υποδειγμάτων VAR έγινε με τα γνωστά κριτήρια του λόγου πιθανοφανειών (LR) και των κριτηρίων των Akaike (1973), Schwartz (1978) και HQ (1979).

Το υπόδειγμα VAR που χρησιμοποιήθηκε είχε δύο υστερήσεις για κάθε ενδογενή μεταβλητή και στην αναλυτική του μορφή για κάθε χώρα της ζώνης του Ευρώ ήταν το εξής:

$$\text{LNGTP}_t = a_{10} + a_{11}\text{UN}_{t-1} + a_{12}\text{UN}_{t-2} + b_{11}\text{LNGTP}_{t-1} + b_{12}\text{LNGTP}_{t-2} + u_{1t} \quad (7)$$

$$\text{UN}_t = a_{20} + a_{21}\text{UN}_{t-1} + a_{22}\text{UN}_{t-2} + b_{21}\text{LNGTP}_{t-1} + b_{22}\text{LNGTP}_{t-2} + u_{2t} \quad (8)$$

Τέλος, μετά τον προσδιορισμό του υποδείγματος VAR για κάθε χώρα πραγματοποιήθηκε ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger. Ο έλεγχος αυτός βασίζεται στο συλλογισμό ότι το μέλλον δεν μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν. Στην πράξη, οι έλεγχοι για την ύπαρξη αιτιότητας γίνονται με τη χρήση των υποδειγμάτων VAR. Δηλαδή, για να αιτιάζει μία μεταβλητή X μία άλλη Y θα πρέπει οι συντελεστές όλων των χρονικών υστερήσεων της X στην εξίσωση της Y να διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν, ενώ οι συντελεστές των χρονικών υστερήσεων της Y στην εξίσωση της X να μη διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν. Ο έλεγχος αυτός έγινε με το κριτήριο της κατανομής F του Wald (1940) για την σημαντικότητα των συνόλων των συντελεστών των χρονικών υστερήσεων των αντίστοιχων μεταβλητών. Σε υποδείγματα της Οικονομετρίας η σχέση αιτίας-αιτιατού (αιτιότητα) είναι δεδομένη εκ των προτέρων (a priori).

Αποτελέσματα και συζήτηση

Για να εφαρμόσει η ανάλυση της παλινδρόμησης στις χρονολογικές σειρές των πρώτων διαφορών του λογαρίθμου του ΑΕΠ επί 100 ($(\text{LNGDP} \cdot 100)_t = y_t$) και του ποσοστού ανεργίας (u_t) για την εκτίμηση του συντελεστή του Okun θα πρέπει αυτές να είναι στάσιμες ή αν δεν είναι στάσιμες θα πρέπει να συνολοκληρώνονται. Πριν από την παλινδρόμηση των πρώτων διαφορών ($y_t - y_{t-1}$) (για κάθε χώρα) επάνω στις πρώτες διαφορές του ποσοστού ανεργίας ($u_t - u_{t-1}$) έγιναν οι έλεγχοι για τη στασιμότητα και τη συνολοκλήρωση αυτών προκειμένου να αποφευχθούν κίβδηλες παλινδρομήσεις.

Σύμφωνα με τους Granger and Newbold (1974) όταν σε μια παλινδρόμηση η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού είναι υψηλή και η τιμή της στατιστικής Durbin-Watson είναι χαμηλή, και ιδιαίτερα όταν $R^2 > D-W$ είναι πολύ πιθανόν η παλινδρόμηση να μην είναι πραγματική αλλά φαινομενική. Σ' αυτή

την περίπτωση, είναι προτιμότερο να εκτιμάται η σχέση ανάμεσα στις πρώτες διαφορές και όχι στα επίπεδα των μεταβλητών. Ο λόγος που συνιστάται η χρησιμοποίηση των πρώτων διαφορών είναι ότι πολλές οικονομικές μεταβλητές έχουν τα χαρακτηριστικά τυχαίας διαδρομής. Η χρησιμοποίηση, επομένως των πρώτων διαφορών τις καθιστά στάσιμες.

Οι έλεγχοι στασιμότητας των μεταβλητών έγιναν με τις γραφικές παραστάσεις και τη μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών.

Για κάθε χώρα, από το διάγραμμα που δείχνει την πορεία του ΑΕΠ για την περίοδο 1960 έως το 2007, παρατηρήθηκε ότι η αντίστοιχη χρονολογική σειρά είναι μη στάσιμη επειδή παρουσιάζει έντονα ανοδική πορεία. Από το διάγραμμα που δείχνει την πορεία του λογαρίθμου του ΑΕΠ για την περίοδο 1960 έως το 2007, παρατηρήθηκε ότι η αντίστοιχη χρονολογική σειρά παρουσιάζει ελαφρά ανοδική πορεία αλλά ενδέχεται όμως να είναι και στάσιμη, επειδή εκφράζει το λογάριθμο του ΑΕΠ. Από το διάγραμμα που δείχνει την πορεία του ποσοστού ανεργίας για την περίοδο 1960 μέχρι το 2007, παρατηρήθηκε ότι η πορεία αυτή δεν είναι τόσο ομαλή. Υπάρχουν έντονες διακυμάνσεις κατά διαστήματα και διαστήματα με έντονη ανοδική ή καθοδική πορεία. Η χρονολογική αυτή σειρά είναι μάλλον μη στάσιμη για την πλειονότητα των χωρών.

Η χρησιμοποίηση του λογαρίθμου του ΑΕΠ αντί του ΑΕΠ για την εκτίμηση της σχέσης του Okun δικαιολογείται ως εξής:

Μία συνηθισμένη διαδικασία που γίνεται για να μετατραπούν οι ανοδικές τάσεις των μεταβλητών σε σταθερές είναι να δημιουργηθεί η ποσοστιαία μεταβολή των μεταβλητών αυτών (Κάτος, 2004):

$$x_t = (X_t - X_{t-1}) / X_{t-1} \approx \text{LN}(X_t / X_{t-1}) \quad (9)$$

Πολλές φορές εκφράζονται τα δεδομένα των μεταβλητών σε λογαρίθμους για να μπορέσει να συμπεριληφθεί η πολλαπλασιαστική επίδραση των μεταβλητών (Dritsaki et. al., 2004). Επίσης ο λογαριθμικός μετασχηματισμός μπορεί να αποδώσει στάσιμες χρονικές σειρές (Box and Jenkins, 1976).

Σύμφωνα με τα παραπάνω ισχύει για το ΑΕΠ (GTP):

$$\begin{aligned} \Delta \text{LN}GTP_t &= \text{LN}GTP_t - \text{LN}GTP_{t-1} = \text{LN}(GTP_t / GTP_{t-1}) \approx \\ &\approx (GTP_t - GTP_{t-1}) / GTP_{t-1} \end{aligned} \quad (10)$$

όπου: $\text{LN}GTP_t$ = Ο φυσικός λογάριθμος του ΑΕΠ και t = ο χρόνος.

Για κάθε χώρα παρουσιάζονται στη συνέχεια στο Παράρτημα τα διαγράμματα των πρώτων διαφορών του λογαρίθμου του ΑΕΠ ($\Delta \text{LN}GTP_t = \text{LN}GTP_t - \text{LN}GTP_{t-1}$) και του ποσοστού ανεργίας ($\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$) για τη χρονική περίοδο 1960-2007.

Οι πρώτες διαφορές και των δύο μεταβλητών παρουσιάζουν μεγάλες διακυμάνσεις κατά τη χρονική περίοδο της μελέτης. Οι ταυτόχρονες διακυμάνσεις στις τιμές των πρώτων διαφορών κατά την αντίθετη κατεύθυνση για τις περισσότερες χώρες ισχυροποιούν τον ισχυρισμό για την ισχύ του νόμου του Okun στην οικονομία των χωρών αυτών. Επιπλέον η διαφοροποίηση στο μέγεθος της διακύμανσης των δύο μεταβλητών από μία χρονική στιγμή και μετά οδηγούν στη σκέψη να ερευνηθεί η ύπαρξη διαρθρωτικών μεταβολών (structural breaks) στο συντελεστή του Okun.

Στον έλεγχο για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιήθηκαν για την επιλογή των χρονικών υστερήσεων τα παρακάτω κριτήρια: Ο συντελεστής πολλαπλού προσδιορισμού διορθωμένος ως προς τους βαθμούς ελευθερίας (adj-R^2), τα κριτήρια των Akaike (1973) (AIC) και Schwartz (1978) (SBC), το κριτήριο της μεγιστοποίησης της λογαριθμικής πιθανοφάνειας καθώς και το κριτήριο

των Hannan and Quinn (1979) (HQ). Για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα u_t χρησιμοποιήθηκε ο έλεγχος των Breusch - Godfrey ή αλλιώς ο έλεγχος του πολλαπλασιαστή του Lagrange (LM) που ταυτόχρονα επανελέγχει και την επιλογή των χρονικών υστερήσεων. Στους πίνακες αναφέρονται μόνον τα κριτήρια των Akaike(1973) (AIC) και Schwartz (1978) (SBC).

Στον πίνακα 8.1 παρουσιάζονται οι κρίσιμες τιμές για τις χρονικές υστερήσεις $p = 0$ και για τις τρεις μορφές των εξισώσεων 4, 5 και 6 για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10%. Εδώ θα πρέπει να αναφερθεί ότι για περιπτώσεις όπου ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων είναι μεγαλύτερος του $p = 0$ οι κρίσιμες τιμές στον πίνακα 1 διαφοροποιούνται ελάχιστα.

Πίνακα 1: Κρίσιμες τιμές του MacKinnon από τον πίνακα των Dickey-Fuller για τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας

Μορφές Εξισώσεων	Επίπεδο Σημαντικότητας		
	1%	5%	10%
Χωρίς σταθερά χωρίς τάση	-2,62	-1,95	-1,61
Με σταθερά χωρίς τάση	-3,58	-2,93	-2,60
Με σταθερά με τάση	-4,15	-3,50	-3,18

Στον Πίνακα 2 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του λογαρίθμου του ΑΕΠ και στον Πίνακα 3 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του ποσοστού της ανεργίας για τις χώρες της ζώνης του Ευρώ.

Πίνακας 2 Έλεγχος μοναδιαίων ριζών για LNGDP με τους ελέγχους Dickey-Fuller

Χώρα	Επίπεδα*					
	DF/ADF	Μορφή	Υστ/σεις	DF/ADF	Μορφή	Υστ/σεις
Αυστρία	-3,74	2	0	-5,92	3	0
Βέλγιο	-4,26	2	0	-6,11	3	0
Γαλλία	-3,65	3	0	-4,22	3	0
Γερμανία	---	---	---	-4,80	2	0
Ελλάδα	-4,03	2	0	-5,00	2	0
Ιρλανδία	---	---	---	-3,79	2	0
Ισπανία	---	---	---	-3,50	2	0
Ιταλία	-6,27	2	0	-6,46	3	0
Κύπρος	-3,68	3	1	-3,33	2	1
Λουξ/ργο	---	---	---	-5,24	2	0
Μάλτα	---	---	---	-3,67	3	0
Ολλανδία	-3,29	2	0	-3,52	2	0
Πορτογαλία	-4,09	2	0	-4,81	3	0
Σλοβενία	---	---	---	---	---	---
Φινλανδία	---	---	---	-4,32	2	1

* Σημειώνεται η καλύτερη μορφή εξίσωσης όταν δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα για επίπεδο σημαντικότητας 5%

--- Υπάρχει μοναδιαία ρίζα για όλες τις μορφές
Μορφή: 1= Χωρίς σταθερά χωρίς τάση

2= Με σταθερά χωρίς τάση

3= Με σταθερά με τάση

Από τον Πίνακα 2 παρατηρούμε ότι η μεταβλητή LNGDP για τις χώρες Αυστρία, Βέλγιο, Γαλλία, Ελλάδα, Ιταλία, Κύπρο, Ολλανδία και Πορτογαλία είναι στάσιμη τόσο στις πρώτες διαφορές (Δ LNGDP) όσο και στα επίπεδα (για επίπεδο σημαντικότητας 5%), ενώ για τις χώρες Γερμανία, Ιρλανδία, Ισπανία, Λουξεμβούργο, Μάλτα και Φινλανδία είναι στάσιμη μόνο στις πρώτες διαφορές. Για τη Σλοβενία δεν είναι στάσιμη ούτε στα επίπεδα ούτε στις πρώτες διαφορές.

Από τον Πίνακα 3 παρατηρούμε ότι η μεταβλητή UN είναι στάσιμη, για τη Γερμανία και τη Φινλανδία, τόσο στις πρώτες διαφορές (Δ UN) όσο και στα επίπεδα, ενώ για τις υπόλοιπες χώρες εκτός της Σλοβενίας είναι στάσιμη μόνο στις πρώτες διαφορές. Για τη Σλοβενία δεν είναι στάσιμη ούτε στα επίπεδα ούτε στις πρώτες διαφορές.

Πίνακας 3 Έλεγχος μοναδιαίων ριζών για UN με τους ελέγχους Dickey- Fuller

Πρώτες Διαφορές*	Επίπεδα*					
	Χώρα	DF/ADF	Μορφή	Υστ/σεις	DF/ADF	Μορφή
Αυστρία	---	---	---	-5,26	1	0
Βέλγιο	---	---	---	-4,19	1	1
Γαλλία	---	---	---	-3,96	1	0
Γερμανία	-4,08	3	1	-4,38	1	1
Ελλάδα	---	---	---	-3,40	1	0
Ιρλανδία	---	---	---	-3,44	1	0
Ισπανία	---	---	---	-3,68	1	0
Ιταλία	---	---	---	-3,97	1	0
Κύπρος	---	---	---	-3,23	1	0
Λουξ/ργο	---	---	---	-5,05	1	0
Μάλτα	---	---	---	-3,37	1	0
Ολλανδία	---	---	---	-4,91	1	0
Πορτογαλία	---	---	---	-3,70	1	0
Σλοβενία	---	---	---	---	---	---
Φινλανδία	-3,85	3	1	-5,10	1	1

* Σημειώνεται η καλύτερη μορφή εξίσωσης όταν δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα για επίπεδο σημαντικότητας 5%

--- Υπάρχει μοναδιαία ρίζα για όλες τις μορφές

Μορφή: 1= Χωρίς σταθερά χωρίς τάση

2= Με σταθερά χωρίς τάση

3= Με σταθερά με τάση

Πίνακας 4 Τάξη ολοκλήρωσης των χρονολογικών σειρών LNGTP_t και UN_t

Χώρα	LNGTP _t	UN _t
Αυστρία	I(0)	I(1)
Βέλγιο	I(0)	I(1)
Γαλλία	I(0)	I(1)
Γερμανία	I(1)	I(0)
Ελλάδα	I(0)	I(1)
Ιρλανδία	I(1)	I(1)
Ισπανία	I(1)	I(1)
Ιταλία	I(0)	I(1)

Κύπρος	I(0)	I(1)
Λουξ/ργο	I(1)	I(1)
Μάλτα	I(1)	I(1)
Ολλανδία	I(0)	I(1)
Πορτογαλία	I(0)	I(1)
Σλοβενία	---	---
Φινλανδία	I(1)	I(0)

Από τον έλεγχο της στασιμότητας των χρονικών σειρών προέκυψε ότι η μεταβλητή $LNGDP_t$ για τις χώρες Αυστρία, Βέλγιο, Γαλλία, Ελλάδα, Ιταλία, Κύπρο, Ολλανδία και Πορτογαλία είναι στάσιμη τόσο στις πρώτες διαφορές ($\Delta LNGDP_t$) όσο και στα επίπεδα (για επίπεδο σημαντικότητας 5%), ενώ για τις χώρες Γερμανία, Ιρλανδία, Ισπανία, Λουξεμβούργο, Μάλτα και Φινλανδία είναι στάσιμη μόνο στις πρώτες διαφορές. Για τη Σλοβενία δεν είναι στάσιμη ούτε στα επίπεδα ούτε στις πρώτες διαφορές. Η μεταβλητή UN_t είναι στάσιμη τόσο στις πρώτες διαφορές (ΔUN_t) όσο και στα επίπεδα για τη Γερμανία και τη Φινλανδία, ενώ για τις υπόλοιπες χώρες εκτός της Σλοβενίας είναι στάσιμη μόνο στις πρώτες διαφορές. Για τη Σλοβενία δεν είναι στάσιμη ούτε στα επίπεδα ούτε στις πρώτες διαφορές.

Από τα παραπάνω συνεπάγεται ότι μόνο για τις χώρες Ιρλανδία, Ισπανία, Λουξεμβούργο και Μάλτα η τάξη ολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών $LNGDP_t$ και UN_t ήταν ίδια (I(1)) (Πίνακας 4), κάτι που απαιτεί η έννοια της συνολοκλήρωσης. Για αυτές τις 4 χώρες έγινε ο έλεγχος των Engle - Granger. Για τις υπόλοιπες χώρες που η τάξη ολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών είναι διαφορετική συνάγεται το συμπέρασμα ότι οι δύο μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται (Κάτος, 2004, σελ. 1005-1006).

Η μέθοδος των Engle - Granger (1987) η οποία ονομάζεται και μέθοδος συνολοκλήρωσης βάσει των καταλοίπων, στηρίζεται στον έλεγχο της στασιμότητας των καταλοίπων. Για τον έλεγχο αυτό οι Engle - Granger πρότειναν τα παρακάτω βήματα:

Βήμα 1: Βρίσκεται η τάξη ολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών. Εάν η τάξη ολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών είναι ίδια τότε συνεχίζεται η διαδικασία της συνολοκλήρωσης με το βήμα 2.

Βήμα 2: Εφαρμόζεται η μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών για τη στασιμότητα των καταλοίπων \hat{u}_t (σφάλματα ισορροπίας) στην παρακάτω εξίσωση:

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \hat{u}_{t-i} \quad (11)$$

Η παραπάνω εξίσωση δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο διότι τα κατάλοιπα \hat{u}_t που προκύπτουν από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι γύρω από το μηδέν.

Για τον έλεγχο της στασιμότητας των καταλοίπων \hat{u}_t οι Engle - Granger παρουσίασαν έναν πίνακα με κρίσιμες τιμές για τον έλεγχο αυτό, διαφορετικό από αυτόν με τα στατιστικά των ελέγχων των Dickey-Fuller. Στον πίνακα 5 παρουσιάζονται οι τιμές αυτές.

Οι υποθέσεις που ελέγχθηκαν για την εξίσωση (11) ήταν οι παρακάτω:

H_0 : $\delta = 0$ (όταν δεν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα \hat{u}_t , δηλαδή δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών)

H_a : $\delta < 0$ (όταν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα \hat{u}_t δηλαδή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών)

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν $t_\delta < t$ (κρίσιμη τιμή του Πίνακα 5).

Στη συνέχεια διερευνήθηκε η σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών $LNGDP_t$ και UN_t για τις χώρες Ιρλανδία, Ισπανία, Λουξεμβούργο και Μάλτα. Εκτιμήθηκε με τη μέθοδο OLS η μακροχρόνια σχέση ισορροπίας για κάθε χώρα η οποία δίνεται στον Πίνακα 6. Από το εκτιμημένο διάλυμα συνολοκλήρωσης εκτιμήθηκαν και αποθηκεύθηκαν τα αντίστοιχα εκτιμημένα κατάλοιπα ισορροπίας \hat{u}_t . Εφαρμόστηκε η μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών για τη στασιμότητα των καταλοίπων \hat{u}_t . Οι τιμές t_δ του ελέγχου DF/ADF για $\rho=0,1,2$ χρονικές υστερήσεις για τις χώρες Ιρλανδία, Ισπανία, Λουξεμβούργο και Μάλτα δίνονται στον Πίνακα 7.

Από τη σύγκριση των τιμών t_δ με τις κρίσιμες τιμές στον Πίνακα 5 για $m=2$ προέκυψε ότι οι τιμές αυτές ήταν μεγαλύτερες από την κρίσιμη τιμή ($\tau = -3,46$) για επίπεδο σημαντικότητας 0,05 και μέγεθος δείγματος $n=47$. Συνεπώς γίνεται αποδεκτή η μηδενική υπόθεση $H_0 : \delta=0$, δηλαδή ότι τα \hat{u}_t δεν ήταν στάσιμα και άρα οι μεταβλητές $LNGDP_t$ και UN_t δεν συνολοκληρώνονται.

Πίνακας 5 Κρίσιμες τιμές τ για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης των Engel - Granger (EG - AEG)

Μέγεθος Δείγματος	Αριθμός Μεταβλητών	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
25	2	-4.37	-3.59	-3,22
50	2	-4,12	-3,46	-3,13
100	2	-4,01	-3,39	-3,09
200	2	-3,90	-3,33	-3,05
25	3	-4,92	-4,10	-3,71
50	3	-4,59	-3,92	-3,58
100	3	-4,44	-3,83	-3,51
200	3	-4,30	-3,74	-3,45

Πίνακας 6 Εκτιμημένη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ή παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης

Χώρα	παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης	R^2	DW
Ιρλανδία	$LNGDP_t = 3,7076 + 0,0062UN$ [16.6677] [0.2764] (0,0000) (0.7835)	0,0017	0,0073
Ισπανία	$LNGDP_t = 5,4005 + 0,0537UN$ [53,7733] [6,0334] (0,0000) (0,0000)	0,4418	0,0652
Λουξ/ργο	$LNGDP_t = 1,8304 + 0,3009UN$ [27,3425] [10,4306] (0,0000) (0,0000)	0,7028	0,2164

Μάλτα	$\text{LN}GDP_t = 0,3988 + 0,1362UN$	0,8253	1.0200
	[3,8159 [8,4177]		
	(0,0017) (0,0000)		

Για την εκτίμηση της σχέσης του Okun για κάθε χώρα έγινε η παλινδρόμηση των πρώτων διαφορών του λογαρίθμου του ΑΕΠ $\Delta \text{LN}GDP_t$ πάνω στις πρώτες διαφορές της ανεργίας ΔUN_t και τη σταθερά. Αυτό μπορεί να γίνει αφού οι πρώτες διαφορές είναι στάσιμες χρονολογικές σειρές. Από την παλινδρόμηση προέκυψε η πρώτη εκτίμηση της σχέσης του Okun για κάθε χώρα και δίνεται στον Πίνακα 8 στη στήλη 'χωρίς χρονική υστέρηση'.

Πίνακας 7 Έλεγχος στασιμότητας των καταλοίπων

Χώρα	Τιμές t_δ του ελέγχου DF/ADF		
	$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$
Ιρλανδία	0,9508	-0,0187	-0,2339
Ισπανία	-0,3700	-1,0678	-0,7092
Λουξ/ργο	-1,7751	-2,3539	-2,5600
Μάλτα	-1,8994	-1,9005	-2,6655

Πίνακας 8 Αποτελέσματα εκτίμησης της σχέσης του Okun για τις χώρες της ζώνης του Ευρώ χωρίς χρονική υστέρηση και με μία χρονική υστέρηση

Χώρα	χωρίς χρονική υστέρηση				με μία χρονική υστέρηση ($\Delta \text{LN}GDP_{t-1}$)				
	a*	b**	R ²	DW	a*	b**	b ₁ ***	R ²	DW
Αυστρία	3,127	-2,520	0,237	1,782	2,768	-2,223	0,110	0,225	2,017
#	[13,443]	[-3,742]			[5,428]	[-2,877]	[0,764]		
	(0,000)	(0,000)			(0,000)	(0,006)	(0,449)		
Βέλγιο	2,997	-1,036	0,184	1,457	2,426	-0,899	0,181	0,209	2,029
#	[11,844]	[-3,185]			[5,027]	[-2,677]	[1,311]		
	(0,000)	(0,003)			(0,000)	(0,011)	(0,197)		
Γαλλία	3,220	-1,291	0,170	0,564	1,301	-0,768	0,589	0,496	2,076
#	[12,952]	[-3,036]		#	[3,229]	[-2,221]	[5,327]		
	(0,000)	(0,004)			(0,002)	(0,032)	(0,000)		
Γερμανία	3,046	-1,514	0,193	1,409	2,231	-1,387	0,273	0,263	1,944
#	[9,194]	[-3,275]		#	[4,472]	[-3,060]	[2,084]		
	(0,000)	0,002)			(0,000)	(0,004)	(0,043)		
Ελλάδα	4,118	-2,536	0,179	1,714	3,201	-1,977	0,178	0,217	1,940
#	[7,811]	[-3,135]			[4,097]	[-2,289]	[1,236]		
	(0,000)	(0,003)			(0,000)	(0,027)	(0,223)		
Ιρλανδία	4,811	-1,382	0,368	1,698	3,482	-1,078	0,278	0,428	2,127
#	[16,231]	[-5,115]		#	[4,963]	[-3,573]	[2,106]		
	(0,000)	(0,000)			(0,000)	(0,001)	(0,041)		
Ισπανία	4,073	-0,962	0,246	0,491	1,526	-0,569	0,592	0,667	2,088
#	[12,346]	[-3,827]		#	[3,834]	[-3,470]	[7,019]		

	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,001)	(0,000)			
Ιταλία	2,973	-0,326	0,006	1,071	1,641	0,132	0,407	0,180	2,185
	[8,835]	[-0,539]			[3,285]	[0,241]	[3,060]		
	(0,000)	(0,593)			(0,002)	(0,811)	(0,004)		
Κύπρος	3,486	-0,019	0,000	1,096	2,163	0,369	0,414	0,202	1,923
	[9,357]	[-0,031]			[1,979]	[0,613]	[1,401]		
	(0,000)	(0,976)			(0,083)	(0,557)	(0,199)		
Λουξ/ργο	4,111	-1,323	0,035	1,636	3,290	-1,065	0,202	0,075	2,001
	[8,873]	[-1,283]			[4,273]	[-1,013]	[1,357]		
	(0,000)	(0,206)			(0,000)	(0,317)	0,182)		
Μάλτα	3,445	-1,028	0,045	1,114	2,145	-1,937	0,395	0,202	1,999
	[5,762]	[-0,809]			[2,082]	[-1,426]	[1,445]		
	(0,000)	(0,432)			(0,059)	(0,179)	(0,174)		
Ολλανδία	3,095	-0,896	0,214	0,844	1,565	-0,746	0,499	0,457	1,948
	[13,123]	[-3,495]		#	[3,870]	[-3,379]	[4,387]		
	(0,000)	(0,001)			(0,000)	(0,002)	(0,000)		
Πορτ/λία	3,992	-1,812	0,229	1,183	2,723	-1,229	0,305	0,301	1,723
	[9,865]	[-3,660]			#[3,767]	[-2,185]	[2,045]		
	(0,000)	(0,001)			(0,000)	(0,034)	(0,047)		
Σλοβενία	4,031	-1,118	0,321	1,280	3,644	-1,075	0,108	0,320	1,327
	[15,651]	[-2,175]			[2,443]	[-1,635]	[0,291]		
	(0,000)	(0,055)			(0,404)	(0,141)	(0,778)		
Φινλανδία	3,477	-1,506	0,592	1,399	3,813	-1,666	-0,120	0,618	1,267
	# [13,391]	[-8,083]			[7,163]	[-6,294]	[-0,887]		
	(0,000)	(0,000)			(0,000)	(0,000)	(0,380)		

-
- * a ο σταθερός όρος
 ** b ο συντελεστής του Okun
 *** b_1 ο συντελεστής της πρώτης χρονικής υστέρησης ($\Delta \text{LNGTP}_{t-1}$)
 # Σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης με βάση:
 α. Τη σημαντικότητα των συντελεστών παλινδρόμησης
 β. Την ισχύ τουλάχιστον δύο κριτηρίων από τα Akaike, Schwarz, Log-likelihood και R^2
 γ. Τη μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξης ($d_U < DW < 4 - d_U$ ($d_U = 1,38$ για $k=2$ και $n=47$)). Αυτό σημαίνει ότι για τις χώρες Αυστρία, Βέλγιο, Γερμανία, Ελλάδα, Ιρλανδία και Φινλανδία με στατιστικά σημαντικούς συντελεστές η παλινδρόμηση δεν είναι κίβδηλη και ότι τα κατάλοιπα δεν αυτοσυσχετίζονται.

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρήθηκε ότι ο συντελεστής της ΔUN_t είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 1% για όλες τις χώρες εκτός της Ιταλίας, Κύπρου, Λουξεμβούργου και Μάλτας στις οποίες ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι αρκετά χαμηλός. Το στατιστικό του Durbin - Watson (DW) είναι αρκετά μεγαλύτερο από τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 για όλες τις χώρες, και για τις χώρες Αυστρία, Βέλγιο, Γερμανία, Ελλάδα, Ιρλανδία, Λουξεμβούργο και Φινλανδία έχουμε επιπλέον $d_U < DW < 4 - d_U$ ($d_U = 1,38$ για $k=2$ και $n=47$). Αυτό σημαίνει ότι για τις χώρες Αυστρία, Βέλγιο, Γερμανία, Ελλάδα, Ιρλανδία και Φινλανδία με στατιστικά σημαντικούς συντελεστές η παλινδρόμηση δεν είναι κίβδηλη και ότι τα κατάλοιπα δεν αυτοσυσχετίζονται.

Η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξης στα κατάλοιπα για αρκετές χώρες (Γαλλία, Ισπανία, Ολλανδία και Πορτογαλλία) οδήγησε στη σκέψη να εκτιμηθεί εκ νέου με τη μέθοδο OLS η σχέση του Okun, θεωρώντας επιπλέον μια χρονική υστέρηση της μεταβλητής ΔLNGTP_t . Προέκυψε έτσι η εξίσωση

παλινδρόμησης με μια χρονική υστέρηση για κάθε χώρα η οποία δίνεται στον Πίνακα 8 στη στήλη ``με χρονική υστέρηση``.

Από τα αποτελέσματα αυτής της παλινδρόμησης παρατηρήθηκε ότι οι συντελεστές των μεταβλητών ΔUN_t και $\Delta LNGTP_{t-1}$ είναι και οι δύο στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 5% και 1% για 6 χώρες (Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ισπανία, Ολλανδία και Πορτογαλία), από τις 10 χώρες με συντελεστή της μεταβλητής ΔUN_t σημαντικό στην παλινδρόμηση με μόνη ερμηνευτική μεταβλητή τη ΔUN_t . Το στατιστικό του Durbin - Watson (DW) ήταν αρκετά μεγαλύτερο από τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 για τις έξι αυτές χώρες και επιπλέον $d_U < DW < 4 - d_U$ ($d_U = 1,38$ για $k=2$ και $n=46$). Αυτό σημαίνει ότι η παλινδρόμηση επάνω στις μεταβλητές ΔUN_t και $\Delta LNGTP_{t-1}$ για τις χώρες Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ισπανία, Ολλανδία και Πορτογαλία δεν ήταν κίβδηλη και ότι τα κατάλοιπα δεν αυτοσυσχετίζονταν.

Η σχέση του Okun για τις χώρες Αυστρία, Βέλγιο, Ελλάδα, και Φινλανδία δίνεται στη στήλη ``χωρίς υστέρηση`` του Πίνακα 8. Ομοίως, η σχέση του Okun για τις χώρες Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ισπανία, Ολλανδία και Πορτογαλία δίνεται στη στήλη ``με υστέρηση`` του Πίνακα 8, και είναι αυτή που προκύπτει από την εφαρμογή του νόμου του Okun στις χώρες αυτές χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα των πρώτων διαφορών και λαμβάνοντας υπόψη μια χρονική υστέρηση του $\Delta LNGDP_t$. Η θεώρηση μιας χρονικής υστέρησης για τον υπολογισμό της σχέσης του Okun για αρκετές ανεπτυγμένες χώρες υποστηρίζεται τόσο από τον Weber (1995) όσο και από τους Leopold Soegner and Alfred Stiasny (2000) στην εργασία τους με τίτλο ``A cross-country study on Okun's law``. Συνοψίζοντας, ο συντελεστής του Okun για κάθε μία από τις δέκα χώρες, για τις οποίες μπορεί να εκτιμηθεί, προκύπτει από τον Πίνακα 8 και δίνεται στον Πίνακα 9 στη στήλη b^* .

Πίνακα 9 Οι (σημαντικοί) συντελεστές της σχέσης του νόμου του OKUN $\Delta LNGDP_t = a + b \Delta UN_t + b_1 \Delta LNGDP_t$ για τις 10 χώρες της ζώνης του Ευρώ

Χώρα	a	b*	b ₁
Αυστρία	3,127	-2,520	0,000
Βέλγιο	2,997	-1,036	0,000
Γαλλία	1,301	-0,768	0,589
Γερμανία	2,231	-1,387	0,273
Ελλάδα	4,118	-2,536	0,000
Ιρλανδία	3,482	-1,078	0,278
Ισπανία	1,526	-0,569	0,592
Ολλανδία	1,565	-0,746	0,499
Πορτογαλία	2,723	-1,229	0,305
Φινλανδία	3,477	-1,506	0,000

* Ο συντελεστής του OKUN

Ένα από τα βασικά ερωτήματα που τέθηκαν και έπρεπε να απαντηθεί ήταν ο προσδιορισμός του κατά πόσο η μεταβλητή $LNGTP_t$ αιτιάζει την μεταβλητή UN_t ή αιτιάζεται από αυτή ή είναι ανεξάρτητες μεταξύ των. Για να εφαρμοσθεί ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger θα πρέπει να βρεθεί η τάξη των αντίστοιχων υποδειγμάτων VAR.

Ο έλεγχος της τάξης των υποδειγμάτων VAR έγινε με τα γνωστά κριτήρια του λόγου πιθανοφανειών (LR) και των κριτηρίων των Akaike (1973), Schwartz (1978) και HQ (1979). Επειδή άλλα κριτήρια πρότειναν τάξη του υποδείγματος VAR $k=1$ και άλλα $k=2$ για τις περισσότερες χώρες, εφαρμόστηκε ο έλεγχος αιτιότητας του Granger για τάξη του υποδείγματος VAR ίση με $k=1$ και $k=2$ για κάθε χώρα.

Οι έλεγχοι αιτιότητας για τις μεταβλητές LNGDP και UN για τις χώρες της ζώνης του Ευρώ έδειξαν:

Για $k = 1$:

α. Η UN δεν αιτιάζεται την LNGDP σε επίπεδο σημαντικότητας 5% για όλες τις χώρες. Αυτό σημαίνει ότι η μεταβλητή UN δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNGDP

β. Η LNGDP δεν αιτιάζεται την UN σε επίπεδο σημαντικότητας 5% για όλες τις χώρες εκτός της Γερμανίας. Αυτό σημαίνει ότι για τη Γερμανία η μεταβλητή LNGDP προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή UN δηλαδή έχουμε $LNGDP \rightarrow UN$.

Για $k = 2$:

α. Η UN δεν αιτιάζεται την LNGDP σε επίπεδο σημαντικότητας 5% για όλες τις χώρες εκτός της Ισπανίας και της Φινλανδίας. Αυτό σημαίνει ότι η μεταβλητή UN προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNGDP για την Ισπανία και τη Φινλανδία δηλαδή έχουμε $UN \rightarrow LNGDP$.

β. Η LNGDP αιτιάζεται την UN σε επίπεδο σημαντικότητας 5% για τις χώρες Αυστρία, Γαλλία, Γερμανία, Ελλάδα, Κύπρο, Λουξεμβούργο, Πορτογαλία και Φινλανδία. Αυτό σημαίνει ότι η μεταβλητή LNGDP προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή UN για αυτές τις χώρες δηλαδή έχουμε $LNGDP \rightarrow UN$.

Από τα αποτελέσματα των περιπτώσεων α και β για $k = 2$ μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο λογάριθμο του ΑΕΠ (LNGDP) και το ποσοστό ανεργίας (UN) μόνο για τη Φινλανδία. Από τα αποτελέσματα των ελέγχων προκύπτει ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας κατά Granger (μονόδρομη ή αμφίδρομη) ανάμεσα στις μεταβλητές LNGDP και UN για τις χώρες Βέλγιο, Ιρλανδία, Ιταλία, Μάλτα, Ολλανδία και Σλοβενία για $k = 1$ και 2.

Συμπεράσματα

Ένα μεγάλο μέρος ερευνητικών εργασιών υποστηρίζει ότι οι αγορές εργασίας και οι βιομηχανικές δομές στις αναπτυγμένες χώρες έχουν εξελιχθεί σε νέες βάσεις, έτσι ώστε η σχέση μεταξύ του προϊόντος της οικονομίας και της ανεργίας, γνωστή ως ο νόμος του Okun, να χρειάζεται αναθεώρηση. Σε αυτή την εργασία, επαναξιολογήθηκε η σχέση βασιζόμενοι σε μεταπολεμικά στοιχεία για τις 15 χώρες της ζώνης του Ευρώ και για τη χρονική περίοδο 1960-2007, εκτός από τις χώρες Κύπρο, Μάλτα και Σλοβενία για τις οποίες διαθέσιμα στοιχεία υπάρχουν από το 1990 και μετά.

Διάφορα συμπεράσματα προκύπτουν από την εμπειρική αυτή μελέτη. Κατ' αρχάς, το δείγμα των στοιχείων γενικά υποστηρίζει την ισχύ του νόμου του Okun από την άποψη της στατιστικής σημαντικότητας στις εκτιμήσεις της παραμέτρου. Πέρα από αυτό, όμως, τα αποτελέσματα δεν είναι τόσο ανθεκτικά όσο εκείνα που αναφέρθηκαν αρχικά από τον Okun (1970).

Οι εκτιμήσεις του συντελεστή του Okun οδήγησαν στο συμπέρασμα ότι η αντίδραση του ΑΕΠ στις μεταβολές της ανεργίας διαφέρει ουσιαστικά μεταξύ των εξεταζόμενων χωρών. Υπάρχει επίσης ουσιαστική διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων για τις ΗΠΑ (συντελεστής του Okun περίπου 2%), τα στοιχεία των οποίων χρησιμοποίησε ο Okun για τη διατύπωση της σχέσης, και των περισσότερων χωρών της ζώνης του Ευρώ. Αν και αυτή η εργασία δεν προσφέρει καμία άμεση εξήγηση για τις χαμηλότερες εκτιμήσεις του συντελεστή του Okun για πολλές ευρωπαϊκές χώρες από ότι για τις ΗΠΑ, οι αυτού του είδους μακροοικονομικές διαπιστώσεις μπορούν να ερμηνευθούν

ως οι συνέπειες των σχετικά υψηλών ακαμψιών μεταξύ των ευρωπαϊκών αγορών εργασίας.

Εκτός από την ετερογένεια μεταξύ των χωρών, τα στοιχεία αποκαλύπτουν ισχυρές διαπιστώσεις για διαρθρωτική μεταβολή στη σχέση του Okun. Εκτιμήθηκε τη σχέση του Okun χρησιμοποιώντας υποσύνολα τιμών, με τα δύο τρίτα του συνόλου των τιμών (30 τιμές), από την αρχή και το τέλος της περιόδου και παρατηρήθηκαν μεταβολές στη σχέση για τις περισσότερες από τις 10 χώρες που εκτιμήθηκε η σχέση. Ακριβέστερη έρευνα θα μπορούσε να γίνει με τη βοήθεια Μπεϋζιανών μεθόδων και του φίλτρου Κάλμαν (Soegner and Alfred Stiassny (2000)). Μεταβολές στη σχέση παρατηρήθηκαν για τη Γαλλία, τη Γερμανία, την Ελλάδα, την Ισπανία, την Ολλανδία, την Ιρλανδία και την Πορτογαλία. Για την Αυστρία, Βέλγιο και Φινλανδία συμπεραίνεται μια σταθερότερη σχέση του Okun. Για τις πρώτες έξι χώρες (επτά μείον η Ελλάδα) καλύτερη μορφή εξίσωσης για να εκφρασθεί η σχέση του Okun είναι αυτή που περιλαμβάνει και μία χρονική υστέρηση του ΔLNGTP_t , ενώ για τις τρεις τελευταίες συν την Ελλάδα η μορφή εξίσωσης χωρίς χρονική υστέρηση. Για την Ελλάδα, η οποία μελετήθηκε λεπτομερέστερα, η μέση ετήσια αύξηση του ΑΕΠ πριν από το 1973 ισούται με 8,222, για τα έτη από το 1973 έως το 1980 ισούται με 2,826 και από το 1980 και μετά η μέση ετήσια αύξηση του ΑΕΠ εκτιμάται από τη σχέση του Okun η οποία δίνεται από την εξίσωση: $\Delta \text{LN} \hat{\text{GDP}}_t = 2,826 - 1,752 \Delta \text{UN}_t$.

Η αντίστροφη σχέση μεταξύ των πρώτων διαφορών του λογαρίθμου του πραγματικού ΑΕΠ και των πρώτων διαφορών του ποσοστού της ανεργίας είναι πολύ προφανής από τα διαγράμματα των χρονικών σειρών ΔLNGTP_t και ΔUN_t . Αν και υπάρχουν διαφορές στα διαγράμματα των διαφόρων χωρών, η πετρελαϊκή κρίση του 1973 και οι σημαντικότερες υφέσεις (1981-82 και 1991) είναι σαφείς σε όλες τους.

Αν και δεν υπάρχει ένα σαφές πρότυπο που να εξηγεί τις διαφορές των συντελεστών του Okun για τις 15 χώρες της ζώνης, δεν υπάρχει αμφιβολία ότι αυτές οι διαφορές σχετίζονται με πολλούς και διαφορετικούς παράγοντες. Αρκετοί ερευνητές διαπίστωσαν ότι μια απλή ανάλυση της αύξησης του ΑΕΠ δείχνει ότι ένας από τους κύριους καθοριστικούς παράγοντές του είναι η αύξηση της παραγωγικότητας. Συνεπώς, θεωρείται απαραίτητο να προσεχθεί αυτό όταν επιχειρείται να δοθεί μία εξήγηση στις προαναφερθείσες διαφορές στους συντελεστές του Okun. Η λογική πίσω από την τιμή του συντελεστή του Okun είναι ότι, για μια δεδομένη αύξηση του ποσοστού ανεργίας, όσο υψηλότερη είναι η αύξηση της παραγωγικότητας, τόσο χαμηλότερη είναι η πτώση του προϊόντος της οικονομίας. Θέτοντας αυτό με διαφορετικό τρόπο, αυτό σημαίνει ότι διατηρώντας όλους τους άλλους παράγοντες σταθερούς, θα πρέπει να αναμένουμε μία θετική σχέση ανάμεσα στην εξέλιξη της παραγωγικότητας και του συντελεστή του Okun. Από τα παραπάνω συνεπάγεται ότι χώρες με σχετικά χαμηλή (υψηλή) αύξηση παραγωγικότητας τείνουν να έχουν υψηλό (χαμηλό) (σε απόλυτη τιμή) συντελεστή του Okun.

Για τις 5 χώρες της ζώνης Ιταλία, Κύπρο, Λουξεμβούργο, Μάλτα και Σλοβενία δεν κατέστη δυνατόν να εκτιμηθεί η σχέση, εφόσον σε καμία από τις δύο εξειδικεύσεις δεν προέκυψε σημαντικός συντελεστής για τη μεταβλητή ΔUN_t . Για τις χώρες Κύπρο, Μάλτα και Σλοβενία ίσως αυτό να οφείλεται στη σχετικά σύντομη χρονική περίοδο του δείματός μας (12 έως 17 έτη), όπως αναφέρεται και στην πρόσφατη βιβλιογραφία για τους ελέγχους ADF (βλέπε, Im et al. (2003)). Τέλος, για την Ιταλία φαίνεται καθαρά ότι αυτό οφείλεται στις ασυμμετρίες που παρουσιάζουν τα διαγράμματα των μεταβλητών LNITALY_GDP_t και ITALY_UN_t (βλέπε Παράρτημα).

Η εμπειρία των περισσότερων χωρών δείχνει μια μικρότερη απώλεια στο προϊόν της οικονομίας συνδεδεμένη με μια δεδομένη αύξηση της ανεργίας

στις πρόσφατες δεκαετίες. Αυτή η διαπίστωση των διαφορετικών εκτιμήσεων με την πάροδο του χρόνου και μεταξύ των χωρών συνεπάγεται ότι οποιοσδήποτε εμπειρικός κανόνας, όπως ο νόμος Okun, πρέπει να εφαρμόζεται με επιφύλαξη. Η μεθοδική προσέγγιση όλων των παραπάνω διαπιστώσεων ξεφεύγει του σκοπού της παρούσας εργασίας και ίσως αποτελέσει αντικείμενο μιας μελλοντικής εργασίας.

Κατά τον έλεγχο της ολοκλήρωσης διαπιστώθηκε ότι μόνο για τις χώρες Ιρλανδία, Ισπανία, Λουξεμβούργο και Μάλτα η τάξη ολοκλήρωσης των μεταβλητών $LNGDP_t$ και UN_t είναι ίδια ($I(1)$), κάτι που απαιτεί η έννοια της συνολοκλήρωσης. Για αυτές τις 4 χώρες έγινε ο έλεγχος συνολοκλήρωσης των Engle - Granger και διαπιστώθηκε ότι δεν συνολοκληρώνονται. Για τις υπόλοιπες χώρες που η τάξη ολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών ήταν διαφορετική εξήχθει το συμπέρασμα ότι οι δύο μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται (Κάτος, 2004, σελ. 1005-1006).

Οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger έδειξαν ότι:

Για $k = 1$ η μεταβλητή UN δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή $LNGDP$ για όλες τις χώρες της ζώνης του Ευρώ και μόνο για τη Γερμανία η μεταβλητή $LNGDP$ προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή UN .

Για $k = 2$ η μεταβλητή UN προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή $LNGDP$ για τις χώρες Ισπανία και Φινλανδία ($UN \rightarrow LNGDP$) ενώ για τις χώρες Αυστρία, Γαλλία, Γερμανία, Ελλάδα, Κύπρο, Λουξεμβούργο, Πορτογαλία και Φινλανδία η μεταβλητή $LNGDP$ προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή UN ($LNGDP \rightarrow UN$).

Αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο λογάριθμο του ΑΕΠ ($LNGDP$) και το ποσοστό ανεργίας (UN) υπάρχει μόνο για τη Φινλανδία και αυτό για $k = 2$.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- ADANU, K. (2005), A cross-province comparison of Okun's coefficient for Canada. *Applied Economics*, 37, pp. 561-570.
- ALTIG, D., FITZGERALD, T. and RUPERT, P. (1997). Okun's Law Revisited: should We Worry about Low Unemployment?, *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*.
- ATTFIELD, C. and SILVERSTONE, B. (1997). Okun's Coefficient: A Comment, *Review of Economics and Statistics* 79, pp. 326-329.
- ATTFIELD, C. and SILVERSTONE, B. (1997). Okun's Law, Cointegration and Gap Variables, *Journal of Macroeconomics* 20 (1998), pp. 625-637
- BARRETO, H. and HOWLAND, F. (1993), There are two Okun's law relationships between output and unemployment. *Wabash College working paper*.
- Blanchard, Olivier and Justin Wolfers (1999) "The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence", *NBER Working Paper No 7282*
- CANOVA, F. (1998). Detrending and Business Cycle Facts, *Journal of Monetary Economics* 41, pp. 475-512
- CHRISTOPOULOS, D. (2004), The relationship between output and unemployment: Evidence from Greek regions. *Papers in Regional Science*, 83, pp. 611-620.
- COGLEY, T. and NASON, J. (1995). Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research, *Journal of Economic Dynamics and Control* 19 (1995), pp. 253-278.
- ΔΡΙΤΣΑΚΗ, Μ. και ΔΡΙΤΣΑΚΗ, Χ. (2004). Συσχέτιση των χρηματιστηρίων Νέας Υόρκης και Αθηνών. Παρουσιάστηκε στο 17ο Πανελλήνιο Συνέδριο Στατιστικής, Λευκάδα, 2004.
- ΔΡΙΤΣΑΚΗ, Μ., ΔΡΙΤΣΑΚΗ, Χ. και ΑΔΑΜΟΠΟΥΛΟΣ, Α. (2004). Πληθωρισμός και

- Παραγωγικότητα: Μια εμπειρική έρευνα για την Ελλάδα με την ανάλυση της αιτιότητας, Επιστημονική Επετηρίδα του Πανεπιστημίου Μακεδονίας, Τμηματικός Τόμος Μαρίας Δελιβάνη.
- DRITSAKI, C. and DRITSAKI, M. (2004). A causal relationship between stock, credit market and economic development: An empirical evidence for Greece, 2nd Conference on Accounting and Finance in Transition, Kavala, July 2004.
- DRITSAKIS, N. (2004). Cointegration analysis of German and British tourism demand for Greece. *Tourism Management*, Vol. 25(1), pp. 111 - 119.
- FREEMAN, D. (2000), A regional test of Okun's Law. *International Advances in Economic Research*, 6, pp. 557-570.
- GORDON, R.J. (1984), Unemployment and potential output in the 1980s. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 537-586.
- HAMILTON, J. (1989). A new Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2).
- HARRIS, R. and SILVERSTONE, B. (2001), Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. *Economics Bulletin*, 5, pp. 1-13.
- IM, K.S., PESARAN, H.M. and SHIN, Y. (2003), Testing for unit roots heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74.
- ΚΑΤΟΣ, Α. (2004). Οικονομετρία, Θεωρία και Εφαρμογές, Θεσσαλονίκη, Ζυγός.
- KAUFMAN, R. (1988). An International Comparison of Okun's Law, *Journal of Comparative Economics* 12 , pp. 182-203.
- KING, G. and REBELO, S. (1993). Low Frequency Filtering and Real Business Cycles, *Journal of Economic Dynamics and Control* 17 (1993), pp. 207-232.
- LEE, J. (2000), The robustness of Okun's law: evidence form OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 22, pp. 331-356.
- MARTIN, J. (1994). The Extent of High Unemployment in OECD Countries, *Reducing Unemployment: Current Issues and Policy Options*, Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium August, pp. 5-40
- MAZA, A. and VILLAVARDE, J. (2007), A State Space approach to the analysis of economic shocks in Spain. *Journal of Policy Modeling*, 29(1), pp. 55-63.
- MOOSA, I.A. (1997), A cross-country comparison of Okun's coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 24, pp. 335-356.
- OKUN, A. (1962), Potential GNP: its measurement and significance. *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, pp. 98-104.
- OKUN, A. (1970), *The Political Economy of Prosperity*, Norton: New York.
- PERMAN, R. and TAVERA, C. (2004), Testing for convergence of the Okun's law coefficient in Europe. *Discussion Papers in Economics*, 04-12, University of Stractchclyde.
- PRACHOWNY, M. (1993), Okun's law: theoretical foundations and revised estimates. *Review of Economics and Statistics*, 75, pp. 331-336.
- SILVAPULLE, P., MOOSA, I. and SILVAPULLE, M. (2004), Asymmetry in Okun's law. *Canadian Journal of Economics*, 37, pp. 353-374.
- SILVERMAN, B.W. (1986), *Density estimation for statistics and data analysis*. Chapman and Hall, London.
- SÖGNER, L. and STIASSNY, A. (2002), An Analysis on the Structural Stability of Okun's Law: A Cross-Country Study. *Applied Economic Letters*, 14, pp. 1775-1787.
- STIASSNY, A. (1993). TVP. Ein Programm zur Schaetzung von Modellen mit zeitvariierenden Parametern. Working Paper No. 22, Department of Economics, Vienna University of Economics and Business Administration.
- STIASSNY, A. and SOEGNER, L. (2000). A Cross-Country Study on Okun's

- Law. Working Paper No. 13, Department of Economics, Vienna University of Economics and Business Administration.
- WEBER, C. (1995). Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's Law: A new Approach. *Journal of Applied Econometrics*, 10:433-445.
- VILLAVERDE, J. (2006). A new look to convergence in Spain. A spatial econometric approach. *European Urban and Regional Studies*, 13, pp. 131-141.
- VILLAVERDE, J. and MAZA, A. (2007). Okun's law in the Spanish regions. *Economics Bulletin*, Vol. 18, No. 5, pp. 1-11