

## Η ΣΧΕΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΟΥ ΠΡΟΪΟΝΤΟΣ ΚΑΙ ΤΗΣ ΑΝΕΡΓΙΑΣ: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΑΠΟ ΤΙΣ ΕΛΛΗΝΙΚΕΣ ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΕΣ

*Δημήτρης Κ. Χριστόπουλος(\*)*

### 1. Εισαγωγή

Ένα από τα σημαντικότερα προβλήματα, που αντιμετωπίζουν σήμερα οι αναπτυσσόμενες χώρες, είναι η ύπαρξη υψηλών ποσοστών ανεργίας. Για παράδειγμα στις χώρες της Ευρωπαϊκής ένωσης, η ανεργία αυξήθηκε από 4% στην δεκαετία το '60, σε πάνω από 10% στη δεκαετία του '90. Το κυριότερο χαρακτηριστικό αυτής της κατάστασης είναι η αδυναμία να περιορισθεί δραστικά η ανεργία, ακόμη και κατά την διάρκεια περιόδων που παρατηρείται επιτάχυνση της οικονομικής μεγέθυνσης. Πέρα από τις κοινωνικές και οικονομικές συνέπειες που συνεπάγεται η ύπαρξη υψηλών ποσοστών ανεργίας, υπάρχουν μερικά ακόμη θέματα που τυγχάνουν διερεύνησης. Για παράδειγμα, ποιες είναι οι οικονομικές δυνάμεις που οδηγούν στη δημιουργία της ανεργίας; Το μέγεθος της ανεργίας ακολουθεί μια αυτόνομη πορεία, η οποία δεν επηρεάζεται από άλλες μακροοικονομικές μεταβλητές, όπως για παράδειγμα ο πληθωρισμός; Η θεωρητική ενασχόληση με αυτά τα δυο ερωτήματα απαιτεί τη διερεύνηση της σχέσης που υπάρχει μεταξύ του προϊόντος και της ανεργίας. Με δεδομένο ότι οι μεταβλητές αυτές αμφότερες επηρεάζονται από τον επιχειρηματικό κύκλο, θα ανέμενε κάποιος να υπάρχει μια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δυο αυτών μεγεθών. Μέσα σε αυτό το πλαίσιο υψηλοί ρυθμοί μεγέθυνσης θα οδηγούν σε μείωση της ανεργίας, ενώ σε περιόδους όπου ο ρυθμός αύξησης τους προϊόντος περιορίζεται η ανεργία θα αναμένεται να αυξάνει σημαντικά. Η σχέση που συνδέει τη μεταβολή της ανεργίας με τη μεταβολή του προϊόντος, ονομάζεται «ο νόμος του Okun» (Okun, 1962) και είναι μια από τις σημαντικότερες έννοιες στη μακροοικονομική θεωρία. Σε εμπειρικό επίπεδο η σχέση που περιγράφει ο νόμος αυτός έχει ιδιαίτερο ενδιαφέρον, αφού μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως εργαλείο άσκησης οικονομικής πολιτικής για τον περιορισμό της ανεργίας.

---

(\*) Ευχαριστίες εκφράζονται στους Καθηγητές Μ. Λαμπρινίδη και Π. Ρέππα για τα εποικοδομητικά τους σχόλια.

Στη διεθνή βιβλιογραφία υπάρχουν αρκετές εμπειρικές έρευνες που έχουν εξετάσει τη σχέση μεταξύ ανεργίας και προϊόντος, δες για παράδειγμα τις πιο πρόσφατες από αυτές Lee (2000), Virén (2001) και Harris-Silverstone (2001). Για την περίπτωση της Ελληνικής οικονομίας, η σχέση μεταξύ ανεργίας και προϊόντος, κατά την διάρκεια της περιόδου 1965-99, διερευνήθηκε από τον Ζόνζηλο (2000). Το αποτέλεσμα της ανάλυσης έδειξε, ότι μια θετική μεταβολή του προϊόντος κατά μια εκατοστιαία μονάδα, μεταβάλλει την ανεργία προς την αντίθετη κατεύθυνση μόνο κατά 0,2 της εκατοστιαίας μονάδας. Σύμφωνα με το συγγραφέα, το αποτέλεσμα αυτό δε φαίνεται να αφήνει πολλά περιθώρια αισιοδοξίας για περιορισμό της ανεργίας με πολιτικές ενίσχυσης της ζήτησης.

Ωστόσο, όλες οι μέχρι σήμερα έρευνες, έχουν περιορίσει την ανάλυσή τους σε εθνικό επίπεδο. Μια εξέταση, όμως, του προβλήματος σε επίπεδο εθνικών περιφερειών, θα ήταν επίσης πολύ ενδιαφέρουσα από την άποψη της ασκούμενης οικονομικής πολιτικής. Πιο συγκεκριμένα, μια τέτοια ανάλυση θα επέτρεπε να αναγνωριστούν οι περιφέρειες εκείνες, όπου μια πολιτική ενίσχυσης της ζήτησης, θα ήταν περισσότερο αποτελεσματική για τον περιορισμό της ανεργίας, σε σχέση με άλλες περιφέρειες όπου μια τέτοια πολιτική δε θα ήταν η καταλληλότερη. Στην τελευταία περίπτωση άλλα μέτρα οικονομικής πολιτικής θα έπρεπε να χρησιμοποιηθούν για τον περιορισμό της ανεργίας. Τέτοιες πολιτικές για παράδειγμα αποτελούν, προγράμματα επιδοτούμενης απασχόλησης στις ιδιωτικές επιχειρήσεις και χορηγήσεις για τη δημιουργία έργων υποδομής στους δήμους. Συνολικά, μια ανάλυση της σχέσης προϊόντος-ανεργίας σε επίπεδο εθνικών περιφερειών, θα επέτρεπε την εφαρμογή αποτελεσματικότερων πολιτικών για την μείωση της ανεργίας, τόσο σε περιφερειακό όσο και σε εθνικό επίπεδο.

Η περίπτωση της Ελλάδας, θα ήταν ένα καλό παράδειγμα διερεύνησης του νόμου του Okun, σε περιφερειακό επίπεδο. Στην Ελλάδα η συνολική ανεργία, παρουσίασε σημαντική άνοδο κατά τη διάρκεια των δυο τελευταίων δεκαετιών, καταλήγοντας σήμερα να είναι ένα από τα σημαντικότερα προβλήματα της Ελληνικής οικονομίας. Πιο συγκεκριμένα, μεταξύ 1982-2000, η ανεργία αυξήθηκε κατά 42% περίπου, ενώ οι άνεργοι το 2000 αποτελούν το 11% περίπου, του εργατικού δυναμικού της χώρας. Από την άλλη πλευρά, οι διαφορές των ποσοστών ανεργίας μεταξύ των 13 περιφερειών (NUTS II) της χώρας, αυξήθηκαν μεταξύ της περιόδου 1982-98. Έτσι, το 1997 ένας αριθμός περιφερειών παρουσίαζε ποσοστά ανεργίας υψηλότερα από εκείνα του μέσου εθνικού όρου ήτοι 10,3%. Στην περιφέρεια Δυτικής Μακεδονίας, το 14,5% του εργατικού δυναμικού ήταν άνεργοι, ενώ στην περιφέρεια της Αττικής και της Ηπείρου τα αντίστοιχα ποσοστά ήταν 12,1% και 11,2% αντιστοίχως, δες Konsolas et al. (2002). Από τα δεδομένα αυτά είναι φανερό ότι το πρόβλημα της ανεργίας εί-

να αρκετά έντονο σε ορισμένες περιφέρειες. Έτσι, μια ανάλυση του προβλήματος σε επίπεδο περιφέρειας θα βοηθούσε τόσο στην άσκηση μιας αποτελεσματικότερης πολιτικής για τον περιορισμό της ανεργίας όσο και στην εξοικονόμηση εθνικών πόρων.

Το υπόλοιπο του άρθρου είναι οργανωμένο ως εξής: Στο δεύτερο μέρος παρουσιάζεται ο νόμος του Okun και συζητούνται μερικά οικονομετρικά προβλήματα. Στο τρίτο μέρος περιέχονται οι εμπειρικές εκτιμήσεις, ενώ στο τέταρτο καταγράφονται τα συμπεράσματα.

## 2. Ο Νόμος του Okun και μερικά οικονομετρικά προβλήματα

Η τυπική εξίσωση του νόμου του Okun, σε επίπεδο περιφέρειας, μπορεί να γραφεί ως μια εξίσωση κενού της ακόλουθης μορφής,

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{Y_{it}^*}\right) = \alpha \ln\left(\frac{u_{it}}{u_{it}^*}\right) + e_{it} \quad i=1,2,\dots,N, \quad t=1,2,\dots,T. \quad (1)$$

όπου  $Y_{it}$  είναι το πραγματικό προϊόν για την περιφέρεια  $i=1,2,\dots,N$  και για την περίοδο  $t=1,2,\dots,T$ ,  $u_{it}$  είναι το επίπεδο της ανεργίας,  $Y_{it}^*$  και  $u_{it}^*$  είναι τα αντίστοιχα δυνητικά μεγέθη και  $e_{it}$  είναι ο συνηθισμένος διαταρακτικός όρος.

Στην ουσία η εξίσωση (1) είναι μια βραχυχρόνια δυναμική έκφραση του νόμου του Okun.

Ωστόσο, επειδή τα  $\ln Y_{it}$  και  $\ln u_{it}$  είναι εν δυνάμει μη στάσιμες (non-stationary) μεταβλητές, η σχέση μεταξύ τους θα έπρεπε να διερευνηθεί χρησιμοποιώντας τη μέθοδο της συνολοκλήρωσης (co-integration), δες σχετικά Attfield-Silverstone (1998). Αυτό σημαίνει ότι υπάρχει μια μοναδική μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των  $\ln Y_{it}$  και  $\ln u_{it}$ , δηλαδή:

$$\ln Y_{it} = \sum_{i=1}^N \gamma_i D_i + \sum_{t=1}^T \varphi_t D_t + \delta \ln u_{it} + e_{it} \quad (2)$$

όπου  $D_i$  και  $D_t$  είναι ψευδομεταβλητές για την περιφέρεια και για το χρόνο αντιστοίχως. Οι πρώτες, χρησιμοποιούνται για να διαχωρίσουν την επίδραση της ανεργίας πάνω στο προϊόν από μη παρατηρήσιμους παράγοντες μοναδικούς σε κάθε περιφέρεια που δεν έχουν ενσωματωθεί στο υπόδειγμα, ενώ οι δεύτερες για να ενσωματώσουν την επίδραση της τάσης πάνω στο προϊόν.

Σύμφωνα με τους Engle-Granger (1987) εάν τα  $\ln Y_{it}$  και  $\ln u_{it}$  είναι στάσιμα μόνο στις πρώτες διαφορές, δηλαδή οι σειρές είναι  $I(1)$ , τότε αυτές οι σειρές είναι συνολοκληρωμένες όταν  $e_{it} \sim I(0)$ . Όταν οι σειρές είναι συνολοκληρωμένες τότε η σχέση (2) θα χαρακτηρίζεται ως δομική (structural) και όχι νόθος (spurious).

Το περισσότερο γνωστό τεστ για τον έλεγχο της στασιμότητας των σειρών, είναι ο έλεγχος των μοναδιαίων ριζών, με την επαυξημένη στατιστική των

Dickey-Fuller (ADF) (1981). Ωστόσο, το τεστ αυτό έχει περιορισμένη ισχύ, όταν η διάρκεια της περιόδου δεν είναι αρκετά μεγάλη, πράγμα που μπορεί να οδηγήσει σε εσφαλμένα συμπεράσματα σχετικά με το βαθμό ολοκλήρωσης των σειρών. Έτσι, οι Im-Pesaran-Shin (1997) πρότειναν ένα τεστ το οποίο στηρίζεται στην ταυτόχρονη χρησιμοποίηση διαστρωματικών και χρονολογικών δεδομένων (panel unit root test) και είναι περισσότερο ισχυρό για ασφαλή συμπεράσματα. Το τεστ αυτό το οποίο θα ονομάζουμε IPS στηρίζεται στο μέσο όρο των ατομικών στατιστικών ADF ( $t_i$ ) και δίδεται από την ακόλουθη σχέση,

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N}(\bar{t} - E[t_i | \rho_i = 0])}{\sqrt{\text{var}[t_i | \rho_i = 0]}} \rightarrow N(0,1) \quad (3)$$

όπου  $\bar{t} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i$

Ο μέσος  $E[t_i | \rho_i = 0]$  και η διακύμανση  $\text{var}[t_i | \rho_i = 0]$  προέρχονται από Monte Carlo προσομοιώσεις.

Για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης, το πιο ενδεδειγμένο τεστ είναι εκείνο που προτάθηκε από τον Johansen (1988). Ωστόσο, το τεστ αυτό μπορεί να εφαρμοστεί μόνο σε δεδομένα χρονολογικών σειρών, ενώ όταν η περίοδος ανάλυσης είναι μικρή σε διάρκεια οδηγεί συχνά σε εσφαλμένα συμπεράσματα. Έτσι, πρόσφατα ο Pedroni (1997) πρότεινε ένα τεστ, που στηρίζεται στην επαυξημένη στατιστική των Dickey-Fuller (Pedroni ADF test), για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης των σειρών, χρησιμοποιώντας ταυτόχρονα διαστρωματικά και δεδομένα χρονολογικών σειρών και δημιουργώντας έτσι ένα αποτελεσματικότερο τεστ. Μια λεπτομερής περιγραφή του τεστ αυτού παρουσιάζεται στο Παράρτημα.

Τέλος, για την εκτίμηση της μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ  $\ln Y_{it}$  και  $\ln u_{it}$  χρησιμοποιούμε την μέθοδο των ολικά τροποποιημένων ελαχίστων τετραγώνων (Fully modified OLS) κατάλληλων για ετερογενή δείγματα, δες σχετικά Pedroni (2000). Μια σύντομη παρουσίαση αυτής της μεθόδου γίνεται στο Παράρτημα. Η μέθοδος αυτή επιτρέπει μια συνεπή και αποτελεσματικότερη εκτίμηση του συνολοκληρωμένου διανύσματος, σε σχέση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Είναι γνωστό πια ότι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων παράγει μεροληπτικούς (biased) εκτιμητές εξαιτίας της ενδογένειας των εξωγενών ολοκληρωμένων σειρών, δηλαδή εξαιτίας του γεγονότος ότι οι σειρές αυτές είναι  $I(1)$ .

### 3. Τα εμπειρικά αποτελέσματα

Για την εμπειρική εκτίμηση του νόμου του Okun στην Ελλάδα, χρησιμοποιήθηκαν στοιχεία σε επίπεδο περιφερειών (NUTS II), κατά τη διάρκεια της περιόδου 1971-1993. Τα στοιχεία προέρχονται από την βάση δεδομένων του Ινστιτούτου Περιφερειακής Ανάπτυξης του Παντείου Πανεπιστημίου. Τα δεδο-

μένα που χρησιμοποιήθηκαν είναι το πραγματικό περιφερειακό προϊόν ( $\ln Y_{it}$ ) και η ανεργία ( $\ln u_{it}$ ) μετρούμενη από τον αριθμό των ανέργων. Στον πίνακα (1) παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για τον έλεγχο της στασιμότητας των σειρών με βάση την στατιστική των Im-Pesaran-Shin (IPS). Τα στοιχεία αυτά δείχνουν με σαφήνεια ότι οι σειρές είναι μη στάσιμες στα επίπεδα τους, αλλά στάσιμες στις πρώτες τους διαφορές. Άρα μπορούμε να συμπεράνουμε ότι όλες οι υπό διερεύνηση μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες πρώτου βαθμού, δηλαδή είναι  $I(1)$ .

**Πίνακας 1: Έλεγχοι Μοναδιαίων Ριζών των Μεταβλητών**

	Επίπεδα	Πρώτες Διαφορές
Μεταβλητές	IPS	IPS
$\ln Y_{it}$	4,69	-23,21***
$\ln u_{it}$	0,50	-10,34***

**Σημείωση:** *IPS* είναι το *Im, Pesaran and Shin t*-τεστ για έλεγχο της ύπαρξης μοναδιαίων ριζών στις σειρές. Οι υπογραμμισμένες τιμές δείχνουν την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών (\*\*\*) δηλώνει απόρριψη της υπόθεσης της μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1% .

Στη συνέχεια, ελέγχουμε για την ύπαρξη μιας μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ του προϊόντος και της ανεργίας (εξίσωση 2), με βάση την επαυξημένη στατιστική ADF του Pedroni για ετερογενή δείγματα. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον ακόλουθο πίνακα 2 και δείχνουν ξεκάθαρα ότι μεταξύ του περιφερειακού προϊόντος και της ανεργίας υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Με άλλα λόγια οι δυο σειρές είναι συνολοκληρωμένες.

**Πίνακας 2: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης**

Pedroni ADF τεστ
-12,78***

**Σημείωση:** (\*\*\*) δηλώνει απόρριψη της υπόθεσης ότι οι σειρές δεν είναι συνολοκληρωμένες σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%.

Στη συνέχεια, έχοντας διαπιστώσει, ότι υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ της ανεργίας και του προϊόντος, προχωρούμε στην εκτίμηση της εξίσωσης (2) με τη μέθοδο των ολικά τροποποιημένων ελαχίστων τετραγώνων (FOLS). Οι εκτιμήσεις παρουσιάζονται στον επόμενο πίνακα 3.

**Πίνακας 3: Εκτίμηση της Εξίσωσης (2) με FOLS.**

Περιφέρεια	$\ln\mu_{it}$	Οι στατιστικές του Student
Ανατολική Μακεδονία-Θράκη	-0,04	0,25
Κεντρική Μακεδονία	-0,13	1,31
Δυτική Μακεδονία	0,09	0,92
Ήπειρος	-0,68***	5,90
Θεσσαλία	-0,03	1,08
Ιόνια Νησιά	-0,49***	4,27
Δυτική Ελλάδα	-0,68*	2,01
Στερεά Ελλάδα	-0,37***	4,27
Αττική	0,09	0,60
Πελοπόννησος	-0,32***	3,33
Βόρειο Αιγαίο	0,18	1,16
Νότιο Αιγαίο	-1,33	0,95
Κρήτη	-1,70***	6,97
Σύνολο	-0,05	0,53

**Σημείωση:** (\*\*\*) και (\*) δείχνει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1% και 10% αντιστοίχως.

Με βάση τις εκτιμήσεις που αναφέρονται στον πίνακα 3, μπορούμε να συμπεράνουμε τα ακόλουθα : Ο νόμος του Okun φαίνεται να ισχύει σε πέντε από τις 13 συνολικά περιφέρειες όπου εξετάζουμε. Οι περιφέρειες αυτές είναι: Η Ήπειρος, τα Ιόνια Νησιά, η Στερεά Ελλάδα, η Πελοπόννησος και η Κρήτη. Σε αυτές τις περιφέρειες, οι μεταβολές της ανεργίας συνοδεύονται από μεταβολές στο προϊόν. Η μεγαλύτερη επίδραση πάνω στο προϊόν από τη μείωση της ανεργίας καταγράφεται στην περιφέρεια της Κρήτης, ενώ ακολουθούν η Ήπειρος και η περιφέρεια Δυτικής Ελλάδας. Πιο συγκεκριμένα, στην Κρήτη, μια μείωση της ανεργίας κατά 1% οδηγεί σε αύξηση του προϊόντος της περιφέρειας κατά 1,70%, ενώ στην Ήπειρο και στην περιφέρεια της Δυτικής Ελλάδας, το αντίστοιχο μέγεθος είναι 0,68%. Ωστόσο, στην περιφέρεια της Δυτικής Ελλάδας, η σχέση μεταξύ της ανεργίας και του προϊόντος, είναι αρκετά αδύναμη αφού είναι σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%. Στις υπόλοιπες περιφέρειες και στο σύνολο των περιφερειών δε φαίνεται η μεταβολή της ανεργίας να συνοδεύεται από μεταβολές στο παραγόμενο προϊόν. Έτσι, η ανταπόκριση του προϊόντος στις μεταβολές της κυκλικής ανεργίας είναι ασήμαντη.

Τα παραπάνω αποτελέσματα, δεν επιτρέπουν την τυποποίηση των περιφερειών και κατά συνέπεια τη δημιουργία ενός γενικού ερμηνευτικού πλαισίου. Ο νόμος του Okun, αποδεικνύεται σε μερικές περιφέρειες ενώ σε άλλες όχι. Για παράδειγμα, βλέπουμε ότι ο νόμος του Okun επιβεβαιώνεται σε περιφέρειες με σημαντικά προβλήματα μακροχρόνιας ανεργίας, όπως η Ήπειρος, η Στερεά

Ελλάδα και η Πελοπόννησος, αλλά και σε περιφέρειες όπου αυξάνεται σημαντικά το προϊόν της μεταποίησης στο συνολικό περιφερειακό προϊόν, όπως η Κρήτη, δες σχετικά Konsolas et al. (2002). Με δεδομένο, τα πλεονεκτήματα που συνεπάγεται η μεταποιητική παραγωγή σε σχέση με το προϊόν του πρωτογενή τομέα (υψηλή παραγωγικότητα, απορρόφηση σε μεγαλύτερο βαθμό υποαπασχολούμενου εργατικού δυναμικού, εφαρμογή σε αξιόλογο βαθμό σύγχρονης τεχνολογίας κλπ), δεν είναι καθόλου περίεργο που η περιφέρεια της Κρήτης παρουσιάζει μια μεγάλη αντίδραση του προϊόντος στις μεταβολές της κυκλικής ανεργίας. Προς την ίδια κατεύθυνση, θα μπορούσε να ερμηνευτεί και η απουσία στατιστικής σχέσης μεταξύ ανεργίας και προϊόντος στις περιφέρειες της Αττικής και της κεντρικής Μακεδονίας, αφού σε αυτές τις δυο περιφέρειες παρατηρήθηκε, κατά την τελευταία δεκαετία, μια διευρυμένη αποβιομηχάνιση. Όσον αφορά στο σύνολο της οικονομίας, η κρίση που χτύπησε την Ελληνική οικονομία στη δεκαετία του '80, θα μπορούσε να ερμηνεύσει την αδυναμία της ανεργίας να ακολουθήσει τις μεταβολές του προϊόντος, αφού η ύπαρξη ασυμμετριών, ως συνέπεια του ρυθμιστικού πλαισίου, περιορίζει τις αναγκαίες προσαρμογές των επιχειρήσεων στην απασχόληση. Σε κάθε περίπτωση, όμως, η περιφερειακή πολιτική στην Ελλάδα θα μπορούσε να είναι περισσότερο αποτελεσματική για τον περιορισμό του προβλήματος της ανεργίας αν λάμβανε υπόψη της την ύπαρξη σχέσης ισορροπίας μεταξύ ανεργίας και προϊόντος σε μερικές περιφέρειες. Σε αυτή την περίπτωση, πολιτικές ενίσχυσης της ζήτησης, θα περιορίζαν σημαντικά το μέγεθος της κυκλικής ανεργίας, ενώ στις υπόλοιπες περιφέρειες, που η σχέση αυτή δεν επιβεβαιώνεται, διαρθρωτικές πολιτικές ενίσχυσης της απασχόλησης, θα ήταν περισσότερο αποτελεσματικές.

#### 4. Συμπεράσματα

Σκοπός του άρθρου αυτού, ήταν να εξετάσει την επιβεβαίωση ή όχι του νόμου του Okun σε περιφερειακό επίπεδο, δηλαδή την ύπαρξη ή μη σχέσης μεταξύ ανεργίας και προϊόντος. Για το λόγο αυτό χρησιμοποιήθηκαν στοιχεία από τις Ελληνικές περιφέρειες (NUTS II) κατά τη διάρκεια της περιόδου 1971-1993. Η εμπειρική ανάλυση, στηρίχθηκε στις αρχές της τυχαιότητας και της συνολοκλήρωσης των σειρών, με την ταυτόχρονη χρησιμοποίηση διαχρονικών και διαστρωματικών δεδομένων. οδηγώντας έτσι, σε περισσότερο ασφαλή συμπεράσματα αναφορικά με την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ ανεργίας και περιφερειακού προϊόντος. Για την εκτίμηση της παραπάνω σχέσης, χρησιμοποιήσαμε τη μέθοδο των μετασχηματισμένων ελαχίστων τετραγώνων, κατάλληλη για ετερογενή δείγματα, δες σχετικά Pedroni (2000). Τα αποτελέσματα έδειξαν, ότι υπάρχει στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ της ανεργίας και του προϊόντος σε πέντε από τις δεκατρείς περιφέρειες που εξετάστηκαν. Οι περιφέρειες αυτές είναι: Η Ήπειρος, τα Ιόνια Νησιά, η Στερεά Ελλάδα, η Πελοπόννησος και η Κρήτη. Αντίθετα τόσο στις υπόλοιπες περιφέρειες όσο και στο

σύνολο της χώρας, δε φαίνεται η ανεργία να ακολουθεί τις μεταβολές του προϊόντος. Η κρίση που χτύπησε την Ελληνική οικονομία στη δεκαετία του '80, θα μπορούσε να ερμηνεύσει την αδυναμία της ανεργίας να ακολουθήσει τις μεταβολές του προϊόντος, αφού η ύπαρξη ασυμμετριών, ως συνέπεια του ρυθμιστικού πλαισίου, περιορίζει τις αναγκαίες προσαρμογές των επιχειρήσεων στην απασχόληση. Τέλος, σε μερικές περιφέρειες, η ασκούμενη περιφερειακή πολιτική στην Ελλάδα, θα μπορούσε να είναι αποτελεσματικότερη ως προς τον περιορισμό του προβλήματος της ανεργίας, λαμβανομένης υπόψη της ύπαρξης στατιστικής σχέσης μεταξύ ανεργίας και προϊόντος. Στην περίπτωση των εν λόγω περιφερειών, πολιτικές ενίσχυσης της ζήτησης, θα περιορίζαν σημαντικά το μέγεθος της κυκλικής ανεργίας, ενώ στις υπόλοιπες περιφέρειες που η σχέση αυτή δεν επιβεβαιώνεται, διαρθρωτικές πολιτικές ενίσχυσης της απασχόλησης, θα ήταν περισσότερο αποτελεσματικές.

## **ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ**

### **ΞΕΝΟΓΛΩΣΣΗ**

- Attfield, C.L.F.-Silverstone, B., (1998) "Okun's Law, Cointegration and Gap Variables", *Journal of Macroeconomics*, τόμος 20, σελ. 626-37.
- Dickey, D.A.-Fuller, A.M., (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, τόμος 49, σελ. 1057-72.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.G., (1987) "Co-integration and Error Correction Representation Estimation and Testing", *Econometrica*, τόμος 55, σελ. 251-276.
- Harris, R.-Silverstone, B., (2001) "Testing for Asymmetry in Okun's Law: A Cross-Country Comparison", *Economics Bulletin*, τόμος 5, σελ. 1-13.
- Im, S.K., Pesaran, H. M. και Shin, Y., (1997) *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panel*, Department of Applied Econometrics, University of Cambridge.
- Johansen, S., (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, τόμος 12, σελ. 231-54.
- Konsolas, N., Papadaskalopoulos, A. and Plaskovitis, E., (2002) *Regional Development in Greece*, Εκδόσεις Springer.
- Lee, J., (2000) "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries", *Journal of Macroeconomics*, τόμος 22, σελ. 331-56.
- Okun, A.M., (1962) "Potential GNP: Its Measurement and Significance", American Statistical Association, *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, σελ. 98-104.
- Pedroni, P., (1997) *Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample*



*Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. New Results*, Department of Economics, Indiana University, χειρόγραφο.

- Pedroni, P., (2000) Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels, *in Non-Stationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, τόμος 15, σελ. 93-130, Elsevier Science Inc.
- Virén, M., (2001) “The Okun Curve is non-Linear”, *Economics Letters*, τόμος 70, σελ. 253-57.

**ΕΛΛΗΝΟΓΛΩΣΣΗ**

- Ζόντζηλος, Ν., (2000) “Η Καμπύλη Phillips της Ελληνικής Οικονομίας και το Διαχρονικά Μεταβαλλόμενο NAIRU”, *Οικονομικό Δελτίο της Τράπεζας της Ελλάδας*, τεύχος 15, σελ. 15-31.

**ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ**

Pedroni ADF test για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης των σειρών.

Ας θεωρήσουμε το ακόλουθο ετερογενές υπόδειγμα για διαστρωματικά και χρονολογικά δεδομένα

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \chi'_{it} \beta_i + e_{it} \tag{A1}$$

Θεωρούμε τώρα ότι το  $z_{it} = \begin{bmatrix} y_{it} \\ x_{it} \end{bmatrix}$  είναι τυχαίου περιπάτου της μορφής

$z_{it} = z_{i,t-1} + \zeta_{it}$ , και ότι το  $T^{-1/2} \sum_{i=1}^{[Tr]} \zeta_{it}$  συγκλίνει σε ένα διάνυσμα Brownian motion στο διάστημα  $r \in [0,1]$  με ασυμπτωτική συνδιακύμανση  $\Omega_i$ . Ας συμβολίσουμε με  $\hat{e}_{it}$  τα εκτιμημένα κατάλοιπα. Έστω ακόμη ότι η  $\hat{\Omega}_i$  είναι συνεπής εκτιμητής της  $\Omega_i$ , και  $\hat{\sigma}_i^2, \hat{\sigma}_i^2$ , είναι οι ταυτόχρονες και οι μακροχρόνιες διακυμάνσεις των καταλοίπων  $\hat{v}_{it} = \hat{e}_{it} - \hat{\rho}_i \hat{e}_{i,t-1}$ . Αν ορίσουμε το στατιστικό τεστ ως

$$z_{i,NT} = \left[ \hat{\sigma}_{NT}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\Omega}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right]^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\Omega}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i) \tag{A2}$$

όπου  $\hat{\sigma}_{NT}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\Omega}_{11i}^{-2} \hat{\sigma}_i^2, \hat{\lambda}_i = \frac{1}{2} (\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2)$  τότε ο Pedroni (1997, p.12) δείχνει

ότι η παρακάτω σχέση (A3)  $z_{i,NT} + 1.73 N^{1/2} \rightarrow N(0, \sqrt{0.93})$  (A3)

είναι ένα κατάλληλο στατιστικό τεστ για την μηδενική υπόθεση της συνολοκλήρωσης.

Η μέθοδος των ολιγά τροποποιημένων ελαχίστων τετραγώνων (Fully modified OLS) στην περίπτωση που χρησιμοποιούνται στοιχεία διαστρωματικά και χρονολογικά.

Ας θεωρήσουμε το ακόλουθο συνολοκληρωμένο σύστημα όπου χρησιμοποιούνται ταυτόχρονα στοιχεία διαστρωματικά και χρονολογικά

$$\begin{aligned}y_{it} &= a_i + x'_{it}\beta + u_{it} \\x_{it} &= x_{i,t-1} + e_{it}\end{aligned}$$

όπου  $\xi_{it} = [u_{it}, e'_{it}]$  είναι τυχαίου περιπάτου με μήτρα συν-διακύμανσης  $\Omega_i$ . Ο εκτιμητής του Pedroni είναι

$$\hat{\beta}_{FM} - \beta = \left( \sum_{i=1}^N \hat{\Omega}_{22i}^{-2} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N \hat{\Omega}_{11i}^{-1} \hat{\Omega}_{22i}^{-1} \left( \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) u_{it}^* - T \hat{\gamma}_i \right) \quad A4$$

όπου

$$\hat{u}_{it}^* = u_{it} - \hat{\Omega}_{22i}^{-1} \hat{\Omega}_{21i}, \hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \hat{\Omega}_{22i}^{-1} \hat{\Omega}_{21i} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0)$$

Η μήτρα συνδιακύμανσης μπορεί να διασπασθεί ως εξής:  $\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i$  όπου  $\Omega_i^0$  είναι η ταυτόχρονη μήτρα συνδιακύμανσης, και  $\Gamma_i$  είναι το σταθμισμένο άθροισμα της αυτοδιακύμανσης. Το  $\hat{\Omega}_i^0$  δείχνει ένα κατάλληλο εκτιμητή για την  $\Omega_i^0$ .