

# Χώρας αιχώρος

**ΚΕΙΜΕΝΑ ΠΟΛΕΟΔΟΜΙΑΣ, ΧΩΡΟΤΑΞΙΑΣ ΚΑΙ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ**

ΤΟΜΟΣ 1  
VOLUME 1

ΤΕΥΧΟΣ 1  
ISSUE 1

ΝΟΕΜΒΡΙΟΣ 2002  
NOVEMBER 2002



**ΣΥΝΤΑΚΤΙΚΗ ΕΠΙΤΡΟΠΗ** - Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας

ΚΟΚΚΩΣΗΣ ΧΑΡΗΣ

ΟΙΚΟΝΟΜΟΥ ΔΗΜΗΤΡΗΣ

ΓΟΥΣΙΟΣ ΔΗΜΗΤΡΗΣ

ΜΠΕΡΙΑΤΟΣ ΗΛΙΑΣ

ΠΕΤΡΑΚΟΣ ΓΙΩΡΓΟΣ

ΠΑΠΠΙΑΣ ΒΑΣΙΛΗΣ

ΔΕΦΝΕΡ ΑΛΕΞΗΣ

**ΣΥΜΒΟΥΛΟΙ ΣΥΝΤΑΞΗΣ**

Αραβαντινός Αθανάσιος	- ΕΜΠ
Ανδρικόπουλος Ανδρέας	- Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών
Βασενχόβεν Λουδοβίκος	- ΕΜΠ
Γιαννακούρου Τζίνα	- ΥΠΕΧΩΔΕ
Γιαννιάς Δημήτρης	- Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας
Δελλαδέτσιμας Παύλος	- Χαροκόπειο Πανεπιστήμιο
Δεμαθάς Ζαχαρίας	- Πάντειο Πανεπιστήμιο
Ιωαννίδης Γιάννης	- Tufts University, USA
Καλογήρου Νίκος	- ΑΠΘ
Καρύδης Δημήτρης	- ΕΜΠ
Κοσμόπουλος Πάνος	- ΔΠΘ
Κουκλέλη Ελένη	- University of California, USA
Λαμπριανίδης Λόης	- Πανεπιστήμιο Μακεδονίας
Λουκάκης Παύλος	- Πάντειο Πανεπιστήμιο
Λουρή Ελένη	- Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών
Μαντουβάλου Μαρία	- ΕΜΠ
Μελαχροινός Κώστας	- University of London, Queen Mary, UK
Μοδινός Μιχάλης	- Εθν. Κέντρο Περιβ. και Αειφ. Ανάπτυξης (ΕΚΠΙΑΑ)
Μπριασούλη Ελένη	- Πανεπιστήμιο Αιγαίου
Παπαθεοδώρου Ανδρέας	- University of Surrey, UK
Πρεβελάκης Γεώργιος-Στυλ.	- Universite de Paris I, France
Φωτόπουλος Γιώργος	- Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας
Χαστάογλου Βίλμα	- ΑΠΘ

---

Διεύθυνση:

Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας

Τμήμα Μηχανικών Χωροταξίας, Πολεοδομίας

και Περιφερειακής Ανάπτυξης

Περιοδικό ΑΕΙΧΩΡΟΣ

Πεδίον Άρεως, 38334 ΒΟΛΟΣ

<http://www.prd.uth.gr/aeihoros> e-mail: [aeihoros@prd.uth.gr](mailto:aeihoros@prd.uth.gr)

τηλ.: 24210 – 74456 fax: 24210 - 74380



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΑΚΕΣ ΕΚΔΟΣΕΙΣ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ

Επιστημονικό Περιοδικό

---

# αειχώρας

---

Επιμέλεια έκδοσης: Άννα Σαμαρίνα - Παναγιώτης Πανταζής  
Σχεδιασμός εξωφύλλου - Λαγούτ: Γιώργος Παρασκευάς  
Εκτύπωση: Αλ. Ξουράφας  
Κεντρική διάθεση: Πανεπιστημιακές Εκδόσεις Θεσσαλίας

## Περιεχόμενα

Αειχώρος - αναζητώντας σκέψεις για το σχεδιασμό και την ανάπτυξη στο χώρο	<b>4</b>
<b>Αραβαντινός Α.</b>	<b>6</b>
Δυναμικές και σχεδιασμός κέντρων στην πόλη των επόμενων δεκαετιών - πρὸς συγκεντρωτικά ή αποκεντρωτικά σχήματα;	
<b>Βασενχόβεν Λ.</b>	<b>30</b>
Η δημοκρατικότητα του σχεδιασμού του χώρου και η αμφισβήτηση του ορθολογικού "μοντέλου"	
<b>Πρεβελάκης Γ.</b>	<b>50</b>
Ο μητροπολιτικός σχεδιασμός στην Ελλάδα: η περίπτωση της Αθήνας.	
<b>Φωτόπουλος Γ., Γιαννιάς Δ. και Λιαργκόβας Π.</b>	<b>60</b>
Οικονομική ανάπτυξη και σύγκλιση στους νομούς της Ελλάδας 1970-1994: εναλλακτικές μεθοδολογικές προσεγγίσεις	
<b>Κάβουρας Μ.</b>	<b>92</b>
Γεωγραφικές οντολογίες και διαλειτουργικότητα	
<b>ΘΕΜΑΤΑ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ</b>	
<b>Οικονόμου Δ.</b>	<b>116</b>
Το δεσμικό πλαίσιο της χωροταξίας και οι περιπέτειές του	
<b>Χονδρού - Καραβασίλη Μ.</b>	<b>128</b>
Προς έναν αειφόρο σχεδιασμό του δομημένου περιβάλλοντος: Οικολογική δόμηση	
<b>ΣΤΑΥΡΟΔΡΟΜΙΑ ΤΟΥ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΥ</b>	
<b>Σκάγιαννης Π.</b>	<b>142</b>
AESOP, Βόλος, 2002	
<b>Μπεριάτος Η.</b>	<b>146</b>
ISOCARP, Αθήνα - Βόλος, 2002	
<b>Ψυχάρης Ι.</b>	<b>156</b>
ERSA, Dortmund, 2002	
<b>ΚΡΙΤΙΚΕΣ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΕΙΣ</b>	
<b>Δέφνερ Α.</b>	<b>160</b>
Νέα Υόρκη: Μια ταινία ντοκιμαντέρ	
<b>Σερράος Κ.</b>	<b>170</b>
Martin Wentz (επ.), Die kompakte stadt	
<b>ΑΠΟΨΕΙΣ</b>	<b>180</b>
Συνέντευξη με τον <b>Klaus Kunzmann</b>	<b>182</b>
Συνέντευξη με τον <b>Andreas Faludi</b>	<b>190</b>
<b>Louis Albrechts</b>	<b>196</b>
Σκέψεις για το Σχεδιασμό	

# Οικονομική ανάπτυξη και σύγκλιση στους νομούς της Ελλάδας 1970-1994: Εναλλακτικές μεθοδολογικές προσεγγίσεις

Γ. Φωτόπουλος, Δ. Γιαννιάς και Π. Λιαργκόβας<sup>1</sup>  
Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας

## Περίληψη

Ο σκοπός αυτής της ερευνητικής εργασίας είναι η εξέταση των χωρικών ανισοτήτων στο επίπεδο του νομού για την περίοδο 1970-1994 υπό το πρίσμα εναλλακτικών εννοιολογικών και μεθοδολογικών προσεγγίσεων που αφορούν στη σύγκλιση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Τα αποτελέσματα της έρευνας αναφορικά με τις έννοιες της σύγκλισης τύπου β και της υπό συνθήκη σύγκλισης τύπου β παρουσιάζονται στην πλειονότητα τους ενισχυτικά της υπόθεσης της σύγκλισης. Στο βαθμό που το ζητούμενο είναι η μείωση των ανισοτήτων όπως αυτή εκφράζεται από τη διαχρονικά μειούμενη διαπεριφερειακή διακύμανση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ (σύγκλιση τύπου σ), η έρευνα καταγράφει μια ασθενή μείωση τους. Η πιο λεπτομερής ανάλυση τόσο του εξωτερικού σχήματος της χωρικής κατανομής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ και της διαχρονικής εξέλιξης του, όσο και η μελέτη της κινητικότητας εσωτερικά στην κατανομή με τη χρήση μεθοδολογίας στοχαστικών διαδικασιών κατέδειξαν τα ακόλουθα. Το εξωτερικό σχήμα της κατανομής εξελίσσεται διαχρονικά, χωρίς ωστόσο αυτό να σημαίνει μείωση του αριθμού των νομών που υπολείπονται του εθνικού μέσου κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Η κινητικότητα είναι περιορισμένη στα τμήματα της κατανομής που αφορούν σε νομούς με υψηλότερο του μέσου όρου κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Στην βάση αυτή δεν μπορεί να υποστηριχθεί ουσιαστική οικονομική σύγκλιση. Πολύ περισσότερο δε παρατηρείται αυξημένη κινητικότητα σε κεντρικά σημεία της κατανομής η οποία οδηγεί σε ανάδυση μιας ομάδας νομών που υπερτερούν σε σχέση με το μέσο όρο, αλλά που υπολείπονται όμως των πλουσιότερων νομών. Η διαδικασία αυτή είναι αργή, όμως στην περίπτωση που ενισχυθεί περαιτέρω θα μπορούσε να οδηγήσει στην απόσχιση του τμήματος αυτού της κατανομής από αυτό των φτωχότερων νομών, και σε μια πολωτική διαμόρφωση των διαπεριφερειακών οικονομικών ανισοτήτων.

## Λέξεις κλειδιά

Οικονομική ανάπτυξη, σύγκλιση, περιφερειακές ανισότητες, νεοκλασικό υπόδειγμα οικονομικής μεγέθυνσης, στοχαστικές διαδικασίες.

<sup>1</sup> Οι συγγραφείς ευχαριστούν τον Γ. Αγραφιώτη που μοιράστηκε μαζί τους τις γνώσεις και την εμπειρία του στις στοχαστικές διαδικασίες. Τα όποια λάθη ή παραλείψεις βαρύνουν αποκλειστικά τους γράφοντες.

### ***Economic development and convergence in Greek regions 1970-1994: alternative methodological approaches***

*The aim of this research is to examine spatial income disparities in Greece at the NUTS III level for the 1970-1994 period using alternative conceptual and methodological approaches to economic convergence. As far as the concepts of and conditional convergence are concerned, the evidence has been overall supportive. To the extent that convergence is understood as decreasing variance of GDP per capita across space over time (convergence), this research records a rather weak tendency towards convergence. However, a more detailed analysis of spatial income distribution regarding both the time evolution of the external shape of the distribution and intra-distributional dynamics suggests that the external shape of the distribution is evolving in time without, however, significantly affecting the number of the poorer regions. Mobility is limited in the part of the distribution that relates to more prosperous, than average, regions. On these grounds real economic convergence cannot be supported. Foremost, an increased mobility manifests itself in the central parts of the distribution, which in turn, leads to the emergence of a group of regions outperforming national average and being at the same time behind leading regions. This process is slow. However, in the instance that it will be further enhanced in the future, it may lead to serious polarization.*

#### ***Keywords***

*Economic growth, convergence, interregional disparities, neoclassical growth model, stochastic processes.*

#### ***ΕΙΣΑΓΩΓΗ***

Το παρόν άρθρο επιχειρεί να διερευνήσει την ύπαρξη ή όχι οικονομικής σύγκλισης σε χωρικό επίπεδο στην Ελλάδα. Στη διεθνή βιβλιογραφία έχουν ήδη υπάρξει δυο μελέτες με συναφές αντικείμενο έρευνας και εστίαση στην περίπτωση της Ελλάδας (Siriopoulos και Asteriou, 1998· Petrakos και Saratsis, 2000). Το παρόν άρθρο διαφοροποιείται και από τα δυο προγενέστερα. Ως προς τη μεθοδολογική προσέγγιση. Τόσο οι Siriopoulos και Asteriou (1998) όσο και οι Petrakos και Saratsis (2000) χρησιμοποιούν ένα πλαίσιο εκτίμησης που αναπτύχθηκε κυρίως από τους Barro και Sala-i-Martin (1992, 1999) το οποίο συνδέεται άμεσα με το νεοκλασικό υπόδειγμα οικονομικής ανάπτυξης και σαν στόχο έχει να θέσει σε εμπειρικό έλεγχο τις υποθέσεις περί σύγκλισης που απορρέουν από το τελευταίο. Ο βαθμός εμπλουτισμού της βασικής εκτιμούμενης σχέσης διαφέρει ανάμεσα στα δύο άρθρα και η έρευνα των Petrakos και Saratsis (2000) εμφανίζεται πιο διεξοδική στην προσέγγιση της.

Στην παρούσα έρευνα επιχειρείται ο συνδυασμός μεθοδολογικών προσεγγίσεων. Από τη μια χρησιμοποιείται το πλαίσιο διερεύνησης των Barro και Sala-i-Martin (1991 και 1992) με χρήση διαστρωματικών στοιχείων και από την άλλη το πλαίσιο που χρησιμοποιεί

την προσέγγιση των στοχαστικών διαδικασιών και εισήχθη στην έρευνα του συγκεκριμένου πεδίου της οικονομικής επιστήμης από τον Quah (1993α και 1996). Η τελευταία μέθοδος έχει προταθεί ως έχουσα πλεονέκτημα στην ανάλυση της δυναμικής εξέλιξης της διαστρωματικής (χώρες, περιφέρειες) κατανομής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ και πολύ περισσότερο στην ανάδειξη του όποιου βαθμού κινητικότητας υπάρχει στο εσωτερικό της κατανομής (intra-distributional mobility). Το σημείο αυτό επισημαίνεται και από τους Petrakos και Saratsis (2000: 60).

Πέρα όμως από τον συνδυασμό των μεθόδων που προαναφέρθηκαν, μέθοδοι εμπειρικής εκτίμησης και αποτύπωσης της συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας (empirical probability density estimation) χρησιμοποιούνται εδώ για να ρίξουν φως στη διαχρονική εξέλιξη της μορφής της κατανομής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ στους νομούς της Ελλάδας.

Θα πρέπει να σημειωθεί επίσης ότι η χρονική περίοδος ανάλυσης (1970-1994) είναι μεγαλύτερη από αυτήν έρευνας με την ίδια χωρική κάλυψη (Petrakos και Saratsis, 2000). Η εργασία των Sirioroulos και Asteriou (1998) έχει πιο περιορισμένη χωρική αναφορά (13 περιφέρειες αντί για 51 νομούς). Έχει όμως κάπως πιο διευρυμένο ορίζοντα (1971-1996) ο οποίος ωστόσο προκύπτει από τη χρήση προβλέψεων του ΚΕΠΕ για την περίοδο 1992-1996.

Στο επόμενο τμήμα του άρθρου παρουσιάζονται οι διάφορες έννοιες σύγκλισης και παρουσιάζονται εμπειρικά αποτελέσματα στα πλαίσια τεχνικών που υποστηρίζονται από διαστρωματικά στοιχεία. Στο τρίτο τμήμα παρουσιάζεται το θεωρητικό υπόβαθρο των στοχαστικών διαδικασιών που μαζί με εμπειρικές μεθόδους εκτίμησης συναρτήσεων πυκνότητας θα αποτελέσουν τη βάση μελέτης της δυναμικής εξέλιξης των ανισοτήτων στο τέταρτο τμήμα της έρευνας αυτής. Στο τελευταίο τμήμα συνοψίζονται τα βασικά συμπεράσματα που προκύπτουν από τα διάφορα στάδια και τις εναλλακτικές μεθοδολογίες που χρησιμοποιούνται.

## **ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΚΑΙ ΣΥΓΚΛΙΣΗ: ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΕΣ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΕΙΣ**

### **Σύγκλιση τύπου $\beta$**

Σύμφωνα με την ορολογία που έχει επικρατήσει στη σχετική βιβλιογραφία η σύγκλιση τύπου  $\beta$  ( *$\beta$  convergence*) περιγράφει μια κατάσταση όπου σε μια διαστρωματική κατανομή χωρών (ή περιφερειών) υπάρχει μια αρνητική σχέση ανάμεσα στο ρυθμό μεγέθυνσης του κατά κεφαλήν ΑΕΠ και του αρχικού επιπέδου του κατά κεφαλήν ΑΕΠ ανάμεσα σε δυο χρονικές περιόδους. Η έννοια αυτή προκύπτει από το νεοκλασικό υπόδειγμα μεγέθυνσης και υποθέτει ότι η τεχνολογία μεταβάλλεται εξωγενώς και θεωρείται δεδομένη από το υπόδειγμα<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup> Για την οικονομία της συζήτησης η εργασία δεν εισέρχεται στις λεπτομέρειες του νεοκλασικού υποδείγματος αλλά κατευθύνεται απευθείας στον εμπειρικό έλεγχο της βασικής του υπόδειξης. Για μια πολύ εκτενή και τεκμηριωμένη παρουσίαση του νεοκλασικού και άλλων υποδειγμάτων οικονομικής μεγέθυνσης (Barro και Sala-i-Martin, 1995).



Ακολουθώντας τους Barro και Sala-i-Martin η μέθοδος των μη-γραμμικών ελαχίστων τετραγώνων χρησιμοποιήθηκε για την εκτίμηση της σχέσης υποθέτοντας μια κοινή σταθερή κατάσταση (steady state)<sup>3</sup> για όλους του νομούς.

$$\log\left(\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right) \frac{1}{T} = \alpha - \log(y_{it-1}) \cdot (1 - e^{-\beta T}) \frac{1}{T}$$

όπου  $y_{it}$  είναι το κατά κεφαλή ΑΕΠ του κάθε νομού στο χρόνο  $t$ ,  $T$  είναι το εύρος της περιόδου μελέτης και  $\alpha$ ,  $\beta$  οι υπό εκτίμηση παράμετροι. Στο πλαίσιο εκτίμησης των μη γραμμικών ελαχίστων τετραγώνων μια εκτίμηση του  $\beta$  υποδηλώνει σύγκλιση με την έννοια που προαναφέρθηκε<sup>4</sup>. Τα στατιστικά δεδομένα που χρησιμοποιούνται είναι σε επίπεδο νομού και προέρχονται από τη Διεύθυνση Περιφερειακών Λογαριασμών της Ε.Σ.Υ.Ε.

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων για τη συνολική περίοδο (1970-1994) και για δυο υποπεριόδους (1970-1981 και 1981-1994) εμφανίζονται στον πίνακα 1 που ακολουθεί

**Πίνακας 1:** Εκτιμήσεις με μη-γραμμικά ελάχιστα τετράγωνα (τυπικά σφάλματα στις παρενθέσεις)

Περίοδος	$\alpha$	$\beta$	$R^2$	Log-L <sup>5</sup>
1970-1981	0.3457*** (0.075)	0.0359*** (0.011)	0.249	151.399
1981-1994	0.2289*** (0.088)	0.0247** (0.011)	0.128	151.351
1970-1994	0.1911*** (0.043)	0.0211*** (0.007)	0.240	173.251

\*\*\*Στατιστικά σημαντικό στο επίπεδο του 1% , σημαντικό στο επίπεδο 5%, N=51

Σε όλες τις υποπεριόδους η εκτίμηση της παραμέτρου  $\beta$  έχει θετικό πρόσημο που υποδηλώνει σύγκλιση. Ωστόσο φαίνεται ότι ο συντελεστής σύγκλισης ήταν μεγαλύτερος την περίοδο 1970-1981 (0.0359) από ότι την περίοδο 1981-1994 (0.0247). Για την συνολική περίοδο 1970-1994 ο συντελεστής σύγκλισης είναι της τάξης του 0.0211. Συνολικά φαίνεται

<sup>3</sup> Ως σταθερή κατάσταση περιγράφεται η περίπτωση στην οποία όλες οι μεταβλητές του υποδείγματος μεταβάλλονται με σταθερό ρυθμό.

<sup>4</sup> Γεγονός που άλλωστε καταδεικνύεται από το ότι η θεωρητική ποσότητα  $\beta$  στην υπό εκτίμηση σχέση έχει ήδη αρνητική προσήμανση. Σε ένα γραμμικό πλαίσιο εκτίμησης σύγκλιση υποδηλώνεται από μια εκτίμηση του  $\beta$  με αρνητικό πρόσημο.

<sup>5</sup>  $\text{LogL} = -\left(\frac{N}{2}\right) \left[ 1 + \ln 2\pi + \ln(e'e/N) \right]$  όπου  $e$  είναι το διάνυσμα των καταλοίπων εκτίμησης.

ότι οι φτωχότερες περιφέρειες σε όρους κατά κεφαλήν ΑΕΠ αναπτύσσονται ταχύτερα από τις πλουσιότερες.

Το κρίσιμο ζήτημα στην μεθοδολογία της οποίας τα αποτελέσματα παρουσιάστηκαν παραπάνω αφορά το ερώτημα "σύγκλιση ως προς τι;". Η υπόθεση της κοινής σταθερής κατάστασης αντιπροσωπεύει μια κοινή μακροχρόνια δυναμική κατάσταση για όλες τις οικονομίες που απαρτίζουν τα διαστρωματικά στοιχεία που αναλύονται. Αυτό που καθορίζει την ταχύτητα με την οποία οι οικονομίες αναπτύσσονται εξαρτάται αντιστρόφως ανάλογα από την απόσταση που χωρίζει την κάθε οικονομία από την κοινή δυναμική κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας. Έτσι οι οικονομίες που αρχικά υπολείπονται σε μεγαλύτερο βαθμό από την κοινή μακροχρόνια σταθερή κατάσταση αναπτύσσονται ταχύτερα από αυτές που έχουν να καλύψουν μικρότερη απόσταση. Ο λόγος γι αυτό είναι ότι ο βασικός μηχανισμός σύγκλισης του νεοκλασικού υποδείγματος είναι μειούμενες αποδόσεις κλίμακας. Ο επιβραδυντικός αυτός μηχανισμός της ανάπτυξης τίθεται σε λειτουργία πολύ πιο γρήγορα για τις πλουσιότερες οικονομίες που βρίσκονται ήδη πολύ πιο κοντά στα επίπεδα της κοινής σταθερής κατάστασης από ότι οι φτωχότερες.

Βάσει λοιπόν της παραπάνω θεωρητικής αποσαφήνισης η εκτίμηση του συντελεστή  $\beta$  για την περίοδο 1970-1994 υποδηλώνει ότι 2.11% της απόστασης που χωρίζει τους νομούς καλύπτεται κάθε χρόνο. Βέβαια ενώ το ποσοστό κάλυψης της απόστασης που χωρίζει κάθε οικονομία από την σταθερή κατάσταση είναι το ίδιο αντιλαμβάνεται κανείς ότι σε απόλυτα μεγέθη οι φτωχότεροι νομοί καλύπτουν μεγαλύτερη απόσταση ανά έτος, άρα αναπτύσσονται ταχύτερα, δεδομένου ότι τους χωρίζει μεγαλύτερη απόσταση από τη σταθερή κατάσταση. Με βάση της παραπάνω εκτίμηση του συντελεστή  $\beta$  το ήμισυ της χρονικής διάρκειας για την κάλυψη της αρχικής απόστασης της κάθε οικονομίας από την κοινή σταθερή κατάσταση υπολογίζεται, *ceteris paribus*, σε περίπου 33 έτη<sup>6</sup>.

### Υπό συνθήκη σύγκλιση τύπου $\beta$

Η υπόθεση μιας κοινής σταθερής κατάστασης υπονοεί σύγκλιση προς μια "αντιπροσωπευτική οικονομία" και είναι αναμφισβήτητα μια ιδιαίτερα σοβαρή υπόθεση για να μην επιδέχεται αμφισβήτηση. Έχει υπάρξει έντονη η κριτική (βλ. για παράδειγμα μεταξύ άλλων Quah 1993α, 1993β, 1996). Ωστόσο η κριτική είναι πιο έντονη όταν πρόκειται για διαφορετικές χώρες παρά για περιφέρειες της ίδιας χώρας. Η απάντηση στην κριτική αυτή είναι η απόπειρα να απομακρύνει κανείς όσο το δυνατό περισσότερες διαφορές μεταξύ των αντικειμένων της μελέτης κατά τρόπο που να επιτρέπει στο υπόδειγμα να λάβει υπόψη του

---

<sup>6</sup> Θέτουμε  $e^{-\beta t} = 1/2$  οπότε ο χρόνος ημίσεως διάρκειας μέχρι τη σύγκλιση δίνεται από τη σχέση  $\ln(2)/\beta = 0.69/\beta$ . Εάν το  $\beta=0.0211$  τότε ο χρόνος ημίσεως διάρκειας είναι 33 έτη.

τυχόν διαφορές στα επίπεδα της σταθερής κατάστασης. Στην κατεύθυνση αυτή μια σειρά από μελέτες (Mankiw, Romer και Weil, 1992· Barro και Sala-i-Martin, 1991 και 1992) προσπαθούν να απομακρύνουν από την παράμετρο  $\beta$  μια σειρά από δυνατές επιρροές χρησιμοποιώντας επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές που θα μπορούσαν να συνδέονται με διαφορές στα επίπεδα της σταθερής κατάστασης (conditioning). Στο βαθμό που γίνεται αυτό, η εκτίμηση του συντελεστή  $\beta$  θεωρείται ότι προσφέρει πειστήριο για σύγκλιση ή μη *υπό συνθήκη*. Στην προσπάθεια αυτή μια σειρά από μεταβλητές έχουν χρησιμοποιηθεί όπως για παράδειγμα κλαδική διάρθρωση, ψευδομεταβλητές που συνδέονται με γεωγραφικές ιδιαιτερότητες, εργαλεία πολιτικής, διαφορές στο επίπεδο εκπαίδευσης σαν προσέγγιση των διαφορών στη ποιότητα και τις δυνατότητες του ανθρώπινου κεφαλαίου κ.λπ..

Ο Sala-i-Martin (1996) υποστηρίζει ότι οι εκτιμώμενες ταχύτητες σύγκλισης είναι εκπληκτικά όμοιες ανάμεσα στις περιφέρειες των Ηνωμένων Πολιτειών, της Ιαπωνίας και πέντε Ευρωπαϊκών κρατών. Αυτή η ομοιόμορφη ταχύτητα σύγκλισης είναι της τάξης του 2% ετησίως. Στο σημείο αυτό ο Quah (1996: 1356) διερωτάται "Πόσο μπορεί κανείς να πιστέψει ότι η μεγέθυνση είναι ίδια σε διαφορετικές οικονομίες, δεδομένου ότι μόνο μερικές προφανείς, και μετρήσιμες ετερογενείς συνθήκες έχουν απομακρυνθεί; Και επιπλέον, ότι σε αυτή την υπό συνθήκη διαδικασία μεγέθυνσης οι οικονομίες συγκλίνουν προς μια μοναδική ενιαία μακροχρόνια ισορροπία; Αλλιώς τοποθετημένο, πόσο αξιόπιστο μπορεί να είναι ότι αυτή η απλή διαδικασία της υπό συνθήκη διερεύνησης απομακρύνει όλες τις διαφορές ανάμεσα στις οικονομίες ώστε αυτές να συγκλίνουν; Και πως προκύπτει αυτή η ομοιομορφία σύγκλισης;".

Η απορία μοιάζει εύλογη μια που αυτά τα ομοιόμορφα αποτελέσματα αποκτώνται στο όνομα απομάκρυνσης ετερογενών δυνάμεων χρησιμοποιώντας διαστρωματικά στοιχεία που περιλαμβάνουν διαφορετικές κάθε φορά χωρικές μονάδες (περιφέρειες, χώρες) και χρονικές περιόδους. Ο Quah (1996) αναζητά μηχανιστικές στατιστικές εξηγήσεις για το φαινόμενο με μερική όμως επιτυχία.

Στο σημείο αυτό παρουσιάζεται μια απόπειρα αναζήτησης *υπό συνθήκη σύγκλισης τύπου  $\beta$* . Τα αποτελέσματα παρατίθενται στον πίνακα που ακολουθεί.

Μια σειρά από μεταβλητές χρησιμοποιήθηκαν συμπληρωματικά και εναλλακτικά με απώτερο σκοπό να αντιπαρέλθουν το πρόβλημα διαφορετικών σταθερών καταστάσεων μεταξύ των νομών της χώρας με το αιτιολογικό που εξηγήθηκε πιο πάνω.

Από αυτές η *Sit* είναι μια σύνθετη μεταβλητή που αρχικά προτάθηκε και χρησιμοποιήθηκε από του Barro και Sala-i-Martin (1991, 1992 και 1999). Η μεταβλητή αυτή σταθμίζει την ανάπτυξη στους κλάδους της οικονομίας σε εθνικό επίπεδο με την κλαδική διάρθρωση του κάθε νομού. Δίνει με άλλα λόγια την ανάπτυξη που κάποιος νομός θα είχε βάσει της διάρθρωσης του και της εμπειρίας ανάπτυξης σε εθνικό επίπεδο τη περίοδο μελέτης. Η ανάλυση χρησιμοποιεί δώδεκα κλάδους: ορυχεία -κτηνοτροφία-δάση-αλιεία,

ορυχεία, μεταποίηση, ηλεκτρισμός-φωτιάεριο-νερό, κατασκευές, μεταφορές-επικοινωνίες, τράπεζες-ασφάλειες-κτημ. επιχειρήσεις, κατοικίες, δημόσια διοίκηση-ασφάλεια, υγεία-εκπαίδευση, διάφορες υπηρεσίες.

Η μεταβλητή S-share δίνει το μερίδιο του κλάδου των υπηρεσιών σε κάθε νομό τη περίοδο βάσης. Χρησιμοποιείται στη λογική της σημασίας του κλάδου στη σύγχρονη οικονομία<sup>7</sup>.

Η ψευδομεταβλητή για την Κρήτη χρησιμοποιείται λόγω των ιδιαιτεροτήτων της νησιωτικής αυτής οικονομίας. Λόγω απόστασης, η οικονομία της Κρήτης φαίνεται επιτυχής στην τροφοδότηση της παραγωγικής της βάσης με κεφάλαια που εισέρευσαν αρχικά λόγω τουρισμού. Η ψευδομεταβλητή για την Κεντρική και Ανατολική Μακεδονία και για την Θράκη συμπεριλαμβάνεται λόγω του ιδιαίτερου δυναμισμού του κλάδου της μεταποίησης στη δεκαετία του 1980 στις περιοχές αυτές (Fotopoulos και Spence, 1999).

Τα αποτελέσματα δείχνουν τη βελτίωση της ερμηνευτικής ικανότητας του υποδείγματος από την προσθήκη των νέων μεταβλητών. Εξακολουθεί να υπάρχει στατιστικά σημαντική ένδειξη σύγκλισης για τη συνολική περίοδο (1970-1994) και για την υποπερίοδο (1970-1981). Χαρακτηριστικό των αποτελεσμάτων είναι ότι όπου η σύνθετη διαρθρωτική μεταβλητή (*Sit*) υπήρξε στατιστικά σημαντική σηματοδοτώντας θετική συνεισφορά της κλαδικής διάρθρωσης στην ανάπτυξη ο συντελεστής σύγκλισης  $\beta$  γίνεται στατιστικά ασήμαντος.

Αυτό συμβαίνει στην περίοδο 1981-1994. Για την ίδια περίοδο είναι ανάλογο και το παράδειγμα της μεταβλητής που αφορά στο μερίδιο του κλάδου των υπηρεσιών. Σε απουσία των παραπάνω μεταβλητών ο συντελεστής σύγκλισης είναι στατιστικά σημαντικός και για την περίοδο 1981-1994.

Οι συμπεριφορά των ψευδομεταβλητών είναι σημαντική και θετική σηματοδοτώντας την ύπαρξη ιδιαίτερων θετικών για την ανάπτυξη στοιχείων στις περιοχές που αναφέρονται.

Ο βαθμός που τα παραπάνω αποτελέσματα συνιστούν πειστήριο για την ύπαρξη υπό συνθήκης σύγκλισης θα πρέπει να γίνει αντικείμενο κάποιας επιφύλαξης. Οι λόγοι αφορούν στο εάν πραγματικά η άσκηση ήταν επιτυχής στην απομάκρυνση διαφορών που θα μπορούσαν να δικαιολογήσουν διαφορές στις σταθερές καταστάσεις των νομών σε συνδυασμό με τη συμπεριφορά της κλαδικής μεταβλητής και την επίπτωση της στο συντελεστή σύγκλισης τη περίοδο 1981-1994.

Είναι βέβαιο ότι απαιτείται περισσότερη προσπάθεια για την ανεύρεση παραγόντων

---

<sup>7</sup> Η χρησιμοποίηση του μεριδίου άλλων μεμονωμένων κλάδων στο ΑΕΠ του νομού, όπως για παράδειγμα της μεταποίησης και του αγροτικού τομέα, χρησιμοποιήθηκε χωρίς επιτυχία.

που επιδρούν στις διαπεριφερειακές διαφορές στην οικονομική μεγέθυνση. Ωστόσο πάντα θα ελλοχεύει ο κίνδυνος οι όποιες μεταβλητές χρησιμοποιηθούν να είναι συσχετιζόμενες είτε με το σφάλμα επιτίμησης (άλλους παράγοντες που δεν έχουν ληφθεί υπόψη), είτε με το αρχικό επίπεδο κατά κεφαλήν ΑΕΠ στο βαθμό που το τελευταίο αποτελεί μετουσίωση της δράσης πολλών παραγόντων που επιδρούν ή συνδέονται με την ανάπτυξη. Τέλος πάντα υπάρχει ο κίνδυνος οι όποιες μεταβλητές χρησιμοποιηθούν από κοινού για να "εξηγήσουν" το φαινόμενο της ανάπτυξης να σχετίζονται μεταξύ τους. Όλα τα παραπάνω αποτελούν λόγους αμφισβήτησης της εγκυρότητας των αποτελεσμάτων των οικονομετρικών εκτιμήσεων.

**Πίνακας 2:** Διερευνήσεις υπό συνθήκη β σύγκλισης: εκτιμήσεις μη γραμμικών ελαχίστων τετραγώνων σε επαυξημένες εξισώσεις Barro & Sala-i-Martin (τυπικά σφάλματα στις παρενθέσεις)

	1970-1994			1970-1981			1981-1994		
<b>a</b>	0.1798*** (0.037)	0.1799*** (0.051)	0.1535*** (0.041)	0.3463*** (0.076)	0.3554*** (0.084)	0.3988*** (0.082)	0.2057*** (0.075)	0.0536 (0.105)	0.0648 (0.087)
<b>b</b>	0.0196*** (0.006)	0.0212*** (0.007)	0.0165*** (0.005)	0.0361*** (0.011)	0.0358*** (0.011)	0.0422*** (0.012)	0.0222** (0.009)	0.0059 (0.014)	0.0082 (0.008)
<b>Sit</b>	-	0.2794	-	-	-0.0059	-	-	2.0773***	-
<b>RD1</b>	0.0048** (0.0021)	-	0.0059*** (0.002)	0.0007 (0.004)	-	-0.0013 (0.004)	0.0083** (0.003)	-	0.0101*** (0.003)
<b>RD2</b>	0.0118*** (0.003)	-	0.0114*** (0.003)	-0.0016 (0.0065)	-	-0.0008 (0.006)	0.0225*** (0.005)	-	0.0211*** (0.005)
<b>S_Share</b>	-	-	0.0148 (0.010)	-	-	-0.0297 (0.022)	-	-	0.0466*** (0.017)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.423	0.242	0.446	0.251	0.251	0.282	0.364	0.237	0.444
<b>Log-L</b>	186.76	179.83	187.81	151.46	151.43	152.51	159.40	154.75	162.84

\*\*\* Στατιστικά σημαντικό στο επίπεδο 1%, \*\* σημαντικό στο επίπεδο 5%, N=51

RD1 περιφερειακή ψευδομεταβλητή φέρουσα τη τιμή 1 εάν ένας νομός ανήκει στη περιφέρεια της Κεντρικής Μακεδονίας ή Ανατολικής Μακεδονίας και Θράκης

RD2 περιφερειακή ψευδομεταβλητή για την Κρήτη

S\_Share το μερίδιο του κλάδου των υπηρεσιών στο ΑΕΠ του νομού το έτος βάσης.

$$S_{it} = \sum_{j=1}^{12} S_{ij,t-T} \cdot \left[ \log \left( \frac{y_{jt}}{y_{j,t-T}} \right) / T \right]$$

$S_{ij,t-T}$  είναι η στάθμηση του κλάδου  $j$  στο ΑΕΠ του νομού  $i$  το χρόνο  $t-T$

$y_{jt}$  είναι το εθνικό ΑΕΠ κατά απασχολούμενο στο κλάδο  $j$  το χρόνο  $t$

## Σύγκλιση τύπου $\sigma$

Η έννοια της σύγκλισης τύπου  $\beta$  στη μια ή στην άλλη προσέγγιση αποδίδει στις φτωχότερες οικονομίες μεγαλύτερους ρυθμούς ανάπτυξης από ότι στις πλουσιότερες. Το ερώτημα λοιπόν που τίθεται είναι εάν η διαδικασία σύγκλισης τύπου  $\beta$  θα οδηγήσει εν τέλει σε εξάλειψη ή έστω σε σημαντική μείωση των διαπεριφερειακών ανισοτήτων. Πριν επιχειρηθεί όμως μια απάντηση θα πρέπει να πρώτα να συμφωνηθεί ένας τρόπος μέτρησης της μειούμενης ανισότητας. Στη βιβλιογραφία έχει υπάρξει η αποδοχή ότι ένα τέτοιο μέτρο θα μπορούσε να είναι η διαχρονικά μειούμενη τυπική απόκλιση στις διαστρωματικές κατανομές του κατά κεφαλή ΑΕΠ (σύγκλιση τύπου  $\sigma$ , όπου  $\sigma$  η τυπική απόκλιση).

Έχοντας αυτή την έννοια της μείωσης των ανισοτήτων η απάντηση στο ερώτημα είναι πως η σύγκλιση τύπου  $\beta$  δεν αποτελεί ικανή συνθήκη για σύγκλιση τύπου  $\sigma$ .

Ο Hart (1995) εξετάζει την γραμμική περίπτωση όπου μια μεταβλητή ορισμένη σε κάποια χρονική στιγμή παλινδρομείται πάνω στον εαυτό της κάποια προγενέστερη χρονική στιγμή. Εκφράζοντας τη σχέση στη μορφή αποκλίσεων από τους μέσους έχουμε μια σχέση της μορφής:

$$y_{it} = \beta y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{όπου το } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

παίρνοντας διακυμάνσεις και στις δύο πλευρές της σχέσης έχουμε

$$V[y_{it}] = \beta^2 V[y_{it-1}] + \sigma^2$$

στο βαθμό που ισχύει ότι  $\rho^2 = \frac{\beta^2 V[y_{it-1}]}{V[y_{it}]}$ , όπου  $\rho$  είναι ο συντελεστής συσχέτισης ανάμεσα

στο  $y_{it-1}$  και  $y_{it}$ , από το συνδυασμό των δυο παραπάνω σχέσεων έχουμε ότι

$$V[y_{it}] = \beta^2 V[y_{it-1}] + \sigma^2 = \frac{\beta^2 V[y_{it-1}]}{\rho^2}$$

και επομένως ότι

$$V[y_{it}]/V[y_{it-1}] = \beta^2 / \rho^2$$

Στο βαθμό που  $\rho \leq 1$ , μια αυξανόμενη διακύμανση μπορεί να προκύψει στην περίπτωση

που  $\beta < 1$  μόνο όταν  $\rho < \beta < 1$ .

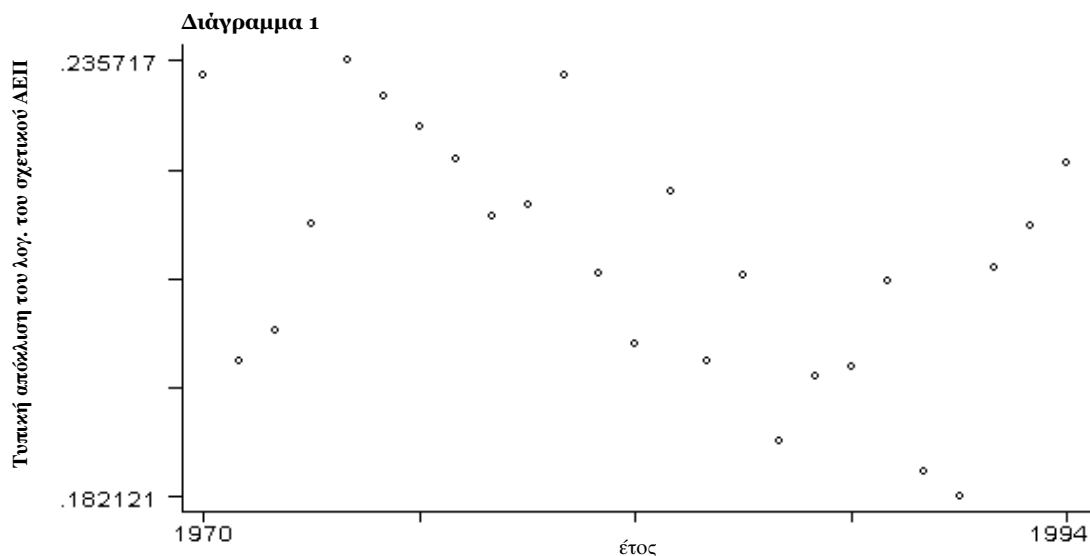
Όταν  $\beta > 1$  η διακύμανση πάντα αυξάνεται.

Η σχέση  $(\beta - 1)/T$  μετατρέπει το  $\beta$  που εκτιμάται με αυτό τον τρόπο σε ισοδύναμο με αυτόν που θα προέκυπτε εάν η εξαρτημένη μεταβλητή ήταν ορισμένη ως  $(\ln y_{it} - \ln y_{i,t-T})/T$  και η ανεξάρτητη ως  $\ln y_{i,t-T}$  (Fotopoulos και Lourι, 2002 για περισσότερες λεπτομέρειες). Επομένως η παραπάνω εξήγηση καλύπτει και τον συνήθη τρόπο έκφρασης της γραμμικής εκδοχής της νεοκλασικής εξίσωσης μεγέθυνσης.

Γίνεται σαφές ότι ενώ ο συντελεστής  $\beta$  μπορεί να οδηγήσει προς σύγκλιση, παράγοντες που επηρεάζουν τη διακύμανση της εκτίμησης μπορούν να οδηγούν προς την αντίθετη κατεύθυνση<sup>8</sup>.

Στο διάγραμμα που ακολουθεί παρουσιάζεται η διαχρονική εξέλιξη της τυπικής απόκλισης της κατανομής του σχετικού κατά κεφαλή ΑΕΠ (διαιρεμένο με το μέσο) εκφρασμένο σε λογαρίθμους.

Η εικόνα που παρουσιάζει το διάγραμμα δείχνει ότι οι ανισότητες εκφρασμένες με το μέτρο που προαναφέρθηκε δείχνουν αυξητικές τάσεις τα πρώτα χρόνια, εν συνεχεία



<sup>8</sup> Για μια πιο απαιτητική συζήτηση του σημείου αυτού στη μη γραμμική περίπτωση (Barro and Sala-i-Martin, 1995: 384-5).

παρατηρείται μια ασθενής πτωτική τάση (η τυπική απόκλιση κινείται σε αρκετά περιορισμένο εύρος) και παρουσιάζει αυξητικές τάσεις προς το τέλος της περιόδου μελέτης. Συνολικά στα δεδομένα θα μπορούσε να προσαρμοστεί μια αδύναμη αρνητική σχέση στη διαχρονική εξέλιξη των ανισοτήτων σε επίπεδο νομού.

Ο Quah (1996) παρατηρεί ότι η διαχρονική παρατήρηση της εξέλιξης της διακύμανσης της κατανομής από μόνη της αδυνατεί να περιγράψει το φαινόμενο της (ή μη) σύγκλισης. Στις εξαιρετικά ακραίες περιπτώσεις θα μπορούσε για παράδειγμα η διαχρονική στασιμότητα της διακύμανσης να οφείλονταν σε διατήρηση των ανισοτήτων με τη έννοια ότι οι φτωχοί παραμένουν φτωχοί και οι πλούσιοι παραμένουν πλούσιοι. Θα μπορούσε επίσης μια διαχρονικά σταθερή διακύμανση να κρύβει σημαντική κινητικότητα εσωτερικά στην κατανομή. Ωστόσο μελετώντας μόνο τη διακύμανση κάποιος δεν μπορεί να ξεχωρίσει τις δυο αυτές καταστάσεις. Η πραγματική μελέτη της σύγκλισης είναι αυτή της δυναμικής ανάλυσης διαχρονικά μεταβαλλόμενων κατανομών. Η προσέγγιση αυτή εμφανίζεται στα τμήματα που ακολουθούν.

### **Η δυναμική της κατανομής των οικονομικών περιφερειακών ανισοτήτων με την προσέγγιση των στοχαστικών διαδικασιών**

Η χρήση των στοχαστικών διαδικασιών έχει μια μακρά ιστορία στην ανάλυση δυναμικών φαινομένων τόσο στην οικονομική όσο και στις άλλες κοινωνικές επιστήμες. Έχει χρησιμοποιηθεί για την ανάλυση της διαχρονικής εξέλιξης της κατανομής του μεγέθους των επιχειρήσεων με απώτερο σκοπό την κατανόηση του βαθμού συγκέντρωσης στους κλάδους της βιομηχανίας (Hart και Prais, 1956· Adelman, 1958), στη μελέτη της κοινωνικής κινητικότητας (Prais, 1955) και άλλων κοινωνικών διαδικασιών (Bartholomew, 1967).

Στη θεματική της οικονομικής ανάπτυξης και των ανισοτήτων ανάμεσα σε χώρες και περιφέρειες όπως αυτές εκφράζονται από τη θέση που οι τελευταίες κατέχουν διαχρονικά στη διαστρωματική κατανομή του κατά κεφαλήν ΑΕΠ, οι στοχαστικές διαδικασίες ήλθαν στην υπηρεσία του ερευνητή με πρωτοβουλία του Quah (1993α και 1993β).

Μια στοχαστική διαδικασία  $\{X(t), t \in T\}$  είναι μια οικογένεια τυχαίων μεταβλητών (τ.μ.).

Δηλαδή για κάθε  $t \in T$ ,  $X(t)$

είναι μια τυχαία μεταβλητή (για εισαγωγή στις στοχαστικές διαδικασίες: Feller, 1968· Isaacson και Madsen 1976· Ross, 1985). Η μεταβλητή  $t$  συχνά αναφέρεται ως χρόνος και επομένως  $X(t)$  δηλώνει την κατάσταση στην οποία βρίσκεται η διαδικασία στο χρόνο  $t$ . Αν το σύνολο των μελών της οικογένειας των τυχαίων μεταβλητών είναι αριθμήσιμο τότε η στοχαστική διαδικασία ονομάζεται στοχαστική διαδικασία σε διακριτό χρόνο και



συμβολίζεται με  $\{X_i, i = 1, 2, \dots\}$ .

Διαφορετικά ονομάζεται στοχαστική διαδικασία σε συνεχή χρόνο και συμβολίζεται με

$$\{X(t), t \geq 0\}.$$

Το σύνολο των δυνατών τιμών που παίρνουν οι τυχαίες μεταβλητές  $\{X(t), t \in T\}$ , ονομάζεται χώρος καταστάσεων της διαδικασίας και είναι διακριτός ή συνεχής.

Μια στοχαστική διαδικασία είναι Μαρκοβιανή αν

$$P(\alpha < X(t) < b | X(t_1) = x_1, X(t_2) = x_2, \dots, X(t_n) = x_n) = P(\alpha < X(t) < b | X(t_n) = x_n) \quad \text{για}$$

$$t_1 < t_2 < \dots < t_n < t.$$

Η ιδιότητα αυτή σημαίνει ότι η πιθανότητα να βρεθεί η διαδικασία στο χρόνο  $t$  στην κατάσταση  $(\cdot)$ , όταν η παρούσα κατάσταση  $X(t_n)$ , στο χρόνο  $tn$ , είναι γνωστή, δεν

αλλοιώνεται από τα επί πλέον δεδομένα  $X(t_1) = x_1, X(t_2) = x_2, \dots, X(t_{n-1}) = x_{n-1}$ , που αφορούν στην συμπεριφορά της διαδικασίας στο παρελθόν. Μια διαδικασία σε διακριτό χρόνο, με διακριτό χώρο καταστάσεων ονομάζεται Μαρκοβιανή αλυσίδα. Έτσι μπορεί να ορισθεί μια αλυσίδα Μαρκον σαν μια ακολουθία  $X_0, X_1, X_2, \dots$  διακριτών τυχαίων

μεταβλητών με την ιδιότητα ότι η υπό συνθήκη κατανομή της  $X_n$ , όταν δίδονται οι τ.μ.  $X_0, X_1, \dots, X_{n-1}$ , εξαρτάται από την τιμή της  $X_{n-1}$ , δηλαδή

$$P(X_n = j | X_{n-1} = i, \dots, X_0 = m) = P(X_n = j | X_{n-1} = i)$$

Οι μεταβάσεις μιας Μαρκοβιανής αλυσίδας στις διάφορες καταστάσεις προσδιορίζονται από τις υπό συνθήκη πιθανότητες  $P(X_n = j | X_{n-1} = i)$  οι οποίες συμβολίζονται με  $P_{ij}$ , δηλώνουν την πιθανότητα μετάβασης της διαδικασίας από την κατάσταση  $i$  στο χρόνο  $n-1$  στην κατάσταση  $j$  στο χρόνο  $n$  και ονομάζονται πιθανότητες μετάβασης ή μεταπήδησης. Μια Μαρκοβιανή αλυσίδα καλείται στατική (stationary) ή χρονικά ομογενής (time homogeneous) όταν η πιθανότητα μετάβασης από την μια κατάσταση σε μια άλλη, είναι ανεξάρτητη από τον χρόνο που γίνεται η μετάβαση. Έτσι για όλες τις καταστάσεις  $i$  και  $j$ ,

$$p_{ij} = P(X_n = j | X_{n-1} = i) = P(X_{n+k} = j | X_{n+k-1} = i)$$

για  $k = -(n-1), (n-2), \dots, -1, 0, 1, 2, \dots$

Όταν η παραπάνω συνθήκη δεν ισχύει, τότε η Μαρκοβιανή αλυσίδα ονομάζεται μη στατική (non stationary) ή χρονικά μη ομογενής (time non homogeneous).

Ο πιο εύχρηστος τρόπος αναφοράς στις πιθανότητες μετάβασης  $P_{ij}$ , είναι με τη μορφή ενός τετραγωνικού πίνακα  $\mathbf{P}$ , στο οποίο η  $i$  γραμμή και η  $j$  στήλη αντιστοιχούν στην  $i$  και  $j$  κατάσταση. Για  $n$  καταστάσεις ο  $n \times n$  τετραγωνικός πίνακας έχει τη μορφή:

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} & \cdot & \cdot & \cdot & P_{1n} \\ P_{21} & P_{22} & \cdot & \cdot & \cdot & P_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ P_{n1} & P_{n2} & \cdot & \cdot & \cdot & P_{nn} \end{pmatrix}$$

Οι χαρακτηριστικές ιδιότητες του πίνακα  $\mathbf{P}$  είναι ότι όλα τα στοιχεία του είναι θετικά ή μηδέν και ότι το άθροισμα των γραμμών του είναι ίσο με τη μονάδα. Κάθε πίνακας που έχει τις δυο αυτές ιδιότητες ονομάζεται στοχαστικός πίνακας.

Συμβολίζουμε με

$$p_{ij}^{(n)} = P(X_n = j), n = 0, 1, \dots, j = 0, 1, \dots$$

τις πιθανότητες το σύστημα να βρίσκεται στην κατάσταση  $j$  μετά από  $n$ -βήματα ή  $n$  χρονικές μονάδες. Συνήθως, όταν οι καταστάσεις του συστήματος είναι  $k$ , συγκεντρώνουμε τις πιθανότητες αυτές σε ένα διάνυσμα

$$\mathbf{p}^{(n)} = (p_0^{(n)}, p_1^{(n)}, \dots, p_k^{(n)})$$

για το οποίο για κάθε  $n=0, 1, 2, \dots$  ισχύει

$$\sum_{i=0}^k p_i^{(n)} = 1,$$

μα και σε οποιαδήποτε χρονική στιγμή το σύστημα θα βρίσκεται σε μια από τις  $k$  καταστάσεις. Ανάλογα, οι πιθανότητες της αρχικής κατάστασης του συστήματος στο χρόνο  $t=0$ , είναι:

$$\mathbf{p}^{(0)} = (p_0^{(0)}, p_1^{(0)}, \dots, p_k^{(0)})$$

Για τον πίνακα μετάβασης  $\mathbf{P}$ , μιας Μαρκοβιανής στοχαστικής διαδικασίας ισχύει:

$$\mathbf{P}^{(n)} = \mathbf{P}^{(0)} \mathbf{P}^{(n)} \quad n = 1, 2, \dots$$

και ειδικότερα για τις πιθανότητες μετάβασης  $P_{ij}$  ισχύει η γνωστή ως σχέση Charman-Kolmogorov,

$$P_{ij}^{(m+n)} = \sum_{l=0}^{\infty} P_{il}^{(m)} P_{lj}^{(n)}$$

Ένα βασικό πρόβλημα στις Μαρκοβιανές αλυσίδες είναι η εκτίμηση των πιθανοτήτων του πίνακα  $\mathbf{P}$ . Σχετικά ακολουθούμε την παρακάτω διαδικασία. Υποθέτουμε ότι μια Μαρκοβιανή αλυσίδα έχει  $k$  καταστάσεις και ότι έχουν γίνει  $n$  μεταβάσεις. Έστω  $n_{ij}$  ο αριθμός των μεταβάσεων από την  $i$  στην  $j$ . Τότε ισχύει:

$$\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k n_{ij} = n$$

Οι αριθμοί  $n_{ij}$  μπορούν να γραφούν σε μορφή πίνακα, όπως παρακάτω:

	1	2	.	.	.	k	Σύνολο
1	$n_{11}$	$n_{12}$	.	.	.	$n_{1k}$	$n_{1\cdot}$
2	$n_{21}$	$n_{22}$	.	.	.	$n_{2k}$	$n_{2\cdot}$
.							
.							
.							
k	$n_{k1}$	$n_{k2}$	.	.	.	$n_{k\cdot}$	$n_{k\cdot}$
							$n$

Οι εκτιμήτριες μέγιστης πιθανοφάνειας  $\hat{p}_{ij}$  των  $p_{ij}$  δίδονται (Anderson και Goodman, 1957) από τη σχέση:

$$\hat{p}_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i}, \quad i, j = 1, 2, \dots, k.$$

όπου  $n_i = \sum_j n_{ij}$ .

Το κεντρικό πρόβλημα στις Μαρκοβιανές αλυσίδες είναι η μελέτη της ασυμπτωτικής συμπεριφοράς της στοχαστικής διαδικασίας, δηλαδή ο υπολογισμός του  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}^{(n)}$ .

Αν το όριο αυτό υπάρχει, τότε το σύστημα θεωρείται ότι βρίσκεται σε κατάσταση ισορροπίας ή ότι έχει οριακή κατανομή. Παρακάτω αναπτύσσονται οι απαραίτητοι ορισμοί και το βασικό θεώρημα που αφορά την οριακή κατανομή της Μαρκοβιανής αλυσίδας.

Η κατάσταση  $i$  ονομάζεται προσιτή (accessible) από την κατάσταση  $j$  αν για κάποιο ακέραιο  $n \geq 0$  ισχύει  $p_{ij}^{(n)} > 0$ .

Όταν δύο καταστάσεις είναι προσιτές μεταξύ τους, τότε λέμε ότι βρίσκονται σε επικοινωνία (communicate). Δύο καταστάσεις που βρίσκονται σε επικοινωνία λέμε ότι βρίσκονται στην ίδια κλάση. Με βάση τα παραπάνω, μια Μαρκοβιανή αλυσίδα είναι αδιαχώριστη (irreducible) αν υπάρχει μόνο μια κλάση, δηλαδή εάν και μόνον εάν όλες οι καταστάσεις επικοινωνούν μεταξύ τους.

Η κατάσταση  $i$  έχει περίοδο  $d$  αν  $p_{ii}^{(n)} = 0$ , εκτός αν  $n = d, 2d, 3d, \dots$  όπου  $d$  είναι ο μέγιστος ακέραιος με αυτή την ιδιότητα. Μια κατάσταση με  $d=1$  λέγεται απεριοδική.

Έστω  $f_{ij}^{(0)}$  η πιθανότητα το σύστημα να μεταβεί από την κατάσταση  $i$  στην κατάσταση  $j$

σε  $n$  βήματα ή χρόνο  $n$  για πρώτη φορά, δηλαδή,

$$f_{ij}^{(0)} = 0$$

$$f_{ij}^{(n)} = P(X_n = j, X_r \neq j, r = 1, \dots, n-1 | X_0 = i).$$

Έστω,

$$f_{ii}^{(n)} = P(X_n = i, X_r \neq k, r = 1, \dots, n-1 | X_0 = i) f_{ii}^{(0)} = 0$$

και

$$f_{jk}^{(n)} = P(X_n = k, X_r \neq k, r = 1, \dots, n-1 | X_0 = j), f_{ij}^{(0)} = 0 .$$

$$f_{ij} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{ij}^{(n)}$$

Σύμφωνα με τα παραπάνω,  $f_{ii}^{(n)}$  συμβολίζει την πιθανότητα επαναφοράς του συστήματος της Μαρκοβιανής αλυσίδας μετά  $n$  -βήματα στην κατάσταση  $i$  για πρώτη φορά

και  $f_{jk}^{(n)}$  συμβολίζει την πιθανότητα το σύστημα της Μαρκοβιανής αλυσίδας να μεταβεί σε  $n$  -βήματα από την κατάσταση  $j$  στην κατάσταση  $k$  για πρώτη φορά.

Ορίζεται με  $f_i = \sum_{n=1}^{\infty} f_{ii}^{(n)}$

η πιθανότητα επαναφοράς του συστήματος στην κατάσταση  $i$  για πρώτη φορά και με

$$f_{jk} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{jk}^{(n)}$$
 την πιθανότητα, μετάβασης του συστήματος για πρώτη φορά από την

κατάσταση  $j$  στην κατάσταση  $k$ . Τότε μια κατάσταση  $i$  ονομάζεται επαναληπτική (recurrent) εάν  $f_i = 1$ . Εάν  $f_i < 1$  τότε η κατάσταση ονομάζεται παροδική (transient). Στην περίπτωση που η κατάσταση  $i$  είναι επαναληπτική, τότε αν ο μέσος χρόνος της πρώτης επαναφοράς στην κατάσταση  $i$ ,

$$\mu_i = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{ii}^{(n)},$$

είναι πεπερασμένος αριθμός τότε η κατάσταση  $i$  ονομάζεται θετικά-επαναληπτική (positive recurrent), αλλιώς καλείται ασαφώς-επαναληπτική (null-recurrent).

Στην περίπτωση που η Μαρκοβιανή αλυσίδα έχει μεγάλο αριθμό καταστάσεων, τότε για να διακριθεί αν μια κατάσταση είναι επαναληπτική ή παροδική χρησιμοποιούμε το θεώρημα σύμφωνα με το οποίο αν οι καταστάσεις  $i$  και  $j$  βρίσκονται σε επικοινωνία τότε είναι του ίδιου τύπου δηλαδή είναι και δυο παροδικές, ή ασαφώς-επαναληπτικές, ή θετικά-επαναληπτικές και επί πλέον έχουν την ίδια περίοδο. Γι' αυτό μια αδιαχώριστη Μαρκοβιανή αλυσίδα ονομάζεται επαναληπτική (ή παροδική, ή θετικά επαναληπτική κ.τ.λ.) αν όλες οι καταστάσεις της έχουν αυτή την ίδια ιδιότητα. Βέβαια η συμπεριφορά των καταστάσεων μιας

Μαρκοβιανής αλυσίδας, μετά από μεγάλο χρονικό διάστημα ( $n \rightarrow \infty$ ), εξαρτάται από την εσωτερική δομή του στοχαστικού πίνακα. Η οριακή κατανομή των καταστάσεων  $X_n$  για  $n \rightarrow \infty$  εξαρτάται από την ύπαρξη των λεγόμενων οριακών κατανομών.

Το διάνυσμα  $\pi$  ονομάζεται οριακή κατανομή της Μαρκοβιανής αλυσίδας εάν τα στοιχεία

$\pi_j$  του  $\pi$  έχουν τις ιδιότητες:

$$\pi_j \geq 0, \text{ για όλα τα } j \text{ και } \sum_j \pi_j = 1$$

$$\pi = \sum_i \pi_i P_{ij} \text{ για όλα τα } j.$$

Μια τέτοια κατανομή ονομάζεται οριακή γιατί επαναληπτικά εύκολά βρίσκει κανείς ότι,

$$\pi \mathbf{P}^2 = (\pi \mathbf{P})\mathbf{P} = \pi \mathbf{P} = \pi$$

$$\pi \mathbf{P}^n = \pi \text{ για όλα τα } n \geq 0.$$

Αν λοιπόν η  $X_0$  έχει κατανομή  $\pi$ , τότε από την σχέση Chapman-Kolmogorov, η  $X_n$  έχει την κατανομή  $\pi$  για όλα τα  $n$ , δηλαδή η κατανομή της  $X_n$  είναι οριακή ή βρίσκεται σε κατάσταση ισορροπίας για  $n \rightarrow \infty$ .

Η μελέτη της ασυμπτωτικής συμπεριφοράς της στοχαστικής διαδικασίας, δηλαδή ο υπολογισμός του  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}^{(n)}$  επιτυγχάνεται από το επόμενο θεώρημα:

Μια αδιαχώριστη Μαρκοβιανή αλυσίδα έχει οριακή κατανομή  $\pi$  εάν όλες οι καταστάσεις της είναι θετικά επαναληπτικές<sup>9</sup>.

Στην περίπτωση αυτή,  $\pi$  είναι η μοναδική οριακή κατανομή και δίδεται από τη σχέση

$$\pi_i = \mu_i^{-1} \text{ για } \mu_i = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{ii}^{(n)}.$$

Η κατάσταση ισορροπίας σε αυτό το υπόδειγμα ορίζεται ως η κατανομή για την οποία ο αριθμός των περιφερειών που εισέρχεται σε μια κατάσταση (τάξη μεγέθους) στη μονάδα του χρόνου ισούται κατά μέσο όρο με τον αριθμό των περιφερειών που εξέρχονται από αυτή. Με

<sup>9</sup> Ο Shorrocks (1978) συνιστά σαν εμπειρικό κανόνα που εξασφαλίζει την ισχύ των συνθηκών ότι οι τρεις κύριες διαγώνιοι του πίνακα μετάβασης θα πρέπει να αποτελούνται από μη μηδενικά στοιχεία.

άλλα λόγια η ισορροπία δεν υπονοεί ότι δεν υπάρχει κινητικότητα των περιφερειών ανάμεσα στις διάφορες τάξεις μεγέθους. Τουναντίον, η στοχαστική αντίληψη της ισορροπίας απαιτεί ότι οι περιφέρειες μετακινούνται μέσα και έξω από τις διάφορες τάξεις μεγέθους (Adelman, 1958). Αλλά, κατά μέσο όρο, οι δυνάμεις που τείνουν να αυξάνουν το αριθμό των περιφερειών σε κάθε τάξη μεγέθους αντισταθμίζονται επακριβώς από δυνάμεις που τείνουν να τη μειώνουν.

Η οριακή κατανομή δίνεται από το χαρακτηριστικό διάνυσμα που αντιστοιχεί στη μοναδιαία χαρακτηριστική ρίζα του πίνακα πιθανοτήτων μετάβασης ( $\lambda_i = 1$ ). Η παραπάνω συνθήκη εξασφαλίζει την ύπαρξη μοναδιαίας χαρακτηριστικής ρίζας καθώς επίσης και ότι για όλες τις άλλες ισχύει ότι  $|\lambda_i| \leq 1$ .

Ένας αριθμός από δείκτες έχουν αναπτυχθεί για διακριτές στοχαστικές διαδικασίες τύπου Markov (Prais, 1955· Bartholomew, 1970 και Shorrocks, 1978). Συγκεκριμένα ο Bartholomew (1970) αναπτύσσοντας περαιτέρω την έρευνα του Prais (1955) προτείνει ένα δείκτη κινητικότητας που δίνεται από τη σχέση:

$$v_j^* = (1 - \pi_j) / (1 - \hat{p}_{jj}).$$

Ο δείκτης αυτός έχει το πλεονέκτημα ότι μπορεί να υπολογιστεί για κάθε τάξη, και το μειονέκτημα ότι στη ουσία απλά συγκεντρώνει την πληροφορία που ήδη υπάρχει στον στοχαστικό πίνακα (Shorrocks, 1978). Σε ένα πλήρως κινητικό σύστημα η πιθανότητα παραμονής στη ίδια τάξη είναι μηδενική, δηλαδή  $P_{jj} = 0$ , και η τιμή του δείκτη εξαρτάται αποκλειστικά από τη πιθανότητα της ύπαρξης στη τάξη  $j$  στη μακροχρόνια ισορροπία, δηλαδή την  $\pi_j$ .

Συνάγεται ότι όσο μικρότερη είναι η τιμή του δείκτη τόσο μεγαλύτερη κινητικότητα υπάρχει από και προς την εν λόγω τάξη.

Ο Shorrocks (1978) εστιάζει τη προσοχή της προσέγγισης του στην δεύτερη, κατά απόλυτη τιμή, μεγαλύτερη χαρακτηριστική τιμή του στοχαστικού πίνακα  $\mathbf{P}$ , δηλ.  $|\lambda_2|$ .

Προτείνει δε σαν δείκτη του ημίσεως αριθμού περιόδων (βημάτων) μέχρι τη κατανομή μακροχρόνιας ισορροπίας τον ακόλουθο:

$$hl = \frac{-\log 2}{\log |\lambda_2|}.$$

## ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗΣ ΕΞΕΛΙΞΗΣ ΤΩΝ ΠΕΡΙΦΕΡΙΑΚΩΝ ΑΝΙΣΟΤΗΤΩΝ

### Η διαχρονική εξέλιξη της μορφής της κατανομής

Η εμπειρική διερεύνηση επιχειρεί να δώσει την "εικόνα" της κατανομής του κατά κεφαλή ΑΕΠ στους νομούς της χώρας σε διαφορετικές χρονικές στιγμές. Το κατά κεφαλή ΑΕΠ που χρησιμοποιείται είναι εκφρασμένο σε σχέση με τον μέσο όρο στο σύνολο της χώρας, και εκτός αν άλλως έχει επισημανθεί είναι σε λογαριθμική μορφή.

Η προσέγγιση για τη διαγραμματική απεικόνιση των κατανομών χρησιμοποιεί μεθόδους εμπειρικής εκτίμησης πυκνότητας πιθανότητας (Silverman, 1986). Η μέθοδος που ακολουθείται συνδυάζει αυτή της κατασκευής ιστογράμματος

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \text{ (αριθμός } X_i \text{ στο ίδιο διάστημα με } \tau \chi \text{)}$$

όπου  $n$  το μέγεθος του δείγματος και  $h$  το μέγεθος του διαστήματος, με ένα στατιστικό "πυρήνα" (σύστημα στάθμισης -kernel) τέτοιο ώστε

$$\int_{-\infty}^{+\infty} K(x) dx = 1$$

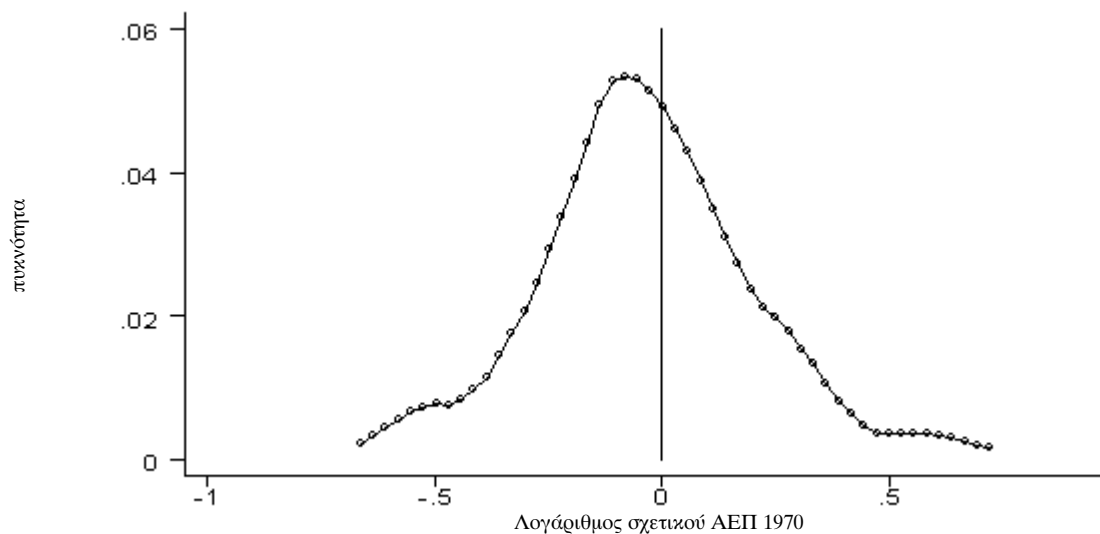
Η εκτίμηση της πυκνότητας πιθανότητας δίνεται από τη σχέση

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right)$$

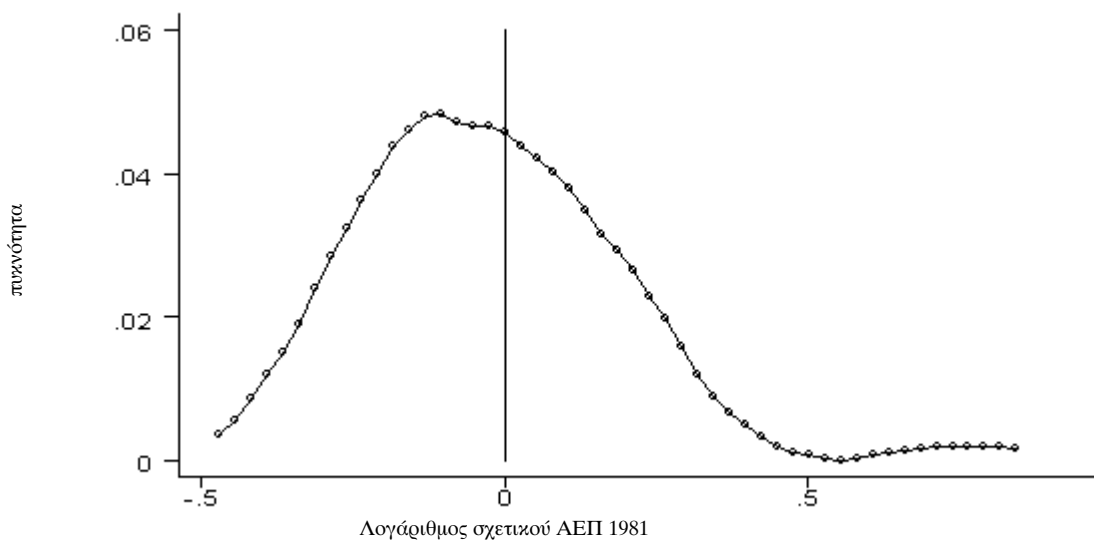
Η συνάρτηση  $K$  είναι του τύπου Epanechnikov και η επιλογή του διαστήματος  $h$  ακολουθεί την πρόταση του Silverman (1986: 47).

Το Σχήμα 1 παρουσιάζει τη εκτίμηση της συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας για το 1970. Η κατανομή παρουσιάζει μακριά άκρα με μεγαλύτερη ωστόσο συγκέντρωση στα αριστερά της. Το δεξιό άκρο της κατανομής δείχνει ότι υπάρχουν νομοί με σημαντικά μεγαλύτερο κατά κεφαλή ΑΕΠ σε σχέση με το μέσο όρο, χωρίς ωστόσο ο αριθμός τους να είναι μεγάλος. Από την άλλη η έλλειψη συμμετρίας δείχνει μεγαλύτερη συγκέντρωση προς την πλευρά των πιο "φτωχών" νομών. Η γραμμή που σύρεται κατακόρυφα στο σημείο 0 σηματοδοτεί σχετικό κατά κεφαλή ΑΕΠ ίσο με το μέσο όρο και βοηθά στην αντίληψη της ασυμμετρίας. Μια ελαφρά διόγκωση παρατηρείται τέλος στη δεξιά πλευρά της κατανομής και πάνω από το άκρο της.

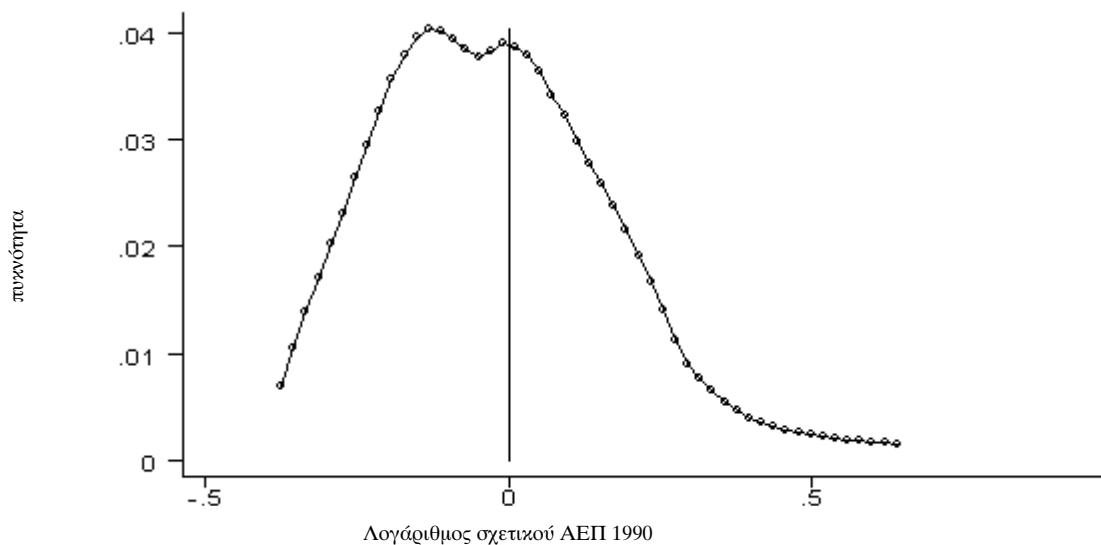




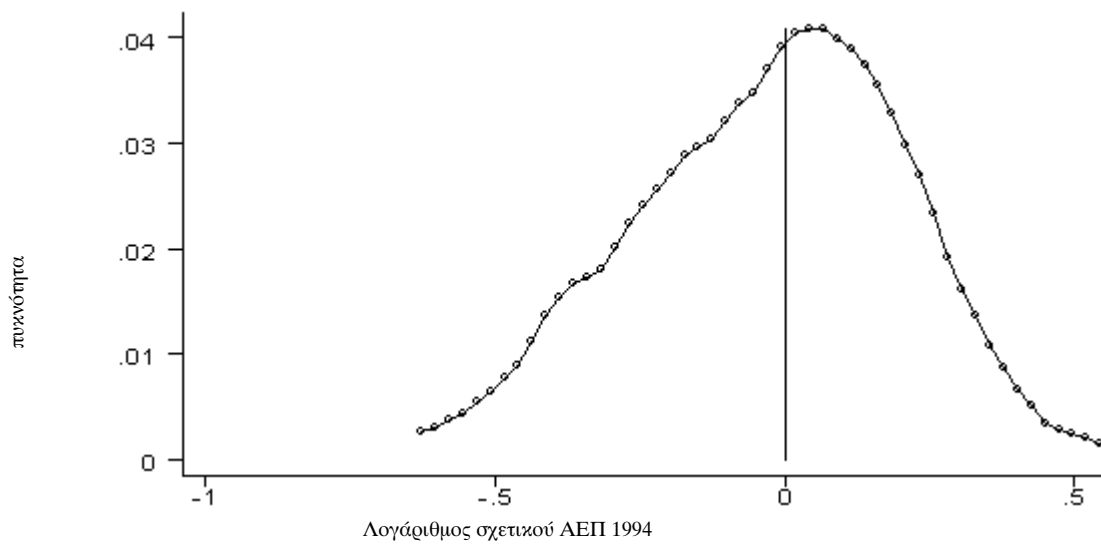
Σχήμα 1: Εκτίμηση πυκνότητας πιθανότητας με τον στατιστικό πυρήνα Epanechnikov



Σχήμα 2: Εκτίμηση πυκνότητας πιθανότητας με τον στατιστικό πυρήνα Epanechnikov



**Σχήμα 3:** Εκτίμηση πυκνότητας πιθανότητας με τον στατιστικό πυρήνα Epanechnikov



**Σχήμα 4:** Εκτίμηση πυκνότητας πιθανότητας με τον στατιστικό πυρήνα Epanechnikov

Το Σχήμα 2 δίνει την αντίστοιχη κατανομή το 1981. Η στατιστικά θετική ασυμμετρία εξακολουθεί να υφίσταται ωστόσο αρχίζει να διαφαιίνεται η διαμόρφωση μιας δεύτερης επικρατούσας τιμής της κατανομής σε επίπεδα που αντιστοιχούν στο 0 (σχετικό κατά κεφαλή ΑΕΠ ίσο με το εθνικό μέσο).

Το 1990 η προδιαγραφόμενη δεύτερη επικρατούσα τιμή της κατανομής έχει πλέον διαμορφωθεί. Η κατανομή έχει δύο "κορυφές" μια με μεγαλύτερη συγκέντρωση μάζας πιθανότητας που αντιστοιχεί σε σχετικό κατά κεφαλή ΑΕΠ σημαντικά χαμηλότερο του εθνικού μέσου και μία που δείχνει κάποια συγκέντρωση στα επίπεδα του εθνικού μέσου.

Το Σχήμα 4 δείχνει το 1994 η επικρατούσα τιμή της κατανομής έχει διαμορφωθεί σε επίπεδα κατά κεφαλήν ΑΕΠ μεγαλύτερα από τον εθνικό μέσο όρο. Πρόκειται για μια ασυμμετρία διαφορετικής υφής. Από τη μια υπάρχει συγκέντρωση νομών με επίπεδα κατά κεφαλήν ΑΕΠ πάνω από το μέσο όρο, από την άλλη για τους νομούς που παραμένουν κάτω από αυτόν, η απόσταση που τους χωρίζει από τον εθνικό μέσο δείχνει να έχει μεγαλώσει.

### **Η εσωτερική δυναμική της κατανομής και οι μακροχρόνιες προοπτικές της: μια στοχαστική προσέγγιση**

Σε αυτό το τμήμα της εργασίας ερευνάται τόσο η εσωτερική δυναμική της κατανομής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε επίπεδο νομού όσο και η διαμόρφωση της κατανομής μακροχρόνιας ισορροπίας που προκύπτει στο πλαίσιο μιας διακριτής στοχαστικής διαδικασίας Markov<sup>10</sup>.

Η ανάλυση ακολουθεί αυτήν του Quah (1993α) και ορίζει διαστήματα και κατ'επέκταση τάξεις για την ομαδοποίηση των νομών χρησιμοποιώντας τις τιμές των τεταρτημορίων και άλλων ποσοστμορίων για το έτος βάσης (1970).

Έτσι στον Πίνακα 3 που ακολουθεί ο καθορισμός των τάξεων γίνεται με βάση τις τιμές κάτω από τις οποίες βρίσκεται το 25% της κατανομής, το 50% και το 75% της κατανομής του 1970. Οι αντιστοιχούσες τιμές δίνουν τέσσερα διαστήματα με ίσο αριθμό νομών. Δηλαδή ένα για τιμές που αντιστοιχούν σε επίπεδα μικρότερα του 25%, ένα για το διάστημα μεταξύ του 25%-50%, ένα για το 50%-75% και ένα για το τμήμα της κατανομής πάνω από το 75%. Η διάταξη των νομών από τους φτωχότερους προς τους πλουσιότερους ακολουθεί αυτή των διαστημάτων που ορίζονται από τα τεταρτημόρια.

Η επιλογή διαστημάτων που να περιέχουν ίσο αριθμό αντικειμένων μελέτης με το

<sup>10</sup> Σε παράλληλη έρευνα ο Tsionas (2002) ακολουθώντας παρόμοια μεθοδολογία δεν βρίσκει εμπειρική υποστήριξη για την υπόθεση της σύγκλισης. Ευχαριστούμε έναν ανώνυμο κριτή που μας υπέδειξε το άρθρο αυτό.

<sup>11</sup> Ο Magrini (1999) αναπτύσσει και εφαρμόζει μια διαφορετική μεθοδολογία για τον καθορισμό διαστημάτων ομαδοποίησης. Σε έρευνα που βρίσκεται σε εξέλιξη εξετάζονται οι μεθοδολογικές προτάσεις του Magrini.

ένα ή τον άλλο τρόπο αποτελεί συνειδητή επιλογή στην σχετική εμπειρική βιβλιογραφία (Quah, 1993 και 1996· Lopez-Bazo, 1999 και Kangasharju, 1999), παρά το ότι μη κατάλληλος ορισμός διαστημάτων μπορεί να επηρεάσει την ισχύ των υποθέσεων της ίδιας της στοχαστικής μεθοδολογίας (Chung, 1967). Ωστόσο, ο Quah (1996) υποστηρίζει ότι ακόμη και στην περίπτωση μη κατάλληλου καθορισμού διαστημάτων τα βασικά χαρακτηριστικά της διαδικασίας δεν είναι δυνατό να απολεσθούν<sup>11</sup>. Επιπλέον θα μπορούσε να ισχυριστεί κανείς ότι στο βαθμό που ισοπλυθείς τάξεις ομαδοποίησης δημιουργούν ενδεχομένως στατιστική προκατάληψη (bias) για την εξέλιξη της στοχαστικής διαδικασίας, μια τέτοια ομαδοποίηση ίσως να είναι περισσότερο διαφωτιστική για την έρευνα. Με δεδομένη την αρχική ισοκατανομή οποιαδήποτε, έστω και μικρή, απομάκρυνση από αυτή θα πρέπει να ληφθεί σοβαρά υπόψη στην αξιολόγηση των αποτελεσμάτων.

**Πίνακας 3:** Μετάβαση 1970-1994 με 4 τάξεις: % συχνότητες (αριθμός ζευγών νομού / έτους στις παρενθέσεις)

	Τεταρτημόρια				Σύνολο
	[0.25]	[0.50]	[0.75]	[1.00]	
<b>[0.25]</b> [0 0.845)	88.31 (272)	11.36 (35)	0.33 (1)	0.00 (0)	100 (308)
<b>[0.50]</b> [0.845 0.968)	11.22 (35)	75.00 (234)	13.46 (42)	0.32 (1)	100 (312)
<b>[0.75]</b> [0.968 1.113)	0.32 (1)	12.74 (40)	73.25 (230)	13.69 (43)	100 (314)
<b>[1.00]</b> [1.113 ∞)	0.00 (0)	0.00 (0)	14.48 (42)	85.52 (248)	100 (290)
<b>Σύνολο</b>	308	309	315	292	1224

Ο Πίνακας μετάβασης περιγράφει τη εσωτερική δυναμική της κατανομής για την περίοδο 1970-1994. Ο συνδυασμός 51 νομών και 24 περιόδων στις οποίες υπήρξε δυνατότητα μετακίνησης ενός νομού από μια τάξη σε μια άλλη δημιουργεί ένα πλήθος 1224 ζευγών νομών-ετών (5124). Τα στοιχεία του πίνακα αυτά προκύπτουν ως εξής: Στη πρώτη τάξη (0.25 τεταρτημόριο) υπήρξαν στο σύνολο της περιόδου μελέτης 308 φορές (σύνολο πρώτης γραμμής) που κάποιοι νομοί υπήρξαν μέλη αυτή της ομάδας. Από αυτές στις 272 δεν προέκυψε μετακίνηση προς άλλες τάξεις (88.31%). Υπήρξαν 35 μετακινήσεις από τη πρώτη τάξη στη δεύτερη (11.36%) και μία μόνο μετακίνηση από την πρώτη τάξη στην τρίτη (0.33%).

Ωστόσο παρατηρώντας το άθροισμα της πρώτης στήλης διαπιστώνεται ότι ο αριθμός των νομών/ετών που παραμένουν στην πρώτη τάξη διατηρείται αμετάβλητος στη διάρκεια της περιόδου μελέτης. Αυτό προέκυψε από το γεγονός ότι από τις 312 φορές που καταχωρήθηκαν νομοί στη περίοδο μελέτης ως μέλη της δεύτερης τάξης, 234 παρέμειναν σε αυτή (75%) ενώ 35 (11.22%) διολίσθησαν στην πρώτη τάξη. Επίσης από 314 νομούς/έτη που υπήρξαν στην 3 τάξη παρατηρείται μια καθοδική μετακίνηση μέχρι την πρώτη τάξη (0.32%) ενώ 230 (73.25%) παρέμειναν στην ίδια τάξη μεγέθους. Κατά τρόπο ανάλογο μπορούν να αναγνωστούν και τα υπόλοιπα στοιχεία του πίνακα που προσφέρουν τη βάση κατασκευής του στοχαστικού πίνακα **P** όπως υποδεικνύεται από τους Anderson και Goodman (1957) και αναλύθηκε σε προηγούμενο τμήμα της εργασίας. Η σύντομη συζήτηση που προηγήθηκε δείχνει το πως φαινομενικά αμετάβλητα τμήματα μιας κατανομής μπορούν να υποκρύπτουν κάποιο βαθμό κινητικότητας. Ακόμη και στην ακραία περίπτωση που η εξωτερική μορφή μιας κατανομής παραμένει διαχρονικά η ίδια, δεν απαραίτητο τα αντικείμενα μελέτης που την τη συνθέτουν σε κάθε σημείο της να είναι κάθε φορά τα ίδια. Σε αντίθεση με τα μέτρα διασποράς που συνήθως χρησιμοποιούνται η μεθοδολογία πινάκων μετάβασης μπορεί να αναδείξει σημαντικές ποιοτικές διαφορές στη διαχρονική εξέλιξη ανισοτήτων.

Ο στοχαστικός πίνακας που προκύπτει από τον παραπάνω πίνακα μετάβασης παρατίθενται παρακάτω. Ακολουθώντας τη σύμβαση στη μαθηματική βιβλιογραφία οι αντίστοιχες γραμμές και στήλες του πίνακα μετάβασης έχουν αλληλομεταταθεί (transposed) έτσι ώστε εξασφαλίζεται μοναδιαίο άθροισμα των στηλών του στοχαστικού πίνακα.

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} 0.8831 & 0.1222 & 0.0032 & 0.0000 \\ 0.1136 & 0.7500 & 0.1247 & 0.0000 \\ 0.0033 & 0.1346 & 0.7325 & 0.1448 \\ 0.0000 & 0.0032 & 0.1396 & 0.8552 \end{pmatrix}$$

Τα διαγώνια στοιχεία του πίνακα είναι κατά πολύ μεγαλύτερα από τα υπόλοιπα γεγονός που υποδηλώνει ότι η σημαντική πλειοψηφία των νομών τείνει να παραμένει στις καταστάσεις που βρίσκονται. Ωστόσο υπάρχει μια διαβάθμιση των στοιχείων της διαγωνίου αυτής καθαυτής. Οι πιθανότητες παραμονής στις ενδιάμεσες τάξεις (τεταρτημόρια) είναι σημαντικά μικρότερες από αυτές των δύο ακραίων διαστημάτων. Κάτι ανάλογο έχει παρατηρηθεί τόσο στην ανάλυση παγκοσμίων ανισοτήτων (117 χώρες και Quah, 1993α) όσο και των ανισοτήτων ανάμεσα στις περιφέρειες της Ευρωπαϊκής Ένωσης (Lopez-Bazo, 1999). Μπορούν να παρατηρηθούν επίσης οι μηδενικές πιθανότητες διολίσθησης των νομών από τη τέταρτη τάξη στην πρώτη και ανέλιξης νομών από τη πρώτη τάξη στην τέταρτη.

Θα πρέπει να επισημανθεί στο σημείο αυτό ότι το πιο σύνηθες σφάλμα ερμηνείας μηδενικών πιθανοτήτων στο στοχαστικό πίνακα είναι ο ισχυρισμός ότι αυτές αποκλείουν μετακινήσεις μεταξύ των τάξεων στις οποίες αναφέρονται στο διηλεκές.

Η μηδενική πιθανότητα που εμφανίζεται σε ένα στοχαστικό πίνακα αποκλείει μετάβαση σε ένα βήμα. Στην περίπτωση που εξετάζουμε και από την κατασκευή του στοχαστικού πίνακα το βήμα είναι μια 25ετία. Έτσι μηδενικά στοιχεία μπορούν να μετατραπούν σε θετικές ποσότητες σε περισσότερα από ένα βήματα<sup>12</sup>.

Η ύπαρξη κάποιας κατανομής μακροχρόνιας ισορροπίας εξασφαλίζεται από την ύπαρξη της μοναδιαίας χαρακτηριστικής ρίζας του στοχαστικού πίνακα, η δε κινητικότητα του συστήματος από το μέγεθος της δεύτερης σε μέγεθος, κατά απόλυτη τιμή χαρακτηριστικής ρίζας του στοχαστικού πίνακα. Όσοι πλησιέστερα στη μονάδα είναι η τελευταία τόσο μικρότερη είναι η κινητικότητα του συστήματος.

Οι χαρακτηριστικές ρίζες του στοχαστικού πίνακα ακολουθούν:

$$(\lambda_1 \quad \lambda_2 \quad \lambda_3 \quad \lambda_4) = (1 \quad 0.9199 \quad 0.7434 \quad 0.5538)$$

Η δεύτερη χαρακτηριστική ρίζα είναι αρκετά μεγάλη (0.919) ωστόσο αρκετά μικρότερη από αυτή που έχει αναφερθεί για το σύστημα των περιφερειών της Ευρωπαϊκής Ένωσης (0.9796) [Lopez-Bazo, 1999].

Το χαρακτηριστικό διάνυσμα που αντιστοιχεί στη μοναδιαία ρίζα δίνει την κατανομή μακροχρόνιας ισορροπίας. Σε ότι ακολουθεί η πρώτη μπορεί να αντιπαραβληθεί με την αρχική κατανομή.

κατανομή μακροχρόνιας ισορροπίας: (0.2405 0.2431 0.2626 0.2536)

αρχική κατανομή: (0.2549 0.2549 0.2549 0.2353)

Θα πρέπει να τονισθεί στο σημείο αυτό ότι η κατανομή μακροχρόνια ισορροπίας σε καμία περίπτωση δεν θα πρέπει να παρερμηνευθεί ως υποδηλούσα την αναπόφευκτη κατάληξη του συστήματος. Αυτό που μας μεταφέρει είναι ότι αν οι δυνάμεις που διαμόρφωσαν την εμπειρία της συγκεκριμένης 25ετίας σε ότι αφορά τις περιφερειακές ανισότητες στην Ελλάδα συνεχίσουν απρόσκοπτα με τον ίδιο ακριβώς τρόπο στο μέλλον θα μπορούσε να οδηγήσουν σε μια τέτοια κατανομή του συστήματος των περιφερειών.

Ο δείκτης του Shorrocks (1978) δίνει ότι το ήμισυ της πορείας προς τη μακροχρόνια ισορροπία θα απαιτήσει, *ceteris paribus*, 8.31 βήματα ή 199.49 χρόνια.

Αν οι δυνάμεις που επενεργούν στη διαμόρφωση της διαχρονικής εξέλιξης της κατανομής του

<sup>12</sup> Ο ενδιαφερόμενος αναγνώστης θα μπορούσε να το εξακριβώσει ο ίδιος παίρνοντας διαδοχικές δυνάμεις του στοχαστικού πίνακα. (αριθμός ζευγών νομού / έτους στις παρενθέσεις)

κατά κεφαλή ΑΕΠ σε επίπεδο νομού οδηγούσαν σε οικονομική σύγκλιση θα περίμενε κανείς να δει τη μείωση των αντίστοιχων σχετικών συχνοτήτων στα άκρα της και μία αύξηση στα κεντρικά της τμήματα.

Η σύγκριση ανάμεσα στην αρχική και την κατανομή μακροχρόνιας ισορροπίας δείχνει ότι τα δυο κατώτατα τμήματα της υποχωρούν προς όφελος των δύο ανώτερων. Πράγματι ο δείκτης κινητικότητας του Bartholomew (1970) δείχνει ότι οι σημαντικά μικρότερες τιμές για τις τάξεις 2 και 3 υποδηλώνουν μεγαλύτερη κινητικότητα στις τάξεις και αυτές και ιδιαίτερα στην τρίτη τάξη.

**Πίνακας 4:** Δείκτης κινητικότητας Bartholomew

Τάξη 1	6.496
Τάξη 2	3.027
Τάξη 3	2.756
Τάξη 4	5.154

Πριν τη εξαγωγή οριστικών συμπερασμάτων από την έρευνα αυτή κρίνεται σκόπιμο να επαναληφθεί η εφαρμογή της μεθόδου χρησιμοποιώντας αυτή τη φορά 5 τάξεις αντί για 4. Μειώνοντας το εύρος των διαστημάτων που ορίζουν τις τάξεις θα επιτρέψει, *ceteris paribus*, κάποια μεγαλύτερη κινητικότητα μεταξύ περισσότερων τάξεων. Ο πίνακας 5 δίνει τα δεδομένα μετάβασης ανάμεσα σε 5 τάξεις που ορίζονται από τις τιμές που αντιστοιχούν στα ποσοστμόρια 0.20, 0.40, 0.60 και 0.80. Από κατασκευή κάθε διάστημα αντιπροσωπεύει 20% της κατανομής του 1970. Η ερμηνεία των στοιχείων που παρατίθενται στον πίνακα 5 είναι ακριβώς ανάλογη με αυτή του Πίνακα 4. Για το λόγο αυτό η συζήτηση των αποτελεσμάτων θα προχωρήσει απευθείας στο στοχαστικό πίνακα που προκύπτει, στα χαρακτηριστικά του και στις συνέπειες που προκύπτουν αναφορικά με το αντικείμενο της έρευνας.

**Πίνακας 5:** Μετάβαση 1970-1994 με 5 τάξεις: % συχνότητες (αριθμός ζευγών νομού / έτους στις παρενθέσεις)

Ποσοστμότητα						
	[0.20]	[0.40]	[0.60]	[0.80]	[1.00]	Σύνολο
<b>[0.20]</b>	86.69	12.10	0.81	0.40	0.00	100
[0 0.81)	(215)	(30)	(2)	(1)	(0)	(248)
<b>[0.40]</b>	13.60	68.40	14.80	2.80	0.40	100
[0.81 0.92)	(34)	(171)	(37)	(7)	(1)	(250)
<b>[0.60]</b>	0.45	18.92	59.01	21.17	0.45	100
[0.92 1)	(1)	(42)	(131)	(47)	(1)	(222)
<b>[0.80]</b>	0.00	1.28	14.42	75.00	9.29	100
[1 1.17)	(0)	(4)	(45)	(234)	(29)	(312)
<b>[1.00]</b>	0.00	0.00	2.08	14.58	83.33	100
[1.17 ∞)	(0)	(0)	(4)	(28)	(160)	(192)
<b>Σύνολο</b>	250	247	219	292	191	1224

Ο στοχαστικός πίνακας παρουσιάζει σε σχέση με τον προηγούμενο κάπως μικρότερες πιθανότητες παραμονής στα άκρα της κατανομής. Από τα υπόλοιπα στοιχεία της διαγωνίου τη μικρότερη πιθανότητα παραμονής παρουσιάζει η κεντρική τάξη αυτή δηλαδή που ορίζεται στο διάστημα (40%-60%) της κατανομής ενώ ακολουθεί η αμέσως κατώτερη.

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} 0.8669 & 0.1360 & 0.0045 & 0.0000 & 0.0000 \\ 0.1210 & 0.6840 & 0.1892 & 0.0129 & 0.0000 \\ 0.0081 & 0.1480 & 0.5901 & 0.1442 & 0.0120 \\ 0.0040 & 0.0280 & 0.2117 & 0.7500 & 0.1458 \\ 0.0000 & 0.0042 & 0.0045 & 0.0929 & 0.8333 \end{pmatrix}$$

Ακολουθεί η παράθεση των χαρακτηριστικών ριζών του στοχαστικού πίνακα. Η δεύτερη χαρακτηριστική ρίζα είναι λίγο μικρότερη από αυτή του προηγούμενου στοχαστικού πίνακα.

$$(\lambda_1 \lambda_2 \lambda_3 \lambda_4 \lambda_5) = (1 \ 0.9193 \ 0.7749 \ 0.6298 \ 0.7749)$$

Η κατανομή ισορροπίας συγκρινόμενη με την αρχική κατανομή μια εξασθένηση των σχετικών συχνοτήτων και στα δυο άκρα της κατανομής και ιδιαίτερα του άνω άκρου της



(0.1578 από 0.19608). Ωστόσο παρατηρείται εξασθένηση 2 ποσοστιαίων μονάδων της κεντρικής τάξης της κατανομής (0.1761 από 0.19608) καθώς και μια οριακή εξασθένηση της αμέσως κατώτερης τάξης.

κατανομή μακροχρόνιας ισορροπίας: (0.2050 0.1948 0.1761 0.2663 0.1578)  
αρχική κατανομή: (0.21568 0.19608 0.19608 0.19608 0.19608)

Η εκδήλωση σαφών τάσεων σύγκλισης θα απαιτούσε την εξασθένηση των άκρων της κατανομής και τη σημαντική αύξηση συγκέντρωσης στο κέντρο της. Αντί αυτού έχουμε στην προκειμένη περίπτωση την σημαντική αύξηση μη κεντρικού τμήματος της κατανομής που δεν είναι ωστόσο το άνω άκρο της αλλά αμέσως κάτω από αυτό. Αυτό φαίνεται να υποδηλώνει το σχηματισμό μιας ομάδας περιφερειών που έχουν μεγαλύτερο κατά κεφαλή ΑΕΠ από αυτό που αντιστοιχεί στον εθνικό μέσο όρο, αλλά που υπολείπεται των επικεφαλής στην περιφερειακή ιεραρχία.

Η διαδικασία προσαρμογής στην ισορροπία είναι εξαιρετικά αργή, υπολογίζεται με βάση το δείκτη του Shorrocks (1978) ότι το ήμισυ της προσέγγισης θα απαιτούσε, *ceteris paribus*, περίπου 197 έτη.

Στο ερώτημα σχετικά με ποια τμήματα της κατανομής παρουσιάζουν μεγαλύτερη κινητικότητα ο δείκτης του Bartholomew (1970) δίνει κάποια ενδιαφέροντα αποτελέσματα.

**Πίνακας 6:** Δείκτης κινητικότητας Bartholomew

Τάξη 1	5.972
Τάξη 2	2.548
Τάξη 3	2.009
Τάξη 4	2.934
Τάξη 5	5.0521

Τα άκρα της κατανομής παρουσιάζουν τη μικρότερη κινητικότητα και ιδιαίτερα το κάτω άκρο (5.972 είναι η μεγαλύτερη τιμή του δείκτη που υποδηλώνει τη μικρότερη κινητικότητα). Οι φτωχότεροι νομοί εξακολουθούν στη πλειονότητα τους να παραμένουν φτωχοί. Την αμέσως μικρότερη κινητικότητα εμφανίζει το άνω άκρο της κατανομής. Οι πλούσιοι νομοί θα εξακολουθήσουν να παραμένουν σε ένα μεγάλο βαθμό πλούσιοι. Στα εσωτερικά τμήματα της κατανομής παρουσιάζουν την εντονότερη κινητικότητα και ιδιαίτερα το κεντρικό τμήμα της (τάξη 3), ακολουθούν το αμέσως κατώτερο από αυτό (τάξη 2) και το αμέσως ανώτερο από αυτό (τάξη 4). Η κινητικότητα στο εσωτερικό τμήμα της κατανομής δημιουργεί αναδιανομή προς όφελος της τάξης πάνω από τον εθνικό μέσο όρο και κάτω από το άνω άκρο του συνόλου της κατανομής.

## ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Σε ότι αφορά την σύγκλιση τύπου  $\beta$  (δηλαδή σύγκλιση προς μια αντιπροσωπευτική μακροχρόνια κατάσταση) η έρευνα παρουσιάζει αποτελέσματα που αποδέχονται την υπόθεση της σύγκλισης υπό αυτή την έννοια. Η σύγκλιση αυτή είχε ετήσιο ρυθμό περίπου 3.5% για την περίοδο 1970-1981, 2,4% την περίοδο 1981-1994 και περί το 2% στο σύνολο της περιόδου 1970-1994. Όσο να αφορά την υπό συνθήκη  $\beta$  σύγκλιση, με την έννοια ότι έχουν καταβληθεί προσπάθειες για την απομάκρυνση παραγόντων που θα οδηγούσαν σε διαφορετικά επίπεδα μακροχρόνιας σταθερής κατάστασης (steady state), τα αποτελέσματα της ανάλυσης υποστηρίζουν την υπόθεση σύγκλισης για την περίοδο 1970-1981 καθώς και για το σύνολο της περιόδου 1970-1994. Για την περίοδο 1981-1994 η χρήση ερμηνευτικών μεταβλητών που αφορούν στην κλαδική διάρθρωση των νομών και στη βασιζόμενο σε αυτή δυνατότητα ανάπτυξης, εξανεμίζει την οικονομική και στατιστική σημαντικότητα του εκτιμώμενου ρυθμού σύγκλισης. Ωστόσο μια πιο διεξοδική προσέγγιση της υπό συνθήκη  $\beta$  σύγκλισης θα πρέπει να ακολουθήσει σε μελλοντική έρευνα.

Όσον αφορά τη διαχρονική εξέλιξη της διαπεριφερειακής διακύμανσης (*σ σύγκλιση*) του κατά κεφαλήν ΑΕΠ, παρατηρείται μια ασθενής μείωση της δεδομένου ότι αυτή κινείται μέσα σε στενά όρια, και υπάρχουν σχετικές ανωμαλίες ιδιαίτερα στην αρχή και στο τέλος της περιόδου μελέτης.

Η πιο διεξοδική διερεύνηση, και κατά πολλούς καταλληλότερη, αυτή της μελέτης της δυναμικής εξέλιξης της κατανομής αναδεικνύει τις περιφερειακές ανισότητες ως ένα διαρκώς μεταβαλλόμενο φαινόμενο. Το εξωτερικό σχήμα της κατανομής μεταβάλλεται διαρκώς και μαζί του και τα ποιοτικά χαρακτηριστικά της ασυμμετρίας και της κυρτότητας της. Εσωτερικά στην κατανομή υπάρχει αρκετή κινητικότητα και αυτό που φαίνεται και από τις δυο προσεγγίσεις είναι ότι αυτή η κινητικότητα αφορά κυρίως κεντρικά σημεία της κατανομής.

Τα αποτελέσματα των αναλύσεων στοιχειοθετούν την εμφάνιση μιας ομάδας νομών οι οποίοι κινούνται σε επίπεδα πάνω από τον μέσο όρο χωρίς όμως ταυτόχρονη μεταβολή στο ποσοστό της κατανομής που αντιπροσωπεύει τις φτωχότερες περιοχές τις χώρας. Αυτή η αναδυόμενη ομάδα φαίνεται να τροφοδοτείται κυρίως από κεντρικά σημεία της κατανομής και σε μικρότερο βαθμό από τις πλουσιότερες περιοχές. Μια τέτοια τάση εάν ενισχυθεί περαιτέρω θα οδηγήσει σε πιθανή απομάκρυνση της νέας αυτής ομάδας περιοχών που μαζί με τις πλουσιότερες από αυτές θα αποσχισθούν από τις σημαντικά φτωχότερες.

Σίγουρα η εμπειρία των ετών της περιόδου μελέτης δεν ενισχύουν την εικόνα εξομάλυνσης των περιφερειακών ανισοτήτων στη χώρα. Ωστόσο οι υπό διαμόρφωση τάσεις για την περαιτέρω αύξηση τους μπορούν να υπαναχωρήσουν όπως δείχνει η εξέλιξη της κατανομής το 1994 σε σχέση με αυτό που προδιαγράφονταν για παράδειγμα το 1990, ή και να επανέλθουν.

Η ανάπτυξη συχνά συνδέεται με τη διεύρυνση των ανισοτήτων. Όπως χαρακτηριστικά συμπεραίνουν στη δική τους μελέτη οι Petrakos και Saratsis (2000) οι περιφερειακές ανισότητες στην Ελλάδα τείνουν να αυξάνονται σε περιόδους οικονομικής επέκτασης και να υπαναχωρούν σε περιόδους ύφεσης. Ο προσανατολισμός της πολιτικής θα πρέπει να είναι είτε χωρικά αναδιανεμητικός είτε να ενισχύει περαιτέρω την ανάπτυξη εκεί από όπου μπορεί να διαχυθεί στο χώρο καλύτερα διευκολύνοντας ταυτόχρονα και αυτούς τους δίαυλους διάχυσης.

## Βιβλιογραφία

- Adelman I. G. (1958), "A Stochastic Analysis of the Size Distribution of Firms" *Journal of American Statistical Association*, 53: 893-904.
- Anderson T.W. και Goodman L. A. (1957), "Statistical Inference about Markov Chains" *Annals of Mathematical Statistics*, 28(1): 89-110.
- Barro R. J. και Sala-i-Martin X. X. (1991), "Convergence Across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 107-81.
- Barro R. J. και Sala-i-Martin X. X. (1992), "Convergence." *Journal of Political Economy*, 100 (2): 223-46.
- Barro R. J. και Sala-i-Martin X. X. (1999), *Economic Growth*, Cambridge Massachusetts, MIT Press.
- Bartholomew D. J. (1970), *Stochastic Models for Social Sciences*, London, John Wiley and Sons L.t.d..
- Chung K. L. (1967) *Markov Chains with Stationary Transition Probabilities*, 2nd ed. Springer-Verlag: Berlin.
- Feller W. (1968), *An Introduction to Probability Theory and Its Applications: Volume I*. New York, John Wiley and Sons.
- Fotopoulos G. και Louri H. (2002), *Corporate Growth and FDI: Are Multinationals Stimulating Local Industrial Development?*, CEPR Discussion Paper No. 3128: London.
- Fotopoulos G. και Spence N. (1999), "Spatial Variations of Net Entry Rates of Establishments in Greek Manufacturing Industries: An Application of a Shift-Share ANOVA model" *Environment and Planning A*, 31: 1731-55
- Hart P. E. (1995), "Galtonian Regression Across Countries and the Convergence of Productivity" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57 (3): 287-93.
- Hart P. E. και Prais S. J. (1956), "The Analysis of Business Concentration: A Statistical Approach" *Journal of the Royal Statistical Society* 119, Series A: 150-77.
- Isaacson D. L. και Madsen R. W. (1976), *Markov Chains Theory and Applications*, New York: John Wiley and Sons.
- Kangasharju A. (1999), "Relative Economic Performance in Finland: Regional Convergence, 1934-1993" *Regional Studies*, 33: 207-17.
- Lopez-Bazo E., Vaya E., Mora A. J. και Surinach, J. (1999), "Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union" *Annals of Regional Science*, 33: 343-70.
- Magrini S. (1999), "The Evolution of Income Disparities among the Regions of the European Union" *Regional Science and Urban Economics*, 29: 257-81.
- Mankiw N. G., Romer D. και Weil, D. N. (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic

- Growth" *Quarterly Journal of Economics*, 107: 407-37.
- Petrakos G. και Saratsis Y. (2000), "Regional Inequalities in Greece" *Papers in Regional Science*, 79: 57-74.
- Prais S. J. (1955), Measuring Social Mobility, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)* 118(1): 56-66.
- Quah D. T. (1993α), "Empirical Cross-Section dynamics in Economic Growth" *European Economic Review*, 37: 426-34.
- Quah D. T. (1993β), "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis" *Scandinavian Journal of Economics*, 95 (4): 427-43.
- Quah D. T. (1996), "Empirics for Economic Growth and Convergence." *European Economic Review*, 40: 1353-75.
- Ross S. M. (1985), *Introduction to Probability Models*. Academic Press: New York.
- Sala-i- Martin X. X. (1996), "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence" *European Economic Review*, 40: 1325-52.
- Shorrocks A. F. (1978), "The Measurement of Mobility" *Econometrica*, 46 (5): 1013-24.
- Silverman B. W. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London: Chapman and Hall.
- Siriopoulos C. και Asteriou D. (1998), "Testing for Convergence Across the Greek Regions" *Regional Studies*, 32 (6): 537-46.
- Tsionas E.G. (2002), "Another Look at Regional Convergence in Greece", *Regional Studies*, 36 (6): 603-9.

Φωτόπουλος Γιώργος

Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, 38221 Βόλος, τηλ. 24210 74915  
e-mail: gforopoulos@uth.gr

Γιαννιάς Δημήτρης

Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, 38221 Βόλος, e-mail: cobet@acci.gr

Λιαργκόβας Παναγιώτης

Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, 38221 Βόλος, τηλ. 24210 74921  
e-mail: liargova@uth.gr