

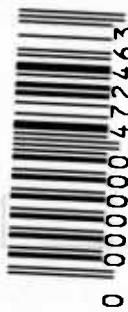
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ
ΕΠΙΦΕΡΕΙΑΚΗ ΣΥΓΚΛΙΣΗ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ
71471
330.9495
ΜΙΧ

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗ ΣΥΓΚΛΙΣΗ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ
ΚΑΤΑΜΟΤΟΣ

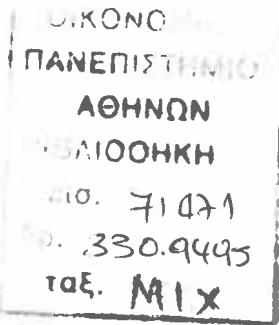


ΜΙΧΑΛΟΠΟΥΛΟΣ ΣΤΥΛΙΑΝΟΣ

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

Αθήνα, Ιούλιος, 2002





Εγκρίνουμε τη διατριβή του Μιχαλόπουλου Στυλιανού

Κολλίντζας Τρύφων
Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών

~~ΥΠΟΓΡΑΦΗ~~

Τσιώνας Γ. Ευθύμιος
Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών

~~ΥΠΟΓΡΑΦΗ~~

Γ. Γ. Τσιώνας



ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

I.	Εισαγωγή	Σελ. 1
II.	Θεωρίες οικονομικής σύγκλισης και απόκλισης.	Σελ. 3
II.A.	σ - και β -σύγκλιση.	Σελ. 4
II.B.	Η τεχνική με Panel στοιχεία και τα δημιουργούμενα προβλήματα.	Σελ. 7
II.C.	Η προσέγγιση της δυναμικής της κατανομής.	Σελ. 9
III.	Εμπειρικά αποτελέσματα διαφόρων τύπων σύγκλισης.	Σελ. 12
IV.	Οι ελληνικές περιφέρειες: παρουσίαση της εξέλιξης βασικών οικονομικών δεικτών από το 1970.	Σελ. 15
V.	σ-σύγκλιση και εκτιμητές πυκνότητας της διαπειφερειακής κατανομής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε NUTS II και NUTS III.	Σελ. 22
VI.	Πίνακες μετάβασης κατά Markov κανόνα αλυσίδα.	Σελ. 27
VII.	Ποίοι παράγοντες επηρεάζουν τη δυναμική μετάβασης ;	Σελ. 30
VII.A.	Παρουσίαση του θεωρητικού μοντέλου.	Σελ. 31
VII.B.	Τα στοιχεία	Σελ. 32
VII.C.	Αποτελέσματα του binary probit μοντέλου.	Σελ. 35
VIII.	Ανακεφαλαίωση-Συμπεράσματα	Σελ. 44
IX.	Παράρτημα	Σελ. 47
X.	Βιβλιογραφία	Σελ. 56



Αυτή η πτυχιακή εργασία εστιάζει στην περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα. Η προσέγγιση είναι τόσο θεωρητική όσο και εμπειρική. Στη θεωρητική ανάλυση μας αναφερόμαστε και αναλύουμε τις διαφορετικές προταθείσες προσεγγίσεις στο θέμα της σύγκλισης. Εεκινώντας από την κλασική βιβλιογραφία παρουσιάζουμε τη β- και σ-σύγκλιση με άμεση αναφορά σε γνωστά μοντέλα οικονομικής μεγέθυνσης. Οι διαφορετικές τεχνικές στη διαδικασία εκτίμησης των συντελεστών σύγκλισης καλύπτουν επίσης ένα μέρος της έρευνάς μας. Η προσέγγιση που προτάθηκε αρχικά από τον Quah, και αφορά την διαστρωματική κινητικότητα της κατανομής του πλούτου, κλείνει το θεωρητικό μας μέρος.

Μια σύντομη συζήτηση των εμπειρικών ευρημάτων που σχετίζονται με τα είδη της σύγκλισης που έχουμε παρουσιάσει, θεωρήθηκε αναγκαία προκειμένου να γίνει κατανοητό το μέγεθος των διαφορετικών αποτελεσμάτων. Ειδική έμφαση δίνεται στις περιφερειακές αναλύσεις και δύο διαθέσιμες υπογραμμίζουν την περίπτωση της Ελλάδας.

Πριν ξεκινήσουμε την δική μας εμπειρική διερεύνηση παρουσιάζουμε την εξέλιξη ορισμένων βασικών οικονομικών μεγεθών για τους ελληνικούς νομούς από το 1970 έως το 1994. Το εκπαιδευτικό επίπεδο του πληθυσμού και το μερίδιο της γεωργίας στο Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν (ΑΕΠ) είναι μόνο δύο από τους πίνακες που μας δίνουν μια ανάγλυφη εικόνα για το πώς οι ελληνικές περιφέρειες κινηθήκαν σε σχέση με ορισμένες βασικές οικονομικές μεταβλητές. Οι συμπεριφορές που διαπιστώνονται σε αυτούς τους πίνακες είναι μια καλή αρχή που θα μας οδηγήσει σε μια πιο τυπική έρευνα του θέματος της σύγκλισης στις ελληνικές περιφέρειες.

Ξεκινώντας από την κλασική βιβλιογραφία το μόνο μέγεθος που ερευνούμε είναι αυτό της σ-σύγκλισης. Τα αποτελέσματα από αυτή την ανάλυση δείχνουν ότι οι οικονομική απόκλιση και όχι σύγκλιση λαμβάνει χώρα. Περαιτέρω, εκτιμητές πυκνότητας χρησιμοποιούνται για να εξεταστεί η συμπεριφορά του σχετικού περιφερειακού κατά κεφαλήν ΑΕΠ για 2 περιόδους 1970-1982 και 1982-1994. Χρήση διαφορετικής περιφερειακής ανάλυσης από Nuts II σε Nuts III αποκαλύπτει αρκετά διαφορετικά αποτελέσματα. Το κοινό σημείο των εκτιμητών είναι ότι κατά τη διάρκεια της δεύτερης περιόδου η πλειοψηφία των 13 περιφερειών και των νομών συγκεντρώνεται γύρω από το 95% του εθνικού μέσου όρου, ενώ την προηγούμενη περίοδο η ανάλογη συγκέντρωση παρατηρείται στο 83% του εθνικού μέσου όρου.

Το εύρημα που προκαλεί προβληματισμό είναι ότι ο εκτιμητής της πυκνότητας της κατανομής σε επίπεδο Nuts II παρουσιάζει εμφανώς μια

εμμονή σε 'ηγέτες' και 'ακόλουθους' αναφορικά με το επίπεδο του κατά κεφαλήν εισοδήματος.

Τα αποτελέσματα από τη σ-σύγκλιση και τους εκτιμητές πυκνότητας δεν αποκαλύπτουν το τι πραγματικά συμβαίνει στην διαπεριφερειακή κατανομή του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Ερευνούμε αυτό το σημείο με τη βοήθεια των αλυσωτών πινάκων μετάβασης κατά Markov. Με αυτή τη μέθοδο εκτιμούμε τις πιθανότητες με τις οποίες περιφέρειες είτε παραμένουν στο δικό τους εισοδηματικό επίπεδο είτε μεταβαίνουν σε υψηλότερα ή χαμηλότερα επίπεδα. Το αποτέλεσμα που παίρνουμε είναι ότι δεν έχουμε σύγκλιση αν και κάποιο είδος θετικής δομικής αλλαγής στην κατανομή του εισοδήματος φαίνεται να έχει συμβεί μετά την είσοδο της Ελλάδας στην Ευρωπαϊκή Ένωση (Ε.Ε.).

Στο τελευταίο μέρος της έρευνάς μας χρησιμοποιούμε μια σχετικά καινοτόμο τεχνική προκειμένου να ποσοτικοποιήσουμε τη δυναμική της κινητικότητας των περιφερειών μέσα στην κατανομή χρησιμοποιώντας ως επεξηγηματικές μεταβλητές μεταξύ άλλων το εκπαιδευτικό επίπεδο του πληθυσμού και την απόσταση από την Αθήνα. Λέμε ότι αυτή η τεχνική είναι καινοτόμος από την άποψη ότι δεν έχει χρησιμοποιηθεί σε ανάλογες μελέτες στο μέτρο που μπορούμε να γνωρίζουμε. Χρησιμοποιούμε ένα binary probit ή logit μοντέλο με εξαρτημένη μεταβλητή το σχετικό περιφερειακό κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Εκτιμούμε τις επιδράσεις των ερμηνευτικών μεταβλητών στην πιθανότητα μετάβασης είτε σε ανώτερο είτε σε κατώτερο εισοδηματικό επίπεδο. Έχουμε χρησιμοποιήσει εναλλακτικούς επίπεδα για τη διαίρεση σε φτωχές και πλούσιες περιφέρειες κάθε περίοδο προκειμένου να ελέγξουμε την σταθερότητα των αποτελεσμάτων μας.

Τα ενδιαφέροντα ευρήματα της ανάλυσης αυτής είναι τα κάτωθι. Η εκπαιδευτική εμβάθυνση του επιπέδου του πληθυσμού και η μεγέθυνση του περιφερειακού πληθυσμού αυξάνουν την πιθανότητα μετάβασης στο πλούσιο επίπεδο. Η μεταβλητή της απόστασης από Αθήνα κατά την πρώτη περίοδο 1970-1981 εμφανίζεται με το αναμενόμενο αρνητικό πρόσημο, κάτι το οποίο όμως δεν συμβαίνει την επόμενη περίοδο. Έτσι, φαίνεται ότι ο οικονομικός δυϊσμός στην Ελλάδα χάνει τη δυναμικότητά του τη δεκαετία του 80.

Μια γενική διαπίστωση αυτής της πτυχιακής εργασίας είναι ότι δεν έχουμε σύγκλιση μεταξύ των ελληνικών νομών. Η δομική αλλαγή της διαπεριφερειακής κατανομής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ, οφειλόμενη στην είσοδο της Ελλάδας στην Ε.Ε, φαίνεται να λαμβάνει χώρα αργά. Το αν αυτή όμως η αλλαγή είναι μόνιμη ή θα σταματήσει με τη μείωση εισροής των κεφαλαίων από τα Ευρωπαϊκά Ταμεία είναι ένα ζήτημα για το οποίο δεν μπορούμε να λάβουμε σαφή θέση.

I. Εισαγωγή

Ένα από τα θέματα στο μακροοικονομικό πεδίο που έχει απασχολήσει ιδιαίτερα τους οικονομολόγους τα τελευταία 15 χρόνια είναι αυτό της σύγκλισης. Αν καὶ αργότερα θα δώσουμε έναν ακριβέστερο ορισμό για αυτή, προς το παρόν θα την ορίσουμε ως την πιθανή ύπαρξη τάσης προς μείωση στη διάρκεια του χρόνου των εισοδήματικών διαφορών μεταξύ χωρών καὶ περιφερειών.

Στο μακροοικονομικά το ζήτημα της σύγκλισης είναι άμεσα συνδεδεμένο με θεωρίες οικονομικής μεγέθυνσης, συγκεκριμένα με τις νεοκλασικές. Η άλλη ομάδα θεωριών μεγέθυνσης αυτή της ενδογενούς, έχουν τις αντίθετες προβλέψεις αναφορικά με διαστρωματική κατανομή του εισοδήματος αφού σχεδόν στο σύνολό τους προβλέπουν απόκλιση στους ρυθμούς οικονομικής μεγέθυνσης. Πρόσφατη δουλειά σε αυτές τις θεωρίες καὶ η επακόλουθη εμπειρική διερεύνηση είχαν ως αποτέλεσμα κάτι αρκετά ενδιαφέρον αλλά καὶ αντιφατικό. Αναλύοντας τις ίδιες βάσεις δεδομένων με διαφορετικές τεχνικές καὶ υιοθετώντας διαφορετικές υποθέσεις αυτές οι δύο θεωρίες έδιναν αντιτιθέμενα αποτελέσματα αναφορικά με την ύπαρξη σύγκλισης ή όχι.

Αυτό το χαρακτηριστικό των αντίθετων προβλέψεων καὶ των ανάλογων αντίθετων προτάσεων πολιτικών, αν καὶ είναι κάτι γνώριμο για την οικονομική επιστήμη, έχει πυροδοτήσει έναν οξύ επιστημονικό διάλογο σε σχέση με τη χρησιμότητα καὶ την επιτυχία των περιφερειακών πολιτικών που έχει υιοθετήσει η Ε.Ε προκειμένου να προάγει την οικονομική ανάπτυξη σε χαμηλού εισοδήματος περιοχές. Ένα μεγάλο μέρος του προϋπολογισμού της Ευρωπαϊκής Επιτροπής δίνεται σε ειδήσια βάση διαμέσου του Διαρθρωτικού Ταμείου, του Ταμείου Συνοχής καὶ του Ευρωπαϊκού Ταμείου Επενδύσεων σε περιφέρειες των κρατών μελών που αντιμετωπίζουν οικονομική ύφεση καὶ χαρακτηρίζονται από οικονομική οπισθοδρόμηση. Τέτοιες πολιτικές υπονοούν ότι οι οικονομικοί ιθύνοντες της Ε.Ε έχουν υιοθετήσει τις προβλέψεις των θεωριών που κάνουν λόγο για αποκλίνουσες πορείες των οικονομιών. Οι τελευταίες παράγουν προτάσεις πολιτικών που υποστηρίζουν την ενεργή συμμετοχή τους κράτους προκειμένου το τελευταίο να προωθήσει την ανάπτυξη στις φτωχές περιοχές.

Στο ήδη περιγραφέν περιβάλλον η περίπτωση της Ελλάδας φαίνεται να είναι ιδιαίτερου ενδιαφέροντος. Λαμβάνοντας υπόψη ότι δύο από τις ελληνικές περιφέρειες Ήπειρος καὶ Βόρειο Αιγαίο ανήκουν στις φτωχότερες περιφέρειες στην Ευρώπη το ζήτημα της σύγκλισης ή όχι είναι αυξανόμενη σημασίας. Αυτό το στοιχείο συνδυαζόμενο με την υποστηριζόμενη ύπαρξη οικονομικού δυσμού στην ελληνική οικονομία σε

σχέση με το μητροπολιτικό κέντρο (Αθήνα) και τις άλλες περιφέρειες, αποτέλεσαν το κίνητρο προκειμένου να ερευνήσω το θέμα της σύγκλισης σε θεωρητικό και εμπειρικό επίπεδο.

Η δομή της παρούσας εργασίας έχει ως ακολούθως. Στο δεύτερο τμήμα, αφού αναφερθούμε συνοπτικά στις οικονομικές θεωρίες που προβλέπουν οικονομική σύγκλιση ή απόκλιση εναλλακτικά, θα εστιάσουμε σε διάφορους τύπους σύγκλισης που έχουν χρησιμοποιηθεί ευρέως σε εμπειρικές μελέτες. Μεταξύ άλλων θα αναφερθούμε στην σ- και β- σύγκλιση, στις τεχνικές που χρησιμοποιούν panel στοιχεία, και τέλος θα καλύψουμε την προσέγγιση που προτάθηκε πρώτα από τον Quah (1994) αναφορικά με την διαστρωματική κινητικότητα της ενδοκατανομής.

Στο τρίτο τμήμα θα αναφερθούμε στα εμπειρικά αποτελέσματα που η εφαρμογή των προαναφερθέντων προσεγγίσεων έχει δώσει. Έμφαση θα δοθεί σε έρευνες που αφορούν περιφερειακές συγκλίσεις είτε σε εθνικό είτε σε ευρωπαϊκό επίπεδο. Το επόμενο τμήμα, το τέταρτο, θα είναι το εισαγωγικό κεφάλαιο στην εμπειρική μας διερεύνηση. Θα εστιάσουμε στις ελληνικές περιφέρειες σε επίπεδο Nuts II και Nuts III. Πίνακες που αφορούν την εξέλιξη του πραγματικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ, το εκπαιδευτικό επίπεδο του πληθυσμού, τους ρυθμούς μεταβολής του πληθυσμού και το μερίδιο της επένδυσης και της γεωργίας στο περιφερειακό ΑΕΠ, θα μας δώσουν μια ανάγλυφη εικόνα των ελληνικών περιφερειών και θα διευκολύνουν τη μετάβασή μας στο τμήμα V.

Σε αυτό το τμήμα θα ερευνήσουμε την ύπαρξη ή μη της σ-σύγκλισης στις ελληνικές περιφέρειες ενώ θα υπολογίσουμε και τους εκτιμητές πυκνότητας του σχετικού περιφερειακού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Στο έκτο κεφάλαιο θα δημιουργήσουμε εναλλακτικές αλυσωτές μήτρες μετάβασης του Markov σε ετήσια βάση οι οποίες θα μας δώσουν μια πιο ακριβή εικόνα για τη διαστρωματική δυναμική των περιφερειακών εισοδημάτων στην Ελλάδα.

Στο τμήμα VII θα χρησιμοποιήσουμε μια τεχνική ευρέως χρησιμοποιούμενη στα οικονομικά της εργασίας για να εκτιμήσουν οι μεταβάσεις εντός και εκτός εργασίας. Στην περίπτωσή μας θα χρησιμοποιήσουμε ένα binary probit-logit μοντέλο ώστε να εκτιμήσουμε διαπεριφερειακά τις μεταβλητές που επηρεάζουν την πιθανότητα μετάβασης σε τελικά στάδια είτε φτωχά είτε πλούσια. Αυτό το μοντέλο θα εκτιμήσει για δύο υποπεριόδους 1970-1981 και 1981-1991. Οι ανεξάρτητες μεταβλητές που χρησιμοποιούνται είναι αυτές που παρουσιάζονται στο τμήμα IV εκτός από τα μερίδια επένδυσης τα οποία δεν είναι διαθέσιμα σε επίπεδο Nuts III. Άλλη μια ερμηνευτική μεταβλητή που χρησιμοποιείται είναι η απόσταση από την Αθήνα προκειμένου να ελέγχουμε για την ύπαρξη οικονομικού δυσέσμου στην

οικονομική συμπεριφορά των νομών της Ελλάδας. Τέλος, εισάγουμε επίσης και μια ψευδομεταβλητή για τους νομούς που βρίσκονται στα βόρεια σύνορα.

Στο τελευταίο τμήμα VIII ανακεφαλαιώνουμε τα ευρήματά μας και συμπεραίνουμε.

II. Θεωρίες οικονομικής σύγκλισης και απόκλισης.

Τα μοντέλα νεοκλασικής ανάπτυξης προβλέπουν ότι η τεχνολογία είναι τέτοια ώστε, θεωρώντας όλα τα άλλα χαρακτηριστικά όμοια, οι φτωχές χώρες ή περιοχές αναπτύσσονται ταχύτερα από τις πλούσιες. Αυτό δεν σημαίνει υποχρεωτικά την τελική εξάλειψη της ανισότητας, αφού όλα τα χαρακτηριστικά μπορεί να μην είναι απαραίτητα ίδια, αλλά σημαίνει ότι η κατανομή του σχετικού κατά κεφαλήν εισοδήματος σε περιοχές θα τείνει να εξισορροπείται μακροπρόθεσμα, με την προϋπόθεση κάποια βασικά 'δομικά' χαρακτηριστικά των διαφορετικών οικονομιών να παραμένουν αμετάβλητα με το χρόνο.

Στο δεύτερο σύνολο μοντέλων, αντίθετα, οι πλούσιες χώρες αναπτύσσονται ταχύτερα και η ανισότητα αυξάνεται χωρίς όριο. Η βασική υπόθεση που διαχωρίζει τις δύο παραπάνω θεωρίες ανάπτυξης είναι αυτή της ύπαρξης φθίνουσών αποδόσεων στο κεφάλαιο. Σύμφωνα με τη νεοκλασική άποψη, αυξανόμενη επένδυση σε διάφορες εισροές κεφαλαίου στην παραγωγή θα προκαλέσει ανάλογα φθίνουσες αποδόσεις στην απόδοση της παραγωγής. Αυτός ο μηχανισμός παράγει μία πρόβλεψη σύγκλισης σε διαστρωματική ανάλυση: οι φτωχές χώρες (στις οποίες το κεφάλαιο είναι σπανιότερο) θα αναπτύσσονται ταχύτερα από τις πλούσιες, επειδή θα έχουν ένα μεγαλύτερο κίνητρο να αποταμιεύουν και να απολαμβάνουν ταχύτερη ανάπτυξη με τον ίδιο ρυθμό επένδυσης.

Υπό την αντίθετη υπόθεση αυξανόμενων ή σταθερών αποδόσεων στο κεφάλαιο, η προαναφερθείσα νεοκλασική λογική ανατρέπεται και αποκτούμε τη πρόβλεψη απόκλισης.

Ένας άλλος παράγοντας στον οποίο δίνεται ιδιαίτερη έμφαση από τους υποστηρικτές της τελευταίας είναι οι προσδιοριστικοί παράγοντες της τεχνολογικής εξέλιξης. Στα νεοκλασικά μοντέλα η τεχνολογία θεωρείται συνήθως κοινή και η πρόσβαση σε αυτή ελεύθερη όλες τις περιοχές, αλλά αυτό δε συμβαίνει σε πολλά μοντέλα ενδογενούς ανάπτυξης τα οποία περιλαμβάνουν στην περιγραφή τους προσδιοριστικά τους επιπέδου της. Το πιο σύνηθες είναι η ένταση με την οποία οι χώρες παράγουν και υιοθετούν νέες τεχνολογίες. Όσο περισσότερο μια χώρα επενδύει στην τεχνολογία τόσο πιθανότερο είναι γι' αυτή να έχει μεγαλύτερους ρυθμούς ανάπτυξης. Ο αντίλογος σε αυτό το σημείο είναι

ότι και οι χώρες που δεν επενδύουν πολλά στην τεχνολογία μπορούν να εκμεταλλευτούν την υπάρχουσα τεχνολογία μέσω προσαρμογής και αντιγραφής.

II.A. σ - και β-σύγκλιση.

Όταν γίνεται προσπάθεια για εμπειρικό διαχωρισμό μεταξύ των δύο αυτών οικογενειών μοντέλων, το φυσικό σημείο εκκίνησης είναι πιθανόν η παρατήρηση ότι η κύρια ελέγχιμη διαφορά μεταξύ τους έχει να κάνει με το σημείο της μερικής συσχέτισης μεταξύ του ρυθμού ανάπτυξης και του αρχικού επιπέδου του κατά κεφαλήν εισοδήματος. Ενώ αυτή η συσχέτιση θα έπρεπε να είναι αρνητική σύμφωνα με τα τυπικά νεοκλασικά μοντέλα, σε μερικά μοντέλα ενδογενούς ανάπτυξης το αναμενόμενο πρόσημο θα ήταν το αντίθετο.

Οι εξισώσεις που ελέγχουν την παραπάνω σχέση ονομάζονται εξισώσεις σύγκλισης. Αρχικά, οι εξισώσεις που χρησιμοποιούνται περιελάμβαναν επιπλέον μεταβλητές με σχετικά αυθαίρετο τρόπο. Η συμπερίληψη αυτών των μεταβλητών έγινε απαραίτητη ούτως ώστε να ελεγχθούν άλλοι παράγοντες που μπορεί να επηρεάζουν το ρυθμό ανάπτυξης των υπό έλεγχο οικονομιών. Η συμπερίληψη ή μη επιπλέον μεταβλητών σε μια εξισωση σύγκλισης φέρει δύο διαφορετικούς ορισμούς σύγκλισης. Αν δε συμπεριλάβουμε άλλες επεξηγηματικές μεταβλητές τότε αυτό που ελέγχουμε ονομάζεται απόλυτη (μη υποθετική) β-σύγκλιση. Υπό αυτή την έννοια ελέγχουμε απευθείας αν οι φτωχές χώρες θα αναπτυχθούν ταχύτερα από τις πλούσιες και τελικά θα τις φτάσουν. Το πρόβλημα με αυτή την προσέγγιση είναι ότι κάνοντας αυτό υποθέτουμε ότι οι περιοχές ή οι χώρες του δείγματός μας συγκλίνουν στην ίδια μακροπρόθεσμη ισορροπία ή κοινή σταθερή πορεία.

Η εναλλακτική προσέγγιση είναι να επιτραπεί για τις περιοχές του δείγματος να συγκλίνουν σε διαφορετικές σταθερές συνθήκες. Η συμπερίληψη σε μια εξισωση σύγκλισης μεταβλητών που αντικατοπτρίζουν τα βασικά χαρακτηριστικά των οικονομιών και συνεπώς τη διαφορετικότητα σε κατάσταση σταθερής πορείας είναι η συνήθης τακτική. Αυτού του τύπου οι παλινδρομήσεις διαπιστώνουν την ύπαρξη ή μη της υποθετικής β-σύγκλισης.

Οι πλέον ευδιαφέρουσες εξισώσεις σύγκλισης είναι οι αποκαλούμενες δομικές εξισώσεις σύγκλισης. Προέρχονται απευθείας από μοντέλα οικονομικής μεγέθυνσης. Αυτό σημαίνει ότι μας δίνουν τη δυνατότητα να ελέγχουμε απευθείας την ισχύ των υποθέσεων του μοντέλου από το οποίο προέρχονται.

Δύο είναι οι πλέον δημοφιλείς εξειδικεύσεις στη βιβλιογραφία σύγκλισης. Θα αναλύσουμε σύντομα την κάθε μία στις ακόλουθες παραγράφους.

Οι Barro and Sala I Martin, (BS 1990, 1992) χρησιμοποιούν το μοντέλο νεοκλασικής μεγέθυνσης, όπως αυτό παρουσιάζεται από τους Ramsey (1928), Cass (1965), Koopmans (1965) με εξωγενή τεχνική πρόσδοτο και ενδογενή ρυθμό επένδυσης για να παράγουν την αντίστοιχη εξίσωση σύγκλισης. Η αναλυτική παρουσίαση της εξαγωγής των εξισώσεων είναι εκτός των σκοπών αυτής της εργασίας γι' αυτό θα περιγράψουμε απλά τις εξισώσεις που μας ενδιαφέρουν. Μία έκδοση της εξίσωσης που εφαρμόζεται για διακριτό χρόνο είναι η ακόλουθη:

$$\log(y_{it}/y_{i,t-1}) = \alpha_i - (1 - e^{-\beta})[\log(y_{i,t-1}) - x_{it}(t-1)] + u_{it} \quad (1)$$

όπου $\alpha_i = x_i + (1 - e^{-\beta}) * [\log(y_i^0)]$, u_{it} είναι ο διαταρακτικός όρος, x_i είναι ο ρυθμός ανάπτυξης σε σταθερή πορεία και $\log(y_i^0)$ είναι το επίπεδο παραγωγής ανά αποτελεσματικό εργάτη σε σταθερή πορεία.

Ο συντελεστής σύγκλισης, β , σε μοντέλα (BS) είναι μία πολύπλοκη συνάρτηση των παραμέτρων του μοντέλου, αλλά εξακολουθεί να εξαρτάται από το βαθμό των φθινουσών αποδόσεων στο κεφάλαιο, τους ρυθμούς πληθυσμιακής ανάπτυξης, την απόσβεση και την τεχνολογική πρόσδοτο.

Οι Mankiw, Romer, and Weil (MRW 1992) πρότειναν την άλλη δημοφιλή εξίσωση σύγκλισης που προέρχεται από το μοντέλο νεοκλασικής ανάπτυξης του Solow (1956). Εδώ οι μεταβλητές που ελέγχουν για το επίπεδο της σταθερής πορείας είναι η πληθυσμιακή ανάπτυξη και ο ρυθμός αποταμίευσης. Οι MRW επέκτειναν το μοντέλο του Solow προσθέτοντας την επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο ως έναν από τους παράγοντες καθορισμού της σταθερής πορείας. Στο αρχικό μοντέλο του Solow και υιοθετώντας μια λογαριθμική-γραμμική προσέγγιση στο μοντέλο γύρω από τις σταθερή πορεία, έδειξαν ότι ο ρυθμός ανάπτυξης της παραγωγής ανά εργάτη στην περιοχή ή κατά τη διάρκεια της περιόδου που ξεκινάει στο t δίνεται από τις ακόλουθες εξισώσεις:

$$\Delta y_{it} = g + (\alpha_{i,0} + g^*t) + (\beta\alpha/1-\alpha) * \ln(s_{it}) / (\delta + g + n_{it}) - \beta_{it} \quad (2)$$

$$\beta = (1-\alpha)(\delta + g + n) \quad (3)$$

g είναι ο ρυθμός της τεχνολογικής προόδου, δ είναι ο ρυθμός απόσβεσης, α είναι ο συντελεστής του κεφαλαίου στη συνολική συνάρτηση παραγωγής, t ο χρόνος που έχει περάσει από την αρχή της συγκεκριμένης περιόδου, $\alpha_{i,0}$ ο λογαριθμός του δείκτη της τεχνικής αποτελεσματικότητας τη χρονική στιγμή μηδέν, s το μερίδιο της επένδυσης στο AΕΠ και n ο ρυθμός ανάπτυξης του εργατικού δυναμικού.

Η εξίσωση (1) μπορεί να εκτιμηθεί με τη χρήση μη γραμμικών μεθόδων ελαχίστων τετραγώνων, και η εξίσωση (2) μπορεί να εκτιμηθεί

χρησιμοποιώντας συνήθη ελάχιστα τετράγωνα. Πρέπει να ληφθεί υπόψη ότι η μόνη πληροφορία που μπορεί να εξαχθεί από την εκτίμηση των (1) και (2) αφορά τις ιδιότητες της τεχνολογίας παραγωγής. Η εκτίμηση των δύο εξισώσεων μπορεί να γίνει χρησιμοποιώντας είτε διαστρωματική μέθοδο είτε μέθοδο με στοιχεία panel (διαστρωματικά και χρονολογικές σειρές ταυτόχρονα). Η δεύτερη δυνατότητα, η οποία έχει γίνει αρκετά δημοφιλής, θα εξετασθεί πιο λεπτομερώς παρακάτω.

Οι εξισώσεις (1), (2) ελέγχουν για υποθετική β-σύγκλιση καθώς περιέχουν στην εκτίμηση μεταβλητές που ελέγχουν τη συμπεριφορά της ανάπτυξης στη σταθερή πορεία. Αν επιθυμούμε να ελέγξουμε για απόλυτη σύγκλιση θα έπρεπε να εκτιμήσουμε την ακόλουθη εξίσωση:

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

όπου $\ln y_{0+t,i} - \ln y_{0,i}$ είναι το κατά κεφαλήν ΑΕΠ της οικονομίας μεταξύ 0 και T; $\ln y_{0,i}$ είναι ο λογάριθμος του κατά κεφαλήν ΑΕΠ της οικονομίας τη χρονική στιγμή 0, ή το αρχικό επίπεδο κατά κεφαλήν ΑΕΠ; t είναι η γραμμική τάση και $e_{0,i}$ ο διαταρακτικός όρος. Στην πραγματικότητα εκτιμούμε την ταχύτητα της σύγκλισης β. Αν βρούμε $\beta > 0$ τα δεδομένα παρουσιάζουν απόλυτη β-σύγκλιση.

Για να ολοκληρώσουμε την ανάλυση μας της κλασικής σύγκλισης, πρέπει να αναφερθούμε στη σ-σύγκλιση. Η ιδέα της σ-σύγκλισης μπορεί να οριστεί ως εξής: ένα σύνολο οικονομιών συγκλίνουν κατά σ αν η διασπορά των πραγματικών τους επιπέδων κατά κεφαλήν ΑΕΠ τείνει να μειωθεί με το χρόνο. Αυτό ισχύει, αν $\sigma_{t+\tau} > \sigma_t$

όπου σ_t είναι το χρόνο t η τυπική απόκλιση του $\log(y_{i,t})$ - του λογάριθμου του κατά κεφαλήν ΑΕΠ - σε όλες τις υπό έλεγχο οικονομικές οντότητες i. Οι έννοιες της σ- και της απόλυτης β-σύγκλισης είναι, βέβαια, σχετιζόμενες. Για παράδειγμα αν έχουμε τη στιγμή t δύο οικονομίες μία φτωχή και μία πλούσια είναι αδύνατο να παρατηρήσουμε τις δύο οικονομίες να είναι πιο κοντά την ημερομηνία $t+T$ χωρίς να έχουμε τη φτωχή οικονομία να αυξάνεται ταχύτερα. Με άλλα λόγια μία απαραίτητη συνθήκη για την ύπαρξη σ-σύγκλισης είναι η ύπαρξη της β-σύγκλισης.

Σύμφωνα με την εξίσωση (1) θα αποδείξουμε την παραπάνω πρόταση. Για ευκολία θα εκθέσω εκ νέου την εξίσωση:

$$\log(y_{it}/y_{i,t-1}) = \alpha_i - (1 - e^{-\beta}) * [\log(y_{i,t-1}) - x_{i,t}(t-1)] + u_{it} \quad (1).$$

Η επίδραση από το $\beta > 0$, το οποίο τείνει να μειώσει τη διασπορά, μετατοπίζεται από τυχαίες διαταραχές u_{it} , οι οποίες τείνουν να αυξήσουν τη διασπορά. Αν το u_{it} έχει μηδενικό μέσο και η διακύμανση σ_u^2 κατανέμεται ανεξάρτητα από το χρόνο και τις οικονομίες, τότε η διακρατική διακύμανση του $\log(y_{it})$, προσδιοριζόμενη ως σ_t^2 εξελίσσεται ως: $\sigma_t^2 = (e^{-2\beta})\sigma_{t-1}^2 + \sigma_u^2$, που συνεπάγεται ότι:

$$\sigma_t^2 = \sigma_u^2 / (1 - e^{-2\beta}) + (\sigma_0^2 - \sigma_u^2 / 1 - e^{-2\beta}) e^{-2\beta t} \quad (4)$$

Η παραπάνω εξίσωση 4 συνεπάγεται ότι το σ_t^2 μονοτονικά πλησιάζει την τιμή της σταθερής πορείας, $\sigma^2 = \sigma_u^2 / 1 - e^{-2\beta}$, που αυξάνει με το σ_u^2 αλλά μειώνεται με το β . Η μεταβολή σ_t^2 μειώνεται (ή αυξάνεται) με το χρόνο αν η αρχική τιμή σ_0^2 είναι μεγαλύτερη (ή μικρότερη) από σ^2 . Έτσι ένας θετικός συντελεστής β δεν εγγυάται μειούμενη σ_t^2 .

Γενικά, η σ-σύγκλιση περιγράφει τη συμπεριφορά της κατανομής του εισοδήματος αυτού καθαυτού, ενώ η β-σύγκλιση ασχολείται με την ενδοκατανεμητική κινητικότητα του εισοδήματος. Στον τελευταίο ισχυρισμό αντιτίθεται έντονα ο D.Quah (1994) ο οποίος έχει αναπτύξει ένα διαφορετικό τρόπο να μελετήσει την ενδοκατανεμητική κινητικότητα του εισοδήματος των οικονομιών, όπως θα δούμε στο τρίτο τμήμα αυτού του κεφαλαίου.

II.B. Η τεχνική με Panel στοιχεία και τα δημιουργούμενα προβλήματα.

Όπως θα φανεί στην εμπειρική εξέταση στο μέρος III η κλασική βιβλιογραφία σύγκλισης προβλέπει ότι η σύγκλιση προς τη σταθερή πορεία είναι μια υπερβολικά αργή διαδικασία. Πρόσφατα, όμως, έχει υποστηριχθεί ότι αυτό το αποτέλεσμα μπορεί να οφείλεται σε μεροληψία οφειλόμενη στη χρήση οικονομετρικών εξειδικεύσεων που δεν λαμβάνουν υπόψη τις απαρατήρητες διαφορές μεταξύ κρατών ή περιοχών. Για να ξεπεράσουν αυτό το πρόβλημα πολλοί συγγραφείς έχουν προτείνει τη χρήση τεχνικών ανάλυσης με στοιχεία panel που μπορούν να λάβουν υπόψη τις διαφορετικές συνθήκες. Άλλοι λόγοι που καθιστούν τη χρήση της τελευταίας μεθόδου πιο πειστική προσέρχονται από τα προβλήματα που παρατηρούνται στη συμβατική προσέγγιση. Πρώτον, η τελευταία ξοδεύει πληροφορίες, καθώς η μεταβολή των οικονομιών στη μονάδα του χρόνου δε λαμβάνεται υπόψη στη διαδικασία εκτίμησης. Δεύτερον, αποτρέπει την εκτίμηση σταθερής πορείας για κάθε οικονομία ξεχωριστά, το οποίο προκαλεί έναν αριθμό εννοιολογικών και οικονομετρικών στρεβλώσεων και, τρίτον, εξαναγκάζει τη χρήση ορισμών που δεν είναι κατάλληλοι για έλεγχο της εμμονής της ανισότητας.

Οι Canova and Marceret (1995) μελετούν το θέμα της σύγκλισης εισοδήματος μεταξύ κρατών και περιοχών με ένα Μπαϊεστιανό (bayesian) μοντέλο. Ισχυρίζονται ότι οι πολύ αργοί ρυθμοί σύγκλισης σε ένα κοινό επίπεδο κατά κεφαλήν εισοδήματος που βρίσκονται σε μεγάλη κλίμακα με τη χρήση διαστρωματικών δεδομένων οφείλονται στη μεροληψία των ειδικών συνθηκών την οποία η διαστρωματική ανάλυση εισάγει στα αποτελέσματα. Η προσέγγιση των συγγραφέων επιτρέπει την εκτίμηση

διαφορετικών ρυθμών σύγκλισης προς σταθερές πορείες για κάθε διαστρωματική μονάδα. Όταν επιτρέπεται αυτή η ποικιλία, βρίσκουν ότι η σύγκλιση της κάθε μονάδας προς το δικό της επίπεδο εισοδήματος σταθερούς πορείας είναι πολύ πιο γρήγορη από την πρωτύτερα εκτιμούμενη. Παρόλα αυτά, οι διαστρωματικές διαφορές παραμένουν: οι ανισότητες μειώνονται μόνο κατά λίγο με την πάροδο του χρόνου. Τελικά, βρίσκουν ότι η κατανομή των σταθερών συνθηκών εξηγείται σε μεγάλο βαθμό από τις αρχικές συνθήκες της κάθε περιοχής.

Παρόμοια αποτελέσματα που αφορούν τις διαφορετικές σταθερές συνθήκες βρίσκουν οι Evans and Carras (1996) για τις 48 όμορες πολιτείες των Η.Π.Α. χρησιμοποιώντας τεχνικές χρονολογικών σειρών. Βρίσκουν τιχυρές αποδείξεις υποθετικής σύγκλισης. Με την προσέγγισή τους δείχνουν ότι η συμβατική διαστρωματική προσέγγιση είναι εν τιχύ μόνο αν οι οικονομίες έχουν ταυτόσημες αυτοπαλινδρομες δυναμικές δομές πρώτης τάξης και όλες οι μόνιμες διακρατικές διαφορές ελέγχονται πλήρως. Όσον αφορά την πρότερη κατάσταση ο αριθμός των ξεχωριστών και σημαντικών εμπειρικά μεταβλητών κατάστασης σε πραγματικές οικονομίες υπερβαίνουν τη μία επειδή το κεφάλαιο μπορεί να διαχωριστεί σε συστατικά όπως εξοπλισμός και κτίρια με πολύ διαφορετικούς ρυθμούς απόσβεσης. Οι επενδύσεις δημιουργούν κόστη προσαρμογής· και προσωρινές, αλλά επίμονες ιδιοσυγκρασιακές αναταράξεις σε τεχνολογία και προτιμήσεις μπορεί να εμφανιστούν.

Σε ένα άρθρο του de la Fuente (1996) ο συγγραφέας ψάχνει για σύγκλιση μεταξύ των περιοχών της Ισπανίας. Ο συγγραφέας χρησιμοποιεί στοιχεία panel για την εκτίμηση ενός δομικού και μη-δομικού μοντέλου σύγκλισης, το τελευταίο προτάθηκε από τους Canova and Marcer (1995), και το πρώτο, προταθέν από τον de la Fuente, είναι μια απόκλιση από το τυπικό νεοκλασικό μοντέλο που επιτρέπει μηχανισμούς σύγκλισης άλλους από φθίνουσες αποδόσεις του κεφαλαίου. Ετσι, κάνει μερικώς ενδιγενή το ρυθμό τεχνολογικής προάδου για να επιτρέψει την τεχνολογική διάχυση· και την επίδραση της εκπαίδευσης στη συνολικού παράγοντα παραγωγικότητα. Και οι δύο αυτές προσεγγίσεις αφήνουν μεγάλα και συστηματικά περιφερειακά υπολείμματα. Αυτό το πρόβλημα μπορεί να διορθωθεί με την εισαγωγή σταθερών περιφερειακών επιδράσεων για να συλλάβουν διαφορές παραγωγικότητας εξαιτίας απαρατήρητων περιφερειακών χαρακτηριστικών.

Αυτά τα απαρατήρητα περιφερειακά χαρακτηριστικά τα οποία δεν μπορούσαν να ληφθούν υπόψη, ούτε ακόμα και με την συμπερίληψη των τυπικών μεταβλητών ελέγχου της σταθερής πορείας, και τις μάλλον υπερεκτιμημένες τιμές των συντελεστών φυσικού κεφαλαίου έχουν προσδώσει υγείες διαστάσεις στη βιβλιογραφία σύγκλισης. Το πρόβλημα

παραμένει ουσιαστικά το ίδιο: δεν μπορούμε να εξηγήσουμε γιατί η παραγωγή διαφοροποιείται με το χρόνο, ή την απόσταση ως προς αυτά που θεωρούμε ότι είναι σημαντικά και ξέρουμε πώς μετρώνται.

Καταλήγοντας, οι υψηλοί ρυθμοί αποδόσεων που συνεπάγονται από τις τεχνικές με στοιχεία panel δεν μπορούν να αποδοθούν μόνο σε φθίνοντες ρυθμούς απόδοσης του κεφαλαίου. Αυτή η παρατήρηση υποδεικνύει δύο συμπληρωματικούς δρόμους έρευνας. Ο πρώτος προχωράει αναγνωρίζοντας προφανείς μηχανισμούς που μπορεί να βοηθήσουν να εξηγηθεί η γρήγορη σύγκλιση και ενσωματώνοντάς τους σε θεωρητικά και εμπειρικά μοντέλα. Ο δεύτερος έχει να κάνει με την εγκυρότητα των εκτιμήσεων που αποκτούνται με στοιχεία panel.

Όσον αφορά αυτή την τελευταία ένσταση έχει βρεθεί ότι αυτές οι εκτιμήσεις μπορούν να μας δώσουν πολύ λίγα σχετικά με την ταχύτητα με την οποία οι οικονομίες πλησιάζουν τις σταθερές συνθήκες τους, ουσιαστικά επειδή είναι πιθανόν να συλλαμβάνουν βραχυπρόθεσμες αναταράξεις γύρω από την τάση αντί για τη μακροπρόθεσμη δυναμική ανάπτυξης για την οποία ενδιαφερόμαστε πραγματικά.

II.C. Η προσέγγιση της δυναμικής της κατανομής.

Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, η προσέγγιση της β-σύγκλισης έχει σε μεγάλο βαθμό βρει αντίθεση ως ένα αποτελεσματικό εργαλείο ανάλυσης της ενδοκατανεμητικής κινητικότητας του εισοδήματος μεταξύ κρατών και περιοχών. Ο D. Quah (1993) το επεσήμανε έντονα και πρότεινε ένα άλλο τρόπο να ερευνηθεί η δυναμική της κινητικότητας του εισοδήματος.

Ο Quah (1993) ισχυρίζεται ότι η τυπική προσέγγιση συγχωνεύει τα δυναμικά χαρακτηριστικά σε μια απλή περιληπτική στατιστική - ένα μέσος ή μια τάση ρυθμού ανάπτυξης - και μετά ρωτά πώς αυτή η στατιστική συμμεταβάλλεται με προτεινόμενους στη διαστρωματική ανάλυση επεξηγηματικούς παράγοντες. Μία τέτοια προσέγγιση είναι πληροφοριακή αν μόνιμες μεταβολές του εισοδήματος περιγράφονται με ακρίβεια από ομαλές τάσεις στο χρόνου, σε μεγάλο βαθμό ανεπηρέαστες από συνεχιζόμενες οικονομικές ανωμαλίες. ή, αν είναι σημαντικά, μεγάλες οικονομικές αναταράξεις τότε εμφανίστηκαν μόνο στην αρχή του δείγματος, και έτσι η προσέγγιση των ομαλών τάσεων στο χρόνου είναι καλή, ανεξάρτητα της πραγματικής θεμελιώδους δομής.

Η έρευνα των παραπάνω σεναρίων από το συγγραφέα παρουσιάζει δύο ενδιαφέρουσες παρατηρήσεις. Πρώτον, τα δεδομένα (βάση δεδομένων των Summers-Heston) που ερευνήθηκαν δείχνουν αστάθεια στους υποκείμενους μακροπρόθεσμους τρόπους ανάπτυξης. έτσι, υποθέτοντας ότι κάθε χώρα έχει ένα σταθερό μονοπάτι ανάπτυξης και μετά μελετώντας τις

διακρατικές διαφοροποιήσεις τους παράγονται αποτελέσματα τα οποία είναι δύσκολο να εξηγηθούν. Δεύτερον, η αυξανόμενη μεταβλητότητα της διακύμανσης δείχνει ότι σημαντικές αναταράξεις - στη ζήτηση ή στην παραγωγικότητα - είναι συνεχείς.

Επιπλέον, σε άλλο άρθρο ο ίδιος συγγραφέας (1996) επισημαίνει ότι αυτό που είναι σημαντικό για σύγκλιση είναι το πώς η κάθε οικονομία αποδίδει σε σχέση με τις υπόλοιπες, όχι το πώς η κάθε μία οικονομία αποδίδει σε σχέση με τη σταθερή -της πορεία. Αυτό το τελευταίο μελετάται από τη συμβατική προσέγγιση και την ίδια στιγμή ερωτήματα όπως ποια είναι η φύση της διάδρασης μεταξύ διαφορετικών κρατών ή αν οι φτωχότερες οικονομίες πρέπει να ξεπεράσουν τα φράγματα παγίδευσης στη φτώχεια πριν να μπορούν να ελπίζουν να φτάσουν τις πλουσιότερες παραμένουν αναπάντητα.

Εποιητικός συμπεραίνει ότι η χρήση της συμβατικής προσέγγισης στη σύγκλιση είναι πολύ αμφιβόλο να παραγάγει αξιόπιστα αποτελέσματα.

Η προσέγγιση που προτείνεται έχει να κάνει με τους άμεσους ελέγχους της σύγκλισης αφήνοντας πίσω τις εξισώσεις της δομικής σύγκλισης. Περισσότερα οικονομετρικά εργαλεία χρησιμοποιούνται. Μία μέθοδος η οποία έχει χρησιμοποιηθεί ευρέως για να εξετάσει άμεσα τις διαστρωματικές κατανομές της παραγωγής ή του κατά κεφαλήν εισοδήματος με το χρόνο είναι οι εκτιμητές πυκνοτήτων της διαστρωματικής κατανομής της υπό έλεγχο σειράς. Τα αντίστοιχα γραφήματα δείχνουν πώς η διαστρωματική κατανομή συμπεριφέρεται με το χρόνο, δηλαδή, αν μετατρέπεται σε μία κανονική μονοκόρυφη κατανομή (unimodal) ή αν συνεχίζει να κυμαίνεται με το χρόνο. Ένα γράφημα παρόμοιο με την πρότερη κατάσταση σημαίνει ότι τα διαστρωματικά στοιχεία υπό ανάλυση συγκλίνουν προς ένα κοινό επίπεδο κατά κεφαλήν εισοδήματος, και ότι οι διαφορές με το χρόνο εξαλείφονται. Αντίθετα, γραφήματα τα οποία δεν τείνουν προς μονοκόρυφες κανονικές κατανομές δείχνουν απόκλιση ή μια κατάσταση με πολλαπλές ισορροπίες.

Μία τέτοια προσέγγιση θα εφαρμοσθεί σε χρονολογικές σειρές του ελληνικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ (μέρος V).

Παρόλο που οι εκτιμητές πυκνότητας δίνουν μία διαφωτιστική εικόνα της εξέλιξης όλης της κατανομής με το χρόνο, δε μας λένε τίποτα σχετικά με τη συμπεριφορά της κάθε οικονομίας του δειγματος. Αυτό σημαίνει ότι δε μας λένε σε περίπτωση που δεν έχουμε unimodality αν οι οικονομίες που σχηματίζουν τα διάφορα σύνολα παραμένουν οι ίδιες ή αν αλλάζουν με το χρόνο και, αν αυτό συμβαίνει, προς ποια κατεύθυνση και με τι πιθανότητα αυτό συμβαίνει.

Οι παραπάνω ερωτήσεις μπορούν να απαντηθούν με τη διαμόρφωση ενός μοντέλου πιθανοτήτων της μετάβασης - νόμος της κίνησης - για την

κατανομή που μελετάται κάθε φορά, και την ίδια ώρα μπορούν να χρησιμοποιηθούν για το χαρακτηρισμό της σταθερής πορείας. Ο Quah (1993b) προτείνει ένα τέτοιο ακριβώς μοντέλο: διακριτές αλυσίδες Markov χρησιμοποιούνται για να προσεγγιστεί και να εκτιμηθεί ένας νόμος της κίνησης για την εξελισσόμενη κατανομή. Μία σύντομη παρουσίαση αυτής της προσέγγισης είναι αυτό που ακολουθεί.

Εστια F_t δείχνει την κατανομή των εισοδημάτων μεταξύ περιοχών στο χρόνο t . Η κατανομή περιγράφεται με την εξέλιξη του $\{F_t: \text{ακέραιος } t\}$ με το νόμο της κίνησης:

$$F_{t+1} = M^* F_t \quad (5)$$

όπου M θέτει τη μια κατανομή μέσα στην άλλη και δίνει τα σημεία στην F_{t+1} όπου σημεία της F_t καταλήγουν. Έτσι, το M περιέχει πληροφορίες για το αν οικονομίες, που ξεκινούν την ημερομηνία t αρκετά κοντά, καταλήγουν αργότερα σε τελείως διαφορετικά επίπεδα εισοδήματος. Στη συμβατική προσέγγιση μεταφέρουμε απλά συνολικές στατιστικές της συνέχειας F_t κρύβοντας έτσι κινήσεις μέσα στην κατανομή. Η εξίσωση (5) είναι σαν ένα τυπικό αυτοπαλίνδρομο πρώτης τάξης, εκτός του ότι οι τιμές του είναι κατανομές αντί για αριθμούς ή διανύσματα αριθμών, και δεν περιέχει διαταρακτικό όρο.

Κατ' αναλογία με τα αυτοπαλίνδρομα δεν υπάρχει κανένας λόγος γιατί ο νόμος της κίνησης F_t θα έπρεπε να είναι πρώτης τάξης, ή γιατί η σχέση θα πρέπει να είναι ανεξάρτητη του χρόνου. Παρόλαυτά, η (5) είναι ένα χρήσιμο πρώτο βήμα στην ανάλυση των δυναμικών χαρακτηριστικών της $\{F_t\}$. Η επανάληψη παράγει πρόβλεψη για τις διαστρωματικές κατανομές:

$$F_{t+s} = (M^* M \dots M)^* F_t = M^s * F_t \quad (6)$$

Παίρνοντας την παραπάνω σχέση (5) στο όριο για $s \rightarrow \infty$, κάποιος μπορεί να χαρακτηρίσει την πιθανή μακροπρόθεσμη κατανομή των διαπεριφερειακών εισοδημάτων. Η σύγκλιση μπορεί να φανεί στην $\{F_{t+s}\}$ να τείνει προς ένα μαζικό σημείο. Ο διαχωρισμός της οικονομίας, μακροπρόθεσμα, σε έχοντες και μη έχοντες μπορεί να φανούν στην $\{F_{t+s}\}$ να τείνει προς κατανομή δύο σημείων ή *bimodal*. Η ταχύτητα της σύγκλισης των εξελισσόμενων κατανομών και των ιδιοτήτων της διαστρωματικής κινητικότητας μπορούν να μελετηθούν από συγκεκριμένα (φασματικά) χαρακτηριστικά του M . Εν συντομίᾳ, οι μεταβλητές της (5) επιτρέπουν την απάντηση ενός πλούτου ερωτήσεων με ενδιαφέρον γύρω από τη δυναμική του διαστρωματικού εισοδήματος.

Η παραπάνω μέθοδος με τη χρήση ενός αυθαίρετου πλέγματος διακριτοποίησης που χρησιμοποιείται για την κατασκευή του πίνακα (μήτρα) μετάβασης της αλυσίδας Markov είναι απλά ένας πρωτογενής μη

παραμετρικός εκτιμητής. Κάτι παρόμοιο θα χρησιμοποιήσουμε στο μέρος VI.

Ο Quah (1993b) προτείνει εναλλακτικές μεθόδους για να ξεπεραστεί το πρόβλημα του αυθαίρετου πλέγματος διακριτοποίησης. Χρησιμοποιώντας το ίδιο μοντέλο που παρουσιάστηκε παραπάνω ορίζει το M ως ένα *fractile* πίνακα μεταβολής πιθανότητας από F_t σε F_{t+1} . Μία στοχαστική διαφορική εξίσωση μπορεί να περιγράψει εξίσου καλά την εξέλιξη της αλληλουχίας των κατανομών.

Όλη η παραπάνω δουλειά που ξεκίνησε με τη χρήση από τον Quah χρονολογικών σειρών και διαστρωματικών στοιχείων ανήκει στο πεδίο της θεωρίας των πιθανοτήτων όπου τέτοιες δομές στοιχείων είναι γνωστές ως τυχαία πεδία. Οικονομετρική μοντελοποίηση των ιδιοτήτων της δυναμικής και της διασυσχέτισης τέτοιων δομών είναι ακόμα σχετικά ανεξερεύνητα.

III. Εμπειρικά αποτελέσματα διαφόρων τύπων σύγκλισης.

Στο προηγούμενο κεφάλαιο περιγράψαμε διάφορες θεωρίες που αφορούν την σύγκλιση οι οποίες έχουν εμφανιστεί στην βιβλιογραφία κυρίως τα τελευταία 15 χρόνια. Αυτά τα θεωρητικά ζητήματα ακολουθήθηκαν από μια ογκώδη εμπειρική βιβλιογραφία σχετικά με την σύγκλιση ανάμεσα σε περιοχές και σε χώρες. Εδώ θα αναφέρουμε σύντομα στα ευρήματα κάθε πτυχής της εμπειρικής έρευνας. Η κλασική προσέγγιση έχει εφαρμοστεί σε ένα μεγάλο εύρος βάσεων δεδομένων και τα αποτελέσματα είναι αρκετά ενδιαφέροντα.

Σε ένα άρθρο του de la Fuente (2000) ο συγγραφέας αναφέρεται σε μελέτες της σύγκλισης ανάμεσα σε χώρες και σε περιοχές με διαφορετικά δείγματα και τα αποτελέσματα του β-συντελεστή σύγκλισης φαίνεται να εντοπίζονται κοντά στο 2%. Αυτό υπονοεί ότι στα περισσότερα δείγματα που εξετάστηκαν, η β-σύγκλιση λαμβάνει χώρα αλλά αυτό πραγματοποιείται αρκετά αργά. Λαμβάνοντας υπόψη αυτή την τιμή για τον β-συντελεστή εκτιμάται ότι η διαφορά ανάμεσα στη χαμηλού και υψηλού εισοδήματος περιοχής ή χώρας θα υποδιπλασιαστεί περίπου σε 35 χρόνια, *ceteris paribus*. Αυτό σημαίνει ότι η ομογενοποίηση πραγματοποιείται με πολύ αργό ρυθμό.

Η εφαρμογή της β-σύγκλισης σε βάσεις δεδομένων για περιφέρειες δείχνει ότι η περιφερειακή σύγκλιση είναι πιθανό να λάβει χώρα χωρίς έλεγχο για διαφορετικότητα στη σταθερή πορεία αφού οι γειτονικές περιοχές είναι λιγότερο πιθανό να έχουν μεγάλες διαφορές σε όρους σταθερής πορείας. Αυτό σημαίνει ότι η μη υποθετική σύγκλιση μπορεί να βρεθεί σε περιφερειακά αναλύσεις: για παράδειγμα έχει διαπιστωθεί για τις ισπανικές περιοχές και για τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής.

(de la Fuente 1996, BS 1992). Οι BS (1992) χρησιμοποιούν δεδομένα σχετικά με το κατά κεφαλήν εισόδημα και το κατά κεφαλήν ακαθάριστο προϊόν για τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής από το 1880 και το 1963 αντίστοιχα. Αυτοί εκτιμούν την δομική εξίσωση (1) η οποία έχει περιγραφεί στο προηγούμενο μέρος αλλά αποκτούν διαφορετικούς β-συντελεστές για διαφορετικές υποπεριόδους. Προκειμένου να ελέγξουν το ασταθές υπόδειγμα των β-συντελεστών θεωρούν ότι αυτό το υπόδειγμα μπορεί να αντικατοπτρίζει συνολικές διαταραχές που έχουν διαφοροποιημένες επιδράσεις στο εισόδημα της κάθε πολιτείας. Για να διατηρήσουν σταθερές τέτοιους είδους επιδράσεις δημιουργησαν μια μεταβλητή η οποία μετρά την τοπική σύνθεση του εισοδήματος σε κάθε πολιτεία. Με το να την συμπεριλάβουν στην εκτίμηση της βασικής εξίσωσης της σύγκλισης πέτυχαν να σταθεροποιήσουν τους β-συντελεστές κοντά στο 28. Αυτή η τιμή δείχνει ότι σε αυτή την περίπτωση μια τυπική πολιτεία μειώνει μόνο 28 της διαφοράς του εισοδήματος του αναφορικά με το εθνικό μέσο εισόδημα κάθε χρόνο.

Αναφορικά με τις ελληνικές περιοχές έχουμε δυο μελέτες που έχουν ασχοληθεί με την β-σύγκλιση. Οι Σιριόπουλος και Αστερίου (1998) έχουν συντάξει μια τέτοια μελέτη. Αυτοί χρησιμοποίησαν δεδομένα για τις ελληνικές περιοχές σε Nuts II επίπεδο από το 1971 - 1996 και κατέληξαν στο συμπέρασμα κατά της απόλυτης ή της υποθετικής σύγκλισης εκτιμώντας τις δομικές εξισώσεις που προτάθηκαν από τους BS και MRW. Η συμπερίληψη μιας ψευδομεταβλητής για τις βόρειες και τις νότιες περιοχές και η στατιστικά εκτιμώμενη σημασία της τους οδήγησαν στο συμπέρασμα ότι η σύγκλιση πραγματοποιείται μόνο μέσα σε αυτά τα δυο γεωγραφικά γκρουπ και όχι μεταξύ αυτών των δυο. Γι' αυτό το λόγο, η οικονομική απόκλιση είναι το συμπέρασμά τους για τις ελληνικές περιοχές.

Διαφορετικά αποτελέσματα αναφορικά με τους 51 ελληνικούς νομούς για την περίοδο 1971-1993 βρέθηκαν από τον Τσιάνα (2000). Αυτός βρήκε μη υποθετική σύγκλιση και για τις δυο υποπεριόδους 1971-1979 και 1980-1993. Ήτοι, θα μπορούσαμε να πούμε ότι αυτές οι δυο μελέτες δεν οδηγούν σε συμπέρασμα σχετικά με το αν υπάρχει β-σύγκλιση στις ελληνικές περιοχές και νομούς.

Η βιβλιογραφία που αναφέρεται στην σύγκλιση έχει επίσης καταγράψει διάφορες περιφερειακές μελέτες οι οποίες δεν έχουν βρει σύγκλιση στα εξεταζόμενα δείγματα και γι' αυτό απορρίπτουν τις υποθέσεις της νεοκλασικής θεωρίας. Οι Mauro και Podreca (1994) έχουν εντοπίσει οικονομικό δυτισμό στις ιταλικές περιοχές. Ο Pagano (1993) προτείνει ότι η διαδικασία της σύγκλισης στην περιφερειακή ευρωπαϊκή παραγωγικότητα ή στο περιφερειακό ευρωπαϊκό εισόδημα έχει σταματήσει

με την πρώτη πετρελαϊκή κρίση και οι Neven και Gouwte (1994) καταγράφουν την ύπαρξη οικονομικού δυσισμού τύπου βορρά-νότου για την Ευρωπαϊκή Ένωση.

Επιστρέφοντας στις δομικές εξισώσεις της σύγκλισης αναφορικά με τα δείγματα του εσωτερικού μιας χώρας οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται για τον έλεγχο της σταθερής πορείας άρα και σημαντικές για την υποθετική β-σύγκλιση είναι: το μερίδιο της επένδυσης στο ΑΕΠ, το αρχικό ανθρώπινο κεφάλαιο και ο ρυθμός αύξησης του πληθυσμού. Η συμπερίληψη μιας μεταβλητής η οποία καθορίζει το μερίδιο της γεωργίας στο ΑΕΠ χρησιμοποιείται επίσης σαν ένας δείκτης της τοπικής σύνθεσης της εκροής και χρησιμοποιείται προκειμένου να ελέγξει τις συνολικές κρίσεις που μπορεί να σχετίζονται με την αρχική εισροή.

Το σύνηθες 2⁸ της β-σύγκλισης υπονοεί για τις ιδιότητες της συνάρτησης παραγωγής ότι από τη μια πλευρά έχουμε φθίνουσες αποδόσεις κεφαλαίου, μια ένδειξη που ταιριάζει απόλυτα με την νεοκλασική άποψη, αλλά από την άλλη πλευρά ο εμφανής αργός ρυθμός της διαδικασίας της σύγκλισης δείχνει ότι δεν είμαστε πολύ μακριά από το να έχουμε σταθερές αποδόσεις. Αυτό το αποτέλεσμα οδήγησε πολλούς οικονομολόγους να σκεφτούν σε όρους μιας ευρείας έννοιας του κεφαλαίου, παρά με την περιοριστική αντίληψη του κεφαλαίου που χρησιμοποιούμε στα αρχικά νεοκλασικά μοντέλα. Μέσα σε αυτό το πλαίσιο πολλοί συγγραφείς έχουν τονίσει την σημασία της επένδυσης σε ανθρώπινο κεφάλαιο με κυριότερη τη δουλειά των MRW οι οποίοι επέκτειναν το μοντέλο του Solow για να συμπεριλαμβάνοντας τον προαναφερθέντα παράγοντα.

Οι τεχνικές με panel στοιχεία παρόλο που προβλέπουν γρηγορότερη σύγκλιση βρίσκουν ότι κάθε οικονομία συγκλίνει στη δική της μόνιμη κατάσταση (steady state). Δεν θα αναφερθούμε περαιτέρω στα αποτελέσματα αυτής της μεθόδου αφού αυτό το θέμα το καλύψαμε στο δεύτερο μέρος του κεφαλαίου II.

Τα αποτελέσματα που αφορούν την β-σύγκλιση έρχονται σε αντίθεση με αυτά που προέκυψαν χρησιμοποιώντας την τεχνική της δυναμικής κατανομής που περιγράφτηκε στο τελευταίο μέρος του κεφαλαίου II. Αντί για διαδικασίες σύγκλισης τώρα η κυρίαρχη μορφή είναι η παρατήρηση ομάδων σύγκλισης ή συνασπισμών όπως τους ονόμασε ο Quah (1993b). Επίσης, διαφορετική δυναμική σύγκλισης παράγεται εξαρτώμενη από την αρχική κατανομή των χαρακτηριστικών κατά μήκος των χωρών. Σε αυτές τις δυνητικές δυναμικές συμπεριλαμβάνονται και σαφείς χαρακτηρισμοί ομάδων σύγκλισης: πόλωση- οι πλούσιοι γίνονται πλουσιότεροι, οι φτωχοί φτωχότεροι, και η μεσαία τάξη εξαφανίζεται; Δημιουργία συμπαγών διαφορετικών ομάδων στην κατανομή του εισοδήματος κατά μήκος

των χωρών; και παγίωση της απόστασης και απόκλιση. Όταν περισσότεροι από δυο συνασπισμούς σχηματίζονται, η δημιουργία συμπαγών διαφορετικών ομάδων είναι ένας κατάλληλος όρος για την πόλωση.

Ο Quah (1995) πειραματιζόμενος με την μέθοδο που έχει ήδη περιγραφεί για την σύγκλιση στον κόσμο βρήκε ότι υπάρχει πόλωση και όχι σύγκλιση. Ορισμένα μελέτες που εκπονήθηκαν για τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής αποκαλύπτουν μεγαλύτερη κινητικότητα. Τα διαγώνια στοιχεία στις μήτρες μετάβασης του Markov, οι οποίες δείχνουν τις πιθανότητες παραμονής του κατά κεφαλήν εισοδήματος στο ίδιο επίπεδο με την πάροδο του χρόνου, είναι μικρότερες και τα εκτός διαγωνίου στοιχεία, που αναφέρονται στις πιθανότητες μετάβασης, είναι μεγαλύτερα. Αυτή η μέθοδος λοιπόν προτείνει ότι μεγαλύτερη σύγκλιση πραγματοποιείται ανάμεσα στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής.

Ο Magrini (1999) εφαρμόζοντας παρόμοιες μεθόδους με αυτές του Quah συμπεραίνει ότι υπάρχει πόλωση στα Ευρωπαϊκά εισοδήματα κατά τη διάρκεια της περιόδου 1979-1990, υπό την άποψη ότι υπάρχουν ορισμένοι ηγέτες ανάπτυξης, ορισμένοι που ακολουθούν και ορισμένες πολύ φτωχές περιοχές στην βάση αυτής της κατανομής εισοδήματος.

Στις ελληνικές περιοχές-NUTS III- ο Τσιώνας (2000) έχει καταγράψει με την χρήση των μήτρων μετάβασης του Markov ότι οι περιφερειακές διαφορές είναι τόσο μεγάλες όπως ήταν στη δεκαετία του '70, και ότι παρόλο που κάποια αλλαγή στη δομή έχει πραγματοποιηθεί σε συνολικό επίπεδο, πιθανότατα σαν αποτέλεσμα της χρηματοδότησης από την Ευρωπαϊκή Ένωση, δεν ήταν αρκετή για να σταματήσει το σχηματισμό ομάδων και την πόλωση.

Στα κεφάλαια VI θα εφαρμόσουμε μια ανάλογη διαδικασία με διαφορετικό μέγεθος δεδομένων για να εξετάσουμε την συμπεριφορά της κατανομής του εισοδήματος κατά την περίοδο 1970-1994.

IV. Οι ελληνικές περιφέρειες: παρουσίαση της εξέλιξης-βασικών οικονομικών δεικτών από το 1970.

Σε αυτό το κεφάλαιο θα εξετάσουμε με την χρήση πινάκων την εξέλιξη διαφόρων οικονομικών δεικτών σε επίπεδο NUTS II και NUTS III¹, των ελληνικών περιοχών. Η διαθεσιμότητα των δεδομένων καθορίζει την χρήση του διαφορετικών επιπέδων ανάλυσης. Οι δείκτες που αφορούν το εκπαιδευτικό επίπεδο στις NUTS III υπολογίστηκαν από στοιχεία που αποκτήθηκαν από την Εθνική Στατιστική Υπηρεσία της Ελλάδας (ΕΣΥΕ) με βάση τις απογραφές του πληθυσμού που έγιναν τα έτη 1971, 1981 και 1991. Ο πίνακας που αφορά την επένδυση ανά NUTS II αποκτήθηκε από το Κέντρο Προγραμματισμού και Οικονομικών Ερευνών (ΚΕΠΕ). Η εξέλιξη του

πραγματικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ και το μερίδιο της γεωργίας στο ΑΕΠ κατά NUTS III υπολογίστηκαν από στοιχεία που αποκτήθηκαν από τοπικά στατιστικά στοιχεία της ΕΣΥΕ. Τέλος, οι ρυθμοί αύξησης του πληθυσμού κατά NUTS III υπολογίστηκαν από διάφορες περιοδικές εκδόσεις του ΚΕΠΕ.

Ξεκινώντας με την εξέλιξη του κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε NUTS III επίπεδο ο ακόλουθος πίνακας 1 περιγράφει τους ρυθμούς ανάπτυξης από το 1970 μέχρι και το 1994.

Πίνακας 1: Μέσοι ετήσιοι ρυθμοί μεταβολής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ (σταθερές τιμές 1999) από 1970-1994 (Nuts III).

Νομός	1970-	1981-	ΑΕΠ/κεφαλήν	ΑΕΠ/κεφαλήν	ΑΕΠ/κεφαλήν
	1980	1994	1970	1980	1994
ΕΒΡΟΥ	5,296	1,737	10086	15427	19179
ΡΟΔΟΠΗΣ	3,458	0,004	9635	12967	12975
ΞΑΝΘΗΣ	8,423	1,254	7446	13718	16126
ΔΡΑΜΑΣ	5,450	1,474	10346	15984	19282
ΚΑΒΑΛΑΣ	8,531	-0,153	11529	21364	20907
ΣΕΡΡΩΝ	3,682	-0,258	12824	17546	16912
ΘΕΣΣΑΛΟΝΙΚΗ	4,234	0,295	14502	20641	21495
ΧΑΛΚΙΔΙΚΗΣ	7,513	-2,107	14393	25206	17771
ΚΙΛΚΙΣ	3,134	0,637	14534	19089	20792
ΠΕΛΛΑΣ	4,941	-0,790	14571	21770	19362
ΗΜΑΘΙΑΣ	5,607	-0,548	14197	22157	20458
ΠΙΕΡΙΑΣ	5,630	-0,210	11353	17744	17221
ΦΛΩΡΙΝΑΣ	3,344	-0,083	11861	15828	15645
ΚΟΖΑΝΗΣ	9,320	0,215	11632	22472	23147
ΚΑΣΤΟΡΙΑΣ	1,187	-0,941	13496	15097	13109
ΓΡΕΒΕΝΩΝ	3,896	-1,735	10144	14096	10672
ΙΩΑΝΝΙΝΩΝ	6,164	-0,871	9634	15572	13673
ΑΡΤΑΣ	6,406	-0,546	8221	13488	12457
ΘΕΣΠΡΩΤΙΑΣ	5,719	0,034	7514	11811	11868
ΠΡΕΒΕΖΗΣ	7,540	-1,141	9654	16932	14228
ΛΑΡΙΣΑΣ	6,180	-0,399	11999	19415	18329
ΜΑΓΝΗΣΙΑΣ	9,731	-0,224	11217	22133	21440
ΤΡΙΚΑΛΩΝ	5,765	-0,769	9750	15371	13716
ΚΑΡΔΙΤΑΣ	3,738	0,969	12567	17265	19607
ΚΕΡΚΥΡΑΣ	5,977	1,166	11036	17632	20511
ΛΕΥΚΑΔΟΣ	2,197	0,207	10947	13352	13738
ΚΕΦΑΛΛΗΝΙΑΣ	1,228	0,875	12599	14146	15879
ΖΑΚΥΝΘΟΥ	3,425	1,059	11568	15529	17833
ΑΙΤΩΛΟΚΑΡΠΑΝΙΑΣ	4,295	0,460	11366	16248	17295
ΑΧΑΪΑΣ	5,056	-0,516	12828	19315	17919
ΗΛΕΙΑΣ	4,412	-0,783	12431	17915	15951
ΦΘΙΩΤΙΔΑΣ	3,556	-1,671	16937	22960	17589
ΕΥΡΥΤΑΝΙΑΣ	6,324	-1,511	8166	13330	10511
ΦΩΚΙΔΑΣ	3,039	-2,255	15856	20673	14146
ΒΟΙΩΤΙΑΣ	7,354	-2,160	23757	41229	28763
ΕΥΒΟΙΑΣ	11,09	-2,394	13780	28950	19245
ΑΤΤΙΚΗΣ	1,896	-0,269	19592	23308	22431



ΚΟΡΙΝΘΙΑΣ	7,452	-0,546	14107	24620	22737
ΑΡΓΟΛΙΔΑΣ	6,174	-0,920	13672	22114	19265
ΑΡΚΑΔΙΑΣ	7,602	-1,261	10829	19062	15696
ΜΕΣΣΗΝΙΑΣ	4,308	-1,061	13207	18897	16091
ΛΑΚΩΝΙΑΣ	4,844	-1,369	11438	16978	13723
ΛΕΣΒΟΥ	2,892	0,404	11535	14871	15712
ΧΙΟΥ	3,377	-0,352	9771	13071	12426
ΣΑΜΟΥ	4,846	1,693	8995	13354	16520
ΚΥΚΛΑΔΩΝ	4,342	0,287	12691	18202	18933
ΔΩΔΕΚΑΝΗΣΟΥ	5,155	2,971	11671	17686	25042
ΧΑΝΙΩΝ	4,434	1,646	11590	16729	20584
ΡΕΘΥΜΝΗΣ	6,509	1,314	10017	16536	19579
ΗΡΑΚΛΕΙΟΥ	4,818	2,170	11771	17443	22743
ΛΑΣΗΘΙΟΥ	4,879	1,550	12442	18512	22530

Ο παραπάνω πίνακας δείχνει ξεκάθαρα ότι κατά τη διάρκεια της περιόδου 1970-1980 οι ελληνικές περιοχές καρπώθηκαν εμφανείς ετήσιους ρυθμούς ανάπτυξης οι οποίοι κυμαίνονταν από 1,187% στην Καστοριά μέχρι 11,009% στην Εύβοια. Οι περισσότερες από αυτές τις περιοχές αναπτύσσονταν με ρυθμό μεγαλύτερο από 5% ετησίως. Επομένως, θα μπορούσαμε να πούμε ότι οι δυο πετρελαϊκές κρίσεις κατά τη διάρκεια εκείνης της δεκαετίας, οι οποίες είχαν ένα εμφανές αρνητικό αντίκτυπο στους ρυθμούς ανάπτυξης των περισσότερων Ευρωπαϊκών χωρών, δεν επηρέασαν σοβαρά την ελληνική οικονομία.

Η οικονομική ευημερία που καρπώθηκαν οι περισσότερες ελληνικές περιοχές την πρώτη δεκαετία μετατρέπεται γρήγορα σε μια οικονομική ύφεση κατά τη διάρκεια της περιόδου 1980-1994. Αυτή η πτώση στους ρυθμούς ανάπτυξης παίρνει τόσο σοβαρές διαστάσεις ώστε ορισμένες περιοχές όπως η Φωκίδα, η Βοιωτία και η Εύβοια εμφανίζουν αξιοσημείωτους αρνητικούς ρυθμούς ανάπτυξης. Μια πιο προσεκτική ματιά στον παραπάνω πίνακα μπορεί να αποκαλύψει ορισμένα ενδιαφέροντα χαρακτηριστικά. Οι περισσότερες περιοχές που βιώνουν αρνητικούς ρυθμούς ανάπτυξης τους κατά κεφαλήν ΑΕΠ κατά τη διάρκεια 1980-1994 είχαν το 1980 αρκετά υψηλά επίπεδα κατά κεφαλήν ΑΕΠ από τον εθνικό μέσο όρο. Για παράδειγμα η Καβάλα, η Βοιωτία, η Χαλκιδική και άλλες κατευθύνουν την σκέψη μας στην περίπτωση μη υποθετικής σύγκλισης όπου οι περιοχές με υψηλό εισόδημα τείνουν να αναπτύσσονται λιγότερο από αυτές με χαμηλό εισόδημα. Παρόλο που δεν ισχύει το ίδιο για όλες τις περιοχές οι οποίες ήταν φτωχές το 1980 για να αναπτυχθούν γρηγορότερα, αφού κυρίως οι νομοί της Ηπείρου (Ιωάννινα, Άρτα, Πρέβεζα) έχουν επίσης αρνητικούς ρυθμούς ανάπτυξης, η συνολική εικόνα φαίνεται να ευνοεί τη σύγκλιση.

Αυτά τα ευρήματα βασίζονται περισσότερο σε διαίσθηση και γι' αυτό δεν θα πρέπει να ληφθούν καθολοκληρία υπόψη.

Ο επόμενος πίνακας (2) περιγράφει την εξέλιξη της επένδυσης σε NUTS II επίπεδο. Παρόμοια στοιχεία για τις NUTS III περιοχές δεν ήταν διαθέσιμα.

Πίνακας 2: Κατανομή της επένδυσης σε NUTS II επίπεδο και μερίδιο σε συνολική εθνική επένδυση (σταθερές τιμές 1970).

ΠΕΡΙΟΧΕΣ	1981	% επί του συνόλου	1991	% επί του συνόλου
Ανατολική Μακεδονία/Θράκη	882,1	8,3	1705,5	9,6
Κεντρική Μακεδονία	1654,4	16,7	2180	12,2
Δυτική Μακεδονία	288,8	2,9	607,7	3,4
Ηπειρος	661,2	6,7	1054,5	6
Θεσσαλία	621,1	6,3	1114,3	6,2
Ιόνια Νησιά	211,3	2,1	393,9	2,3
Δυτική Ελλάδα	621,7	6,3	1185,4	6,6
Στερεά Ελλάδα	573,8	5,8	1561,1	8,7
Αττική	2539,8	25,9	4138,2	23,2
Πελοπόννησος	600,9	6	1076,2	6,21
Βόρειο Αιγαίο	297,2	3	642,8	3,6
Νότιο Αιγαίο	268,4	2,8	732,1	4,1
Κρήτη	695,2	7,1	1426,4	8

Ο πίνακας 2 περιγράφει την χωρική κατανομή της επένδυσης. Αν τη συνδυάσουμε με την γνωστή στασιμότητα της επένδυσης σε εθνικό επίπεδο από το 1980 και την αναδιάρθρωση της παραγωγής αρχικά από την γεωργία προς τον τομέα των υπηρεσιών (βλέπε πίνακας 3 στο παράτημα) μπορούμε να κατανοήσουμε μερικώς την οικονομική ύφεση που ξεκίνησε από το 1980. Η μειωμένη επένδυση σε τομείς οι οποίοι χρειάζονται επένδυση σε κεφάλαιο περισσότερο από τον πρωτογενή τομέα παραγωγής, ο τελευταίος είναι λιγότερο αυτοματοποιημένος, συνδυασμένος με την συγκέντρωση εργατικού δυναμικού σε τέτοιους τομείς μπορεί να ερμηνεύσει την παρατηρούμενη στασιμότητα.

Από το 1991 η χωρική κατανομή της επένδυσης έχει αλλάξει ελαφρώς προς όφελος των περιφερειακών περιοχών της χώρας. Η Αθήνα και η κεντρική Μακεδονία αντιμετώπισαν μια μείωση του αριθμού των επενδύσεων καθώς στις υπόλοιπες περιοχές υπήρχε μια μικρή αύξηση. Παρόλαυτά, οι δυο προαναφερόμενες περιοχές εξακολουθούν να απορροφούν πάνω από το ένα τρίτο των συνολικών επενδυόμενων κεφαλαίων. Δυστυχώς, δεν έχουμε διαθέσιμα στοιχεία για την κατανομή των κεφαλαίων που



προέρχονται από την Ευρωπαϊκή Ένωση σε τοπικό επίπεδο. Η ύπαρξη ενός τέτοιου πίνακα θα ήταν αρκετά αποκαλυπτική σχετικά με το που επενδύονται τα κεφάλαια και κατά συνέπεια σε αυτά τα κεφάλαια έχουν την επιθυμητή επίδραση στην ανάπτυξη.

Οι πίνακες 3(a) - 3(b) του παραρτήματος δείχνουν την εξέλιξη του μεριδίου της γεωργίας στο ΑΕΠ κατά την περίοδο 1970-1994 σε NUTS II και NUTS III επίπεδο. Γίνεται ξεκάθαρο από αυτούς τους πίνακες ότι το αντίστοιχο μερίδιο έχει μειωθεί δραματικά σχεδόν σε όλες τις περιοχές. Το 1994 μόνο τρεις από αυτές είχαν περισσότερο από 30% του ΑΕΠ τους να προέρχεται από την γεωργία, ενώ το 1970 σχεδόν όλες οι περιοχές είχαν περισσότερο από το 30% του ΑΕΠ τους να προέρχεται από γεωργικές δραστηριότητες. Οι περιοχές όπου παρατηρήθηκε μεγαλύτερη μείωση του μεριδίου της γεωργίας είναι το Νότιο Αιγαίο και η Δυτική Μακεδονία. Το Νότιο Αιγαίο την ίδια στιγμή αύξησε το μερίδιο επί της συνολικής επένδυσης πάνω από 50% (πίνακας 2) και είχε θετικούς ρυθμούς ανάπτυξης στο σύνολο της περιόδου 1980-1994.

Όσον αφορά την Δυτική Μακεδονία, παρόλο που μείωσε το μερίδιό της στην γεωργία από 32% σε 13% δεν αύξησε την επένδυση αναλογικά (από 2,9% το 1980 σε 3,4% το 1990 πίνακας 2) με αποτέλεσμα ο μοναδικός νομός αυτής της περιοχής που εμφάνισε θετικούς ρυθμούς ανάπτυξης ήταν η Κοζάνη.

Στον επόμενο πίνακα (4) παρουσιάζουμε την πληθυσμιακή αύξηση την περίοδο 1970-1994 και το μέγεθος του πληθυσμού κατά τη διάρκεια των ετών 1970, 1980 και 1994.

Πίνακας 4: Εξέλιξη των ετήσιων ρυθμών ανάπτυξης πληθυσμού από 1970-1994 και μέγεθος πληθυσμού σε NUTS III για 1971, 1981 και 1994.

Νομοί	Πληθυσμός 71	Πληθυσμός 81	Πληθυσμός 94	Ετης.Μτβλ.Πληθ (71-81)	Ετησ.Μτβλ.Πληθ. (81-94)
ΕΒΡΟΥ	140129	147821	131497	0.55	-0.85
ΡΟΔΟΠΗΣ	101758	107344	101788	0.55	-0.398
ΞΑΝΘΗΣ	83398	87976	90032	0.55	0.18
ΔΡΑΜΑΣ	89421	94329	99254	0.55	0.40
ΚΑΒΑΛΑΣ	127478	134475	139000	0.55	0.26
ΣΕΡΡΩΝ	172522	195241	198639	1.32	0.13
ΘΕΣΣΑΛΟΝΙΚΗΣ	765940	866805	954860	1.32	0.78
ΧΑΛΚΙΔΙΚΗΣ	70879	80213	106893	1.32	2.55
ΚΙΛΚΙΣ	72002	81484	83276	1.32	0.17
ΠΕΛΛΑΣ	116300	131615	142950	1.32	0.66
ΗΜΑΘΙΑΣ	117432	132896	144025	1.32	0.64
ΠΙΕΡΙΑΣ	94048	106433	123280	1.32	1.22
ΦΛΩΡΙΝΑΣ	48662	52084	53646	0.7	0.23
ΚΟΖΑΝΗΣ	136508	146108	152758	0.7	0.35
ΚΑΣΤΟΡΙΑΣ	49619	53108	52010	0.7	0.16

ΓΡΕΒΕΝΩΝ	34170	36573	42148	0.7	1.17
ΙΩΑΝΝΙΝΩΝ	140742	146627	167101	0.42	1.07
ΑΡΤΑΣ	76604	79807	81099	0.42	0.12
ΘΕΣΠΡΩΤΙΑΣ	39524	41177	49546	0.42	1.56
ΠΡΕΒΕΖΑΣ	53464	55700	61744	0.42	0.83
ΛΑΡΙΣΑΣ	241262	252569	270712	0.47	0.55
ΜΑΓΝΗΣΙΑΣ	173297	181419	201046	0.47	0.83
ΤΡΙΚΑΛΩΝ	127703	133688	139904	0.47	0.36
ΚΑΡΔΙΤΣΑΣ	118724	124288	129401	0.47	0.32
ΚΕΡΚΥΡΑΣ	100722	99378	108392	-0.13	0.70
ΛΕΥΚΑΔΑΣ	22002	21708	21474	-0.13	-0.08
ΚΕΦΑΛΛΗΝΙΑΣ	31523	31102	33303	-0.13	0.54
ΖΑΚΥΝΘΟΥ	30197	29794	33410	-0.13	0.93
ΑΙΤΩΛΟΚΑΡΝΑΝΙΑΣ	212503	218539	232603	0.28	0.49
ΑΧΑΪΑΣ	266059	273616	310277	0.28	1.03
ΗΛΕΙΑΣ	155342	159754	182125	0.28	1.08
ΦΟΙΟΤΙΔΑΣ	151776	161346	180621	0.63	0.92
ΕΥΡΥΤΑΝΙΑΣ	24694	26251	30187	0.63	1.15
ΦΩΚΙΔΑΣ	41681	44309	53723	0.63	1.63
ΒΟΙΩΤΙΑΣ	109760	116681	149180	0.63	2.14
ΕΥΒΟΙΑΣ	176496	187624	221702	0.63	1.39
ΑΤΤΙΚΗΣ	2797849	3355303	3487074	1.99	0.30
ΚΟΡΙΝΘΙΑΣ	123966	122698	161126	-0.1	2.41
ΑΡΓΟΛΙΔΑΣ	93379	92424	100560	-0.1	0.68
ΑΡΚΑΔΙΑΣ	109194	108077	112564	-0.1	0.32
ΜΕΣΣΗΝΙΑΣ	161374	159723	173083	-0.1	0.64
ΛΑΚΩΝΙΑΣ	94083	93120	102164	-0.1	0.75
ΛΕΣΒΟΥ	112902	104626	98659	-0.73	-0.44
ΧΙΟΥ	53851	49904	50020	-0.73	0.02
ΣΑΜΟΥ	43706	40502	38991	-0.73	-0.29
ΚΥΚΛΑΔΩΝ	78908	88358	97353	1.19	0.78
ΔΩΔΕΚΑΝΗΣΟΥ	128446	143830	164309	1.19	1.09
ΧΑΝΙΩΝ	114599	125468	136010	0.95	0.65
ΡΕΘΥΜΝΗΣ	56895	62291	72310	0.95	1.24
ΗΡΑΚΛΕΙΟΥ	221342	242336	269047	0.95	0.88
ΛΑΣΗΘΙΟΥ	63806	69858	72729	0.95	0.31

Η πέμπτη στήλη στον παραπάνω πίνακα δεν θα πρέπει να θεωρηθεί σαν οι πραγματικοί ρυθμοί αύξησης του πληθυσμού επειδή τα στοιχεία δεν ήταν διαθέσιμα σε NUTS III επίπεδο και έτσι έκανα μια γραμμική εκτίμηση για τον πληθυσμό και τους ρυθμούς αύξησης χρησιμοποιώντας δεδομένα για το πληθυσμό σε NUTS II.

Πριν προχωρήσουμε στην ανάλυση του πίνακα θα πρέπει να λάβουμε υπόψη μας τα παρακάτω δεδομένα. Δυο μεγάλες πληθυσμιακές εισροές κατά τη διάρκεια της δεκαετίας '20 και του '50 στην Αθήνα και τη Θεσσαλονίκη συνοδευόμενες από μεγάλη μετανάστευση, είτε προς αστικές περιοχές είτε προς το εξωτερικό, είναι δυο χαρακτηριστικά της πληθυσμιακής κατανομής στις ελληνικές περιοχές μέχρι το 1970. Αυτές οι πληθυσμιακές ροές δημιούργησαν μια πολύ άνιση πληθυσμιακή κατανομή της ελληνικής αγοράς. Τα δυο κύρια αστικά βιομηχανικά κέντρα της

χώρας συγκεντρώνουν περισσότερο από το 60% της συνολικής βιομηχανικής απασχόλησης και των βιομηχανικών εγκαταστάσεων, γι' αυτό το λόγο ο κύριος όγκος της επένδυσης εξακολουθεί να εντοπίζεται στην Κεντρική Μακεδονία και την Αττική.

Παρατηρώντας τον πίνακα 4 μπορούμε να πούμε ότι κατά την περίοδο 1971-1981 η Αθήνα και η Θεσσαλονίκη ήταν οι πιο δημοφιλείς προορισμοί των μεταναστών αγγίζοντας ένα μέσο όρο επίσημας πληθυσμιακής αύξησης της τάξης του 1,99% και 1,32% αντίστοιχα. Την επόμενη περίοδο 1981-1994 αυτή η τάση μειώνεται και η Αθήνα φαίνεται να έχει αγγίξει τα όρια της δεδομένης χωρητικότητάς της. Την ίδια στιγμή περιοχές που κατά την ίδια περίοδο είχαν υψηλά επίπεδα κατά κεφαλήν ΑΕΠ είχαν επίσης υψηλούς ρυθμούς αύξησης του πληθυσμού. Για παράδειγμα η Κορινθία, η Χαλκιδική, και η Βοιωτία έχουν επίσημες μέσους όρους αύξησης πληθυσμού πάνω από 2%. Το ενδιαφέρον χαρακτηριστικό σε αυτή την περίπτωση είναι ότι αυτές οι περιοχές την ίδια περίοδο 1981-1994 έχουν αρνητικούς ρυθμούς ανάπτυξης. Αυτό σημαίνει ότι οι πληθυσμιακές ροές προσελκύονται κυρίως από το επίπεδο του μέσου κατά κεφαλήν ΑΕΠ και όχι από τους ρυθμούς ανάπτυξης κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου.

Οι πληθυσμιακές ροές φαίνεται ότι δρουν προς όφελος της σύγκλισης αφού εντοπίζουμε ροές από περιοχές με χαμηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ προς περιοχές με υψηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Αυτό ήταν κάτι αναμενόμενο αφού μέσα στα όρια της Ελλάδας δεν υπάρχουν εμπόδια για την κινητικότητα του εργατικού δυναμικού στο εσωτερικό της χώρας. Διοικητικά και πολιτισμικά εμπόδια είναι εντελώς απόντα. Η θεωρητική ένσταση για το γεγονός ότι οι πληθυσμιακές ροές δρουν προς όφελος της σύγκλισης αποδεικνύεται από το γεγονός ότι το μέρος του πληθυσμού που φεύγει από τις φτωχές περιοχές είναι οι νέοι δηλαδή το πιο ελπιδοφόρο κομμάτι του πληθυσμού για οικονομική αναζωγόνηση της περιοχής. Δυστυχώς δεν υπάρχουν διαθέσιμοι πίνακες που να αναλύουν την εσωτερική μετανάστευσή σε μορφωτικές ομάδες και με βάση την ηλικία.

Ο τελευταίος πίνακας του παραρτήματος (5), ο οποίος έχει μεγάλο ενδιαφέρον, περιγράφει τα μορφωτικά επίπεδα συμπληρωμένα σαν ποσοστά του πληθυσμού σε NUTS III επίπεδο από το 1971 ως το 1991. Αυτός ο παράγοντας, όπως ήδη έχουμε αναφέρει, έχει χρησιμοποιηθεί σαν μια σημαντική μεταβλητή ελέγχου της μόνιμης κατάστασης (steady state) στη βιβλιογραφία σχετικά με τη β-σύγκλιση. Η επέκταση του μοντέλου του Solow από τους MRW ελέγχει για το επίπεδο του ανθρώπινου κεφαλαίου σαφέστατα στο δομικό μοντέλο σύγκλισης. Ένα ενδιαφέρον σημείο που τονίστηκε από τον de la Fuente (2000) είναι ότι η στατιστική σημασία διαφόρων μεταβλητών ελέγχου της μονίμου κατάστασης (steady state) σε

εξισώσεις σύγκλισης δεν υπονοεί απαραίτητα ότι η σύγκλιση που θα βρεθεί ότι θα είναι υποθετική, αφού οι μεταβλητές που ελέγχονται μπορούν να συγκλίνουν επίσης σε μια κοινή μόνιμη κατάσταση μακροπρόθεσμα και έτσι η σύγκλιση που θα βρεθεί μπορεί να είναι στην πραγματικότητα μη υποθετική.

Όπως ήδη έχουμε δει το μερίδιο της επένδυσης στο ΑΕΠ φαίνεται ότι δεν καταρρέει σε μια μόνιμη κατάσταση (πίνακας 2) εξαιτίας της αργής δομικής οικονομικής ομογενοποίησης των Ελληνικών περιοχών. Άλλα τι λι συμβαίνει με το μορφωτικό επίπεδο; Μια πιο προσεκτική παρατήρηση του πίνακα 5 αποκαλύπτει μερικά ενδιαφέροντα σημεία.

Παρ' όλο που η μορφωτική εμβάθυνση είναι ένας κοινός κανόνας για όλους τους νομούς οι διαφορές παραμένουν στη διάρκεια αυτών των 20 ετών. Τα δυο κύρια αστικά κέντρα Αθήνα και Θεσσαλονίκη εξακολουθούν να έχουν το μεγαλύτερο ποσοστό του πληθυσμού τους με εκπληρωμένη τη δευτεροβάθμια εκπαίδευση. Το 1991 αυτός ο αριθμός αγγίζει το 45% του συνολικού πληθυσμού. Η συσχέτιση του υψηλού μορφωτικού επιπέδου με τους κατά κεφαλήν ρυθμούς ανάπτυξης είναι αναμενόμενη. Περιμέναμε ότι το χαμηλό μορφωτικό επίπεδο του πληθυσμού θα έχει σαν αποτέλεσμα χαμηλούς ρυθμούς ανάπτυξης, αυτή η συσχέτιση έχει καταγραφεί ικανοποιητικά στις εμπειρικές μελέτες οικονομικής μεγέθυνσης (Barro 1991). Αυτό φαίνεται να είναι κάτι συνηθισμένο και στα δικά μας στοιχεία.

Οι μόνες περιοχές που φαίνεται να συμπεριφέρονται διαφορετικά από το αναμενόμενο είναι η Χίος και τα Ιωάννινα, αυτές οι δύο περιοχές αν και καταγράφουν μεγάλα ποσοστά του πληθυσμού με εκπαίδευση πανεπιστημιακού επιπέδου το 1991 το κατά κεφαλήν ΑΕΠ είναι ιδιαίτερα χαμηλό και οι σχετικοί ρυθμοί ανάπτυξης είναι αρνητικοί. Αυτό το γεγονός πρέπει να ερμηνευθεί λαμβάνοντας υπόψη τις ιδιαίτερες οικονομικές και κοινωνικές συνθήκες κάθε περιοχής.

Η συνολική επίδραση της μορφωτικής εμβάθυνσης φαίνεται να είναι η αναμενόμενη, παρόλαυτά, οι εκπαίδευτικές διαφορές ακόμα και στο 1991 είναι σημαντικές παρότι βαίνουν ελαφρώς μειούμενες.

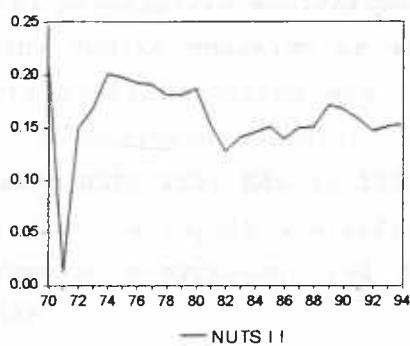
V. σ-σύγκλιση και εκτιμητές πυκνότητας της διαπεριφερειακής κατανομής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε NUTS II και NUTS III.

Σε αυτό το κεφάλαιο αρχίζουμε την εμπειρική έρευνα της σύγκλισης στις ελληνικές περιφέρειες. Οι εκτιμητές της σ-σύγκλισης και οι εκτιμητές πυκνότητας της ενδοπεριφερειακής κατανομής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ θα μας δώσουν μια πρώτη ιδέα για τον τρόπο που έχει

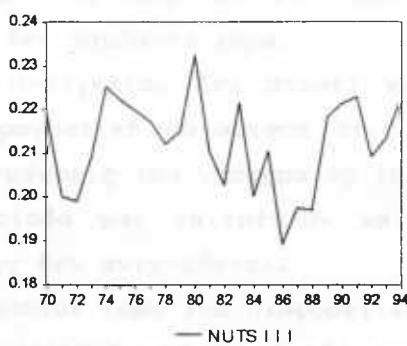
εξελιχθεί ολόκληρη η κατανομή του πραγματικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ στις ελληνικές περιφέρειες και νομούς με το χρόνο.

Ξεκινώντας με την σ-σύγκλιση χρειαζόμαστε διαγράμματα της χρονικής πορείας κάποιου μέτρου της διασποράς του κατά κεφαλήν ΑΕΠ, τυπικά χρησιμοποιείται η τυπική απόκλιση του λογαρίθμου του. Στην περίπτωσή μας θα χρησιμοποιήσουμε την τυπική απόκλιση του λογαρίθμου σε σχέση με το εθνικό μέσο κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Τα επόμενα δύο διαγράμματα ανταποκρίνονται σε επίπεδα περιφερειακής διαβάθμισης Nuts II και Nuts III.

Διάγραμμα 1: σ-σύγκλιση σε επίπεδο NUTS II.



Διάγραμμα 2: σ-σύγκλιση σε επίπεδο NUTS III.



Και τα δύο παραπάνω διαγράμματα δείχνουν ξεκάθαρα ότι από το 1980 έως το 1986 έχει πραγματοποιηθεί σ-σύγκλιση αλλά από το 1986 και μετά φαίνεται να υπάρχει αυξητική τάση στην τυπική απόκλιση ιδιαίτερα σε επίπεδο Nuts III. Η είσοδος της Ελλάδας στην τότε Ευρωπαϊκή Κοινότητα και τα συνακόλουθα κεφάλαια που εισέρευσαν από τα Ολοκληρωμένα Μεσογειακά Προγράμματα και το Περιφερειακό Πλαίσιο Στήριξης, δύνανται να είναι ένας σοβαρός λόγος για την παρατηρούμενη σύγκλιση κατά την περίοδο αυτή.

Η κατάσταση μέχρι το 1980 φαίνεται ως μια περίοδος αυξάνουσας απόκλισης για τις ελληνικές περιφέρειες, αφού η απόκλιση του

λογαριθμισμένου σχετικού πραγματικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ αυξάνεται. Το γεγονός αυτό δεν ήταν προφανές από τα δεδομένα του πίνακα 1 αφού όλες οι περιοχές κατά την περίοδο εκείνη παρουσίαζαν υψηλά ποσοστά ανάπτυξης, αλλά οι πλούσιες περιοχές αναπτύσσονταν στην πραγματικότητα πιο γρήγορα από τις φτωχότερες. Μετά το 1986 η φθίνουσα τάση στα δύο διαγράμματα σταματά, και τα επόμενα χρόνια δεν έχουμε σ-σύγκλιση.

Η παρατηρούμενη πορεία δύναται να εξηγηθεί από το γεγονός ότι τα αρχικά κεφάλαια που εισέρευσαν από την Ευρωπαϊκή Ένωση δεν συνδυάστηκαν με ένα ραγδαίο και ποιοτικό μετασχηματισμό στην οικονομική δομή των φτωχών περιοχών, με αποτέλεσμα η αρχική προώθηση στους ρυθμούς οικονομικής μεγέθυνσης οφειλόμενη σε αυτές τις πληρωμές να μην μπορεί να έχει μακροχρόνια αποτελέσματα.

Εξετάζοντας την τυπική απόκλιση σε επίπεδο NUTS II τη χρονιά 1970 παρατηρούμε ότι είναι υψηλότερη από την παρατηρούμενη κατά το 1994 ($0,207 > 0,154$). Το αντίθετο συμβαίνει εάν εξετάσουμε τα ανάλογα νούμερα για το επίπεδο NUTS III. Εδώ το 1994 η τυπική απόκλιση είναι μεγαλύτερη από αυτή το 1970 ($0,218 < 0,222$). Επιστρέφοντας στη μία περίπτωση μπορούμε να ανιχνεύσουμε σ-σύγκλιση, ενώ δεν μπορούμε να πούμε το ίδιο και για την άλλη.

Για την περίπτωση του επιπέδου Nuts II το διάγραμμα 1 δείχνει ότι η απόκλιση μετά το 1982 έχει παραμείνει σχεδόν σταθερή για τα υπόλοιπα χρόνια. Αυτό συνεπάγεται ότι ουσιαστικά καμία τάση προς σύγκλιση ή απόκλιση δεν λαμβάνει χώρα.

Μέχρι τώρα η σ-σύγκλιση δεν μπορεί να μας δώσει περισσότερα στοιχεία για την πραγματική κατάσταση στις ελληνικές περιοχές, οι παρατηρούμενες διακυμάνσεις του γραφήματος της τυπικής απόκλισης κατά την εξεταζόμενη περίοδο μας επιτρέπουν να συμπεράνουμε ότι καμία συμπεριφορά σύγκλισης δεν ανιχνεύεται.

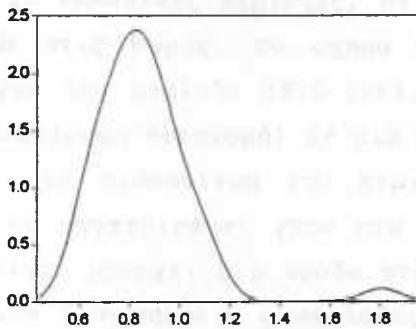
Θα χρησιμοποιήσουμε τώρα ένα διαφορετικό οικονομετρικό εργαλείο που εξετάζει τη συμπεριφορά της συνολικής κατανομής του εισοδήματος, τους εκτιμητές πυκνότητας. Προκειμένου να ελέγχουμε για τα shocks στο εθνικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ, το υπολογιζόμενο περιφερειακό κατά κεφαλήν ΑΕΠ διαιρείται με την αντίστοιχη εθνική μεταβλητή. Αυτή η ομαλοποίηση είναι ένας εύκολος τρόπος να ουδετεροποιήσουμε τις περιφερειακές σειρές μας σε σχέση με την εθνική τάση ανάπτυξης και τις διακυμάνσεις.

Μια σειρά γραφικών που αποτυπώνουν την εξέλιξη της διαπεριφερειακής κατανομής θα ήταν παραστατική για τη συμπεριφορά της τελευταίας. Παρακάτω παρουσιάζονται δύο διαγράμματα, 3 and 4, το

πρώτο για την περίοδο 1970-1982 και το άλλο για τα υπόλοιπα χρόνια. Το επίπεδο περιφερειακής διαβάθμισης είναι Nuts III.

Σχεδιάγραμμα 3: Kernel εκτιμητές πυκνότητας για NUTS III, 1970-1982.

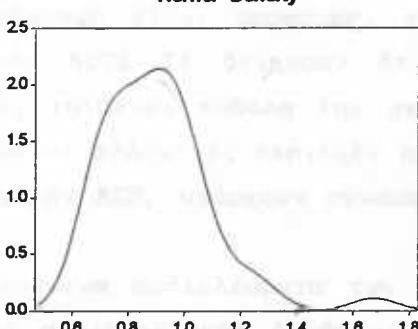
Kernel Density



70 - 82

Σχεδιάγραμμα 4: Kernel εκτιμητές πυκνότητας¹ για Nuts III, 1983-1994.

Kernel Density



83 - 94

Παρόμοια γραφήματα 5,6 σε επίπεδα NUTS II παρουσιάζονται στο παράρτημα. Επιθεώρηση των σχημάτων 3, 4 δείχνει ότι και τα δύο είναι κοντά σε μια κατανομή «unimodal», εκτός από την κορυφή στο δεξιό κομμάτι, κάτι που μας οδηγεί στη σκέψη ενός μικρού συνόλου πολύ πλουσιότερων από τη μέση επαρχία (η επαρχία της Βοιωτίας είναι η πλουσιότερη, βλ. πίνακα 1). Μια κοιλιά στην κατανομή που εμφανίζεται στο αριστερό μέρος του σχήματος 4 συνεπάγεται ότι εκεί μπορεί να συμβεί μια αλλαγή στην διαπεριφερειακή κατανομή του κατά κεφαλήν ΑΕΠ στα έτη 1983-1994.

Μια ενδιαφέρουσα αλλαγή είναι ότι κατά τη διάρκεια της δεύτερης υποπεριόδου, 1982-1994, η πλειονότητα των ελληνικών νομών

¹ Οι εκτιμητές υπολογίστηκαν χρησιμοποιώντας Gaussian πυρήνα με εύρος μπάντας (bandwidth) επιλεγμένο αυτόματα, όπως προτάθηκε από τον Silverman (1986).

συγκεντρώνεται στο 95% του εθνικού μέσου όρου, όταν σε προηγούμενη περίοδο η πλειονότητά τους ήταν γύρω στο 83%. Όμοια αποτελέσματα που αφορούν τη συμπεριφορά της πλειονότητας των ελληνικών περιφερειών αποκαλύπτονται εξετάζοντας τα σχήματα 5 και 6 στο παράρτημα.

Τα αποτελέσματα είναι διαφορετικά καθώς εξετάζουμε τα τελευταία διαγράμματα, για τις 13 ελληνικές περιοχές, σε σχέση με την κατανομή του κατά κεφαλήν ΑΕΠ στις ουρές. Το σχήμα 5 δείχνει τον Kernel εκτιμητή πυκνότητας για την περίοδο 1970-1983. Σίγουρα υπάρχει ένας βαθμός bimodality (πολυκόρυφη κατανομή) με μια μικρή ευδιάκριτη ομάδα περιοχών να ηγούνται, με πιθανότερη την περιφέρεια της Αθήνας. Η πλειονότητα φαίνεται να συγκεντρώνει γύρω στο 85% του εθνικού μέσου όρου, και την ίδια στιγμή υπάρχει μια ομάδα περιοχών που φαίνεται να μένει πίσω. Στο επόμενο διάγραμμα 6 η περίοδος που καλύπτεται είναι από 1983 έως 1994 όπου η κατάσταση αλλάζει ραγδαία σε σχέση με την προηγούμενη περίοδο.

Τώρα οι αναδυόμενες ομάδες των περιοχών, που έμεναν πίσω από τις άλλες την προηγούμενη περίοδο, γίνονται πλέον καθαρά διακριτές. Η bimodality στην κατανομή είναι προφανής, και έτσι οι εκτιμητές πυκνότητας για επίπεδο NUTS II δείχνουν ότι bimodality παρά τη μεταβαλλόμενη της φύση επιμένει καθόλη την περίοδο 1970-1994. Αυτό σημαίνει ότι παρόλο που οι ελληνικές περιοχές προσεγγίζουν τον εθνικό μέσο όρο του κατά κεφαλήν ΑΕΠ, υπάρχουν συνασπισμοί περιφερειών που μένουν πίσω.

Αυτά τα αντικρουόμενα αποτελέσματα των εκτιμητών πυκνότητας, ανάλογα με το επίπεδο περιφερειακής διαβάθμισης, προκαλούν σχετική έκπληξη. Μια πιθανή εξήγηση των ευρημάτων αυτών είναι ότι στα δεδομένα η Αττική εμφανίζεται τόσο σε επίπεδο Nuts III όσο και Nuts II. Συνυπολογίζοντας ότι η Αττική ανήκει στις πλουσιότερες περιοχές πρέπει να αναμένεται ότι θα επηρεάσει περισσότερο την κατανομή σε επίπεδο Nuts II από ότι σε Nuts III towards bimodality γιατί στην πρώτη το σχετικό της βάρος στην κατανομή είναι πολύ μεγαλύτερο από ότι στη δεύτερη.

Φυσικά, κυριολεκτική αποδοχή των παραπάνω αποτελεσμάτων θα πρέπει να αποφευχθεί, αφού άμεσα συμπεράσματα από τους εκτιμητές πυκνότητας εξαρτώνται από τσχυρές παραδοχές και απαιτούν μεγάλο δείγμα για να δώσουν ακριβές αποτέλεσμα. Η τελευταία συνθήκη στην περίπτωση των 13 περιφερειών-δειγμάτων προφανώς δεν τηρείται. Όσον αφορά την υπόθεση ότι τα δεδομένα σε κάθε υποπερίοδο είναι κατά προσέγγιση ανεξάρτητα φαίνεται επίσης να παραβιάζεται, αφού τα εισοδήματα σε κάθε περιοχή αναμένεται να συσχετίζονται.

Μέχρι τώρα οι δύο αυτές μέθοδοι - σ-σύγκλιση και οι Kernel εκτιμητές πυκνότητας - δεν αποκαλύπτουν τις συμβαίνει στην διαπεριφερειακή κατανομή των εισοδημάτων. Όπως χαρακτηριστικά υπογραμμίζει ο Quah (1996), αυτές οι δύο μέθοδοι παρόλο που δίνουν πληροφορίες για τη συμπεριφορά της κατανομής ως σύνολο, δεν φανερώνουν πιθανές εσωτερικές όμοιες κορυφές στην κατανομή (twin-peakedness) (παρόλο που οι εκτιμητές πυκνότητας μας πληροφορούν σχετικά με το τελευταίο), ούτε αναφέρουν τίποτα για υπερπήδηση ανάμεσα στις περιφέρειες.

Ωστόσο η κατανόηση της δυναμικής της ενδοκατανομής, θα πληροφορούσε για τη δυναμική των φτωχών περιοχών να προσεγγίσουν τις πλούσιες. Η δυναμική της εσωτερικής κατανομής περιλαμβάνει πληροφορίες για την αλλαγή σε επίπεδα - αλλά πολύ περισσότερο περιέχει πληροφορίες για την απόσταση που καλύπτεται όταν συμβαίνουν τέτοιες αλλαγές. Στο ακόλουθο κεφάλαιο θα εξετάσουμε τη δυναμική της ενδοκατανομής στους ελληνικούς νομούς.

VII. Πίνακες μετάβασης κατά Markov κανόνα αλυσίδα.

Η χρήση του κανόνα αλυσίδας του Markov διευκολύνει την εξέταση της εσωτερικής δυναμικής μιας κατανομής. Έχουμε ήδη δείξει ότι τα αποτελέσματα κάθε τέτοιας μεθόδου εξαρτώνται άμεσα από τον κανόνα στην διακριτοποίησης που μπορεί να χρησιμοποιήσει κανείς. Από τη θεωρία του Markov, γνωρίζουμε ότι μια συνεχής πρώτης τάξης διαδικασία Markov (κατά τα άλλα καλώς συμπεριφερόμενη) μπορεί να μη διατηρεί ούτε την ιδιότητα Markov αν διακριτοποιηθεί ακατάλληλα. Για αυτό το λόγο στην ακόλουθη παρουσίαση έχουμε χρησιμοποιήσει εναλλακτικούς βαθμούς διακριτοποίησης για την περίοδο 1970-1994.

Οι ελληνικές νομοί χωρίστηκαν σύμφωνα με το επίπεδο του κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε πέντε 'states' κατηγορίες. Επιλέξαμε αυτό τον καταμερισμό² (5 states) επειδή είναι κοινός σε παρόμοιες μελέτες και τα σημεία διακριτοποίησης έχουν επιλεχθεί με σκοπό να περιλαβουν σχεδόν ίδια πλήθη ζευγών περιοχής - χρόνου. Η πρώτη κατηγορία περιλαμβάνει επαρχίες με επίπεδο του κατά κεφαλήν ΑΕΠ μικρότερο από 68% του εθνικού μέσου όρου, η δεύτερη κατηγορία περιλαμβάνει επαρχίες φτωχότερες από 77%, η τρίτη κατηγορία εκείνες που είναι φτωχότερες από 86%, η τέταρτη τις φτωχότερες από 97% και η πέμπτη περιλαμβάνει

² Ο Τσιώνας (2000) έδειξε ανάγλυφα ότι διαφορετικός επιμερισμός (λιγότερα ή περισσότερα επίπεδα) μπορεί να αποδώσουν διαφορετικά αποτελέσματα σχετικά με τη συμπεριφορά των ελληνικών νομών.

τις πλουσιότερες επαρχίες. Αυτή η κατηγοριοποίηση αποδίδεται σε πίνακες μεγέθους 5x5 όπου τα στοιχεία (j,k) είναι η πιθανότητα ένας νομός σε κατάσταση j αλλάζει σε κατάσταση k κατά την εξεταζόμενη περίοδο. Τα μοντέλα που παρουσιάζονται αφορούν την ετήσια μετάβαση από κατάσταση σε κατάσταση.

Πριν παρουσιάσουμε τους συγκεντρωτικούς πίνακες, πρέπει να πούμε ότι η ιδανική κατάσταση για σύγκλιση θα είχανε αν παρουσιάζόταν ένας πίνακας μετάβασης Markov με τις εξής ιδιότητες. Αρχικά τα διαγώνια στοιχεία του να μην είναι κοντά στη μονάδα, κατά δεύτερον τα μη διαγώνια στοιχεία του να μην είναι κοντά στο μηδέν, και τρίτον οι οριακές πιθανότητες να είναι σχεδόν ίσες.

Στους παρακάτω δύο πίνακες 5, 6 παρουσιάζουμε δύο μάτρες μετάβασης Markov που καλύπτουν τις περιόδους 1970-1982 και 1982-1994 αντίστοιχα. Οι πιθανότητες μετάβασης είναι υπολογισμένες σε ετήσια βάση.

Πίνακας 5: πίνακας μετάβασης κατά Markov αλυσίδα για την περίοδο 1970-1982 (Nuts III).

Επίπεδο εισοδήματος*	<68%	68%-77%	77%-86%	86%-97%	>97%	
Περίοδος 1970-1982		1	2	3	4	5
{112}**	1	0,803571	0,125	0,044643	0,026786	0
{112}	2	0,107143	0,580357	0,232143	0,071429	0,008929
{146}	3	0	0,178082	0,60274	0,164384	0,054795
{114}	4	0	0	0,263158	0,552632	0,184211
{128}	5	0	0	0	0,125	0,875
Επίπεδο εισοδήματος		1	2	3	4	5
Περίοδος 1982-1994		1	2	3	4	5
{53}	1	0,754717	0,245283	0	0	0
{111}	2	0,162162	0,648649	0,18018	0,009009	0
{130}	3	0,015385	0,153846	0,692308	0,123077	0,015385
{131}	4	0	0,030534	0,122137	0,687023	0,160305
{199}	5	0	0	0,005025	0,135678	0,859296

*Τα επίπεδα εισοδήματος δείχνουν τα κατά κεφαλήν ΑΕΠ επίπεδα των ελληνικών νομών σε σχέση με το εθνικό μέσο δρο.

**Οι αριθμοί στις αγκύλες είναι τα αθροίσματα των ζευγαριών νομός/έτος που ξεκινάνε από κάθε συγκεκριμένο κελί.

Αυτοί οι δύο πίνακες είναι αποκαλυπτικοί της ενδοκατανομής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Βλέπουμε πως τα δύο άκρα της κατανομής δηλαδή τα στοιχεία (1,1) και (5,5), δείχνουν μεγάλη εμμονή (πάνω από 80% πιθανότητα να παραμείνει στο ίδιο εισοδηματικό επίπεδο κάθε χρόνο για

την περίοδο 1970-1982). Αυτό σημαίνει ότι οι νομοί είτε στην ανώτερη είτε στην κατώτερη εισοδηματική βαθμίδα είναι σχεδόν 'εγκλωβισμένοι' στα άκρα της κατανομής. Κάτι τέτοιο αποτελεί λίαν ανησυχητικό εύρημα.

Η ίδια συμπεριφορά φαίνεται να επιβεβαιώνεται και κατά την επόμενη περίοδο, αν και η πιθανότητα μετάβασης από τις φτωχότερες σε πλουσιότερες βαθμίδες είναι κατατι μεγαλύτερη για τη δεύτερη περίοδο. Αυτό ίσως να σημαίνει ότι γίνεται περισσότερο εύκολο για τους φτωχότερους νομούς να αλλάζουν επίπεδο σε ετήσια βάση.

Περαιτέρω επισκόπηση των πιθανοτήτων μετάβασης των ενδιάμεσων εισοδηματικών επιπέδων οδηγεί στις ακόλουθες διαπιστώσεις. Το τρίτο και τέταρτο επίπεδο κατά την περίοδο 1970-1982 δείχνουν σχεδόν ίσες πιθανότητες μετάβασης σε χαμηλότερα ή υψηλότερα επίπεδα. Κάτι τέτοιο σημαίνει ότι σύγκλιση δεν λαμβάνει χώρα. Αυτή η τάση διαπιστώνεται επίσης και την επόμενη περίοδο 1982-1994. Τα διαγώνια στοιχεία εξακολουθούν να είναι σημαντικά για τα ακραία επίπεδα 1 και 5, αν και ελαφρώς μειωμένα με τις αντίστοιχες πιθανότητες παραμονής στα ενδιάμεσα στάδια να δείχνουν αυξημένες.

Αυτά τα δύο χαρακτηριστικά των έμμονων υψηλών πιθανοτήτων παραμονής στα ακραία εισοδηματικά επίπεδα και ταυτόχρονα η απουσία διακριτής τάσης μεταβάσεων αναφορικά με τα ενδιάμεσα επίπεδα μας οδηγεί αναπόφευκτα να σκεφτούμε ότι απόκλιση παρά σύγκλιση συμβαίνει. Η διαφοροποίηση του μεγέθους των πιθανοτήτων κατά τη διάρκεια των δύο περιόδων μας κάνουν να σκεφτούμε την περίπτωση μιας μικρής δομικής αλλαγής στην δυναμική της ενδοκατανομής προς λιγότερο αποκλίνουσες διαδικασίες. Αυτό μπορεί εν μέρει να αποδοθεί στην είσοδο της Ελλάδας στην Ε.Ε.

Τώρα θα χρησιμοποιήσουμε ένα διαφορετικό πλέγμα διακριτοποίησης προκειμένου να ελέγξουμε την αντοχή των παραπάνω συμπερασμάτων. Η πρώτη κατηγορία περιλαμβάνει τους νομούς με κατά κεφαλήν ΑΕΠ χαμηλότερο από το 65% του εθνικού ΑΕΠ; η δεύτερη κατηγορία περιλαμβάνει νομούς φτωχότερους από το 74%, η τρίτη τους φτωχότερους από το 82%, η πέμπτη κατηγορία αυτούς με λιγότερο από το 92% και η τελευταία περιελάμβανε τους πλουσιότερους νομούς. Δημιουργούμε μήτρα ανάλογη με τις ήδη παρουσιασθείσες τώρα όμως καλύπτουμε όλο το εύρος της περιόδου 1970-1994.

Πίνακας 6: Μήτρα μετάβασης κατά Markov αλυσίδα, 1970-1994.

Χρήση Εναλλακτικού πλέγματος διακριτοποίησης.

Επίπεδο εισοδήματος*	<65%	65%-74%	74%-82%	82%-92%	>92%
Ετήσιες μεταβάσεις 70-94	1	2	3	4	5
{112}**	1 0,785714	0,169643	0,035714	0,008929	
{192}	2 0,098958	0,645833	0,203125	0,046875	0,005208
{242}	3 0,008264	0,177686	0,607438	0,165289	0,041322
{243}	4 0 0,016461	0,17284	0,633745	0,176955	
{435}	5 0 0 0,011494	0,087356	0,901149		

* Τα επίπεδα εισοδήματος δείχνουν τα κατά κεφαλήν ΑΕΠ επίπεδα των ελληνικών νομών σε σχέση με το εθνικό μέσο όρο.

** Οι αριθμοί στις αγκύλες είναι τα αθροίσματα των ζευγαριών νομός/έτος που ξεκινάνε από κάθε συγκεκριμένο κελί.

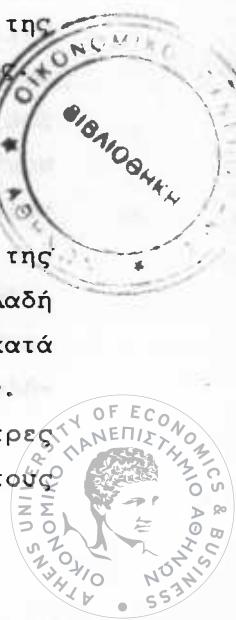
Ο πίνακας 6 επιβεβαίωνει τα αποτελέσματα που βρήκαμε με το προηγούμενο πλέγμα διακριτοποίησης. Οι πιθανότητες παραμένουν στα ακραία επίπεδα υψηλές και επίσης οι πιθανότητες μετάβασης από τα ενδιάμεσα εισοδηματικά επίπεδα σε υψηλότερα ή χαμηλότερα παραμένουν σχεδόν ίσες.

Αν και περαιτέρω διαφοροποίηση του πλέγματος διακριτοποίησης θα έπρεπε να χρησιμοποιηθεί προκειμένου να ελεγχθεί η αξιοπιστία των αποτελεσμάτων μας με παράλληλη την εισαγωγή περισσότερων εισοδηματικών επιπέδων, πιστεύουμε ότι τα αποτελέσματα μας είναι αρκετά αξιόπιστα. Είναι κοντά σε αυτά που βρίσκεται ο Τσιώνας (2000) για τη σύγκλιση στις ελληνικούς νομούς. Αυτό που αποκαλύψαμε μέχρι τώρα είναι ότι αυτό που χαρακτηρίζει την κατανομή του εισοδήματος στην Ελλάδα είναι η υψηλή εμμονή ομάδων με ακραία εισοδηματικά επίπεδα με τις ενδιάμεσες περιφέρειες να μεταβαίνουν σε υψηλότερα και χαμηλότερα επίπεδα εισοδήματος σχεδόν ισοπίθανα. Αυτά τα ευρήματα αν συνδυαστούν με αυτά του προηγούμενου κεφαλαίου για τη συμπεριφορά της εισοδηματικής κατανόμης μας επιτρέπουν να καταλήξουμε υπέρ της ύπαρξης πόλων και μερικής πόλωσης στα πλαίσια των νομών της Ελλάδας.

VII. Ποίοι παράγοντες επηρεάζουν τη δυναμική μετάβασης

Η ανάλυση μέχρι τώρα έχει επικεντρωθεί στον προσδιορισμό της φύσης της οικονομικής διαδικασίας στις ελληνικές περιφέρειες, δηλαδή μέχρι τώρα ενδιαφερόμασταν για το αν σύγκλιση στα επίπεδα του κατά κεφαλήν ΑΕΠ λαμβάνει χώρα ανάμεσα στους νομούς και τις περιφέρειες.

Όπως διαπιστώθηκε από την ανάλυση με τις αλυσωτές μήτρες μετάβασης Markov υπάρχει σημαντική κινητικότητα αναφορικά με τους



νομούς που βρίσκονται στα ενδιάμεσα εισοδηματικά επίπεδα. Έτσι λοιπόν μια εύλογα αναδυόμενη ερώτηση είναι τι προσδιορίζει αυτή τη δυναμική της κινητικότητας. Γιατί παρατηρούμε σχετικά φτωχές περιοχές να μεταβαίνουν σε υψηλότερα επίπεδα εισοδήματος και αντίστροφα τι είναι αυτό που κάνει τις πλούσιες να γίνονται φτωχότερες; Απαντήσεις σε τέτοιου είδους ερωτήματα είναι τεράστιας σημασίας για την κατανόηση και πρόβλεψη της εξέλιξης των δυναμικών που αναπτύσσονται στα πλαίσια της διαπεριφερειακής κατανομής του εισοδήματος στην Ελλάδα.

VII.A. Παρουσίαση του θεωρητικού μοντέλου.

Το μοντέλο που χρησιμοποιούμε για να αναλύσουμε αυτές τις μεταβάσεις είναι το binary probit/logit μοντέλο που χρησιμοποιείται ευρέως στην κοινωνιολογία και στα οικονομικά της εργασίας. Το μοντέλο λέγεται binary γιατί η εξαρτημένη μεταβλητή παίρνει δύο τιμές 0 και 1. Ενώ οι όροι probit/logit αναφέρονται στις εναλλακτικές υποθέσεις αναφορικά με το πώς συμπεριφέρεται η συνάρτηση κατανομής του διαταρακτικού όρου του μοντέλου.

Τώρα, θα παρουσιάσουμε τη θεωρητική βάση της ανάλυσης μας. Ουσιαστικά αυτό που προσπαθούμε να κάνουμε είναι να εκτιμήσουμε τους προσδιοριστικούς παράγοντες των πιθανοτήτων μετάβασης σε μια 2×2 Markov μήτρα.

Πίνακας 7

Εισοδηματικά		0	1
Επίπεδα	0	Π_{00}	Π_{01}
	1	Π_{10}	Π_{11}

Στον παραπάνω πίνακα τα π είναι οι πιθανότητες μετάβασης σε κατώτερο ή ανώτερο εισοδηματικό επίπεδο ενώ οι αντίστοιχες συμπληρωματικές πιθανότητες είναι οι πιθανότητες οι περιφέρειες να παραμείνουν στα ίδια αρχικά επίπεδα. Κάθε φορά στην εμπειρική μας διερεύνηση χρησιμοποιούμε διαφορετικά επίπεδα διαίρεσης προκειμένου να προσδιορίσουμε τα επίπεδα κατά κεφαλήν ΑΕΠ κάτω των οποίων υποθέτουμε ότι μια περιοχή είναι φτωχή. Έτσι λοιπόν, παρατηρούμε για κάθε νομό 2 τιμές. Εάν ο νομός στο τελικό στάδιο έχει μεταβεί σε άλλο επίπεδο εισοδήματος από το αρχικό παίρνει την τιμή 1 αν όχι παίρνει την τιμή μηδέν. Αυτή είναι η παρατηρούμενη μεταβλητή γ (κατά κεφαλήν ΑΕΠ διαιρεμένο με τον εθνικό μέσο όρο στην περίπτωση μας).

Τώρα, υποθέτουμε ότι ουσιαστικά παρατηρούμενη γεγονότη (latent variable) που ορίζεται από την παρακάτω σχέση:

$$y_i^* = \beta' x_i + u_i \quad (1) \quad u_i \sim N(0, 1)$$

Όπως έχουμε ήδη πει δεν παρατηρούμε το y_i^* , το οποίο στην περίπτωσή μας μπορεί να οριστεί ως η δυναμική της κινητικότητας μέσα στην υφιστάμενη εισοδηματική κατανομή κάθε νομού. Αυτό που ουσιαστικά παρατηρούμε είναι πώς η δυναμική αυτή εξελίσσεται λαμβάνοντας τις τιμές 0 ή 1 σύμφωνα με τον τρόπο που έχουμε περιγράψει. Είσι, η παρατηρούμενη εξαρτημένη μεταβλητή γ προσδιορίζεται από το εάν η y_i^* ξεπερνάει κάποια τιμή 'κατώφλι':

$$y = 1 \text{ εάν } y_i^* > 0$$

$$y = 0 \text{ εάν } y_i^* \leq 0$$

Σε αυτή την περίπτωση το κατώφλι τίθεται στην τιμή μηδέν αλλά η επιλογή της τιμής κατωφλιού είναι άσχετη εφόσον περιλαβουμε σταθερό όρο στο x_i . Τότε,

$$\Pr(y_i=1|x_i, \beta) = \Pr(y_i^*>0) = \Pr(x_i'\beta + u_i > 0) = 1 - F_u(-x_i\beta)$$

όπου F_u είναι η σωρευτική κατανομή συνάρτησης του u , δηλαδή των καταλοίπων. Κοινά μοντέλα χρησιμοποιούν probit (τυπική κανονική), logit (λογιστική) και gompit (ακραίας τιμής) εξειδικεύσεις της συνάρτησης F . Τα αποτελέσματα που θα παρουσιαστούν χρησιμοποιούν εναλλακτικά probit και logit εξειδικεύσεις. Η επιλογή μεταξύ των 2 αυτών δεν έχει ιδιαίτερη επίδραση στις εκτιμήσεις των συντελεστών.

Κωδικοποιώντας την παρατηρούμενη εξαρτημένη μεταβλητή γ με 0,1 σημαίνει ότι η αναμενόμενη τιμή της γ είναι ουσιαστικά η πιθανότητα του $y=1$:

$$E(y_i=1|x_i, \beta) = 1 * \Pr(y_i=1|x_i, \beta) + 0 * \Pr(y_i=0|x_i, \beta) = \Pr(y_i=1|x_i, \beta).$$

VII.B. Τα στοιχεία

Μετά τη θεωρητικά παρουσίαση του μοντέλου probit/logit τώρα θα αναλύσουμε τα μοντέλα υπό εκτίμηση³. Χωρίζουμε την ανάλυση μας σε 2 υποπεριόδους την περίοδο 1970-1981 και 1981-1991. Εκτιμούμε 2 είδη

³ Η εκτίμηση των μοντέλων έγινε με τη βοήθεια του οικονομετρικού πακέτου E-Views. Η μέθοδος εκτίμησης έγινε με τη μεγιστοποίηση της σχετικής συνάρτησης πιθανοφάνειας. Εξ' υποθέσεως το E-Views χρησιμοποιεί την quadratic hill-climbing μέθοδο για να υπολογίσει εκτιμητές των παραμέτρων. Αυτός ο αλγόριθμος χρησιμοποιεί τη μήτρα των αναλυτικών δεύτερων παραγώγων της λογαριθμικής πιθανοφάνειας στο να κάνει επαναληπτικές βελτιώσεις και στο να υπολογίζει τη μήτρα συνδιακύμανσης των συντελεστών.

μοντέλων. Το πρώτο είναι για τους νομούς αυτούς που το αρχικό έτος ήταν φτωχοί και είτε παρέμειναν φτωχοί και στο τελικό έτος είτε μετέβησαν στο υψηλότερο επίπεδο εισοδήματος, και το άλλο μοντέλο χρησιμοποιήθηκε για τις περιοχές που ξεκίνησαν πλούσιες και είτε παρέμειναν είτε έγιναν φτωχές.

Η επιλογή του να χωρίσουμε το δείγμα μας (1970-1994) σε αυτές τις 2 υποπεριόδους έγινε προκειμένου να ελέγξουμε το εάν η είσοδος της Ελλάδας στην Ε.Ε είχε επίδραση στη δύναμη των προσδιοριστικών παραγόντων των πιθανοτήτων μετάβασης. Ο ορισμός των πλούσιων και φτωχών νομών έγινε σύμφωνα με εναλλακτικά επίπεδα διαίρεσης σχετικά με το εθνικό μέσο όρο. Η χρήση αυτών των εναλλακτικών επιπέδων διαίρεσης θεωρήθηκε απαραίτητη προκειμένου να ελέγξουμε αν οι ίδιοι παράγοντες έχουν την ίδια συμπεριφορά σε σχέση με τις πιθανότητες μετάβασης για διαφορετικά επίπεδα κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

Οι μεταβλητές που χρησιμοποιήσαμε για να εκτιμήσουμε τις επιδράσεις στις πιθανότητες μετάβασης είναι οι ακόλουθες. Το επίπεδο ανθρωπίνου κεφαλαίου, ορισμένο ως *educ_lev*, και ο ρυθμός ανάπτυξης του, ορισμένος ως *educ_gr* χρησιμοποιήθηκαν εναλλακτικά. Ως προσέγγιση (*proxy*) του πρώτου χρησιμοποιήθηκε το ποσοστό του πληθυσμού που είχε συμπληρώσει τουλάχιστον τη δευτεροβάθμια εκπαίδευση (τουλάχιστον τρία χρόνια παρακολούθησης) τα ανάλογα χρόνια 1971, 1981, 1991. Τα στοιχεία αυτά βρέθηκαν στις εθνικές απογραφές της Ελληνικής Στατιστικής Υπηρεσίας τα αντίστοιχα έτη.

Για παράδειγμα για την περίοδο 1970-1981 χρησιμοποιήσαμε ως *prox* του επιπέδου εκπαίδευσης το μέσο όρο του πληθυσμού μεταξύ το 1971-1981 που είχε εκπληρώσει τουλάχιστον τρία χρόνια δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης. Για το ρυθμό ανάπτυξης του ανθρώπινου κεφαλαίου το *prox* που χρησιμοποιήθηκε ήταν η απόλυτη μεταβολή στα ποσοστά εκπλήρωσης του πληθυσμού τουλάχιστον της εν λόγω βαθμίδας. Η χρήση μεταβλητών που αναφέρονται σε πτυχές του ανθρωπίνου κεφαλαίου δικαιολογείται από το γεγονός ότι το τελευταίο έχει χρησιμοποιηθεί ευρέως στην βιβλιογραφία της οικονομικής μεγέθυνσης ως προσδιοριστικός παράγοντας της σταθερής πορείας (*steady state*).

Στα μοντέλα μας, επίσης, συμπεριλάβαμε το μέσο ετήσιο ρυθμό μεταβολής του πληθυσμού σε κάθε περιφέρεια για τις 2 υποπεριόδους που έχουμε ορίσει. Ετήσια στοιχεία για τον πληθυσμό των νομών δεν ήταν διαθέσιμα για πριν το 1980 ως εκ τούτου οι υπολογισμοί έγιναν με βάση τον πληθυσμό σε επίπεδο των 13 περιφερειών το 1971 και το 1981 και οι ρυθμοί μεταβολής του πληθυσμού των νομών υπολογίστηκαν με γραμμικό τρόπο. Στα μοντέλα εμφανίζεται ως *rop*.

Μεταβολές στον ετήσιο ρυθμό αύξησης/μείωσης του πληθυσμού δεν αντιπροσωπεύουν μόνο μεταβολές στους ρυθμούς γονιμότητας αλλά είναι επίσης ενδεικτικές για τις ενδοπεριφερειακές τάσεις κινητικότητας του ανθρωπίνου δυναμικού. Αυτή φαίνεται να είναι και η περίπτωση για τους ελληνικούς νομούς όπου οι μετακινήσεις του πληθυσμού δεν αντιμετωπίζουν κανένα διοικητικό και πολιτισμικό εμπόδιο. Συμπεριλαμβάνουμε αυτή τη μεταβλητή στο μοντέλο μας για να ελέγχουμε αν οι μετακινήσεις του πληθυσμού ενεργούν υπέρ ή κατά της μετάβασης σε πλουσιότερα επίπεδα, και αντίστροφα.

Μια τρίτη μεταβλητή που χρησιμοποιούμε είναι το μερίδιο της γεωργίας ως ποσοστό του περιφερειακού ΑΕΠ, ορισμένο ως *agri*. Αυτή η μεταβλητή είναι ιδιαίτερης σημασίας για τους ελληνικούς νομούς όπου όλοι σχεδόν μέχρι τα μέσα της δεκαετία του 80 είχαν ποσοστά της γεωργίας στο ΑΕΠ τους πάνω από το 40%. Αυτός ο παράγοντας υποστηρίζεται ότι είναι μια σοβαρή αιτία για την οικονομική δυσπραγία της ελληνικής οικονομίας, για το λόγο αυτό τον περιλαμβάνουμε στις εκτιμήσεις μας αναμένοντας να βρούμε ότι διαδραματίζει ανασταλτικό ρόλο στην πιθανότητα μετάβασης σε υψηλότερο εισοδηματικό επίπεδο. Τον αντίθετο ρόλο αναμένουμε για την περίπτωση μετάβασης στο χαμηλό εισοδηματικό επίπεδο. Τα αποτελέσματα για την μεταβλητή αυτή όπως θα δούμε είναι μη αναμενόμενα αλλά η δικαιολόγηση που παρουσιάζεται φαίνεται να είναι ικανοποιητική.

Μια τελευταία μεταβλητή που έχουμε συμπεριλάβει στο μοντέλο μας είναι αυτή της απόστασης των νομών από την Αθήνα, ορισμένη ως *dist*. Η απόσταση είναι υπολογισμένη σε χιλιόμετρα και για τα νησιά βρήκαμε τις αποστάσεις σε ναυτικά μίλια και τις μετατρέψαμε και αυτές σε χιλιόμετρα. Η χρήση αυτής της μεταβλητής γίνεται προκειμένου να ελέγχουμε για τον δυϊσμό της ελληνικής οικονομίας. Εάν όντως αυτό το φαινόμενο χαρακτηρίζει την ελληνική πραγματικότητα τότε αναμένουμε ο συντελεστής της μεταβλητής να είναι στατιστικά σημαντικός και να έχει το αναμενόμενο αρνητικό πρόσημο εάν πρόκειται για μετάβαση σε πλουσιότερο επίπεδο.

Εναλλακτικά ή και προσθετικά σε μερικές περιπτώσεις έχουμε συμπεριλάβει και μια ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 για τους νομούς που είναι στα βόρεια σύνορα της Ελλάδας και την τιμή 0 για όλους τους άλλους. Η μεταβλητή αυτή, ορισμένη ως *bord*, χρησιμοποιείται για να ελέγχουμε τη σημαντικότητα των ειδικών συνθηκών που επικρατούν στις περιοχές αυτές.

Επιπλέον μεταβλητές ενδεχομένως να έδιναν ακόμα πιο ενδεικτικά αποτελέσματα, διαισθητικά η επένδυση ως μερίδιο του περιφερειακού ΑΕΠ θα μας έδινε χρήσιμα αποτελέσματα. Δυστυχώς, παρά την κοπιάδη

προσπάθεια εύρεσης τέτοιων στοιχείων ανά νομό κάτι τέτοιο δεν στάθηκε δυνατό για την περίοδο της έρευνάς μας.

Τελειώνοντας την παρουσίαση των στοιχείων και των μεταβλητών μας θα πρέπει να αναφερθούμε στην εξαρτημένη μεταβλητή που στο μοντέλο μας παίρνει μόνο την τιμή μηδέν και ένα. Αυτή εμφανίζεται ως *GDP_date*, για παράδειγμα *GDP_1981*, *GDP_1991*. Είναι το περιφερειακό πραγματικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ διατρεμένο με το εθνικό μέσο όρο τις αντίστοιχες καταληκτικές περιόδους. Κάνοντας αυτή τη διαίρεση αφαιρούμε από τις περιφερειακές σειρές μας τις διακυμάνσεις και την τάση του εθνικού μεγέθους. Έτσι, στην ανάλυση μας δεν χρειάζεται να ελέγξουμε για ετεροσκεδαστικότητα. Στις αρχικές περιόδους 1970 και 1981 χρησιμοποιούμε τρία διαφορετικά επίπεδα διαίρεσης μεταξύ πλούσιων και φτωχών. Στο επόμενο κεφάλαιο θα διασφηνίσουμε τα επίπεδα αυτά. Όλη η ανάλυση γίνεται σε επίπεδο Nuts III, καλύπτοντας τους 51 νομούς της Ελλάδας κατά την περίοδο 1970-1984.

VII.C. Τα αποτελέσματα του binary probit μοντέλου.

Πρώτα απ' όλα παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα των μεταβλητών που καθορίζουν τη μετάβαση σε πλούσιο επίπεδο κατά τη διάρκεια 1970-1981 και 1981-1991. Κατά τη διάρκεια της πρώτης περιόδου έχουμε χρησιμοποιήσει τρία διαφορετικά επίπεδα διαίρεσης, δηλαδή το 75%, 82% and 95% του εθνικού μέσου όρου. Έχουμε υπολογίσει τις χώρες που ήταν κάτω από καθένα από αυτά τα επίπεδα το 1970 και επίσης εξετάσαμε τη συμπεριφορά τους σε σχέση με τα ίδια επίπεδα το 1981. Αν για παράδειγμα το 1970 μια περιοχή ήταν τόσο πλούσια όσο το 70% του εθνικού μέσου όρου και το 1981 αυξήθηκε στο 76%, τότε έπαιρνε τη τιμή ένα, αλλά εάν αυτή η περιοχή ήταν ακόμα κάτω από το 75% του εθνικού μέσου όρου τότε έπαιρνε τη τιμή μηδέν. Παρόμοια δουλέψαμε και με τα άλλα δύο επίπεδα του 82% and 95%.

Από κάτω παρουσιάζουμε τον πίνακα με τα αποτελέσματα για επίπεδο διαίρεσης της τάξεως του 75%.

Πίνακας 8: Περίοδος 70-81: Τιμή διαίρεσης φτωχών-πλούσιων 0,75 του μέσου εθνικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Μετάβαση φτωχών το 1970 σε πλούσιους το 1981.

Dependent Variable: GDP1981

Method: ML – Binary Probit

Date: 07/18/02 Time: 13:32

Sample: 1 20

Included observations: 20

Convergence achieved after 7 iterations
 Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	- 8.674232	2.091556	-2.091556	0.0365
	18.14264			
EDUCLEV	0.868025	0.409100	2.121792	0.0339
POP	2.535749	1.534172	1.652845	0.0984
AGRI	0.126078	0.081704	1.543106	0.1228
DIST	0.006232	0.004794	1.299999	0.1936
BORD	- 1.666814	1.183470	-1.183470	0.2366
	1.972625			
Mean dependent var	0.600000	S.D. dependent var	0.502625	
S.E. of regression	0.422201	Akaike info criterion	1.303147	
Sum squared resid	2.495556	Schwarz criterion	1.601867	
Log likelihood	-	Hannan-Quinn criter.	1.361460	
Restr. log likelihood	7.031469	Avg. log likelihood	-0.351573	
LR stat. (5 df)	13.46023	McFadden R-squared	0.477612	
Probab. (LR.stat)	0.024751			
Obs with Dep=0	8	Total obs	20	
Obs with Dep=1	12			

Ο από πάνω πίνακας δείχνει ότι το επίπεδο εκπαίδευσης του πληθυσμού επηρεάζει θετικά την πιθανότητα μετάβασης σε υψηλότερο εισοδηματικό επίπεδο. Η επίδραση αυτή είναι σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Η στήλη των πιθανοτήτων αναφέρεται στη πιθανότητα του ότι ο συντελεστής ενδιαφέροντος είναι στατιστικά διαφορετικός από το μηδέν. H_0 : συντελεστής ίσος με μηδέν, H_1 : συντελεστής διαφορετικός του μηδενός. Εμείς ενδιαφερόμαστε για μεταβλητές οι οποίες έχουν πιθανότητες μικρότερες από το 0,10 για επίπεδο σημαντικότητας υψηλότερο του 10%. Με τέτοιες πιθανότητες μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση.

Η μεταβολή του πληθυσμού (pop) επίσης εμφανίζεται με θετικό πρόσημο στην εκτίμησή του μοντέλου και είναι στατιστικά σημαντικό στο επίπεδο της τάξεως του 10%. Αυτό σημαίνει ότι η μεταβολή του πληθυσμού βοηθούν μια περιοχή στο να ξεπεράσει ένα συγκεκριμένο (κατώφλι) εισοδήματος. Με αυτόν τον τρόπο μπορούμε να συμπεράνουμε ότι αυτό δεν είναι συνέπεια της αλλαγής των δεικτών γονιμότητας μιας περιοχής, αλλά μπορεί να οφείλεται στη μετανάστευση εργατικού δυναμικού προς περιοχές που έχουν τις απαραίτητες συνθήκες για να ευδοκιμήσουν. Αυτό συνεπάγεται ότι οι μετακινήσεις ενός πληθυσμού δεν προσδιορίζονται μόνο από το επίπεδο οικονομικής ευμάρειας, όπως ήδη έχει λεχθεί στο κεφάλαιο που περιγράφει της ανάπτυξης του πληθυσμού

στις ελληνικές περιοχές, αλλά επίσης οι προοπτικές ανάπτυξης (από μόνες τους) μιας περιοχής ελκύουν πληθυσμό. Αυτή η διαπίστωση μπορεί να πιστοποιήσει τους ισχυρισμούς του ότι το πιο παραγωγικό μέρος μιας περιοχής μεταναστεύει συνεισφέροντας έτσι στην οικονομική ανάπτυξη της περιφέρειας υποδοχής.

Εναλλακτικά, αυτή η αμφίδρομη αιτιώδης σχέση, εφόσον οι μετακινήσεις του πληθυσμού μπορούν από μόνες τους να είναι παράγων ανάπτυξης για την περιοχή που τους υποδέχεται, ανάλογη περίπτωση αποτελεί και η μετακίνηση φτηνού εργατικού δυναμικού ως εισροή στην παραγωγική διαδικασία, ιδιαίτερα της γεωργίας.

Αυτή η τελευταία παρατήρηση μπορεί να συνδυαστεί με το μη αναμενόμενο πρόσημο του μεριδίου της γεωργίας στο ΑΕΠ. Εμφανίζεται στην εξίσωση με θετικό πρόσημο αλλά είναι στατιστικά μη σημαντικό. Η ανάπτυξη του πληθυσμού, εάν αυτή οφείλεται στις μετακινήσεις του φτηνού εργατικού δυναμικού προς τις περιοχές με μεγαλύτερο μερίδιο στη γεωργία σε σχέση με το ΑΕΠ, μπορεί να εξηγήσει το θετικό πρόσημο του τελευταίου. Φθηνότερη εισροή για γεωργική παραγωγή δημιουργεί ευκολότερες συνθήκες για τις περιοχές αυτές να γίνουν πιο ανταγωνιστικές και να αναπτυχθούν.

Το πρόσημο της απόστασης από την Αθήνα είναι θετικό, όμως μη σημαντικό το οποίο σημαίνει ότι ο δυϊσμός δεν είναι παρών τουλάχιστον για τη μετάβαση πάνω από το 75% του εθνικού μέσο όρου το 1981. Παρόλα αυτά, η μεταβλητή *border* εμφανίζεται με αρνητικό πρόσημο. Αυτό σημαίνει ότι του να ανήκεις στα βόρεια σύνορα της Ελλάδας είναι από μόνο του ένα μειονέκτημα για τη μετάβαση σε ανώτερο εισοδηματικό επίπεδο.

Περιλαμβάνοντας τους ρυθμούς εκπαιδευτικής ανάπτυξης ως χαρακτηριστικό του ανθρωπίνου κεφαλαίου αντί του εκπαιδευτικού επιπέδου δεν μας δίνει στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα, παρόλα αυτά εμφανίζεται με το αναμενόμενο πρόσημο θετικό πρόσημο.

Επιστρέφοντας στον πίνακα 8, είναι σημαντικό να εξηγήσουμε ορισμένα στατιστικές πιθανοφάνειας που παρουσιάζονται:

- Λογαριθμική πιθανοφάνεια είναι η μεγιστοποιημένη τιμή της λογαριθμικής συνάρτησης της πιθανοφάνειας.
- Μέση λογαριθμική πιθανοφάνεια είναι η λογαριθμική πιθανοφάνεια διαιρεμένη με τον αριθμό των παρατηρήσεων n .
- Περιορισμένη λογαριθμική πιθανοφάνεια είναι η μεγιστοποιημένη λογαριθμική πιθανοφάνεια (I_r), όταν όλοι οι συντελεστές της εξίσωσης (εκτός από τον σταθερό όρο) είναι περιορισμένοι στο μηδέν.
- Η στατιστική λογαριθμική πιθανοφάνεια εξετάζει την από κοινού μηδενική υπόθεση ότι όλοι οι συντελεστές της εξίσωσης (εκτός από τον σταθερό όρο) είναι μηδενικοί και υπολογίζεται ως $-2(L_r - L)$. Αυτή είναι

ανάλογη της F-στατιστικής σε μοντέλα γραμμικής παλινδρόμησης και εξετάζει τη συνολική σημαντικότητα του υποδείγματος. Ο αριθμός σε παρένθεση είναι οι βαθμοί ελευθερίας, οι οποίοι είναι ο αριθμός των περιορισμών υπό έλεγχο.

• Η πιθανότητα της στατιστικής λογαριθμικής πιθανοφάνειας (LR stat) είναι η p-αξία της (LR stat). Σύμφωνα με τη μηδενική υπόθεση, η στατιστική λογαριθμική πιθανοφάνεια κατανέμεται ασυμπτωτικά ως χ^2 (sqr) μεταβλητή, με βαθμούς ελευθερίας που ισούνται με τον αριθμό των περιορισμών υπό έλεγχο.

• McFadden R-squared είναι ο δείκτης της πιθανοφάνειας και υπολογίζεται ως $1-L/L_r$, όπου L_r είναι ο περιορισμένος λογάριθμος της πιθανοφάνειας. Όπως το όνομα δείχνει, αυτό είναι ανάλογο του R-squared το οποίο αναφέρεται στα μοντέλα γραμμικής παλινδρόμησης. Έχει την ιδιότητα να βρίσκεται μεταξύ των τιμών μηδέν και ένα.

• Υπάρχουν επίσης κάποια κριτήρια που παρουσιάζονται, όπως:

Akaike info criterion (AIC), Schwarz criterion (SC), Hannan-Quinn criterion (HQ). Αυτά τα κριτήρια συνήθως χρησιμοποιούνται για την επιλογή μεταξύ διαφορετικών εξειδικεύσεων του υποδείγματος.

Το μοντέλο στον πίνακα 8, είναι στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο του 5% (Prob.LR. statistic) και οι επεξηγηματικές μεταβλητές ικανοποιητικά εξηγούν την εξαρτημένη μεταβλητή ικανοποιητικά (κοίτα McFadden R-squared) εάν λάβουμε υπόψη ότι έχουμε διαστρωματικά στοιχεία.

Οι πίνακες 9 και 10 οι οποίοι παρουσιάζονται στο παράρτημα, δείχνουν πώς οι μεταβλητές που μας ενδιαφέρουν επηρεάζουν την πιθανότητα μετάβασης σε πλουσιότερο επίπεδο όταν τα επίπεδα διαίρεσης είναι 82% και 95% του εθνικού μέσου όρου αντιστοίχως. Αναφορικά με τον πίνακα 9, βλέπουμε ότι οι μεταβλητές μας δεν μπορούν να εξηγήσουν τις πιθανότητες μετάβασης. Αυτό αντικατοπτρίζεται στη μη σημαντικότητα όλων των συντελεστών και στην περιορισμένη επεξηγηματική δυνατότητα του μοντέλου McFadden R-squared. Παρατάτα, οι δυναμικές είναι οι ίδιες, δηλαδή κάθε μεταβλητή έχει το πρόσημο που βρίσκουμε στο μοντέλο του πίνακα 8.

Εξετάζοντας τον πίνακα 10 αντιλαμβανόμαστε ότι το μοντέλο γίνεται σημαντικό (κοίτα αντιστοίχως Prob. LR. statistic). Οι συντελεστές της εκπαίδευσης και του πληθυσμού έχουν τα αναμενόμενα θετικά πρόσημα τα οποία έχουν ήδη δικαιολογηθεί. Επίσης, παρατηρείται μεταβολή στο πρόσημο της γεωργίας και απόστασης συγκριτικά με το προηγούμενο μοντέλο. Και οι δυο μεταβλητές έχουν αρνητικό πρόσημο αλλά παραμένουν μη σημαντικές. Αυτό το πρόσημο σημαίνει ότι για περιοχές οι οποίες μετέβησαν από φτωχά σε πλούσια επίπεδα το 1981, τα

ότι βρίσκονται μακριά από την Αθήνα και είχαν μεγάλα μερίδια γεωργίας στο ΑΕΠ τους ήταν δυο παράγοντες που δυσχέραιναν την μετάβασή τους.

Συμπερασματικά όσον αφορά την πρώτη περίοδο διερεύνησης, μπορούμε να υποστηρίξουμε ότι οι μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για να εξηγήσουν τη δυναμική της μετάβασης παίρνουν το αναμενόμενο πρόσημο καθώς πλησιάζουμε το πάνω επίπεδο διαίρεσης. Αυτό σημαίνει ότι παρόλο που για μεταβάσεις κρατών μεσαίου μεγέθους όσον αφορά τα εισοδήματα οι μεταβλητές *agri* και *dist* δείχνουν να μην επηρεάζουν την μετάβαση, οι ίδιες μεταβλητές έχουν ανασταλτικές συνέπειες όταν εξετάζουμε μεταβάσεις περιφερειών σε πλουσιότερες βαθμίδες.

Τώρα θα κοιτάξουμε τρεις παρόμοιους πίνακες οι οποίοι καλύπτουν την περίοδο 1981-1991. Κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου έχουμε χρησιμοποιήσει τρία διαφορετικά επίπεδα διαίρεσης, δηλαδή το 85%, 95% και 105% του εθνικού μέσου όρου. Ο πίνακας 11 εξετάζει το τι ακριβώς προσδιορίζει τη συμπεριφορά των περιφερειών, οι οποίες ξεκίνησαν το 1981 κάτω του 75% του εθνικού μέσου όρου και το 1991 το ξεπέρασαν.

Πίνακας 11: Περίοδος 81-91: Τιμή διαίρεσης φτωχών-πλούσιων 0,75 του μέσου εθνικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Μετάβαση φτωχών το 1981 σε πλούσιους το 1991.

Dependent Variable: GDP1991

Method: ML - Binary Probit

Date: 07/18/02 Time: 15:59

Sample: 1 22

Included observations: 22

Convergence achieved after 7 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-25.12278	11.87189	-2.116157	0.0343
EDUC.LEV	0.729249	0.359541	2.028276	0.0425
POP	1.389866	0.907822	1.530990	0.1258
AGRI	0.247909	0.120440	2.058364	0.0396
Mean dependent var	0.272727	S.D. dependent var	0.455842	
S.E. of regression	0.293847	Akaike info criterion	0.847641	
Sum squared resid	1.554228	Schwarz criterion	1.046012	
Log likelihood	-5.324049	Hannan-Quinn criter.	0.894371	
Restr. Log likelihood	-12.89096	Avg. log likelihood	-0.242002	
LR statistic (3 df)	15.13382	McFadden R-squared	0.586994	
Probability(LR stat)	0.001706			
Obs with Dep=0	16	Total obs	22	
Obs with Dep=1	6			

Η παραπάνω εκτίμηση του υποδειγματος αποδίδει το αναμενόμενο θετικό πρόσημο για το επίπεδο εκπαίδευσης και μεταβολής του πληθυσμού. Η στατιστική σημαντικότητα του θετικού συντελεστή της

μεταβλητής *agri* δείχνει εκ πρώτης όψεως προβληματική. Σημαίνει δηλαδή ότι για φτωχές περιφέρειες που είχαν ένα μέσο μεγάλο μερίδιο στη γεωργία στο ΑΕΠ τους από το 1981-1991, ήταν ένα πλεονέκτημα σχετικά με τη μετάβαση σε πλουσιότερες περιφέρειες το 1991. Αυτό μπορεί να εξηγηθεί από το γεγονός ότι οι περιφέρειες που μετέβησαν σε υψηλότερα επίπεδα ήταν περιφέρειες με μεγάλο μερίδιο γεωργίας. Μισές από αυτές είναι νομοί της Κρήτης και κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου είναι γνωστό ότι έγιναν διαρθρωτικές αλλαγές στην παραγωγή αγροτικών προϊόντων. Αυτές οι αλλαγές δεν ελάττωσαν το μερίδιο της γεωργίας στο ΑΕΠ αλλά δημιούργησαν πιο ανταγωνιστικά προϊόντα και ενισχύοντας έτσι την ανάπτυξη σε αυτές τις περιοχές. Έτσι το θετικό και στατιστικά σημαντικό πρόσημο της γεωργίας είναι αναμενόμενο.

Παρόμοια αποτελέσματα (τα οποία δεν αναφέρονται εδώ) βρέθηκαν όταν περιλήφθηκε η μεταβλητή της απόστασης αντί της γεωργίας. Το θετικό πρόσημο ακόμα μια φορά δικαιολογείται από το γεγονός ότι οι περιφέρειες που μετέβησαν στο υψηλότερο επίπεδο ήταν όλες μακριά από την Αθήνα. Προσδιορισμός της μεταβλητής *bord* δεν ήταν εφικτή λόγο της έλλειψης των απαραίτητων στοιχείων από περιφέρειες. Περιλαμβάνοντας τον εκπαιδευτικό ρυθμό ανάπτυξης αντί του εκπαιδευτικού επιπέδου είχε σαν αποτέλεσμα συντελεστή μικρότερης στατιστικής σημαντικότητας για το ανθρώπινο κεφάλαιο.

Οι πίνακες 12 και 13 που παρουσιάζονται στο παράρτημα, δείχνουν πως οι μεταβλητές που μας αφορούν επηρεάζουν την πιθανότητα μετάβασης σε πλουσιότερο επίπεδο όταν τα επίπεδα διαίρεσης είναι 95% και 105% του εθνικού μέσου όρου αντίστοιχα. Όσον αφορά τον πίνακα 12, όλες οι μεταβλητές λαμβάνουν θετικό πρόσημο στο συντελεστή τους, εκτός από τη μεταβλητή *bord* η οποία παίρνει αρνητικό πρόσημο. Το μοντέλο παρόλο που δείχνει στατιστική σημαντικότητα στο επίπεδο του 10%, δεν αποδίδει όμως σημαντικότητα σε κανένα από τους συντελεστές.

Ο πίνακας 13 δείχνει τα αποτελέσματα για επίπεδο διαίρεσης στο 105% του εθνικού μέσου όρου. Η μεταβολή/ανάπτυξη του πληθυσμού εμφανίζεται στατιστικά σημαντική και θετική στο επίπεδο του 10%. Η γεωργία εμφανίζει ακόμα μια φορά αρνητική συμπεριφορά σε σχέση με τη μετάβαση, όπως και στον πίνακα 10 για την προηγούμενη περίοδο. Οι υπόλοιπες μεταβλητές δείχνουν μη σημαντικές και το ενδιαφέρων εύρημα είναι το θετικό πρόσημο της μεταβλητής *dist*, κάτι που σημαίνει ότι η απόσταση από την Αθήνα δεν είναι αποφασιστικός παράγοντας μετάβασης κατά τη διάρκεια της δεύτερης περιόδου 1981-1991.

Τώρα θα εξετάσουμε τη δυναμική της μετάβασης για νομούς που ξεκίνησαν πλούσιοι σύμφωνα με κάποια αυθαίρετα επίπεδα διαίρεσης και καταλήξανε κάτω από αυτά τα επίπεδα στο τέλος της αντίστοιχης κάθε

φορά περιόδου. Η ανάλυση μας καλύπτει τις δυο περιόδους που έχουμε ήδη χρησιμοποιήσει 1970-1981, και 1981-1991.

Για την πρώτη περίοδο έχουμε χρησιμοποιήσει δυο επίπεδα διαίρεσης, 75% και 80% του εθνικού μέσου όρου. Στον επόμενο πίνακα (15) ερευνούμε τι επηρεάζει τη δυναμική των περιοχών που άρχισαν το 1981 πάνω από το 75% του εθνικού μέσου όρου και κατέληξαν το 1991 κάτω από αυτό το επίπεδο.

Πίνακας 14: Περίοδος 70-81: Τιμή διαίρεσης φτωχών-πλούσιων 0,75 του μέσου εθνικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Μετάβαση πλουσίων το 1970 σε φτωχούς το 1981.

Dependent Variable: GDP1981

Method: ML - Binary Probit

Date: 07/18/02 Time: 17:38

Sample: 1 31

Included observations: 31

Convergence achieved after 9 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.752781	3.991322	0.188605	0.8504
EDUC_LEV	-0.349599	0.369083	-0.947211	0.3435
POP	-2.369058	1.359678	-1.742366	0.0814
DIST	0.007886	0.006508	1.211680	0.2256
Mean dependent var	0.064516	S.D. dependent var	0.249731	
S.E. of regression	0.210416	Akaike info criterion	0.503307	
Sum squared resid	1.195418	Schwarz criterion	0.688337	
Log likelihood	-3.801252	Hannan-Quinn criter.	0.563622	
Restr. log likelihood	-7.415730	Avg. log likelihood	-0.122621	
LR statistic (3 df)	7.228956	McFadden R-squared	0.487407	
Probability(LR stat)	0.064947			
Obs with Dep=0	29	Total obs	31	
Obs with Dep=1	2			

Ο παραπάνω πίνακας δείχνει ότι το εκπαίδευτικό επίπεδο και η αύξηση του πληθυσμού ενεργούν κατά της πιθανότητας μετάβασης σε επίπεδο μικρότερου εισοδήματος. Η εξήγηση για το εκπαίδευτικό επίπεδο είναι αρκετά εύκολη διότι προσδιορίζει τις δυνατότητες της περιφέρειας να προσαρμοστεί και να απορροφήσει καινούργιες τεχνολογίες και επομένως εταιρείες που προάγουν την ανάπτυξη. Μια εναλλακτική εξήγηση μπορεί να είναι το ότι όσο περισσότερο μορφωμένος είναι ο πληθυσμός, τόσο πιο εύκολο είναι να χρησιμοποιήσει νέες τεχνικές στην γεωργία και να γίνει πιο ανταγωνιστικός. Έτσι, ήταν αναμενόμενο το αρνητικό πρόσημο του επιπέδου εκπαίδευσης σε σχέση με στην πιθανότητα μετάβασης στο χαμηλό εισοδηματικό επίπεδο έχοντας ξεκινήσει ο νομός ως πλούσιος.

Η σημαντικότητα της αύξησης του πληθυσμού ως ανασταλτικού παράγοντα για τη μετάβαση στο φτωχό επίπεδο δεν μπορεί να συνδυαστεί με τα ευρήματα των επόμενων πινάκων. Η μεταβλητή της απόστασης δείχνει να ενεργεί υπέρ των μεταβάσεων σε φτωχά επίπεδα, γεγονός που ήταν αναμενόμενο.

Ο πίνακας 15 στο παράρτημα, δείχνει πώς αυτοί οι προσδιοριστικοί παράγοντες των μεταβάσεων σε χαμηλά επίπεδα συμπεριφέρονται σε επίπεδο διαίρεσης 80% του εθνικού μέσο όρου. Το εκπαιδευτικό επίπεδο εμφανίζεται με αναμενόμενο θετικό πρόσημο ενώ ο πληθυσμός και η γεωργία γίνονται μη σημαντικά. Ετσι, από την πρώτη περίοδο δεν μπορούμε να πάρουμε πολλά σχετικά με το πως οι μεταβλητές που μας ενδιαφέρουν επηρεάζουν την πιθανότητα μετάβασης των νομών σε μικρότερα εισοδήματα.

Ο πίνακας 16 περιλαμβάνει τους νομούς που άρχισαν πάνω από 70% του εθνικού μέσο όρου το 1981 και κατέληξε κάτω από αυτό το 1991.

Πίνακας 16: Περίοδο 81-91: επίπεδο διαίρεσης 0,70 του εθνικού μέσο κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Από φτωχοί το 1981 σε πλούσιοι το 1991.

Dependent Variable: GDP_1991

Method: ML - Binary Probit

Date: 07/18/02 Time: 00:27

Sample: 1 47

Included observations: 47

Convergence achieved after 8 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	10.93117	6.840679	1.597965	0.1101
EDUC.LEV	-0.377799	0.217560	-1.736529	0.0825
POP	0.335102	0.741940	0.451657	0.6515
AGRI	-0.138387	0.089082	-1.553471	0.1203
DIST	-0.002253	0.003058	-0.736811	0.4612
BORD	1.607510	1.067292	1.506157	0.1320
Mean dependent var	0.085106	S.D. dependent var	0.282057	
S.E. of regression	0.251121	Akaike info criterion	0.589009	
Sum squared resid	2.585534	Schwarz criterion	0.825198	
Log likelihood	-7.841705	Hannan-Quinn criter.	0.677888	
Restr. log likelihood	-13.68015	Avg. log likelihood	-0.166845	
LR statistic (5 df)	11.67690	McFadden R-squared	0.426782	
Probability(LR stat)	0.039493			
Obs with Dep=0	43	Total obs	47	
Obs with Dep=1	4			

Τα αποτελέσματα σε αυτόν τον πίνακα δείχνουν ότι το εκπαιδευτικό επίπεδο είναι στατιστικά σημαντικός ανασταλτικός παράγοντας μετάβασης σε φτωχό επίπεδο. Επίσης, ο ρυθμός εκπαιδευτικής ανάπτυξης είναι στατιστικά σημαντικός, σε υψηλότερο επίπεδο (κοίτα

πίνακα 17) και επίσης ο συντελεστής είναι σχεδόν τριπλάσιος από αυτόν του εκπαιδευτικού επιπέδου. Αυτό το γεγονός δείχνει ότι για να παραμείνουν οι πλούσιες περιφέρειες πλούσιες, η ανάπτυξη της εκπαιδευτικής παρακολούθησης είναι πολύ πιο σημαντική από το εκπαιδευτικό επίπεδο τούτου ίδιου του πληθυσμού. Παρόλο που άμεση εκτίμηση της οριακής επίδρασης μιας μεταβολής των επεξηγηματικών μεταβλητών δεν μπορεί να υπολογιστεί απευθείας από τους συντελεστές⁴, κοιτάζοντας τους όμως παίρνουμε μια ιδέα του μέγεθος της επίδρασης.

Γεωργία και απόσταση εμφανίζονται μη σημαντικά αλλά με αρνητικό πρόσημο, παρόλο που θα περιμέναμε το αντίθετο. Αυτό το εύρημα μπορεί να δικαιολογηθεί με την ίδια λογική με την οποία βρήκαμε ότι η μετάβαση σε πλούσιο κράτος επηρεάζεται θετικά από τις δυο αυτές μεταβλητές. Η αύξηση του πληθυσμού εμφανίζεται ως μη σημαντική και η μεταβλητή *border* παίρνει το αναμενόμενο θετικό πρόσημο, υπονοώντας ότι οι περιφέρειες στα βόρεια σύνορα αντιμετωπίζουν υψηλότερες πιθανότητες μετάβασης σε φτωχό κράτος.

Οι τελευταίοι δύο πίνακες στο παράρτημα 18 και 19, περιλαμβάνουν τους νομούς που ξεκίνησαν πλούσιοι το 1981 και κατέληξαν φτωχοί το 1991. Τα επίπεδα διαιρεσης είναι 80% και 87% του εθνικού μέσου όρου αντιστοίχως. Και στα δύο μοντέλα έχουμε χρησιμοποιήσει το ρυθμό ανάπτυξης της εκπαίδευσης ως *prox* για το ανθρώπινο κεφάλαιο στις εξισώσεις. Ο λόγος είναι ότι όταν συμπεριλαμβάνουμε το επίπεδο εκπαίδευσης οι συντελεστές είτε είναι μη σημαντικοί ή δίνουν τα αντίθετα από τα αναμενόμενα πρόσημα. Και οι δύο πίνακες δείχνουν ότι η απόσταση δεν έχει πλέον ερμηνευτική ικανότητα αναφορικά με την πιθανότητα μετάβασης σε χαμηλό εισοδηματικό επίπεδο. Παρόμοια αποτελέσματα λαμβάνουμε και για τον συντελεστή του ρυθμού αύξησης του πληθυσμού.

Η μεταβλητή *agri* εισέρχεται με το αναμενόμενο πρόσημο αλλά δεν είναι τόσο ασήμαντη όσο οι άλλες δύο μεταβλητές. Αυτό σημαίνει ότι

⁴ Η ερμηνεία του συντελεστή τιμών περιπλέκεται από το ότι οι συντελεστές που προσδιορίζονται στο *binary model* δεν μπορούν να ερμηνευθούν ως οι οριακές επιδράσεις στην εξαρτημένη μεταβλητή. Η οριακή επίδραση του x_i στην υπό συνθήκη πιθανότητα δίνεται από:

$$\partial E(y|x, \beta) / \partial x_j = f(-x' \beta) \beta_j$$

όπου $f(x) = dF(x)/dx$ είναι η συνάρτηση πυκνότητας που σχετίζεται με το F . Πρέπει να παρατηρήσουμε ότι το β_j σχετίζεται με τον παράγοντα f που εξαρτάται από τις τιμές όλων των regressors in x . Επίσης, αφού η συνάρτηση πυκνότητας είναι μη αρνητική, η κατεύθυνση της επιρροής μιας αλλαγής στο x_i εξαρτάται μόνο από το πρόσημο του συντελεστή β_j .

όσο το μερίδιο της γεωργίας σε σχέση με το ΑΕΠ είναι μεγάλο, τόσο πιο πιθανό είναι τότε για την πλούσια περιφέρεια να μεταβεί σε φτωχή. Αυτό έχει συμβεί σε περιοχές όπου η γεωργία ήταν η κύρια πηγή εισοδήματος όπως η Μεσσηνία, Λακωνία, Ηλεία και Πρέβεζα. Σ' αυτές τις περιοχές αντιθέτως με την Κρήτη, δεν είχε επέλθει καμία διαρθρωτική αλλαγή που χρειαζόταν ώστε να παραμείνει ανταγωνιστική. Αυτό είναι ένα δείγμα του ότι οι οικονομικές εισροές από την Ευρωπαϊκή Ένωση δεν χρησιμοποιήθηκαν για το σκοπό για τον οποίο δόθηκαν.

VIII. Ανακεφαλαίωση – Συμπεράσματα

Το ζήτημα της σύγκλισης ή όχι ανάμεσα στις ελληνικούς νομούς είναι αναμφίβολα τεράστιας σημασίας όχι μόνο για την οικονομική αλλά και την κοινωνική ενσωμάτωση της Ελλάδας στην Ευρωπαϊκή Ένωση. Τα ευρήματα του τελευταίου κεφαλαίου κατέδειξαν το γεγονός ότι η απόσταση από το μητροπολιτικό κέντρο της Αθήνας κατά την περίοδο 1981-1991 δεν αποτελεί πλέον έναν αποφασιστικό παράγοντα επίδρασης στις πιθανότητες μετάβασης στα υψηλότερα εισοδηματικά επίπεδα.

Αυτή η παρατήρηση είναι ενθαρρυντική εφόσον υπονοεί ότι ο οικονομικός δυϊσμός χαρακτηριστικό της ελληνικής οικονομικής μεγέθυνσης πριν τη δεκαετία του 80 δεν αποτελεί κυρίαρχο φανόμενο. Παρόλαυτα, συμπεριλαμβάνοντας μια ψευδομεταβλητή για τους νομούς στα βόρεια σύνορα απεκάλυψε μια ενδιαφέρουσα αλλά και ανησυχητική πτυχή. Αυτές οι περιοχές δείχνουν να υποφέρουν από τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά τους (ως επί το πλείστον τα γεωγραφικά) τα οποία και αποτελούν σοβαρό εμπόδιο στη μετάβαση σε υψηλότερα επίπεδα εισοδήματος. Η μη αναστροφή αυτού του φαινομένου μπορεί να αποδοθεί στο ότι τα κίνητρα που δόθηκαν από τις κυβερνήσεις κατά καιρούς σε επιχειρήσεις προκειμένου οι τελευταίες να εγκατασταθούν εκεί ήταν κατά πολύ ανεπιτυχή. Ένας ακόμα λόγος φαίνεται να είναι η χαμηλή και σχεδόν απούσα τάση μετοίκησης στις εν λόγω περιοχές με ταυτόχρονη την τάση των νέων σε αυτές να τις εγκαταλείψουν.

Η σπουδαιότητα του εκπαιδευτικού επιπέδου του πληθυσμού φαίνεται να είναι ένα συνολικό εύρημα της έρευνας μας για όλη την περίοδο. Αυτό που προκαλεί ενδιαφέρον είναι η αναστατωτική επίδραση του ρυθμού ανάπτυξης του ανθρωπίνου κεφαλαίου πάνω στην πιθανότητα οι πλούσιες περιοχές να γίνουν φτωχές. Αυτό σημαίνει ότι ένας νομός για να παραμείνει πλούσιος θα πρέπει να εκπαιδεύσει περαιτέρω το ανθρώπινο δυναμικό του έτσι ώστε να είναι σε θέση να υιοθετεί νέες τεχνολογίες και να διατηρεί το υψηλό του εισόδημα. Αυτό το γεγονός μας παραπέμπει στον 'αγώνα τεχνολογίας με εκπαίδευση' που έχει



προταθεί στη βιβλιογραφία της μεγέθυνσης και του καθορισμού μισθών ως ένα κυρίαρχο χαρακτηριστικό.

Το ευρεθέν θετικό πρόσημο της επίδρασης του μεριδίου της γεωργίας στο ΑΕΠ στη μετάβαση από χαμηλού εισοδήματος περιφέρειας σε υψηλού εισοδήματος αποκαλύπτει τα εξής. Καθόλη τη διάρκεια της παρούσας εργασίας έχουμε κάνει λόγο για την ανάγκη αναδιάρθρωσης της ελληνικής οικονομίας ιδιαίτερα του τομέα της γεωργίας. Ο όρος αναδιάρθρωση δεν έχει μόνο ποσοτικά αλλά και ποιοτικά χαρακτηριστικά. Μετώνυμα την σπουδαιότητα της γεωργίας στο ΑΕΠ σε ελάχιστα επίπεδα ανεξάρτητα από την ποιότητα αυτής της αλλαγής αποτελεί έναν τρόπο για να αυξηθεί η ανεργία και να μειωθεί η παραγωγικότητα. Ποιοτική αναδιάρθρωση του γεωργικού τομέα είναι αυτό που οι ελληνικές περιφέρειες με έντονο το γεωργικό στοιχείο, χρειάζονται.

Η περίπτωση της Κρήτης είναι χαρακτηριστική αυτών που λέμε. Παρόλο που η τελευταία παράγει ακόμα ένα σημαντικό μέρος του ΑΕΠ στη γεωργία η αναδιάρθρωση που έχει γίνει προς νέες μορφές καλλιεργειών και παραγωγής διευκόλυνε τους νομού της περιφέρειας αυτής να μεταβούν σε υψηλότερα εισοδηματικά επίπεδα. Φυσικά, αναδιοργανώνοντας τη γεωργία βοηθάει τις φτωχές περιοχές να γίνουν πλούσιότερες αλλά οι ήδη πλούσιες περιοχές προκειμένου να παραμείνουν πλούσιες πρέπει να μειώσουν περαιτέρω το εν λόγω ποσοστό.

Τα ευρήματα για την ύπαρξη σύγκλισης στις ελληνικές περιφέρειες ήταν μάλλον ανησυχητικά. Η ανάλυση διαμέσου μήτρων μετάβασης Markov έδειξε ότι για τις φτωχότερες περιοχές είναι αρκετά δύσκολο να μεταβούν σε υψηλότερα εισοδηματικά επίπεδα. Οι εν λόγω πιθανότητες ήταν πάνω από 0,80 δείχνοντας ότι κινητικότητα στην περιφερειακή κατανομή του εισοδήματος υπάρχει αλλά παρουσιάζεται σε περιοχές που ανήκουν στις ενδιάμεσες εισοδηματικές κατηγορίες. Αυτή η παρατηρούμενη κινητικότητα όμως δείχνει, όπως φαίνεται από τα στοιχεία των μήτρων μετάβασης, ότι δεν υπάρχει αποφασιστική τάση για τις ενδιάμεσου εισοδήματος περιοχές να μεταβούν είτε σε υψηλότερα ή χαμηλότερα επίπεδα. Αυτό το αποτέλεσμα μπορεί να συνδυαστεί με το ανάλογο από τους Kernel εκτιμητές πυκνότητας της κατανομής του εισοδήματος. Οι τελευταίοι δείχνουν ότι η πλειοψηφία των ελληνικών περιφερειών κατά την περίοδο 1981-1991 πλησιάζει το εθνικό μέσο όρο σε σχέση με την προηγούμενη περίοδο, παρόλαυτα η κατανομή εξακολουθεί να έχει έντονα στοιχεία bimodality τουλάχιστον σε επίπεδο Nuts II.

Αυτή η τελευταία παρατήρηση εγείρει αμφιβολίες αναφορικά με την αποτελεσματικότητα των εισροών από την Ε.Ε. Εφόσον τα χαρακτηριστικά της κατανομής παραμένουν ουσιαστικά ίδια, αυτό σημαίνει ότι η αύξηση στο μέσο κατά κεφαλήν ΑΕΠ της πλειοψηφίας των περιφερειών μπορεί να



είναι προσωρινό αποτέλεσμα των κεφαλαίων που επενδύονται διαμέσου των ήδη αναφερθέντων ταμείων. Στο βαθμό που κάτι τέτοιο αντιπροσωπεύει την πραγματική εικόνα της ελληνικής οικονομίας τότε οι προοπτικές σύγκλισης των ελληνικών περιφερειών είναι μάλλον δυσοίωνες αν λάβουμε υπόψη μάλιστα την αναμενόμενη μείωση των επενδυόμενων κονδυλίων λόγω της διεύρυνσης της Ε.Ε. προς τα Βαλκάνια. Η επακόλουθη ανακατανομή των ευρωπαϊκών κονδυλίων θα αποκαλύψει μεσοπρόθεσμα την πραγματική δυναμική των περιφερειακών εισοδημάτων.

Τα ευρήματα της παρούσης εργασίας είναι πάντως μάλλον αποθαρρυντικά για το μέλλον της περιφερειακής σύγκλισης των ελληνικών νομών.



IX. Παράρτημα

Πίνακας 3(α)

Εξέλιξη του μεριδίου της γεωργίας στο ΑΕΠ την περίοδο 1970-1994 (NUTS II)

Περιφέρειες	1970	1976	1982	1988
Eastern Macedonia/Thrace	38	39	28	29
Central Macedonia	26	26	22	20
Western Macedonia	32	27	24	16
Ipeiros	30	33	32	27
Thessalia	37	37	32	35
Ionian Islands	30	30	29	23
Western Greece	31	34	34	31
Stereia Greece	28	26	24	22
Attiki	2	2	2	2
Peloponisos	38	40	36	34
Northern Aegean	32	26	32	24
Southern Aegean	21	16	19	13
Crete	33	37	39	30

Πίνακας 3(β)

Εξέλιξη του μεριδίου της γεωργίας στο ΑΕΠ την περίοδο 1970-1994 (NUTS III)

Νομοί	1970	1976	1982	1988
EVROY	44	45	33	36
RODOPHS	50	52	45	46
XANTHIS	35	42	28	30
DRAMAS	37	33	30	28
KABALAS	27	29	18	16
SERRON	48	51	44	43
THESSALONIKHS	10	10	9	7
CHALKIDIKHS	33	29	29	22
KILKIS	58	54	47	42
PELLAS	47	51	39	40
HMATHIAS	42	42	30	33
PIERIAS	48	43	38	35
FLORINAS	50	46	33	23
KOZANHS	26	20	19	12
KASTORIAS	23	28	24	17
GREBENON	48	39	38	35
IOANNINON	26	27	26	20
ARTAS	37	41	40	32
THESPROTIAS	24	31	30	29
PREBEZAS	36	41	37	36
LARISAS	39	39	34	38
MAGNHSIAS	22	19	22	21
TRIKALON	38	42	35	38
KARDITSAS	50	54	46	50
KERKYRAS	29	28	26	21
LEFKADAS	29	30	23	20
KEFALLHNIAS	24	25	24	21
ZAKYNTHOY	40	42	43	34
AITOLOAKARNANIAS	35	44	45	40
ACHAIAS	21	21	20	17

HLEIAS	43	46	48	46
FTHIOTIDAS	29	33	34	29
EVRYTANIAS	28	25	12	16
FOKIDAS	25	22	16	17
BOIOTIAS	27	22	20	20
EYBOIAS	30	25	24	21
ATTIKHS	2	2	2	2
KORINTHIAS	35	34	29	36
ARGOLIDAS	37	38	40	32
ARKADIAS	30	36	31	26
MESSHNIAS	43	46	40	36
LAKONIAS	44	49	47	43
LESBOY	34	28	41	31
CHIOY	28	18	18	12
SAMOY	27	29	19	20
KYKLADON	25	23	25	22
DODEKANHSOY	18	13	14	9
CHANION	29	36	42	33
RETHYMNHIS	25	37	47	30
HRAKLEIOY	36	35	34	27
LASHTHIOY	36	43	42	36



Πίνακας 5

Εκπληρωμένα εκπαιδευτικά επίπεδα ως ποσοστό του συνολικού πληθυσμού (επίπεδο περιφερειών NUTS III)

ΤΕΤΟΣ ΕΠΙΠΕΔΟ	1971			1981			1991		
	1*	2*	3*	1*	2*	3*	1*	2*	3*
EVROY	1,88	7,86	32,41	3,95	14,13	38,98	7,28	23,84	39,34
RODOPHS	1,24	5,32	26,79	3,31	8,13	33,56	5,95	13,45	38,17
XANTHIS	1,28	5,34	24,47	3,3	9,56	33,31	6,09	16,55	38,2
DRAMAS	1,82	8,3	31,54	3,12	14,16	39,93	6,69	21,49	38,98
KABALAS	1,87	9,37	33,78	4,15	14,84	40,87	7,28	23,38	40,64
SERRON	1,82	8,38	38,06	3,09	11,69	38,71	6,35	19,04	39,31
THESSALONIKHS S	6,09	15,29	32,61	9,39	22,32	36,37	14	30,06	32,24
CHALKIDIKHS	1,17	6,03	42,56	3,08	11,46	45,4	5,95	21,62	44,63
KILKIS	2	8,67	40,39	2,78	13,41	40,68	5,88	22,66	41,16
PELLAS	1,82	7,58	36,99	2,79	12,13	41,15	5,31	20,42	41,45
HMATHIAS	1,81	8,92	35,72	3,17	14,16	40,54	6,96	21,88	39,51
PIERIAS	1,4	6,77	31,41	3,62	12,57	39,58	7,37	21,76	39,19
FLORINAS	2,52	8,06	34,89	3,91	12,86	42,9	7,17	19,99	38,76
KOZANHS	1,86	8,36	35,9	3,84	13,97	42,79	6,87	23,57	38,88
KASTORIAS	1,84	7,55	36,82	3,27	12,22	47,2	5,37	21,28	44,92
GREBENON	1,51	5,56	30,92	3,37	10,49	40,08	6,58	18,91	40,72
IOANNINON	3,28	9,22	36,1	6,45	13,89	41,46	10,92	20,97	39,96
ARTAS	1,57	6,83	34,12	3,14	11,33	39,58	8,17	18,21	39,55
THESPROTIAS	1,51	6,23	31,73	2,77	11,08	38,89	4,46	18,71	40,57
PREBEZAS	1,77	7,05	38,9	3,78	10,73	43,04	6,03	19,44	41,81
LARISAS	1,9	8,81	33,56	4,85	14,92	38,56	8,48	22,54	37,06
MAGNHSIAS	1,86	11,18	34,29	4,35	17,94	40,51	8,52	25,87	36,87
TRIKALON	1,47	7,71	32,55	2,86	11,6	37,18	6,18	19,06	38,1
KARDITSAS	1,47	7,46	36,76	2,85	10,84	37,79	5,35	18,06	39,12
KERKYRAS	1,38	7,74	32,41	3,41	12,94	40,59	5,75	25,35	40,6
LEFKADAS	1,55	8,25	38,38	3,99	11,28	39,23	6,55	18,14	38,81
KEFALLHNIAS	2,07	12,11	39,11	3,48	17,31	39,26	6,05	25,65	39,2
ZAKYNTHOY	1,05	6,62	37,12	2,62	10,5	43,7	4,62	18,03	46,83
AIT/ARNANIAS	1,46	7,43	35,07	2,68	11,49	38,58	5,5	19,73	39,9
ACHAIAS	2,14	12,55	33,26	5,77	18,96	39	10,25	27,22	35,86
HLEIAS	1,48	9,36	35,75	2,98	14,36	40,71	4,48	23,68	43,53
FTHIOTIDAS	1,74	9,69	38,38	4,4	15,13	39,74	7,86	24,76	38,31
EVRYTANIAS	1,39	5,39	34,42	4,1	12,13	39,27	6,09	21,82	39,29
FOKIDAS	1,66	9,31	39,12	3,65	17,06	42,79	7,73	25,75	39,96
BOIOTIAS	1,56	10,08	38,29	3,89	16,34	39,8	6,43	26,17	36,77
EYBOIAS	1,49	9,05	32,32	3,47	15,28	38,57	6,64	24,61	37,93
ATTIKHS	6,59	22,32	30,02	9,9	26,45	28,71	13,27	31,56	24,35
KORINTHIAS	2,8	11,97	37,17	4,39	18,68	43,81	7,72	27,77	40,51
ARGOLIDAS	1,38	8,36	38,8	3,78	14,18	45,05	6,35	23,38	41,55
ARKADIAS	2,01	11,26	37,57	4,36	17,51	42,6	7,44	24,2	40,06
MESSHNIAS	1,62	12,57	37,43	3,29	17,84	39,28	6,24	25,88	37,81
LAKONIAS	1,48	10,04	36,83	2,93	15,34	42,18	5,19	22,68	41,89
LESBOY	1,5	9,05	37,09	3,19	13,14	41,4	6,5	23,04	42,45
CHIOY	1,59	12,17	41,54	3,48	19,15	44,39	7,29	28,9	42,28
SAMOY	1,45	9,01	38,61	3,5	15,1	44,01	6,14	25,44	45,99
KYKLADON	1,61	8,68	40,49	3,23	13,23	42,34	4,82	22,16	41,8
DODEKANHSOY	2,16	9,96	29,12	4,7	16,25	35,77	7,03	27,14	37,35
CHANION	2,51	14,25	38,93	5,16	19,74	39,34	8,03	27,72	38,29

RETHYMNHS	1,74	8,28	43,48	4,44	11,62	42,55	9,06	21,67	40,52
HRAKLEIOY	1,8	9,22	36,38	4,42	14,57	39,21	8,37	23,09	38,9
LASHTHIOY	1,93	10,15	42,42	4,01	14,74	41,2	5,84	23,54	41,43

1*: πανεπιστημιακής εκπαίδευσης (τεχνικής συμπεριλαμβανομένης) στην φοιτητές.

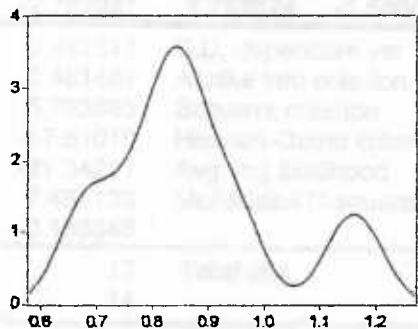
2*: δευτεροβάθμια εκπαίδευση ολοκληρωμένη (τουλάχιστον 3 χρονια φοίτηση)

3*: πρωτοβάθμια εκπαίδευση ολοκληρωμένη.

Σχεδιάγραμμα 5: Kernel εκτιμητές πυκνότητας για NUTS II περιφέρειες

1970-1983.

Kernel Density Normal

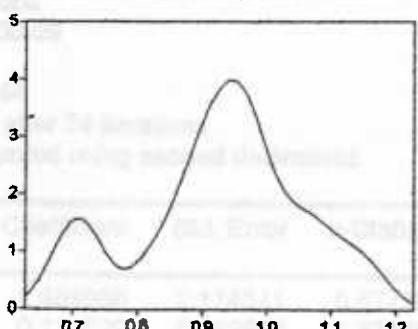


70 - 83

Σχεδιάγραμμα 6: Kernel εκτιμητές πυκνότητας για NUTS II περιφέρειες

1983-1994.

Kernel Density Normal



83 - 94

Πίνακας 9:

Περίοδος 70-81: Τιμή διαίρεσης φτωχών-πλούσιων 0,82 του μέσου εθνικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Μετάβαση φτωχών το 1970 σε πλούσιους το 1981.

Dependent Variable: GDP81

Method: ML - Binary Logit

Date: 07/18/02 Time: 00:03

Sample: 1 31

Included observations: 31

Convergence achieved after 5 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-6.322681	4.688462	-1.348562	0.1775
EDUC.LEV	0.265206	0.202625	1.308851	0.1906
POP	0.779354	0.839673	0.928164	0.3533
AGRI	0.057250	0.051101	1.120315	0.2626
DIST	0.001699	0.003985	0.426308	0.6699
BORDER	-2.782831	1.753874	-1.586676	0.1126
Mean dependent var	0.451613	S.D. dependent var	0.505879	
S.E. of regression	0.481401	Akaike info criterion	1.523233	
Sum squared resid	5.793683	Schwarz criterion	1.800778	
Log likelihood	-17.61010	Hannan-Quinn criter.	1.613706	
Restr. log likelihood	-21.34217	Avg. log likelihood	-0.568068	
LR statistic (5 df)	7.464139	McFadden R-squared	0.174868	
Probability(LR stat)	0.188346			
Obs with Dep=0	17	Total obs	31	
Obs with Dep=1	14			

Πίνακας 10:

Περίοδος 70-81: Τιμή διαίρεσης φτωχών-πλούσιων 0,95 του μέσου εθνικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Μετάβαση φτωχών το 1970 σε πλούσιους το 1981.

Dependent Variable: GDP1981

Method: ML - Binary Probit

Date: 07/18/02 Time: 00:09

Sample: 1 44

Included observations: 44

Convergence achieved after 24 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-1.855966	2.114341	-0.877799	0.3801
EDUC.LEV	0.123629	0.092635	1.334582	0.1820
POP	0.678721	0.447720	1.515949	0.1295
AGRI	-0.011783	0.024431	-0.482279	0.6296
DIST	-0.000494	0.001882	-0.262494	0.7929
BORD	-8.125627	10322196	-7.87E-07	1.0000
Mean dependent var	0.295455	S.D. dependent var	0.461522	
S.E. of regression	0.434751	Akaike info criterion	1.209298	

Sum squared resid	7.182316	Schwarz criterion	1.452596
Log likelihood	-20.80455	Hannan-Quinn criter.	1.299525
Restr. log likelihood	-26.70640	Avg. log likelihood	-0.468285
LR statistic (5 df)	12.20369	McFadden R-squared	0.228479
Probability(LR stat)	0.032101		

Obs with Dep=0	31	Total obs	44
Obs with Dep=1	13		

Πίνακας 12:

Περίοδος 81-91: Τιμή διαίρεσης φτωχών-πλούσιων 0,95 του μέσου εθνικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Μετάβαση φτωχών το 1981 σε πλούσιους το 1991.

Dependent Variable: GDP_1991

Method: ML - Binary Probit

Date: 07/18/02 Time: 16:28

Sample: 1 33

Included observations: 33

Convergence achieved after 1 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-4.342184	2.718929	-1.597013	0.1103
EDUC.LEV	0.107072	0.078426	1.365268	0.1722
POP	3.39E-09	4.81E-09	0.734581	0.4826
AGRI	0.011097	0.029070	0.381740	0.7027
DIST	0.002729	0.002235	1.220922	0.2221
BORD	-1.080328	0.936049	-1.154135	0.2484

Mean dependent var	0.212121	S.D. dependent var	0.415149
S.E. of regression	0.368224	Akaike info criterion	1.110429
Sum squared resid	3.660897	Schwarz criterion	1.382521
Log likelihood	-12.32208	Hannan-Quinn criter.	1.201980
Restr. Log likelihood	-17.05287	Avg. log likelihood	-0.373396
LR statistic (5 df)	9.461582	McFadden R-squared	0.277419
Probability(LR stat)	0.092010		

Obs with Dep=0	26	Total obs	33
Obs with Dep=1	7		

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.342184	2.718929	-1.597013	0.1103
EDUC.LEV	0.107072	0.078426	1.365268	0.1722
POP	3.39E-09	4.81E-09	0.734581	0.4826
AGRI	0.011097	0.029070	0.381740	0.7027
DIST	0.002729	0.002235	1.220922	0.2221
BORD	-1.080328	0.936049	-1.154135	0.2484

Πίνακας 13:

Περίοδος 81-91: Τιμή διαίρεσης φτωχών-πλούσιων 1,05 του μέσου εθνικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Μετάβαση φτωχών το 1981 σε πλούσιους το 1991.

Dependent Variable: GDP_1991

Method: ML - Binary Probit

Date: 07/18/02 Time: 17:26

Sample: 1 40

Included observations: 40

Convergence achieved after 6 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-3.970130	3.816302	-1.040308	0.2982
EDUC.LEV	0.037045	0.091179	0.406285	0.6845
POP	1.436290	0.862824	1.664637	0.0960
AGRI	-0.006293	0.041137	-0.152974	0.8784
DIST	0.002849	0.002570	1.108683	0.2676
Mean dependent var	0.100000	S.D. dependent var	0.303822	
S.E. of regression	0.295973	Akaike info criterion	0.757752	
Sum squared resid	3.065992	Schwarz criterion	0.968862	
Log likelihood	-10.15504	Hannan-Quinn criter.	0.834083	
Restr. log likelihood	-13.00332	Avg. log likelihood	-0.253876	
LR statistic (4 df)	5.696552	McFadden R-squared	0.219042	
Probability(LR stat)	0.222985			
Obs with Dep=0	36	Total obs	40	
Obs with Dep=1	4			

Table 15:

Περίοδος 70-81: Τιμή διαίρεσης φτωχών-πλούσιων 0,80 του μέσου εθνικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Μετάβαση πλουσίων το 1970 σε φτωχούς το 1981.

Dependent Variable: GDP1981

Method: ML - Binary Probit

Date: 07/18/02 Time: 17:58

Sample: 1 21

Included observations: 21

Convergence achieved after 7 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	4.094640	5.278833	0.775671	0.4379
EDUC.LEV	-0.398192	0.350765	-1.135210	0.2563
POP	0.259767	1.132974	0.229279	0.8187
AGRI	-0.005883	0.038552	-0.152594	0.8787
Mean dependent var	0.095238	S.D. dependent var	0.300793	
S.E. of regression	0.313563	Akaike info criterion	0.855284	
Sum squared resid	1.671473	Schwarz criterion	1.054240	
Log likelihood	-4.980480	Hannan-Quinn criter.	0.898462	
Restr. log likelihood	-6.604336	Avg. log likelihood	-0.237166	
LR statistic (3 df)	3.247713	McFadden R-squared	0.245877	
Probability(LR stat)	0.354987			
Obs with Dep=0	19	Total obs	21	

Table 17:

Περίοδος 81-91: Τιμή διαιρέσης φτωχών-πλούσιων 0,70 του μέσου εθνικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Μετάβαση πλουσίων το 1981 σε φτωχούς το 1991.

Dependent Variable: GDP_1991

Method: ML – Binary Logit

Date: 07/17/02 Time: 14:25

Sample: 1 47

Included observations: 47

Convergence achieved after 7 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	9.244693	5.467187	1.690942	0.0908
EDUC_GR	-1.051486	0.543388	-1.935056	0.0530
POP	-0.293532	1.405499	-0.208845	0.8346
AGRI	-0.103845	0.067646	-1.535127	0.1248
DIST	0.005795	0.003741	1.549122	0.1214
Mean dependent var	0.085106	S.D. dependent var	0.282057	
S.E. of regression	0.270095	Akaike info criterion	0.620991	
Sum squared resid	3.063956	Schwarz criterion	0.817815	
Log likelihood	-9.593285	Hannan-Quinn criter.	0.695057	
Restr. log likelihood	-13.68015	Avg. log likelihood	-0.204112	
LR statistic (4 df)	8.173741	McFadden R-squared	0.298744	
Probability(LR stat)	0.085417			
Obs with Dep=0	43	Total obs		47
Obs with Dep=1	4			

Πίνακας 18:

Περίοδος 81-91: Τιμή διαιρέσης φτωχών-πλούσιων 0,80 του μέσου εθνικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Μετάβαση πλουσίων το 1981 σε φτωχούς το 1991.

Dependent Variable: GDP_1991

Method: ML – Binary Logit

Date: 07/17/02 Time: 14:50

Sample: 1 33

Included observations: 33

Convergence achieved after 6 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	3.755286	6.679430	0.562216	0.5740
EDUC_GR	-0.752296	0.630349	-1.193459	0.2327
POP	1.150801	1.552046	0.741474	0.4584
AGRI	0.073683	0.057803	1.274714	0.2024
DIST	-0.000949	0.004955	-0.191598	0.8481

Mean dependent var	0.121212	S.D. dependent var	0.331434
S.E. of regression	0.318971	Akaike info criterion	0.879485
Sum squared resid	2.848789	Schwarz criterion	1.106229
Log likelihood	-9.511506	Hannan-Quinn criter.	0.955778
Restr. Log likelihood	-12.18799	Avg. log likelihood	-0.288227
LR statistic (4 df)	5.352973	McFadden R-squared	0.219600
Probability(LR stat)	0.252959		
Obs with Dep=0	29	Total obs	33
Obs with Dep=1	4		

Πίνακας 19:

Περίοδος 81-91: Τιμή διαίρεσης φτωχών-πλούσιων 0,87 του μέσου εθνικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Μετάβαση πλουσίων το 1981 σε φτωχούς το 1991.

Dependent Variable: GDP_1991

Method: ML – Binary Probit

Date: 07/17/02 Time: 15:07

Sample: 1 27

Included observations: 27

Convergence achieved after 6 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.072494	3.637325	0.294858	0.7681
EDUC_GR	-0.297340	0.314979	-0.943997	0.3452
POP	0.466072	0.701884	0.664031	0.5067
AGRI	0.046397	0.033165	1.398973	0.1618
DIST	-0.001458	0.002723	-0.535400	0.5924
Mean dependent var	0.148148	S.D. dependent var	0.362014	
S.E. of regression	0.351487	Akaike info criterion	1.026820	
Sum squared resid	2.717637	Schwarz criterion	1.266790	
Log likelihood	-8.862067	Hannan-Quinn criter.	1.098175	
Restr. Log likelihood	-11.32605	Avg. log likelihood	-0.328225	
LR statistic (4 df)	4.927968	McFadden R-squared	0.217550	
Probability(LR stat)	0.294769			
Obs with Dep=0	23	Total obs	27	
Obs with Dep=1	4			

X. Βιβλιογραφία

- Barro J. Robert, 'Economic Growth in a cross-section of countries', The Quarterly Journal of Economics, Volume 106, Issue 2 (May 1991) 407-443.
- Barro J. Robert and Xavier Sala-I-Martin, 'Convergence', Journal of Political Economy, 1992, vol 10 no. 2, 223-252.
- Bernard Andrew and Durlauf Steven, 'Convergence in international output' Journal of Applied Econometrics, Vol.10, 97-108(1995)
- Boldrin Michele and Canova Fabio, 'Inequality and convergence in Europe's regions: reconsidering European policies', Journal Economic Policy, Vol. 24
- Canova Fabio and Marcer Albert, 'The poor stay poor: non-convergence across countries and regions', CEPR Discussion Paper No. 1265 November 1995.
- Centre of Planning and Economic Research, 'Statistical Data 7: Basic Data of Regional Socioeconomic Development in Greece', Athens 2001.
- Centre of Planning and Economic Research, 'Statistical Data 4' Athens 1993.
- { De la Fuente, 'On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions', CEPR Discussion Paper No. 1543, December 1996
- De la Fuente, 'Convergence across countries and regions: Theory and Empirics', CEPR Discussion Paper No. 2465
- Kangasharju Aki, 'Relative Economic Performance in Finland: Regional Convergence, 1934-1993', Regional Studies, Vol. 33,3, 207-217, 1999.
- Karras Georgios and Paul Evans, 'Convergence revisited', Journal of Monetary Economics 37, 1996, 249-263.
- Maddala G. S. 'Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics', Econometric Society Monographs, 1999.
- Mankiw Gregory, Romer David and Weil David, 'A Contribution to the Empirics of Economic Growth', The Quarterly Journal of Economics, Volume 107, Issue 2(May 1992) 407-437.
- Quah Danny, 'Empirical cross-section dynamics in economic growth', European Economic Review 37, 1993, 426-434.
- Quah Danny, 'Galton's Fallacy and Tests on the convergence hypothesis', Scandinavian Journal of Economics 95(4), 427-443, 1993.
- Quah Danny, 'Empirics for economic growth and convergence', European Economic Review 40, 1353-1375, 1996.



Quah Danny, 'Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics', The Economic Journal 106, July 1996.

Quah Danny, 'Convergence Empirics Across Economies with (some) Capital Mobility', Journal of Economic Growth, 1: 95-124 (March 1996)

Siriopoulos Kostas and Asteriou Dimitrios, 'Testing for convergence across the Greek regions', Regional Studies Vol.32.6 537-546. 1996.

Tsionas Efthymios, 'Another look at regional convergence in Greece', Eastern Economic Journal 2000.

Tsionas Efthymios, 'Real convergence in Europe. How robust are econometric inferences?', Applied Economics, 2000,32, 1475-82.

Tsionas Efthymios, 'Regional growth and convergence: Evidence from the United States', Regional Studies, Vol.34,3. 231-238, 2000.

Xavier Sala-I-Martin, 'The classical approach to convergence analysis', Yale University Discussion Paper No.734, 1995.



