

3

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗ ΣΥΓΚΛΙΣΗ  
Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ

ΜΑΥΡΑΓΑΝΗΣ ΙΩΑΝΝΗΣ

Διατριβή υποβληθείσα προς μερική εκπλήρωση  
των απαραίτητων προϋποθέσεων  
για την απόκτηση του  
Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης

Αθήνα  
Ιανουάριος, 2007



ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ  
ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ



0 000000 609012

A standard linear barcode is positioned vertically. It consists of vertical black bars of varying widths on a white background. To the left of the barcode is a zero, and to its right is the number 000000 609012.

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ  
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ  
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ  
ΑΘΗΝΩΝ  
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ  
εισ. 81363  
Αρ.  
ταξ.

ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗ ΣΥΓΚΛΙΣΗ  
Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ

ΜΑΥΡΑΓΑΝΗΣ ΙΩΑΝΝΗΣ

Διατριβή υποβληθείσα προς μερική εκπλήρωση  
των απαραίτητων προϋποθέσεων  
για την απόκτηση του  
Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης

Αθήνα  
Ιανουάριος, 2007



Εγκρίνουμε τη διατριβή του Μαυραγάνη Ιωάννη

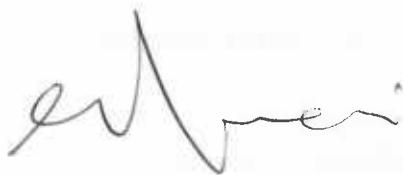
Τσιώνας Γ.Ευθύμιος  
Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών

ΥΠΟΓΡΑΦΗ



Λουρή Ελένη  
Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών

ΥΠΟΓΡΑΦΗ



3.0 / 01 / 2007



**ΕΠΙΡΡΕΟΜΕΝΑ**

Πεντηκούντη

Σελ. 1-3

Κεφάλαιο 1 Κλασική προσεγγίσεις στην ανάθεση της αύξησης

Σελ. 4-12

1.1 Η μετατροπή βιο-τεχνολογίας

1.2 Έργονυμοί βιο-και συντηρητικοί

Κεφάλαιο 2 Εναλλακτικές προσεγγίσεις της αύξησης

Σελ. 13-19

2.1 Το μετατροπή βιο-λογικής της αύξησης

2.2 Διαφορετικές ανάθεσης στη μετατροπή βιο-τεχνολογίας, στην αύξηση της αύξησης μετατροπής βιο-λογικής αύξησης

Κεφάλαιο 3 Επιπλεοντικές ανάθεσης της αύξησης αύξησης

Σελ. 20-23

Κεφάλαιο 4 Η παραγωγική σύγραμτη στην Ελλάδα

Σελ. 23-40

4.1 Η παραγωγική σύγραμτη στην Ελλάδα στην παραγωγική σύγραμτη στην Ελλάδα

4.2 Οι παραγωγικές σύγραμτη στην Ελλάδα στην παραγωγική σύγραμτη στην Ελλάδα

4.3 Εργαζόμενοι σε ιδιοκτητικές επιχειρήσεις στην παραγωγική σύγραμτη στην Ελλάδα

4.4 Μεταρρυθμίσεις στην παραγωγική σύγραμτη στην παραγωγική σύγραμτη στην Ελλάδα

4.5 Παραγωγική πύρινη και πυρολογική

Σελ. 41-48

Κεφάλαιο 5 Η παραγωγική σύγραμτη στην Ελλάδα της περιόδου 1994-2004

Σελ. 41-48

αποτελεσμάτων της παραγωγικής σύγραμτη στην Ελλάδα

Κεφάλαιο 6 Η παραγωγική σύγραμτη στην Ελλάδα της περιόδου 2005-2007

Σελ. 49-54

Παραγωγική σύγραμτη στην παραγωγική σύγραμτη στην Ελλάδα

Κεφάλαιο 7 Η αλληλεστική παραγωγική σύγραμτη στην Ελλάδα

Σελ. 55-57

Κεφάλαιο 8 Σημαντικότητα

Σελ. 58-59

Πληροφορίες

Σελ. 60-63

Επιβολλής



## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

<b>Εισαγωγή</b>		<b>Σελ. 1-3</b>
<b>Κεφάλαιο 1</b>	<b>Κλασικές προσεγγίσεις στην υπόθεση της σύγκλισης</b>	<b>Σελ. 4-12</b>
1.1	Η έννοια της $\beta$ - και της $\sigma$ - σύγκλισης	
1.2	Σχέση μεταξύ $\beta$ - και $\sigma$ - σύγκλισης	
<b>Κεφάλαιο 2</b>	<b>Εναλλακτικές προσεγγίσεις της σύγκλισης</b>	<b>Σελ.13-19</b>
2.1	Το μοντέλο της δυναμικής της κατανομής	
2.2	Διαφορές ανάμεσα στο μοντέλο δυναμικής της κατανομής και στις παραδοσιακές μεθόδους σύγκλισης	
<b>Κεφάλαιο 3</b>	<b>Εμπειρικά αποτελέσματα των μεθόδων σύγκλισης</b>	<b>Σελ.20-22</b>
<b>Κεφάλαιο 4</b>	<b>Η περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα</b>	<b>Σελ.23-40</b>
4.1	Η προσέγγιση της σύγκλισης υπό τις έννοιες $\beta$ - και $\sigma$ -	
4.2	Σχέση της σύγκλισης με τους οικονομικούς κύκλους	
4.3	Εφαρμογή των Μαρκοβιανών αλυσίδων στα ελληνικά δεδομένα	
4.4	Σύγκριση μεταξύ των εμπειρικών ερευνών για την περίπτωση της Ελλάδας	
4.5	Περιφερειακή σύγκλιση και τεχνολογία	
<b>Κεφάλαιο 5</b>	<b>Παρουσίαση των ελληνικών περιφερειών μέσα από οικονομικούς δείκτες (1994-2004)</b>	<b>Σελ.41-48</b>
<b>Κεφάλαιο 6</b>	<b>Η περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα την περίοδο '94-'03 Παρουσίαση εμπειρικών αποτελεσμάτων</b>	<b>Σελ.49-54</b>
<b>Κεφάλαιο 7</b>	<b>Η ελληνική περιφερειακή πολιτική</b>	<b>Σελ.55-57</b>
<b>Κεφάλαιο 8</b>	<b>Συμπεράσματα</b>	<b>Σελ.58-59</b>
<b>Παράρτημα</b>		<b>Σελ.60-63</b>
<b>Βιβλιογραφία</b>		<b>Σελ.64-65</b>

## Περιήληψη

Η παρούσα διπλωματική διατριβή πραγματεύεται το θέμα της Σύγκλισης και εστιάζει στην περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα. Η προσέγγιση γίνεται τόσο σε θεωρητικό , όσο και σε εμπειρικό επίπεδο.

Η ανάλυσή μας στο θεωρητικό μέρος περιλαμβάνει αρχικά τις προσεγγίσεις από την κλασική βιβλιογραφία. Έτσι , γίνεται παρουσίαση της απολύτου και υποθετικής  $\beta$ - σύγκλισης , της  $\sigma$ - σύγκλισης και παρατίθεται με διαγραμματικό και μαθηματικό τρόπο η μεταξύ τους σχέση. Επίσης, δεν παραλείπεται η αναφορά στα μοντέλα οικονομικής μεγέθυνσης και στη σύνδεσή τους με τη σύγκλιση. Το θεωρητικό τμήμα κλείνει με τη μέθοδο της δυναμικής της κατανομής που προτάθηκε από τον Quah και αφορά στη διαστρωματική κινητικότητα του εισοδήματος εντός της κατανομής.

Μια σύντομη αναφορά εμπειρικών μελετών σε ευρωπαϊκό και διεθνές επίπεδο ακολουθεί, προκειμένου να δώσει την εικόνα του μεγέθους των τεχνικών που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση των συντελεστών σύγκλισης , αλλά και των διαφορετικών αποτελεσμάτων.

Έρευνες, αποκλειστικά για την περίπτωση της Ελλάδας, αναλύονται στη συνέχεια, απόπου προκύπτουν ενδιαφέροντα συμπεράσματα που συνδέουν το ζήτημα της σύγκλισης με τους οικονομικούς κύκλους και την τεχνολογία. Στο ίδιο κεφάλαιο παρατίθεται με πλήρη τρόπο η θεωρία των Μαρκοβιανών αλυσίδων και η εφαρμογή της στα ελληνικά δεδομένα για τον έλεγχο της περιφερειακής σύγκλισης.

Προτού ξεκινήσει η δική μας εμπειρική δουλειά , γίνεται μια παρουσίαση των 13<sup>ων</sup> ελληνικών περιφερειών μέσα από οικονομικά στοιχεία και δείκτες της περιόδου 1994-2004. Το επίπεδο του κατά κεφαλήν ΑΕΠ , οι ρυθμοί ανάπτυξης , τα ποσοστά ανεργίας και επενδύσεων , δίνουν μια ανάγλυφη εικόνα του πώς κινήθηκαν οι περιφέρειες της χώρας μας σε σχέση με βασικές οικονομικές μεταβλητές κατά την τελευταία περίοδο δεκαετίας.<sup>1</sup>

Η εμπειρική μας έρευνα για τη σύγκλιση των περιφερειών της Ελλάδας σε επίπεδο Nuts II για τα έτη 1994-2003 αρχίζει με την εξέταση του θέματος υπό την έννοια  $\beta$ -. Τα αποτελέσματα απ' αυτόν τον έλεγχο δεν επιτρέπουν την αποδοχή της

<sup>1</sup> Οι πλήρεις πίνακες των δεδομένων παρατίθενται στο παράρτημα.

απολύτου  $\beta$ - σύγκλισης , αφού ο συντελεστής  $\beta$  βρέθηκε στατιστικά μη σημαντικός. Η μελέτη μας συνεχίζεται με στόχο την επιβεβαίωση ή την απόρριψη της προϋπάρχουσας άποψης στην ελληνική κοινωνία περί οικονομικού δυϊσμού ανάμεσα στο βορρά και το νότο της χώρας. Και σ' αυτή την περίπτωση τα ευρήματά μας είναι στατιστικώς μη σημαντικά . Η χρήση όμως των Kernel εκτιμητών πυκνότητας δίνει ενδιαφέροντα αποτελέσματα για την εξέλιξη της συνολικής κατανομής του περιφερειακού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Έτσι , αξιοσημείωτη είναι η τάση του εκτιμητή πυκνότητας (η οποία μάλιστα μετατρέπεται σε εμμονή τα τελευταία χρόνια) για τη δημιουργία μιας ομάδας « ηγετών » και μιας « ακολούθων » , αναφορικά με το επίπεδο του κατά κεφαλήν προϊόντος. Η εμπειρική μας διερεύνηση ολοκληρώνεται με τον έλεγχο για  $\sigma$  - σύγκλιση. Από το διάγραμμα της διαστρωματικής τυπικής απόκλισης του κατά κεφαλήν προϊόντος με τον χρόνο, προέκυψε ότι η συνολική κατανομή του διαπεριφερειακού ΑΕΠ γίνεται όλο και πιο άνιση (αφού η διασπορά της αυξήθηκε) και μάλιστα με αύξοντα ρυθμό μετά το 1999 , με αποτέλεσμα να κάνουμε λόγο για απόκλιση και όχι για σύγκλιση.

Από την παρούσα διπλωματική διατριβή προκύπτει επομένως η γενική διαπίστωση ότι μεταξύ των 13<sup>ων</sup> ελληνικών περιφερειών έχουμε απόκλιση, η οποία μεγαλώνει τα τελευταία χρόνια . Παρόλο που οι περιφέρειες της χώρας καρπώθηκαν υψηλούς ρυθμούς ανάπτυξης κατά την περίοδο 1994-2003 (που ερευνήσαμε), το γεγονός αυτό δε στάθηκε ικανό να συμβάλλει σε μια δομική αλλαγή της διαπεριφερειακής κατανομής του κατά κεφαλήν προϊόντος, κάτι που καλλιεργεί αμφιβολίες για την αποτελεσματικότητα της ελληνικής περιφερειακής πολιτικής και την ορθολογική χρήση των κεφαλαίων που εισέρρευσαν στη χώρα από την Ε.Ε.

Τελικά , παραθέτουμε ορισμένες προτάσεις σχετικά με τις κατευθύνσεις βάσει των οποίων θα ήταν καλό να βαδίσει η ελληνική περιφερειακή πολιτική , προκειμένου να αξιοποιηθούν καταλλήλως τα ευρωπαϊκά κονδύλια και να οδηγηθούν οι ελληνικές περιφέρειες στη διαδικασία της μεταξύ τους σύγκλισης , αλλά και σ' αυτή με την υπόλοιπη Ευρώπη.

## Εισαγωγή

Τα τελευταία δεκαπέντε περίπου χρόνια ο επιστημονικός διάλογος γύρω από το μέγιστης σημασίας ζήτημα της Σύγκλισης (Convergence) των οικονομιών συγκεντρώνει την προσοχή της δεσπόζουσας τάσης των θεωρητικών Μακροοικονομολόγων και των Οικονομοτρών.

Ο έλεγχος της ύπαρξης σύγκλισης προτάθηκε ως βασικό test για την εγκυρότητα των σύγχρονων θεωριών οικονομικής μεγέθυνσης . Επιπλέον, οι εκτιμητές της ταχύτητας σύγκλισης ανάμεσα σε οικονομίες θεωρήθηκε ότι εξάγουν πληροφορίες για την παραμετρο- κλειδί της θεωρίας ανάπτυξης : το μερίδιο του Κεφαλαίου στη συνάρτηση παραγωγής. Έτσι, ήταν απολύτως φυσικό οι θεωρητικοί της μεγέθυνσης ν' αρχίσουν να επικεντρώνουν την προσοχή τους στην εξέλιξη του διαλόγου για τη σύγκλιση. Επίσης, το πολύ σημαντικό γεγονός πως το σύνολο των δεδομένων για τα επίπεδα του Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος (ΑΕΠ) ενός μεγάλου εύρους χωρών έγινε διαθέσιμο στα τέλη της δεκαετίας του '80, επέτρεψε στους οικονομολόγους να συγκρίνουν τις τιμές του ΑΕΠ ανάμεσα σε πλήθος κρατών και να παρακολουθούν την εξέλιξη με το χρόνο αυτών των τιμών , απαραίτητο στοιχείο για τα μελέτη της υπόθεσης της σύγκλισης .

Ερωτήματα τα οποία σχετίζονται με την αγωνία για τον εάν οι φτωχές οικονομίες θα παραμείνουν φτωχές για πολλές γενιές ή με το αν και πόσο μειώνεται ο βαθμός των εισοδηματικών ανισοτήτων με το χρόνο, βρίσκονται στην καρδιά της συζήτησης για τη σύγκλιση και είναι λογικό ν' απασχολούν όποιον ενδιαφέρεται για την εθνική και παγκόσμια ευημερία. Έτσι, μεγάλος αριθμός τόσο θεωρητικών όσο κυρίως εμπειρικών ερευνών , γύρω από το εν λόγω ζήτημα , υφίσταται στη διεθνή βιβλιογραφία τα τελευταία χρόνια και μας πληροφορεί για τη διαδικασία προς τη σύγκλιση ή την απόκλιση κρατών και περιφερειών.

Οι θεωρίες που όπως προαναφέρθηκε σχετίζονται άμεσα με το μείζον θέμα της σύγκλισης είναι αυτές της οικονομικής ανάπτυξης, οι οποίες μάλιστα δίνουν αντικρουόμενα αποτελέσματα , ενώ μελετούν τις ίδιες βάσεις δεδομένων υιοθετώντας όμως διαφορετικές τεχνικές και υποθέσεις. Από τη μια λοιπόν η νεοκλασική θεωρία προβλέπει σύγκλιση, από την άλλη οι θεωρίες της ενδογενούς μεγέθυνσης, απόκλιση. Όπως είναι φυσικό, η διαφορά των αποτελεσμάτων έχει συντελέσει στην πυροδότηση

μιας οξείας επιστημονικής διαμάχης με επιπτώσεις επί των εφαρμοζόμενων πολιτικών.

Είναι προφανές ότι η Ευρωπαϊκή Ένωση έχει υιοθετήσει τις προβλέψεις περί απόκλισης των οικονομιών των κρατών-μελών της και γ' αυτό εφαρμόζει μια καθαρά παρεμβατική πολιτική χρηματοδοτήσεων (Κ.Π.Σ., Ο.Μ.Π. κ.α.) προκειμένου ν' αντιμετωπίσει την οικονομική ύφεση και να προωθήσει την ανάπτυξη σε φτωχές περιοχές, αφού μόνο αν αντιμετωπιστεί το φαινόμενο της οπισθοδρόμησης πολλών περιφερειών η ένωση θα είναι σε θέση ν' αρχίσει να δρεπει τους καρπούς από τη διαδικασία της ολοκλήρωσης. Για την Ελλάδα το ζήτημα της σύγκλισης μεταξύ των περιφερειών της χώρας είναι κεφαλαιώδους σημασίας, από τη στιγμή μάλιστα που σύμφωνα με τα στοιχεία της Eurostat πέντε εξ αυτών ανήκουν στο γκρουπ των φτωχότερων περιοχών της Ευρώπης ( για το 2003).

Τείνουν να εξισωθούν μακροχρόνια τα επίπεδα του κατά κεφαλήν εισοδήματος; Αναπτύσσονται οι φτωχές περιοχές της χώρας μας ταχύτερα από τις πιο πλούσιες; **Θ**α εξαφανιστούν οι οικονομικές διαφορές που σύμφωνα με την κοινή άποψη υφίστανται μεταξύ του ελληνικού βιορρά και νότου; Μειώνεται ή όχι η διασπορά της συνολικής κατανομής του διαπεριφερειακού κατά κεφαλήν ΑΕΠ με το χρόνο; Ερωτήματα όπως τα παραπάνω μου κέντρισαν το ενδιαφέρον και αποτέλεσαν το κίνητρο προκειμένου να ασχοληθώ στα πλαίσια της παρούσας διατριβής τόσο σε θεωρητικό, όσο και σε εμπειρικό επίπεδο, με το μείζονος σημασίας θέμα της σύγκλισης. Η δομή της διατριβής είναι η ακόλουθη.

Στο 1<sup>ο</sup> κεφάλαιο παρουσιάζονται αναλυτικά οι κλασικές προσεγγίσεις για τον έλεγχο της υπόθεσης της σύγκλισης. Ήτοι, στο πρώτο τμήμα του κεφαλαίου αναφερόμαστε στην απόλυτη και υποθετική **β**- σύγκλιση, στη **σ**- σύγκλιση, ενώ στο δεύτερο τμήμα στη σχέση ανάμεσα στα παραπάνω είδη σύγκλισης με διαγραμματικό και μαθηματικό τρόπο.

Το 2<sup>ο</sup> κεφάλαιο αναφέρεται στη μέθοδο της δυναμικής της κατανομής του Quah σχετικά με τη διαστρωματική κινητικότητα εντός της κατανομής. Μια σύγκριση των χαρακτηριστικών μεταξύ των παραδοσιακών μεθόδων σύγκλισης και της εναλλακτικής του Quah γίνεται στο δεύτερο μέρος του κεφαλαίου. Το 3<sup>ο</sup> κεφάλαιο περιγράφει διάφορα εμπειρικά αποτελέσματα που αφορούν στη σύγκλιση σε ευρωπαϊκό και διεθνές επίπεδο.

Σε ξεχωριστό κεφάλαιο, συγκεκριμένα στο 4<sup>ο</sup>, εκτίθενται με αναλυτικό τρόπο εμπειρικές έρευνες που σχετίζονται αποκλειστικά με την περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα. Η προσέγγιση του ζητήματος υπό τις έννοιες  $\beta$ - και  $\sigma$ - , η σχέση της σύγκλισης με τους Οικονομικούς Κύκλους, η εφαρμογή των Μαρκοβιανών αλυσίδων στα ελληνικά δεδομένα , η σύνδεση περιφερειακής σύγκλισης και τεχνολογίας ,καθώς και μια σύγκριση μεταξύ όλων των εμπειρικών αποτελεσμάτων που αφορούν στην Ελλάδα, αποτελούν ξεχωριστά τμήματα του παρόντος κεφαλαίου.

Ακολουθεί στο επόμενο κεφάλαιο (5<sup>ο</sup>) μια παρουσίαση των 13<sup>ων</sup> περιφερειών της χώρας μέσα από βασικούς οικονομικούς δείκτες για την περίοδο 1994-2004. Έτσι, παρουσιάζονται στοιχεία σχετικά με το κατά κεφαλήν προϊόν της κάθε περιφέρειας, την ανεργία, τις επενδύσεις, τον πληθυσμό και το ποσοστό % του ΑΕΠ επί του μέσου της Ε.Ε.-25. Η παρουσίαση αυτών των δεδομένων κρίθηκε απαραίτητη, αφενός για να δώσει μια εικόνα από οικονομικής πλευράς της κάθε περιφέρειας, αφετέρου για να προετοιμάσει για το επόμενο κεφάλαιο , όπου μελετάμε τη σύγκλιση στη χώρα μας για τα έτη 1994- 2003. Οι πλήρεις πίνακες των δεδομένων παρατίθενται στο παρόντημα.

Η εμπειρική μας έρευνα για την περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα κατά την περίοδο 1994-2003 καλύπτει επομένως το κεφάλαιο 6. Αρχικά, ερευνούμε την ύπαρξη απολύτου  $\beta$ - σύγκλισης μεταξύ των ελληνικών περιοχών σε επίπεδο Nuts II και στη συνέχεια εξετάζουμε την ύπαρξη οικονομικού δυϊσμού ανάμεσα στον ελληνικό βορρά και το νότο. Η μελέτη μας περιλαμβάνει επίσης τον υπολογισμό Kernel εκτιμητών πυκνότητας του περιφερειακού κατά κεφαλήν ΑΕΠ , ενώ το κεφάλαιο ολοκληρώνεται με τον έλεγχο της σύγκλισης υπό την έννοια  $\sigma$ - .

Στο 7<sup>ο</sup> κεφάλαιο αναφερόμαστε στα αποτελέσματα της εφαρμοζόμενης ελληνικής περιφερειακής πολιτικής και καταθέτουμε προτάσεις που θα βοηθήσουν την πορεία προς τη σύγκλιση.

Στο τελευταίο (8<sup>ο</sup>) κεφάλαιο συνοψίζουμε και εξάγουμε τα συμπεράσματά μας.

Κεφάλαιο 1**ΚΛΑΣΙΚΕΣ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΕΙΣ ΣΤΗΝ ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΗΣ ΣΥΓΚΛΙΣΗΣ****1.1 Η έννοια της β- και της σ- Σύγκλισης**

Στην κλασική βιβλιογραφία δύο κύριοι όροι εμφανίζονται σχετικά με την υπόθεση της σύγκλισης. Πρώτος ο Sala-i-Martin (1990) εισάγει την έννοια της « απόλυτης  $\beta$ - σύγκλισης » για να υποδηλώσει ότι φτωχές οικονομίες τείνουν να αναπτυχθούν ταχύτερα σε σχέση με τις πιο πλούσιες. Προκειμένου να γίνει ο έλεγχος για την ύπαρξη ή όχι της απόλυτης  $\beta$ -σύγκλισης μπορεί κανείς να παλινδρομήσει τον ετήσιο ρυθμό ανάπτυξης του ΑΕΠ (**GDP**) της  $i$ -οικονομίας μεταξύ των περιόδων  $t$  και  $t+T$ , πάνω στον λογάριθμο του ΑΕΠ σε κατά κεφαλήν(*per capita*) όρους για την οικονομία  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$ . Έτσι, εκτιμώντας την:

$$\gamma_{i,t,t+T} = a - \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \cdot \log(y_{i,t}) + \varepsilon_{i,t,t+T} \quad (1.1)$$

όπου  $\gamma_{i,t,t+T} = \frac{\log\left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}}\right)}{T}$  είναι ο ετήσιος ρυθμός ανάπτυξης του ΑΕΠ

ανάμεσα στις περιόδους  $t$  και  $t+T$ ,  $\log(y_{i,t})$  είναι ο λογάριθμος του ΑΕΠ την περίοδο  $t$ ,  $a$  είναι το μερίδιο του κεφαλαίου από το νεοκλασικό μοντέλο ανάπτυξης και  $\varepsilon_{i,t,t+T}$  ο διαταρακτικός όρος, μπορεί κανείς να αποφανθεί για την ύπαρξη σύγκλισης εξετάζοντας το πρόσημο του συντελεστή  $\beta$ , ο οποίος μάλιστα εκφράζει την ταχύτητα της σύγκλισης. Έτσι, αν βρούμε  $\beta > 0$  τα δεδομένα παρουσιάζουν απόλυτη  $\beta$ -σύγκλιση, ενώ σε αντίθετη περίπτωση έχουμε απόκλιση.

Ασφαλώς, είναι δυνατό να υπολογιστεί η ταχύτητα της σύγκλισης σε δύο στάδια και αντί της εξίσωσης (1.1) να εκτιμήσουμε την γραμμική παλινδρόμηση :

$$\gamma_{i,t,t+T} = a - b \cdot \log(y_{i,t}) + \varepsilon_{i,t,t+T} \quad (1.2)$$

και στη συνέχεια να υπολογίσουμε το  $\beta$  από τη σχέση  $b = \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T}$ .



Στο άρθρο τους με τίτλο «Convergence» οι συγγραφείς Barro και Sala-i-Martin το 1992, υποστηρίζουν την άποψη ότι ο συντελεστής σύγκλισης  $\beta$  μπορεί να παραμείνει ίδιος μεταξύ οικονομιών που διαφέρουν στο επίπεδο του κατά κεφαλήν (per capita) προϊόντος, εξαιτίας των διαφορών στη διαθέσιμη τεχνολογία ή στις πολιτικές της κυβέρνησης ή στις φυσικές πηγές που συντελούν στη διαφοροποίηση της παραμέτρου  $A$  στη συνάρτηση Cobb-Douglas.

Το νεοκλασικό μοντέλο ανάπτυξης προβλέπει σύγκλιση, αφού δοθείσας της συνάρτησης παραγωγής Cobb-Douglas:  $Y_{i,t} = A_i K_{i,t}^{\alpha} L_{i,t}^{1-\alpha}$  η παράμετρος  $\beta$ -όπως δείχνει ο Sala-i-Martin το 1996 στο άρθρο του «The classical approach to convergence analysis» ισούται με:

$$\beta = (1 - \alpha)(\delta + n + x) \quad (1.3)$$

όπου  $x$  είναι ο ρυθμός αύξησης της παραγωγικότητας,  $n$  ο ρυθμός αύξησης του πληθυσμού,  $\delta$  ο ρυθμός απόσβεσης και  $\alpha$  το σχετικό μερίδιο κεφαλαίου. Επειδή όμως  $0 < \alpha < 1$ , τότε όπως προκύπτει από την (1.3) είναι  $\beta > 0$ , κάτι που υπονοεί απόλυτη  $\beta$ -σύγκλιση.

Στο σημείο τούτο, κρίνεται σκόπιμο να τονιστεί ότι σύμφωνα με το νεοκλασικό μοντέλο ανάπτυξης η μόνη διαφορά μεταξύ των οικονομιών είναι το επίπεδο του αρχικού τους κεφαλαίου, ενώ η τεχνολογία θεωρείται κοινή<sup>1</sup>. Μόνο σ' αυτή την περίπτωση το μοντέλο προβλέπει ότι οι φτωχές οικονομίες (με λίγο κεφάλαιο) θα αναπτύσσονται με γρηγορότερους ρυθμούς από τις πιο πλούσιες με μεγάλο απόθεμα κεφαλαίου. Επίσης, η προσέγγιση της απολύτου  $\beta$ -σύγκλισης προϋποθέτει ότι οι εξεταζόμενες οικονομίες θα φτάσουν μακροπρόθεσμα στην ίδια σταθερή πορεία (S.S.). Επειδή, για να κρατηθεί αμετάβλητη αυτή η σταθερή πορεία απαιτείται να περιοριστεί η έρευνα σε οικονομίες όπου η τεχνολογία και οι θεσμοί μάς επιτρέπουν να θεωρούμε ρεαλιστική την προσέγγιση περί όμοιου S.S.<sup>2</sup>, προκειμένου να ξεπερασθεί το πρόβλημα αναπτύχθηκε μια εναλλακτική προσέγγιση.

Στηριζόμενοι και πάλι στο νεοκλασικό μοντέλο ανάπτυξης με εξωγενή τεχνολογική πρόοδο και ενδογενή ρυθμό επένδυσης οι Barro και Sala-i-Martin (1992) παράγουν την αντίστοιχη δομική εξίσωση σύγκλισης. Στην εξίσωση (1.2) (ή

<sup>1</sup> Αυτή είναι μια σημαντική διαφορά με τα μοντέλα ενδογενούς ανάπτυξης.

<sup>2</sup> Κάτι τέτοιο μπορεί να γίνει για τις χώρες του ΟΟΣΑ

ισοδύναμα στην (1.1)) προστίθεται τώρα ένα διάνυσμα μεταβλητών  $X_{i,t}$  το οποίο είναι «αρμόδιο» για τον έλεγχο παραγόντων που μπορεί να επηρεάζουν το ρυθμό ανάπτυξης των υπό έλεγχο οικονομιών και παράλληλα επιτρέπουν στις οικονομίες του δείγματος να συγκλίνουν σε διαφορετικές σταθερές πορείες. Η συμπεριληφθη ακριβώς μεταβλητών που αντικατοπτρίζουν τα βασικά χαρακτηριστικά των εξεταζόμενων οικονομιών, ουσιαστικά επιτρέπει τη διαφοροποίηση ανάμεσα στις καταστάσεις σταθερής πορείας. Η εξίσωση παλινδρόμησης σ' αυτή την περίπτωση είναι:

$$\gamma_{i,t,t+T} = a - b \log(y_{i,t}) + \psi X_{i,t} + \varepsilon_{i,t,t+T} \quad (1.4)$$

$$\text{όπου } b = \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T}.$$

Αν, κρατώντας σταθερές έναν αριθμό προστιθέμενων μεταβλητών, τρέζουμε την παραπάνω διαστρωματική παλινδρόμηση του ρυθμού ανάπτυξης πάνω στο αρχικό εισόδημα και βρούμε ότι ο συντελεστής του αρχικού εισοδήματος είναι αρνητικός, τότε όπως λέμε έχουμε υποθετική (conditional)  $\beta$ -σύγκλιση. Με άλλα λόγια, θα λέμε ότι ένα σύνολο οικονομιών συγκλίνει υπό την έννοια της υποθετικής  $\beta$ -σύγκλισης όταν η μερική συσχέτιση ανάμεσα στον ρυθμό ανάπτυξης και το αρχικό εισόδημα είναι αρνητική<sup>1</sup>.

Οι προαναφερθείσες προσεγγίσεις σύγκλισης χαρακτηρίζονται από τη βασική υπόθεση της ύπαρξης φθινουσών αποδόσεων στο κεφάλαιο. Μόνο όταν ισχύει κάτι τέτοιο οι φτωχότερες οικονομίες θα έχουν μεγαλύτερο κίνητρο για αποταμίευση κι έτσι θα αναπτύσσονται ταχύτερα με τον ίδιο ρυθμό επένδυσης. Σε αντίθετη περίπτωση, όπου έχουμε αυξανόμενες ή σταθερές αποδόσεις στο κεφάλαιο, η νεοκλασική λογική ανατρέπεται πλήρως κι έχουμε απόκλιση (divergence).

Όπως προαναφέρθηκε τα νεοκλασικά μοντέλα θεωρούν ότι η τεχνολογία είναι κοινή μεταξύ των διαφόρων οικονομιών και ότι η πρόσβαση σ' αυτή είναι ελεύθερη απ' όλους. Μια τέτοια παραδοχή όμως δε συμβαίνει και στα μοντέλα ενδογενούς ανάπτυξης. Σύμφωνα με τα μοντέλα αυτά, η ένταση με την οποία οι χώρες παράγουν και ενσωματώνουν τις νέες τεχνολογίες είναι διαφορετική. Μάλιστα διαπιστώνεται

<sup>1</sup> Σ' αυτή την περίπτωση η κλίση της γραμμής παλινδρόμησης είναι αρνητική.

πως όσο μεγαλύτερη είναι η επένδυση μιας χώρας στις νέες τεχνολογίες, τόσο μεγαλύτερη τάση για ανάπτυξη εμφανίζει<sup>1</sup>.

To 1992 οι Mankiw, Romer και Weil στο άρθρο τους με τίτλο «A Contribution to the Empirics of Economic Growth» προτείνουν μια διαφορετική εξίσωση σύγκλισης προερχόμενη από το μοντέλο του Solow (1956). Εδώ οι κύριες μεταβλητές που ελέγχουν το επίπεδο της σταθερής πορείας (S.S.) είναι ο ρυθμός αποταμίευσης και ο ρυθμός αύξησης του πληθυσμού. Οι τρεις συγγραφείς στο μοντέλο του Solow προσθέτουν την επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο σαν έναν βασικό παράγοντα για τον καθορισμό της σταθερής πορείας. Η εξίσωση που εκτιμάται είναι:

$$\Delta y_{i,t} = g + (\alpha_{i,0} + g \cdot t) + \left( \frac{\beta a}{1-a} \right) \cdot \frac{\log(S_{i,t})}{\delta + g + n_{i,t}} - \beta_{i,t} \quad (1.5)$$

$$\text{με } \beta = (1-a)(\delta + g + n) \quad (1.6)$$

όπου  $\Delta y_{i,t}$  είναι ο ρυθμός παραγωγής ανά εργάτη της οικονομίας  $i$ ,  $g$  είναι ο ρυθμός τεχνολογικής προόδου,  $\alpha$  ο συντελεστής του κεφαλαίου στη συνάρτηση παραγωγής,  $\delta$  ο ρυθμός απόσβεσης,  $n$  ο ρυθμός ανάπτυξης του εργατικού δυναμικού,  $\alpha_{i,0}$  ο δείκτης τεχνικής αποτελεσματικότητας τη χρονική στιγμή μηδέν,  $S$  το μερίδιο επένδυσης στο ΑΕΠ και  $t$  ο χρόνος που παρήλθε από την έναρξη της συγκεκριμένης περιόδου. Η εκτίμηση της εξίσωσης (1.5) μπορεί να γίνει με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Τέλος, ο όρος που απομένει σχετικά με τη σύγκλιση για να ολοκληρώσουμε την ανάλυσή μας στην ιλασική βιβλιογραφία είναι η  $\sigma$ -σύγκλιση. Θα εννοούμε ότι μια ομάδα οικονομιών συγκλίνουν υπό την έννοια  $\sigma$ , αν η διασπορά των πραγματικών τους επιπέδων κατά κεφαλήν ΑΕΠ τείνει να μειωθεί με την πάροδο του χρόνου. Έτσι, θα έχουμε  $\sigma$ -σύγκλιση όταν:

$$\sigma_{t+T} < \sigma_t \quad (1.7)$$

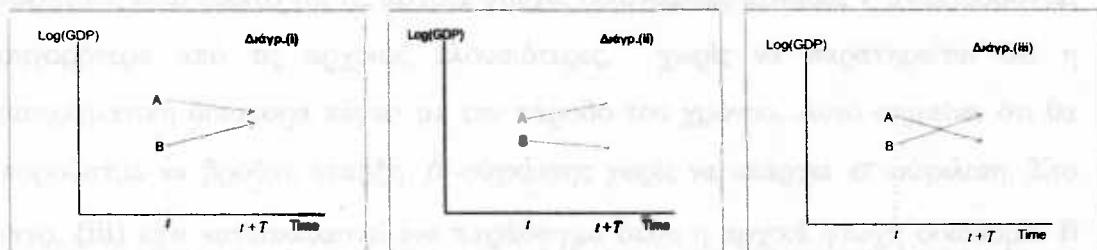
<sup>1</sup> Ο αντίλογος σ' αυτό είναι ότι χώρες που δεν παράγουν νέες τεχνολογίες μπορούν να τις αντιγράψουν.

όπου  $\sigma$ , είναι η τυπική απόκλιση του λογαρίθμου του κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε όλες τις οικονομίες  $i$  ( $\log(y_{i,t})$ ).

Από ορισμού τους η  $\sigma$ - και η  $\beta$ - σύγκλιση γίνεται φανερό ότι εξετάζουν διαφορετικά πράγματα. Η  $\sigma$ -σύγκλιση σχετίζεται με το εάν η διαοικονομική κατανομή του συνολικού εισοδήματος των  $i$  οικονομιών συρρικνώνεται με την πάροδο του χρόνου ή όχι. Από την άλλη μεριά, η  $\beta$ -σύγκλιση εξετάζει την κινητικότητα διαφορετικών οικονομιών εντός της διθείσας κατανομής του συνολικού εισοδήματος των υπό έλεγχο οικονομιών<sup>1</sup>. Οι έννοιες της  $\beta$  - και  $\sigma$  - σύγκλισης είναι σχετιζόμενες.

## 1.2 Σχέση μεταξύ $\beta$ - και $\sigma$ - Σύγκλισης

Μπορούμε, σχετικά απλά, να διαπιστώσουμε ότι αν τα επίπεδα του ΑΕΠ δύο οικονομιών A και B γίνονται ολοένα και πιο όμοια με το χρόνο, αυτή πρέπει να είναι η περίπτωση που η φτωχή οικονομία αναπτύσσεται ταχύτερα. Σαν μια ένδειξη της συμπεριφοράς του λογαρίθμου του κατά κεφαλήν ΑΕΠ ( $\log(GDP)$ ) των δύο οικονομιών στο χρόνο παρουσιάζουμε την παρακάτω εικόνα (1) με τα τρία διαγράμματα που αντιστοιχούν σε ισάριθμα σενάρια. Σημειώνουμε ότι τα δεδομένα που παρατηρούμε αφορούν τις δύο διακριτές χρονικές στιγμές  $t$  και  $t+T$ .



Εικόνα 1.

<sup>1</sup> Σ' αυτό αντιδρά έντονα ο D. Quah που εισάγει τη μέθοδο της Δυναμικής της Κατανομής για να μελετήσει την κινητικότητα εντός της κατανομής.

Αρχικά υπάρχει μια απόσταση ή διασπορά ανάμεσα στα δύο επίπεδα εισοδήματος, με την οικονομία Α να είναι πλουσιότερη από την Β. Στο διάγραμμα (i) είναι η περίπτωση όπου ο ρυθμός ανάπτυξης της οικονομίας Α είναι μικρότερος (και μάλιστα αρνητικός) από το ρυθμό ανάπτυξης της οικονομίας Β ανάμεσα στις χρονικές περιόδους  $t$  και  $t+T$  και, ως εκ τούτου, λέμε ότι υφίσταται  $\beta$ -σύγκλιση. Επιπλέον, επειδή η διασπορά του  $\log(GDP)$  την περίοδο  $t+T$  είναι μικρότερη απ' ότι είναι την  $t$ , λέμε επίσης ότι έχουμε  $\sigma$ -σύγκλιση. Σημειώνουμε ότι είναι αδύνατον για τις δύο οικονομίες να έρθουν κοντά μαζί την  $t+T$  χωρίς η αρχικά φτωχή οικονομία (στην περίπτωση μας η Β) να αναπτύσσεται γρηγορότερα. Με άλλα λόγια, η ύπαρξη της  $\beta$ -σύγκλισης είναι μια αναγκαία συνθήκη για την ύπαρξη της  $\sigma$ -σύγκλισης.

Επιπλέον, είναι φυσιολογικό να σκεφτεί κανείς πως όταν η αρχικά φτωχή οικονομία αναπτύσσεται γρηγορότερα από την πιο πλούσια, τότε τα επίπεδα του κατά κεφαλήν ΑΕΠ των δύο οικονομιών θα γίνονται περισσότερο όμοια με το χρόνο. Αυτό σημαίνει ότι η ύπαρξη της  $\beta$ -σύγκλισης θα τείνει να δημιουργήσει τη  $\sigma$ -σύγκλιση. Στο διαγρ. (i) της εικόνας (1) είναι ένα παράδειγμα όπου η  $\beta$ -σύγκλιση υπάρχει και συνδέεται με τη  $\sigma$ -σύγκλιση. Στο διάγρ. (ii) παρουσιάζεται ένα παράδειγμα όπου η απουσία  $\beta$ -σύγκλισης (η αρχικά πλούσια οικονομία αναπτύσσεται πιο γρήγορα) είναι συνδεδεμένη με την έλλειψη  $\sigma$ -σύγκλισης (η απόσταση ανάμεσα στις δύο οικονομίες αυξάνει με το χρόνο). Συνεπώς, θα μπορούσε να εμφανιστεί ότι οι δύο έννοιες είναι πανομοιότυπες. Όμως, τουλάχιστον θεωρητικά, είναι εφικτό για τις αρχικά φτωχές οικονομικές μονάδες ν' αναπτύσσονται γρηγορότερα από τις αρχικώς πλουσιότερες, χωρίς να παρατηρείται ότι η διαστρωματική διασπορά πέφτει με την πάροδο του χρόνου. Αυτό σημαίνει ότι θα μπορούσαμε να βρούμε ύπαρξη  $\beta$ -σύγκλισης χωρίς να υπάρχει  $\sigma$ -σύγκλιση. Στο διαγρ. (iii) έχει κατασκευαστεί ένα παράδειγμα όπου η αρχικά φτωχή οικονομία Β αναπτύσσεται ταχύτερα από την αρχικά πλούσια Α, έτοι που να έχουμε  $\beta$ -σύγκλιση. Όμως ο ρυθμός ανάπτυξης της Β είναι τόσο πιο μεγάλος σχετικά με το ρυθμό ανάπτυξης της Α που, την περίοδο  $t+T$ , η Β είναι πλουσιότερη από την Α. Το παράδειγμα είναι τέτοιο που, την  $t+T$ , η απόσταση μεταξύ Α και Β είναι η ίδια

με αυτή που ήταν κατά τη χρονική στιγμή  $t$  (μόνο που τώρα η πλούσια οικονομία είναι η  $B$ ). Άρα, η διασπορά μεταξύ αυτών των δύο οικονομιών δεν έχει πέσει, έτσι που δεν έχουμε  $\sigma$ -σύγκλιση. Φυσικά, θα μπορούσε κανείς να κατασκευάσει ένα παράδειγμα στο οποίο η διασπορά την  $t+T$  θα ήταν μεγαλύτερη από την  $t$ . Σ' αυτή την περίπτωση θα είχαμε  $\sigma$ -απόκλιση, παρόλο που θα είχαμε  $\beta$ -σύγκλιση. Επομένως, καταλήγουμε στο ότι η  $\beta$ -σύγκλιση, αν και αναγκαία, δεν είναι ικανή συνθήκη για τη  $\sigma$ -σύγκλιση. Τα παραπάνω συμπεράσματα αποδεικνύονται με μαθηματικό τρόπο.

Ας υποθέσουμε ότι για ένα σύνολο  $i$ -περιοχών, με  $i=1,2,\dots,N$  ισχύει η ύπαρξη της  $\beta$ -σύγκλισης. Στο διακριτό χρόνο, το πραγματικό κατά κεφαλήν εισόδημα για την  $i$ -οικονομία, σε ετήσια βάση, προσεγγίζεται από την:

$$\log(y_{i,t}) = a + (1 - \beta) \cdot \log(y_{i,t-1}) + u_{i,t} \quad (1.8)$$

όπου  $a$  και  $\beta$  σταθερές με  $0 < \beta < 1$  και ο  $u_{i,t}$  είναι ο διαταρακτικός όρος<sup>1</sup>.

Επειδή ο ετήσιος ρυθμός ανάπτυξης,  $\log\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right)$ , είναι αντιστρόφως σχετιζόμενος

με τον  $\log(y_{i,t-1})$ , η υπόθεση  $\beta > 0$  συνεπάγει την ύπαρξη  $\beta$ -σύγκλισης<sup>2</sup>.

Θεωρούμε ότι ο όρος  $u_{i,t}$  έχει μέσο μηδέν και κοινή διακύμανση,  $\sigma_u^2$ , για όλες τις οικονομίες. Επίσης θεωρούμε ότι ο  $u_{i,t}$  είναι ανεξάρτητος με το χρόνο και μεταξύ των οικονομιών. Προκειμένου να μετρήσουμε τη διαστρωματική διασπορά του εισοδήματος παίρνουμε τη δειγματική διακύμανση του λογαρίθμου του εισοδήματος:

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \left[ \log(y_{i,t}) - \mu_i \right]^2 \quad (1.9)$$

όπου  $\mu_i$  είναι ο δειγματικός μέσος του  $\log(y_{i,t})$ . Αν το μέγεθος του δείγματος  $N$  είναι μεγάλο, τότε η δειγματική διακύμανση προσεγγίζει τη διακύμανση του

<sup>1</sup> Ο διαταρακτικός όρος  $u_{i,t}$  περιλαμβάνει προσωρινά shocks στη συνάρτηση παραγωγής, το ρυθμό αποταμίευσης, κ.λ.π.

<sup>2</sup> Υψηλές τιμές στο συντελεστή  $\beta$  αντιστοιχούν σε μεγαλύτερη τάση για σύγκλιση.

πληθυσμού και κάνοντας χρήση της σχέσης (1.8) βρίσκουμε τον τύπο για τη διακύμανση:

$$\sigma_t^2 \cong (1 - \beta)^2 \cdot \sigma_{t-1}^2 + \sigma_u^2 \quad (1.10)$$

η οποία είναι μια εξίσωση διαφορών πρώτης τάξης ως προς  $\sigma^2$ . Για να είναι η (1.10) ευσταθής πρέπει  $0 < \beta < 1$ . Αν δεν υπάρχει  $\beta$ -σύγκλιση, που σημαίνει  $\beta < 0$ , τότε η διαστρωματική διακύμανση αυξάνει με το χρόνο.

Άρα, δείξαμε ότι η μη ύπαρξη  $\beta$ -σύγκλισης συνεπάγεται τη μη ύπαρξη της  $\sigma$ -σύγκλισης. Αυτό ισοδύναμα σημαίνει ότι η  $\beta$ -σύγκλιση είναι αναγκαία συνθήκη για τη  $\sigma$ -σύγκλιση ( $\sigma$ -σύγκλ.  $\Rightarrow$   $\beta$  -συγκλ.)

Όμως, η τιμή της  $\sigma_t^2$  στη σταθερή πορεία (S.S.) είναι:

$$(\sigma^2)^* = \frac{\sigma_u^2}{\left[1 - (1 - \beta)^2\right]},$$

απ' όπου προκύπτει ότι η διασπορά στη σταθερή πορεία μειώνεται καθώς αυξάνεται ο συντελεστής  $\beta$ , ενώ ανεβαίνει με τη διακύμανση  $\sigma_u^2$  του διαταραχτικού όρου. Σημειώνουμε ότι η Steady State διασπορά είναι θετική ακόμα κι αν  $\beta > 0$ , εφόσον,  $\sigma_u^2 > 0$ . Μπορούμε να λύσουμε την εξίσωση (1.10), βρίσκοντας έτσι μια έκφραση για το  $\sigma_t^2$ :

$$\sigma_t^2 = (\sigma^2)^* + (1 - \beta)^2 \cdot \left[ \sigma_{t-1}^2 - (\sigma^2)^* \right] \quad (1.11)$$

Αν ισχύει η  $\beta$ -σύγκλιση ( $\beta > 0$ ) τότε η  $\sigma_t^2$  προσεγγίζει μονοτονικά την Steady State τιμή της  $(\sigma^2)^*$ . Το σημαντικό όμως είναι ότι η  $\sigma_t^2$  μπορεί ν' αυξάνει ή να μειώνεται προς την Steady State τιμή της εξαρτώμενη από το αν η αρχική της τιμή βρίσκεται κάτω ή πάνω από την τιμή της στη σταθερή πορεία. Σημειώνουμε δηλαδή ότι το  $\sigma$  μπορεί ν' αυξάνεται κατά τη μετάβαση ακόμα κι όταν  $\beta > 0$ .

Επομένως, η  $\beta$ -σύγκλιση δεν είναι ικανή συνθήκη για τη  $\sigma$ -σύγκλιση. Κλείνοντας την παράγραφο των κλασικών προσεγγίσεων της σύγκλισης, είναι καλό να

τονίσουμε πως η σχέση ανάμεσα στα δύο είδη σύγκλισης (τη  $\beta$ - και τη  $\sigma$ -) δεν είναι ισοδυναμία, για τον απλό λόγο ότι εξετάζουν δύο διαφορετικά πράγματα. Η  $\sigma$ -σύγκλιση σχετίζεται με τη συρρίκνωση ή όχι της διαοικονομικής κατανομής του συνολικού εισοδήματος στο χρόνο, ενώ η  $\beta$ -σύγκλιση σχετίζεται με την κινητικότητα των διαφόρων οικονομιών εντός της διθείσας κατανομής του συνολικού εισοδήματος. Σ' αυτό το τελευταίο αντιδρά έντονα ο D.Quah ο οποίος και αναπτύσσει το μοντέλο της δυναμικής της κατανομής προκειμένου να μελετήσει τέτοιες ενδοκατανομικές μεταβολές.

Όπως θα δείξουμε στην επόμενη σελίδα, η σύγκλιση  $\sigma$  δεν είναι η μόνη που αποτελείται από την αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας.

Επίσημα, η σύγκλιση  $\sigma$  αποτελείται από την αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας, αλλά και από την αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας.

Από την άλλη πλευρά, η σύγκλιση  $\beta$  αποτελείται από την αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας, αλλά και από την αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας.

Σύμφωνα με την Αγγλική, τη Βρετανική, τη Ιταλική και τη Γερμανική στατιστική, η σύγκλιση  $\sigma$  αποτελείται από την αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας, αλλά και από την αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας. Μεταξύ των δύο σταθερότητων, η σύγκλιση  $\beta$  αποτελείται από την αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας, αλλά και από την αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας.

Ο πιο σημαντικός θεώρησης της σύγκλισης της  $\sigma$  είναι από τον D. Quah, ο οποίος στην έργο του "The Economics of Economic Growth in a Cross-Country Perspective" παρουσιάζει την αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας στην αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας. Το πρώτο μέρος της έργου του παρουσιάζει την αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας στην αύξηση της αναπτυξιακής σταθερότητας.

## Κεφάλαιο 2

### ΕΝΑΛΛΑΚΤΙΚΕΣ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΕΙΣ ΤΗΣ ΣΥΓΚΛΙΣΗΣ

#### 2.1 Το Μοντέλο Δυναμικής της Κατανομής

Για πολλούς ερευνητές ο όρος «Σύγκλιση» είναι σύνθετος και μπορεί να σημαίνει μια σειρά πραγμάτων. Έτσι, ο Quah το 1993 στο άρθρο του με τίτλο «Galton's Fallacy and Test of the Convergence Hypothesis» τονίζει ότι η σύγκλιση μπορεί να σημαίνει μια σειρά από διαφορετικά σενάρια, όπως τα ακόλουθα:

(α) Οι αρχικά πιο πλούσιες χώρες σε σχέση με το μέσο όρο είναι πιο πιθανό να πέσουν κάτω απ' αυτόν και αντίστροφα, με αποτέλεσμα τη δημιουργία επαναλαμβανόμενων κύκλων.

(β) Εάν και κατά πόσο μια οικονομία είναι τελικά κάτω ή πάνω από το μέσο όρο, είναι ανεξάρτητο από τη θέση απ' την οποία προέρχεται η οικονομία.

(γ) Οι εισοδηματικές ανισότητες δεν έχουν ούτε μοναδιαίες ρίζες (unit roots), ούτε καθορισμένες χρονικές τάσεις.

(δ) Κάθε χώρα γίνεται τελικά τόσο πλούσια όσο οι υπόλοιπες, που σημαίνει ότι η διαστρωματική (cross-sectional) διασπορά μειώνεται με την πάροδο του χρόνου.

Σύμφωνα, πάντα με τον Quah, οι περιπτώσεις (α) και (β) αντιστοιχούν στους οικονομετρικούς όρους «mixing» και «ergodicity» ενώ η περίπτωση (γ), που εξετάζει την παραμονή ή όχι των εισοδηματικών ανισοτήτων, είναι από πλευράς χρονολογικών σειρών ο φυσιολογικότερος τρόπος για τη μελέτη της εξάρτησης από τις αρχικές συνθήκες. Τέλος, το τέταρτο σενάριο, το οποίο μάλιστα σχετίζεται με τις παλινδρομήσεις του Barro, είναι πιο κοντά στην ιδέα ότι οι φτωχότερες χώρες προσεγγίζουν τις πιο πλούσιες.

Ο ίδιος συγχραφέας σ' ένα άλλο του άρθρο το 1996 με τίτλο «Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics» υποστηρίζει την άποψη πως η παραδοσιακή προσέγγιση μελετά το πώς η κάθε οικονομία «αποδίδει» σε σχέση με τη σταθερή της πορεία (Steady State) και τονίζει ότι το σημαντικό είναι το πώς η κάθε μια οικονομία «αποδίδει» σχετικά με τις υπόλοιπες. Επομένως η θεωρία της  $\beta$ -σύγκλισης δεν μπορεί ν' αποτελεί αποτελεσματικό εργαλείο για την

ανάλυση της ενδοκατανομικής κινητικότητας του εισοδήματος ανάμεσα σε κράτη και περιφέρειες. Επίσης, η τυπική προσέγγιση αφήνει αναπάντητα ερωτήματα γύρω από το ποιοι μηχανισμοί καθορίζουν το σχηματισμό ομάδων και μελών ανάμεσα στις οικονομίες ή ποιά είναι η φύση της διάδρασης μεταξύ διαφορετικών κρατών ή αν οι φτωχότερες οικονομίες πρέπει αρχικά να ξεπεράσουν τα φράγματα – παγίδες της φτώχειας για να μπορούν μετέπειτα να ελπίζουν ότι θα πλησιάσουν κάποια στιγμή τις πλουσιότερες.

Ο Quah (Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth, 1993) ισχυρίζεται ότι η παραδοσιακή προσέγγιση της  $\beta$ -σύγκλισης «εξαφανίζει», κατά κάποια έννοια, τα δυναμικά χαρακτηριστικά, αφού τα συγχωνεύει σε μια μοναδική, συνολική στατιστική του μέσου ή της τάσης του ρυθμού ανάπτυξης και τότε προκύπτει εύλογα το ερώτημα, πώς αυτή η συνολική περιληπτική στατιστική συσχετίζεται με τους προτεινόμενους επεξηγηματικούς παράγοντες στη διαστρωματική οικονομία. Κάθε τέτοια προσέγγιση δεν μας πληροφορεί αν μόνιμες μεταβολές του εισοδήματος, που περιγράφονταν καλώς από τη χρονολογική σειρά, είναι ανεπηρέαστες από οικονομικές διαταράξεις ή αν σημαντικά, μεγάλα οικονομικά shocks εμφανίστηκαν μόνο στην αρχή του δείγματος κι έτσι η προσέγγιση της ομαλής χρονικής τάσης είναι καλή, άσχετα με την πραγματική υποκείμενη δομή.

Στην έρευνα του (1993) ο συγγραφέας (Danny Ouah) παρουσιάζει, μεταξύ άλλων, και ορισμένες ενδιαφέρουσες παρατηρήσεις. Πρώτον, τα δεδομένα (Summers-Heston) που ερευνήθηκαν φανερώνουν αστάθεια στα υποκείμενα μακροχρόνια πρότυπα ανάπτυξης έτσι, υποθέτοντας ότι κάθε οικονομία έχει σταθερό μονοπάτι ανάπτυξης και μελετώντας τότε την διαιοικονομική διακύμανση, καταλήγουμε σε δυσερμήνευτα αποτελέσματα. Δεύτερον, η αυξανόμενη μεταβλητότητα στην διακύμανση δείχνει ότι σημαντικές διαταράξεις (στη ζήτηση ή την παραγωγή) έχουν συμβεί.

Ετσι, ο Ouah αφού δείχνει (1993) ότι ο αρνητικός συντελεστής  $\beta$  στην διαστρωματική παλινδρόμηση πάνω στα αρχικά επίπεδα εισοδήματος (παλινδρομήσεις του Barro) είναι τέλεια συνεπής με την απουσία σύγκλισης υπό την έννοια ( $\delta$ )- σύμφωνα με την οποία έχουμε σύγκλιση όταν φτωχότερες οικονομίες πλησιάζουν τις πιο πλούσιες-, συμπεραίνει ότι η χρήση της παραδοσιακής

προσέγγισης στη σύγκλιση είναι αμφίβολο κατά πόσο παράγει αξιόπιστα αποτελέσματα και προτείνει μια διαφορετική μέθοδο με την οποία προσεγγίζει τη Δυναμική της Κατανομής.

Στη μέθοδο αυτή χρησιμοποιούνται εκτιμητές πυκνοτήτων της διαστρωματικής κατανομής των κανονικοποιημένων σειρών. Έτσι, αν η διαστρωματική κατανομή με την πάροδο του χρόνου μετατρέπεται σε μια κανονική μονοκόρυφη κατανομή (unimodal), σημαίνει ότι τα υπό ανάλυση διαστρωματικά στοιχεία συγκλίνουν και οι διαφορές εξαλείφονται με το χρόνο. Αντιθέτως, αν το γράφημα δεν τείνει προς μονοκόρυφη κανονική κατανομή, τότε έχουμε απόκλιση ή κατάσταση πολλαπλών ισορροπιών.

Οι εκτιμητές πυκνοτήτων μας πληροφορούν σχετικά με την εξέλιξη όλης της κατανομής στο χρόνο, ωστόσο δεν μας δίνουν εικόνα για τη συμπεριφορά της κάθε οικονομίας του δείγματος, χωριστά. Με άλλα λόγια, στην περίπτωση κατά την οποία έχουμε unimodality οι εκτιμητές πυκνοτήτων δεν μας λένε τίποτα σε σχέση με το αν οι οικονομίες που σχηματίζουν τις διάφορες ομάδες παραμένουν οι ίδιες ή αν αλλάζουν με το χρόνο, κι αν συμβαίνει το δεύτερο με τί πιθανότητα και προς ποιά κατεύθυνση συμβαίνει.

Ο Quah, ακριβώς για να ξεπεραστεί η παραπάνω αδυναμία, προτείνει τη χρήση διακριτών Μαρκοβιανών αλυσίδων προκειμένου να προσεγγιστεί και να εκτιμηθεί ένας κανόνας κίνησης των εξελισσόμενων κατανομών. Με τον τρόπο αυτό ο ίδιος συγγραφέας (1993) στις εμπειρικές του μελέτες (βάση δεδομένων Summers- Heston) καταλήγει σε δύο βασικά συμπεράσματα: πρώτον, ότι η κατανομή των διακρατικών εισοδημάτων είναι μια εργοδική (ergodic) κατανομή όπου πολλές χώρες είναι πλούσιες και πολλές άλλες φτωχές - δηλ. η τάξη των μεσαίων εισοδηματικά χωρών εξαφανίζεται με το χρόνο - και δεύτερον, η ενδοκατανομική κινητικότητα δεν είναι καθόλου ασήμαντη. Μια περιγραφή της μεθόδου που χρησιμοποίησε ο Quah ακολουθεί.

Ας είναι  $F_t$  η κατανομή των εισοδημάτων ανάμεσα σε οικονομίες τη χρονική στιγμή  $t$ . Η εξέλιξη της  $\{F_t : t \text{ ακέραιος}\}$  περιγράφεται από τον κανόνα της κίνησης:

$$F_{t+1} = M \cdot F_t \quad (2.1)$$



όπου ο πίνακας  $M$  θέτει μια κατανομή μέσα στην άλλη και δίνει τα σημεία της  $F_{t+1}$ , όπου καταλήγουν τα σημεία της  $F_t$ . Έτσι, ο πίνακας  $M$  ενσωματώνει πληροφορίες σχετικά με το εάν οικονομίες που μια αρχική στιγμή  $t$  ήταν πολύ κοντά (όπως π.χ. η Κορέα και οι Φιλιππίνες το 1950) σε κάποια μετέπειτα χρονική στιγμή καταλήγουν σε εντελώς διαφορετικά επίπεδα εισοδήματος. Σημειώνουμε στο σημείο τούτο πως με τη συμβατική προσέγγιση απλά μεταφέρουμε συνολικές – περιληπτικές στατιστικές (όπως αυτές των μέσων ή των τυπικών αποκλίσεων) της ακολουθίας  $\{F_t : t \text{ ακέραιος}\}$ , κρύβοντας έτσι κινήσεις εντός της κατανομής.

Η εξίσωση (2.1) δεν είναι τίποτα διαφορετικό από μια αυτοπαλινδρόμηση 1<sup>ου</sup> βαθμού, με μοναδική εξαίρεση ότι οι τιμές της δεν είναι αριθμοί, ούτε διανύσματα αριθμών, αλλά είναι κατανομές. Η εξίσωση (2.1) επιπλέον, δεν έχει διαταραχτικό όρο. Κατ' αναλογία με την αυτοπαλινδρόμηση, δεν υπάρχει κανένας λόγος γιατί ο κανόνας της κίνησης της  $F_t$  χρειάζεται να είναι 1<sup>ου</sup> βαθμού ή γιατί η σχέση θα έπρεπε να είναι ανεξάρτητη του χρόνου. Παρόλαυτά η (2.1) είναι ένα πρώτο βήμα για την δυναμική ανάλυση της ακολουθίας  $\{F_t\}$ . Επαναλήψεις αποδίδουν προβλέψεις για τις μελλοντικές διαστρωματικές κατανομές :

$$F_{t+s} = (M \cdot M \cdot M \cdots M)^* F_t = M^s \cdot F_t \quad (2.2)$$

Παιίρνοντας την παραπάνω σχέση (2.2) στο όριο , δηλ. στέλνοντας το  $S \rightarrow \infty$ , μπορεί κανείς να χαρακτηρίσει την μακροχρόνια κατανομή των διαπεριφερειακών εισοδημάτων. Η σύγκλιση μπορεί να φανεί στην  $\{F_{t+s}\}$  να τείνει προς ένα σημείο μάζας, ενώ ο διαχωρισμός της οικονομίας, μακροχρόνια, σε έχοντες και μη έχοντες μπορεί να φανεί στην  $\{F_{t+s}\}$  να τείνει στη κατανομή δύο σημείων (bimodal distribution). Η ταχύτητα της σύγκλισης των εξελισσόμενων κατανομών και των ιδιοτήτων της διαστρωματικής κινητικότητας μπορούν να μελετηθούν από συγκεκριμένα (φασματικά) χαρακτηριστικά του πίνακα  $M$ . Εν συντομία, παραλλαγές της (2.1) επιτρέπουν την απάντηση σ' ένα πλούτο από ενδιαφέροντα ερωτήματα σχετικά με τη δυναμική του διαστρωματικού εισοδήματος.

Η παραπάνω μέθοδος είναι ένα εναλλακτικό πλαίσιο για τη μελέτη της δυναμικής πινάκων διαιοικονομικών εισοδημάτων. Αυτή η δουλειά, που χρησιμοποιεί

χρονολογικές σειρές και διαστρωματικά στοιχεία, ανήκει στον τομέα της θεωρίας πιθανοτήτων που είναι γνωστός ως «τυχαία πεδία» και μάλιστα οικονομετρική μοντελοποίηση της δυναμικής και της διασυσχέτισης ιδιοτήτων τέτοιων δομών είναι πεδίο σχετικά ανεξερεύνητο.

Το αυθαίρετο πλέγμα διακριτοποίησης που χρησιμοποιήθηκε για την κατασκευή του πίνακα μετάβασης της Μαρκοβιανής αλυσίδας είναι απλά ένας πρωτογενής μη παραμετρικός εκτιμητής. Το πρόβλημα της επιλογής του αυθαίρετου πλέγματος διακριτοποίησης μπορεί να ξεπεραστεί, αν ορίσουμε τον τελεστή  $M$  ως ένα «fractile» πίνακα μεταβολής πιθανοτήτων από  $F_t$  σε  $F_{t+1}$ .

Εξίσου καλά περιγράφεται η εξέλιξη της ακολουθίας των κατανομών από την ακόλουθη Στοχαστική Εξίσωση Διαφορών. Ας είναι λοιπόν  $F_t$  η διαπεριφερειακή κατανομή εισοδήματος τη χρονική στιγμή  $t$ . Με  $\lambda_t$  θεωρούμε μέτρο πιθανότητας που αντιστοιχεί σε κάθε κατανομή  $F_t$ , τέτοιο ώστε:

$$\text{για κάθε } y \in R : \lambda_t((-\infty, y]) = F_{t(y)}$$

Τότε, η στοχαστική εξίσωση διαφόρων που περιγράφει τη δυναμική της κατανομής είναι:

$$\lambda_t = T^*(\lambda_{t-1}, u_t) \quad , t \text{ ακέραιος} \quad (2.3)$$

όπου  $\{u_t : t \text{ ακέραιος}\}$  είναι μια ακολουθία διαταραχτικών όρων και  $T^*$  είναι ένας τελεστής που αντιστοιχίζει το καρτεσιανό γινόμενο των μέτρων πιθανότητας με διαταράξεις στα μέτρα πιθανότητας.

Το ενδιαφέρον μας εστιάζεται στη δυναμική εντός της κατανομής. Η εξίσωση (2.3), κατ' αναλογία με την (2.1), παίρνει τιμές που είναι μέτρα και όχι απόλυτους αριθμούς ή πεπερασμένης διάστασης διανύσματα, κι έτσι διαφέρει από τα τυπικά μοντέλα χρονοσειρών. Όπως και στην (2.1) για τον πίνακα  $M$ , έτσι κι εδώ, η δομή του  $T^*$  αποκαλύπτει αν λαμβάνουν χώρα δυναμικές μεταβολές. Εκτιμώμενος από τα παρατηρούμενα στοιχεία ο τελεστής  $T^*$  επιτρέπει την εμπειρική ποσοτικοποίηση αυτών των δυναμικών μεταβολών. Οικονομικές υποθέσεις περιορίζουν τον  $T^*$ . Ως εκ' τούτου προάγουν προβλέψεις πώς το  $\lambda_t$ , άρα και οι κατανομές  $F_t$ , μπορούν να εξελίσσονται με το χρόνο.



Όπως και στην ανάλυση χρονολογικών σειρών, μπορούμε να «καταλάβουμε» τον  $T^*$  από την συνάρτηση απόκρισής του (response function). Θέτουμε τις διαταράξεις  $\lambda_{t+s-1}, \lambda_{t+s-2}, \dots, \lambda_t$  με μηδέν και τρέχουμε την ομπροσθογενή (forward) εξίσωση διαφορών:

$$\begin{aligned} T^*(\lambda_{t+s-1}, 0) &= T^*(T^*(\lambda_{t+s-2}, 0), 0) \\ &\vdots \\ &= T^*\left(T^*\left(\dots\left(T^*(\lambda_t, 0), 0\right)\dots\right), 0\right) \quad (2.4) \end{aligned}$$

με το αποτέλεσμα να μας πληροφορεί για το  $\lambda_{t+s}$ . Αντίστοιχα με την εξίσωση (2.2), η σύγκλιση στα εισοδήματα των οικονομιών μπορεί να παρασταθεί από την (2.4) τείνοντας, καθώς  $S \rightarrow \infty$ , προς μια εκφυλισμένη σημειακή μάζα. Εναλλακτικά, η πόλωση ανάμεσα σε πλούσιες και φτωχές οικονομίες μπορεί να παρασταθεί από την (2.4) τείνοντας προς ένα διπλοσημειακό μέτρο: η οριακή τότε κατανομή  $F_{t+s}$ ,  $S \rightarrow \infty$ , θα είναι μια «twin-peaked» κατανομή. Γενικότερα, η στρωματοποίηση σε διαφορετικά σύνολα σύγκλισης (συνασπισμούς κατά τον Quah) μπορεί να φανεί στην (2.4) τείνοντας προς ένα πολυσημειακό, διακριτό μέτρο ή ισοδύναμα σε μια «multimodal» κατανομή. Το πόσο γρήγορα η δοθείσα αρχική κατανομή  $F_0$  εξελίσσεται προς την οριακή κατανομή  $F_{t+s}$ , καθώς  $S \rightarrow \infty$ , μπορεί να «αναγνωστεί» ασφαλώς από τη δομή του  $T^*$ . Το σημαντικό, τέλος, είναι ότι επεξηγώντας κανείς τη δομή του τελεστή  $T^*$  μπορεί να υπολογίσει την πιθανοφάνεια των φτωχών να προσεγγίσουν τους πλούσιους.

## 2.2 Διαφορές του Μοντέλου Δυναμικής της Κατανομής και των Παραδοσιακών

### Μεθόδων Σύγκλισης

Όπως προκύπτει ξεκάθαρα από την ανάλυση που προηγήθηκε τόσο για την παραδοσιακή  $\beta$ -σύγκλιση όσο και για το μοντέλο της δυναμικής της κατανομής, οι δύο προσεγγίσεις διαφέρουν σημαντικά και ως προς την οικονομική τους φιλοσοφία και ως προς τις τεχνικές που εφαρμόζουν.



Η μέθοδος της δυναμικής της κατανομής προτείνει ένα test για τις οικονομικές ιδέες σχετικά με την υπόθεση της σύγκλισης που προέρχεται από τη μελέτη του πώς ολόκληρη η διαστρωματική κατανομή εξελίσσεται χρονικά, και όχι από τη μελέτη της συμπεριφοράς μιας μοναδικής, αντιπροσωπευτικής οικονομίας. Στη συμβατική προσέγγιση αντιθέτως, εκτιμάται η διαστρωματική παλινδρόμηση και επομένως βλέπουμε μόνο τη συμπεριφορά της (υποθετικής) αντιπροσωπευτικής οικονομίας. Το τελευταίο έχει σαν αποτέλεσμα να μην διακρίνεται ποτέ αν η διαπεριφερειακή κατανομή είναι πολυκόρυφη (multi-peaked).

Το μοντέλο του Quah (προσέγγιση της δυναμικής της κατανομής) προβλέπει ότι η κάθε μια οικονομία συγκλίνει στη δική της σταθερή κατάσταση (Steady State) μ' ένα πανομοιότυπο ρυθμό στον οποίο συνεισφέρουν όλες οι άλλες οικονομίες. Από την άλλη όμως, η παραδοσιακή προσέγγιση βρίσκει ακριβώς ένα συνολικό, μόνιμο, σταθερό, ρυθμό σύγκλισης υπό την έννοια της υποθετικής (conditional) σύγκλισης.

Επίσης, σύμφωνα με τη μέθοδο του Quah, ποικίλουν οι λόγοι για ατέλειες στην αγορά κεφαλαίου που οδηγούν στο «twin-peaked» μοντέλο. Αντιθέτως, η συμβατική προσέγγιση θεωρεί ότι το επιτόκιο είναι αυτό που «ευθύνεται» για ατέλειες στην αγορά κεφαλαίου. Πάντως στο μοντέλο της δυναμικής της κατανομής τελικά όλες οι οικονομίες έχουν τον ίδιο ρυθμό αποδόσεων σε δανεισμό και επένδυση.

Τέλος, η διαφορά φιλοσοφίας των δύο μεθόδων είναι φανερή από το ότι σύμφωνα με την προσέγγιση υπό την έννοια της υποθετικής σύγκλισης ο ερευνητής θεωρεί πως οι «επεζηγηματικές μεταβλητές» είναι αυτές που καθορίζουν τη θέση της οικονομίας, ενώ στο μοντέλο της δυναμικής της κατανομής δε συμβαίνει κάτι τέτοιο.

Κάτιοντας, γιατί την πραγματικότητα μάλλον η Quah (1993) παρατίθεται στην παραγόμενη μεταβλητή της έκθεσης της Αναποδογύρωσης β-των αγορών της Καπιταλισμού (1991, 1997). Επίσης, η Quah (1993) βασίζεται στην παραγόμενη μεταβλητή της έκθεσης β-, ανταρτίζοντας στην δημιουργία αποδομών του Έλληνα.

Από την έκθεση της Μεταβολικής Επονοματολογίας της Ελλάδας (1994) αποδεικνύεται ότι η έκθεση β- των αγορών της Καπιταλισμού (1991, 1997) παρατίθεται στην παραγόμενη μεταβλητή της έκθεσης β- των αγορών της Καπιταλισμού (1991, 1997), ανταρτίζοντας στην δημιουργία αποδομών του Έλληνα.



### Κεφάλαιο 3

## ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΤΩΝ ΜΕΘΟΔΩΝ ΣΥΓΚΛΙΣΗΣ

Τα θεωρητικά μοντέλα τα οποία σχετίζονται με τη σύγκλιση και τα οποία αναπτύχθησαν λεπτομερώς στο προηγούμενο κεφάλαιο, ακολουθήθηκαν από σειρά εμπειρικών ερευνών σε Ευρωπαϊκό και Διεθνές επίπεδο. Οι κλασικές προσεγγίσεις όπως και οι εναλλακτικές προσεγγίσεις της δυναμικής της κατανομής, εφαρμόστηκαν σε μεγάλο εύρος δεδομένων δίνοντας ενδιαφέροντα και χρήσιμα αποτελέσματα, απαραίτητα για την μελλοντική εφαρμοζόμενη περιφερειακή πολιτική.

Οι Barro και Sala-i-Martin (1992,1994) βασιζόμενοι στο νεοκλασικό μοντέλο ανάπτυξης μελέτησαν την υπόθεση της σύγκλισης για να διαπιστώσουν την ύπαρξη της σε πλήθος δεδομένων, υποστηρίζοντας ότι την εγκυρότητα των αποτελεσμάτων του νεοκλασικού μοντέλου. Εξετάζοντας τη διασπορά του ατομικού εισοδήματος στις πολιτείες των Η.Π.Α. κατά την περίοδο 1880-1990 και στις 90 περιφέρειες ευρωπαϊκών χωρών την περίοδο 1950-1990 κατέληξαν στο ότι οι φτωχές πολιτείες και/ή οι περιφέρειες τείνουν να αναπτυχθούν πιο γρήγορα σε όρους κατά κεφαλήν εισοδήματος και προϊόντος με κοινό ρυθμό περίπου 2% ετησίως. Επίσης, στο ίδιο αποτέλεσμα κατέληξαν και στην εκτεταμένη έρευνα τους το 1994 για την περιφερειακή ανάπτυξη και σύγκλιση σχετικά με τους 47 νομούς της Ιαπωνίας κατά την περίοδο 1955 - 1990. Το γεγονός ότι ο  $\beta$ -συντελεστής σύγκλισης είναι κοντά στο 2%, σημαίνει ότι η σύγκλιση υπό την έννοια  $\beta$  πραγματοποιείται με αρκετά αργούς ρυθμούς. Λαμβάνοντας υπόψη αυτή την τιμή ως ταχύτητα σύγκλισης εκτιμάται ότι η φαλίδα ανάμεσα στις οικονομίες με χαμηλό εισόδημα και στις οικονομίες με υψηλό εισόδημα, θα υποδιπλασιαστεί σε 35 περίπου χρόνια.

Κάνοντας χρήση των παραδοσιακών μεθόδων ο Cashin (1995) κατέληξε στην ύπαρξη σύγκλισης μεταξύ των 7 πολιτειών της Αυστραλίας υπό τις έννοιες  $\beta$  - και  $\sigma$  - για την περίοδο 1861-1991. Επίσης, οι Coulombe και Lee (1995) βρήκαν σύγκλιση μεταξύ των επαρχιών του Καναδά υπό την έννοια  $\beta$  -, στηριζόμενοι στην δομική εξίσωση παλινδρόμησης του Barro.

Από την άλλη μεριά, οι Mauro και Podrecca (1994) απορρίπτουν την υπόθεση της σύγκλισης για τις Ιταλικές περιφέρειες, ενώ παράλληλα διαπιστώνουν την ύπαρξη

οικονομικού δυϊσμού μεταξύ βόρειας και νότιας Ιταλίας, αντίθετα με τους Barro και Sala-i- Martin (1991) οι οποίοι για την ίδια περίπτωση βρήκαν σύγκλιση.

Γενικότερα, τα αποτελέσματα που αφορούν στη  $\beta$ -σύγκλιση και στηρίζονται στο νεοκλασικό πλαίσιο, έρχονται σε αντίθεση με τα όσα προκύπτουν κάνοντας χρήση της μεθόδου της δυναμικής της κατανομής που πρώτος παρουσίασε ο Quah (1993) και η οποία αναπτύχθηκε λεπτομερώς στο πρώτο τμήμα του προηγούμενου κεφαλαίου. Έτσι, ο Quah κάνοντας χρήση των Μαρκοβιανών πινάκων μετάβασης σε βάση δεδομένων σε διεθνές επίπεδο σχετικά με την σύγκλιση, κατέληξε στο ότι παγκοσμίως υπάρχει πόλωση - υπό την έννοια ότι οι πλούσιοι γίνονται πλουσιότεροι, οι φτωχοί φτωχότεροι ενώ η μεσαία τάξη εξαφανίζεται- και όχι σύγκλιση. Σχετικά με τις Η.Π.Α. η μέθοδος των Μαρκοβιανών αλυσίδων οδήγησε τον Quah (1995) στο συμπέρασμα ότι πραγματοποιείται μεγαλύτερη σύγκλιση μεταξύ των πολιτειών Η.Π.Α. και ότι υπάρχει αυξημένη κινητικότητα στα πλαίσια της δυναμικής της κατανομής.

Ο Magrini (1998) βασιζόμενος στην μέθοδο της δυναμικής της κατανομής, επικεντρώνεται άμεσα στην διαστρωματική κατανομή του κατά κεφαλήν εισοδήματος μοντελοποιώντας την διαδικασία ανάπτυξης ως μια χρονικά ομογενή Μαρκοβιανή αλυσίδα. Η μεθοδολογία αυτή εφαρμόζεται σε 122 περιφέρειες της Ευρώπης για την περίοδο 1979-1990, δείχνοντας απόκλιση για την δεκαετία του 1980. Ειδικότερα, 6 περιφέρειες φαίνεται να αναπτύσσονται ξεχωριστά από τις υπόλοιπες, οι οποίες είναι πολωμένες σε δύο μεγάλα γκρουπ.

Στην περίπτωση της Ευρωπαϊκής Ένωσης (Ε.Ε.) υπάρχουν και άλλες εμπειρικές έρευνες οι οποίες δεν υποστηρίζουν την υπόθεση της σύγκλισης. Έτσι, οι Neven και Gouyette (1994) προτείνουν την ύπαρξη οικονομικού δυϊσμού στην ευρωπαϊκή κοινότητα μεταξύ βορείων και νοτίων περιφερειών, ενώ οι Button και Pentecost (1995) μελετώντας τη σύγκλιση μεταξύ των οικονομιών της Ε.Ε. διαπιστώνουν ότι αυτή είναι μη σημαντική για τη δεκαετία του 1980. Επίσης, ο Pagano (1993) εξετάζοντας τη σύγκλιση της παραγωγικότητας ή του εισοδήματος ανάμεσα στα κράτη της ευρωπαϊκής κοινότητας, διατείνεται ότι η διαδικασία της σύγκλισης σταματά ή ακόμα και αντιστρέφεται με την πετρελαϊκή κρίση της δεκαετίας του 1970.

Οι Bernard και Durlauf (1995) κάνοντας χρήση τεχνικής των χρονολογικών σειρών, ερευνούν την υπόθεση της σύγκλισης ανάμεσα σε 15 χώρες του Ο.Ο.Σ.Α. για να καταλήξουν στη μη αποδοχή της. Παράλληλα οι Chatterji και Dewhurst (1995), βασιζόμενοι στη θεωρία των Baumol και Wolf, μελετούν τη σύγκλιση σε όρους κατά κεφαλήν ΑΕΠ στο Ηνωμένο Βασίλειο για την περίοδο 1977-1991 και βρίσκουν ότι δεν υπάρχει απόδειξη για σύγκλιση για όλη την περίοδο των δεδομένων, ωστόσο υφίσταται μαρτυρία σύγκλισης εντός ορισμένων υπό - περιόδων, οι οποίες συμβαίνει να είναι οι ίδιες περίοδοι όπου η συνολική οικονομία αναπτύσσεται αργά. Τέλος, ο Τσιώνας (2000) συμπεραίνει για την περίπτωση Η.Π.Α. ότι τα περιφερειακά εισοδήματα δεν συγκλίνουν για την περίοδο 1977-1996 υπό τις έννοιες  $\beta$  και  $\sigma$ . Επίσης, κάνοντας χρήση περιορισμένων κανονικών μειγμάτων εξετάζει την χρονική μεταβλητή της κατανομής και δείχνει ότι η κατανομή των λογαρίθμων του περιφερειακού εισοδήματος, έχει μικρή χρονικά διακύμανση.

Στο επόμενο κεφάλαιο παρουσιάζονται αναλυτικά ορισμένες πολύ ενδιαφέρουσες εμπειρικές έρευνες, για την περίπτωση της σύγκλισης στην Ελλάδα.



## Κεφάλαιο 4

### Η ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗ ΣΥΓΚΛΙΣΗ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

#### 4.1 Η Προσέγγιση της Σύγκλισης υπό τις έννοιες β- και σ-

Το ζήτημα της Σύγκλισης ή της Απόκλισης είναι κρίσιμο για την Ελλάδα, όχι μόνο από τη σκοπιά της ελληνικής οικονομίας, αλλά επίσης και από την πλευρά του θέματος της Ευρωπαϊκής Ενοποίησης. Η ευρωπαϊκή οικονομία θα είναι σε θέση να δρέπει τους καρπούς από τη συνεργασία των κρατών – μελών της μόνο στο βαθμό που η κάθε μία οικονομία λαμβάνει κέρδη από τη διαδικασία της ολοκλήρωσης.

Η σπουδαιότητα του θέματος δεν θα επέτρεπε την απουσία εμπειρικών μελετών αναφορικά με τις ελληνικές περιοχές. Οι συγγραφείς Κ. Σιριόπουλος και Δ. Αστερίου (Testing for convergence Across the Greek Regions ,1998) προσεγγίζουν τη σύγκλιση, σε επίπεδο Nuts II(13 περιφέρειες), με τον παραδοσιακό τρόπο. Βασιζόμενοι στο Νεοκλασικό μοντέλο ανάπτυξης και κάνοντας χρήση των εξισώσεων των Barro και Salla-i-Martin, αλλά και αυτή των Mankiw, Romer και Weil, εξετάζουν την απόλυτη και την υποθετική  $\beta$ -σύγκλιση μεταξύ των 13 περιφερειών της χώρας.

Πιο συγκεκριμένα, προκειμένου να μελετηθεί η ύπαρξη ή όχι απόλυτης  $\beta$ -σύγκλισης του εισοδήματος, εκτιμάται, χρησιμοποιώντας μη-γραμμικά ελάχιστα τετράγωνα, η ακόλουθη εξίσωση παλινδρόμησης<sup>1</sup>:

$$(1/T)(\ln y_{0+T,i} - \ln y_{0,i}) = c - (1/T) \cdot (1 - e^{-\beta t})(\ln y_{0,i}) + e_{0+T,i} \quad (4.1)$$

όπου  $\ln y_{0+T,i} - \ln y_{0,i}$  το κατά κεφαλήν ΑΕΠ της οικονομίας ανάμεσα στις χρονικές περιόδους 0 και T,  $\ln y_{0,i}$  είναι το αρχικό επίπεδο του κατά κεφαλήν ΑΕΠ,  $t$  είναι μια γραμμική χρονική τάση και  $e_{0+T,i}$  ο διαταρακτικός όρος. Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων για τις υποπεριόδους 1971-1981 και 1981-1996, αλλά και για όλη τη χρονική περίοδο 1971-1996 δεν υιοθετούν την υπόθεση της απόλυτης  $\beta$ -σύγκλισης ανάμεσα στις 13 περιφέρειες της χώρας και αυτό γιατί, ενώ ο συντελεστής  $\beta$  είναι θετικός, ωστόσο ποτέ δεν είναι στατιστικά σημαντικά διάφορος του μηδενός. Στο

<sup>1</sup> Οι εκτιμήσεις της (4.1) έγιναν χωριστά για τις υποπεριόδους 1971-81 (πριν την είσοδο της Ελλάδας στην Ε.Ε.) και 1981-96 (μετά την είσοδο στην Ε.Ε.) και επίσης για την συνολική περίοδο 1971-96.



ιδιο μοντέλο η συμπεριληψη δύο επεξηγηματικών μεταβλητών με σκοπό να κρατηθεί το  $\beta$  σταθερό μεταξύ των διαφορετικών υποπεριόδων - κρατώντας σταθερές τις διαταράξεις (shocks) που μπορεί να επηρεάζουν σύνολα περιφερειών από κοινού ή εκείνες που σχετίζονται με το αρχικό κατά κεφαλήν εισόδημα - έδειξε ότι δεν βελτιώνονται οι εκτιμήσεις κι έτσι δεν παίζουν κάποιο σημαντικό ρόλο αυτές οι μεταβλητές.

Επίσης, πολύ σημαντική πτυχή της μελέτης των Σιριόπουλου και Αστερίου είναι η επιβεβαίωση ή η απόρριψη της προϋπάρχουσας δημοφιλούς άποψης, ότι στην Ελλάδα υφίσταται το φαινόμενο του οικονομικού δυϊσμού ανάμεσα στις νότιες και τις βόρειες περιφέρειες. Αυτή τη φορά εκτιμάται η εξίσωση (4.1) με τη διαφορά όμως της προσθήκης μιας ψευδομεταβλητής (dummy variable) στη δεξιά μέλος. Η χρήση αυτής της «εικονικής» μεταβλητής έχει στόχο τον διαχωρισμό των περιφερειών γεωγραφικά σε βόρειες και νότιες. Η μεταβλητή αυτή παίρνει την τιμή 1 για τις νότιες περιοχές και την τιμή 0 για τις βόρειες. Με άλλα λόγια, η ψευδομεταβλητή είναι «κυπεύθυνη» για τις διαφορετικές τιμές του κατά κεφαλήν εισοδήματος μεταξύ βιορρά και νότου στη σταθερή πορεία. Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του συντελεστή  $\beta$  ( $\beta > 0$ ) θα έδειχναν ύπαρξη της απολύτου  $\beta$ -σύγκλισης εντός των δύο συνόλων, παρά σύγκλιση ανάμεσα σε όλες τις ελληνικές περιφέρειες ή σύγκλιση μεταξύ βιορρά- νότου. Όμως οι μικρές τιμές του  $R^2$  (χρήση του t-statistic) για όλες τις εξεταζόμενες περιόδους (ακόμα και στην περίπτωση της συμπεριληψης δύο επεξηγηματικών μεταβλητών), δεν επιτρέπουν να θεωρηθούν στατιστικώς σημαντικά τα ευρήματα της έρευνας.

Το φαινόμενο όμως της ύπαρξης του οικονομικού δυϊσμού επιβεβαιώνεται για τις ελληνικές περιφέρειες υπό την έννοια ότι οι βόρειες περιφέρειες συγκλίνουν μεταξύ τους κατά την υποθετική  $\beta$ -σύγκλιση και την ίδια στιγμή κάτι αντίστοιχο συμβαίνει και με τις νότιες περιφέρειες. Πιο αναλυτικά, εκτιμώντας την εξίσωση παλινδρόμησης:

$$(1/T) \cdot (\ln y_{0+T,i} - \ln y_{0,i}) = C - (1 - e^{-\beta t}) \cdot \ln(y_{0,i}) + \psi X_{i,t} + e_{0+T,i} \quad (4.2)$$

όπου  $X_{i,t}$  η μεταβλητή που παριστά το μερίδιο της επένδυσης στο ΑΕΠ και κρατά αμετάβλητη τη σταθερή πορεία - ακόμα και όταν προσθέσουμε δομικές μεταβλητές-



, καταλήγουμε στο συμπέρασμα πως ο συντελεστής  $\beta$  ενώ είναι πάντα θετικός (όπως άλλωστε προβλέπει η νεοκλασική θεωρία), ωστόσο ποτέ δεν είναι σημαντικά διαφοροποιημένος από το 0. Έτσι, δεν μπορεί να υιοθετηθεί η υποθετική  $\beta$ -σύγκλιση μεταξύ των 13 περιφερειών της χώρας. Εξαίρεση στο τελευταίο αποτελεί η περίπτωση κατά την οποία εισάγεται στην (4.2) η φευδομεταβλητή για το διαχωρισμό των περιφερειών σε δύο γκρουπ, τις βόρειες και τις νότιες. Συγκεκριμένα, αποδεικνύεται ότι για την περίοδο 1981-96 η υπόθεση της υποθετικής  $\beta$ -σύγκλισης εντός των δύο συνόλων περιφερειών δεν απορρίπτεται. Παρόλαυτα, η ταχύτητα σύγκλισης εντός των δύο γκρουπ είναι πολύ μικρή, αφού εκτιμάται στο 0,4%. Επομένως, η ήδη επικρατούσα άποψη ότι στην Ελλάδα υφίσταται οικονομικός δυϊσμός, επαληθεύεται υπό την έννοια της υποθετικής  $\beta$ -σύγκλισης. Αυτό σημαίνει ότι οι περιφέρειες φαίνεται να προσεγγίσουν μακροπρόθεσμα ένα επίπεδο εισοδήματος και ο ρυθμός ανάπτυξης τους πέφτει καθώς η οικονομία πλησιάζει αυτό το επίπεδο.

Η ανάλυση γύρω από το θέμα της σύγκλισης ολοκληρώνεται με την εκτίμηση της εξίσωσης της προτεινόμενης από τους Mankiw, Romer και Weil:

$$(\ln y_{0+y,i} - \ln y_{o,i}) = \gamma_1 + \gamma_2 \ln(S_i) + \gamma_3 \ln(n_i + g + d) + \gamma_4 \ln(y_{o,i}) \quad (4.3)$$

$$\text{Όπου } \gamma_1 = (1 - e^{-\beta t}) \ln A + gt, \gamma_2 = \gamma_3 = (1 - e^{-\beta t})(\beta / 1 - \beta) \text{ και } \gamma_4 = (1 - e^{-\beta t})$$

με  $A$  να είναι η παράμετρος της τεχνολογίας,  $g$  ο ρυθμός τεχνολογικής προόδου,  $d$  ο ρυθμός απόσβεσης,  $\beta$  ο κεφαλαιακός συντελεστής στη συνάρτηση παραγωγής Cobb-Douglas με σταθερές αποδόσεις κλίμακας,  $n$  ο ρυθμός πληθυσμιακής εξέλιξης και  $S_i$  ο ρυθμός αποταμίευσης. Τα αποτελέσματα και της παλινδρόμησης (4.3) δείχνουν πως παρόλο που ο συντελεστής στο αρχικό εισόδημα- και ως εκ τούτου ο εκτιμώμενος συντελεστής σύγκλισης  $\beta$ - είναι πάντα θετικός, ωστόσο δεν είναι ποτέ σημαντικά διάφορος του μηδενός. Άρα, και σ' αυτή την περίπτωση δεν γίνεται αποδεχτή η υπόθεση της  $\beta$ - σύγκλισης.

Το αξιοσημείωτο συμπέρασμα όλων των παραπάνω αναλύσεων είναι ότι ο συντελεστής του μεριδίου της επένδυσης στο ΑΕΠ είναι αρνητικός σε όλα τα μοντέλα (και στο μη γραμμικό των Barro και Sala-i-Martin και στο γραμμικό των Mankiw, Romer, Weil), υπονοώντας πιθανώς αναποτελεσματικό σχεδιασμό επενδύσεων στη χώρα μας.

Το γεγονός, τέλος, ότι τα εμπειρικά αποτελέσματα δεν επιβεβαιώνουν τις προβλέψεις του νεοκλασικού μοντέλου ανάπτυξης, αλλά αντίθετα υποστηρίζουν την ύπαρξη δυϊσμού μεταξύ βόρειων και νότιων περιφερειών της χώρας, οι συγγραφείς της ανωτέρω μελέτης το αποδίδουν- εκτός από διάφορα κοινωνιολογικά και ιστορικά γεγονότα που έλαβαν χώρα τις περασμένες δεκαετίες, όπως αυτό της έντονης μετανάστευσης- στην έλλειψη εμπειρίας και γνώσης από μέρους των φτωχών χωρών (όπως η Ελλάδα) για αποτελεσματικές επενδύσεις, αντίθετα με τις πλούσιες χώρες που τη διαθέτουν. Αυτό το επιχείρημα μπορεί να επεκταθεί ώστε να αποτελέσει μια πιθανή εξήγηση και για τις διαφαινόμενες περιφερειακές ανισότητες.

Αντιθέτως, σε επιβεβαίωση των όσων προβλέπει το νεοκλασικό μοντέλο ανάπτυξης σχετικά με την ύπαρξη *B*-σύγκλισης, οδηγούνται οι συγγραφείς Πετράκος και Σαράτσης κατά τη μελέτη τους για την εξέλιξη των περιφερειακών ανισοτήτων στην Ελλάδα (*Regional Inequalities in Greece, 2000*), η οποία πραγματοποιείται σε επίπεδο Nuts III (51 νομοί). Η δομή της εγχώριας βιομηχανίας, η διαδικασία της ευρωπαϊκής ολοκλήρωσης, η ποιότητα του ανθρωπίνου κεφαλαίου, καθώς και η ύπαρξη πόρων ικανών για τουριστική ανάπτυξη, φαίνεται να είναι μεταξύ των παραγόντων που επηρεάζουν την περιφερειακή σύγκλιση. Οι Πετράκος και Σαράτσης στην ανάλυση τους υποστηρίζουν-βασιζόμενοι και σε προηγούμενες έρευνες (Μιχέλης, 1996) – ότι σε επίπεδο νομών (Nuts III) υπήρξε τάση για μείωση των διαφορών κατά την περίοδο 1981-1991, συνδυαζόμενη όμως συγχρόνως με απόκλιση από την Ευρωπαϊκή Ένωση. Αντίθετα, δείχνουν ότι σε επίπεδο πόλεων υπάρχει τάση για διατήρηση ή ακόμα και ενίσχυση της δυναμικής των δύο κύριων μητροπολιτικών κέντρων (Αθήνας και Θεσσαλονίκης) κατά την ίδια περίοδο.

Πιο συγκεκριμένα, προκειμένου να εξεταστεί η επίδραση δομικών χαρακτηριστικών στο επίπεδο ανάπτυξης των ελληνικών νομών και οι συνέπειες της περιφερειακής πολιτικής, με βάση το μοντέλο των Barro και Sala-i-Martin (1991).

εξετάζουν την υπόθεση της  $\beta$ - σύγκλισης. Έτσι, για την εκτίμηση της σύγκλισης ή απόκλισης σε γκρουπ περιφερειακών μονάδων, τροποποιούν τη βασική εξίσωση:

$$\ln(y_{ii}/y_{i0}) = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{i0} + \varepsilon_i \quad (4.4),$$

προσθέτοντας έναν αριθμό νέων μεταβλητών, οι οποίες σχετίζονται με δομικά και ποιοτικά χαρακτηριστικά των τοπικών οικονομιών και με τις επικρατούσες πολιτικές περιφερειακής ανάπτυξης. Το τροποποιημένο μοντέλο είναι:

$$\begin{aligned} \ln(y_{ii}/y_{i0}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln y_{i0} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} + \beta_7 X_{7i} + \\ & + \beta_8 X_{8i} + \beta_9 X_{9i} + \beta_{10} X_{10i} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (4.5)$$

Στην εξίσωση παλινδρόμησης (4.5) το  $y_{ii}$  παριστά το εισόδημα ή το κατά κεφαλήν ΑΕΠ του νομού  $i$  τη χρονική περίοδο  $t=1$  και το  $y_{i0}$  το αντίστοιχο μέγεθος την περίοδο  $t=0$ . Η μεταβλητή  $X_{2i}$  είναι το μερίδιο του δευτερογενούς τομέα στη συνολική εργασία του νομού τη χρονιά- βάση (1981) και η εισαγωγή της έχει στόχο τη μελέτη της επίδρασης της δευτερογενούς δομής της εργασίας του νομού στο ρυθμό ανάπτυξης του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Η  $X_{3i}$  είναι το μερίδιο του τριτογενούς τομέα στη συνολική εργασία του νομού στη χρονιά- βάση (1981). Η  $X_{4i}$  λειτουργεί σαν ένας δείκτης της ποιότητας του εργατικού δυναμικού τη χρονιά- βάση, μετρημένος σαν το ποσοστό του πληθυσμού με την υψηλότερη μόρφωση το 1981. Η μεταβλητή αυτή έρευνα κατά πόσο τοπικές διαφορές στη συγκέντρωση εργατικού δυναμικού υψηλής ποιότητας συντελούν σε σημαντικές διαφοροποίησης του ρυθμού ανάπτυξης του κατά κεφαλήν ΑΕΠ στους ελληνικούς νομούς. Με την  $X_{5i}$  παριστάνεται το μερίδιο της εργασίας στη μεταποιητική βιομηχανία το 1984 που συγκεντρώνεται σε μη αποδοτικούς βιομηχανικούς κλάδους. Η υπόθεση του εάν και κατά πόσο νομοί με υψηλή συγκέντρωση μεγάλων μεταποιητικών μονάδων έχουν μεγαλύτερους ρυθμούς ανάπτυξης εξετάζεται βάσει του συντελεστή της  $X_{6i}$ , η οποία εκφράζει τη μέση τιμή του κεφαλαιακού εξοπλισμού βιοτεχνικών μονάδων το 1984. Η μεταβλητή  $X_{7i}$  είναι ένας δείκτης της ισχύος<sup>1</sup> του κεφαλαίου των βιοτεχνικών

<sup>1</sup> Η ισχύς του κεφαλαίου είναι ο λόγος κεφαλαίου προς εργασία και είναι άμεσα συνδεδεμένος με την παραγωγικότητα της εργασίας.

επιχειρήσεων σε κάθε νομό το 1984 και η  $X_{8i}$  είναι ένας δείκτης των τουριστικών πόρων, ο οποίος μετρά τις δυνατότητες για τουριστική ανάπτυξη σε κάθε νομό. Ο δείκτης υποδομών στον τομέα των μεταφορών σε επίπεδο νομού είναι η μεταβλητή  $X_9$ , η οποία εξετάζει κατά πόσο οι νομοί με αναπτυγμένες υποδομές στον τομέα των μεταφορών διακρίνονται από υψηλότερους ρυθμούς ανάπτυξης. Τέλος, η μεταβλητή  $X_{10i}$  είναι δείκτης τονωτικών επενδύσεων που συνδέονται με το νόμο 1262/82 περί επενδύσεων και εξετάζει την υπόθεση ότι νομοί που ανήκουν σε υψηλότερες «τονωτικές» ζώνες προσελκύουν υψηλότερου επιπέδου επενδύσεις και ως εκ τούτου χαρακτηρίζονται από υψηλότερους ρυθμούς ανάπτυξης.

Η εκτίμηση της πολυμεταβλητής παλινδρόμησης (4.5) έγινε με τη μέθοδο των απλών ελαχίστων τετραγώνων (**OLS**). Επειδή τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων ήταν αρκετά φτωχά, με καμία εκ των ανεξάρτητων μεταβλητών (εκτός της  $\ln(y_{it})$ ) να μην έχει στατιστικώς σημαντικό συντελεστή, εκτιμήθηκε η εξίσωση (4.5) για δεύτερη φορά περιλαμβάνοντας όμως τώρα όχι μόνο βασικές – δομικές μεταβλητές, αλλά και μεταβλητές σχετιζόμενες με τις υποδομές και τις «τονωτικές» επενδύσεις. Έτσι, στην (4.5) αντικαταστάθηκε το κατά κεφαλήν ΑΕΠ με την οικιακή ηλεκτρική κατανάλωση ανά κάτοικο, μετρημένη σε φυσικές μονάδες (KWh), η οποία προσεγγίζει ως μεταβλητή - δείκτης ικανοποιητικά το επίπεδο ευημερίας και ανάπτυξης του κάθε νομού.

Μελετώντας τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης διαπιστώθηκε ότι η επεξηγηματική ισχύς, όπως αυτή εκφράζεται από την τιμή του  $R^2$  και του  $R^2$ -adjusted, είναι ικανοποιητική. Μάλιστα η πλειοψηφία των εκτιμητών των συντελεστών είχε το αναμενόμενο πρόσημο και στατιστικώς σημαντική επίδραση στην εξαρτημένη μεταβλητή. Επιπλέον, τα κατάλοιπα της παλίνδρομης βρέθηκε να είναι ομοσκεδαστικά και εύρωστα. Το γεγονός ότι  $\beta_1 < 0$  και στατιστικά σημαντικός έδειξε ότι κατά την περίοδο 1981-1991 οι περιφερειακές ανισότητες στην Ελλάδα (σε επίπεδο νομών) μειώθηκαν. Διαπιστώθηκε, επίσης, η σημασία του δευτερογενούς τομέα στην αναπτυξιακή διαδικασία, αφού ο συντελεστής  $\beta_2$  βρέθηκε θετικός και στατιστικά σημαντικός.

Αντιθέτως, ο συντελεστής  $\beta_3$  βρέθηκε μη σημαντικός στατιστικά, κάτι που υποδηλώνει πως δεν έχουμε απόδειξη για το εάν νομοί με υψηλή παρουσία του τριτογενούς τομέα στην τοπική οικονομία το 1981, αναπτύχθηκαν ταχύτερα την περίοδο 1981-1991. Η σπουδαιότητα της ποιότητας του ανθρώπινου κεφαλαίου στην αναπτυξιακή πορεία επιβεβαιώνεται, αφού ο  $\beta_4$  βρέθηκε μεγαλύτερος του μηδενός και στατιστικά σημαντικός.

Επιπλέον, το ότι οι νομοί με μεταποιητικές επιχειρήσεις σχετικώς υψηλότερης κεφαλαιακής δύναμης αναπτύχθηκαν με πιο γρήγορους ρυθμούς από το 1981 έως το 1991, φαίνεται από το θετικό πρόσημο του συντελεστή  $\beta_7$ , ο οποίος είναι στατιστικά σημαντικός. Το αποτέλεσμα ότι  $\beta_8 > 0$  και στατιστικά σημαντικός ήρθε να επιβεβαιώσει την άποψη ότι η ύπαρξη τουριστικών πόρων συνεισφέρει σε μεγαλύτερο ρυθμό ανάπτυξης του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Ο συντελεστής  $\beta_9$ , παρόλο που βρέθηκε θετικός, είναι στατιστικά μη σημαντικός, κάτι που υπονοεί ότι για την περίοδο 1981-1991 δεν υφίσταται επαρκής απόδειξη της επίδρασης των υποδομών των μεταφορών στους ρυθμούς του κατά κεφαλήν ΑΕΠ<sup>1</sup>. Στατιστικά μη σημαντικός, αν και θετικός, προέκυψε ο συντελεστής  $\beta_{10}$ , κάτι που σημαίνει πως δεν επιβεβαιώνεται η υπόθεση ότι περιοχές με υψηλότερες «τονωτικές» επενδύσεις οδηγούνται σε πιο υψηλούς ρυθμούς του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Τέλος, αρνητικοί προκύπτουν οι συντελεστές  $\beta_5$  και  $\beta_6$  - ο πρώτος αφορά στις επιπτώσεις στους ρυθμούς ανάπτυξης από την εξειδίκευση των νομών σε παραχαμάζοντες βιομηχανικούς κλάδους και ο δεύτερος τη σχέση του ρυθμού ανάπτυξης του κατά κεφαλήν ΑΕΠ την περίοδο 1981-1991 με τη συγκέντρωση κεφαλαιακού εξοπλισμού ανά βιοτεχνική μονάδα το 1984-. Βέβαια από τους δύο συντελεστές μόνο ο  $\beta_6$  προέκυψε στατιστικά σημαντικός.

Το γεγονός όμως της ύπαρξης  $\beta$ -σύγκλισης (όπως έχουμε δει στο 1<sup>o</sup> κεφάλαιο) δε συνεπάγεται την ύπαρξη και της  $\sigma$  - σύγκλισης, πάντα. Για το λόγο αυτό οι συγγραφείς Πετράκος και Σαράτσης μελετούν την πορεία της διασποράς του κατά

<sup>1</sup> Η εκτίμηση αυτή προσθέτει μια ακόμα συνιστώσα στο διάλογο που έχει ζεινήσει σχετικά με την επίδραση των υποδομών στην ανάπτυξη, αφού προηγουμένες έρευνες (Λουρή, 1985; Υπουργείο Εθνικής Οικονομίας, 1993; Πετράκος, 1993) έχουν δείξει ότι η βελτίωση των υποδομών στις μεταφορές συνεισφέρουν στην ανάπτυξη.



κεφαλήν ΑΕΠ στην εξεταζόμενη χρονική περίοδο και διαπιστώνουν πως αυτή παρουσιάζει μειούμενη τάση. Το τελευταίο, όπως γνωρίζουμε συνιστά την ύπαρξη σύγκλισης των ελληνικών νομών υπό την έννοια σ-. Η εξέταση του θέματος της σ-σύγκλισης έγινε μελετώντας το συντελεστή διακύμανσης  $\sigma/\bar{X}$ , ο οποίος την περίοδο 1971-1991 μειώθηκε ελαφρώς,<sup>1</sup> σε σχέση με άλλους δείκτες. Επίσης πτωτική τάση εμφανίζεται να έχει και ο λόγος  $\max/\min$  για το κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

Συγχρόνως, η υιοθέτηση δεικτών ανισοτήτων σε επίπεδο ευημερίας ( α) αριθμός ιδιωτικών αυτοκινήτων ανά 1000 κατοίκους, β) η οικιακή κατανάλωση ηλεκτρικής ενέργειας ανά κάτοικο και γ) ο αριθμός τηλεφώνων ανά 1000 κατοίκους) για τους ελληνικούς νομούς, συντελεί στο συμπέρασμα ότι στο ξεκίνημα της περιόδου οι διαφορές ήταν μεγάλες και ότι με την πάροδο του χρόνου μειώθηκαν με διαφορετικούς βέβαια ρυθμούς. Τέλος, όπως προκύπτει από τη μελέτη του κατά κεφαλήν ΑΕΠ και του αριθμού των τηλεφώνων ανά 1000 κατοίκους, ενώ το 1971 μόλις ένας μικρός αριθμός νομών βρισκόταν πάνω από το μέσο όρο των δεικτών ευημερίας, η εικόνα αυτή ανατρέπεται το 1981 και περισσότερο το 1991. Το ίδιο, όμως, δεν μπορούμε να πούμε και για τους άλλους δύο δείκτες. Στο σημείο τουτού καλό θα ήταν να τονίσουμε ότι παρά τη μείωση των περιφερειακών ανισοτήτων, ο νομός με τον υψηλότερο δείκτη ευημερίας έχει 2,5 φορές μεγαλύτερο ΑΕΠ ανά κάτοικο σχετικά με το νομό χαμηλότερου δείκτη ευημερίας. Ενδιαφέρον όμως έχει και η σύνδεση της περιφερειακής σύγκλισης με τους οικονομικούς κύκλους, της οποίας η παρουσίαση αισιοδούθει.

#### 4.2 Σχέση της Σύγκλισης με τους Οικονομικούς Κύκλους

Η πιθανή διαχρονική σχέση ανάμεσα στις περιφερειακές ανισότητες και τη μακροοικονομική λειτουργία είναι ένα πολύ ενδιαφέρον ζήτημα. Η σύνδεση των περιφερειακών ανισοτήτων με τους οικονομικούς κύκλους αποτελεί σημείο έρευνας και «διαμάχης» για τον οικονομικό κόσμο.

<sup>1</sup> Αυτό γεννά αμφιβολίες στους δύο συγγραφείς για την αξιοπιστία των διαθέσιμων στατιστικών του περιφερειακού ΑΕΠ.

Από τη μια, σύμφωνα με τη θεωρία του Berry (1998) οι περιφερειακές διαφορές διογκώνονται ή συστέλλονται κατά τη διάρκεια των οικονομικών κύκλων εξαρτώμενες από το εάν η οικονομία είναι σε φάση ανάπτυξης ή ύφεσης. Η θέση αυτή μάλιστα, η οποία συνδέει άμεσα υψηλούς ρυθμούς ανάπτυξης με αυξανόμενες ανισότητες, έχει κοινά σημεία με τη θεωρία των πόλων ανάπτυξης του Perroux (1970) και της αθροιστικής αιτιότητας του Myrdal (1957). Από την άλλη μεριά, η μελέτη του Dunford (1993) σε ευρωπαϊκό επίπεδο παρουσίασε αντίθετα αποτελέσματα προς τη θεωρία του Berry δείχνοντας ότι οι περιφερειακές διαφορές τείνουν ν' αυξηθούν σε περιόδους οικονομικής ύφεσης και να μειωθούν σε περιόδους οικονομικής επέκτασης. Το τελευταίο είναι το φαινόμενο της αντι-κυκλικής συμπεριφοράς.

Αναφορικά με την Ελλάδα οι Πετράκος και Τσουκαλάς (1999) έδειξαν ότι χρονικές περίοδοι με ταχεία ανάπτυξη είναι συνδεδεμένες με αύξηση στη χωρική ανισορροπία της κατανομής του πληθυσμού και παράλληλα οι οικονομικοί κύκλοι έχουν σημαντική επίδραση στο επίπεδο συγκέντρωσης του πληθυσμού στην Αθήνα.

Στην έρευνα τους οι Πετράκος και Σαράτσης (2000) εξετάζοντας τη διαγραμματική εξέλιξη του συντελεστή μεταβλητότητας  $S/\bar{X}$  του κατά κεφαλήν ΑΕΠ για τους ελληνικούς νομούς την περίοδο 1970-1995, στοχεύουν στη μελέτη της πορείας των περιφερειακών ανισοτήτων στο χρόνο καθώς και στην πιθανή σχέση ανάμεσα στους υψηλούς ρυθμούς ανάπτυξης και τις υφιστάμενες διαφορές στο επίπεδο ανάπτυξης των περιοχών της χώρας. Τα αποτελέσματα δείχνουν πιωτική τάση του δείκτη  $S/\bar{X}$  – άρα συρρίκνωση των περιφερειακών διαφορών- με ταυτόχρονη ύπαρξη κυκλικής συμπεριφοράς που δείχνει ότι μπορεί να υπάρχει συσχέτιση με σκαμπανεβάσματα (fluctuations) στην οικονομία.

Προς απόδειξη των παραπάνω οι δύο συγγραφείς εκτιμούν τις ακόλουθες τέσσερις εξισώσεις παλινδρόμησης:

$$\sigma / \bar{X}_t = a_0 + a_1 g_{1,t} + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

$$\sigma / \bar{X}_t = a_0 + a_2 g_{2,t} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

$$\sigma / \bar{X}_t = a_0 + a_3 g_{3,t} + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

$$\sigma / \bar{X}_t = a_0 + a_4 g_{4,t} + \varepsilon_t \quad (4.9)$$



όπου  $S/\bar{X}$  ο συντελεστής μεταβλητότητας την περίοδο  $t, g_1$ , ο ρυθμός του ΑΕΠ του νομού την προηγούμενη περίοδο  $t-1, g_2$ , ο αριθμητικός μέσος των ρυθμών αλλαγής του ΑΕΠ των περιόδων  $t-1, t-2$ , και  $g_3, g_4$ , οι αριθμητικοί μέσοι των ρυθμών αλλαγής του ΑΕΠ κατά τις περιόδους  $t-1, t-2, t-3$ , και  $t-1, t-2, t-3, t-4$ , αντίστοιχα. Υστερα από χρήση της μεθόδου των απλών ελαχίστων τετραγώνων (**OLS**) προέκυψαν θετικοί όλοι οι εκτιμητές των συντελεστών αλίσης ( $a_1, a_2, a_3, a_4$ ) και στατιστικά σημαντικοί, αποδεικνύοντας ότι οι περιφερειακές διαφορές έχουν υπέρ-κυκλικό χαρακτήρα και ως εκ τούτου αυξάνονται σε περιόδους οικονομικής ανάπτυξης και ελαττώνονται σε περιόδους ύφεσης.

Από τα παραπάνω προκύπτει ασφαλώς το συμπέρασμα ότι η περίπτωση της Ελλάδας είναι σύμφωνη με τη θεωρία του Berry (1998) και αντίθετη με αυτή του Dunford (1993) και με την ισχύουσα άποψη της Ευρωπαϊκής Επιτροπής (European Commission 1991) που αφορά στη σχέση των περιφερειακών ανισοτήτων με την ανάπτυξη στο επίπεδο της Ευρωπαϊκής Ένωσης.

Οι συγγραφείς Πετράκος και Σαράτσης, βασιζόμενοι και στον Williamson (1965) ο οποίος βρήκε διαγραμματικά καμπανοειδή σχέση μεταξύ περιφερειακών διαφορών και επιπέδων ανάπτυξης στη διακρατική μελέτη του, δίνουν την ακόλουθη εξήγηση για την προαναφερθείσα διαφορά που σχετίζεται και με την περίπτωση της Ελλάδας. Έτσι, υποστηρίζουν πως η μεγάλη οικονομική ανάπτυξη είναι πιο πιθανό να οδηγήσει σε περιφερειακή σύγκλιση στις προηγμένες χώρες με ολοκληρωμένη οικονομική βάση, ενώ είναι πιθανότερο να συμβάλει σε οικονομική απόκλιση σε χώρες με μεγάλες χωρικές ανισορροπίες και δυϊκή οικονομική βάση. Τέλος, το παραπάνω δικαιολογείται από το ότι η οικονομική επέκταση σε μια όχι και τόσο προηγμένη χώρα (όπως η Ελλάδα) ξεκινά από τους πόλους συγκέντρωσης της οικονομικής δραστηριότητας (όπως η Αθήνα και η Θεσσαλονίκη) και δεν μεταδίδεται με αυτόματους μηχανισμούς στην υπόλοιπη χώρα. Αντιθέτως, σε περιόδους οικονομικής ύφεσης τα μητροπολιτικά κέντρα πλήγητονται περισσότερο κι έτσι οι περιφερειακές ανισότητες μειώνονται.

#### 4.3 Εφαρμογή των Μαρκοβιανών Αλυσίδων στα ελληνικά δεδομένα

Στην εφαρμογή μιας διαφορετικής μεθόδου προχωρά ο Τσιώνας (Another look at Regional Convergence in Greece, 2002), προκειμένου να μελετήσει την περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα. Ο συγγραφέας, αφού επιβεβαιώνει την ύπαρξη απολύτου  $\beta$ - σύγκλισης<sup>1</sup> σε επίπεδο Nuts III (51 νομοί) με ταχύτητα 2% για την περίοδο 1971-1981 και 4% για την περίοδο 1982-1993 (δηλ. μετά την είσοδο της Ελλάδας στη Ε.Ε.), και αφού επίσης διαπιστώνει σύγκλιση υπό την έννοια  $\sigma^2$ , που σημαίνει ότι η διασπορά του περιφερειακού εισοδήματος μειώνεται με το χρόνο-έστω και αν δεν είναι τόσο ικανή να σταματήσει, όπως θα δούμε παρακάτω, το φαινόμενο της πόλωσης μεταξύ των ελληνικών νομών, χρησιμοποιεί την ανάλυση των Μαρκοβιανών αλυσίδων στοχεύοντας να μελετήσει την κινητικότητα εντός της διαστρωματικής κατανομής.

Ως Μαρκοβιανή αλυσίδα ορίζουμε τη στοχαστική διαδικασία  $\{\chi_n : n \in \mathbb{N}\}$  εάν για όλα τα  $j \in E$  (όπου  $E$  ο χώρος καταστάσεων της διαδικασίας) και  $n \in \mathbb{N}$  ισχύει:

$$P[x_{n+1} = j / x_0, x_1, \dots, x_n] = P[x_{n+1} = j / x_n]. \quad (4.10)$$

Σύμφωνα με τον παραπάνω ορισμό μπορεί να κανείς να πει ότι μια στοχαστική διαδικασία έχει την Μαρκοβιανή ιδιότητα όταν, δοθείσης της τωρινής κατάστασης της διαδικασίας μπορούμε να καθορίσουμε την πιθανότητα οποιασδήποτε μελλοντικής κατάστασης χωρίς να ενδιαφερόμαστε για το παρελθόν. Οι πιθανότητες:

<sup>1</sup> Για την απόλυτη  $\beta$ - σύγκλιση εκτιμήθηκε η δομική εξίσωση παλινδρόμησης του Barro υπό τη μορφή:  $(1/T) \ln(y_{i,T} / y_{i,0}) = c - 1(1/T) \cdot (1 - e^{-\beta T}) \cdot \ln(y_{i,0}) + u_{i,t}$  με τη χρήση διαστρωματικών δεδομένων, όπου  $y_{i,T}$  είναι το πραγματικό κατά κεφαλήν εισόδημα της περιοχής  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) την περίοδο  $T$ , το πρώτο μέλος είναι ο ρυθμός ανάπτυξης του κατά κεφαλήν εισόδηματος ανάμεσα στις περιόδους 0 και  $T$ ,  $c$  είναι σταθερός όρος,  $\beta$  είναι ο ρυθμός σύγκλισης  $y_{i,0}$  είναι το αρχικό επίπεδο εισόδηματος και  $u_{i,t}$  ο διαταρακτικός όρος. Αν  $\beta > 0$  τότε έχουμε απόλυτη  $\beta$ -σύγκλιση.

<sup>2</sup> Μελετήθηκε διαγραμματικά η πορεία της διαστρωματικής τυπικής απόλυτης  $V$ , στο χρόνο και διαπιστώθηκε πτωτική τάση. Όπου  $V_t = \left[ \left( 1/(N-1) \right) \cdot \sum_{i=1}^N (y_{i,t} - \bar{Y}_t)^2 \right]^{1/2}$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$  και  $\bar{Y}_t = (1/N) \cdot \sum_{i=1}^N y_{i,t}$  να είναι ο διαστρωματικός μέσος.

$$P_{ij(n,n+1)} = P[x_{n+1} = j / x_n = i] \quad (4.11), \quad i, j \in E \text{ και } n \in N$$

ονομάζονται πιθανότητες μετάβασης. Μάλιστα αν οι πιθανότητες μετάβασης  $p_{ij}(n, n+1)$  με  $i, j \in E$  είναι ανεξάρτητες του  $n$ , τότε η Μαρκοβιανή αλυσίδα λέγεται ομογενής.

Στην περίπτωση λοιπόν μιας τέτοιας ομογενούς Μαρκοβιανής αλυσίδας οι πιθανότητες μετάβασης από την κατάσταση  $i$  στη  $j$  μπορούν να δοθούν με τη μορφή ενός πίνακα  $\mathbf{P}$ , με:

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \dots \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots \end{pmatrix}$$

Ο πίνακας  $\mathbf{P}$  ονομάζεται πίνακας μεταβάσεων. Στην περίπτωση δε που ισχύει ότι

i)  $p_{ij} > 0$  για  $i, j \in E$  και ii)  $\sum_{j \in E} p_{ij} = 1$  για  $i, j \in E$  ο παραπάνω πίνακας  $\mathbf{P}$  καλείται

στοχαστικός ή Μαρκοβιανός πίνακας. Φυσικά, στις Μαρκοβιανές αλυσίδες οι ποσότητες  $p_{ij}$  είναι μη αρνητικές μια και εκφράζουν πιθανότητα και επιπλέον  $\sum p_{ij} = 1$ , αφού το άθροισμα όλων των δυνατών περιπτώσεων μετάβασης της διαδικασίας, από την κατάσταση  $i$  δημιουργεί το βέβαιο ενδεχόμενο. Έτσι, ο πίνακας μεταβάσεων μιας Μαρκοβιανής αλυσίδας είναι ένας στοχαστικός ή Μαρκοβιανός πίνακας.

Στηριζόμενος στην προαναφερθείσα θεωρία, ο Τσιώνας όρισε ως  $y_{r,i}$  το πραγματικό κατά κεφαλήν εισόδημα που αντιστοιχεί στην περιοχή  $i$  και τη χρονική περίοδο  $t$  και με  $k_j$  ( $j = 1, 2, \dots, m$ ) τις τη διαφορετικές εισοδηματικές κλάσεις. Έτσι, αν  $K$  είναι το σύνολο των δυνατών εισοδημάτων είναι λογικό να ισχύει  $\sum_{j=1}^m k_j = K$  και η τομή  $k_i \cap k_j$  να είναι το κενό σύνολο για κάθε  $i \neq j$ . Τότε, οι πιθανότητες μετάβασης από τη μια εισοδηματική κλάση  $k_i$  στην άλλη  $k_j$  θα ορίζονται ως:

$$( p_{ij} = P(y_{r,t} \in \kappa_j / y_{r,t-1} \in \kappa_i) , i, j = 1, 2, \dots, m ) \quad (4.12)$$

Σε μια τέτοια περίπτωση ο τυχικός πίνακας μεταβάσεων του Markov δεν μπορεί να είναι άλλος από τον:



$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2m} \\ \vdots & & & \\ p_{m1} & p_{m2} & \cdots & p_{mm} \end{pmatrix} \text{ ή ισοδύναμα } \mathbf{P} = [p_{ij}]$$

Όπου η πιθανότητα να «πέσει» ένα περιφερειακό εισόδημα σε μια άλλη εισοδηματική κλάση υπολογίζεται από τον τύπο:

$$P(y_{r,t} \in \kappa_j) = \sum_{i=1}^m P(y_{r,t} \in \kappa_j / y_{r,t-1} \in \kappa_i) \cdot P(y_{r,t-1} \in \kappa_i) \quad (4.13)$$

Τώρα, αν πούμε  $\pi_j = P(y_{r,t} \in \kappa_j)$  η εξίσωση (4.13) ισοδύναμα μπορεί να γραφεί :

$$\pi_j = \sum_{i=1}^m p_{ij} \pi_i \quad (4.14) \text{ , όπου } i, j = 1, 2, \dots, m \text{ και } \sum_{i=1}^m \pi_i = 1$$

Αν  $\Pi$  συμβολίσουμε το ( $m \times 1$ ) διάνυσμα των οριακών πιθανοτήτων, το παραπάνω σύστημα γράφεται ως:

$$\Pi = \Pi \cdot P \quad (4.15)$$

που είναι ένα ομογενές σύστημα γραμμικών εξισώσεων, του οποίου η λύση καθορίζει το διάνυσμα των οριακών ή εργοδικών πιθανοτήτων  $\Pi$ .

Οι οριακές πιθανότητες είναι ακριβώς το κύριο εργαλείο για την εκτίμηση της σύγκλισης των περιφερειακών εισοδημάτων. Έτσι, για το εάν έχουμε σύγκλιση ή όχι εξαρτάται από το κατά πόσο η συνάρτηση μάζας της οριακής πιθανότητας είναι πολύ ή λίγο μονοκόρυφη (unimodal). Από την άλλη μεριά, η ύπαρξη πόλωσης, υπό την έννοια ότι πολύ φτωχές και πολύ πλούσιες περιοχές τείνουν να συνυπάρχουν με περιοχές μέσης οικονομικής δραστηριότητας, επιβεβαιώνεται από το εάν η συνάρτηση μάζας της οριακής πιθανότητας έχει αξιόποση μάζα στις χαμηλότερες και/ή στις υψηλότερες εισοδηματικές κλάσεις συνδυαζόμενη από εκλέπτυση στη μέση. Ασφαλώς, στην τελευταία αυτή περίπτωση δεν έχουμε σύγκλιση. Επίσης, από την ανάλυση του Μαρκοβιανού πίνακα μεταβάσεων παίρνουμε τις πληροφορίες τις σχετικές με την ύπαρξη σύγκλισης και τη δυναμικότητα της. Εφόσον λοιπόν ισχύει ότι:

- (i) Τα διαγώνια στοιχεία του πίνακα δεν είναι κοντά στη μονάδα
- (ii) Τα μη-διαγώνια στοιχεία του πίνακα δεν είναι κοντά στο μηδέν και
- (iii) Οι οριακές πιθανότητες είναι περίπου ίσες,

τότε μπορούμε να μιλάμε για ύπαρξη σύγκλισης. Όταν δε ισχύουν τα (i) και (ii) αλλά όχι και το (iii) η σύγκλιση, όπως λέμε, είναι ασθενής.

Η βασιζόμενη λοιπόν στις Μαρκοβιανές αλυσίδες ανάλυση του Τσιώνα (2002) έδειξε πως υφίσταται το φαινόμενο της πόλωσης στις οριακές κατανομές, όπως επίσης και σχηματισμός συνασπισμών μεταξύ των ελληνικών νομών (κάτι που συμπεραίνεται από τους πίνακες μετάβασης του Markov). Ως εκ τούτου, η οριακή κατανομή είναι δικόρυφη (bimodal) και για τις δύο υποπεριόδους 1971-1981 και 1982-1993. Ταυτόχρονα, η δομική μεταβολή (που σημαίνει διαφορές στις οριακές κατανομές των 2 υπό-περιόδων) βρέθηκε να είναι στατιστικώς σημαντική, τόσο που να μην υπάρχει πλήρης στασιμότητα. Υπ' αυτή την έννοια θα λέγαμε πως υφίσταται κάποια κινητικότητα στην κατανομή του ελληνικού περιφερειακού εισοδήματος, αλλά το συνολικό χαρακτηριστικό των ελληνικών περιοχών παραμένει η παρουσία πόλων και η ύπαρξη δυϊσμού<sup>1</sup>.

#### 4.4 Συγκρίσεις μεταξύ των εμπειρικών ερευνών για την περίπτωση της Ελλάδας

Είναι προφανές ότι τα αποτελέσματα που δίνουν οι προαναφερθείσες έρευνες (Τσιώνας , 2002; Πετράκος και Σαράτσης, 2000; Συριόπουλος και Αστερίου, 1998) είναι σύνθετα και δεν εξάγουν κάποιο σαφές συμπέρασμα σχετικά με την υπόθεση της περιφερειακής σύγκλισης στην Ελλάδα. Έτσι, ενώ η μελέτη των Συριόπουλου και Αστερίου απέρριψε την ύπαρξη και της απόλυτης και της υποθετικής  $\beta$ -σύγκλισης για την περίοδο 1971-1996, βασιζόμενη στις παλινδρομήσεις του Barro, από την άλλη μεριά ο Τσιώνας έδειξε πως υπήρξε απόλυτη  $\beta$ -σύγκλιση μεταξύ των ελληνικών περιοχών και για τις δύο υποπεριόδους 1971-1981 και 1982-1993. Στο ίδιο συμπέρασμα, αλλά για υποθετική  $\beta$ -σύγκλιση, καταλήγει και η έρευνα Πετράκου και Σαράτση για τα έτη 1981-1991. Σε επίσης αντίθετα αποτελέσματα φτάνουμε σε σχέση με την περιφερειακή σύγκλιση υπό την έννοια  $\sigma$ . Έτσι, ενώ η πρώτη μελέτη απορρίπτει – θεωρητικά τουλάχιστον- την ύπαρξη  $\sigma$ -σύγκλισης

<sup>1</sup> Η έρευνα του Τσιώνα (2002) συμπίπτει στο σημείο της ύπαρξης δυϊσμού με των Συριόπουλου και Αστερίου (1998), μόνο που η δεύτερη πραγματοποιήθηκε με δεδομένα σε επίπεδο Nuts II και όχι Nuts III όπως η πρώτη.

(αφού  $\sim \beta$  - σύγκλισης  $\Rightarrow \sim \sigma$  - σύγκλισης), οι δύο άλλες μελέτες επιβεβαιώνουν την ύπαρξη της.

Υπάρχει όμως και ένα σημείο στο οποίο φτάνει τόσο η έρευνα του Τσιώνα, όσο και αυτή των Συριόπουλου και Αστερίου. Όπως ήδη έχουμε δει, ο πρώτος κάνοντας χρήση των Μαρκοβιανών πινάκων μετάβασης, διαπίστωσε πως το φαινόμενο της πόλωσης και του δυϊσμού μεταξύ των ελληνικών περιοχών είναι το κύριο χαρακτηριστικό που παραμένει αμετάβλητο ακόμα και μετά την είσοδο της Ελλάδας στην Ε.Ε. Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουν και οι δύο δεύτεροι συγγραφείς εντάσσοντας στη δομική εξίσωση παλινδρόμησης και μια ψευδομεταβλητή που κατατάσσει τις περιοχές σε βόρειες και νότιες.

Μεταξύ των παραπάνω ερευνών υφίστανται ασφαλώς δύο διαφορές. Η πρώτη αφορά τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν σε κάθε περίπτωση και η δεύτερη το χωρικό επίπεδο, αφού η έρευνα των Συριόπουλου και Αστερίου πραγματοποιήθηκε για τις ελληνικές περιφέρειες (Nuts II), ενώ οι δύο άλλες για τους ελληνικούς νομούς (Nuts III). Κοινός όμως παρανομαστής των μελετών αυτών είναι ότι θεωρούν πως η τεχνολογική πρόοδος είναι πανομοιότυπη μεταξύ όλων των περιοχών ή δεν λαμβάνουν υπόψη τους την τεχνολογία επικεντρώνοντας αποκλειστικά στο πηλικό προϊόν- εργασία. Η υπόθεση όμως της ίδιας τεχνολογίας δεν είναι ρεαλιστική, αφού οι περιοχές διαφέρουν στον τρόπο που αναδιανέμουν τους πόρους τους στο χρόνο και φυσικά δεν έχουν όλες πρόσβαση στην ίδια τεχνολογία. Για τους λόγους αυτούς οι Τσιώνας και Χριστόπουλος (Convergence and regional productivity differences: Evidence from Greek prefectures, 2005) προχωρούν σε μια έρευνα στην οποία εξετάζουν την υπόθεση της σύγκλισης των ελληνικών νομών κάτω από ένα διαφορετικό πρίσμα, λαμβάνοντας υπόψη ότι η ανάπτυξη της παραγωγικότητας ανάμεσα στις ελληνικές περιοχές διαφέρει κυρίως εξαιτίας της ύπαρξης τεχνολογικών κενών.

#### 4.5 Περιφερειακή Σύγκλιση και Τεχνολογία

Στηριζόμενοι στα επιχειρήματα που προκύπτουν από τη θεωρία της ενδογενούς ανάπτυξης (Romer 1993, 1994, 1996, Lucas 1988), σύμφωνα με την οποία οι διαφορές στην σταθερή πορεία είναι αποτέλεσμα όχι μόνο διαφορών στους ρυθμούς

αποταμίευσης του κεφαλαίου –όπως το παραδοσιακό μοντέλο του Solow υποθέτει– αλλά επίσης διαφορών στην τεχνολογία, οι Τσιώνας και Χριστόπουλος (Convergence and regional productivity differences: Evidence from Greek prefectures, 2005) εξετάζουν την υπόθεση της σύγκλισης κάτω από την ύπαρξη περιφερειακού τεχνολογικού κενού. Έτσι, επιτρέπουν να διαφέρει η τεχνολογία από νομό, ενώ συγχρόνως λαμβάνουν υπόψη το ρόλο των αποδόσεων κλίμακας στην ανάπτυξη της περιφερειακής παραγωγικότητας. Επίσης, εξετάζουν τη σύγκλιση στο λόγο προϊόν- εργασία, όπως τα μοντέλα ανάπτυξης προτείνουν, και όχι στο κατά κεφαλήν προϊόν.

Προκειμένου λοιπόν να μελετήσουν τις επιδράσεις των κενών στην τεχνολογία οι δύο συγγραφείς υιοθετούν το προτεινόμενο από τους Bairam και MacRae (1999) μοντέλο. Γίνεται χρήση της συνάρτησης παραγωγής Cobb-Douglas:

$$Y_{it} = A_i(t) K_{it}^\alpha L_{it}^\beta, \quad 0 < \alpha < 1, 0 < \beta < 1, i = 1, 2, \dots, k, t = 1, 2, \dots, T \quad (4.16)$$

όπου  $Y_{it}$ ,  $K_{it}$ ,  $L_{it}$  είναι το προϊόν, το κεφάλαιο και η εργασία του νομού  $i$  την περίοδο  $t$ , αντίστοιχα.  $A_i(t)$  είναι το επίπεδο της τεχνολογίας και  $(A_i)$  είναι ο ρυθμός ανάπτυξης της. Λογαριθμίζοντας την (4.16) και διαιρώντας την με τον αριθμό των εργαζομένων παίρνουμε την:

$$\ln y_{it} = \ln A_i(t) + \alpha \ln k_{it} + (\alpha + \beta - 1) \ln L_{it} \quad (4.17)$$

Όπου  $y_{it}$  είναι το περιφερειακό προϊόν ανά εργαζόμενο και  $k_{it} = \frac{K_{it}}{L_{it}}$  είναι το

απόθεμα του φυσικού κεφαλαίου ανά εργαζόμενο. Εάν ο συντελεστής  $(\alpha + \beta - 1)$  του  $\ln L_{it}$  είναι θετικός έχουμε αύξουσες αποδόσεις κλίμακας, ενώ αν είναι αρνητικός ή μηδέν έχουμε φθίνουσες ή σταθερές αντίστοιχα αποδόσεις κλίμακας.

Παραγωγίζοντας την εξίσωση (4.17) ως προς το χρόνο τ παίρνουμε την εξίσωση Cobb-Douglas με μη- σταθερές αποδόσεις κλίμακας:

$$dy_i = \psi_i + \alpha(dk_i - dL_i) + (\alpha + \beta - 1)dL_i \quad (4.18)$$

όπου  $dx = d(\log x)/dt$  είναι ο ρυθμός ανάπτυξης της μεταβλητής  $x$  και  $\psi_i = \frac{d \ln A_i}{dt}$ .

Φυσικά, εάν η συνεισφορά της εργασίας στη συνολική παραγωγική ανάπτυξη θα είναι θετική, αρνητική ή μηδενική εξαρτάται από τις αποδόσεις κλίμακας, αφού

συντελεστής του  $dL$  μπορεί να είναι θετικός ή αρνητικός. Επισημαίνεται ότι από τη στιγμή που πάντα  $\alpha > 0$ , ο ρόλος της κεφαλαιακής εμβάθυνσης (capital deepening), η οποία μας δείχνει τις επιδράσεις των αλλαγών του λόγου κεφάλαιο –εργασία στο ρυθμό ανάπτυξης, είναι θετικός.

Για την εξέταση της επίδρασης των διαφορών στην τεχνολογία βασιζόμαστε στις εξισώσεις:

$$\psi_t = \mu_0 \quad (4.19)$$

$$\psi_t = \mu_0 + \mu_1 y_{t0} \quad (4.20)$$

$$\psi_t = \mu_0 + \mu_1 y_{t0} + \mu_2 y_{t0}^2 \quad (4.21)$$

όπου  $\psi_t$  είναι ο ρυθμός τεχνολογικής προόδου και  $y_{t0} = \frac{Y_{t0}}{L_{t0}}$  είναι το επίπεδο παραγωγικότητας της εργασίας για το αρχικό έτος του νομού i. Η εξίσωση (4.19) υπονοεί σταθερό  $a$ , και πανομοιότυπο για όλους τους νομούς. Απεναντίας, η εξίσωση (4.20) υποθέτει ότι ο ρυθμός διαφέρει από νομό σε νομό και αυτό οφείλεται στην ύπαρξη τεχνολογικού κενού. Είναι αναμενόμενο ότι  $\mu_1 < 0$  που σημαίνει ότι ο ρυθμός παραγωγικότητας των νομών θα είναι αντίστροφα σχετιζόμενος με τα αρχικά τους επίπεδα παραγωγικότητας. Έτσι, αρνητική τιμή για τον  $\mu_1$  φανερώνει τάση για σύγκλιση, ενώ θετική για απόκλιση. Η εξίσωση (4.21) είναι μια μη- γραμμική εξίσωση για την εξέταση της σύγκλισης.

Τα αποτελέσματα από την εφαρμογή της παραπάνω μεθόδου στους ελληνικούς νομούς έδειξαν ότι αυτοί συγκλίνουν με την πάροδο του χρόνου και πως ο σημαντικότερος παράγοντας που επεξηγεί τις διαφορές στην παραγωγικότητα είναι η κεφαλαιακή εμβάθυνση. Επίσης ένα σημείο κοινό με την έρευνα των Πετράκου και Σαράτση (2000) είναι η επισήμανση πως η μείωση της περιφερειακής διασποράς στην Ελλάδα συνυπάρχει με την παρατεταμένη ύφεση της δεκαετίας του 1980. Αυτό μπορεί να αποδοθεί στην απουσία περιφερειακής ολοκλήρωσης και στο φαινόμενο του δυϊσμού. Τέλος, η περαιτέρω έρευνα σχετικά με το ποιοί τομείς της οικονομίας έχουν την κύρια συνεισφορά στη διαδικασία της σύγκλισης, έδειξε ότι ο τομέας των υπηρεσιών είναι ο «βασικός υπεύθυνος» για τη συνολική σύγκλιση. Μάλιστα η ανάπτυξη των υποδομών στον τουρισμό μπορεί να αποτελέσει εξήγηση του

τελευταίου συμπεράσματος, σε συμφωνία και με την έρευνα των Πετράκου, Σαράτση (2000).

Για τη μελέτη των επιπτώσεων στη σύγκλιση των οικονομιών εξαιτίας της ύπαρξης τεχνολογικού κενού αποφαίνονται και άλλες εμπειρικές έρευνες της διεθνούς βιβλιογραφίας. Οι Barnard και Jones (Technology and Convergence, 1996) υποστηρίζουν ότι οι διαφορές στην τεχνολογία ανάμεσα στις χώρες και στους κλάδους επιφέρουν διαφοροποιήσεις στην παραγωγικότητα της εργασίας και παρουσιάζουν ενδιαφέρουσες αλλαγές στο χρόνο. Επίσης, στο ίδιο άρθρο αποδεικνύεται πως η εξέλιξη της τεχνολογίας είναι η πολύ σημαντική δύναμη που βρίσκεται πίσω από την παρατηρούμενη σύγκλιση των χωρών του ΟΟΣΑ.

Σε μια άλλη έρευνα, αυτή των Andres και Bosca (Technology differences and convergence in the OECD, 2000), οι συγγραφείς στοχεύουν να δείξουν πως οι διαφορές στις σταθερές πορείες είναι δυνατό να οξύνονται, όχι μόνο εξαιτίας των διαφορών στους ρυθμούς αποταμίευσης, αλλά λόγω διαφοροποιήσεων στις τεχνολογίες. Παράλληλα, υποστηρίζουν πως εντός του ΟΟΣΑ είναι εμφανής η ύπαρξη δύο γκρουπ τεχνολογικών ταχυτήτων και καλλιεργούν αμφιβολίες σχετικά με την ερμηνεία προηγούμενων ερευνών που επιβάλλουν τον περιορισμό της ομογενούς τεχνολογίας μεταξύ των οικονομιών. Τέλος, θεωρούν ότι οι απλές σταθερές αποδόσεις στο μοντέλο του Solow μπορεί να μην είναι ικανές να δώσουν πλήρεις μετρήσεις για τη μακροχρόνια δραστηριότητα των οικονομιών του ΟΟΣΑ.

Επομένως, ερωτήματα σχετικά με το γιατί οι οικονομίες διαφέρουν στα επίπεδα της τεχνολογίας ή πώς αλλάζουν οι τεχνολογίες στο χρόνο, όπως επίσης με ποιό τρόπο μετράμε την τεχνολογία και κατά ποιό ποσοστό η παρατηρούμενη σύγκλιση οφείλεται σ' αυτήν έναντι του λόγου κεφάλαιο- εργασία, αποτελούν ασφαλώς σημεία ενδιαφέροντα για τη μελλοντικά διεξαγόμενη έρευνα στο πεδίο της σύγκλισης.

### Κεφάλαιο 5

## **ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΩΝ ΕΛΛΗΝΙΚΩΝ ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΩΝ ΜΕΣΑ ΑΠΟ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟΥΣ ΔΕΙΚΤΕΣ (1994-2004)**

Στο κεφάλαιο αυτό γίνεται παρουσίαση των 13<sup>ων</sup> ελληνικών περιφερειών μέσα από ορισμένα στοιχεία και οικονομικούς δείκτες, η εξέλιξη των οποίων αφορά στην περίοδο 1994-2004. Εποι, οι πίνακες που σχετίζονται με την πορεία του περιφερειακού κατά κεφαλήν Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος (ΑΕΠ) και τους ρυθμούς ανάπτυξης, όπως και αυτοί για την εξέλιξη του πληθυσμού, της ανεργίας και των επενδύσεων ανά περιοχή, δίνουν μια ανάγλυφη εικόνα από οικονομικής άποψης των ελληνικών περιφερειών.

Κάθε κράτος –μέλος της Ευρωπαϊκής Ένωσης υποδιαιρείται ιεραρχικά σε τρία επίπεδα: **NUTS I**, **NUTS II** και **NUTS III**. Η Ελλάδα χωρίζεται σε 4 εδαφικές περιφέρειες του επιπέδου **NUTS I**: Βόρεια Ελλάδα, Κεντρική Ελλάδα, Αττική και Νησιά.

Οι περιφέρειες της κατηγορίας NUTS I υποδιαιρούνται περαιτέρω στις 13 περιφέρειες του επιπέδου **NUTS II** ως εξής:

Βόρεια Ελλάδα: 1. Ανατολική Μακεδονία και Θράκη

2. Κεντρική Μακεδονία

3. Δυτική Μακεδονία

4. Ήπειρος

5. Θεσσαλία

Κεντρική Ελλάδα: 6. Ιόνια Νησιά

7. Δυτική Ελλάδα

8. Στερεά Ελλάδα

9. Πελοπόννησος

Αττική: 10. Αττική

Νησιά: 11. Βόρειο Αιγαίο

12. Νότιο Αιγαίο

13. Κρήτη

Σε επίπεδο **NUTS III** οι 13 περιφέρειες διαιρούνται στους 51 νομούς της χώρας.

Ορισμένα βασικά οικονομικά μεγέθη ανά περιφέρεια θα βοηθήσουν στην κατανόηση της κατάστασης των ελληνικών περιοχών και θα δώσουν μια εικόνα για τη σχετική τους θέση στην Ε.Ε.

### Περιφέρεια Ανατ. Μακεδονίας και Θράκης

Η περιφέρεια αυτή, με έδρα την Κομοτηνή, συγκεντρώνει το 5,5% του πληθυσμού και παράγει το 4,2% του ΑΕΠ της χώρας. Είναι αξιοσημείωτο ότι με βάση το κατά κεφαλήν προϊόν καταλαμβάνει την προτελευταία θέση στην κατάταξη των περιφερειών για το 2003, με 10,5 χιλ. ευρώ ή 75% του μέσου όρου (μ.ο.) της χώρας. Η θέση της μάλιστα ως προς το κριτήριο αυτό δε βελτιώνεται, δεδομένου ότι το 1994 της αναλογούσε το 84% του μ.ο. της Ελλάδας. Με το κατά κεφαλήν προϊόν της χώρας ν' αντιστοιχεί στο 80,9% του μ.ο. της Ε.Ε. των 25 το 2003 (σύμφωνα με τη Eurostat), της αναλογεί ΑΕΠ ανά κάτοικο ίσο με 61% του μέσου της Ε.Ε.-25, γεγονός που την κατατάσσει στις φτωχότερες περιφέρειες της Ευρώπης. Η ανεργία στην περιφέρεια ακολουθεί ανοδική πορεία φτάνοντας το 2004 στο 13,1% του εργατικού δυναμικού, υπερβαίνοντας το αντίστοιχο ποσοστό για το σύνολο της χώρας που ήταν για την ίδια χρονιά 10,5%. Τέλος, στην περιφέρεια αναλογεί το 6% των συνολικών επενδύσεων στη χώρα για το 2002.

### Περιφέρεια Κεντρικής Μακεδονίας

Με έδρα τη Θεσσαλονίκη, η περιφέρεια αυτή συγκεντρώνει το 17,3% του πληθυσμού της χώρας και παράγει το 17,6% του ΑΕΠ (2<sup>η</sup> μεγαλύτερη συμμετοχή μετά την Αττική). Με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ στις 14,2 χιλ. ευρώ για το 2003, κατατάσσεται 6<sup>η</sup> με βάση το κριτήριο αυτό με 102% του μ.ο. της Ελλάδας. Στην Ε.Ε.-25 της αναλογεί ΑΕΠ ανά κάτοικο ίσο με το 83% του μ.ο. Η ανεργία στην περιφέρεια για το έτος 2004 βρίσκεται στο υψηλό ποσοστό του 12,2% ενώ για το 2002 της αναλογεί ποσοστό 17% επί των συνολικών επενδύσεων στη χώρα (2<sup>o</sup> μεγαλύτερο ποσοστό μετά την Αττική).

### Περιφέρεια Δυτικής Μακεδονίας

Η περιφέρεια αυτή, με έδρα την Κοζάνη, συγκεντρώνει το 2,7% του πληθυσμού και παράγει επίσης το 2,7% του ΑΕΠ της Ελλάδας. Με κατά κεφαλήν

ΑΕΠ ίσο με 14,3χιλ.ευρώ το 2003, βρίσκεται στην 5η θέση βάσει αυτού του κριτηρίου με 102% του μ.ο. της χώρας και με ΑΕΠ ανά κάτοικο ίσο με 83% του μ.ο. της Ε.Ε.-25. Η θέση της ως προς το κριτήριο αυτό βελτιώνεται, αφού το 1994 το κατά κεφαλήν προϊόν της περιφέρειας ήταν στο 95% του μ.ο. της χώρας. Η Δυτική Μακεδονία τα τελευταία χρόνια έχει το υψηλότερο ποσοστό ανεργίας (16,6%) στην επικράτεια και μάλιστα με ανοδική τάση. Της αναλογεί 3% των συνολικών επενδύσεων στη χώρα το 2002.

### Περιφέρεια Ηπείρου

Η περιφέρεια Ηπείρου, με έδρα τα Ιωάννινα, συμμετέχει στην παραγωγή του ΑΕΠ της χώρας σε ποσοστό 2,5% ενώ συγκεντρώνει το 3,1% του συνολικού πληθυσμού. Από τις 13 περιφέρειες λαμβάνει την 11η θέση με βάση το κατά κεφαλήν ΑΕΠ για το 2003 με 11,1 χιλ.€ και ποσοστό 80% του μ.ο. της Ελλάδας. Της αναλογεί ΑΕΠ ανά κάτοικο ίσο με 65% του μέσου της Ε.Ε.-25, με συνέπεια να ανήκει στο γκρουπ των φτωχότερων περιοχών της Ευρώπης. Η ανεργία στην περιφέρεια βρίσκεται στο 11,2% για το 2004, ενώ οι επενδύσεις καλύπτουν το 3% των συνολικών επενδύσεων στη χώρα για το 2002.

### Περιφέρεια Θεσσαλίας

Με έδρα τη Λάρισα, η περιφέρεια Θεσσαλίας συγκεντρώνει το 6,7% του πληθυσμού και παράγει το 5,5% του ΑΕΠ της Ελλάδας (4η μεγαλύτερη συμμετοχή). Βρίσκεται κι αυτή μεταξύ των φτωχότερων περιφερειών της Ε.Ε., αφού της αναλογεί ΑΕΠ ανά κάτοικο ίσο με το 67% του μ.ο. Ε.Ε.-25. Το κατά κεφαλήν προϊόν της ανέρχεται στις 11,5 χιλ.€ για το 2003 με 83% του μ.ο. της Ελλάδας. Η θέση της ως προς το κριτήριο αυτό δε βελτιώνεται δεδομένου ότι το 1994 της αναλογούσε το 88% του μ.ο. της χώρας. Η ανεργία για το 2004 με ποσοστό 9,8% βρίσκεται ελαφρώς κάτω από το αντίστοιχο ποσοστό για το σύνολο που είναι 10,5%. Τέλος, στην περιφέρεια αναλογεί το 7% των συνολικών επενδύσεων στη χώρα για το 2002.

### Περιφέρεια Ιονίων νήσων

Με έδρα την Κέρκυρα, η περιφέρεια Ιονίων νήσων είναι μια από τις φτωχότερες της Ευρώπης, με δεδομένο ότι της αναλογεί ΑΕΠ ανά κάτοικο ίσο



71% του μέσου της Ε.Ε.-25. Συγκεντρώνοντας το 2% του πληθυσμού της χώρας συμμετέχει στην παραγωγή του ΑΕΠ σε ποσοστό 1,7%. Το 2003 το κατά κεφαλήν προϊόν της φτάνει τις 12,2 χιλ. ευρώ κατατάσσοντας την στην 9η θέση μεταξύ των 13 περιφερειών της χώρας. Η ανεργία στην περιφέρεια Ιονίων νήσων για το 2004 κυμαίνεται στο ποσοστό του 11,3% του εργατικού δυναμικού, ενώ το 2002 προσελκύει μόλις το 2,9% των συνολικών επενδύσεων της Ελλάδας.

### Περιφέρεια Δυτικής Ελλάδας

Η περιφέρεια, με έδρα την Πάτρα, συγκεντρώνει 6,6% του πληθυσμού και παράγει 4,9% του ΑΕΠ της χώρας. Με κατά κεφαλήν προϊόν 10,4 χιλ. ευρώ το 2003 καταλαμβάνει την τελευταία θέση με βάση το κριτήριο αυτό με 75% του μ.ο. της Ελλάδας. Η θέση της επιδεινώνεται, αφού το 1994 της αναλογούσε το 83%. Η ανεργία στην περιφέρεια παρουσιάζει αύξουσα τάση και αγγίζει το 12,3% του εργατικού δυναμικού. Της αναλογεί το 5,4% των συνολικών επενδύσεων στη χώρα για το 2002 και ασφαλώς είναι μια από τις φτωχότερες περιοχές της Ευρώπης με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ των κατοίκων της ν' αντιστοιχεί στο 61% του μέσου κατά κεφαλήν προϊόντος της Ε.Ε.-25 το 2003.

### Περιφέρεια Στερεάς Ελλάδας

Με έδρα τη Λαμία, συγκεντρώνει το 5,1% του συνολικού πληθυσμού της χώρας και συμμετέχει στην παραγωγή του ΑΕΠ της Ελλάδας με ποσοστό 7,1% (3η μεγαλύτερη συμμετοχή). Η μεγάλη συγκέντρωση βιομηχανιών στη Βοιωτία και σε μικρότερο βαθμό στην Εύβοια, καθώς και η αναβάθμιση της θέσης της Ευρυτανίας, είναι οι σημαντικότεροι παράγοντες που έχουν συντελέσει ώστε η περιφέρεια να κατέχει με κατά κεφαλήν προϊόν 19,4 χιλ. ευρώ και με 139% του μ.ο. της Ελλάδας, την 1η θέση στην κατάταξη των 13ων περιφερειών, το 2003. Ωστόσο, η ανεργία έχει αυξηθεί φθάνοντας το 12,8% του εργατικού δυναμικού, ενώ οι επενδύσεις που αναλογούν στη Στερεά Ελλάδα καλύπτουν το 8% των συνολικών για το 2002.

### Περιφέρεια Αττικής

Η περιφέρεια Αττικής, με έδρα την Αθήνα, συγκεντρώνοντας το 36% (μεγαλύτερο από το ένα τρίτο) του πληθυσμού, παράγει το 38% του ΑΕΠ της

χώρας. Είναι τρίτη ανάμεσα στις ελληνικές περιφέρειες με κατά κεφαλήν προϊόν 14,8χιλ. ευρώ το 2003 και με 106% του μ.ο. της Ελλάδας. Της αναλογεί ΑΕΠ ανά κάτοικο ίσο με 86% του μέσου της Ε.Ε.-25. Για το έτος 2004 έχει το 3<sup>o</sup> χαμηλότερο ποσοστό ανεργίας στη χώρα (9,2%) ενώ της αναλογεί το μεγαλύτερο μερίδιο των συνολικών επενδύσεων (30% για το 2002).

### Περιφέρεια Πελοποννήσου

Με έδρα την Τρίπολη, συγκεντρώνει το 5,4% του πληθυσμού και παράγει το 5,5% του ΑΕΠ της Ελλάδας. Με κατά κεφαλήν προϊόν 14 χιλ. ευρώ το 2003, κατατάσσεται 7<sup>η</sup> με βάση το κριτήριο αυτό με 100,2% του μ.ο. της Ελλάδας και μάλιστα η θέση της ως προς το κριτήριο αυτό βελτιώνεται σταθερά, δεδομένου ότι το 1994 της αναλογούσε 94%. Της αναλογεί ΑΕΠ ανά κάτοικο ίσο με 81% του μέσου της Ε.Ε.-25. Η ανεργία στην περιφέρεια παραμένει κάτω από το ποσοστό για το σύνολο της χώρας, ωστόσο αυξήθηκε το 2004 στο 9,1% του εργατικού δυναμικού. Στην Πελοπόννησο αναλογεί 6% των επενδύσεων στη χώρα για το 2002.

### Περιφέρεια Βορείου Αιγαίου

Η περιφέρεια Βορείου Αιγαίου με έδρα τη Μυτιλήνη, χαρακτηρίζεται από τη θεαματική βελτίωση της θέσης της με βάση το κριτήριο του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Έτσι, ενώ το 1994 το κατά κεφαλήν προϊόν της ήταν 5,2 χιλ. ευρώ στο 78% του μ.ο. της Ελλάδας, το 2003 μεταβλήθηκε σε 14,5 χιλ. ευρώ στο 104% του μ.ο. της χώρας, φέρνοντας την στην 4<sup>η</sup> θέση της κατάταξης με βάση το κριτήριο αυτό. Επίσης, της αναλογεί ΑΕΠ ανά κάτοικο ίσο με 84% του μέσου της Ε.Ε.-25. Ωστόσο, η περιφέρεια έχει τη χαμηλότερη συμμετοχή στην παραγωγή του ΑΕΠ της χώρας με ποσοστό 1,9% και συγκεντρώνει μόλις το 1,8% του πληθυσμού. Η ανεργία ανέρχεται για το 2004 στο 9,1% ενώ στην περιφέρεια αναλογεί το 1,8% των συνολικών επενδύσεων στην Ελλάδα για το 2002.

### Περιφέρεια Νοτίου Αιγαίου

Η περιφέρεια, με έδρα την Ερμούπολη Σύρου, συγκεντρώνει το 2,7% του πληθυσμού και παράγει το 3,2% του ΑΕΠ της χώρας. Με κατά κεφαλήν προϊόν 16,2 χιλ. ευρώ το 2003 κατατάσσεται 2<sup>η</sup> με 116% του μ.ο. της Ελλάδας. Της αναλογεί

ΑΕΠ ανά κάτοικο ίσο με 94% του μέσου της Ε.Ε.-25. Η ανεργία στη περιφέρεια παρουσιάζει μείωση τα τελευταία χρόνια πέφτοντας από 14,2% το 2002 στο 8,8% το 2004. Στην περιφέρεια αναλογεί μόνο το 3% των συνολικών επενδύσεων στη χώρα για το 2002.

## Περιφέρεια Κρήτης

Η περιφέρεια της Κρήτης, με έδρα το Ηράκλειο, συγκεντρώνοντας το 5,4% του συνολικού πληθυσμού της χώρας, συμμετέχει στην παραγωγή του ΑΕΠ της Ελλάδας σε ποσοστό 5,3%. Με κατά κεφαλήν προϊόν 13,5 χιλ. ευρώ το 2003 κατέχει την 8η θέση με 97% του μ.ο. της χώρας και συγχρόνως 78% του μέσου της Ε.Ε.-25. Η θέση της ωστόσο δε βελτιώνεται, αφού το 1994 της αναλογούσε με βάση το κατά κεφαλήν ΑΕΠ το 100% του μ.ο. της Ελλάδας. Η ανεργία τα τελευταία χρόνια παραμένει σταθερή γύρω στο 7,6% (2003) του εργατικού δυναμικού. Τέλος, η περιφέρεια προσελκύει το 7% των επενδύσεων στη χώρα το 2002.

Από τον πίνακα I του παραρτήματος στον οποίο εκτίθενται η εξέλιξη του κατά κεφαλήν ΑΕΠ των ελληνικών περιφερειών για την περίοδο 1994-2003, οι μέσοι ετήσιοι ρυθμοί ανάπτυξης της κάθε περιφέρειας καθώς και το κατά κεφαλήν προϊόν ως ποσοστό επί του μ.ο. της Ελλάδας, αλλά και του μέσου της Ε.Ε.-25, προκύπτει το συμπέρασμα ότι οι ελληνικές περιφέρειες καρπώθηκαν υψηλούς ετήσιους ρυθμούς ανάπτυξης με μεγαλύτερο αυτόν της περιφέρειας του Βορείου Αιγαίου (19,87%). Αξιοσημείωτο πάντως είναι το γεγονός πως 5 από τις 13 ελληνικές περιφέρειες βρίσκονται στο γκρουπ των φτωχότερων περιοχών της Ευρώπης, αφού τους αναλογεί ποσοστό μικρότερο του 75% του μέσου της Ε.Ε.-25 για το ΑΕΠ ανά κάτοικο. Επίσης, μόνο οι μισές σχεδόν περιφέρειες (7 από τις 13) βρίσκονται το 2003 σε ποσοστό άνω του μέσου όρου της χώρας με βάση το κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

Η φυσική εξέλιξη του πληθυσμού της χώρας ανά 1000 κατοίκους για τα έτη 2000, 2001 σε επίπεδο NUTS II παρουσιάζεται στον πίνακα IIα του παραρτήματος. Είναι άξιο προσοχής ότι μόλις 4 περιφέρειες (Νοτίου Αιγαίου, Κρήτης, Κεντρικής Μακεδονίας και Αττικής) εμφανίζουν φυσική αύξηση του πληθυσμού τους, ενώ οι υπόλοιπες 9 φυσική μείωση. Στην αποτροπή αυτού του αποτελέσματος οδηγεί η εισροή χιλιάδων μεταναστών, έτσι που ο συνολικός πληθυσμός των περιφερειών

παρουσιάζει αύξηση κατά τη δεκαετία 1991-2001 όπως δείχνει αναλυτικά και ο πίνακας ΙΙβ στο παράρτημα. Η παρατηρούμενη αύξηση του συνολικού πληθυσμού και στις 13 περιφέρειες κατά την περίοδο '91-'01 είναι μικρή. Σημαντικό είναι ότι η πληθυσμιακή κατανομή στην Ελλάδα παραμένει άνιση με τα δύο κύρια αστικά βιομηχανικά κέντρα (Αθήνα, Θεσσαλονίκη) να συγκεντρώνουν ποσοστό μεγαλύτερο του 50% του συνολικού πληθυσμού της χώρας. Οι περιφέρειες με το μεγαλύτερο ρυθμό αύξησης στον πληθυσμό τους είναι του Νοτίου Αιγαίου, της Κρήτης, των Ιονίων νήσων, της Κεντρικής Μακεδονίας και της Αττικής. Αντιθέτως, αυτές με τους μικρότερους ρυθμούς ανάπτυξης του πληθυσμού τους είναι η Θεσσαλία και το Βόρειο Αιγαίο.

Ενδιαφέρον παρουσιάζουν και τα στοιχεία του πίνακα III του παραρτήματος που αφορούν στα ποσοστά ανεργίας των περιφερειών για την περίοδο 1995-2004. Από τις 13, οι 7 περιφέρειες έχουν ποσοστό ανεργίας το 2003 μεγαλύτερο του αντίστοιχου για το σύνολο της χώρας, ενώ αξιοσημείωτο είναι ότι η περιφέρεια της Στερεάς Ελλάδας εμφανίζεται να κατέχει την τρίτη θέση σε ποσοστό ανεργίας, παρόλο που με βάση το κριτήριο του κατά κεφαλήν ΑΕΠ είναι η πλουσιότερη περιφέρεια της χώρας. Οι φτωχές περιφέρειες της Ανατ. Μακεδονίας και Θράκης και της Δυτικής Ελλάδας εμφανίζουν υψηλά ποσοστά ανεργίας της τάξης του 13,1% και 12,3% αντίστοιχα για το 2003, όπως άλλωστε ήταν αναμενόμενο. Συγκριτικά πάντως με την πορεία του συνολικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ της χώρας, αλλά και αυτού των περιφερειών η πορεία της ανεργίας δεν παρουσιάσει θετική εξέλιξη. 'Ίσως γι' αυτό να «ευθύνεται» η άνοδος του ποσοστού συμμετοχής των γυναικών στην αγορά εργασίας, καθώς και η είσοδος μεγάλου αριθμού οικονομικών μεταναστών που προσδιόρισαν την ταχεία αύξηση της προσφοράς εργασίας, οδηγώντας έτσι σε γρηγορότερη αύξηση του εργατικού δυναμικού σε σχέση με την άνοδο της απασχόλησης.

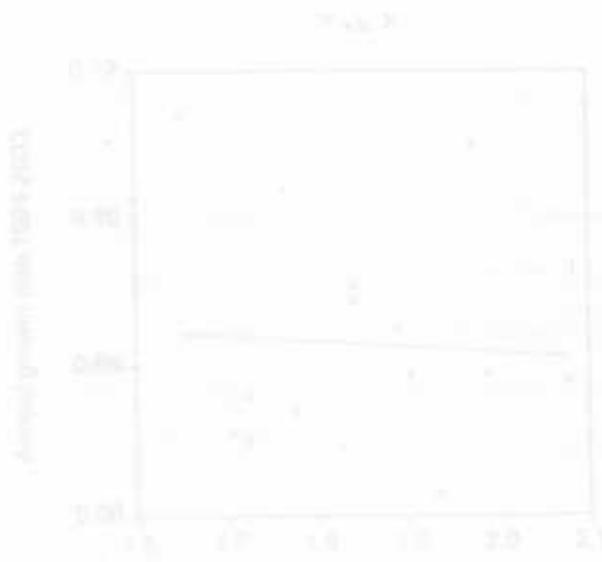
Τέλος, ο πίνακας IV του παραρτήματος παρουσιάζει την κατανομή των επενδύσεων στις 13 ελληνικές περιφέρειες για τα έτη 1991,2002 ως ποσοστό των συνολικών επενδύσεων στη χώρα. Είναι προφανές ότι, όπως και το 1991, έτσι και το 2002 η κατανομή αυτή εξακολουθεί να είναι άνιση και μάλιστα ακόμη περισσότερο προς όφελος των δύο βιομηχανικών περιφερειών της χώρας, της Αττικής (έδρα: Αθήνα) και της Κεντρικής Μακεδονίας (έδρα: Θεσσαλονίκη). Έτσι, οι δύο αυτές περιφέρειες είναι χαρακτηριστικό ότι συγκεντρώνουν μαζί το 2002 ποσοστό της

τάξης του 47% επί των συνολικών επενδύσεων στη χώρα, ενώ το αντίστοιχο ποσοστό για το 1991 ήταν 35,4%. Φυσικά, η αύξηση αυτή έγινε σε βάρος της περιφέρειας της χώρας με την Ανατ. Μακεδονία και Θράκη, την Ήπειρο και το Βόρειο Αιγαίο να σημειώνουν πτώση στα ήδη χαμηλά ποσοστά των επενδύσεων.<sup>1</sup>

Στο επόμενο κεφάλαιο μελετάται εμπειρικά η Σύγκλιση μεταξύ των περιφερειών της Ελλάδας για την περίοδο 1994-2003.

Το παρόν κεφάλαιο διαπρέπει τη διαδικασία που έγινε για την έκθεση περιφερειακής σύγκλισης της Ελλάδας στην περίοδο 1994-2003. Το παρόν κεφάλαιο προσπαθεί να παρέχει την πληρότητα που απαιτείται για την κατανόηση της σύγκλισης στην Ελλάδα, σε σύγκριση με την παρόντα στάση της Ελλάδας στην περιφερειακή σύγκλιση. Οι παραπάνω πληροφορίες παρέχονται σε δύο μέρη: η πρώτη μέρος παραπέδει την παρόντα στάση της Ελλάδας στην περιφερειακή σύγκλιση, ενώ το δεύτερο μέρος παρέχει την πληρότητα που απαιτείται για την κατανόηση της σύγκλισης στην Ελλάδα στην περίοδο 1994-2003.

Το παρόν κεφάλαιο διαπρέπει τη διαδικασία που έγινε για την έκθεση περιφερειακής σύγκλισης της Ελλάδας στην περίοδο 1994-2003. Το παρόν κεφάλαιο προσπαθεί να παρέχει την πληρότητα που απαιτείται για την κατανόηση της σύγκλισης στην Ελλάδα, σε σύγκριση με την παρόντα στάση της Ελλάδας στην περιφερειακή σύγκλιση. Η πληρότητα που απαιτείται για την κατανόηση της σύγκλισης στην Ελλάδα στην περίοδο 1994-2003 παρέχεται στην παρούσα σελίδα.



<sup>1</sup> Στο παρόν κεφάλαιο ο χάρτης 1 παρουσιάζει την κατάταξη των Ευρωπαϊκών Περιφερειών με κριτήριο το ΑΕΠ ανά κάτοικο ως ποσοστό % του μέσου της E.E-25 το 2003.

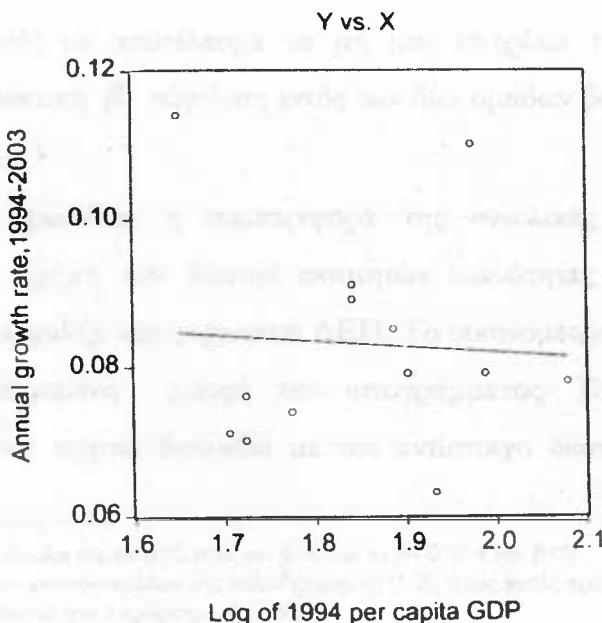
## Κεφάλαιο 6

### Η ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗ ΣΥΓΚΛΙΣΗ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ 1994-2003

#### ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζεται η εμπειρική μελέτη σχετικά με τη σύγκλιση των ελληνικών περιοχών σε επίπεδο NUTS II (13 περιφέρειες) από το 1994 έως το 2003. Στηριζόμενοι σε χρονολογικές σειρές δεδομένων του κατά κεφαλήν Ακαθάριστου Εγχωρίου Προϊόντος (ΑΕΠ) για τις 13 ελληνικές περιφέρειες κατά την περίοδο 1994-2003, εξετάζουμε τη σύγκλιση υπό τις έννοιες  $\beta$  και  $\sigma$ , αλλά και υπό το πρίσμα των Kernel εκτιμητών πυκνότητας.

Σαν ένα πρώτο βήμα, ερευνούμε την ύπαρξη της απολύτου  $\beta$ -σύγκλισης ανάμεσα στις ελληνικές περιφέρειες, βασιζόμενοι στο μοντέλο του Barro. Προτού αρχίσει όμως η ανάλυση των παλινδρομήσεων, παρουσιάζουμε το διάγραμμα (scatter plot regression) ανάμεσα στους ετήσιους ρυθμούς ανάπτυξης της περιόδου '94-'03 με το λογάριθμο του αρχικού επιπέδου κατά κεφαλήν ΑΕΠ του έτους 1994. Η ελαφρώς αρνητική κλίση της ευθείας, όπως φαίνεται στο διαγρ. (6.1.) μας προδιαθέτει θετικά για την ύπαρξη μη υποθετικής  $\beta$ -σύγκλισης, χωρίς όμως να μας επιτρέπει την εξαγωγή ασφαλών συμπερασμάτων. Η δομική εξίσωση παλινδρόμησης του Barro (1.1) θα μας δώσει σαφείς απαντήσεις.



Διαγρ.(6.1)

Αντί της μη γραμμικής εξίσωσης (1.1) προτιμάμε να εκτιμήσουμε την ισοδύναμη της γραμμική (1.2). Σε κάθε περίπτωση εξαρτημένη μεταβλητή είναι ο ρυθμός ανάπτυξης του κατά κεφαλήν ΑΕΠ της περιόδου '94-'03 και ανεξάρτητη ο λογάριθμος του αρχικού επιπέδου του κατά κεφαλήν ΑΕΠ του 1994. Έτσι, αφού εκτιμηθεί ο συντελεστής  $b$  της (1.2) υπολογίζεται ο εκτιμητής του συντελεστή  $\beta$  της

(1.1)<sup>1</sup> από τον τύπο  $b = \frac{(1-e^{-\beta T})}{T}$ . Είναι γνωστό από το 1<sup>o</sup> κεφάλαιο ότι αν βρούμε

$\beta > 0$ , τα δεδομένα παρουσιάζουν απόλυτη  $\beta$ - σύγκλιση. Όμως, παρόλο που ο εκτιμητής του  $b$  είναι θετικός και ίσος με 0,8% και επομένως προκύπτει  $\beta=0,0083>0$ , ωστόσο δεν είναι στατιστικά σημαντικός ( $R^2 - adjusted = -0,086$ ). Αυτό απλά σημαίνει πως δεν μπορούμε να αποδεχτούμε την ύπαρξη μη υποθετικής  $\beta$ - σύγκλισης μεταξύ των ελληνικών περιφερειών για τα έτη 1994-2003.<sup>2</sup>

Στη συνέχεια, η συμπεριληφθη φευδομεταβλητής ( $Z$ ) που κατατάσσει τις περιφέρειες σε Βόρειες και Νότιες στο δεξιό μέλος της εξίσωσης (1.2) γίνεται προκειμένου να μελετηθεί η ύπαρξη οικονομικού δυϊσμού ανάμεσα στον ελληνικό νότο και το βορρά. Η φευδομεταβλητή αυτή λαμβάνει την τιμή 1 για τις νότιες και την τιμή 0 για τις βόρειες περιφέρειες. Ο συντελεστής  $\beta > 0$  θα σημαίνει την ύπαρξη απολύτου  $\beta$ - σύγκλισης εντός των δύο σχηματιζόμενων γκρουπ. Όμως και σ' αυτή την περίπτωση παρόλο που  $b=1,7\%$  και άρα  $\beta=0,0186>0$  η τιμή του  $R^2 - adjusted$  είναι πάρα πολύ μικρή (αρνητική) με αποτέλεσμα να μη μας επιτρέπει την αποδοχή της υπόθεσης για μη υποθετική  $\beta$ - σύγκλιση εντός των δύο ομάδων βορείων και νοτίων περιφερειών της χώρας.<sup>3</sup>

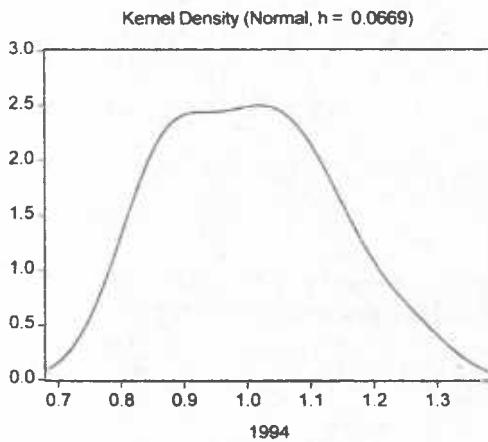
Στη συνέχεια ερευνάται η συμπεριφορά της συνολικής κατανομής του εισοδήματος με τη χρήση των Kernel εκτιμητών πυκνότητας (Kernel density estimates) του κατά κεφαλήν περιφερειακού ΑΕΠ. Το οικονομετρικό αυτό εστιαλείο αποτελεί μια εξομαλυσμένη μορφή του ιστογράμματος. Τα δεδομένα που χρησιμοποιούμε έχουν αρχικά διαιρεθεί με τον αντίστοιχο διαστρωματικό μέσο,

<sup>1</sup> Αποδεικνύεται πολύ εύκολα ότι αν  $b>0$  τότε και  $\beta>0$  και αν  $b<0$  τότε και  $\beta<0$

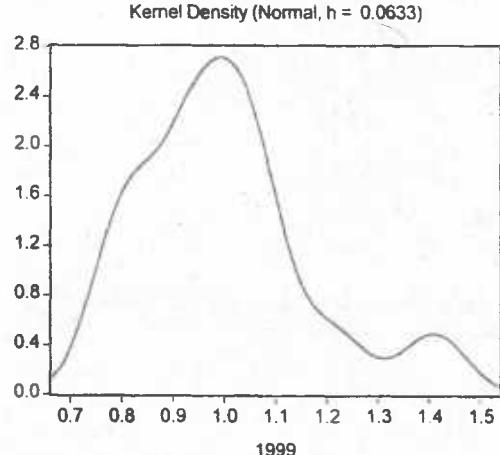
<sup>2</sup> Ο πλήρης πίνακας των αποτελεσμάτων της παλινδρόμησης (1.2), όπως αυτός προέκυψε με τη χρήση του πακέτου EViews, βρίσκεται στο παράρτημα (πίν. V).

<sup>3</sup> Ο πλήρης πίνακας των αποτελεσμάτων από την εκτίμηση της αντίστοιχης παλινδρόμησης, όπως αυτός προέκυψε με τη χρήση του πακέτου EViews, βρίσκεται στο παράρτημα (πίν. VI)

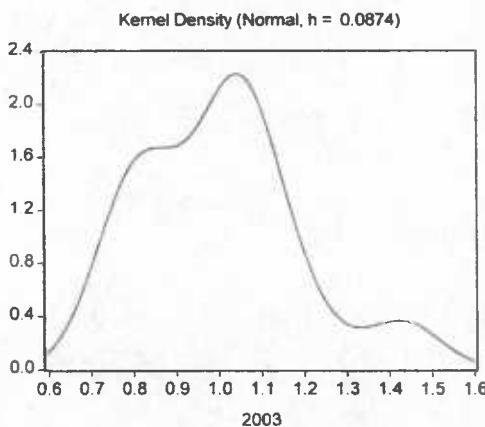
προκειμένου να ουδετεροποιήσουμε τις περιφερειακές σειρές μας από τις επιδράσεις των shocks στο εθνικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Τα διαγράμματα (6.2), (6.3) και (6.4) αποτυπώνουν την εξέλιξη της διαπεριφερειακής κατανομής στο χρόνο. Προτιμήθηκε η παρουσίαση της πυκνότητας Kernel στην αρχή της εξεταζόμενης περιόδου (1994), στο μέσο περίπου της περιόδου (1999) και στο τέλος (2003), πάντα σε επίπεδο Nuts II.



Διαγρ.(6.2)



Διαγρ.(6.3)



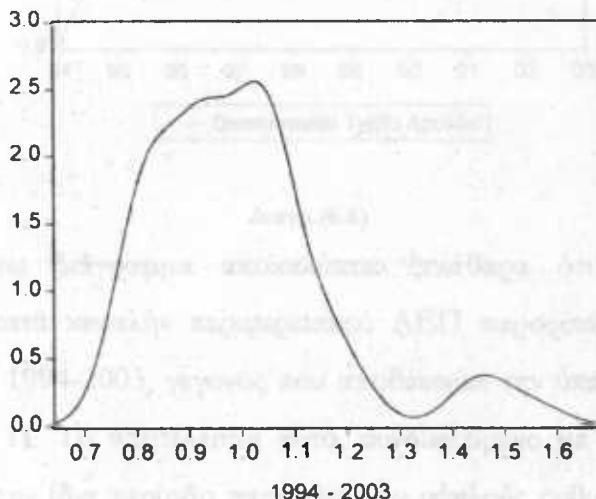
Διαγρ.(6.4)

Από τα διαγράμματα είναι εμφανές ότι συνέβησαν ενδιαφέρουσες αλλαγές στη διαπεριφερειακή κατανομή του εισοδήματος στην Ελλάδα κατά την τελευταία περίπου δεκαετία. Έτσι, ενώ ο εκτιμητής πυκνότητας για το 1994 (διαγρ. 6.1) μας πληροφορεί ότι η κατανομή είναι κοντά σε μια μονοκόρυφη κατανομή- κάτι που σημαίνει ότι εκείνη τη χρονιά υπήρξε τάση προς τη διαδικασία σύγκλισης-, η εικόνα αυτή ανατρέπεται το 1999. Κατά το έτος αυτό η διαπεριφερειακή κατανομή του κατά κεφαλήν ΑΕΠ εμφανίζει ένα βαθμό «bimodality» (πολυκόρυφη κατανομή)

(διαγρ. 6.3) ο οποίος μάλιστα αυξάνεται το 2003 (διαγρ. 6.4). Στο ξεκίνημα της περιόδου που ερευνούμε η πλειονότητα των ελληνικών περιφερειών συγκεντρώνεται γύρω από το 100% του εθνικού μέσου όρου (μ.ο.). Το 1999 όμως η κατάσταση είναι διαφορετική, με τις περισσότερες εκ των ελληνικών περιφερειών να βρίσκονται κοντά στο 100% του μ.ο. της χώρας από τη μια, αλλά και τη δημιουργία μιας ομάδας «ηγετών»<sup>1</sup> να προηγείται από την άλλη. Επίσης, η καμπύλη που εμφανίζεται στο αριστερό μέρος της κατανομής υποδηλώνει ότι οι περιοχές που είναι κοντά στο 85% του εθνικού μ.ο. ίσως δημιουργήσουν ομάδα «ακολούθων». Στο τέλος της περιόδου (2003) η πλειοψηφία των περιφερειών συγκεντρώνεται στο 105% του μ.ο. της χώρας, με μια μικρή ομάδα να προηγείται (πιθανότατα Στερεά Ελλάδα, Νότιο Αιγαίο ) και μια δεύτερη να υστερεί (Αν. Μακεδονία και Θράκη, Δυτ. Ελλάδα).

Η «bimodality» (πολυκόρυφη κατανομή) φαίνεται ότι παραμένει για όλη την περίοδο 1994-2003 (σχ.6.5) ακόμα κι αν αλλάζει λίγο η μορφή της από χρόνο σε χρόνο. Από το παρακάτω διάγραμμα είναι προφανές ότι κατά την περίοδο που εξετάζουμε, η πλειονότητα των ελληνικών περιοχών επιπέδου Nuts II βρίσκεται κοντά στο 100% του εθνικού μ.ο. με ένα ευδιάκριτο σύνολο περιφερειών να ηγείται και με μια δεύτερη ομάδα να εμφανίζει τάση για υστέρηση. Επομένως, ο Kernel εκτιμητής πυκνότητας για την περίοδο 1994-2003 φανερώνει τάση ενάντια στη σύγκλιση.

Kernel Density (Normal,  $h = 0.0496$ )

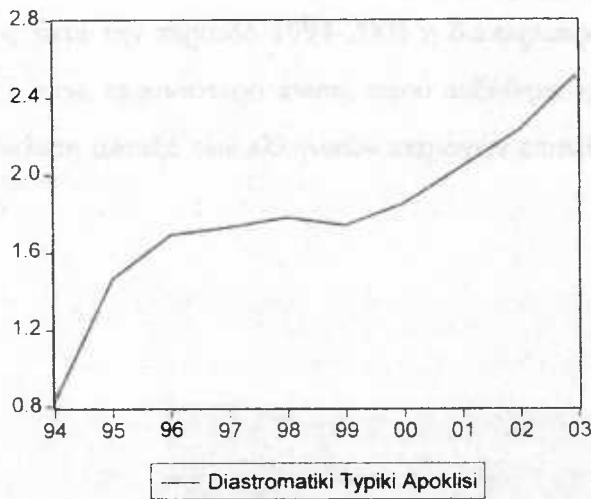


Διαγρ.(6.5)

<sup>1</sup> Τους όρους «ηγέτεφ» και «ακόλουθοι» χρησιμοποίησε για πρώτη φορά ο D. Quah (1993)

Παρόλαυτά, πρέπει να σημειώσουμε ότι θα ήταν εσφαλμένη η καθολική αποδοχή των παραπάνω συμπερασμάτων, διότι οι Kernel εκτιμητές πυκνότητας βασίζονται σε ισχυρές υποθέσεις και απαιτούν μεγάλο δείγμα ώστε να δώσουν αποτελέσματα με μεγάλη ακρίβεια. Στην περίπτωση μας ασφαλώς η τελευταία παραδοχή δεν ισχύει. Εξάλλου, η σημαντική υπόθεση ότι τα δεδομένα εντός κάθε περιόδου είναι κατά προσέγγιση ανεξάρτητα φαίνεται να παραβιάζεται, αφού τα περιφερειακά εισοδήματα είναι αναμενόμενο να συσχετίζονται. Γι' αυτό ερευνούμε τη συμπεριφορά της κατανομής ως σύνολο υπό το πρίσμα της μεθόδου της  $\sigma$ -σύγκλισης.

Για την υπόθεση της  $\sigma$ -σύγκλισης, η οποία σχετίζεται (όπως έχουμε δει από το 1<sup>o</sup> κεφάλαιο) με τη μείωση της διασποράς του συνολικού εισοδήματος, δημιουργούμε το διάγραμμα της διαστρωματικής τυπικής απόκλισης<sup>1</sup> με το χρόνο (διαγρ. 6.6).



Διαγρ.(6.6)

Το παραπάνω διάγραμμα αποκαλύπτει ξεκάθαρα ότι η διαστρωματική διακύμανση του κατά κεφαλήν περιφερειακού ΑΕΠ παρουσιάζει ανοδική πορεία κατά την περίοδο 1994-2003, γεγονός που αποδεικνύει την ύπαρξη  $\sigma$ -απόκλισης σε επίπεδο Nuts II. Το αποτέλεσμα αυτό, συνδυαζόμενο με το ότι οι ελληνικές περιφέρειες κατά την ίδια περίοδο παρουσιάζουν υψηλούς ρυθμούς ανάπτυξης, μας οδηγεί στο συμπέρασμα πως οι πλουσιότερες περιοχές αναπτύχθηκαν κατά τα έτη

<sup>1</sup> Ο τύπος υπάρχει στις υποσημειώσεις της σελ. 30

1994-2003 πιο γρήγορα σε σχέση με τις φτωχότερες. Εξήγηση στο τελευταίο θα μπορούσε ν' αποτελέσει το γεγονός ότι τα κεφάλαια που εισέρρευσαν από την Ε.Ε. μέσω των Κοινοτικών Πλαισίων Στήριξης (Κ.Π.Σ.) δεν συνοδεύτηκαν από τις κατάλληλες μεταρρυθμίσεις στην οικονομική δομή των φτωχών περιοχών, με συνέπεια οι ρυθμοί ανάπτυξης που οφείλονταν στην ευρωπαϊκή οικονομική ενίσχυση να μη σταθούν ικανοί για τη σύγκλιση των ελληνικών περιφερειών, υπό την έννοια της μείωσης της διασποράς του διαπεριφερειακού κατά κεφαλήν εισοδήματος. Μάλιστα, η μοναδική χρονιά κατά την οποία σημειώνεται πτώση της διαστρωματικής τυπικής απόκλισης είναι η χρονιά '98-'99, ενώ πρέπει να αναφέρουμε ότι μετά το 1999 ο ρυθμός αύξησης της απόκλισης φαίνεται να μεγαλώνει με ό,τι συνεπάγεται κάτι τέτοιο για την εφαρμοζόμενη περιφερειακή πολιτική στην Ελλάδα.

Είναι προφανές ότι τα αποτελέσματα που παίρνουμε κάνοντας εφαρμογή όλων των παραπάνω μεθόδων για τον έλεγχο της υπόθεσης της σύγκλισης κάθε άλλο παρά αντικρουόμενα είναι αντιθέτως συντείνουν στο ίδιο συμπέρασμα. Μπορούμε λοιπόν ν' αποφανθούμε πως κατά την περίοδο 1994-2003 η διαπεριφερειακή κατανομή του κατά κεφαλήν ΑΕΠ έγινε περισσότερο άνιση, αφού αυξήθηκε η διασπορά της, έτσι που να έχουμε απόκλιση μεταξύ των ελληνικών περιοχών επιπέδου Nuts II και όχι σύγκλιση.

## Κεφάλαιο 7

### Η ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗ ΠΟΛΙΤΙΚΗ

Το ερώτημα εάν και πόσο η περιφερειακή πολιτική που ασκείται στην Ελλάδα κατά τις τελευταίες δεκαετίες καθίσταται αποτελεσματική είναι περισσότερο επίκαιρο από ποτέ, αν αναλογιστεί κανείς πως η οικονομική βοήθεια από την Ευρωπαϊκή Ένωση θα μειώνεται βαθμιαία τα επόμενα χρόνια. Το ίδιο ζήτημα γίνεται περισσότερο κρίσιμο υπό την έννοια ότι η πορεία της Ε.Ε. είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με τις πορείες των οικονομιών των κρατών- μελών της.

Η περίπτωση της Ελλάδας είναι από μόνη της πολύ ενδιαφέρουσα, αφού όπως προκύπτει από τα στοιχεία της Eurostat, πολλές εκ των ελληνικών περιφερειών βρίσκονται ανάμεσα στις φτωχότερες περιφέρειες της Ευρώπης. Όπως ήδη έχουμε δει υπάρχουν έρευνες που αποφαίνονται υπέρ της ύπαρξης σύγκλισης υπό την έννοια  $\beta - \eta$  και  $\sigma$ -, αλλά και άλλες οι οποίες απορρίπτουν αυτή την υπόθεση. Συγχρόνως όμως, σημαντικό είναι το ότι η μέθοδος της Μαρκοβιανής ανάλυσης- που είναι και ο καταλληλότερος τρόπος για τη μελέτη της εξέλιξης της κατανομής στο χρόνο και ως εκ τούτου δίνει πιο ακριβή αποτελέσματα-, όπως επίσης και η χρήση φυεδομεταβλητής στη δομική εξίσωση παλινδρόμησης του Barro, φανερώνουν την ύπαρξη δυϊσμού στην Ελλάδα, υπό την έννοια ότι βόρειες και νότιες περιοχές συγκλίνουν ανάμεσα τους αλλά δεν υπάρχει σύγκλιση μεταξύ των δύο γκρουπ. Ακόμη και σε συνδυασμό με τα αποτελέσματα άλλων εμπειρικών μελετών που δείχνουν απόκλιση μεταξύ ευρωπαϊκού νότου και βορρά, θα μπορούσαμε να πούμε πως η όποια διαφαινόμενη σύγκλιση ανάμεσα στις ελληνικές περιφέρειες προέρχεται από τις ευρωπαϊκές χρηματοδοτήσεις μέσω των ολοκληρωμένων Μεσογειακών Προγραμμάτων (IMP) και των Προγραμμάτων για Περιφερειακές Υποδομές (RSF). Έτσι, αυτό σημαίνει πως παρόλο που τα ελληνικά δεδομένα παρουσιάζουν σύγκλιση σε κάποιες περιπτώσεις (π.χ. όταν επιτρέπουμε να διαφέρει η τεχνολογία από νομό σε νομό), δε σημαίνει ότι οι τάσεις αυτές είναι τόσο ισχυρές ώστε να κάνουν τις ελληνικές περιφέρειες να αναπτύσσονται περισσότερο σε σχέση με το μέσο ευρωπαϊκό όρο.

Ασφαλώς, η Ευρωπαϊκή Επιτροπή έχει υιοθετήσει τη θέση ότι οι περιφερειακές διαφορές στην Ευρώπη κυριαρχούν- κάτι που όπως είδαμε υποστηρίζουν αρκετές

εμπειρικές έρευνες- και πως η διαδικασία της πραγματικής σύγκλισης ουσιαστικά δεν έχει ξεκινήσει ακόμα για το σύνολο της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Για το λόγο αυτό η Ευρωπαϊκή Επιτροπή εφαρμόζει μια παρεμβατική πολιτική οικονομικής ενίσχυσης μέσω προγραμμάτων προκειμένου να βοηθήσει τις φτωχότερες περιφέρειες να αναπτυχθούν ταχύτερα.

Το κύριο όμως ζητούμενο μέχρι σήμερα για την Ελλάδα παραμένει η ορθολογική αξιοποίηση της ευρωπαϊκής οικονομικής βοήθειας. Παρόλο που η κατανομή του ελληνικού περιφερειακού εισοδήματος αποδεικνύει σύγκλιση της περιφερειακής παραγωγικότητας κατά την περίοδο 1982-1993, ωστόσο από τα συνολικότερα αποτελέσματα προκύπτει το συμπέρασμα πως οι ευρωπαϊκοί πόροι είτε δεν έχουν καταλληλα διανεμηθεί είτε ακόμα κι αν έχουν διανεμηθεί καταλλήλως δεν έχουν χρησιμοποιηθεί με τη μέγιστη δυνατή αποτελεσματικότητα. Κάτι τέτοιο γίνεται πιο έντονα φανερό και από τα εξαγόμενα της δικής μας έρευνας στα πλαίσια της παρούσας διατριβής για τα έτη 1994-2003 όπου αποδεικνύεται η ύπαρξη σ-απόκλισης και όχι σύγκλισης. Χρειάζεται επομένως καλύτερος και πιο ολοκληρωμένος σχεδιασμός για την απορρόφηση των ευρωπαϊκών κονδυλίων, έτσι που να λαμβάνεται σε μεγάλο βαθμό υπόψη το μακροοικονομικό και μικροοικονομικό περιβάλλον. Ένας τέτοιος σχεδιασμός πρέπει να δώσει βάση σε ποιοτικά περισσότερο χαρακτηριστικά και να μην εξετάζει μόνο ποσοτικά το θέμα των ευρωπαϊκών χρηματοδοτήσεων. Έτσι, απαραίτητο κρίνεται να εφαρμοστούν πολιτικές που θα δίνουν έμφαση:

- (i) Στην αλλαγή των υποδομών στις φτωχές περιφέρειες με αγροτικό υπόβαθρο, κάτι που θα σημαίνει μείωση της αρνητικής επίδρασης της προερχόμενης από την ανελαστική ζήτηση των αγροτικών προϊόντων.
- (ii) Τόνωση των πιστώσεων για τις δυναμικές μεσαίες και μικρές επιχειρήσεις, κάτι που θα συνέβαλε στην αύξηση της ανταγωνιστικότητας και άρα θα επέφερε θετικές επιδράσεις στη διαδικασία της σύγκλισης<sup>1</sup>.
- (iii) Στην ενσωμάτωση των νέων τεχνολογιών.

<sup>1</sup> Το αποδεικνύει ο Τσιώνας στην έρευνα του με τίτλο : «Regional Convergence and Trade: Evidence from Greece , 2005».

- (iv) Στον ανασχεδιασμό του βιομηχανικού τομέα των φτωχότερων περιοχών που θα βοηθήσει στην αύξηση των εξαγωγών και θα οδηγήσει στη μείωση των περιφερειακών ανισοτήτων.
- (v) Στην υιοθέτηση από πλευράς αναπτυσσόμενων περιοχών περισσότερο ανταγωνιστικών δραστηριοτήτων.
- (vi) Στην ενθάρρυνση και την ανάπτυξη οικονομικών δραστηριοτήτων σ' εκείνες τις περιφέρειες που είναι φτωχές, αλλά έχουν την προοπτική της γρήγορης ανάπτυξης στο μέλλον.
- (vii) Στην ανάπτυξη των υποδομών για τις μεταφορές προς όφελος του διαπεριφερειακού και διακρατικού εμπορίου.

Χαρακτηριστικά είναι τα όσα αναφέρουν σχετικά με την αναγκαία περιφερειακή πολιτική και τις ευρωπαϊκές χρηματοδοτήσεις οι Συριόπουλος και Αστερίου (1998), οι οποίοι τονίζουν ότι: «η αξία των **IMP** και **RSF** προγραμμάτων θα πρέπει να θεωρηθεί σε σύνδεση με το μακροοικονομικό περιβάλλον και το μικροοικονομικό πλαίσιο (παραγωγή, τεχνολογική πρόοδος, ανταγωνισμός). Χωρίς να ξεφύγουμε από την ποσοτικοποίηση προς όφελος των ποιοτικών προτεραιοτήτων, είναι πολύ πιθανό η απορρόφηση των ευρωπαϊκών κονδυλίων να μην οδηγήσει ποτέ τις ελληνικές περιφέρειες στη σύγκλιση, αντιθέτως να ενισχύσει τη δυναμική απόκλισης της ελληνικής οικονομίας».

Συνοψίζοντας, επισημαίνουμε πως η εφαρμοζόμενη μέχρι σήμερα ελληνική περιφερειακή πολιτική δεν έχει επιφέρει τα επιδιωκόμενα αποτελέσματα με συνέπεια οι ελληνικές περιοχές να αποκλίνουν από το μέσο ευρωπαϊκό επίπεδο. Για το λόγο αυτό κρίνεται αναγκαίος ο ανασχεδιασμός της προς χάρη της καταλληλότερης αξιοποίησης των ευρωπαϊκών πόρων, οι οποίοι μάλιστα θ' αρχίσουν να μειώνονται. Τέλος, και υπό το πρίσμα του Δ' Κοινοτικού Πλαισίου Στήριξης (που μάλλον είναι και η τελευταία ευκαιρία για να πραγματοποιηθεί η περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα), ίσως θα έπρεπε να συζητηθεί και το ενδεχόμενο βαθέων τομών και θεσμικών αλλαγών στο ίδιο το πλαίσιο που αφορά στην περιφερειακή πολιτική και ανάπτυξη στην Ελλάδα, κάτι που όμως δεν εμπίπτει στους σκοπούς της παρούσας μεταπτυχιακής διατριβής.

## Κεφάλαιο 8

### ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Όπως έχει ήδη αναφερθεί το ζήτημα της σύγκλισης ή απόκλισης των ελληνικών περιοχών είναι κεφαλαιώδους σημασίας τόσο για την πορεία της οικονομίας της χώρας όσο και για το μέλλον της Ε.Ε., αφού η προοπτική της ευρωπαϊκής ενοποίησης είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με τις οικονομίες των κρατών- μελών της Ένωσης. Η σπουδαιότητα του θέματος γίνεται ακόμα πιο κατανοητή αν αναλογιστεί κανείς πως οι 5 από τις 13 περιφέρειες επιπέδου Nuts II της Ελλάδας ανήκουν στο γκρουπ των φτωχότερων περιοχών της Ευρώπης το 2003.

Πλήθος ερευνών για την περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα κατέδειξαν ενδιαφέροντα αποτελέσματα, τα οποία τείνουν να είναι μάλλον ανησυχητικά για το μέλλον των περιφερειών της χώρας. Έτσι, ενώ υφίστανται ευρήματα που υποστηρίζουν ότι μετά την είσοδο της Ελλάδας στην Ευρωπαϊκή Κοινότητα το 1981 και για μια περίπου δεκαετία υπήρξε σύγκλιση μεταξύ των νομών της χώρας υπό τις έννοιες  $\beta$ - και  $\sigma$ - (Τσιώνας 2002 ; Πετράκος και Σαράτσης 2000), τα αποτελέσματα που αφορούν σε όλη την περίοδο 1971-1996 (πριν και μετά την είσοδο της χώρας στην Ε.Ε.) είναι αποθαρρυντικά σχετικά με την υπόθεση της σύγκλισης των περιοχών της χώρας επιπέδου Nuts II (Συριόπουλος και Αστερίου 1998). Λξισημείωτο είναι επίσης το γεγονός πως και για τις δύο υποπεριόδους '71-'81 και '82-'93, αλλά και για τη συνολική περίοδο '71-'96 στην ελληνική οικονομία παραμένει το φαινόμενο της πόλωσης και του δυϊσμού ανάμεσα στις νότιες και τις βόρειες περιοχές της χώρας. Αυτό αποδεικνύεται τόσο με τη χρήση πινάκων μετάβασης του Markov (Τσιώνας, 2002) όσο και με την προσθήκη ψευδομεταβλητής, που κατατάσσει τις περιφέρειες σε βόρειες και νότιες, στη δομική εξίσωση παλινδρόμησης του Barro (Συριόπουλος και Αστερίου, 1998).

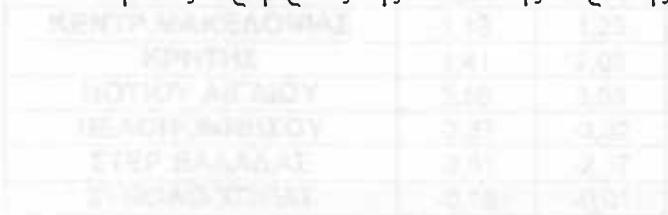
Η κατάσταση κάθε άλλο παρά βελτιώνεται κατά την τελευταία περίπου δεκαετία. Πιο συγκεκριμένα, η έρευνα μας για τα έτη 1994-2003 σε επίπεδο Nuts II με τη χρήση των Kernel εκτιμητών πυκνότητας και της μεθόδους  $\sigma^{-1}$ , έδειξε ότι η

<sup>1</sup> Ο έλεγχος για την ύπαρξη απολύτου  $\beta$  - σύγκλισης κατέδειξε ότι δεν υφίσταται σύγκλιση υπό την έννοια  $\beta$  (παρόλο που  $\beta > 0$ ), αφού ο συντελεστής  $\beta$  βρέθηκε στατιστικά μη σημαντικός

διαπεριφερειακή κατανομή του κατά κεφαλήν ΑΕΠ γίνεται όλο και πιο άνιση, γεγονός που αποδεικνύει την ύπαρξη απόκλισης μεταξύ των ελληνικών περιφερειών. Η «bimodality» της κατανομής κατέδειξε ότι αν και η πλειονότητα των περιφερειών υπερβαίνει ελάχιστα τον εθνικό μέσο, ωστόσο υπάρχει μια μικρή ομάδα «ηγετών» και παράλληλα είναι φανερή η τάση για τη δημιουργία ομάδας «ακολούθων». Επίσης, ο αύξων ρυθμός της διασποράς του συνολικού εισοδήματος κυρίως μετά το 1999 καθιστά δυσοίωνες τις προβλέψεις για την περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα.

Η τελευταία παρατήρηση καλλιεργεί έντονες αμφιβολίες σχετικά με την αποτελεσματικότητα των κεφαλαίων που εισέρρευσαν από την Ε.Ε. και την ορθολογική κατανομή τους στις 13 περιφέρειες της χώρας. Αυτό σημαίνει πως η παρατηρούμενη αύξηση στο μέσο κατά κεφαλήν ΑΕΠ των ελληνικών περιφερειών και οι αρκετά υψηλοί ρυθμοί ανάπτυξης που καρπώθηκαν τα τελευταία χρόνια μπορεί να είναι προσωρινό φαινόμενο ως αποτέλεσμα των κονδυλίων των ευρωπαϊκών προγραμμάτων και των κοινοτικών πλαισίων στήριξης.

Στο βαθμό που κάτι τέτοιο ανταποκρίνεται στην πραγματική κατάσταση της ελληνικής οικονομίας οι προοπτικές σύγκλισης των ελληνικών περιοχών δεν είναι και οι πιο ευοίωνες. Αν μάλιστα λάβει κανείς υπόψη του την μελλοντική μείωση των προερχόμενων από την Ε.Ε. κονδυλίων, λόγω της ένταξης στην ένωση των κρατών της Ανατολικής Ευρώπης και της διεύρυνσης προς τις υπόλοιπες βαλκανικές χώρες, θα κατανοήσει την ισχυρή ανάγκη για ανασχεδιασμό της περιφερειακής πολιτικής στην Ελλάδα προς αξιοποίηση και του 4ου Κ.Π.Σ. που ίσως να είναι η τελευταία ευκαιρία για τη δημιουργία των προϋποθέσεων σύγκλισης των ελληνικών περιφερειών μεταξύ τους, αλλά και με τις περιφέρειες της υπόλοιπης Ευρώπης.



## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Πίνακας I.

Κατά κεφαλήν ΑΕΠ ( χιλ. € ) 1994 - 2003 ( NutsII )  
 Μέσοι Ειήσιοι Ρυθμοί Μεταβολής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ 1994 - 2003 ( NutsII )  
 Κατά κεφαλήν ΑΕΠ % Μέσου Όρου Χώρας 2003  
 Κατά κεφαλήν ΑΕΠ % Μέσου Όρου ΕΕ-25 2003

ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΣ	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1994-2003 Ρυθμ. Μεταβ.	% Μ.Ο. Χώρας 2003	% Μ.Ο.ΕΕ-25 2003
ΑΝΑΤ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ ΚΑΙ ΘΡΑΚΗΣ	5,6	6,1	6,6	7,1	7,7	8,2	8,8	9,5	10,2	10,5	9,72	75	61
ΑΤΤΙΚΗΣ	7,3	8,1	8,5	9,2	10	10,8	11,7	12,6	13,6	14,8	11,42	106	86
ΒΟΡΕΙΟΥ ΑΙΓΑΙΟΥ	5,2	6,2	6,9	8	8,7	9,6	10,2	11	11,7	14,5	19,87	104	84
ΔΥΤ.ΕΛΛΑΔΑΣ	5,5	6,2	6,8	7,3	7,8	8	8,8	9,4	10	10,4	9,9	75	61
ΔΥΤ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ	6,3	7,5	8,2	9,5	10,4	10,8	11,7	12,5	13,3	14,3	14,11	102	83
ΗΠΕΙΡΟΥ	5,6	5,4	5,9	7	7,6	8,3	8,9	9,6	10,3	11,1	10,91	80	65
ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ	5,9	6,6	7,3	8	8,9	9,3	10,3	10,8	11,4	11,5	10,55	83	67
ΙΟΝΙΩΝ ΝΗΣΩΝ	6,9	6,4	7	8,3	8,8	9,4	9,8	10,6	11,5	12,2	8,53	87	71
ΚΕΝΤΡ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ	6,6	7,3	8,4	9,4	10	10,6	11,2	12	12,8	14,2	12,79	102	83
ΚΡΗΤΗΣ	6,7	7,4	8,3	9	9,6	10,3	10,8	11,6	12,3	13,5	11,28	97	78
ΝΟΤΙΟΥ ΑΙΓΑΙΟΥ	8	8,2	9,3	10,7	11,3	12,3	12,6	13,5	14,4	16,2	11,39	116	94
ΠΕΛΟΠΟΝΝΗΣΟΥ	6,3	6,8	7,4	8,5	9,4	9,9	10,7	11,3	12	14	13,58	100,2	81
ΣΤΕΡ.ΕΛΛΑΔΑΣ	7,2	11,2	12,6	13,4	14,2	14,3	15,6	17	18,4	19,4	18,83	139	113

Πηγή : [www.economics.gr](http://www.economics.gr) , Ελληνικοί Νομοί

Πίνακας IIa.

Φυσική Αύξηση Πληθυσμού ανα 1000 κατοίκους ( NutsII )

ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΕΣ	2000	2001
ΑΝΑΤ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ ΚΑΙ ΘΡΑΚΗΣ	-0,52	-0,75
ΑΤΤΙΚΗΣ	0,81	0,99
ΒΟΡΕΙΟΥ ΑΙΓΑΙΟΥ	-4,56	-3,74
ΔΥΤ.ΕΛΛΑΔΑΣ	-0,91	-1,18
ΔΥΤ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ	0,05	-0,63
ΗΠΕΙΡΟΥ	-2,78	-2,62
ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ	-1,42	-1,72
ΙΟΝΙΩΝ ΝΗΣΩΝ	-2,95	-1,78
ΚΕΝΤΡ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ	1,13	1,23
ΚΡΗΤΗΣ	1,41	2,03
ΝΟΤΙΟΥ ΑΙΓΑΙΟΥ	2,56	3,08
ΠΕΛΟΠΟΝΝΗΣΟΥ	-3,37	-3,32
ΣΤΕΡ.ΕΛΛΑΔΑΣ	-2,31	-2,37
ΣΥΝΟΛΟ ΧΩΡΑΣ	-0,18	-0,01

Πηγή : [www.economics.gr](http://www.economics.gr) , Ελληνικοί Νομοί

Πίνακας IIβ.

Εξέλιξη Συνολικού Πληθυσμού 1991-2001( NutsII )

ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΕΣ	1991	2001	Ρυθμός Μεταβολής 1991-2001 %
<b>ΑΝΑΤ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ ΚΑΙ ΘΡΑΚΗΣ</b>	570496	604254	5,9
<b>ΑΤΤΙΚΗΣ</b>	3523407	3764348	6,8
<b>ΒΟΡΕΙΟΥ ΑΙΓΑΙΟΥ</b>	199231	200066	0,4
<b>ΔΥΤ.ΕΛΛΑΔΑΣ</b>	707687	742419	4,9
<b>ΔΥΤ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ</b>	293015	302750	3,3
<b>ΗΠΕΙΡΟΥ</b>	339728	352420	3,7
<b>ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ</b>	734846	754893	2,7
<b>ΙΟΝΙΩΝ ΝΗΣΩΝ</b>	193734	214274	10,6
<b>ΚΕΝΤΡ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ</b>	1710513	1862833	8,9
<b>ΚΡΗΤΗΣ</b>	540054	601159	11,3
<b>ΝΟΤΙΟΥ ΑΙΓΑΙΟΥ</b>	257481	298745	16
<b>ΠΕΛΟΠΟΝΝΗΣΟΥ</b>	607428	632955	4,2
<b>ΣΤΕΡ.ΕΛΛΑΔΑΣ</b>	582280	608655	4,5
<b>ΣΥΝΟΛΟ ΧΩΡΑΣ</b>	10259900	10939771	6,6

Πηγή : [www.economics.gr](http://www.economics.gr) , Ελληνικοί Νομοί , ΕΣΥΕ

Πίνακας III.

Ποσοστά Ανεργίας 1995 - 2004 ( NutsII )

ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΕΣ	1995	1997	1999	2001	2002	2004
<b>ΑΝΑΤ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ ΚΑΙ ΘΡΑΚΗΣ</b>	10,3	8,3	12,4	9,3	10,4	13,1
<b>ΑΤΤΙΚΗΣ</b>	11,7	11,6	12,7	10,4	9,2	9,2
<b>ΒΟΡΕΙΟΥ ΑΙΓΑΙΟΥ</b>	5,6	7	10,9	6,6	9,2	9,1
<b>ΔΥΤ.ΕΛΛΑΔΑΣ</b>	9,7	8	11,4	10,2	10,5	12,3
<b>ΔΥΤ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ</b>	15,2	13,9	14,5	15,9	14,7	16,6
<b>ΗΠΕΙΡΟΥ</b>	8	11	14	12	11	11,2
<b>ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ</b>	8,9	7,5	12,9	12,2	10,6	9,8
<b>ΙΟΝΙΩΝ ΝΗΣΩΝ</b>	6	6,2	8,6	10,2	9	11,3
<b>ΚΕΝΤΡ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ</b>	10,1	9,2	11,7	10,8	11,5	12,2
<b>ΚΡΗΤΗΣ</b>	4,8	4,3	8,2	6,7	7,7	7,6
<b>ΝΟΤΙΟΥ ΑΙΓΑΙΟΥ</b>	5,3	4,2	11,3	11,9	14,2	8,8
<b>ΠΕΛΟΠΟΝΝΗΣΟΥ</b>	7,3	7,6	7,8	8,6	7,3	9,1
<b>ΣΤΕΡ.ΕΛΛΑΔΑΣ</b>	9,8	12	13,4	13,3	9,8	12,7
<b>ΣΥΝΟΛΟ ΧΩΡΑΣ</b>	<b>10</b>	<b>9,6</b>	<b>11,9</b>	<b>10,5</b>	<b>10</b>	<b>10,5</b>

Πηγή : [www.economics.gr](http://www.economics.gr) , Ελληνικοί Νομοί

Πίνακας IV.

Κατανομή των επενδύσεων σε επίπεδο Nuts II (%) επι των συνολ. επενδ. στη χώρα)

ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΕΣ	1991	2002
<b>ΑΝΑΤ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ ΚΑΙ ΘΡΑΚΗΣ</b>	9,6	6
<b>ΑΤΤΙΚΗΣ</b>	23,2	30
<b>ΒΟΡΕΙΟΥ ΑΙΓΑΙΟΥ</b>	3,6	1,8
<b>ΔΥΤ.ΕΛΛΑΔΑΣ</b>	6,6	5,4
<b>ΔΥΤ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ</b>	3,4	3
<b>ΗΠΕΙΡΟΥ</b>	6	3
<b>ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ</b>	6,2	7
<b>ΙΟΝΙΩΝ ΝΗΣΩΝ</b>	2,3	2,9
<b>ΚΕΝΤΡ.ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ</b>	12,2	17
<b>ΚΡΗΤΗΣ</b>	8	7
<b>ΝΟΤΙΟΥ ΑΙΓΑΙΟΥ</b>	4,1	3
<b>ΠΕΛΟΠΟΝΝΗΣΟΥ</b>	6,1	6
<b>ΣΤΕΡ.ΕΛΛΑΔΑΣ</b>	8,7	8

Πηγή : ΚΕΠΕ , Ελληνικοί Νομοί

Πίνακας V.

Περίοδος 1994-2003 : Έλεγχος για απόλυτη β-σύγκλιση

Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 01/09/07 Time: 11:27				
Sample: 1 13				
Included observations: 13				
Y=C(1)-C(2)*X				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.097732	0.065235	1.498146	0.1622
C(2)	0.008015	0.035230	0.227506	0.8242
R-squared	0.004683	Mean dependent var		0.082923
Adjusted R-squared	-0.085800	S. D. dependent var		0.015008
S E of regression	0.015639	Akaike info criterion		-5.337496
Sum squared resid	0.002690	Schwarz criterion		-5.250581
Log likelihood	36.69372	F-statistic		0.051759
Durbin-Watson stat	1.806581	Prob(F-statistic)		0.824204

**Πίνακας VI.**

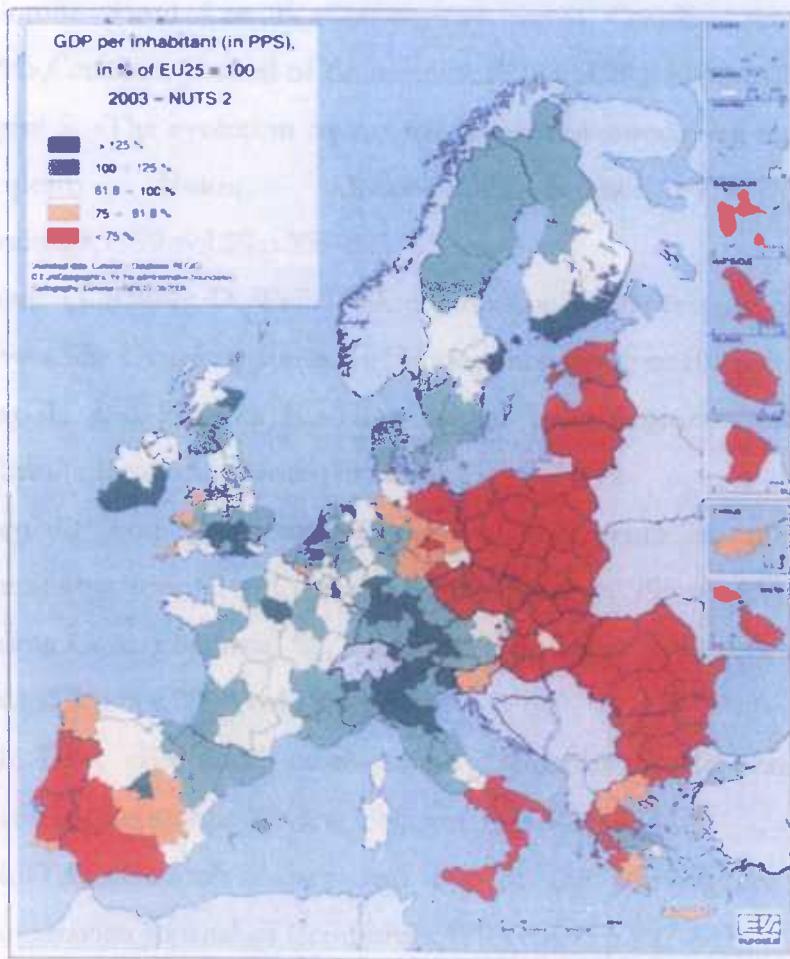
Περίοδος 1994-2003 : Έλεγχος για ύπαρξη οικονομικού δυσμού μεταξύ βορείων και νοτίων περιφερειών

Dependent Variable: Y  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/09/07 Time: 21:26  
 Sample: 1 13  
 Included observations: 13  
 $Y=C(1)-C(2)*X+C(3)*Z$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.112492	0.076220	1.475894	0.1708
C(2)	0.017114	0.042442	0.403241	0.6953
C(3)	0.004446	0.010482	0.424159	0.6804
R-squared	0.022274	Mean dependent var	0.082923	
Adjusted R-squared	-0.173272	S.D. dependent var	0.015008	
S.E. of regression	0.016256	Akaike info criterion	-5.201481	
Sum squared resid	0.002643	Schwarz criterion	-5.071108	
Log likelihood	36.80962	Durbin-Watson stat	2.129364	

**Χάρτης 1**

ΑΕΠ ανά κάτοικο ως % του μέσου της Ε.Ε-25,2003- NUTS II



### **BIBLIOGRAΦΙΑ**

1. Andres J.and Bosca J.,«Technological Differences and Convergence in the OECD », Spanish Economic Review,2000, vol.2,p.11-27
2. Barro R.J. and Sala-i-Martin X, «Convergence », Journal Of Political Economy, 1992,vol.100,, p.223-251
3. Bernard B.A. and Jones I.C., «Technology and Convergence », Economic Journal , 1996a,vol.106, p.1037-1044
4. Button K. and Pentecost E., «Testing for Convergence of the European Union regional economies », Economic Inquiry,1995,vol.33,p.664-671
5. Cashin P., «Economic Growth and Convergence across the seven colonies of Australia:1861-1991 »,Economic Record,1995,vol.71.p.132-144
6. Chatterji M. and Dewhurst J.H., «Convergence clubs and relative economic performance in Great Britain:1977-1991 »,Regional Studies,1996,vol.30,p.31-40
7. Coulombe S.and Lee E.,«Convergence across Canadian provinces 1961 to1991»,Canadian Journal of Economics,1995,vol.28,p.8886-898
8. Magrini S, «The evolution of income disparities among the regions of the European Union »,Regional Science and Urban Economics,1999.vol.29,p.257-281
9. Mankiw G.,Romer D.,Weil D.«A contribution to the empirics of Economic Growth»,The Quarterly Journal of Economics,1992,vol.107,p.407-437
10. Mauro L. and Podrecca E.,«The Case of Italia Regions:Convergence or Dualism? »,Economic Notes,1994,vol.23,p.447-472
11. Neven D. and Gouyette, «Regional Convergence in the European Community», Journal of Common Market Studies,1995,vol.33,p.47-65
12. Petrakos G. and Saratsis Y., «Regional inequalities in Greece », Papers in Regional Science,2000,vol.79,p.57-74
13. Quah T.D., «Empirical cross-section Dynamics in Economic Growth »,European Economic Review,1993,vol.37,p.4426-434
14. Quah T.D.,«Galton's fallacy and test of the convergence hypothesis »,Scandinavian Journal of Economics,1993,vol.95,p.427-443



15. Quah T.D., «Empirics for Economic Growth and Convergence »,European Economic Review,1996a,vol.40,p.1353-1375
16. Quah T.D., «Twin peaks:Growth and Convergence in models of Distribution Dynamics »,Economic Journal,1996b,vol.106,p.1045-1055
17. Quah T.D., «Regional Convergence Clusters across Europe »,European Economic Review,1996,vol.40,p.951-958
18. Sala-i-Martin X., «Cross sectional regressions and the empirics of economic growth »,European Economic Review,1994,vol.38,p.739-747
19. Sala-i-Martin X., «Regional Cohesion:Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence »,European Economic Review,1996,vol.40,p.1325-1352
20. Sala-i-Martin X., «The classical approach to Convergence analysis »,Economic Journal,1996,vol.106,p.1019-1036
21. Siriopoulos C.and Asteriou D. «Testing for Convergence across the Greek Regions »,Regional Studies,1998,vol.32,p.537-556
22. Tsionas E.G.,«Regional Growth and Convergence:Evidence from the United States »,Regional Studies,2000,vol.34.p.231-238
23. Tsionas E.G., «Another look at Regional Convergence in Greece »,Regional Studies,2002,vol.36(6),p.603-609
24. Tsionas E.G and Christopoulos D., «Convergence and Regional productivity differences :Evidence from Greek Prefectures »,Annals of Regional Science,2004,vol.38,p.387-396
25. Tsionas E.G.and Christopoulos D., «Factor Growth and Convergence:A new method and an application to Greek prefectures »,2005
26. Tsionas E.G., «Regional Convergence and Trade:Evidence from Greece »,2005
27. Λάγκαρης Χρ., «Θεωρία Στοχαστικών Διαδικασιών », 2001,Ιωάννινα



