

## Η Ευρωστία του Νόμου του OKUN: Μία Εμπειρική Έρευνα για την Ελλάδα

### Ρήγας Ι.

Πτυχιούχος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής  
Πανεπιστήμιο Μακεδονίας,  
[tjoni\\_r@windowslive.com](mailto:tjoni_r@windowslive.com)

### Μπλάνας Γ.

ΤΕΙ ΛΑΡΙΣΣΑΣ  
Τμήμα Διοίκησης Επιχειρήσεων  
[blanas@teilar.gr](mailto:blanas@teilar.gr)

### Ρήγας Ν.

Μεταπτυχιακό στην Επιχειρηματική Πληροφορική στο Τμήμα  
Εφαρμοσμένης Πληροφορικής  
Πανεπιστήμιο Μακεδονίας  
[nikos-rigas@hotmail.com](mailto:nikos-rigas@hotmail.com)

### Θεοδοσίου Γ.

ΤΕΙ Δ. Μακεδονίας  
Τμήμα Εμπορίας και Ποιοτικού Ελέγχου Αγροτικών  
[geortheo@yahoo.gr](mailto:geortheo@yahoo.gr)

### Περίληψη

Σκοπός της παρούσης εργασίας είναι να εξετάσει την ισχύ του νόμου του Okun για την Ελλάδα κατά τη διάρκεια της χρονικής περιόδου 1960-2007. Με βάση τις προδιαγραφές του μοντέλου των "πρώτων διαφορών", τα αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχει μια αντίστροφη σχέση ανάμεσα στην ανεργία και του προϊόντος της οικονομίας (ΑΕΠ). Εντούτοις, η ποσοτική τιμή του συντελεστή του Okun καθώς και η μορφή της σχέσης για την Ελλάδα είναι αρκετά διαφορετική από αυτήν που εκτιμήθηκε για άλλες χώρες της ΕΕ, ένα αποτέλεσμα που εξηγείται μερικώς από τις ανομοιοότητες που παρουσιάζει η χώρα μας στους ρυθμούς αύξησης της παραγωγικότητας με τις χώρες αυτές. Επιπλέον ερευνήθηκε η διαρθρωτική σταθερότητα της σχέσης ανεργίας - ανάπτυξης (αύξησης του ΑΕΠ) με τη βοήθεια της μεθόδου των ψευδομεταβλητών και διαπιστώθηκε ότι ο συντελεστής του Okun για τη χρονική περίοδο από το 1980 (ένταξη της Ελλάδος στην ΕΟΚ) έως σήμερα είναι διαφορετικός από αυτόν που εκτιμήθηκε για την χρονική περίοδο 1960-1980. Τέλος, για τάξη του υποδείγματος VAR  $k=2$ , αποδείχθηκε ότι υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας κατά Granger από το ΑΕΠ προς το ποσοστό ανεργίας.

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

### Abstract

The objective of this work is to evaluate the relationship of Okun's law for Greece over the period 1960-2007. Based on "first-difference" specification the results show that an inverse relationship between unemployment and output holds for the Greek economy. However, the quantitative value of Okun's coefficient and the form of the relationship for Greece is quite different than those estimated for other EU countries, a result that is partially explained by disparities in productivity growth rates. Moreover, we searched for structural changes (breaks) in the Okun relationship with the use of

*dummy variables and found out that the Okun's coefficient for Greece over the period 1980-2007 is different than that estimated for the period 1960-2007. Finally, for VAR order k=2, the pairwise Granger causality tests showed that LNGDP Granger causes UN (LNGDP ---> UN).*

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

## **Εισαγωγή**

Αν και κατά την τελευταία δεκαετία η Ελλάδα έχει μειώσει βαθμιαία κατά ένα μεγάλο μέρος την απόκλιση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ από το μέσο όρο της ΟΝΕ συνεχίζει όμως να είναι σχετικά υψηλή. Δεν υπάρχει καμία αμφιβολία ότι και τα δύο αυτά φαινόμενα, εισοδηματική σύγκλιση και απόκλιση από το μέσο όρο της ΟΝΕ, είναι κάπως σχετικά με τα ποσοστά ανεργίας που υπάρχουν. Ιδιαίτερα, ακόμη κι αν αυτά έχουν μειωθεί κατά πολύ την τελευταία δεκαετία προωθώντας τη σύγκλιση. Το γεγονός είναι ότι αυτά ήταν παραδοσιακά υψηλά και συνεχίζουν ακόμη να είναι πάνω από το μέσο όρο της ΟΝΕ.

Η εφαρμογή επαρκών πολιτικών για να συνεχιστεί η μείωση της ανεργίας - με αποτέλεσμα αύξηση του προϊόντος της οικονομίας (output) - αποτελεί λοιπόν έναν από τους κύριους αντικειμενικούς στόχους των σχεδιασμών της πολιτικής της Ελλάδος σε περιφερειακό και κεντρικό επίπεδο. Προκειμένου να επινοηθούν αυτές οι πολιτικές θα ήταν σημαντικό να διευκρινισθεί εάν υπάρχει μια σχέση ανάμεσα στην ανεργία και το προϊόν της οικονομίας. Αυτή η σχέση, γνωστή ως νόμος του Okun (Okun, 1962, 1970), απλά αξιώνει την ύπαρξη μιας αρνητικής εμπειρικής σχέσης μεταξύ των μεταβολών στα ποσοστά ανεργίας και των μεταβολών στο προϊόν της οικονομίας (στο πραγματικό ΑΕΠ).

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 του ποσοστού ανεργίας και της μεταβολής του πραγματικού ΑΕΠ. 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 δυναμικού, 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 φερώνυμου νόμου : 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 πραγματικού προϊόντος της οικονομίας (real

output) ( $y_t$ ) και του μετρηθέντος 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 δεύτερο, 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 (ΑΕΠ)(potential output),  $u^*$  είναι το φυσικό ποσοστό της ανεργίας (NAIRU) και τα άλλα σύμβολα έχουν την ίδια ερμηνεία όπως στην εξίσωση (1).

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 παλαιό 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 αναφέρεται ότι η σταθερότητα του συντελεστή Okun μειώνεται με την πάροδο του χρόνου (Blanchard, 1999). 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 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. Συμπέρανε 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 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).

Η εργασία αυτή στοχεύει να εκτιμήσει το συντελεστή του Okun για τη Ελλάδα με το υπόδειγμα των πρώτων διαφορών και να εξετάσει με τη βοήθεια της μεθόδου των ψευδομεταβλητών εάν υπάρχουν διαρθρωτικά ρήγματα στην εξεταζόμενη χρονική περίοδο. Αυτό είναι σημαντικό προκειμένου όχι μόνο να γνωρίζουμε κατά πόσο το ποσοστό ανεργίας προκαλεί μεταβολές στην απόδοση της οικονομίας αλλά και να προβληματιστούμε για το μηχανισμό μέσω του οποίου αυτές οι επιδράσεις λαμβάνουν χώρα. Για την Ελλάδα όπως και για κάθε χώρα η γνώση αυτής της σχέσης είναι σημαντική από την άποψη της εφαρμογής κατάλληλων οικονομικών πολιτικών. Επιπλέον, εξετάζεται η σταθερότητα του νόμου του Okun. Αυτό είναι επίσης σημαντικό, δεδομένου ότι μια ανάλυση της σταθερότητας παρέχει σε μας έναν έμμεσο έλεγχο για το εάν εξωτερικοί κλυδωνισμοί (external shocks) οδηγούν σε μια ασταθή σχέση ανεργίας-ΑΕΠ. Επιπρόσθετα, ερευνώντας κανείς την προσφορά εργασίας και την ζήτηση εργασίας είναι σε θέση να προσδιορίσει εάν οι αλλαγές στη σχέση του Okun οφείλονται στην προσφορά ή στη ζήτηση εργασίας.

Τέλος, εξετάζεται συγκριτικά η ισχύς του νόμου του OKUN για τις χώρες Ελλάδα, Γαλλία και Ισπανία και εξετάζονται ακόμη οι σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών λογάριθμος του ΑΕΠ ( $LNGTP_t$ ) και ανεργίας ( $UN_t$ ) για τις τρεις αυτές χώρες.

## **Δεδομένα και Μεθοδολογία**

### **Δεδομένα**

Αυτή η μελέτη χρησιμοποιεί στοιχεία όσον αφορά το δείκτη ανεργίας και το πραγματικό ΑΕΠ από τις τρεις χώρες Ελλάδα, Γαλλία και Ισπανία για να εκτιμήσει τους συντελεστές του Okun για κάθε μία από αυτές με τη μέθοδο των πρώτων διαφορών. Η μορφή των πρώτων διαφορών, όπως

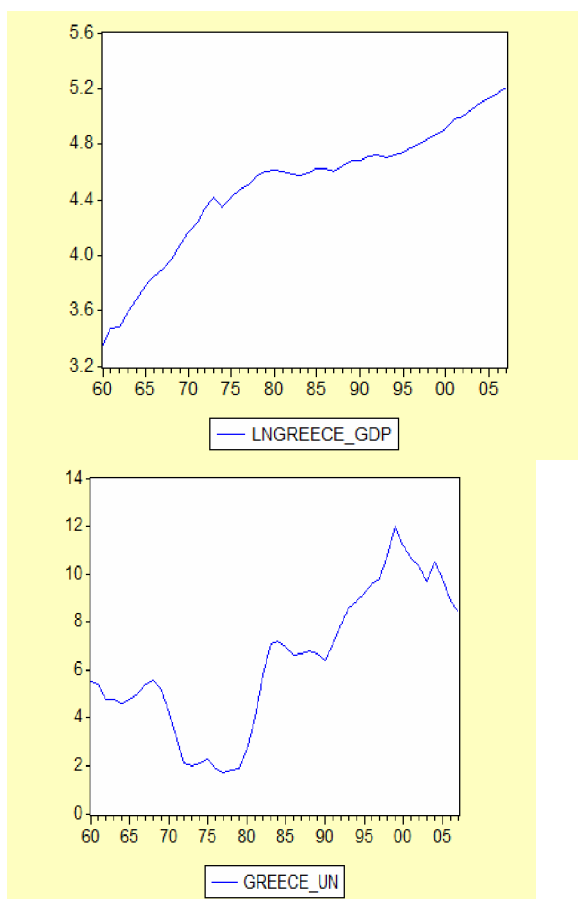
υιοθετείται από τον Mankiw (1994), μεταξύ άλλων, αντιπροσωπεύει έναν κατάλληλο τρόπο να επιτευχθεί στασιμότητα στα δεδομένα που περιέχουν μια μοναδιαία ρίζα. Η προσέγγιση του «χάσματος», όπως εφαρμόστηκε από τους Gordon (1984) και Hsing (1991), για παράδειγμα, παρέχει τη δυνατότητα να εξαχθούν συμπεράσματα για την συμπεριφορά των χρονολογικών σειρών κατά τη διάρκεια του επιχειρηματικού κύκλου. Για μια ισορροπημένη προσέγγιση του ζητήματος θα ήταν προτιμητέο να εξετάζονται και οι δύο προσεγγίσεις. Η δεύτερη προσέγγιση ξεφεύγει του σκοπού της παρούσας εργασίας και ίσως αποτελέσει αντικείμενο μιας μελλοντικής εργασίας.

Πηγή των στοιχείων είναι η στατιστική υπηρεσία της ΕΕ. Όλες οι σειρές είναι ετήσιες και εκτείνονται 48 έτη (1960-2007). Ο Okun χρησιμοποίησε το Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν (GNP) στην αρχική του εργασία. Εντούτοις, πολλοί συγγραφείς από τότε έχουν παράγει 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.

Στα σχήματα 1α και 1β παρουσιάζονται Ο λογάριθμος του ΑΕΠ και το ποσοστό ανεργίας και στα σχήματα 2α και 2β παρουσιάζονται οι πρώτες διαφορές 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 την Ελλάδα τη χρονική περίοδο 1960-2007, αντίστοιχα. 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. Οι πρώτες διαφορές και των δύο μεταβλητών παρουσιάζουν μεγάλες διακυμάνσεις κατά τη χρονική περίοδο που μελετάμε. Οι μεγαλύτερες ταυτόχρονες διακυμάνσεις στις τιμές των πρώτων διαφορών και των δύο μεταβλητών παρουσιάζονται κατά την πετρελαική κρίση του 1973 και με την είσοδο της Ελλάδος στην ΕΟΚ το 1980. Αυτό μας οδήγησε στη σκέψη να ερευνήσουμε την ύπαρξη διαρθρωτικών μεταβολών (structural breaks) στο συντελεστή του Okun το 1973 και το 1980 με την χρήση ψευδομεταβλητών.

α

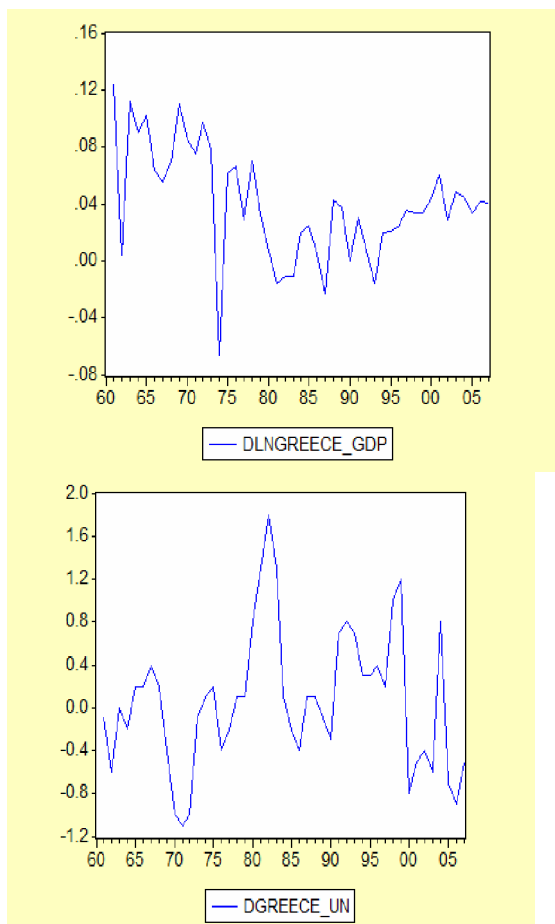
β



Σχήμα 1: Ο λογάριθμος του ΑΕΠ (α) και το ποσοστό ανεργίας (β) της Ελλάδος

α

β



**Σχήμα 2:** Οι πρώτες διαφορές του λογαρίθμου του ΑΕΠ (α) και του ποσοστού της ανεργίας (β) της Ελλάδος.

### 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 πραγματικής απόδοσης της οικονομίας (real output) ( $y_t$ ) και του παρατηρηθέντος ποσοστού ανεργίας ( $u_t$ ) δίνεται από τη σχέση (1). Για να είναι σωστή η παραπάνω εξειδίκευση θα πρέπει, όπως αναφέρθηκε παραπάνω, 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 συνολοκληρώνονται για να αποφευχθούν κίβδηλες παλλινδρομήσεις. Η παραδοσιακή προσέγγιση για τον έλεγχο στασιμότητας και συνολοκλήρωσης είναι ο έλεγχος των Dickey-Fuller.

Για τη μη στασιμότητα ελέξαμε 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 την ανίχνευση μοναδιαίας ρίζας σε κάθε μεταβλητή του συστήματος. Οι τρεις τύποι των υποδειγμάτων που χρησιμοποιήθηκαν για κάθε μεταβλητή είναι οι παρακάτω:

$$\Delta X_t = \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (3)$$

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (4)$$

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (5)$$

όπου:

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

Οι υποθέσεις που έχουμε για τα τρία παραπάνω υποδείγματα (3,4 και 5) 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 1 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  $p$  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 συνολοκληρωμένες στα επίπεδα. Για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης 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 πιθανοφανεϊών (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 ήταν το εξής:

$$\text{LNGTP}_t = a_{10} + a_{11}\text{UN}_{t-1} + a_{12}\text{UN}_{t-2} + b_{11}\text{LNGTP}_{t-1} + b_{12}\text{LNGTP}_{t-2} + u_{1t} \quad (6)$$

$$\text{UN}_t = a_{20} + a_{21}\text{UN}_{t-1} + a_{22}\text{UN}_{t-2} + b_{21}\text{LNGTP}_{t-1} + b_{22}\text{LNGTP}_{t-2} + u_{2t} \quad (7)$$

Τέλος, μετά τον προσδιορισμό του υποδείματος VAR πραγματοποιείθηκε 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 αιτιάσει 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.

Η αξιοπιστία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger εξαρτάται από την τάξη του VAR υποδείματος, καθώς και από τη στασιμότητα των μεταβλητών που συμμετέχουν στις συναρτήσεις (6) και (7). Σύμφωνα με τους Geweke et. al. (1983) η αξιοπιστία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger μειώνεται αν οι μεταβλητές που συμμετέχουν στον έλεγχο αυτό είναι μη στάσιμες. Ο Granger (1988) επέκτεινε αργότερα τον έλεγχο αυτό λαμβάνοντας υπόψη και την έννοια της συνολοκλήρωσης. Ως εκ τούτου για να εφαρμόσουμε τον έλεγχο αιτιότητας του Granger θα πρέπει να γνωρίζουμε την τάξη των αντίστοιχων υποδειγμάτων VAR. Ο έλεγχος της τάξης των υποδειγμάτων VAR γίνεται με τα γνωστά κριτήρια του λόγου πιθανοφανεϊών (LR) και των κριτηρίων των Akaike (1973), Schwartz (1978) και Hannan and Quinn (HQ) (1979). Σε υποδείγματα της Οικονομετρίας η σχέση αιτίας-αιτιατού (αιτιότητα) είναι δεδομένη εκ των προτέρων (a priori).

### Αποτελέσματα και συζήτηση

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  $R^2 > DW$  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. Οι έλεγχοι στασιμότητας των μεταβλητών έγιναν με τις γραφικές παραστάσεις και τη μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών. Από τα διαγράμματα 1α και 1β προέκυψαν τα εξής: 1. Η χρονολογική σειρά του λογαρίθμου του ΑΕΠ ( $\text{LNGTP}_t$ ) για την περίοδο 1960-2007 παρουσιάζει ελαφρά ανοδική πορεία αλλά ενδέχεται όμως να είναι και στάσιμη, επειδή εκφράζει το λογάριθμο του ΑΕΠ. 2. Η χρονολογική σειρά του ποσοστού ανεργίας για

την περίοδο 1960-2007 παρουσιάζει έντονα καθοδική πορεία στην αρχή της δεκαετίας του 1970, ανοδική πορεία τις επόμενες δύο δεκαετίες και στη συνέχεια έντονες διακυμάνσεις με μάλλον καθοδική απόκλιση.

Η χρησιμοποίηση του λογάριθμου 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):

$$x_t = (X_t - X_{t-1}) / X_{t-1} \approx \text{LN}(X_t / X_{t-1}) \quad (8)$$

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):

$$\begin{aligned} \Delta \text{LNGTP}_t &= \text{LNGTP}_t - \text{LNGTP}_{t-1} = \text{LN}(\text{GTP}_t / \text{GTP}_{t-1}) \approx \\ &\approx (\text{GTP}_t - \text{GTP}_{t-1}) / \text{GTP}_{t-1} \end{aligned} \quad (9)$$

όπου:  $\text{LNGTP}_t = 0$  φυσικός λογάριθμος του ΑΕΠ και  $t = 0$  ο χρόνος.

Στον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιήθηκαν για την επιλογή των χρονικών υστερήσεων τα παρακάτω κριτήρια: Ο συντελεστής πολλαπλού προσδιορισμού διορθωμένος ως προς τους βαθμούς ελευθερίας ( $\text{adj-R}^2$ ), 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. Επιλέγουμε εκείνη την εξειδίκευση του υποδείγματος που μας υποδεικνύουν τα περισσότερα από αυτά τα κριτήρια. Στους πίνακες που έπονται περιοριζόμαστε και παρουσιάζουμε μόνο τα κριτήρια των Akaike (1973) (AIC) και Schwartz (1978) (SBC).

Στον πίνακα 1 παρουσιάζονται οι κρίσιμες τιμές για τις χρονικές υστερήσεις  $p = 0$  και για τις τρεις μορφές των εξισώσεων 3, 4 και 5 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
-----------------------	-------	-------	-------

Στους πίνακες 2 και 3 σημειώνονται οι εκτιμήσεις από τις εξισώσεις 3, 4 και 5 για τις μεταβλητές του υποδείγματός μας, δηλαδή τις LNGDP και UN και για χρονικές υστερήσεις  $\rho = 0$ ,  $\rho = 1$  και  $\rho = 2$ . Οι έλεγχοι των Dickey - Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών για τις μεταβλητές LNGDP και UN έγιναν τόσο στα επίπεδα των μεταβλητών, όσο και στις τιμές των πρώτων τους διαφορών. Στον πίνακα 2 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του λογαρίθμου του ΑΕΠ (LNGTP<sub>t</sub>) και από τον οποίο προκύπτει ότι:

- Ο λογάριθμος του ΑΕΠ είναι στάσιμος στα αρχικά επίπεδα με εξειδίκευση: σταθερά χωρίς τάση και χωρίς καμία χρονική υστέρηση.
- Ο λογάριθμος του ΑΕΠ στις τιμές των πρώτων διαφορών είναι στάσιμος για όλες τις μορφές των εξισώσεων των Dickey-Fuller (DF) με μηδέν χρονικές υστερήσεις.
- Για τις μορφές των εξισώσεων που επιλέχθηκαν και για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα σύμφωνα με τον έλεγχο των Breusch - Godfrey ή αλλιώς των πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).

Από τα παραπάνω συμπεραίνεται ότι ο λογάριθμος του ΑΕΠ είναι στάσιμος στα αρχικά επίπεδα και στις πρώτες διαφορές, οπότε έχουμε  $\Delta \text{LNGDP} \sim I(0)$ , συνθήκη που πρέπει να πληρείται για την εκτίμηση του συντελεστή του OKUN.

**Πίνακας 2: Έλεγχοι των Dickey - Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του λογαρίθμου του ΑΕΠ.**

lngdp							
Μορφές Εξισώσεων	Στατι Στικά	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
		Υστερήσεις			Υστερήσεις		
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$
Χωρίς σταθερά χωρίς τάση	DF/ADF	6.1765	2.9578	1.7934	-3.4120	-1.6762	-1.6402
	LM [probl]	6.7938	0.14844	0.5257E- 3	2.9952	0.56914	0.49602
		0.009	0.700	0.982	0.084	0.451	0.481
	Akaike	82.3980*#	86.1527*	86.4135*	82.9817*#	85.7533*	88.0149
Schwarz	81.4729*#	84.3241*	83.7036*	82.0674*#	83.9466	85.3387	
Με σταθερά χωρίς τάση	DF/ADF	-4.0264	-2.4484	-2.7343	-5,0038	-2,7470	-2,2017
	LM [probl]	1.4831	1.8957	0.88961	0.0014	0.6367	0.27800
		0.223	0.169	0.346	0.970	0.801	0.598
	Akaike	91.1780	89.0923#	89.8155	87.0905	87.0468	88.2157
Schwarz	89.3278	86.3493	86.2022#	85.2618	84.3368	84.6473	
Με	DF/ADF	-3,1649	-2,3503	-3,4490	-5,3212	-3,1637	-2,1153

σταθερά με τάση	LM [prob]	1,4565	1,1906	0,0181	0.6476	0.8137	0.13836
		0,227	0,275	0,893	0.421	0.367	0.710
	Akaike	91.9453	89.3364#	92.1029	87.4944	87.2448	87.3688*
	Schwarz	89.1700	85.6791#	87.5863	84.7514	83.6315*	82.9084*

Σημείωση:

\* σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

# σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Με πλάγια γραφή-μπλε χρώμα χρωματίζεται η καλύτερη στάσιμη εξειδίκευση

Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Στον πίνακα 3 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του ποσοστού της ανεργίας και από τον οποίο προκύπτει ότι:

- Το ποσοστό της ανεργίας στα αρχικά επίπεδα είναι μη στάσιμο.
- Το ποσοστό της ανεργίας στις τιμές των πρώτων διαφορών είναι στάσιμο για τις δύο πρώτες μορφές των εξισώσεων των Dickey-Fuller (DF) με μηδέν, μία και δύο χρονικές υστερήσεις.
- Η καλύτερη μορφή εξίσωσης (καλύτερη εξειδίκευση) για τις τιμές των πρώτων διαφορών του ποσοστού της ανεργίας είναι αυτή με σταθερά με χωρίς τάση και δύο χρονικές υστερήσεις (πλάγια με μπλε χρώμα). Επιπλέον δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης σύμφωνα με το στατιστικό του Lagrange (LM).

Από τα παραπάνω προκύπτει ότι το ποσοστό της ανεργίας είναι στάσιμο στις πρώτες διαφορές, οπότε έχουμε  $\Delta UN \sim I(0)$ , συνθήκη που πρέπει να πληρείται για την εκτίμηση του συντελεστή του OKUN.

**Πίνακας 3: Έλεγχοι των Dickey - Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές του ποσοστού της ανεργίας**

un							
Μορφές Εξισώσεων	Στατι Στικά	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
		Υστερήσεις			Υστερήσεις		
		ρ=0	ρ=1	ρ=2	ρ=0	ρ=1	ρ=2
Χωρίς σταθερά χωρίς τάση	DF/ADF	0,3240	-0,3675	-0,0606	-3,3976	-3,4502	-3,1138
	LM [prob]	15.9499	0.7719	0.0569	0.8510	0.4594	0.28126
		0.0000	0.380	0.812	0.356	0.830	0.867
	Akaike	-47.5225#	-38.4785*	-38.2798	-37.5490	-37.2818	-37.6270#
Schwarz	-48.4476#	-40371	-40.9898	-38.4633	-39.0885	-40.3032#	
Με σταθερά χωρίς τάση	DF/ADF	-0,6076	-1,4565	-1,2731	-3,3718	-3,4606	-3,1133
	LM [prob]	16.8491	0.31430	0.1695	0.8854	0.0143	0.0166
		0.0000	0.575	0.681	0.347	0.905	0.898
Akaike	-48.172*#	-38.4024	-38.636*	-38.5099	-38.1359	-38.5102#	

	Schwarz	-50.0227#	-41.1453	-41.8769	-40.3385	-40.8459	-42.0785#
Με σταθερά με τάση	DF/ADF	-1,5716	-2,4731	-2,0241	-3,3158	-3,3598	-3,0392
	LM [prob]	17.6395	0.12126	0.8320	0.9119	0.0169	0.010624
		0.0000	0.645	0.362	0.340	0.897	0.918
	Akaike	-47.9653#	-36.3829	-37.9345	-39.509*#	-39.1285*	-39.5014*
Schwarz	-50.740*#	-41.0402*	-42.4511*	-42.2528*	-42.7418*	-43.961*#	

Σημείωση:

\* σημειώνει την καλύτερη μορφή εξίσωσης (κατακόρυφος έλεγχος)

# σημειώνει τον καλύτερο αριθμό των χρονικών υστερήσεων (οριζόντιος έλεγχος)

Με πλάγια γραφή-μπλε χρώμα χρωματίζεται η καλύτερη στάσιμη εξειδίκευση  
Οι αγκύλες σημειώνουν τα επίπεδα σημαντικότητας

Η σχέση του Okun, για την εκτίμηση της οποίας ενδιαφερόμαστε, αναφέρεται στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών  $LNGTP_t$  και  $UN_t$  και εκφράζεται ως μία γραμμική σχέση αυτών. Οι διαφορές  $\Delta LNGDP$  και  $\Delta UN$  είναι στάσιμες μεταβλητές, δηλαδή, οι μεταβλητές  $\Delta LNGDP$  και  $\Delta UN$  είναι ολοκληρωμένες μηδενικής τάξης  $I(0)$ , και επομένως δεν ανακύπτει θέμα συνολοκλήρωσης (Κάτος, 2004). Συνεπώς δεν υπάρχει πρόβλημα κίβδηλης παλινδρόμησης για τις μεταβλητές  $\Delta LNGDP$  και  $\Delta UN$  και μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε τις καθιερωμένες τεχνικές παλινδρόμησης για εκτίμηση της σχέσης. Εκτιμούμε με τη μέθοδο OLS τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και παίρνουμε την εξίσωση παλινδρόμησης:

$$\Delta LNGDP_t = 4,118 - 2,536\Delta UN_t \quad (10)$$

$t$             [7,811] [-3,135]  
                  (0,000) (0,003)

$$R^2 = 0,179 \quad DW = 1,714 \quad LM = 0,3728 (0,542)$$

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης (10) παρατηρούμε ότι ο συντελεστής της  $\Delta UN_t$  είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 1% και ο συντελεστής προσδιορισμού  $R^2 = 0,179$  αρκετά χαμηλός. Το στατιστικό του Durbin - Watson  $DW = 1,714 > R^2 = 0,179$  είναι αρκετά μεγαλύτερο από τον συντελεστή προσδιορισμού  $R^2$  και επιπλέον  $1,5 < DW < 2,5$  και  $LM = 0,3728 (0,542)$ . Αυτό σημαίνει ότι η παλινδρόμηση δεν είναι κίβδηλη και ότι τα κατάλοιπα δεν αυτοσυσχετίζονται. Συνεπώς ο συντελεστής του OKUN για την ελληνική οικονομία είναι ίσος με  $c_{OKUN} = -2,536$ .

Όπως προαναφέρθηκε οι πρώτες διαφορές του λογαρίθμου του ΑΕΠ ( $\Delta LNGDP$ ) και του ποσοστού της ανεργίας ( $\Delta UN$ ) παρουσιάζουν μεγάλες διακυμάνσεις κατά τη χρονική περίοδο που μελετάμε. Οι μεγαλύτερες ταυτόχρονες διακυμάνσεις στις τιμές των πρώτων διαφορών και των δύο μεταβλητών παρουσιάζονται κατά την πετρελαική κρίση του 1973 και κατά την ένταξη της Ελλάδος στην ΕΟΚ το 1980. Αυτό μας οδήγησε στη σκέψη να ερευνήσουμε για την ύπαρξη διαρθρωτικών μεταβολών (structural breaks) στο συντελεστή του Okun το 1973 και το 1980 με την χρήση ψευδομεταβλητών.

Θεωρήσαμε την ποιοτική μεταβλητή ‘‘πριν το 1973’’, ‘‘μετά το 1973 και πριν το 1980’’ και ‘‘μετά το 1980’’ η οποία έχει τρία επίπεδα. Εισήγαμε δύο ψευδομεταβλητές οι οποίες ορίζονται ως εξής:

$$D73_t = \begin{cases} 1, & \text{όταν } t < 1973 \\ 0, & \text{όταν } t \geq 1973 \end{cases} \quad (11)$$

και

$$D80_t = \begin{cases} 1, & \text{όταν } t \geq 1980 \\ 0, & \text{όταν } t < 1980 \end{cases} \quad (12)$$

Από τα παραπάνω προκύπτει ότι το προς εκτίμηση υπόδειγμα γράφεται ως εξής:

$$\Delta \text{LN}GDP_t = a + b\Delta \text{UN}_t + c(D73_t * \Delta \text{UN}_t) + d(D80_t * \Delta \text{UN}_t) + e_t \quad (13)$$

όπου:

$c$  = ο συντελεστής διαφοροποίησης λόγω πετρελαικής κρίσης το 1973

$d$  = ο συντελεστής διαφοροποίησης λόγω ένταξης στην ΕΟΚ το 1980

Εκτιμήσαμε την παραπάνω συνάρτηση με τη μέθοδο της βηματικής παλινδρόμησης, προκειμένου να εισαχθούν μόνο οι σημαντικές μεταβλητές, και πήραμε:

$$\Delta \text{LN}\hat{G}DP_t = 4,118 - 2,536\Delta \text{UN}_t$$

$t$	[7,811]	[-3,135]	(14)
	(0,000)	(0,003)	

$$R^2 = 0,179 \quad DW = 1,714$$

Το ίδιο αποτέλεσμα όπως και στην (10). Αυτό σημαίνει ότι οι συντελεστές  $c$  και  $d$  στην εξίσωση (8.22) δεν είναι σημαντικοί. Επομένως η πετρελαική κρίση του 1973 και η ένταξη της Ελλάδος στην ΕΟΚ το 1980 εξεταζόμενες από κοινού δεν φαίνεται να προκάλεσαν σημαντικές διαρθρωτικές μεταβολές (structural breaks) στο συντελεστή του Okun. Εκτιμήσαμε στη συνέχεια τις συναρτήσεις :

$$\Delta \text{LN}\hat{G}DP_t = a_1 + b_1\Delta \text{UN}_t + c_1D73_t + d_1(D73_t * \Delta \text{UN}_t) + e_t \quad (15)$$

$$\Delta \text{LN}\hat{G}DP_t = a_2 + b_2\Delta \text{UN}_t + c_2D80_t + d_2(D80_t * \Delta \text{UN}_t) + u_t \quad (16)$$

για να διαπιστώσουμε αν το κάθε γεγονός χωριστά προκαλεί μία διαρθρωτική μεταβολή (structural break) στη σχέση του Okun, και πήραμε τις εξισώσεις παλινδρόμησης:

$$\Delta \text{LN}\hat{G}DP_t = 2,832 - 1,840\Delta \text{UN}_t + 5,453D73_t + 2,062(D73_t * \Delta \text{UN}_t)$$

$t$	[5,525]	[-2,420]	[4,986]	[1,129]	(17)
	(0,000)	(0,020)	(0,000)	(0,265)	

$$R^2 = 0,483 \quad DW = 2,445$$

$$\Delta \text{LN}\hat{G}DP_t = 6,313 - 1,604\Delta \text{UN}_t - 3,774D80_t - 0,029(D80_t * \Delta \text{UN}_t)$$

$t$	[7,914]	[-0,961]	[-3,702]	[-0,016]	(18)
	(0,000)	(0,342)	(0,001)	(0,988)	

$$R^2 = 0,383 \quad DW = 2,133$$

Από την (17) προκύπτει ότι ο συντελεστής διαφοροποίησης της σταθερής  $c_1=5,453$  είναι θετικός και σημαντικός, πράγμα που σημαίνει ότι έχουμε παράλληλη μετατόπιση της συνάρτησης προς τα πάνω για τα έτη πριν το 1973. Αντίθετα ο συντελεστής διαφοροποίησης της κλίσης  $d_1=2,062$  είναι μη σημαντικός πράγμα που σημαίνει ότι δεν έχουμε περιστροφή της

συνάρτησης, δηλαδή δεν έχουμε μεταβολή στην κλίση της συνάρτησης για τα έτη πριν το 1973. Με άλλα λόγια, αυτό σημαίνει ότι ο σταθερός όρος, ο οποίος εκφράζει την μέση ετήσια αύξηση του ΑΕΠ που οφείλεται σε όλους τους άλλους παράγοντες εκτός της ανεργίας, ισούται με  $a_1 + c_1 = 2,832 + 5,453 = 8,285$  για τα έτη πριν το 1973 και ισούται με  $a_1 = 2,832$  για τα έτη από το 1973 και μετά. Αντίθετα η επίδραση της μεταβολής της ανεργίας στη μεταβολή του ΑΕΠ παραμένει σταθερή ( $b_1 = -1,840$ ) για όλη την διάρκεια της περιόδου.

Επειδή η (18) δεν μας οδηγεί σε συμπεράσματα σχετικά με τη διαφοροποίηση στη σχέση του Okun, εκτιμήσαμε την συνάρτηση (16) με τη μέθοδο της βηματικής παλινδρόμησης προκειμένου να εισαχθούν μόνο οι σημαντικές μεταβλητές και πήραμε τη συνάρτηση

$$\begin{aligned} \Delta \text{LN}\hat{\text{GDP}}_t &= 6,308 - 1,627\Delta \text{UN}_t - 3,771\text{D}80_t \\ t & \quad [8,552] \quad [-2,174] \quad [-3,810] \\ & \quad (0,000) \quad (0,000) \quad (0,035) \end{aligned} \quad (19)$$

$$R^2 = 0,383 \quad DW = 2,134$$

Από την (19) προκύπτει ότι ο συντελεστής διαφοροποίησης της σταθερής  $c_2 = -3,771$  είναι αρνητικός και σημαντικός, πράγμα που σημαίνει ότι έχουμε παράλληλη μετατόπιση της συνάρτησης προς τα κάτω για τα έτη μετά το 1980. Αντίθετα ο συντελεστής διαφοροποίησης της κλίσης  $d_2$  είναι μη σημαντικός πράγμα που σημαίνει ότι δεν έχουμε περιστροφή της συνάρτησης, δηλαδή δεν έχουμε μεταβολή στην κλίση της συνάρτησης για τα έτη μετά το 1980. Με άλλα λόγια, αυτό σημαίνει ότι ο σταθερός όρος, ο οποίος εκφράζει την μέση ετήσια αύξηση του ΑΕΠ που οφείλεται σε όλους τους άλλους παράγοντες εκτός της ανεργίας, ισούται με  $a_2 = 6,308$  για τα έτη πριν το 1980 και ισούται με  $a_1 + c_2 = 6,308 - 3,771 = 2,537$  για τα έτη από το 1980 και μετά. Αντίθετα η επίδραση της μεταβολής της ανεργίας στη μεταβολή του ΑΕΠ παραμένει σταθερή για όλη την διάρκεια της περιόδου και ισούται με  $b_2 = -1,627$ .

Στη συνέχεια θεωρήσαμε από κοινού τις ερμηνευτικές μεταβλητές  $\Delta \text{UN}_t$ ,  $\text{D}73_t$ ,  $(\text{D}73_t * \Delta \text{UN}_t)$ ,  $\text{D}80_t$  και  $(\text{D}80_t * \Delta \text{UN}_t)$ , οι οποίες εμφανίζονται στις εξισώσεις (15) και (16), εφαρμόσαμε τη μέθοδο της βηματικής παλινδρόμησης και πήραμε τη συνάρτηση

$$\begin{aligned} \Delta \text{LN}\hat{\text{GDP}}_t &= 2,826 + 5,396\text{D}73_t - 1,752(\text{D}80_t * \Delta \text{UN}_t) \\ t & \quad [5,515] \quad [5,480] \quad [-2,285] \\ & \quad (0,000) \quad (0,000) \quad (0,027) \end{aligned} \quad (20)$$

$$R^2 = 0,474 \quad DW = 2,427$$

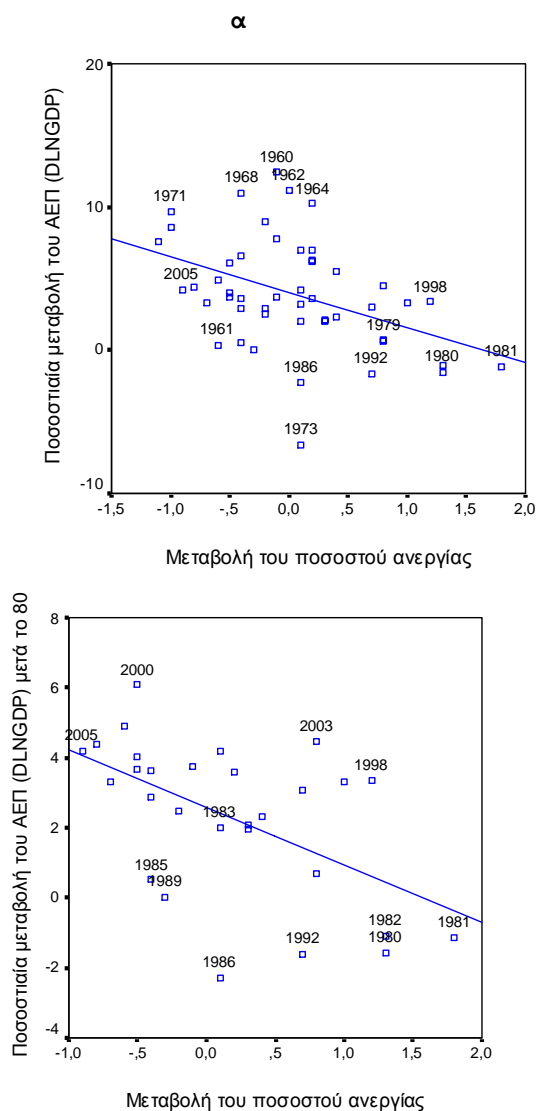
η οποία ερμηνεύεται ως εξής: η μέση ετήσια αύξηση του ΑΕΠ πριν από το 1973 ισούται με  $a + c_1 = 2,826 + 5,396 = 8,222$ , για τα έτη από το 1973 έως το 1980 ισούται με  $a = 2,826$  και από το 1980 και μετά η μέση ετήσια αύξηση του ΑΕΠ εκτιμάται από τη σχέση του Okun η οποία δίνεται από την εξίσωση

$$\Delta \text{LN}\hat{\text{GDP}}_t = 2,537 - 1,752\Delta \text{UN}_t \quad (21)$$

η οποία είναι παρόμοια με τη σχέση (19), η οποία για τα έτη από το 1980 και μετά παίρνει τη μορφή

$$\Delta \text{LN}\hat{\text{GDP}}_t = 2,826 - 1,627\Delta \text{UN}_t \quad (22)$$

Οι σχέσεις (21) και (22) φαίνονται πιο αντιπροσωπευτικές για την ελληνική οικονομία σήμερα, εάν λάβει κανείς υπόψη ότι η μέση μεταβολή του ΑΕΠ για την Ελλάδα την τελευταία δεκαετία ανέρχεται στο 4% και η μέση μεταβολή της ανεργίας προς την αντίθετη κατεύθυνση στο -0,7%.



**Σχήμα 3: Η σχέση του νόμου Okun για την περίοδο 1960-2007 (α) και την περίοδο 1980-2007 (β)**

Στη συνέχεια γίνεται μια συγκριτική ανάλυση της σχέσης του νόμου του OKUN για τις τρεις μεσογειακές χώρες Ελλάδα Γαλλία και Ισπανία και για την ίδια χρονική περίοδο 1960-2007. Η μακροχρόνια σχέση ισορροπίας (η σχέση του νόμου του OKUN) για την Ελλάδα δίνεται στη στήλη ``χωρίς υστέρηση`` του Πίνακα 4 (μεταξύ των μεταβλητών  $\Delta\text{LNGDP}_t$  και  $\Delta\text{UN}_t$ ) και για τις χώρες Γαλλία και Ισπανία δίνεται στη στήλη ``με υστέρηση`` του ίδιου Πίνακα, σύμφωνα με τα αποτελέσματα της εργασίας των ΡΗΓΑΣ, Ν. κ.α. (2008). Για την Ελλάδα η σχέση προκύπτει από την παλινδρόμηση της  $\Delta\text{LNGDP}_t$  πάνω στη  $\Delta\text{UN}_t$  για δε τις χώρες Γαλλία και Ισπανία από την παλινδρόμηση της  $\Delta\text{LNGDP}_t$  πάνω στις μεταβλητές  $\Delta\text{UN}_t$  και  $\Delta\text{LNGDP}_{t-1}$ . 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'.

Από τον Πίνακα 4 παρατηρούμε ότι η συμβολή της μεταβολής της ανεργίας στη μεταβολή του ΑΕΠ για την ελληνική οικονομία, η οποία εκφράζεται από τον εκτιμώμενο συντελεστή του Okun ( $b=-2,536$  ή  $b=-1,752$  από το 1980 και μετά), είναι διαφορετική από την αντίστοιχη της Γαλλίας και της Ισπανίας. Αυτό σημαίνει ότι τα μοντέλα ανάπτυξης που αποβλέπουν στην αντιμετώπιση της ανεργίας αποδίδουν περίπου το ίδιο για τις δύο χώρες (Γαλλία, Ισπανία) και διαφορετικά για την Ελλάδα. Αυτό μπορεί ακόμη να σημαίνει ότι οι δύο χώρες Γαλλία και Ισπανία παρουσιάζουν τα ίδια περίπου διαρθρωτικά προβλήματα στην αγορά εργασίας.

**Πίνακας 4: Αποτελέσματα εκτίμησης της μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας (και προσδιορισμός του συντελεστή του Okun) για τις χώρες Ελλάδα, Γαλλία και Ισπανία χωρίς χρονική υστέρηση και με μία χρονική υστέρηση ( $\Delta \text{LNGTP}_{t-1}$ )**

--Χώρα	χωρίς χρονική υστέρηση				με μία χρονική υστέρηση ( $\Delta \text{LNGTP}_{t-1}$ )				
	a*	b**	R <sup>2</sup>	DW	a*	b**	b <sub>1</sub> ***	R <sup>2</sup>	DW
<b>Ελλάδα</b>	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)		
<b>Γαλλία</b>	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)		
<b>Ισπανία</b>	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)		

- \* a ο σταθερός όρος
- \*\* b ο συντελεστής του Okun
- \*\*\* b<sub>1</sub> 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 από τα κριτήρια Akaike, Schwarz, Log-likelihood και R<sup>2</sup>
  - γ. Τη μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξης ( $dU < DW < 1 - dU$ ) όπου δεν υπάρχει το # δεν προτείνεται η καλύτερη μορφή εξίσωσης

Ένα από τα βασικά ερωτήματα που τίθενται συχνά και έπρεπε να απαντηθεί είναι ο προσδιορισμός του κατά πόσο η μεταβλητή  $\text{LNGTP}_t$  αιτιάζει την μεταβλητή  $\text{UN}_t$  ή αιτιάζεται από αυτή ή είναι ανεξάρτητες μεταξύ των.

Σε κλάδους της επιστήμης όπου είναι δυνατή η διενέργεια ελεγχόμενου πειράματος η σχέση αιτίου και αιτιατού μπορεί να προσδιοριστεί. Στην οικονομική επιστήμη όμως μία τέτοια σχέση είναι σχεδόν αδύνατο να

καθοριστεί λόγω της έλλειψης πειραματικών δεδομένων. Για το λόγο αυτό στα οικονομικά πολλές φορές θεωρούμε εκ των προτέρων δεδομένη μία συγκεκριμένη σχέση αιτίου και αποτελέσματος προκειμένου να εφαρμόσουμε τις κλασικές οικονομετρικές μεθόδους εκτίμησης ενός υποδείγματος.

Αν έχουμε δύο μεταβλητές  $X$  και  $Y$  και σύμφωνα με την οικονομική θεωρία η μεταβλητή  $X$  προσδιορίζει τη συμπεριφορά της  $Y$  το ερώτημα που τίθεται είναι αν πράγματι μια τέτοια σχέση υπάρχει. Η διαδικασία που κάνουμε για να απαντήσουμε στο ερώτημα αυτό είναι να παλινδρομήσουμε τη μεταβλητή  $Y$  πάνω στη  $X$  χρησιμοποιώντας τα δεδομένα που έχουμε και να ελέγξουμε τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή της  $X$ .

Η ύπαρξη υψηλής συσχέτισης μεταξύ δύο μεταβλητών δεν αποτελεί σε καμία περίπτωση και απόδειξη ότι υπάρχει μία σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών που μελετάμε. Τα προβλήματα με τις φαινομενικές (νόθες) συσχετίσεις παρουσιάζονται πολύ συχνά ακόμη και σε δυναμικά υποδείγματα.

Οι δυσκολίες του καθορισμού μίας σχέσης αιτιότητας μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών οδήγησαν τον Granger (1969) στην ανάπτυξη της οικονομικής έννοιας της αιτιότητας γνωστής ως 'αιτιότητα κατά Granger'

(Granger Causality). Γενικά, θα λέμε ότι μία μεταβλητή  $X$  αιτιάζει κατά Granger μία άλλη  $Y$ , αν όλη η πρόσφατη και προηγούμενη πληροφόρηση γύρω από τις τιμές της μεταβλητής αυτής βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της  $Y$ .

Είδαμε σε προηγούμενη ενότητα ότι και οι δύο μεταβλητές  $LNGTP_t$  και  $UN_t$  είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης  $I(1)$ . Άρα για να εφαρμόσουμε τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger θα πρέπει να βρούμε την τάξη των αντίστοιχων υποδειγμάτων VAR. Ο έλεγχος της τάξης των υποδειγμάτων VAR γίνεται με τα γνωστά κριτήρια του λόγου πιθανοφανειών (LR) και των κριτηρίων των Akaike (1973), Schwartz (1978) και HQ (1979). Επειδή άλλα κριτήρια προτείνουν τάξη του υποδείγματος VAR  $k=1$  και άλλα  $k=2$  για τις τρεις χώρες, εφαρμόσαμε τον έλεγχο αιτιότητας του Granger για τάξη του υποδείγματος VAR ίση με  $k=1$  και  $k=2$  για κάθε χώρα.

Λαμβάνοντας υπόψη την τάξη του VAR και υποθέτοντας ότι οι χρονικές σειρές έχουν τάση αλλά οι εξισώσεις συνολοκλήρωσης έχουν μόνο σταθερές βρήκαμε τον αριθμό των συνολοκλήρωμένων διανυσμάτων. Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης με τα βήματα της προσέγγιση του Johansen έδειξε, όπως και αυτός με την προσέγγιση των Engle-Granger, ότι οι δύο μεταβλητές  $LNGTP_t$  και  $UN_t$  είναι συνολοκλήρωμένες και ότι υπάρχει ακριβώς ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης και για τις τρεις χώρες.

Στον πίνακα 8.8 παρουσιάζουμε τους ελέγχους αιτιότητας για τις μεταβλητές  $LNGDP$  και  $UN$  για τις χώρες της ζώνης του Ευρώ για  $k = 1$  και  $k = 2$  (τάξη του VAR υποδείγματος). Τα αντίστοιχα υποδείγματα VAR για  $k = 1$  και  $k = 2$  έχουν ως εξής:

$$k = 1$$

$$LNGTP_t = a_{10} + a_{11}UN_{t-1} + b_{11}LNGTP_{t-1} + u_{1t} \quad (23)$$

$$UN_t = a_{20} + a_{21}UN_{t-1} + b_{21}LNGTP_{t-1} + u_{2t} \quad (24)$$

$$k = 2$$

$$LNGTP_t = a_{10} + a_{11}UN_{t-1} + a_{12}UN_{t-2} + b_{11}LNGTP_{t-1} + b_{12}LNGTP_{t-2} + u_{1t} \quad (25)$$

$$UN_t = a_{20} + a_{21}UN_{t-1} + a_{22}UN_{t-2} + b_{21}LNGTP_{t-1} + b_{22}LNGTP_{t-2} + u_{2t} \quad (26)$$

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5 παρατηρούμε ότι:

Για  $k = 1$ :

α. Για την πρώτη περίπτωση ισχύει η μηδενική υπόθεση  $H_0$ , η UN δεν αιτιάζεται την LNGDP, σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και για τις τρεις χώρες. Αυτό σημαίνει ότι και στις τρεις χώρες η μεταβλητή UN δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNGDP (σύμφωνα με την εξίσωση (25)).

β. Για τη δεύτερη περίπτωση ισχύει επίσης η μηδενική υπόθεση  $H_0$ , η LNGDP δεν αιτιάζεται την UN, σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και για τις τρεις χώρες. Αυτό σημαίνει ότι και στις τρεις χώρες η μεταβλητή LNGDP δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή UN (σύμφωνα με την εξίσωση (26)).

Για  $k = 2$ :

α. Για την πρώτη περίπτωση ισχύει η μηδενική υπόθεση  $H_0$ , η UN δεν αιτιάζεται την LNGDP, σε επίπεδο σημαντικότητας 5% για την Ελλάδα και τη Γαλλία. Για την Ισπανία δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση  $H_0$  σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Αυτό σημαίνει ότι για την Ισπανία η μεταβλητή UN προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNGDP (σύμφωνα με την εξίσωση (25)), δηλαδή έχουμε  $UN \rightarrow LNGDP$ .

β. Για τη δεύτερη περίπτωση δεν ισχύει η μηδενική υπόθεση  $H_0$ , η LNGDP δεν αιτιάζεται την UN, σε επίπεδο σημαντικότητας 5% για την Ελλάδα και Γαλλία και ισχύει για την Ισπανία. Αυτό σημαίνει ότι η μεταβλητή LNGDP προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή UN για την Ελλάδα και τη Γαλλία (σύμφωνα με την εξίσωση 8.37) δηλαδή έχουμε  $LNGDP \rightarrow UN$ , όχι όμως για την Ισπανία.

Από τα αποτελέσματα των περιπτώσεων α και β για  $k = 1$  και 2 μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο λογάριθμο του ΑΕΠ (LNGDP) και το ποσοστό ανεργίας (UN) και για τις τρεις χώρες.

**Πίνακας 5: Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger για LNGDP και UN για τις χώρες Ελλάδα, Γαλλία και Ισπανία**

Μηδενική υπόθεση	F-statistic	Propability
<b>Ελλάδα</b>		
$k^*=1$		
H UN δεν αιτιάζεται την LNGDP	1,6855	0,2010
H LNGDP δεν αιτιάζεται την UN	2,8944	0,0959
$k=2$		
H UN δεν αιτιάζεται την LNGDP	2,6820	0,0804
H LNGDP δεν αιτιάζεται την UN	5,7470	0,0063
<b>Γαλλία</b>		
$k=1$		
H UN δεν αιτιάζεται την LNGDP	0,3007	0,5862
H LNGDP δεν αιτιάζεται την UN	0,6981	0,4080
$k=2$		
H UN δεν αιτιάζεται την LNGDP	0,8174	0,4487
H LNGDP δεν αιτιάζεται την UN	6,4459	0,0037
<b>Ισπανία</b>		
$k=1$		
H UN δεν αιτιάζεται την LNGDP	0,2526	0,6178
H LNGDP δεν αιτιάζεται την UN	1,1290	0,2938
$k=2$		
H UN δεν αιτιάζεται την LNGDP	3,7239	0,0327

Η LNGDP δεν αιτιάζεται την UN

0,7247

0,4906

-----  
\* Η τάξη του υποδείγματος VAR.

### 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 επαναξιολογήσαμε τη σχέση για την Ελλάδα και για συγκριτικούς κυρίως λόγους για δύο χώρες της ζώνης του Ευρώ τη Γαλλία και την Ισπανία βασιζόμενοι σε μεταπολεμικά στοιχεία για τη χρονική περίοδο 1960-2007.

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).

Από τις εκτιμήσεις μας καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η αντίδραση του ΑΕΠ στις μεταβολές της ανεργίας και γενικότερα η σχέση του Okun διαφέρει ουσιαστικά μεταξύ των τριών χωρών. Οι διαφορές αναφέρονται τόσο στον αριθμό των σημαντικών ερμηνευτικών μεταβλητών για την εκτίμηση της σχέσης του Okun ( $\Delta UN_t$  για την Ελλάδα,  $\Delta UN_t$  και  $\Delta LNGDP_{t-1}$  για Γαλλία και Ισπανία) όσο και στους συντελεστές παλινδρόμησης (σταθερό όρο (a) και συντελεστή του Okun (b)). Για την Ελλάδα ερευνήσαμε την ύπαρξη διαρθρωτικών μεταβολών (structural breaks) στο συντελεστή του Okun το 1973 και το 1980 με την χρήση ψευδομεταβλητών και καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι για τη χρονική περίοδο 1960-2007 ο συντελεστής του Okun ισούται με  $b=-2,536$  ενώ από το 1980 και μετά ισούται με  $b=-1,756$ . Η τιμή  $b=-1,756$  συνδυαζόμενη με τη σταθερά  $a=2,826$  φαίνεται πιο αντιπροσωπευτική για την ελληνική οικονομία για τις τελευταίες τρεις δεκαετίες.

Οι διαφορές των συντελεστών του Okun μεταξύ των τριών χωρών και μάλιστα μεταξύ της Ελλάδας και των δύο άλλων, που προσεγγίζονται περισσότερο, δεν υπάρχει αμφιβολία ότι σχετίζονται με πολλούς και διαφορετικούς παράγοντες. Εντούτοις, καθώς αρκετοί ερευνητές διαπίστωσαν ότι μια απλή ανάλυση της αύξησης του ΑΕΠ δείχνει ότι ένας από τους κύριους καθοριστικούς παράγοντες του είναι η αύξηση της παραγωγικότητας, θεωρούμε ότι είναι απαραίτητο να δώσουμε προσοχή σε αυτό για να προσπαθήσουμε να εξηγήσουμε τις 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.

Η μελέτη δείχνει μια μικρότερη απώλεια στο προϊόν της οικονομίας συνδεδεμένη με μια δεδομένη αύξηση της ανεργίας στις πρόσφατες δεκαετίες για την Ελλάδα. Αυτή η διαπίστωση των διαφορετικών

εκτιμήσεων με την πάροδο του χρόνου, συμπέρασμα και άλλων μελετητών, συνεπάγεται ότι οποιοσδήποτε εμπειρικός κανόνας, όπως ο νόμος Okun, πρέπει να εφαρμόζεται με επιφύλαξη.

Οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger έδειξαν ότι:

Για  $k = 1$  η μεταβλητή UN δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNGDP, όπως επίσης η μεταβλητή LNGDP δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή UN και για τις τρεις χώρες

Για  $k = 2$  η μεταβλητή UN προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή LNGDP στην Ισπανία ενώ για τη Γαλλία και Ελλάδα η μεταβλητή LNGDP προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή UN.

Αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο λογάριθμο του ΑΕΠ (LNGDP) και το ποσοστό ανεργίας (UN) δεν υπάρχει και για τις τρεις χώρες.

## Βιβλιογραφία

- 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 Law, Cointegration and Gap Variables, *Journal of Macroeconomics* 20 (1998), pp. 625-637
- 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
- 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.
- 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.
- EANGLE, R.F. and GRANGER, C.W.J.(1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*. 55. 251-276
- 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.
- GRANGER, C.W.J. (1988). Some recent developments in a concept of causality. *Journal of Econometrics*. 39. 199-221.
- GRANGER, C.W.J. and NEWBOLD, P.(1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*. 35. 143-159.
- 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.
- Hsing, Y. (1991). "Unemployment and the GNP Gap: Okun's Law Revisited," *Eastern Economic Journal*, Eastern Economic Association, vol. 17(4), pages 409-416,
- IM, K.S., PESARAN, H.M. and SHIN, Y. (2003), Testing for unit roots heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74.
- JOHANSEN, S.(1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and control*. 12. 213-254.
- 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.
- LEE, J. (2000), The robustness of Okun's law: evidence form OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 22, pp. 331-356.
- Mankiw, G. (1994). *Macroeconomics* , New York : Worth Publishers
- 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.
- ΡΗΓΑΣ, Ν., ΜΠΛΑΝΑΣ, Γ. & ΡΗΓΑΣ, Γ. (2008). Η ισχύς του νόμου του OKUN: Μια εμπειρική έρευνα για τις χώρες της ζώνης του Εύρο''. *Prime* Vol 1, 2008. *PRIME International Journal*.
- 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
- VILLAVARDE, J. and MAZA, A. (2007). Okun's law in the Spanish regions. *Economics Bulletin*, Vol. 18, No. 5, pp. 1-11.