

ΓΕΩΠΟΝΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ



ΠΜΣ: ΟΛΟΚΛΗΡΩΜΕΝΗ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΚΑΙ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΗ ΤΟΥ
ΑΓΡΟΤΙΚΟΥ ΧΩΡΟΥ

Λιοντάκης Άγγελος

**«Οικονομική Μεγέθυνση, Περιφερειακή Σύγκλιση και ο
Ρόλος του Γεωργικού Τομέα: Μη Παραμετρικές
Οικονομετρικές Προσεγγίσεις»**

Διδακτορική διατριβή που υποβλήθηκε στο Τμήμα Αγροτικής Οικονομίας και
Ανάπτυξης

Τριμελής Επιτροπή

Παπαδάς Χρήστος

Επίκουρος Καθηγητής

Γεωπονικό Πανεπιστήμιο
Αθηνών

(Επιβλέπων)

Τσιώνας Ευθύμιος

Καθηγητής

Οικονομικό Πανεπιστήμιο
Αθηνών

Ρεζίτης Αντώνιος

Αναπληρωτής Καθηγητής,

Πανεπιστήμιο Ιωαννίνων

Αθήνα, 2012

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Κατά τη διάρκεια εκπόνησης της διδακτορικής μου διατριβής, δέχθηκα βοήθεια από φίλους και συνεργάτες τους οποίους θα ήθελα να ευχαριστήσω. Ιδιαίτερες ευχαριστίες, θα ήθελα να δώσω στον επιβλέποντα καθηγητή μου κ. Χρήστο Παπαδά για τη συνεχή μετάδοση πολύτιμων γνώσεων πάνω σε ζητήματα οικονομίας και ανάπτυξης - και όχι μόνο - καθόλη τη διάρκεια του διδακτορικού μου. Επιπλέον, θα ήθελα να ευχαριστήσω και τα άλλα δύο μέλη της τριμελούς επιτροπής, τον κ. Αντώνη Ρεζίτη και τον κ. Ευθύμιο Τσιώνα για τις επισημάνσεις και τα σχόλια τους.

Επίσης, θα ήθελα να ευχαριστήσω την Δρ. Ειρήνη Τζουραμάνη, τόσο για τη βοήθειά της στο τεχνικό σκέλος της ανάλυσης στοχαστικής κυριαρχίας όσο και για την ηθική υποστήριξη καθ' όλη τη διάρκεια του διδακτορικού μου. Ακόμη, τον Δρ. Κώστα Ηλιόπουλο για την στήριξη και την κατανόηση που έδειξε, ιδιαίτερα κατά τη συγγραφή της διατριβής μου, περίοδο κατά την οποία εργαζόμουν στο Ινστιτούτο Γεωργοοικονομικών και Κοινωνιολογικών Ερευνών.

Θα ήθελα επίσης να ευχαριστήσω τον Τον Dr. Davide Fiaschi, για την παροχή μίας διορθωμένης έκδοσης μίας διαθέσιμης στο διαδίκτυο ρουτίνας, πάνω στην οποία στηρίχθηκα για την κατασκευή της εργοδικής κατανομής των κατά κεφαλήν εισοδημάτων. Επίσης, τον Δρ. Βασίλη Μοναστηριώτη, για τις επισημάνσεις του για την κατασκευή του δείκτη I του Moran στην Ελλάδα. Την Dr. Anca Carrington, για τα σχόλια σχετικά με τη μέθοδο ανάλυσης στοχαστικής κυριαρχίας. Τέλος, τον Dr. Jeffrey Racine, για τα σχόλιά του σχετικά με την καταλληλότητα της μη παραμετρικής παλινδρόμησης στα δεδομένα που χρησιμοποίησα.

Πέρα όμως από το βοήθεια που δέχθηκα όσον αφορά το μεθοδολογικό κομμάτι, θα ήθελα να ευχαριστήσω τον Δημήτρη Κρεμμύδα για τη βοήθεια του στην κατασκευή των χαρτών και τον Θανάση Πετσάκο για τις επισημάνσεις του σχετικά με την καλύτερη εμφάνιση του τελικού κειμένου.

Στο σημείο αυτό, θα ήθελα να επισημάνω ότι η διδακτορική διατριβή χρηματοδοτήθηκε από το Ίδρυμα Κρατικών Υποτροφιών (ΙΚΥ). Η οικονομική στήριξη που μου παρείχε το ΙΚΥ αποδείχθηκε ιδιαίτερα πολύτιμη και με βοήθησε να αντεπεξέλθω στις οικονομικές μου υποχρεώσεις όλα αυτά τα χρόνια.

Τέλος, σημαντικότερη όλων υπήρξε η βοήθεια των γονιών μου, του αδερφού μου και της Αλεξάνδρας, οι οποίοι με στήριξαν όλα αυτά τα χρόνια. Χωρίς τη βοήθειά τους, η διατριβή αυτή δε θα μπορούσε να ολοκληρωθεί.

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η μελέτη της οικονομικής σύγκλισης γνώρισε εντυπωσιακή άνθηση την τελευταία εικοσαετία. Βέβαια, αδιαμφισβήτητο παραμένει το γεγονός ότι η σχετική βιβλιογραφία απέχει από την καθιέρωση μιας γενικώς αποδεκτής μεθόδου ποσοτικής διερεύνησης των εννοιών σύγκλισης. Παρόλα αυτά, μέθοδοι περισσότερο ικανοποιητικές αναπτύσσονται συνεχώς. Έτσι, μπορεί να αξιολογηθεί καλύτερα η αποτελεσματικότητα περιφερειακών πολιτικών καθώς και η ακρίβεια θεωρητικών προβλέψεων.

Βασικός σκοπός της παρούσας διατριβής είναι να διερευνήσει την ύπαρξη περιφερειακής οικονομικής σύγκλισης στην Ελλάδα, να εκτιμήσει και να αξιολογήσει τα χαρακτηριστικά της. Η διερεύνηση γίνεται χρησιμοποιώντας τεχνικές που ανήκουν τόσο στην παραδοσιακή στατιστική και οικονομετρία όσο και στη σύγχρονη μη παραμετρική οικονομετρία. Ο δεύτερος βασικός στόχος της διατριβής είναι η διερεύνηση του ρόλου του γεωργικού τομέα στην περιφερειακή μεγέθυνση και σύγκλιση. Παράλληλα με τους δύο παραπάνω στόχους, διερευνάται και η ύπαρξη χωρικής συσχέτισης μεταξύ των κατά κεφαλήν εισοδημάτων των νομών της Ελλάδας. Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται αφορούν το κατά κεφαλήν εισόδημα των νομών της Ελλάδας και την περίοδο 2000-2008.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η περίοδος 2000-2008 μπορεί να χωριστεί σε δύο υποπεριόδους, πριν και μετά το 2004. Κατά την πρώτη, παρατηρείται έντονη τάση περιφερειακής σύγκλισης, ενώ κατά τη δεύτερη παρατηρείται τάση απόκλισης. Η εφαρμογή των μη παραμετρικών μεθοδολογιών αποκαλύπτει με πολύ μεγαλύτερη λεπτομέρεια τη διαδικασία περιφερειακής σύγκλισης, όπου υπάρχει, καθώς και τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά της κατανομής του κατά κεφαλήν εισοδήματος και της διαχρονικής της εξέλιξης. Αναφορικά με τον γεωργικό τομέα, παρατηρείται αρνητική σχέση μεταξύ της εξάρτησης της οικονομίας από αυτόν και της οικονομικής μεγέθυνσης. Παρόλα αυτά, διακρίνεται μία θετική σχέση μεταξύ του κατά κεφαλήν εισοδήματος και της αγροτικής παραγωγικότητας. Τα αποτελέσματα αναδεικνύουν επίσης και την πολύ σημαντική επίδραση του τομέα των υπηρεσιών για την Ελλάδα, αφού η αυξημένη εξάρτηση μίας περιφερειακής οικονομίας από αυτόν συνδέεται θετικά με το κατά κεφαλήν εισόδημα. Συνεπώς, μία αναδιάρθρωση του γεωργικού τομέα με έμφαση σε πιο παραγωγικές δραστηριότητες αλλά και σε δραστηριότητες

που συνδέονται άμεσα με τον τομέα των υπηρεσιών μπορεί να ενισχύσει την περιφερειακή ανάπτυξη. Με δεδομένο ότι η αναδιάρθρωση αυτή ευνοεί κυρίως τους φτωχότερους νομούς με υψηλή «γεωργικότητα», μπορεί να συμβάλλει και στην περιφερειακή σύγκλιση.

ΛΕΞΕΙΣ ΚΛΕΙΔΙΑ

Οικονομική μεγέθυνση

Περιφερειακή σύγκλιση

Γεωργικός τομέας

Μη παραμετρική οικονομετρία

Ανάλυση δυναμικής κατανομών

Ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας

Μη παραμετρική παλινδρόμηση

ABSTRACT

The issue of economic convergence has been a major point of interest in the economic literature of the last twenty years. Despite this fact, the relative literature is far from the adoption of one commonly accepted method of empirical research. However, more advanced methods have been recently developed to explore economic convergence. These methods also offer the opportunity for a more efficient assessment of regional policy schemes.

The main objective of this thesis is to explore in-depth the regional convergence process in Greece and to reveal its special characteristics. To address this issue, we use traditional statistics and econometrics as well as modern nonparametric techniques. In this sense, static and dynamic econometric panel approaches are applied as well as nonparametric techniques that describe the evolution of per capita income distribution. The second main objective of this research is the exploration of the role of the agricultural sector in the regional growth and convergence process in Greece. Finally, parallel to the aforementioned objectives, the issue of spatial dependence among the per capita income of Greek prefectures is also explored. Data covers the period 2000-2008 and refers to the 51 Greek prefectures.

Results indicate that the period 2000-2008 can be split up in two sub-periods, before and after 2004. While the first sub-period is characterized by intense convergence trend, in the second sub-period a divergence trend appears. The application of the nonparametric approaches implicitly reveals the existing regional economic convergence process, as well as the characteristics of the income distribution and its evolution over time. Moreover, a negative relationship among regional economic growth and high dependency of the regional economy on agriculture is identified. However, agricultural productivity is positively correlated with income per capita. Additionally, results indicate the special role of the service sector, since high dependency of the regional economy in the service sector is positively related with economic growth. Thus, a restructuring of the agricultural sector with emphasis in activities that are more productive and directly related with the service sector can encourage regional growth. Taking under consideration that this restructuring mainly affects poorer prefectures with high dependency on agriculture, it can also foster regional economic convergence.

ΛΕΞΕΙΣ ΚΛΕΙΔΙΑ (ξενόγλωσσες)

Regional growth

Regional convergence

Agricultural sector

Nonparametric econometrics

Distribution dynamics

Stochastic dominance

Nonparametric regression

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ	i
ΠΕΡΙΛΗΨΗ	iii
ABSTRACT	v
ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ	vii
ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ ΠΙΝΑΚΩΝ	ix
ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΟΣ	xiv
1. Εισαγωγή	1
2. Περιφερειακή ανάπτυξη και πολιτική στην Ελλάδα	3
2.1.1. Περιφερειακές ανισότητες και σύγκλιση στην Ελλάδα.....	7
2.2. Ο ρόλος του γεωργικού τομέα	16
3. Μεθοδολογία	22
3.1. Παραμετρικές αναλύσεις σύγκλισης	23
3.1.1. β-σύγκλιση	23
3.1.2. Στοχαστική σύγκλιση.....	44
3.1.3. σ-σύγκλιση	51
3.1.4. ρ-σύγκλιση	52
3.1.5. Σύγκλιση κατά ζεύγη	53
3.1.6. Δείκτης εντροπίας του Theil	53
3.2. Μη παραμετρική ανάλυση	56
3.2.1. Μη παραμετρική παλινδρόμηση.....	56
3.2.2. Ανάλυση της δυναμικής των κατανομών	60
3.2.3. Ανάλυση Στοχαστικής Κυριαρχίας.....	71
3.3. Ο ρόλος της γεωργίας στο φαινόμενο της σύγκλισης	76
3.3.1. Παραμετρική παλινδρόμηση επαυξημένης εξίσωσης β-σύγκλισης	76
3.3.2. Μη παραμετρική παλινδρόμηση επαυξημένης εξίσωσης β-σύγκλισης.....	76
3.3.3. Δεσμευμένες κατανομές	77
3.3.4. Μαρκοβιανοί πίνακες μετάβασης	78
3.3.5. Ανάλυση κατά συστάδες.....	79
3.4. Χωρικές επιδράσεις	83
4. Παρουσίαση δεδομένων και περιγραφικών στατιστικών	88
5. Αποτελέσματα	99
5.1. Χωρικές επιδράσεις	100
5.2. Παραμετρικές αναλύσεις σύγκλισης	104
5.2.1. β-σύγκλιση	104
5.2.2. Στοχαστική σύγκλιση.....	106
5.2.3. σ-σύγκλιση	107
5.2.4. ρ-σύγκλιση	108

5.2.5. Σύγκλιση κατά ζεύγη	110
5.2.6. Δείκτης Εντροπίας του Theil	111
5.2.7. Σύνοψη αποτελεσμάτων	112
5.3. Μη παραμετρικές αναλύσεις	116
5.3.1. Μη-παραμετρική παλινδρόμηση	116
5.3.2. Ανάλυση Στοχαστικής Κυριαρχίας.....	118
5.3.3. Ανάλυση της δυναμικής των κατανομών	122
5.3.4. Σύνοψη αποτελεσμάτων	132
5.4. Ο ρόλος της γεωργίας στο φαινόμενο της σύγκλισης	135
5.4.1. Παραμετρική παλινδρόμηση επαυξημένης εξίσωσης β-σύγκλισης	135
5.4.2. Μη παραμετρική Παλινδρόμηση εξίσωσης β-σύγκλισης.....	145
5.4.3. Δεσμευμένες κατανομές του κατά κεφαλήν εισοδήματος.....	150
5.4.4. Μαρκοβιανοί πίνακες μετάβασης.....	155
5.4.5. Ανάλυση συστάδων και εξέλιξη του δείκτη εντροπίας του Theil	165
5.4.6. Σύνοψη αποτελεσμάτων	170
6. Συμπεράσματα.....	175
Βιβλιογραφία	185
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ	206

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ ΠΙΝΑΚΩΝ

Πίνακας 2.1. Παράγοντες δημιουργίας και εδραίωσης διαπεριφερειακών ανισοτήτων στην Ελλάδα.....	8
Πίνακας 4.1. Σχετική κατάταξη των νομών ανά έτος με βάση το κατά κεφαλήν ΑΕΠ (οι νομοί παρατίθενται με βάση την κατάταξή τους το έτος 2008).....	90
Πίνακας 4.2. Περιγραφικά στατιστικά των κατανομών του πραγματικού κατά κεφαλήν εισοδήματος την περίοδο 2000-2008.....	92
Πίνακας 4.3. Περιγραφικά στατιστικά του μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής των νομών ανά έτος (2000-2008).....	94
Πίνακας 4.4. Περιγραφικά στατιστικά της γεωργικής παραγωγικότητας των νομών ανά έτος (ακαθάριστη αξία παραγωγής ανά απασχολούμενο) (2000-2008).....	95
Πίνακας 5.1.1. Τιμές της στατιστικής I του Moran.....	100
Πίνακας 5.2.1. Αποτελέσματα παλινδρομήσεων πάνελ.....	105
Πίνακας 5.2.2. Έλεγχοι ετεροσκεδαστικότητας και αυτοσυσχέτισης.....	106
Πίνακας 5.2.3. Έλεγχοι μοναδιαίων ριζών για δεδομένα πάνελ Levine, Lin και Chu (LLC) και Harris και Tzavalis (HT) για το λογαριθμοποιημένο κατά κεφαλήν εισόδημα των 51 νομών της Ελλάδας και για την περίοδο 2000-2008.....	106
Πίνακας 5.2.4. Συντελεστής μεταβλητότητας και τυπική απόκλιση του πραγματικού περιφερειακού κατά κεφαλήν εισοδήματος στους νομούς της Ελλάδας, την περίοδο 2000-2008.....	107
Πίνακας 5.2.5. Τιμές απόλυτης και σχετικής q-σύγκλισης του κατά κεφαλήν εισοδήματος των νομών της Ελλάδας.....	110
Πίνακας 5.3.1. Αποτελέσματα του ελέγχου των Hsiao κ.α.(2007) και R^2 της μη παραμετρικής παλινδρόμησης.....	116
Πίνακας 5.3.2. Στοχαστική κυριαρχία πρώτου και δευτέρου βαθμού μεταξύ των ετήσιων κατανομών των κατά κεφαλήν εισοδημάτων.....	118
Πίνακας 5.3.3. Κατάταξη των ετήσιων κατανομών του κατά κεφαλήν εισοδήματος με βάση το επίπεδο του συντελεστή αποστροφής κινδύνου.....	120
Πίνακας 5.3.4. Ισοδύναμα Βεβαιότητας των κατανομών των κατά κεφαλήν εισοδημάτων σε διαφορετικό εύρος του βαθμού αποστροφής στον κίνδυνο.....	121
Πίνακας 5.3.5. Ποσοστιαία μεταβολή των Ισοδύναμων Βεβαιότητας μεταξύ δύο χρονικά συνεχόμενων κατανομών του κατά κεφαλήν εισοδήματος σε διαφορετικά εύρη βαθμού αποστροφής στον κίνδυνο.....	122
Πίνακας 5.4.1 Αποτελέσματα OLS και παλινδρομήσεων σταθερών επιδράσεων.....	137
Πίνακας 5.4.2. Αποτελέσματα των ελέγχων F για τη στατιστική σημαντικότητα των προστιθέμενων ψευδομεταβλητών των ατομικών και των χρονικών επιδράσεων στο απλό OLS μοντέλο.....	138

Πίνακας 5.4.3 Αποτελέσματα του ελέγχου variance inflation factor τον έλεγχο πολυσυγγραμικότητας.....	140
Πίνακας 5.4.4. Έλεγχος Hausman για την καταλληλότητα του μοντέλου των τυχαίων επιδράσεων.	142
Πίνακας 5.4.5. Αποτελέσματα ελέγχων για σειριακή συσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα κατά ομάδες (αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα στην περίπτωση του OLS).....	143
Πίνακας 5.4.6. Αποτελέσματα της παλινδρόμησης πάνελ χρονικών επιδράσεων μετά τη διόρθωση για διαστρωματική εξάρτηση, με τη χρήση των εκτιμητών των Driscoll και Kraay (1998).	144
Πίνακας 5.4.7. Χαρακτηριστικά στοιχεία και αποτελέσματα της μη παραμετρικής παλινδρόμησης.....	146
Πίνακας 5.4.8. Πίνακες μετάβασης του ζεύγους (x, y) όπου x:σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ και y: σχετικό μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής για περίοδο μετάβασης α) 1 έτος, β) δύο έτη και γ) τρία έτη.....	156
Πίνακας 5.4.9. Πίνακες μετάβασης του ζεύγους (x, z) όπου x:σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ και z: σχετική γεωργική παραγωγικότητα για περίοδο μετάβασης α) 1 έτος, β) δύο έτη και γ) τρία έτη.....	158
Πίνακας 5.4.10. Πίνακες μετάβασης του ζεύγους (x, y) όπου x:σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ και y: σχετικό μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής για τις ομάδες «υψηλής» και «χαμηλής» εξάρτησης από τις υπηρεσίες και για περίοδο μετάβασης α) 1 έτος, β) δύο έτη και γ) τρία έτη.	161
Πίνακας 5.4.11. Πίνακες μετάβασης του ζεύγους (x, z) όπου x:σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ και z: γεωργική παραγωγικότητα για τις ομάδες «υψηλής» και «χαμηλής» εξάρτησης από τις υπηρεσίες και για περίοδο μετάβασης α) 1 έτος, β) δύο έτη και γ) τρία έτη.....	162
Πίνακας 5.4.12. Νομοί ανά συστάδα (βαθμός γεωργικότητας).....	166
Πίνακας 5.4.13. Περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν για την ανάλυση συστάδων (μέσες τιμές της περιόδου 2000-2007).	166
Πίνακας 5.4.14. Συμμετοχή των συστάδων στο δείκτη εντροπίας του Theil και των επιμέρους συστατικών του στοιχείων.....	169

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ ΓΡΑΦΗΜΑΤΩΝ

Γράφημα 3.2.1. Γραφήματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region).....	70
Γράφημα 3.4.1. Διάγραμμα διασποράς του Moran	86
Γράφημα 4.1. Κατανομή των κατά κεφαλήν εισοδημάτων στους νομούς της Ελλάδας κατ' έτος.....	91
Γράφημα 4.2. Ετήσιες κατανομές του περιφερειακού κατά κεφαλήν εισοδήματος στους νομούς της Ελλάδας την περίοδο 2000-2008.....	93
Γράφημα 5.1.1. Διάγραμμα διασποράς του Moran με βάση τις μέσες τιμές των κατά κεφαλήν εισοδημάτων των νομών της Ελλάδας για την περίοδο 2000-2008.	101
Γράφημα 5.1.2. Συγκεντρωτική παρουσίαση του διαγράμματος διασποράς του Moran.....	101
Γράφημα 5.2.1. Εξέλιξη του συντελεστή διακύμανσης και της τυπικής απόκλισης του κατά κεφαλήν εισοδήματος στους νομούς της Ελλάδας.....	108
Γράφημα 5.2.2. Εξέλιξη της απόλυτης και σχετικής q-σύγκλισης του κατά κεφαλήν εισοδήματος των νομών της Ελλάδας.....	110
Γράφημα 5.2.3. Τιμές του δείκτη σύγκλισης κατά ζεύγη Δ_t	111
Γράφημα 5.2.4. Διαχρονική εξέλιξη του δείκτη εντροπίας του Theil.	112
Γράφημα 5.3.1.Γραφήματα μερικής παλινδρόμησης των παλινδρομήσεων πάνελ ..	117
Γράφημα 5.3.2. Απεικόνιση των περιπτώσεων πρώτου βαθμού κυριαρχίας των ετήσιων κατά κεφαλήν εισοδημάτων (2007 σε 2003-2005 και 2008 σε 2003- 2004).....	119
Γράφημα 5.3.3. Ζεύγη κατατομών στα οποία το ΔΚΣΚ δεν μπορεί να διαχωρίσει την κυρίαρχη κατανομή (2008 και 2007, 2006 και 2004, 2005 και 2004).	119
Γράφημα 5.3.4. Ετήσιες κατανομές του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ στους νομούς της Ελλάδας την περίοδο 2000-2008.	123
Γράφημα 5.3.5. Εργοδική κατανομή του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ στους νομούς της Ελλάδας την περίοδο 2000-2008.	124
Γράφημα 5.3.6.α. Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) (αριστερά) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) (δεξιά) για περίοδο μετάβασης ενός έως τεσσάρων ετών.....	126
Γράφημα 5.3.6.β. Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) (αριστερά) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) (δεξιά) για περίοδο μετάβασης πέντε έως οχτώ ετών.....	127
Γράφημα 5.3.7 Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) (αριστερά) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας»	

(high density region) (δεξιά) της περιόδου 2000-2004, για περίοδο μετάβασης ενός έως τεσσάρων ετών.	130
Γράφημα 5.3.8. Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) (αριστερά) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) (δεξιά) της περιόδου 2004-2008, για περίοδο μετάβασης ενός έως τεσσάρων ετών	131
Γράφημα 5.4.1. Γραφήματα μερικής παλινδρόμησης των συνεχών ερμηνευτικών μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν στην εξίσωση σύγκλισης.....	147
Γράφημα 5.4.2. Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) που δείχνουν τις δεσμευμένες κατανομές του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ ανά νομό με Α) δεδομένο μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ και Β) με δεδομένη γεωργική παραγωγικότητα.....	151
Γράφημα 5.4.3. Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) των δεσμευμένων κατανομές του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε νομούς με υψηλό μερίδιο υπηρεσιών στην ΑΑΠ με Α) δεδομένο μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ και Β) με δεδομένη γεωργική παραγωγικότητα.....	153
Γράφημα 5.4.4. Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) των δεσμευμένων κατανομές του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε νομούς με χαμηλό μερίδιο υπηρεσιών στην ΑΑΠ με Α) δεδομένο μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ και Β) με δεδομένη γεωργική παραγωγικότητα.....	154
Γράφημα 5.4.5. Δενδρόγραμμα	167
Γράφημα 5.4.6. Διαχρονική εξέλιξη του δείκτη εντροπίας του Theil και των επιμέρους συστατικών του στοιχείων.....	169

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ ΧΑΡΤΩΝ

Χάρτης 4.1. Παρουσίαση του ΑΕΠ ανά κεφαλή στους νομούς της Ελλάδας το έτος 2000 (αριστερά) και το έτος 2008 (δεξιά) (σταθερές τιμές 2011).....	96
Χάρτης 4.2. Παρουσίαση του μεριδίου της γεωργίας στην Ακαθάριστη Αξία Παραγωγής στους νομούς της Ελλάδας το έτος 2000 (αριστερά) και το έτος 2008 (δεξιά).	97
Χάρτης 5.1.1. Παρουσίαση των νομών με βάση τη θέση τους στο διάγραμμα διασποράς του Moran.	103
Χάρτης 5.1.2. Παρουσίαση των νομών με βάση τις μέσες τιμές των κατά κεφαλήν εισοδημάτων των νομών της Ελλάδας για την περίοδο 2000-2008.	103
Χάρτης 5.4.1. Κατάσταση στην οποία ανήκουν οι νομοί το έτος 2000 (αριστερά) και το έτος 2008 (δεξιά), ανάλογα με το σχετικό μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και το σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ.....	163
Χάρτης 5.4.2. Κατάσταση στην οποία ανήκουν οι νομοί το έτος 2000 (αριστερά) και το έτος 2008 (δεξιά), ανάλογα με τη σχετική γεωργική παραγωγικότητα και το σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ.....	164
Χάρτης 5.4.3. Αποτύπωση των νομών με βάση τη συστάδα στην οποία ανήκουν...	167

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΟΣ

Πίνακας 1. Κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε τρέχουσες τιμές.....	207
Πίνακας 2. Κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε σταθερές τιμές 2011	208
Πίνακας 3. Μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής των νομών της Ελλάδας (2000-2008).	209
Πίνακας 4. Γεωργική Παραγωγικότητα των Νομών της Ελλάδας σε όρους ακαθάριστης αξίας παραγωγής του τομέα της γεωργίας ανά απασχολούμενο (2000-2008).....	210

1. Εισαγωγή

Η δημιουργία και εξέλιξη των σύγχρονων υποδειγμάτων οικονομικής μεγέθυνσης επέτρεψαν την εμφάνιση υποδειγμάτων οικονομικής σύγκλισης. Σε αυτά μελετάται η ύπαρξη και η διαδικασία σύγκλισης, όπως τουλάχιστον προκύπτει από τις υποθέσεις, τη λειτουργία και τη μαθηματική περιγραφή των υποδειγμάτων μεγέθυνσης και ανάπτυξης.

Η σύνδεση και η προέλευση των υποδειγμάτων σύγκλισης από τα αντίστοιχα υποδείγματα οικονομικής μεγέθυνσης επιτρέπει τη συνέπεια και συνέχεια της θεωρητικής διερεύνησης. Επιτρέπει επίσης τη εξαγωγή, θεμελιωμένων στη θεωρία της ανάπτυξης, μαθηματικών σχέσεων, η ποσοτική εκτίμηση των οποίων επιτρέπει την εμπειρική διερεύνηση της ύπαρξης και διαδικασίας σύγκλισης.

Η υποδειγματοποίηση της διαδικασίας σύγκλισης μπορεί να οδηγήσει στον ορισμό και την κατανόηση διαφορετικών εννοιών οικονομικής σύγκλισης και την ποιοτική τους συσχέτιση. Οι εξαχθείσες μαθηματικές σχέσεις των υποδειγμάτων σύγκλισης καθιστούν δυνατή την ποσοτική διερεύνηση και τη μέτρηση των χαρακτηριστικών των διαφόρων εννοιών σύγκλισης.

Η θεωρητική και ποσοτική έρευνα και βιβλιογραφία οικονομικής σύγκλισης γνώρισαν εντυπωσιακή άνθηση τις τελευταίες δύο δεκαετίες. Εκτός από τις θεωρητικές εξελίξεις και την πληθώρα των εμπειρικών εφαρμογών, δημιουργήθηκε μία πλούσια και εξελισσόμενη βιβλιογραφία που σχετίζεται με τη δημιουργία νέων ποσοτικών μεθόδων έρευνας και εφαρμογής τους στα υπάρχοντα υποδείγματα και τις μαθηματικές τους σχέσεις.

Είναι γεγονός ότι η βιβλιογραφία απέχει από την καθιέρωση μίας ταυτόχρονα μοναδικής και γενικώς αποδεκτής μεθόδου ποσοτικής διερεύνησης των εννοιών σύγκλισης. Παρόλα αυτά, μέθοδοι περισσότερο ικανοποιητικές από τις αρχικές αναπτύσσονται. Η παρουσία διαφορετικών μεθόδων έχει επίσης βοηθήσει στην καλύτερη κατανόηση διαφόρων πτυχών ακόμα και της ίδιας έννοιας σύγκλισης. Η αποτελεσματικότητα περιφερειακών πολιτικών και προγραμμάτων μπορεί έτσι να αξιολογηθεί καλύτερα όπως επίσης και η ακρίβεια θεωρητικών προβλέψεων.

Σκοπός της παρούσας διατριβής είναι να διερευνήσει την ύπαρξη περιφερειακής οικονομικής σύγκλισης στην Ελλάδα, να εκτιμήσει και να αξιολογήσει τα

χαρακτηριστικά της. Η έρευνα αφορά τη σύγκλιση του κατά κεφαλήν εισοδήματος (ΑΕΠ) των νομών της Ελλάδας και την προσεγγίζει χρησιμοποιώντας διαφορετικές μεθοδολογίες. Η διερεύνηση γίνεται χρησιμοποιώντας στατική και δυναμική οικονομετρική ανάλυση δεδομένων πάνελ και τεχνικές οι οποίες περιγράφουν διαχρονικά τη συμπεριφορά των κατανομών των κατά κεφαλήν εισοδημάτων των νομών της Ελλάδας. Οι τεχνικές αυτές ανήκουν τόσο στην παραδοσιακή στατιστική και οικονομετρία όσο και στη σύγχρονη μη παραμετρική οικονομετρία. Οι τεχνικές που ανήκουν στην τελευταία κατηγορία έχουν προσαρμοστεί στους σκοπούς της συγκεκριμένης έρευνας, προκειμένου να μελετηθεί η δυναμική της σύγκλισης (ή απόκλισης).

Ένας επιπλέον σκοπός της διατριβής είναι η διερεύνηση του ρόλου του γεωργικού τομέα, ή της «γεωργικότητας» στη διαδικασία σύγκλισης και η επίδρασή της επ' αυτής. Παραδοσιακές στατιστικές μέθοδοι ομαδοποίησης συνδυάζονται με μεθόδους μη παραμετρικής παλινδρόμησης, ενώ ο γεωργικός τομέας λαμβάνεται υπ' όψιν χρησιμοποιώντας την ποσοστιαία συμμετοχή του στο ΑΕΠ κάθε νομού. Διερευνάται ομοίως, η σχέση και η επίδραση της παραγωγικότητας της γεωργικής εργασίας στη διαδικασία σύγκλισης.

Μία επιπλέον επιδίωξη της διατριβής είναι η διερεύνηση της ύπαρξης χωρικής συσχέτισης μεταξύ των κατά κεφαλήν εισοδημάτων των νομών της Ελλάδας, αφού η ύπαρξή της δύναται να επηρεάσει την ακρίβεια των αποτελεσμάτων της ποσοτικής ανάλυσης. Συζητείται επίσης η αντιμετώπιση του προβλήματος αυτού.

Τα στατιστικά στοιχεία που χρησιμοποιούνται παρέχονται από την ΕΛ.ΣΤΑΤ. και αφορούν στην εννιαετή περίοδο 2000-2008 για τους 51 νομούς της χώρας. Οι συνεχείς αναθεωρήσεις του ΑΕΠ, συνολικά και κατά κλάδο, δεν επιτρέπουν την ύπαρξη συνεπών χρονοσειρών σε επίπεδο νομού για περισσότερα έτη, οι οποίες να καταλήγουν στο πρόσφατο παρελθόν. Η κατάσταση αυτή δεν είναι ασυνήθης στη βιβλιογραφία, και ο αριθμός των διαστρωματικών στοιχείων κάθε έτους καθώς και οι παραμετρικές και μη παραμετρικές μέθοδοι που χρησιμοποιούνται αντιμετωπίζουν το ζήτημα αυτό ικανοποιητικά.

2. Περιφερειακή ανάπτυξη και πολιτική στην Ελλάδα

Ο περιφερειακός προγραμματισμός στην Ελλάδα μετά το Β' Παγκόσμιο Πόλεμο, μπορεί να διαχωριστεί, σε γενικές γραμμές, σε δύο μεγάλες φάσεις. Η πρώτη διαρκεί μέχρι το 1985¹ ενώ η δεύτερη ξεκινάει από το 1986 και σηματοδοτείται από την έναρξη της περιόδου του ευρωπαϊκού προσανατολισμού της περιφερειακής πολιτικής (Χυτοπούλου, 2007).

Η πρώτη προσπάθεια περιφερειακής ανάπτυξης στην Ελλάδα είχε ως βασική επιδίωξη την αύξηση του γεωργικού εισοδήματος και την εξασφάλιση επάρκειας σε ορισμένα βασικά καταναλωτικά αγαθά πρώτης ανάγκης, όπως τα σιτηρά και το λάδι. Όμως, παρά τα ικανοποιητικά αποτελέσματα στον τομέα της γεωργικής παραγωγής, ο πληθυσμός της υπαίθρου εξακολουθούσε να μειώνεται, ως αποτέλεσμα της μαζικής μετανάστευσης στις μεγάλες πόλεις καθώς και σε χώρες του εξωτερικού. Διαπιστώθηκε επομένως ότι η γεωργική ανάπτυξη ήταν ανίσχυρη να συγκρατήσει τη μεταναστευτική ροή και συνεπώς, για την αποκατάσταση της ισομερούς ανάπτυξης των περιφερειών της χώρας, ήταν αναγκαίο να μετριαστεί η τάση συσσώρευσης των βιομηχανιών στα μεγάλα αστικά κέντρα.

Μέχρι το 1952, οπότε και τέθηκε σε ισχύ ο πρώτος αναπτυξιακός νόμος (Ν. 2167/52), η αντιμετώπιση του προβλήματος της ανισομερούς περιφερειακής ανάπτυξης από τις ελληνικές κυβερνήσεις ήταν υποτυπώδης. Στην αρχή της δεκαετίας του '60 άρχισαν να εκπονούνται συστηματικές μελέτες για το πρόβλημα αυτό και δημιουργήθηκαν τα «Προγράμματα Οικονομικής Αναπτύξεως». Η καταπολέμηση των διαπεριφερειακών ανισοτήτων αναφέρθηκε για πρώτη φορά ως στόχος στο «Πενταετές Πρόγραμμα Οικονομικής Αναπτύξεως 1960-64» και στο «Σχέδιο Πενταετούς Προγράμματος 1966-70» που το ακολούθησε, το οποίο όμως τελικά αντικαταστάθηκε από το «Πρόγραμμα Οικονομικής Αναπτύξεως της Ελλάδος 1968-72». Το «Σχέδιο Πενταετούς Προγράμματος 1966-70» έδωσε για πρώτη φορά έμφαση στη διασύνδεση μεταξύ των περιφερειακών επιδιώξεων και των ευρύτερων στόχων της εθνικής οικονομικής πολιτικής.

¹ Η παράθεση των περιφερειακών πολιτικών κατά την περίοδο αυτή, βασίζονται κυρίως στη εργασία του Βλιάμου (2011).

Η δεύτερη περίοδος του περιφερειακού προσανατολισμού στην Ελλάδα, αρχίζει με την εφαρμογή των Μεσογειακών Ολοκληρωμένων Προγραμμάτων (ΜΟΠ) (1986-1992) και συνεχίζεται με την υλοποίηση των τεσσάρων Κοινοτικών Πλαισίων Στήριξης (ΚΠΣ) (1989-1993, 1994-1999, 2000-2006 και 2007-2013). Τα παραπάνω προγράμματα σηματοδοτούν την ένταξη της Ελληνικής Περιφερειακής Πολιτικής στις διαδικασίες της Περιφερειακής Πολιτικής της Ευρωπαϊκής Ένωσης.

Η περίοδος της εφαρμογής των Μεσογειακών Ολοκληρωμένων Προγραμμάτων (1986-1992) αποτέλεσε την έναρξη μίας νέας εποχής για τις μεθόδους άσκησης περιφερειακής πολιτικής. Κύριο χαρακτηριστικό στοιχείο τους είναι η σύνταξη ολοκληρωμένων πολυετών προγραμμάτων τα οποία στηρίζονται σε αναλυτική αποτύπωση της κατάστασης κάθε περιφέρειας και σε διατυπωμένη ιεράρχηση στόχων. Η ολοκληρωμένη αυτή προσέγγιση στοχεύει στην επίτευξη θεματικών αναπτυξιακών στόχων για συγκεκριμένες περιφέρειες ή χώρες, με συνδυασμένες χρηματοδοτήσεις από τα διάφορα Ευρωπαϊκά Διαρθρωτικά Ταμεία, στο πλαίσιο ενός ευρύτερου πολυετούς προγραμματισμού. Συνεπώς, το επίπεδο αναφοράς για την περιφερειακή πολιτική έχει πια αλλάξει. Αντί της χρηματοδότησης μεμονωμένων έργων, η πολιτική πλέον αναφέρεται σε ολοκληρωμένα προγράμματα, αντί για μεμονωμένες δράσεις αναφέρεται σε συνέργειες μεταξύ δράσεων και τέλος αντί για προσέγγιση up-down αναφέρεται σε προγραμματισμό bottom-up (Χυτοπούλου, 2007).

Το Α΄ Κοινοτικό Πλαίσιο Στήριξης (1989-1993) χρηματοδότησε την περιφερειακή οικονομική δραστηριότητα και βελτίωσε το επίπεδο ζωής στις αγροτικές περιοχές. Το επαρχιακό δίκτυο μεταφορών αναβαθμίστηκε ενώ επίσης χρηματοδοτήθηκε ο εκσυγχρονισμός των μικρών γεωργικών επιχειρήσεων και η κατασκευή ξενοδοχείων μικρού και μεσαίου μεγέθους στην ύπαιθρο. Το Β΄ Κοινοτικό Πλαίσιο Στήριξης (1994-1999) επιχείρησε να δώσει μεγαλύτερη έμφαση σε μεγάλα έργα υποδομής εθνικής σημασίας για την ενίσχυση της εξωστρέφειας της οικονομίας και τη διασύνδεση της χώρας με το εξωτερικό. Αναφορικά με την αποτελεσματικότητα του Α΄ και Β΄ ΚΠΣ, οι Πετράκος και Ψυχάρης (2004), αναφέρουν ότι ειδικά το πρώτο αλλά σε κάποιο βαθμό και το δεύτερο, δεν επέφεραν σημαντικά αποτελέσματα, αφού οι πόροι τους σπαταλήθηκαν σε μικρά και ημιτελή έργα με χαμηλή προστιθέμενη αξία, σε μία λογική ικανοποίησης των πολιτικών αναγκών και του πελατειακού συστήματος που χαρακτηρίζει τη διοικητική δομή και την πολιτική σκηνή της χώρας.

Το Γ΄ Κοινοτικό Πλαίσιο Στήριξης (2000-2006) σχεδιάζεται σε ένα οικονομικό και κοινωνικό περιβάλλον που έχει βελτιωθεί σημαντικά (βελτίωση που αποτυπώθηκε με την είσοδο της Ελλάδας στην Ευρωζώνη το 2001). Την περίοδο 2000-2006 η αναπτυξιακή πολιτική σε περιφερειακό επίπεδο στοχεύει στην ενίσχυση της ανταγωνιστικότητας και στην αύξηση της απασχόλησης.

Οι προτεραιότητες του Γ΄ Κοινοτικού Πλαισίου Στήριξης εστιάζονται σε επενδύσεις σε φυσικό και ανθρώπινο κεφάλαιο για την αύξηση της παραγωγικότητας. Καινοτομία του προγράμματος ήταν τα ειδικά αναπτυξιακά κριτήρια τα οποία εισήχθησαν για την άρση της απομόνωσης των νησιωτικών και ορεινών περιοχών. Αυτά είναι τα «Ολοκληρωμένα Αναπτυξιακά Προγράμματα», τα οποία σχεδιάστηκαν για να εφαρμοστούν σε επιλεγμένες ζώνες της υπαίθρου, με στόχο την προώθηση της «αγροτικής ανάπτυξης», η οποία γίνεται ολοένα και σημαντικότερο κομμάτι της ευρωπαϊκής αγροτικής πολιτικής (Καραβέλη και Τσιώνας, 2011). Παράλληλα όμως προώθησε και τη βελτίωση των συνθηκών στις μητροπολιτικές περιοχές. Συνεπώς, μπορεί να θεωρηθεί ότι το πρόγραμμα αυτό είχε διττό στόχο: την προώθηση της «ενδογενούς» ανάπτυξης σε περιφερειακό επίπεδο από την μία πλευρά, αλλά και τη διατήρηση των βασικών χαρακτηριστικών της πολιτικής ανάπτυξης από την άλλη (Χριστοφάκης, 2001 και Πολύζος, 2011).

Το τέταρτο ΚΠΣ (περίοδος 2007-13) δίνει ακόμα μεγαλύτερη έμφαση στην περιφερειακή και τοπική διάσταση της ανάπτυξης, καθώς η υλοποίησή του προβλέπεται κυρίως μέσω περιφερειακών και τοπικών επιχειρησιακών προγραμμάτων. Αυτό συνεπάγεται μεγαλύτερη ενίσχυση της περιφερειακής και τοπικής αυτοδιοίκησης, σε συνδυασμό με την κατάλληλη εκπαίδευση των τοπικών αρχών. Επιπλέον, προωθούνται, σε τοπικό επίπεδο, οι επενδύσεις σε έρευνα και καινοτομία (Ευρωπαϊκή Επιτροπή, 2007).

Δοθείσης της καθυστέρησης στην υλοποίηση του ΕΣΠΑ 2007-2013², μεταξύ άλλων και λόγω της τρέχουσας δημοσιονομικής κρίσης, τον παραδοσιακά χαμηλό ρυθμό απορροφητικότητας των κονδυλίων στην Ελλάδα, καθώς και τη νέα διοικητική μεταρρύθμιση³, η αποτελεσματικότητα του τρέχοντος προγράμματος για την

² Εθνικό Στρατηγικό Πλαίσιο Αναφοράς 2007-2013.

³ Με μείωση του αριθμού των δήμων και δημιουργία μίας περισσότερο συγκεντρωτικής διοικητικής δομής.

προώθηση της περιφερειακής ανάπτυξης παραμένει αμφίβολη (Καραβέλη και Τσιώνας, 2011).

Εκτός από τα μέτρα πολιτικής της Ευρωπαϊκής Ένωσης, ο περιφερειακός προγραμματισμός πραγματοποιείται και μέσω εθνικών πολιτικών όπως το Πρόγραμμα Δημοσίων Επενδύσεων (ΠΔΕ) και οι νόμοι επενδυτικών κινήτρων (αναπτυξιακοί νόμοι). Σχετικά με το ΠΔΕ, δεν είναι σαφές κατά πόσο η χωρική κατανομή του προγράμματος έχει ένα αναδιανεμητικό χαρακτήρα. Αναφορικά με τους νόμους των επενδυτικών κινήτρων, παρά το γεγονός ότι συνέβαλαν στην εκπόνηση και υλοποίηση χιλιάδων επενδυτικών σχεδίων στην περιφέρεια, υπάρχουν έντονα ερωτηματικά για το κατά πόσο η κατανομή των πόρων ήταν η επιθυμητή από άποψη περιφερειακής ανάπτυξης (Πετράκος και Ψυχάρης, 2004). Σχετικό με τον προβληματισμό αυτό, είναι και το αποτέλεσμα της έρευνας του Ψυχάρη (2006), ο οποίος έδειξε ότι δεν υπάρχει προφανής συσχέτιση μεταξύ των κατά κεφαλήν δημοσίων δαπανών και του κατά κεφαλήν εισοδήματος στους νομούς της Ελλάδας. Το γεγονός αυτό αναδεικνύει την έλλειψη πολιτικής βούλησης υπέρ της μείωσης των περιφερειακών ανισοτήτων, αφού προφανώς η κατανομή των δημοσίων δαπανών πραγματοποιήθηκε με βάση διαφορετικά κριτήρια (πολιτικά, πελατειακά κτλ.).

Ιστορικά, η πολιτική περιφερειακής κατανομής των δημοσίων επενδύσεων κατά το διάστημα 1976-2001 φαίνεται να διαγράφει έναν κύκλο. Ξεκινώντας από ένα έντονα συγκεντρωτικό πρότυπο στη δεκαετία του '70, πέρασε, κατά τη δεκαετία του '80, σε ένα έντονα αποκεντρωτικό και αναδιανεμητικό πρότυπο. Το πρότυπο αυτό επεκτάθηκε και στα πρώτα έτη της δεκαετίας του '90. Από τα μέσα περίπου της δεκαετίας του '90 μέχρι και σήμερα, επήλθε μια αλλαγή στο πρότυπο της περιφερειακής κατανομής των δημοσίων επενδύσεων της χώρας, με μεγαλύτερη χωρική συγκέντρωση των δημοσίων επενδύσεων στους δυναμικούς πόλους και στους άξονες ανάπτυξης της Ελλάδας. Το πρότυπο αυτό συνεχίζεται και κατά τα πρώτα χρόνια του 21ου αιώνα (Πετράκος και Ψυχάρης, 2004). Εν κατακλείδι, η πολιτική δημοσίων επενδύσεων δεν φαίνεται να υπαγορεύεται συστηματικά από την ικανοποίηση του κριτηρίου της χωρικής αναδιανομής των πόρων από τις περισσότερο προς τις λιγότερο αναπτυγμένες περιφέρειες (Ψυχάρης, 2006).

2.1.1. Περιφερειακές ανισότητες και σύγκλιση στην Ελλάδα

Η περιφερειακή σύγκλιση αποτελεί βασική επιδίωξη για όλες τις εθνικές κυβερνήσεις αλλά και για την Ευρωπαϊκή Ένωση (Ε.Ε.) από την υπογραφή της συνθήκης της Ρώμης το 1957. Για το λόγο αυτό, η Ε.Ε. έχει οργανώσει και χρηματοδοτήσει πολιτικές οι οποίες στοχεύουν στην περιφερειακή συνοχή (regional cohesion). Οι πολιτικές αυτές μπορούν να επηρεάσουν και τη συνοχή στο εσωτερικό του κάθε κράτους-μέλους, αφού το επίπεδο στο οποίο εφαρμόζονται (περιφέρειες NUTS-II) είναι μικρότερο από το επίπεδο της χώρας.

Πολλές από τις μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί για τη διερεύνηση των ανισοτήτων στο εσωτερικό των χωρών της Ε.Ε. καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι οι περιφερειακές ανισότητες στην Ελλάδα είναι μικρότερες από τις αντίστοιχες των ευρωπαϊκών χωρών (Πετράκος και Ψυχάρης, 2004). Όμως σύμφωνα με τον Monastiriotis (2008, 2009), το φαινόμενο της «περιφερειακής οπισθοδρόμησης» (regional backwardness) στην Ελλάδα, παρουσιάζεται ιδιαίτερα περίπλοκο, καθώς η Ελλάδα, αντίθετα με άλλες Ευρωπαϊκές χώρες, δεν ακολουθεί ένα συγκεκριμένο και ευκρινές αναπτυξιακό μονοπάτι⁴.

Πράγματι, παρά την εφαρμογή των πολιτικών περιφερειακής ανάπτυξης, όπως περιγράφηκαν προηγουμένως, οι περιφερειακές ανισότητες αποτελούν πλέον ένα εδραιωμένο φαινόμενο. Στο γεγονός αυτό συντελούν, πέρα από την αναποτελεσματικότητα των μέτρων περιφερειακής ανάπτυξης και μείωσης των περιφερειακών ανισοτήτων, ένα πλήθος από ιστορικούς, γεωμορφολογικούς, οικονομικούς και πολιτικούς λόγους (Πίνακας 2.1)⁵.

Επιχειρώντας μία ιστορική αναδρομή στο φαινόμενο των διαπεριφερειακών ανισοτήτων, ο Πλασκοβίτης (2007), καταλήγει στην παρακάτω διαπίστωση: Η χωρική ανισοροπία του παραγωγικού και του δημογραφικού δυναμικού της χώρας

⁴ Σύμφωνα με τον Monastiriotis (2007), η Ελλάδα αποτελεί μία πολύ ενδιαφέρουσα περίπτωση μελέτης μιας και παρουσιάζει μία αρκετά περίπλοκη δομή χωρικών ανισοτήτων. Τα αποτελέσματα της έρευνάς του έδειξαν ότι οι περιφερειακές ανισότητες στην Ελλάδα καλύπτονται σε μεγάλο βαθμό από την πολυπλοκότητα της κοινωνικοοικονομικής της γεωγραφίας. Πιο συγκεκριμένα, στην Ελλάδα παρουσιάζεται το φαινόμενο των «πολλαπλών γεωγραφιών» (multiple geographies), το οποίο συνδυάζει στοιχεία διχοτόμησης Ανατολής-Δύσης, Νότου-Βορρά, Κέντρου-Περιφέρειας και Αγροτικού-Αστικού. Αυτή η χωρική διαφοροποίηση, φαίνεται να συνδέεται, με τη σειρά της, με δευτερογενή χαρακτηριστικά, τα οποία έχουν ουσιαστική επίδραση στην αναπτυξιακή δυνατότητα της Ελλάδας. Έτσι, παρά το γεγονός ότι οι περιφερειακές ανισότητες στην Ελλάδα εμφανίζονται να είναι μέτριας έντασης σε σχέση με τα πρότυπα του ΟΟΣΑ, μία περισσότερο λεπτομερής και σε βάθος έρευνα αναδεικνύει το μεγαλύτερο μέγεθος των ανισοτήτων αυτών.

⁵ Για μία αναλυτικότερη παρουσίαση των παραγόντων αυτών, βλέπε Πετράκος και Ψυχάρης (2004).

παραμένει σε υπερβολικά υψηλά για μία αναπτυσσόμενη οικονομία επίπεδα, ενώ οι μεγάλες δαπάνες υπέρ της οικονομικής και κοινωνικής συνοχής των τελευταίων δεκαετιών δεν πέτυχαν ούτε να περιορίσουν σημαντικά τις ανισοροπίες αυτές αλλά ούτε και να βελτιώσουν ουσιαστικά τις αποκλίσεις στα κατά κεφαλήν μεγέθη. Είναι προφανές είτε ότι η κατανομή και χρήση των πόρων ήταν άστοχη και αναποτελεσματική, είτε ότι στην ελληνική οικονομία λειτουργούν τόσο ισχυρές πολωτικές τάσεις και διαρθρωτικές ακαμψίες, που οι πολιτικές συνοχής απλώς επιτυγχάνουν μια επιβράδυνση ή προσωρινή αναστολή των δυσμενών εξελίξεων.

Πίνακας 2.1. Παράγοντες δημιουργίας και εδραίωσης διαπεριφερειακών ανισοτήτων στην Ελλάδα.

Ιστορικοί παράγοντες	Σταδιακή δημιουργία του ελληνικού κράτους, η οποία λειτούργησε προς όφελος της Αθήνας, ως της ασφαλέστερης και σταθερότερης πόλης της περιόδου.
	Εγκατάσταση των προσφύγων της Μικρασιατικής καταστροφής σε Αθήνα και Θεσσαλονίκη.
	Μηδενική προσπελασιμότητα των βορείων συνόρων λόγω της διαίρεσης της Ευρώπης σε Ανατολή-Δύση, η οποία αποδυνάμωσε όλες τις σημαντικές πόλεις της Βόρειας Ελλάδας.
Γεωμορφολογικοί παράγοντες	Περιφερειακή θέση της χώρας σε επίπεδο Ε.Ε.
	Συγκέντρωση του πληθυσμού σε πεδινές και παράλιες περιοχές με ταυτόχρονη αναπτυξιακή υστέρηση των ορεινών περιοχών.
	Γεωγραφική ποικιλομορφία – Νησιωτικότητα.
Οικονομικοί παράγοντες	Οικονομίες κλίμακας και συγκέντρωσης.
	Παραγωγική διάρθρωση των τοπικών οικονομιών, με έντονη εξάρτηση από τη γεωργία.
	Εσωτερική και εξωτερική μετανάστευση.
	Οικονομικοί κύκλοι - Αύξηση διαπεριφερειακών ανισοτήτων σε περιόδους υψηλής ανάπτυξης και αντίστροφα.
	Διεθνοποίηση της Οικονομίας και Ευρωπαϊκή ολοκλήρωση, με ανομοιόμορφες επιδράσεις στις ελληνικές περιφέρειες.
Πολιτικοί παράγοντες	Συγκεντρωτική δομή της δημόσιας διοίκησης - Έλλειψη συγκροτημένης πολιτικής δημοσίων δαπανών υπέρ των λιγότερο ανεπτυγμένων περιοχών.
	Τοπικές δομές διοίκησης με περιορισμένες δυνατότητες ουσιαστικής παρέμβασης στα αναπτυξιακά προβλήματα της περιφέρειας.
	Αναποτελεσματική χρήση των πόρων των κοινοτικών προγραμμάτων.
	Μειωμένη αποτελεσματικότητα και ασαφείς στόχοι των πολιτικών περιφερειακής ανάπτυξης.
	Κατακερματισμός της τοπικής και περιφερειακής διοίκησης*.

*αναμένονται τα αποτελέσματα του μέτρου του «Καλλικράτη».

Πηγή: Πετράκος και Ψυχάρης (2004), Κωστοπούλου (2005), Χυτοπούλου (2007).

Φαίνεται λοιπόν ότι στην Ελλάδα, παρά το γεγονός ότι το κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε γενικές γραμμές αυξάνεται διαχρονικά από τη δεκαετία του '60 (με εξαίρεση τα

τελευταία 2 χρόνια), η ανάπτυξη αυτή δε διαχέεται κατά τον ίδιο τρόπο σε όλες τις ελληνικές περιφέρειες. Η ανισομέρεια της ανάπτυξης, σε όρους κατά κεφαλήν εισοδήματος, αντικατοπτρίζεται πλήρως στην εξέταση της περιφερειακής κατανομής του ανθρώπινου δυναμικού (ποσοτικά και ποιοτικά) και των υποδομών των περιφερειών. Περιοχές οι οποίες ενισχύθηκαν πληθυσμιακά παρουσιάζουν και την μεγαλύτερη ανάπτυξη (Αττική, Κεντρική Μακεδονία). Αντιθέτως, περιοχές οι οποίες υπέστησαν πληθυσμιακές απώλειες (π.χ. Δυτική Μακεδονία, Ανατολική Μακεδονία και Θράκη), χαρακτηρίζονται από έντονες αναπτυξιακές υστερήσεις. Τέλος, η συγκέντρωση, σε ορισμένες περιοχές της χώρας, υπηρεσιών και δραστηριοτήτων υψηλής τεχνολογίας (π.χ. Αττική) και τουρισμού (π.χ. Κυκλάδες, Κρήτη) συνέβαλαν στην μεγαλύτερη ανάπτυξη των περιοχών αυτών, έναντι των υπολοίπων περιοχών της Ελλάδας (Καραβέλη και Τσιώνας, 2011).

Σύμφωνα με τον Πλασκοβίτη (2007), η κρισιμότερη πτυχή του προβλήματος των διαπεριφερειακών ανισοτήτων είναι ο βαθύτατος δυϊσμός μεταξύ της Αττικής και της υπόλοιπης Ελλάδας καθώς και ο διχασμός κέντρου-περιφέρειας σε όρους δημογραφίας, ανθρώπινου κεφαλαίου, δημοσίων αγαθών και υπηρεσιών⁶. Οι Καραβέλη και Τσιώνας (2011), αναφέρουν ότι οι περιφερειακές ανισότητες, μετρούμενες τόσο με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ, όσο και με μια σειρά άλλων δεικτών, έχουν αυξηθεί διαχρονικά, με αποτέλεσμα την εδραίωση του προτύπου κέντρου-περιφέρειας και τη διεύρυνση του χάσματος μεταξύ της Αττικής και των υπόλοιπων περιφερειών της χώρας. Η περιφερειακή πολιτική, όπως υλοποιήθηκε μέσω των κοινοτικών προγραμμάτων, δεν αποδείχτηκε επαρκής στην αναστροφή των παραπάνω τάσεων. Αντίθετα ενίσχυσε το πρότυπο της «πολικής ανάπτυξης».

Βέβαια, το γεγονός ότι οι δείκτες οικονομικής ανάπτυξης αναδεικνύουν την υπεροχή των μεγάλων αστικών κέντρων έναντι της ελληνικής υπαίθρου δεν αντικατοπτρίζεται πλήρως και στις υπάρχουσες συνθήκες ζωής στις μεγάλες πόλεις και ιδίως στην Αθήνα. Πραγματικά, η ποιότητα ζωής στις πόλεις κατά τη μεταπολεμική περίοδο χειροτέρευε λόγω της υπερσυγκέντρωσης του πληθυσμού, ενώ σήμερα, η οικονομική κατάσταση ενός μεγάλου μέρους του πληθυσμού της Αθήνας και ιδιαίτερα των

⁶ Είναι χαρακτηριστικό το γεγονός ότι, σύμφωνα με τον συγγραφέα, η Αττική με το 3% της έκτασης της χώρας, συγκεντρώνει το 34% του πληθυσμού, το 37% του εργατικού δυναμικού και του ΑΕΠ, το 50% των ιατρών και των νοσοκομειακών κλινών, το 55% των πτυχιούχων ανωτάτων σχολών και το 85% των επιχειρήσεων άνω των 10 εργαζομένων. Από την άλλη πλευρά, περιφέρειες που αντιπροσωπεύουν έκταση μεγαλύτερη του 50% του συνόλου της έκτασης της χώρας, έχουν αθροιστικά μεγέθη μικρότερα από εκείνα της Αττικής.

κατοίκων του ιστορικού της κέντρου, είναι εξαιρετικά άσχημη. Το γεγονός αυτό αναδεικνύει έντονα τη διαφορά των συνθηκών που αποτυπώνονται με βάση τους δείκτες της οικονομικής ανάπτυξης και της πραγματικής ποιότητας ζωής του πληθυσμού.

Εκτός από τις συγκεκριμένες ιδιαιτερότητες που εμφανίζει η μελέτη των διαπεριφερειακών ανισοτήτων στην Ελλάδα, όπως ανατύχθηκαν παραπάνω, ο μελετητής καλείται να αντιμετωπίσει συγκεκριμένα προβλήματα. Το πρώτο σχετίζεται με τον κλασικό δείκτη μέτρησης των περιφερειακών ανισοτήτων (κατά κεφαλήν ΑΕΠ), ο οποίος είναι αρκετά προβληματικός, αφού πολλές φορές δεν αντικατοπτρίζει το πραγματικό εισόδημα των κατοίκων μίας περιφέρειας. Βασικοί λόγοι για τους οποίους συμβαίνει αυτό είναι οι παρακάτω (Πλασκοβίτης, 2007):

- Ολοένα και συχνότερα (όσο αυξάνει το μέσο μέγεθος των επιχειρήσεων) οι ιδιοκτήτες, και πολλές φορές οι εργαζόμενοι, δεν είναι κάτοικοι της περιοχής στη οποία είναι εγκατεστημένη μια επιχείρηση. Για παράδειγμα, το υψηλό κατά κεφαλήν εισόδημα στο νομό Βοιωτίας, προκύπτει από το γεγονός ότι ο νομός αυτός απλά φιλοξενεί τις παραγωγικές μονάδες που ώθησαν εκτός Αττικής οι αναπτυξιακοί νόμοι. Επίσης, το υψηλό κατά κεφαλήν εισόδημα στο νομό Δωδεκανήσου, προκύπτει ως αποτέλεσμα των μεγάλων ξενοδοχειακών μονάδων οι οποίες δημιουργήθηκαν με χρήση «εξωγενούς» κεφαλαίου και λειτουργούν με πολλούς «εισαγόμενους» εποχιακούς εργαζόμενους.
- Η έκταση της παραοικονομίας, η οποία δεν καταγράφεται στο ΑΕΠ εμφανίζει σημαντικές περιφερειακές διαφοροποιήσεις.
- Οι μεταβιβαστικές πληρωμές (μεταναστευτικά εμβάσματα, εισοδηματικές ενισχύσεις, συντάξεις κλπ.) δεν είναι αναλογικά κατανομημένες στις περιφέρειες.

Στη μελέτη των διαπεριφερειακών ανισοτήτων, πέρα από τα προβλήματα των δεικτών, παρουσιάζεται και το πρόβλημα της ύπαρξης ανισοτήτων στο εσωτερικό των περιφερειών. Όπως δηλαδή κάθε μέσος όρος έτσι και τα περιφερειακά μεγέθη «καλύπτουν» σοβαρές ανισότητες στο εσωτερικό των περιφερειών.

Με βάση το παραπάνω σκεπτικό, ο Prodromidis (2006), χρησιμοποιώντας δεδομένα του 2001, ανέδειξε ότι οι περιφερειακές ανισότητες στην Ελλάδα, δεν ταυτίζονται με τα διοικητικά σύνορα των περιφερειών και των νομών της Ελλάδας, αλλά με διαφορετικά γεωγραφικά, δημογραφικά και κοινωνικά χαρακτηριστικά. Έτσι,

συγκεκριμένες γεωγραφικές περιοχές όπως τα μικρά νησιά, οι ορεινές ζώνες και οι υποβαθμισμένες γειτονιές των αστικών κέντρων αντιμετωπίζουν πολύ σοβαρότερα προβλήματα από αυτά που καταγράφονται από την εξέταση των οικονομικών δεικτών σε επίπεδο περιφέρειας ή νομού.

Η ανεπάρκεια του ΑΕΠ ως μέτρο «περιφερειακής ευημερίας» ώθησε πολλούς ερευνητές να προτείνουν περισσότερο σύνθετους δείκτες για τη μέτρηση των περιφερειακών ανισοτήτων στην Ελλάδα. Ο Πετράκος (2004) και οι Petrakos και Artelaris (2008) κατασκεύασαν ένα «Σύνθετο Δείκτη Ανάπτυξης και Ευημερίας» (Composite Index of Development and Prosperity - CIDP), ο οποίος λαμβάνει υπ' όψιν παράγοντες όπως το δηλωθέν εισόδημα, τις αποταμιεύσεις, το κλαδικό ΑΕΠ, τον ενεργό πληθυσμό, τον αστικό πληθυσμό, το ανθρώπινο κεφάλαιο, τη γεωγραφία μιας περιοχής και τον τουρισμό. Η χρήση του σύνθετου αυτού δείκτη αποκαλύπτει ένα μεγαλύτερο βαθμό ανισότητας στις ελληνικές περιφέρειες από αυτόν που προκύπτει με τη χρήση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ (Καραβέλη και Τσιώνας, 2011).

Γενικά, την τελευταία 20ετία, η ύπαρξη περιφερειακής σύγκλισης στην Ελλάδα έχει γίνει αντικείμενο πολλών ερευνών. Οι έρευνες αυτές, μπορούν να κατηγοριοποιηθούν σε τρεις ομάδες ανάλογα με τα αποτελέσματα στα οποία καταλήγουν. Στην πρώτη και τη δεύτερη ομάδα περιλαμβάνονται μελέτες των οποίων τα αποτελέσματα υποστηρίζουν ή απορρίπτουν την υπόθεση περιφερειακής σύγκλισης αντίστοιχα. Στην τρίτη ομάδα περιλαμβάνονται μελέτες, των οποίων οι διαφορετικές αναλύσεις ή οι αναλύσεις σε διαφορετικό χωρικό επίπεδο (περιφέρειες/νομοί), καταλήγουν σε αντικρουόμενα συμπεράσματα αναφορικά με την ύπαρξη περιφερειακής σύγκλισης.

Ξεκινώντας με την πρώτη ομάδα ερευνών, οι Γιαννιάς κ.α. (1997) και οι Λιαργκόβας κ.α. (2003), καταλήγουν στην ύπαρξη ασθενούς τάσης σύγκλισης μεταξύ των Ελληνικών περιφερειών κατά την περίοδο 1960-2000. Οι Konsolas κ.α. (2002) επίσης καταλήγουν στην ύπαρξη σαφούς τάσεως περιφερειακής σύγκλισης στην Ελλάδα κατά την περίοδο 1989-1994. Οι Αθανασίου κ.α. (1995), αν και αρχικά διαγιγνώσκουν μία τάση απόκλισης κατά την διάρκεια των πρώτων δεκαετιών μετά τον Α' Παγκόσμιο Πόλεμο, καταλήγουν υπέρ της ύπαρξης περιφερειακής σύγκλισης κατά τη μεταγενέστερη περίοδο.

Χρησιμοποιώντας τεχνητά νευρωνικά δίκτυα, οι Papadas και Eustratoglou (2004) κατέληξαν στην ύπαρξη σύγκλισης μεταξύ των νομών της Ελλάδας για την περίοδο

1970-1991. Επίσης, οι Christopoulos και Tsionas (2004), μελετώντας την περιφερειακή σύγκλιση σε όρους παραγωγικότητας εργασίας υποστηρίζουν την ύπαρξη σύγκλισης κατά τη διάρκεια της περιόδου 1971-1995. Μελετώντας την περίοδο 1971-1991, οι Petrakos και Saratsis (2000) κατέληξαν και αυτοί στην ύπαρξη τάσης σύγκλισης, όπως και οι Michelis κ.α. (2004) για τη περίοδο 1981-1991.

Επιπρόσθετα, ο Μητράκος (2007), μελέτησε την εισοδηματική ανισότητα στην μεταπολιτευτική Ελλάδα χρησιμοποιώντας την ανάλυση εισοδηματικών μεριδίων (και εκτιμώντας καμπύλες Lorenz, δείκτες ανισότητας και συναρτήσεις κέρνελ). Το συμπέρασμα των αναλύσεων του ήταν ότι η συνολική ανισότητα στην κατανομή του διαθέσιμου εισοδήματος των νοικοκυριών μειώθηκε σημαντικά κατά την περίοδο 1974-88, διατηρήθηκε σταθερή κατά την περίοδο 1988-94, ενώ μειώθηκε ελαφρά και πάλι κατά την περίοδο 1994-2004.

Τέλος, οι Liontakis κ.α. (2010), διερεύνησαν την ύπαρξη σύγκλισης των κατά κεφαλήν εισοδημάτων στους νομούς της Ελλάδας την περίοδο 2000-2007, χρησιμοποιώντας την ανάλυση στοχαστικής σύγκλισης και την ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας. Τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τις δύο παραπάνω αναλύσεις υποστηρίζουν την ύπαρξη περιφερειακής σύγκλισης.

Αντίθετα με την παραπάνω ομάδα μελετών, οι Syriopoulos και Asteriou (1998) καθώς και οι Πετράκος και Rodriguez-Pose (2003), διέγνωσαν τάσεις β-απόκλισης και σ-απόκλισης μεταξύ των νομών της Ελλάδας για τις περιόδους 1971-1996 και 1981-1997, αντίστοιχα. Επιπλέον, οι Syriopoulos και Asteriou (1998) κατέληξαν στην ύπαρξη δυισμού (dualism) στην Ελλάδα, όπως προκύπτει από τον σαφή διαχωρισμό μεταξύ των βόρειων και των νότιων τμημάτων της χώρας.

Ο Tsionas (2002) και οι Φωτόπουλος κ.α. (2002), χρησιμοποιώντας Μαρκοβιανές αλυσίδες (Markov chains), κατέδειξαν τη δημιουργία ομάδων σύγκλισης (club formation), και τάσεων πόλωσης (polarization), για τις περιόδους 1971-1993 και 1970-1994 αντίστοιχα. Οι Alexiadis και Tomkins (2004), κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι ενώ δεν ακολουθείται ένα κοινό αναπτυξιακό μονοπάτι από όλες τις περιφέρειες της Ελλάδας υπάρχουν τέσσερις περιφέρειες οι οποίες δημιουργούν μία ομάδα σύγκλισης κατά την περίοδο 1970-2000 (Στερεά Ελλάδα, Θεσσαλία, Δυτική Ελλάδα και Πελοπόννησος). Οι Artelaris κ.α. (2010), δεν κατέληξαν υπέρ της ύπαρξης ομάδων σύγκλισης στους νομούς της Ελλάδας την περίοδο 1995-2005, κατέληξαν

όμως στην ύπαρξη περιφερειακής απόκλισης μεταξύ των νομών, με παράλληλη δημιουργία διαφορετικών ομάδων απόκλισης.

Οι Καραβέλη και Τσιώνας (2011), χρησιμοποιώντας ένα δυναμικό οικονομετρικό μοντέλο και εξετάζοντας την περίοδο 1995-2009, επιβεβαίωσαν την «εμμονή» (persistence) των περιφερειακών ανισοτήτων στην Ελλάδα και του πολιτικού αναπτυξιακού μοντέλου το οποίο αντανακλάται στην αυξανόμενη απόκλιση όλων των περιφερειών από τον εθνικό μέσο όρο και την περιφέρεια της Αττικής. Χρησιμοποιώντας στοχαστικούς πυρήνες (stochastic kernels), ο Fotopoulos (2006) εξέτασε την τάση σύγκλισης και την σχετική με αυτή εργοδική πυκνότητα (ergodic density) κατά την περίοδο 1980-2000. Τα αποτελέσματα των αναλύσεων του υποδεικνύουν ότι η πυκνότητα κατανομής που προκύπτει μακροπρόθεσμα, δεν υποστηρίζει ούτε την ύπαρξη σύγκλισης αλλά ούτε και την ύπαρξη έντονης πόλωσης.

Για την περίοδο 1971-2003, οι Benos και Karagiannis (2008) κατέληξαν στην ύπαρξη β-σύγκλισης μεταξύ των νομών αλλά όχι και μεταξύ των περιφερειών, ενώ παράλληλα δεν κατέληξαν υπέρ της ύπαρξης σ-σύγκλισης, τόσο σε επίπεδο νομών όσο και σε επίπεδο περιφερειών. Τέλος, οι Petrakos κ.α. (2005) κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι περιφερειακές ανισότητες έχουν κυκλικό χαρακτήρα δηλαδή μειώνονται σε περιόδους οικονομικής ύφεσης ενώ αυξάνονται σε περιόδους έντονης οικονομικής ανάπτυξης.

Παράλληλα με την ύπαρξη ή όχι τάσεως περιφερειακής σύγκλισης, πολλές εμπειρικές μελέτες επιχειρούν να διερευνήσουν και τους παράγοντες που την επηρεάζουν. Οι Halkos και Tzeremes (2009), χρησιμοποίησαν τη μέθοδο DEA (Data Envelopment Analysis) για να εκτιμήσουν την τεχνική αποτελεσματικότητα των πολιτικών οικονομικής ανάπτυξης στους νομούς της Ελλάδας για την περίοδο 2003-2006. Τα αποτελέσματα της έρευνάς τους αναδεικνύουν την ύπαρξη μεγάλων διαφορών στην τεχνική αποτελεσματικότητα των ελληνικών νομών, η οποία προφανώς επηρεάζει και τις διαπεριφερειακές ανισότητες.

Οι Caraveli κ.α. (2008) έδειξαν ότι οι δαπάνες για «έρευνα και ανάπτυξη» (R&D), που δημιουργούν «δραστηριότητες γνώσης» (knowledge-related activities), μπορούν να επιτύχουν υψηλότερους συνολικά αναπτυξιακούς ρυθμούς και να προκαλέσουν μείωση των περιφερειακών ανισοτήτων στην Ελλάδα. Ο Ψυχάρης (2009) επισημαίνει ότι οι δημόσιες επενδύσεις που κατευθύνονται σε βασικές υποδομές στην περιφέρεια

(δρόμους, σχολεία, νοσοκομεία, έργα βελτιώσεις, κλπ.) δημιουργούν απόθεμα κεφαλαίου το οποίο επηρεάζει την παραγωγικότητα και την ανταγωνιστικότητα της τοπικής οικονομίας. Συνεπώς, η περιφερειακή κατανομή των δημόσιων επενδύσεων παίζει σημαντικό ρόλο στην περιφερειακή ανάπτυξη.

Οι Benos κ.α. (2011) επιχείρησαν να προσδιορίσουν την σπουδαιότητα του τομέα των ακινήτων στην περιφερειακή ανάπτυξη της Ελλάδας χρησιμοποιώντας τυχαίες επιδράσεις (random effects) και εκτιμητές της γενικευμένης μεθόδου των ροπών (GMM estimators) για δυναμικά πάνελ υποδείγματα. Τα αποτελέσματα αναδεικνύουν τη θετική σχέση μεταξύ περιφερειακής ανάπτυξης και των επενδύσεων στις υπηρεσίες real estate.

Σύμφωνα με τους Καραβέλη και Τσιώνα (2011), οι επενδύσεις σε εμπόριο και τουρισμό, «χρηματιστηριακές υπηρεσίες» και, σε μικρότερο βαθμό, το ποσοστό «ανθρώπινων πόρων» σε επιστήμες και τεχνολογία είναι οι σημαντικότεροι παράγοντες μείωσης των περιφερειακών ανισοτήτων (σε όρους αποκλίσεως από την Αττική). Ο ρόλος του ανθρώπινου κεφαλαίου στην οικονομική μεγέθυνση των περιφερειών της Ελλάδας διερευνήθηκε και από τους Benos και Karagiannis (2009). Τα αποτελέσματα της έρευνάς τους αναδεικνύουν τη θετική σχέση μεταξύ των δύο παραπάνω μεγεθών για την περίοδο 1981-2003. Οι ίδιοι συγγραφείς σε παλαιότερη έρευνά τους (Benos και Karagiannis, 2008) καταλήγουν στο ότι ο δείκτης γεωγραφικής συγκέντρωσης του ΑΕΠ (GDP geographic concentration) και ο δείκτης πληθυσμιακής πυκνότητας (population density) έχουν αρνητική επίδραση στην ανάπτυξη, η οποία αντισταθμίζει τις θετικές επιδράσεις που προκαλεί η γεωγραφική συγκέντρωση του πληθυσμού (population geographic concentration) και η χωρική ανισότητα του ΑΕΠ (GDP spatial inequality).

Οι Ioannides και Petrakos (2000) απέδωσαν τις χωρικές ανισοροπίες στην Ελλάδα στη διττή οικονομική της βάση (κέντρο-περιφέρεια). Επιπλέον, ο Psycharis (2008), υποστηρίζει ότι αν και δεν υπάρχει ευκρινές αναπτυξιακό πρότυπο, υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ του επιπέδου οικονομικής ανάπτυξης και της κρατικής υποστήριξης που λαμβάνουν οι νομοί της Ελλάδας. Έτσι, οι κρατικές χρηματοδοτήσεις διαχέονται κυρίως σε νομούς οι οποίοι είναι ήδη περισσότερο αναπτυγμένοι με αποτέλεσμα οι περιφερειακές ανισότητες να εντείνονται.

Τέλος, οι Benos και Karagiannis (2007), χρησιμοποιώντας τον εμπλουτισμένο εκτιμητή GMM (βλέπε Arellano και Bond, 1991), εκτίμησαν τις συνιστώσες της οικονομικής μεγέθυνσης των Ελληνικών περιφερειών για την περίοδο 1995-2003. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της μελέτης αυτής, οι επενδύσεις αλλά και η απασχόληση στο κλάδο των κατασκευών, της εκπαίδευσης και της υγείας παρουσιάζουν μια αρνητική σχέση με την οικονομική μεγέθυνση. Παράλληλα με τα παραπάνω, παρατηρείται μια αρνητική σχέση μεταξύ των επενδύσεων στην αλιεία και του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Από την άλλη πλευρά, θετική σχέση παρουσιάζεται μεταξύ του περιφερειακού κατά κεφαλήν ΑΕΠ και των επενδύσεων στο κλάδο των ορυχείων και λατομείων, της μεταποίησης και των ξενοδοχείων και εστιατορίων. Χαρακτηριστική είναι επίσης η θετική σχέση του δείκτη περιφερειακής ειδίκευσης στις επενδύσεις (Balassa-Hoover Index) με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

2.2. Ο ρόλος του γεωργικού τομέα

Ο ρόλος του γεωργικού τομέα στην οικονομική ανάπτυξη έχει μελετηθεί σε θεωρητικό επίπεδο, με τη δημιουργία μοντέλων ανάπτυξης που λαμβάνουν υπ' όψιν τους τον τομέα αυτόν, ενώ αποτελεί και αντικείμενο μελέτης πλήθους εμπειρικών μελετών. Είναι γεγονός ότι τα πρώτα άρθρα της βιβλιογραφίας της οικονομικής αναπτύξεως, αγνοούσαν τη γεωργία και τη σημασία της (π.χ., Rosenstein-Rodan, 1943). Αργότερα, οι θεωρίες των δύο τομέων που αναπτύχθηκαν πρώτα από τον Lewis (1954, 1958) και στη συνέχεια από τους Ranis και Fei (1961) και Jorgenson (1961) αποδέχθηκαν τη σημασία του αγροτικού τομέα στη διαδικασία οικονομικής ανάπτυξης.

Με βάση τα μοντέλα αυτά, η οικονομία χωρίζεται στον παραδοσιακό και στον σύγχρονο τομέα. Κινητήρια δύναμη στον σύγχρονο τομέα αποτελεί η μεγιστοποίηση του κέρδους και η συσσώρευση φυσικού κεφαλαίου. Από την άλλη πλευρά, ο παραδοσιακός τομέας, στον οποίο κυριαρχεί η αγροτική παραγωγή, δεν λειτουργεί με βάση τη μεγιστοποίηση του κέρδους.

Ο Lewis (1954, 1958) ορίζοντας αρχικά το πλεονάζων εργατικό δυναμικό ως αυτό που παράγει μηδενικό ή σχεδόν μηδενικό οριακό προϊόν, θεώρησε ότι το δυναμικό αυτό εδρεύει κατά κύριο λόγο στον αγροτικό τομέα. Βέβαια, οι μεταγενέστερες εφαρμογές του μοντέλου του Lewis υπέθεταν ότι το πλεονάζων εργατικό δυναμικό περιορίζεται αποκλειστικά και μόνο στον αγροτικό τομέα (π.χ. Ranis και Fei, 1961).

Στο μοντέλο του Lewis, η διαδικασία της οικονομικής μεγέθυνσης ξεκινάει με την απορρόφηση του πλεονάζοντος εργατικού δυναμικού στη βιομηχανία. Τα κέρδη επανεπενδύονται και η διαδικασία της δομικής αλλαγής της οικονομίας συνεχίζεται έως ότου η αξία του οριακού προϊόντος της εργασίας στους δύο τομείς της οικονομίας ισοσκελιστεί. Συνεπώς, η οικονομική μεγέθυνση είναι το αποτέλεσμα της μεταφοράς εργατικού δυναμικού από τον αγροτικό στο βιομηχανικό τομέα.

Όμως, η εξάντληση του πλεονάζοντος εργατικού δυναμικού μπορεί να σηματοδοτήσει και την παύση της εξάπλωσης του βιομηχανικού τομέα. Πράγματι, η συνεχής μεταφορά εργατικού δυναμικού από τον παραδοσιακό στο βιομηχανικό τομέα, έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση της σχετικής αξίας των εκροών του παραδοσιακού τομέα. Οι Johnston και Mellor (1961), βασίζουν την ανάλυσή τους

στις παραπάνω ιδέες. Στην προσέγγισή τους, αναγνωρίζουν τις διασυνδέσεις μεταξύ αγροτικής και βιομηχανικής ανάπτυξης και αναβαθμίζουν το ρόλο της γεωργίας ιδιαίτερα κατά τα πρώτα στάδια της οικονομικής ανάπτυξης. Επιπλέον, ο North (1959), ενισχύει το ρόλο του γεωργικού τομέα και θεωρεί ότι κάτω από συγκεκριμένες προϋποθέσεις, μπορεί να προάγει την οικονομική ανάπτυξη.

Μετά τους Johnston και Mellor (1961), ο αγροτικός τομέας, εν πολλοίς, εξαφανίζεται από τα θεωρητικά μοντέλα οικονομικής ανάπτυξης. Πλέον, οι περισσότερες μελέτες που αφορούν τη γεωργία, εστιάζονται στην ανάλυση της αγροτικής παραγωγικότητας. Σε αυτή την ομάδα εργασιών, ξεχωρίζει η ανάπτυξη της θεωρίας της ωθούμενης τεχνικής και θεσμικής καινοτομίας των Ruttan και Hayami (1984) και Hayami και Ruttan (1985).

Στην περίπτωση των αναπτυσσόμενων οικονομιών, το μοντέλο του Lewis φαίνεται να βρίσκει εφαρμογή (Humphries και Knowles, 1998) όπως επιβεβαιώνουν και πολλές μελέτες που χρησιμοποιούν μοντέλα οικονομικής μεγέθυνσης πολλαπλών τομέων (multi-sector growth models) (π.χ. Robinson, 1971, Dowrick, 1989, Dowrick και Gemmill, 1991). Τα μοντέλα αυτά επιτρέπουν την χρήση διαφορετικών συναρτήσεων παραγωγής στους διάφορους τομείς της οικονομίας.

Στην εργασία των Gollin κ.α. (2002), το νεοκλασικό μοντέλο επεκτάθηκε για να ενσωματώσει τον αγροτικό τομέα. Η βασική ιδέα είναι ότι η γεωργική παραγωγικότητα ανά απασχολούμενο, πρέπει πρώτα να φτάσει σε ένα συγκεκριμένο επίπεδο προτού η σύγχρονη τεχνολογία υιοθετηθεί από τη γεωργία και ως επακόλουθο, το εργατικό δυναμικό διαχυθεί από την γεωργία προς τη βιομηχανία. Η ένταση της ροής αυτής εξαρτάται από το ρυθμό της τεχνολογική μεταβολής στη γεωργία. Έτσι, η χαμηλή γεωργική παραγωγικότητα μπορεί να αποτελέσει εμπόδιο για την έναρξη της βιομηχανοποίησης.

Πολλές έρευνες, αναδεικνύουν την ύπαρξη νέων διασυνδέσεων μεταξύ της γεωργίας και της ανάπτυξης της υπόλοιπης οικονομίας. Οι διασυνδέσεις αυτές μπορούν να εκφραστούν από τους μη παραδοσιακούς ρόλους της γεωργίας στην οικονομία. Ο Timmer (1995) θεωρεί ότι η γεωργία μπορεί να συντελέσει στη μείωση της φτώχειας μέσω της ανάπτυξης των αγροτικών επιχειρήσεων καθώς και της αύξησης της ζήτησης βιομηχανικών εισροών, ενώ ο Stringer (2001) υποστηρίζει ότι ο αγροτικός τομέας εκτελεί σημαντικές κοινωνικές λειτουργίες στα αναπτυσσόμενα έθνη.

Στη βιβλιογραφία της ανάπτυξης υπάρχουν επίσης πολλά θεωρητικά μοντέλα που αποτελούν στην ουσία επαυξημένα μοντέλα Solow-Swan, τα οποία περιλαμβάνουν μεταβλητές που θεωρείται ότι επιδρούν στην οικονομική μεγέθυνση. Παραδείγματα τέτοιων μεταβλητών είναι οι επενδύσεις σε ανθρώπινο κεφάλαιο (Mankiw κ.α., 1992), ο πληθωρισμός (Clark, 1997) και η «έρευνα και ανάπτυξη» (Nonneman και Vanhoudt, 1996). Σε αυτό το πλαίσιο, οι Humphries και Knowles (1998), χρησιμοποιώντας διαστρωματικά δεδομένα από 78 χώρες, εισήγαγαν στο επαυξημένο μοντέλο των Solow-Swan το ποσοστό του εργατικού δυναμικού που εργάζεται εκτός γεωργίας. Διερεύνησαν, με αυτόν τον τρόπο, την υπόθεση ότι η μεταφορά εργατικού δυναμικού από τη γεωργία, οδηγεί σε οικονομική μεγέθυνση. Τα αποτελέσματα της εμπειρικής τους έρευνας, επιβεβαίωσαν την παραπάνω υπόθεση.

Μία επιπλέον έρευνα η οποία αναλύει το ρόλο της γεωργίας στα πλαίσια ενός νεοκλασικού μοντέλου είναι αυτή του Wichmann (1996). Σύμφωνα με την έρευνα αυτή, το ποσοστό του εργατικού δυναμικού του αγροτικού τομέα συνδέεται αρνητικά με την οικονομική μεγέθυνση. Ο Wichmann (1996) πρότεινε ότι η σχέση αυτή προκύπτει λόγω της παρωχημένης τεχνολογίας που χρησιμοποιείται στην αγροτική παραγωγή.

Ο Matsuyama (1992) χρησιμοποιώντας ένα ενδογενές μοντέλο ανάπτυξης δύο τομέων, έδειξε ότι σε μία οικονομία η γεωργία επιδρά διαφορετικά στη οικονομική ανάπτυξη, ανάλογα με το βαθμό αλληλεπίδρασης της οικονομίας αυτής με άλλες οικονομίες (openness of the economy). Έτσι, το μοντέλο κλειστής οικονομίας, προβλέπει θετική σχέση μεταξύ γεωργίας και οικονομικής ανάπτυξης, αντίθετα με το μοντέλο της ανοιχτής οικονομίας.

Αξίζει να σημειωθεί όμως ότι τα αποτελέσματα του μοντέλου του Matsuyama βασίζονται στην υπόθεση ότι ο γεωργικός τομέας είναι εκ φύσεως ανίκανος να διατηρήσει έντονους ρυθμούς αύξησης της παραγωγικότητας. Η υπόθεση αυτή συχνά αντικρούεται από τη βιβλιογραφία αλλά και από την εμπειρία. Οι Martin και Mitra (2001) χρησιμοποιώντας δεδομένα από 50 χώρες για την περίοδο 1967-1992, κατέληξαν στο ότι σε όλα τα επίπεδα ανάπτυξης, η τεχνική πρόοδος είναι ταχύτερη στη γεωργία από ότι στη βιομηχανία. Επιπλέον, οι συγγραφείς διέγνωσαν ισχυρές ενδείξεις υπέρ της ταχείας διάδοσης των καινοτομιών στον αγροτικό τομέα, σε παγκόσμιο επίπεδο. Τα αποτελέσματα της έρευνάς τους ενισχύουν την άποψη ότι ο αγροτικός τομέας δεν αποτελεί κατ' ανάγκη εμπόδιο στη διαδικασία της ανάπτυξης,

το αντίθετο μάλιστα, εφόσον όμως ο ρυθμός της γεωργικής παραγωγικότητας είναι πολύ υψηλός. Επίσης, οι Self και Grabowski (2007), διέγνωσαν ότι η πρόοδος στη γεωργική τεχνολογία δεν έχει μόνο θετική επίδραση στην οικονομική ανάπτυξη, αλλά είναι και προαπαιτούμενη για αυτή. Τέλος, στη βιβλιογραφία της ανάπτυξης, παρουσιάζονται και πολλές μελέτες που αναδεικνύουν το ρόλο του γεωργικού τομέα και της γεωργικής τεχνολογίας στη μείωση της φτώχειας (π.χ. Thirtle κ.α., 2003, Datt και Ravallion, 1998, Ravallion και Datt, 1999).

Παρά την ύπαρξη σημαντικού αριθμού ερευνών πάνω στην επίδραση του αγροτικού τομέα στην οικονομική μεγέθυνση, η ακριβής επίδραση που έχει ο τομέας αυτός στην περιφερειακή ανάπτυξη και σύγκλιση δεν έχει διερευνηθεί επαρκώς. Οι περισσότερες έρευνες εστιάζουν στη σύγκλιση της γεωργικής παραγωγικότητας. Σε ευρωπαϊκό επίπεδο, παραδείγματα τέτοιων μελετών αποτελούν οι εργασίες των Rezitis (2005), Ezcurrea κ.α. (2010), Alexiadis και Kokkidis (2010) και Sassi (2010). Ενδιαφέρον παρουσιάζουν επίσης και μελέτες σύγκλισης της γεωργικής παραγωγικότητας σε χώρες όπως η Ιταλία (π.χ. Esposti, 2008) και οι ΗΠΑ (π.χ. Fousekis, 2007, Liu κ.α., 2011). Σχετικά με τη περιφερειακή σύγκλιση της γεωργικής παραγωγικότητας στην Ελλάδα, υπάρχει η εργασία του Παπαδά (2006).

Οι Birthal κ.α. (2011), διερευνούν την ύπαρξη περιφερειακής σύγκλισης στην Ινδία καθώς και το ρόλο της γεωργίας στη διαδικασία αυτή. Τα αποτελέσματα της έρευνάς τους δείχνουν ότι κατά την περίοδο 1980-2005 υπάρχει απόλυτη περιφερειακή απόκλιση αλλά και κατά συνθήκη περιφερειακή σύγκλιση, ενώ η ύπαρξη βασικών υποδομών και το ανθρώπινο κεφάλαιο αποτελούν βασικούς παράγοντες ενίσχυσης της ανάπτυξης. Όμως οι παράγοντες αυτοί, αν και είναι αναγκαίοι, δεν είναι ικανοί για την επίτευξη σύγκλισης. Απαραίτητοι παράγοντες είναι η μείωση του εργατικού δυναμικού του γεωργικού τομέα, με μεταφορά απασχολούμενων σε άλλους τομείς καθώς και με την προώθηση γεωργικών τεχνολογιών οι οποίες βελτιώνουν τη γεωργική παραγωγικότητα ανά απασχολούμενο.

Επίσης ο Wong (2006), διερευνώντας την οικονομική σύγκλιση των χωρών του ΟΟΣΑ, καταλήγει στο συμπέρασμα ότι η γεωργική παραγωγικότητα προάγει σε σημαντικό βαθμό τη διαδικασία σύγκλισης. Επιπλέον, οι Stegman και McKibbin (2005) αναλύοντας στοιχεία από 97 χώρες, κατέληξαν στην ύπαρξη έντονα αρνητικής σχέσης μεταξύ του κατά κεφαλήν εισοδήματος και του μεριδίου συμμετοχής του γεωργικού τομέα στην ακαθάριστη αξία παραγωγής.

Σε επίπεδο Ευρωπαϊκής Ένωσης υπάρχουν ορισμένες μελέτες που διερευνούν τη σχέση μεταξύ του μεγέθους του πρωτογενή τομέα και της οικονομικής ανάπτυξης και περιφερειακής σύγκλισης. Οι Bussoletti και Esposti (2004), σε μελέτη που αφορά την Ευρωπαϊκή Ένωση, καταλήγουν σε αντικρουόμενα συμπεράσματα, ανάλογα με το οικονομετρικό μοντέλο που χρησιμοποιούν, για το ρόλο που έχει το μερίδιο της γεωργίας στο εργατικό δυναμικό πάνω στη διαδικασία της περιφερειακής σύγκλισης.

Οι Bivard και Brunstad (2002 και 2005), διαπίστωσαν την ύπαρξη αρνητικής σχέσης μεταξύ των γεωργικών επιδοτήσεων και της ακαθάριστης αξίας παραγωγής των περιφερειών της Ευρώπης. Οι συγγραφείς δικαιολόγησαν τη σχέση αυτή υποστηρίζοντας ότι οι επιδοτήσεις μετριάζουν την κινητικότητα του εργατικού δυναμικού και του κεφαλαίου σε άλλους τομείς της οικονομίας ή σε άλλες περιφέρειες οι οποίες παρουσιάζουν καλύτερα οικονομικά αποτελέσματα. Επίσης, η παρουσία των επιδοτήσεων αποτρέπει τους αγρότες να αντικαταστήσουν την παραγωγή τους ή/και τις παραγωγικές τους μεθόδους με άλλες περισσότερο προσοδοφόρες και αποτελεσματικές. Έτσι, οι επιδοτήσεις έχουν αντιπαραγωγικό χαρακτήρα, αφού παρεμποδίζουν τη μεγέθυνση της ακαθάριστης προστιθέμενης αξίας σε περιφέρειες που στηρίζονται στην επιδοτούμενη γεωργία.

Βέβαια, από την άλλη πλευρά, οι συγγραφείς αναγνωρίζουν τα θετικά αποτελέσματα που θα μπορούσαν να έχουν οι γεωργικές επιδοτήσεις, αν ληφθεί υπ' όψιν η έννοια της «πολυλειτουργικότητας» της γεωργίας. Σε αυτό το πλαίσιο, μπορεί να υποστηριχθεί ότι οι αγροτικές δραστηριότητες μπορούν να παράγουν προστιθέμενη αξία στην περιφέρεια η οποία δεν εσωκλείεται στη ακαθάριστη αξία παραγωγής. Έτσι, η αγροτική παραγωγή μπορεί να δημιουργήσει θετικές εξωτερικότητες, όπως για παράδειγμα τη διατήρηση της πολιτιστικής κληρονομιάς και του αγροτικού τοπίου.

Ο de la Fuente (2000), αναγνωρίζει ένα μηχανισμό σύγκλισης ο οποίος λειτουργεί διαμέσω της δομικής αλλαγής της οικονομίας, με την επανατοποθέτηση των συντελεστών παραγωγής σε διαφορετικούς τομείς. Έτσι, οι φτωχότερες οικονομίες με σημαντικούς αγροτικούς τομείς, αυξάνουν με γρηγορότερους ρυθμούς τη μέση παραγωγικότητά τους, μέσω της ροής συντελεστών σε δραστηριότητες εκτός του αγροτικού τομέα, οι οποίες έχουν αυξημένη παραγωγικότητα. Το γεγονός αυτό συντελεί στη μείωση της «απόστασης» των φτωχότερων οικονομιών από τις πλουσιότερες.

Στην Ελλάδα, ελάχιστες είναι οι εργασίες που διερευνούν το ρόλο της γεωργίας στην περιφερειακή ανάπτυξη και στη διαδικασία οικονομικής σύγκλισης. Στην πραγματικότητα ο ρόλος του πρωτογενή τομέα έχει σε ένα βαθμό διερευνηθεί συμπληρωματικά με τους υπόλοιπους τομείς της Ελληνικής οικονομίας ως προς την επίδραση του στην περιφερειακή ανάπτυξη. Οι Πετράκος και Ψυχάρης (2004), στα πλαίσια της αναφοράς τους στους παράγοντες δημιουργίας των διαπεριφερειακών ανισοτήτων αναφέρουν ότι οι νομοί με μεγάλη εξάρτηση από τον πρωτογενή τομέα και ασθενή παρουσία του δευτερογενή και τριτογενή τομέα, έχουν δυσοίωνες προοπτικές ανάπτυξης.

Οι Παπαδάς και Ευστράτογλου (2002), μελετώντας την περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα, κατέληξαν στο ότι η αυξημένη απασχόληση εργατικού δυναμικού στον πρωτογενή τομέα συντελεί σε χαμηλότερους μέσους ρυθμούς ανάπτυξης. Τέλος, οι Καραβέλη και Τσιώνας (2011) αφού αναγνωρίζουν ότι η αυξανόμενη οικονομική ολοκλήρωση σε ευρωπαϊκό και παγκόσμιο επίπεδο συμβάλλει στην μεγέθυνση των περιφερειακών αποκλίσεων, θεωρούν ως πολύ σημαντική τη συμβολή του πρωτογενή τομέα στην περιφερειακή ανάπτυξη, υπό την προϋπόθεση όμως της ύπαρξης καινοτομίας (π.χ. η «πράσινη ανάπτυξη» και η αγροτική παραγωγή με «ονομασία προέλευσης»), σύμφωνα με το περιφερειακό/τοπικό συγκριτικό ή ανταγωνιστικό πλεονέκτημα). Τέτοιες στρατηγικές ανάπτυξης, θα μπορούσαν να αντισταθμίσουν τις απώλειες που προκύπτουν από την εξάλειψη ή τη μείωση παραδοσιακών δραστηριοτήτων, χαμηλής ανταγωνιστικότητας.

3. Μεθοδολογία

Το κεφάλαιο αυτό χωρίζεται σε τρεις βασικές ενότητες. Στην πρώτη ενότητα περιγράφονται οι παραδοσιακές παραμετρικές προσεγγίσεις της οικονομικής σύγκλισης. Στη δεύτερη ενότητα, περιλαμβάνονται προσεγγίσεις οι οποίες στηρίζονται σε περισσότερο καινοτόμες μεθοδολογίες και οι οποίες ξεφεύγουν από τους περιορισμούς και τα μειονεκτήματα των παραδοσιακών παραμετρικών μεθοδολογιών. Οι μεθοδολογίες αυτές δίνουν νέες δυνατότητες στις μελέτες σύγκλισης και φωτίζουν διαφορετικές πλευρές του φαινομένου, οι οποίες σε μεγάλο βαθμό αγνοούνταν από τις παραδοσιακές αναλύσεις. Τέλος, στην τρίτη ενότητα παρουσιάζονται οι μεθοδολογίες που θα χρησιμοποιηθούν για τη διερεύνηση του ρόλου της γεωργίας στο φαινόμενο της περιφερειακής σύγκλισης. Οι τελευταίες ανήκουν είτε στην ομάδα των παραμετρικών είτε στην ομάδα των μη παραμετρικών αναλύσεων.

3.1. Παραμετρικές αναλύσεις σύγκλισης

Η συχνότερες αναλύσεις σύγκλισης που παρουσιάζονται στη σχετική βιβλιογραφία, είναι η β-σύγκλιση και η σ-σύγκλιση. Η πρώτη προκύπτει από τη νεοκλασική θεωρία και εξετάζεται με τη χρήση εξισώσεων σύγκλισης και τη διεξαγωγή διαστρωματικών παλινδρομήσεων (βλ. Barro και Sala-i-Martin, 1991) ή παλινδρομήσεων σε δεδομένα πάνελ (π.χ. Islam, 1995).

Το σημείο εκκίνησης της θεωρητικής συζήτησης του φαινομένου της σύγκλισης αποτελεί για πολλούς η εργασία του Gerschenkron (1952), στην οποία ο συγγραφέας υπέθεσε ότι κάτω από ορισμένες συνθήκες, οι χώρες με χαμηλότερο εισόδημα (υπολειπόμενες) τείνουν να μεγεθύνονται με υψηλότερους ρυθμούς από τις πλουσιότερες, προκειμένου να μειωθεί το μεταξύ τους χάσμα.

3.1.1. β-σύγκλιση

Τα βασικά νεοκλασικά υποδείγματα οικονομικής ανάπτυξης (στα οποία υιοθετείται η υπόθεση κλειστής οικονομίας) παρουσιάστηκαν από τους Solow (1956), Koopmans (1965) και Cass (1965), αλλά και παλαιότερα από τον Ramsey (1928). Βασικό στοιχείο στα υποδείγματα αυτά αποτελεί το γεγονός ότι το ποσοστό μεγέθυνσης του κατά κεφαλήν εισοδήματος είναι αντιστρόφως ανάλογο του αρχικού κατά κεφαλήν εισοδήματος.

Εκτός από τον παράγοντα αυτόν, στη διεθνή βιβλιογραφία έχει εξεταστεί και ένα πλήθος άλλων παραγόντων ως προς την επίδρασή τους στη μεταβολή του κατά κεφαλήν εισοδήματος. Έτσι, σύμφωνα με τον Barro (1997), το πολιτικό περιβάλλον και οι κρατικές πολιτικές διαδραματίζουν πολύ σημαντικό ρόλο στην οικονομική μεγέθυνση. Έτσι, η επικράτηση του κράτους δικαίου, η μείωση των κυβερνητικών δαπανών και η μείωση του πληθωρισμού αποτελούν βασικές μεθόδους για την οικονομική μεγέθυνση. Επίσης, η διεύρυνση των πολιτικών δικαιωμάτων ενώ αρχικά συμβάλλει στην αύξηση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ, στη συνέχεια και αφού έχει ήδη δημιουργηθεί ένα σχετικά υψηλό επίπεδο δημοκρατίας, επιβραδύνει την ανάπτυξη.

Επίσης, ο Barro (1997) αναγνωρίζει μία ομάδα παραγόντων, οι οποίοι επιδρούν θετικά στο ρυθμό ανάπτυξης, στις χώρες εκείνες οι οποίες ξεκινούν από χαμηλά επίπεδα πραγματικού κατά κεφαλήν εισοδήματος. Υπό αυτή την έννοια, οι

παράγοντες αυτοί συνεισφέρουν στην τάση σύγκλισης υπό συνθήκη. Σε αυτήν την ομάδα περιλαμβάνονται η αύξηση του προσδόκιμου ζωής, η αύξηση του ποσοστού μέσης και ανώτερης εκπαίδευσης, η μείωση της γεννητικότητας και η βελτίωση των όρων εμπορίου.

Η παραπάνω μελέτη ολοκληρώνεται με την αναφορά παραγόντων, οι οποίο σύμφωνα με τον συγγραφέα επηρεάζουν την οικονομική ανάπτυξη, αλλά που είτε ο ίδιος δεν είχε στοιχεία για να τους μελετήσει, είτε θεωρεί ότι πρέπει να μελετηθούν καλύτερα. Η πρώτη ομάδα περιλαμβάνει δημόσιες πολιτικές όπως η φορολογική πολιτική, τα συνταξιοδοτικά προγράμματα και άλλα προγράμματα παροχών καθώς και οι κανονισμοί και οι νόμοι που διέπουν τις αγορές και ιδίως την αγορά εργασίας και την χρηματοπιστωτική αγορά. Στη δεύτερη ομάδα περιλαμβάνονται κυρίως οι δημόσιες επενδύσεις σε υποδομές, σε έρευνα και ανάπτυξη, στην ποιότητα της εκπαίδευσης και στη αναδιανεμητική πολιτική.

Βέβαια, η μελέτη αυτή εξετάζει τους παράγοντες που επηρεάζουν την οικονομική μεγέθυνση σε ένα σύνολο χωρών και όχι σε ένα σύνολο περιφερειών μέσα σε μία χώρα, το οποίο είναι και το αντικείμενο μελέτης στην παρούσα εργασία. Έτσι, παράγοντες όπως τα πολιτικά δικαιώματα και η μείωση του πληθωρισμού είναι προφανές ότι δεν μπορούν να επηρεάσουν (τουλάχιστον άμεσα) τις περιφερειακές ανισότητες μέσα σε μία χώρα αφού είναι παράγοντες καθολικοί με κοινή επίδραση στο σύνολο της περιφέρειας. Αυτό όμως δεν ισχύει για κάποιους από τους προαναφερόμενους παράγοντες όπως το επίπεδο εκπαίδευσης και το ύψος δημοσίων επενδύσεων τα οποία δύναται να διαφέρουν μεταξύ των περιφερειών. Έτσι, η περιφερειακή ανισοκατανομή των παραπάνω μεγεθών μπορεί να συμβάλλει στη δημιουργία περιφερειακών ανισοτήτων του κατά κεφαλήν εισοδήματος.

Μετά την αναφορά στους παράγοντες που μπορούν να επηρεάζουν την οικονομική μεγέθυνση, επιστρέφουμε στη συζήτηση για την οικονομική σύγκλιση μεταξύ των περιφερειών. Τα βασικά νεοκλασικά υποδείγματα, υιοθετούν δύο βασικές υποθέσεις. Η πρώτη αφορά την ύπαρξη φθίνουσών αποδόσεων του κεφαλαίου ενώ η δεύτερη την ελεύθερη πρόσβαση των οικονομιών σε μία κοινή στατική τεχνολογία. Με βάση τις παραπάνω υποθέσεις, τα μοντέλα αυτά προβλέπουν ότι η αναπτυξιακή διαδικασία δεν είναι αέναη και ότι οδηγεί σε οικονομική σύγκλιση. Το πρώτο αποτέλεσμα προκύπτει διότι με σταθερή τεχνολογία, οι φθίνουσες αποδόσεις συνεπάγονται μείωση του οριακού προϊόντος του κεφαλαίου, μαζί με το συσσωρευμένο απόθεμά

του. Το γεγονός αυτό έχει ως συνέπεια να μειώνεται το κίνητρο για αποταμίευση καθώς και το οικονομικό αποτέλεσμα που προκύπτει από μία δεδομένη επένδυση. Συνεπώς, η διαδικασία αύξησης του προϊόντος επιβραδύνεται και τελικά σταματά (de la Fuente, 1997). Με την ίδια λογική εξάγεται και το συμπέρασμα περί σύγκλισης. Οι φτωχότερες οικονομίες θα έχουν μεγαλύτερο κίνητρο για αποταμίευση και μεγαλύτερο ποσοστό αύξησης του προϊόντος για δεδομένο επίπεδο επενδύσεων. Στην περίπτωση της ανοικτής οικονομίας το αποτέλεσμα αυτό ενισχύεται καθώς οι ροές συντελεστών και εμπορίου συμβάλουν στην εξίσωση των τιμών των εισροών.

Αν υποθεθεί ότι η τεχνολογία δεν παραμένει σταθερή αλλά ότι υπάρχει εξωγενής τεχνολογική πρόοδος, τότε η συντηρούμενη αύξηση του προϊόντος καθίσταται δυνατή στα πλαίσια των νεοκλασικών υποδειγμάτων. Το αποτέλεσμα περί σύγκλισης εξακολουθεί να υφίσταται εφ' όσον βεβαίως η τεχνολογία παραμένει καθαρό δημόσιο αγαθό που σημαίνει ότι το ίδιο απόθεμα τεχνικής γνώσης είναι διαθέσιμο σε όλες τις υπό διερεύνηση οικονομίες. Ο de la Fuente (1997) μάλιστα, ισχυρίζεται πως η σύγκλιση επιτυγχάνεται ακόμα και αν η παραπάνω υπόθεση για το απόθεμα τεχνικής γνώσης ισχύει έστω και μακροχρόνια. Σημαντικός παράγοντας για αυτό, είναι η τεχνολογική σύγκλιση (βλέπε Abramovitz, 1986).

Όπως αναφέρει ο de la Fuente (2000), η απόδοση του τεχνολογικού κεφαλαίου θα πρέπει να μειώνεται με τη συσσώρευσή του (όπως ισχύει γενικά για το κεφάλαιο). Σε αυτήν την περίπτωση μεγάλες διαφορές μεταξύ των οικονομιών στους ρυθμούς τεχνολογικής επένδυσης, δε θα ήταν διατηρήσιμες και θα υπήρχε μία τάση για σταδιακή εξίσωση των τεχνικά αποτελεσματικών επιπέδων. Προκύπτει λοιπόν ότι η συσσώρευση της γνώσης θα πρέπει να υπόκειται στο νόμο των φθινουσών αποδόσεων.

Σύμφωνα με τον Abramovitz (1986) οι ιδιότητες του δημοσίου αγαθού και της τεχνικής γνώσης τείνουν να ευνοήσουν τις λιγότερο προηγμένες χώρες, με την προϋπόθεση ότι οι ίδιες έχουν την ικανότητα να απορροφήσουν ξένες τεχνολογίες και να τις προσαρμόσουν στις δικές τους ανάγκες. Έτσι, οι λιγότερο ανεπτυγμένες οικονομίες βρίσκονται σε καλύτερη θέση από τις τεχνολογικά προηγμένες, οι οποίες θα πρέπει να αναλάβουν το κόστος για την ανάπτυξη νέων ηγετικών τεχνολογιών. Το αποτέλεσμα της διαδικασίας της τεχνολογικής σύγκλισης (technological catch-up) μπορεί να συνεισφέρει σημαντικά στην οικονομική σύγκλιση, ιδιαίτερα στις χώρες εκείνες που είναι ικανές να εκμεταλλευτούν τα πλεονεκτήματα της «τεχνολογικής

μίμησης». Επίσης, σύμφωνα με τους Herz και Vogel (2003), η διάδοση της τεχνολογίας μπορεί να πραγματοποιηθεί μέσω εμπορίου, μετανάστευσης, άμεσων ξένων επενδύσεων και της κινητικότητας των ιδεών, καθώς η ολοκλήρωση της αγοράς αυξάνει τον ανταγωνισμό και ενθαρρύνει την καινοτομία.

Παρά την αισιοδοξία των νεοκλασικών υποδειγμάτων για τη σύγκλιση των κατά κεφαλήν εισοδημάτων των κρατών, η οικονομική εμπειρία δε δείχνει, τουλάχιστον σε σημαντικό βαθμό, να την επαληθεύει. Επιπλέον, παρατηρείται μία διαχρονική αύξηση των μέσων ποσοστών ανάπτυξης (de la Fuente, 1997). Η κριτική που ασκήθηκε λόγω των παραπάνω παρατηρήσεων, είχε ως αποτέλεσμα τη δημιουργία των υποδειγμάτων «ενδογενούς» ανάπτυξης. Έτσι, ο Nordhaus (1969) ξεκίνησε μία νέα παράδοση υποδειγμάτων που υποθέτουν αύξουσες αποδόσεις. Το ζήτημα των αυξανόμενων αποδόσεων κλίμακας βασίστηκε στην αρχική εργασία περί ανάπτυξης και βελτίωσης του ανθρώπινου κεφαλαίου του Schultz (1960, 1961) και στη συνέχεια των Arrow (1962), Uzawa (1965) και Shell (1966).

Επίσης, στο υπόδειγμα του Romer (1986), αναδεικνύεται η σημασία των αυξανόμενων αποδόσεων και φαίνεται πως μπορεί να ανατραπεί το αρχικό συμπέρασμα περί μειούμενων ποσοστών οικονομικής ανάπτυξης και οικονομικής σύγκλισης. Με αύξουσες αποδόσεις των αναπαραγόμενων συντελεστών, η απόδοση της επένδυσης είναι αύξουσα συνάρτηση του συσσωρευμένου αποθέματος κεφαλαίου. Συνεπώς, τα ποσοστά ανάπτυξης γίνονται αύξουσες συναρτήσεις ως προς τον χρόνο αλλά και ως προς το αρχικό επίπεδο εισοδήματος. Βέβαια, όπως έδειξε ο de la Fuente (1997), η αύξηση του πληθυσμού και η ταυτόχρονη ύπαρξη αυξουσών αποδόσεων σε όλους τους συντελεστές, δε συνεπάγεται τη παύση της αυξήσεως του κατά κεφαλήν εισοδήματος. Σε αυτή τη περίπτωση όμως, το ποσοστό αύξησης του κατά κεφαλήν εισοδήματος θα είναι αύξουσα συνάρτηση του ποσοστού αύξησης του πληθυσμού, πράγμα το οποίο βρίσκεται σε αντίθεση με τις εμπειρικές μελέτες που δείχνουν αρνητική σχέση μεταξύ των δύο παραπάνω μεγεθών (Παπαδάς και Ευστράτογλου, 2002).

Επίσης, σύμφωνα με τον Lucas (1988) και τον Romer (1990), η οικονομική ανάπτυξη μπορεί να διατηρηθεί επ' αόριστον σε υποδείγματα ενδογενούς ανάπτυξης όπου η ανάπτυξη προσδιορίζεται από ιδιωτικές αποφάσεις για την ανάληψη επενδύσεων σε ανθρώπινο και τεχνολογικό κεφάλαιο. Αυτό όμως, υπό την προϋπόθεση ότι οι σχετικές διαδικασίες δεν υπόκεινται σε φθίνουσες αποδόσεις. Η δυνατότητα πάντως

για μόνιμες διαφορές των ποσοστών ανάπτυξης λόγω διαφορετικών οικονομικών πολιτικών, μεγέθους αγοράς και αρχικών αποθεμάτων πόρων και συντελεστών, είναι ένα από τα χαρακτηριστικά των υποδειγμάτων αυτών (Παπαδάς και Ευστράτογλου, 2002).

Σύμφωνα με τον de la Fuente (1997), η απουσία σύγκλισης μεταξύ των οικονομιών δεν ήταν κάτι που αποκλειόταν κατ' ανάγκην από τα πρώτα νεοκλασικά υποδείγματα όπως συχνά υποτίθεται (Παπαδάς και Ευστράτογλου, 2002). Στην περίπτωση του υποδείματος του Solow (1956), τα μακροχρόνια επίπεδα εισοδήματος εξαρτώνται από τα ποσοστά επένδυσης και αύξησης του πληθυσμού, και συνεπώς είναι δυνατόν να μη συγκλίνουν. Άλλωστε, σχετικά με το θέμα της ελεύθερης διάχυσης της τεχνολογικής γνώσης, την οποία ο Abramovitz (1986) παρουσιάζει ως μία δυναμική διαδικασία που απαιτεί χρόνο, η επίτευξη της τεχνολογικής σύγκλισης εξαρτάται από διάφορους παράγοντες. Τέτοιοι είναι η «κοινωνική ικανότητα» για απορρόφηση, προσαρμογή και χρήση της νέας τεχνολογίας σε κάθε οικονομία. Αυτή η ικανότητα εξαρτάται από πολλούς παράγοντες όπως η μόρφωση, η εκπαίδευση, η ύπαρξη εξειδικευμένου προσωπικού αλλά και η ύπαρξη ή η δημιουργία του κατάλληλου πολιτικού, θεσμικού, και μακροοικονομικού περιβάλλοντος, που θα συμβάλει στη δημιουργία επενδύσεων και στην πραγματοποίηση των απαραίτητων διαρθρωτικών μεταβολών (Παπαδάς και Ευστράτογλου, 2002).

Η οικονομική σύγκλιση συνεπώς, όπως περιγράφεται από τα νεοκλασικά υποδείγματα, είναι μία κατάσταση υπό συνθήκη. Η σύγκλιση που «συστηματικά» προκύπτει από την εφαρμογή των παραπάνω υποδειγμάτων είναι απλώς η τάση σταθεροποίησης των σχετικών εισοδημάτων, ενώ τα σημεία επίτευξης μακροχρόνιας ισορροπίας μπορούν λόγω διαφορετικών συνθηκών να διαφέρουν σημαντικά. Δεδομένου ότι αυτή η έννοια της σύγκλισης δεν είναι ασυμβίβαστη με την ύπαρξη γεωγραφικών ανισοτήτων, δεν μπορεί να μελετηθεί εμπειρικά χρησιμοποιώντας τους διαθέσιμους δείκτες ανισοκατανομής ή διασποράς. Από την άλλη πλευρά, η μεταβολή της εισοδηματικής κατανομής ανάμεσα σε γεωγραφικές περιοχές κατά την αναπτυξιακή διαδικασία, διατηρεί τόσο το θεωρητικό όσο και το εμπειρικό της ενδιαφέρον (Παπαδάς και Ευστράτογλου, 2002).

Η παραπάνω συζήτηση έχει οδηγήσει στην ανάπτυξη δύο εννοιών σύγκλισης, της β-σύγκλισης και της σ-σύγκλισης (Barro και Sala-i-Martin, 1992). Σύμφωνα με την πρώτη έννοια, οικονομίες με χαμηλότερο αρχικό κατά κεφαλήν εισόδημα τείνουν να

αναπτύσσονται με μεγαλύτερους ρυθμούς από οικονομίες με υψηλότερο αρχικό κατά κεφαλήν εισόδημα. Σύμφωνα με τη δεύτερη έννοια υπάρχει σύγκλιση και των απόλυτων μεγεθών των κατά κεφαλήν εισοδημάτων και συνεπώς η διασπορά της κατανομής των κατά κεφαλήν εισοδημάτων είναι φθίνουσα συνάρτηση του χρόνου. Το θέμα της σ -σύγκλισης, θα εξεταστεί λεπτομερέστερα σε επόμενο κεφάλαιο. Εδώ απλά αναφέρουμε ότι ενώ η ύπαρξη σ -σύγκλισης μπορεί να διερευνηθεί εμπειρικά χρησιμοποιώντας στατιστικές μεθόδους μέτρησης διασποράς, η ύπαρξη β -σύγκλισης εξετάζεται με την εκτίμηση εξισώσεων σύγκλισης. Οι τελευταίες βρίσκουν αυξανόμενες εφαρμογές παρά την κριτική που έχει ασκηθεί σε αυτές σχετικά με την αξιοπιστία των συμπερασμάτων της (βλέπε Friedman, 1992 και Quah, 1993α και 1993β).

Θεωρητική συζήτηση

Με βάση τα παραπάνω, το θέμα της σύγκλισης μπορεί να προσεγγιστεί χρησιμοποιώντας το νεοκλασικό υπόδειγμα, όπως παρουσιάστηκε από τους Solow (1965) και Swan (1965), υποθέτοντας όμως την ύπαρξη εξωγενούς τεχνολογικής μεταβολής. Έτσι, έστω ότι η μεταβλητή A_t ορίζει το επίπεδο τεχνολογίας της οικονομίας για κάθε χρονική στιγμή t , το οποίο θεωρείται ότι αυξάνει από περίοδο σε περίοδο με έναν εξωγενή και σταθερό ρυθμό g . Έστω, επίσης, ότι η παραγωγή περιγράφεται από μία συνάρτηση της μορφής

$$Y_t = f(K_t, A_t L_t) \quad (3.1.1)$$

όπου ο δείκτης t συμβολίζει τον χρόνο, Y_t είναι το τελικό προϊόν, K_t είναι το απόθεμα του φυσικού κεφαλαίου, L_t είναι το μέγεθος της εργατικής δύναμης (και του πληθυσμού). Ο όρος $A_t L_t$ ορίζει την εργασία σε μονάδες αποτελεσματικότητας, αφού η παράμετρος A_t αποτελεί ένα δείκτη αποτελεσματικότητας της εργασίας (Καλαϊτζιδάκης και Καλυβίτης, 2002).

Για τη συνάρτηση αυτή υιοθετείται η υπόθεση ότι ικανοποιεί τρεις βασικές νεοκλασικές ιδιότητες:

- θετικά και φθίνοντα οριακά προϊόντα ως προς το κεφάλαιο και την εργασία,
- σταθερές αποδόσεις κλίμακας παραγωγής και

- ικανοποίηση των συνθηκών Inada⁷

Η υπόθεση των σταθερών αποδόσεων κλίμακας επιτρέπει να εκφραστεί το προϊόν της οικονομίας σε όρους αποτελεσματικής εργασίας ως εξής:

$$\frac{Y_t}{A_t L_t} = f\left(\frac{K_t}{A_t L_t}, 1\right) \Rightarrow \tilde{y}_t = f(\tilde{k}_t) \quad (3.1.2)$$

όπου \tilde{y}_t και \tilde{k}_t είναι το προϊόν και το κεφάλαιο ανά μονάδα αποτελεσματικής εργασίας.

Το προϊόν που παράγει η οικονομία μπορεί είτε να καταναλωθεί (C_t) είτε να επενδυθεί (I_t) για τη δημιουργία νέου φυσικού κεφαλαίου. Επιπλέον λαμβάνεται υπ' όψιν και η απόσβεση του κεφαλαίου, υποθέτοντας ότι το φυσικό κεφάλαιο φθείρεται με ρυθμό δ . Κατά συνέπεια, η καθαρή αύξηση του κεφαλαίου σε οποιαδήποτε χρονική στιγμή θα ισούται με την επένδυση μείον την απόσβεση του κεφαλαίου:

$$\dot{K} = I_t - \delta K_t \quad (3.1.3)$$

όπου το $\dot{K} = dK_t / dt$ συμβολίζει τη μεταβολή στο απόθεμα κεφαλαίου ως προς το χρόνο. Στο υπόδειγμα αυτό υποτίθεται ότι η οικονομία είναι κλειστή, δηλαδή χωρίς διεθνείς εμπορικές σχέσεις και επιπλέον, για λόγους απλούστευσης, δεν υπάρχει δημόσιος τομέας. Κατά συνέπεια, το συνολικό προϊόν της οικονομίας είναι ίσο με το συνολικό εισόδημα και η επένδυση I_t είναι ίση με την αποταμίευση $S_t : I_t = S_t$. Συνεπώς, η εξίσωση συσσώρευσης φυσικού κεφαλαίου μπορεί να γραφεί ως:

$$\dot{K} = S_t - \delta K_t \quad (3.1.4)$$

Η διαφορική εξίσωση 3.1.4 προσδιορίζει τη συσσώρευση του συνολικού κεφαλαίου και κατ' επέκταση τη δυναμική πορεία της οικονομίας (Καλαϊτζιδάκης και Καλυβίτης, 2002), ενώ μπορεί επίσης να εκφραστεί και σε όρους αποτελεσματικής εργασίας ως εξής:

$$\frac{\dot{K}}{A_t L_t} = \frac{S_t}{A_t L_t} - \delta \frac{K_t}{A_t L_t} \Rightarrow \frac{\dot{K}}{A_t L_t} = \tilde{s}_t - \delta \tilde{k}_t \quad (3.1.5)$$

⁷ Οι συνθήκες Inada είναι: $\lim_{K_t \rightarrow 0} (\text{οριακό προϊόν του } K_t) = \lim_{L_t \rightarrow 0} (\text{οριακό προϊόν του } L_t) = \infty$
 $\lim_{K_t \rightarrow \infty} (\text{οριακό προϊόν του } K_t) = \lim_{L_t \rightarrow \infty} (\text{οριακό προϊόν του } L_t) = 0$

Ο ρυθμός μεταβολής του κεφαλαίου ανά μονάδα αποτελεσματικής εργασίας ($\dot{\tilde{k}}$) είναι:

$$\dot{\tilde{k}} = \frac{d\left(\frac{\dot{K}}{A_t L_t}\right)}{dt} = \frac{\dot{K} A_t L_t - K_t (\dot{A} L_t + A_t \dot{L})}{(A_t L_t)^2} \Rightarrow \dot{\tilde{k}} = \frac{\dot{K}}{A_t L_t} - \tilde{k}_t \left(\frac{\dot{A}}{A} + \frac{\dot{L}}{L}\right) \quad (3.1.6)$$

Στο υπόδειγμα Solow-Swan δεν υπάρχει κάποια πληθυσμιακή θεωρία, η οποία να προσδιορίζει το ρυθμό αύξησης του πληθυσμού στην οικονομία. Έτσι, μπορεί να γίνει η υπόθεση ότι η διαδικασία αύξησης του πληθυσμού είναι εξωγενής ως προς το οικονομικό σύστημα και ότι ο ρυθμός αύξησης του πληθυσμού είναι σταθερός από περίοδο σε περίοδο και ίσος με n . Δηλαδή, $L_t = L_0 e^{nt}$, ή θεωρώντας για λόγους απλούστευσης ότι το $L_0=1$, ισχύει $L_t = e^{nt}$. Επίσης, με δεδομένο ότι η τεχνολογική πρόοδος είναι εξωγενής, ισχύει ότι: $\dot{A}/A = g$. Έτσι, η εξίσωση 3.1.6 μετασχηματίζεται σε:

$$\dot{\tilde{k}} = \frac{\dot{K}}{A_t L_t} - \tilde{k}_t (g + n) \quad (3.1.7)$$

Όμως από την εξίσωση 3.1.5 προκύπτει:

$$\dot{\tilde{k}} = \tilde{s}_t - \tilde{k}_t (\delta + g + n) \quad (3.1.8)$$

Σε μία κλειστή οικονομία, το συνολικό παραγόμενο προϊόν Y μπορεί να χρησιμοποιηθεί είτε για κατανάλωση (C) είτε για επένδυση σε φυσικό κεφάλαιο (I):

$$Y = C + I = C + S \Rightarrow f(\tilde{k}) = \tilde{c} + \tilde{s}_t \Rightarrow \tilde{s}_t = f(\tilde{k}) - \tilde{c} \quad (3.1.9)$$

όπου \tilde{c} είναι η κατανάλωση ανά μονάδα αποτελεσματικής εργασίας. Από τις εξισώσεις 3.1.8 και 3.1.9 προκύπτει ότι:

$$\dot{\tilde{k}} = f(\tilde{k}) - \tilde{c} - (\delta + x + \eta)\tilde{k} \quad (3.1.10)$$

Έστω ότι στην πλευρά της ζήτησης η οικονομία αποτελείται από νοικοκυριά τα οποία ζουν απεριόριστα. Τα νοικοκυριά αυτά λαμβάνουν μισθούς για την εργασία που προσφέρουν και τόκους για τα περιουσιακά στοιχεία που συσσωρεύουν, ενώ αγοράζουν αγαθά για κατανάλωση και αποταμιεύουν συσσωρεύοντας καινούρια περιουσιακά στοιχεία. Τα νοικοκυριά δηλαδή υπόκεινται στον εισοδηματικό περιορισμό:

$$\dot{B} = w_t L_t + r_t B_t - C_t \quad (3.1.11)$$

όπου B_t είναι τα περιουσιακά στοιχεία, w_t ο μισθός και r_t το επιτόκιο. Η εξίσωση δηλώνει ότι η μεταβολή των περιουσιακών στοιχείων των νοικοκυριών ισούται με το εισόδημα από την εργασία και τους τόκους μείον την κατανάλωση. Σε κατά κεφαλήν όρους, η παραπάνω σχέση γράφεται ως εξής:

$$\dot{b} = w_t + r_t b_t - c_t \quad (3.1.12)$$

όπου $b_t = B_t / L_t$ και $c_t = C_t / L_t$. Δεδομένου ότι ο σκοπός κάθε νοικοκυριού είναι να μεγιστοποιήσει τη διαχρονική του χρησιμότητα και έστω, για λόγους απλούστευσης, ότι η οικονομία αποτελείται από ένα μόνο νοικοκυριό με L_t μέλη, η διαχρονική συνάρτηση χρησιμότητας του νοικοκυριού αυτού μπορεί να οριστεί σαν:

$$U = \int_0^{\infty} u(c)L_t e^{-\rho t} dt \Rightarrow U = \int_0^{\infty} u(c)e^{nt} e^{-\rho t} dt \quad (3.1.13)$$

όπου $c = C / L$, ρ ο συντελεστής διαχρονικής προτίμησης (rate of time preference)⁸ και $u(c)$ η (στιγμιαία) συνάρτηση χρησιμότητας, για την οποία υποθέτουμε ότι είναι αύξουσα ($u' > 0$) και κοίλη ($u'' < 0$) καθώς και ότι ικανοποιεί τις συνθήκες Inada: $\lim_{c \rightarrow 0} u'(c) = \infty$ και $\lim_{c \rightarrow \infty} u'(c) = 0$.

Η μεγιστοποίηση της συνάρτησης διαχρονικής χρησιμότητας, κάτω από τον εισοδηματικό περιορισμό, δίδεται μέσω της εξίσωσης Hamilton:

$$J = u(c_t)e^{-(\rho-n)t} + v_t [w_t + (r_t - n)b_t - c_t] \quad (3.1.14)$$

όπου ο πολλαπλασιαστής v_t είναι η παρούσα αξία της σκιώδους τιμής του εισοδήματος σε μονάδες χρησιμότητας. Οι δύο συνθήκες πρώτης τάξης για τη μεγιστοποίηση της αρχικής εξίσωσης του Hamilton είναι:

$$\frac{\partial J}{\partial c} = 0 \Rightarrow v = u'(c)e^{-(\rho-n)t} \quad (3.1.15)$$

$$\frac{\partial J}{\partial b} = -\dot{v} \Rightarrow \dot{v} = -(r - n)v \quad (3.1.16)$$

Επιπλέον, πρέπει να ισχύει η συνθήκη:

⁸ Όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του ρ τόσο μικρότερη η αξία, σε όρους χρησιμότητας, που έχει η μελλοντική κατανάλωση για το νοικοκυριό σε σχέση με την τρέχουσα κατανάλωση (Καλαϊτζιδάκης και Καλυβίτης, 2002).

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (v_t b_t) = 0 \quad (3.1.17)$$

Η παραπάνω συνθήκη η οποία είναι γνωστή ως τερματική συνθήκη (transversality condition), δηλώνει ότι η αξία των περιουσιακών στοιχείων κάθε νοικοκυριού τείνει στο μηδέν καθώς ο χρόνος τείνει στο άπειρο. Από τις εξισώσεις 3.1.16 και 3.1.17 συνεπάγεται ότι ο κατά κεφαλήν πλούτος δεν πρέπει να αυξάνεται διαχρονικά με ρυθμό μεγαλύτερο από $(r - n)$ ή ότι ο συνολικός πλούτος δεν πρέπει να αυξάνεται με ρυθμό μεγαλύτερο από r . Μια διαφορετική ερμηνεία της εξίσωσης 3.1.17 είναι ότι τα άτομα δεν επιθυμούν να έχουν καθόλου περιουσιακά στοιχεία στο τέλος της ζωής τους, θεωρώντας ότι το άπειρο συμπίπτει με το τέλος της ζωής των νοικοκυριών. Κάθε άλλη συμπεριφορά δεν συμβαδίζει με τις αρχές της διαχρονικής αριστοποίησης, γιατί θα ήταν αντίθετη με τη μεγιστοποίηση της διαχρονικής χρησιμότητας (Barro και Sala-i-Martin, 1995).

Διαφορίζοντας την εξίσωση 3.1.15 ως προς το t προκύπτει:

$$\dot{v} = \dot{c}u''(c)e^{-(\rho-n)t} - (\rho - n)u'(c)e^{-(\rho-n)t} \Rightarrow \dot{v} = v \left[\frac{u''(c)}{u'(c)} c - (\rho - n) \right] \quad (3.1.18)$$

Από τις εξισώσεις 3.1.16 και 3.1.18 προκύπτει ότι:

$$r = \rho - \left[\frac{u''(c)}{u'(c)} \right] \frac{\dot{c}}{c} \quad (\text{εξίσωση του Euler}) \quad (3.1.19)$$

Η εξίσωση του Euler δείχνει ότι τα νοικοκυριά κατανέμουν διαχρονικά την κατανάλωσή τους με τέτοιο τρόπο ώστε να εξισώνουν την απόδοση των αποταμιεύσεών τους, r , με την «απόδοση» της κατανάλωσης (δεξιά πλευρά της εξίσωσης του Euler). Όσο μεγαλύτερη είναι η απόδοση των αποταμιεύσεων, τόσο περισσότερο τα νοικοκυριά επιθυμούν να αυξήσουν την τρέχουσα αποταμίευση και να μεταφέρουν την κατανάλωση σε μελλοντικές περιόδους. Από την άλλη πλευρά, όσο μεγαλύτερη είναι η «απόδοση» της κατανάλωσης τόσο περισσότερο τα νοικοκυριά επιθυμούν να μεταφέρουν μελλοντική κατανάλωση στο παρόν, μειώνοντας την τρέχουσα αποταμίευση. Όταν οι δυο αυτές αποδόσεις είναι ίσες, τα νοικοκυριά είναι αδιάφορα μεταξύ αποταμίευσης και κατανάλωσης (Barro και Sala-i-Martin, 1995).

Αξίζει σε αυτό το σημείο να σημειωθεί ότι τα νοικοκυριά επιθυμούν να μεταφέρουν μελλοντική κατανάλωση στο παρόν για δυο λόγους. Πρώτον, γιατί εκτιμούν

περισσότερο την παρούσα χρησιμότητα σε σχέση με τη μελλοντική, κάτι που εκφράζεται από την παρουσία του συντελεστή διαχρονικής προτίμησης ρ στο δεξιό μέλος της εξίσωσης του Euler. Δεύτερον, η μελλοντική αύξηση της κατανάλωσης αυξάνει την οριακή χρησιμότητά της (\dot{c}/c) γεγονός που κάνει τα νοικοκυριά να επιθυμούν να μεταφέρουν μελλοντική κατανάλωση στο παρόν (Καλαϊτζιδάκης και Καλυβίτης, 2002).

Μια πολύ διαδεδομένη συνάρτηση χρησιμότητας είναι η συνάρτηση στιγμιαίας χρησιμότητας με «σταθερή σχετική αποστροφή ως προς τον κίνδυνο» (constant relative risk aversion, CRRA), η οποία ορίζεται ως:

$$u(c) = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \quad \text{όπου } \theta > 0 \quad (3.1.20)$$

Η ονομασία της συνάρτησης προκύπτει από την ελαστικότητα της οριακής χρησιμότητας ως προς την κατανάλωση⁹ και δίνει το συντελεστή σχετικής αποστροφής ως προς τον κίνδυνο. Στην περίπτωση της συνάρτησης χρησιμότητας CRRA ο συντελεστής αυτός είναι σταθερός, δηλαδή είναι ανεξάρτητος του επιπέδου της κατανάλωσης, και ίσος με θ . Έτσι, η οριακή χρησιμότητα $u'(c)$ έχει σταθερή ελαστικότητα ως προς c και είναι ίση με $-\theta$. Όσο μεγαλύτερο είναι το θ , τόσο πιο ραγδαία είναι η ποσοστιαία μείωση στο $u'(c)$ που προκαλείται από την αύξηση στο c , και συνεπώς τόσο λιγότερο πρόθυμο είναι ένα νοικοκυριό να αποδεχθεί αποκλίσεις από ένα ενιαίο πρότυπο κατανάλωσης στο χρόνο. Καθώς το θ πλησιάζει στο 0, η συνάρτηση χρησιμότητας προσεγγίζει μία γραμμική μορφή ως προς c . Η γραμμικότητα δείχνει ότι τα νοικοκυριά είναι αδιάφορα μεταξύ του χρόνου κατανάλωσης, εφόσον ισχύει ότι $r = \rho$ (Barro και Sala-i-Martin, 1995).

Από τις συνθήκες πρώτης τάξης της μεγιστοποίησης της CRRA προκύπτει:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta} [f'(\tilde{k}) - \delta - \rho] \quad (3.1.21)$$

Στην σταθερή κατάσταση ισορροπίας, οι ποσότητες των $\tilde{y}, \tilde{k}, \tilde{c}$ δεν αλλάζουν ενώ τα κατά κεφαλήν μεγέθη αυξάνονται με σταθερό ρυθμό χ . Έτσι, στην παραπάνω σχέση ισχύει: $\dot{c}/c = 1$, οπότε:

⁹ η οποία ισούται με: $\left[-c \frac{u''(c)}{u'(c)} \right]$.

$$f'(\tilde{k}^*) = \delta + \rho + \theta\chi \quad (3.1.22)$$

Εάν το αρχικό \tilde{k} είναι χαμηλότερο από αυτό της σταθερής κατάστασης \tilde{k}^* , τότε το προσεγγίζει στη διάρκεια του χρόνου μονοτονικά. Επίσης, σύμφωνα με τους Barro και Sala-i-Martin (1991), το ποσοστό αύξησης του κεφαλαίου ανά μονάδα απασχολούμενης εργασίας (\dot{k}/k) μειώνεται μονοτονικά προς την τιμή της σταθερής κατάστασης χ . Το ίδιο ισχύει όμως και για το ποσοστό αύξησης του προϊόντος ανά μονάδα απασχολούμενης εργασίας (\dot{y}/y), εφ' όσον υποτεθεί συνάρτηση παραγωγής της μορφής Cobb-Douglas, οπότε:

$$\tilde{y} = f(\tilde{k}) = A\tilde{k}^\alpha \quad (\text{όπου } 0 < \alpha < 1) \quad (3.1.23)$$

Έτσι, εάν δύο οικονομίες έχουν τις ίδιες παραμέτρους προτιμήσεων και την ίδια τεχνολογία, προκύπτει ότι η οικονομία με το χαμηλότερο αρχικά \tilde{k} , θα τείνει να μεγεθυνθεί με ταχύτερους ρυθμούς.

Εμπειρική προσέγγιση

Η δυναμική διαδικασία που περιγράφεται ανωτέρω, μπορεί να ποσοτικοποιηθεί με λογαριθμική γραμμική προσέγγιση των εξισώσεων 3.1.10 και 3.1.21 στη σταθερή κατάσταση¹⁰. Υποθέτοντας τεχνολογία Cobb-Douglas, η λύση της προσέγγισης αυτής ως προς $\log[\tilde{y}(t)]$ δίνεται από την σχέση:

$$\log[\tilde{y}(t)] = \log[\tilde{y}(0)]e^{-\beta t} + \log(\tilde{y}^*)(1 - e^{-\beta t}) \quad (3.1.24)$$

όπου η παράμετρος β , με θετική τιμή εκφράζει την ταχύτητα προσαρμογής προς την σταθερή κατάσταση και δίνεται από τον τύπο:

$$2\beta = \left\{ \psi^2 + 4 \left(\frac{1-\alpha}{\theta} \right) (\rho + \delta + \theta\chi) \left[\frac{\rho + \delta + \theta\chi}{\alpha} - (\eta + \delta + \chi) \right] \right\}^{\frac{1}{2}} - \psi \quad (3.1.25)$$

όπου $\psi = \rho - \eta - (1-\theta)x > 0$. Μεταξύ των χρονικών τιμών $t=0$ και $t=T$, η τιμή του μέσου ποσοστού ανάπτυξης δίνεται από τη σχέση:

$$\frac{1}{T} \log \left[\frac{y(T)}{y(0)} \right] = x + \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \log \left[\frac{\tilde{y}^*}{y(0)} \right] \quad (3.1.26)$$

¹⁰ Για λεπτομερή περιγραφή της τεχνικής, βλέπε Barro και Sala-i-Martin (1995).

Συνεπώς, όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του β , τόσο ταχύτερη είναι η προσαρμογή προς την σταθερή κατάσταση. Η τιμή της παραμέτρου α επηρεάζει σημαντικά αυτήν του β , κάτι που προκύπτει από το γεγονός ότι σημαντικό ρόλο στη σύγκλιση με βάση το νεοκλασικό υπόδειγμα ανάπτυξης, έχουν οι φθίνουσες αποδόσεις ως προς το κεφάλαιο. Συγκεκριμένα, καθώς η τιμή του α πλησιάζει την μονάδα, οι φθίνουσες αποδόσεις εξαφανίζονται, το β πλησιάζει το μηδέν και η β -σύγκλιση τείνει να εξαφανιστεί¹¹.

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την παραπάνω συζήτηση μπορούμε να πούμε πως όταν $\beta > 0$ έχουμε β -σύγκλιση, ενώ όταν $\beta < 0$ έχουμε απόκλιση και οι αρχικά πλουσιότερες οικονομίες τείνουν να αναπτύσσονται με ταχύτερους ρυθμούς προκαλώντας συνεπώς και μεγαλύτερη διασπορά των κατά κεφαλήν εισοδημάτων αυτών των οικονομιών (σ -απόκλιση). Επίσης, όταν $0 < \beta < 1$, η β -σύγκλιση είναι «υπό συνθήκη» που σημαίνει ότι το κατά κεφαλήν εισόδημα τείνει σε μία σταθερή κατάσταση αλλά αυτή μπορεί να διαφέρει πολύ ανάμεσα στις υπό εξέταση οικονομίες και γι' αυτό η β -σύγκλιση δεν είναι ικανή συνθήκη για σ -σύγκλιση. Αντίθετα όμως, όταν $\beta > 1$ τότε έχουμε «απόλυτη» β -σύγκλιση και τα κατά κεφαλήν εισοδήματα τείνουν πράγματι να εξισωθούν, έστω και αν υπάρχουν παροδικές εξωγενείς παρεκκλίσεις (Barro και Sala-i-Martin, 1995).

Εάν η εξίσωση 3.1.26 γραφεί με τέτοιο τρόπο ώστε να έχει εφαρμογή σε διακριτές χρονικές περιόδους και να περιλαμβάνει και έναν όρο τυχαίου σφάλματος, τότε μετατρέπεται σε:

$$\log\left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-1}}\right) = a_i - (1 - e^{-\beta})[\log(y_{i,t-1}) - x_i(t-1)] + u_{it} \quad (3.1.27)$$

όπου $a_i = x_i + (1 - e^{-\beta}) \log(\tilde{y}_i^*)$ και u_{it} είναι το τυχαίο σφάλμα. Όπως φαίνεται στην εξίσωση αυτή, η τιμή της παραμέτρου β θεωρείται κοινή μεταξύ των οικονομιών, κάτι που βρίσκεται πιο κοντά στην πραγματικότητα όταν οι υπό εξέταση οικονομίες βρίσκονται στην ίδια χώρα, όπου προφανώς οι προτιμήσεις και οι τεχνολογικές παράμετροι παρουσιάζουν ομοιότητες (Barro και Sala-i-Martin, 1992). Πάντως, διαφορές στην τεχνολογία λόγω της διαθέσιμης τεχνικής παραγωγής, της ισχύουσας

¹¹ Διεξοδικότερη συζήτηση για τις επιδράσεις των τιμών των παραμέτρων επί της τιμής του β γίνεται από τον Chamley (1981) και τους King και Rebello (1989).

πολιτικής ή των διαθέσιμων φυσικών πόρων, οι οποίες αντανακλώνται στην τιμή της παραμέτρου A στην εξίσωση 3.1.7, δεν επηρεάζουν την τιμή του β (King και Rebello, 1989).

Από τις εξισώσεις 3.1.26 και 3.1.27 προκύπτει ότι το μέσο ποσοστό ανάπτυξης μεταξύ t_0 και $t_0 + T$ δίνεται από την σχέση:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = B - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \log(y_{i,t_0}) + u_{i,t_0,t_0+T} \quad (3.1.28)$$

όπου ο τελευταίος όρος της εξίσωσης 3.1.28 είναι η κατανεμημένη χρονική υστέρηση των σφαλμάτων u_{it} μεταξύ των χρονικών τιμών t_0 και (t_0+T) ¹². Η σταθερά είναι $B = x + [(1 - e^{-\beta T}) / T][\log(\tilde{y}^*) + x t_0]$ και είναι ανεξάρτητη από κάθε συγκεκριμένη παρατήρηση αφού $\tilde{y}_i^* = \tilde{y}^*$ και $x_i = x$.

Η εξίσωση 3.1.28 αντιπροσωπεύει το βασικό οικονομικό υπόδειγμα πάνω στο οποίο στηρίζεται η ποσοτική ανάλυση και το οποίο μπορεί να προσαυξηθεί με την προσθήκη ερμηνευτικών μεταβλητών του μέσου ποσοστού ανάπτυξης.

Εμπειρικές μελέτες που εντάσσονται στο ανωτέρω θεωρητικό πλαίσιο, εκτιμούν την εξίσωση 3.1.28 με τη μη γραμμική μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (NLS) (Barro και Sala-i-Martin, 1992 και 1995), παρόλο που η εφαρμογή της γραμμικής μεθόδου (OLS) είναι επίσης εφικτή, εάν αντί της εξίσωσης 3.1.28 εκτιμηθεί γραμμικά (OLS) το παρακάτω υπόδειγμα:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = a - (1 - b_T) \log(y_{i,t_0}) + u_{i,t_0,t_0+T} \quad (3.1.29)$$

όπου $(1 - b_T) = (1 - e^{-\beta T}) / T$.

Επανερχόμενοι στο θέμα της απόλυτης και της υπό συνθήκη σύγκλισης, παραθέτουμε του ορισμούς των δύο αυτών εννοιών σύμφωνα με τον Galor (1996). Η απόλυτη σύγκλιση ισχύει όταν το κατά κεφαλήν εισόδημα συγκλίνει σε ένα κοινό μακροχρόνιο σημείο σταθερής ισορροπίας (steady-state), εφόσον υπάρχουν διαρθρωτικές ομοιότητες μεταξύ των οικονομιών και είναι ανεξάρτητο από τις επικρατούσες αρχικές συνθήκες. Η σύγκλιση αυτή δύναται να επιτευχθεί, σύμφωνα

¹² Για αναλυτικότερη παρουσίαση της συμπεριφοράς των σφαλμάτων και της εξαγωγής της εξίσωσης 3.1.28, βλέπε Barro και Sala-i-Martin (1992).

με το νεοκλασικό υπόδειγμα μεγέθυνσης, μόνο όταν οι οικονομίες χαρακτηρίζονται από ομοιογένεια σε διαρθρωτικούς, δημογραφικούς και άλλους παράγοντες. Στην περίπτωση αυτή η σύγκλιση μπορεί να εξεταστεί απευθείας από την εξίσωση 3.1.29.

Σύμφωνα με τους Barro και Sala-i-Martin (1995), περιοχές μέσα σε μία χώρα ή χώρες που ανήκουν σε μία οικονομικά και νομισματικά ενοποιημένη ομάδα κρατών, είναι πιθανότερο να οδηγηθούν σε απόλυτη σύγκλιση, σε σχέση με τους ρυθμούς ανάπτυξης διαφορετικών χωρών, ακριβώς γιατί οι περιοχές σε μία νομισματική ένωση θα τείνουν να έχουν ορισμένες κοινές συνθήκες. Έτσι, η απομάκρυνση των εμποδίων του εμπορίου, η εναρμόνιση των κανονισμών και η φιλελευθεροποίηση των κινήσεων του κεφαλαίου και της εργασίας τείνουν να οδηγήσουν σε σύγκλιση των κατά κεφαλήν εισοδημάτων¹³.

Η υπό συνθήκη σύγκλιση ισχύει όταν το κατά κεφαλήν εισόδημα των οικονομιών συγκλίνει μακροχρόνια σε διαφορετικά επίπεδα και εφόσον υπάρχουν διαρθρωτικές ανομοιογένειες μεταξύ των οικονομιών. Αν οι οικονομίες παρουσιάζουν σημαντικές διαφορές στον ρυθμό αποταμίευσης, στο ρυθμό αύξησης του πληθυσμού και στο τεχνολογικό τους επίπεδο, δεν θα συγκλίνουν στο ίδιο αλλά σε διαφορετικά επίπεδα μακροχρόνιας ισορροπίας, τα οποία θα είναι μοναδικά για κάθε οικονομία. Η εμπειρική επαλήθευση της αρνητικής σχέσης μεταξύ του αρχικού επιπέδου του κατά κεφαλήν ΑΕΠ και του ρυθμού μεγέθυνσης θα συμβεί μόνο αν ληφθούν υπ' όψιν οι διαφορές που παρουσιάζουν οι οικονομίες στους προαναφερόμενους παράγοντες. Άρα λοιπόν, η ύπαρξη υπό συνθήκη σύγκλισης δεν ερμηνεύεται απαραίτητα ως πραγματική σύγκλιση των κατά κεφαλήν ΑΕΠ των φτωχότερων οικονομιών με αυτό των πλουσιότερων.

¹³ Αντίθετα με την παραπάνω προοπτική, οι υποστηρικτές των μοντέλων «κέντρου-περιφέρειας» και της «νέας γεωγραφίας» υποστηρίζουν ότι μία οικονομική και νομισματική ενοποίηση μπορεί να οδηγήσει σε τοπική απόκλιση (Redding και Venables 2004, Venables, 2006). Με βάση το θεωρητικό αυτό πλαίσιο υποστηρίζεται ότι στις πρώτες φάσεις της αναπτυξιακής διαδικασίας ή της διαδικασίας οικονομικής ολοκλήρωσης, η μεγέθυνση θα επιταχυνθεί σε μια περιοχή (ή σε ένα μικρό αριθμό περιοχών) ως αποτέλεσμα οικονομικών συγκέντρωσης και της προσέλκυσης παραγωγικών συντελεστών από άλλες περιοχές – μια διαδικασία η οποία προκαλείται από εντός ή εκτός της αγοράς «δυνάμεις», αλλά συχνά υποβοηθείται και από κυβερνητικές πολιτικές που στοχεύουν στην ενδυνάμωση κάποιων περιοχών και στη δημιουργία «αναπτυξιακών πόλων».

Έτσι, είναι πιθανόν τα κατά κεφαλήν εισοδήματα καθώς και τα επίπεδα παραγωγικότητας αντί να συγκλίνουν, να αποκλίνουν. Οι μη φθίνουσες οριακές αποδόσεις, οι καλύτερες υποδομές και το πλουσιότερο ανθρώπινο κεφάλαιο στις ανεπτυγμένες οικονομίες μπορούν να οδηγήσουν σε ροή κεφαλαίων από «φτωχές» σε «πλούσιες» οικονομίες και όχι σύμφωνα με το νεοκλασικό σενάριο, προς την αντίθετη κατεύθυνση (Herz και Vogel, 2003).

Βέβαια, στα πιο προχωρημένα στάδια οικονομικής ενοποίησης, θα υπερισχύσουν οι «φυγόκεντρες δυνάμεις», είτε λόγω των «αποτελεσμάτων διάχυσης» από τις ανεπτυγμένες στις λιγότερο ανεπτυγμένες περιοχές, είτε λόγω της εξωτερικής μετανάστευσης ή της νέας μετακίνησης του πληθυσμού από τις πρώτες στις δεύτερες περιοχές λόγω της εμφάνισης αρνητικών οικονομικών συγκέντρωσης. Συνεπώς, το αποτέλεσμα αυτό είναι παρόμοιο με αυτό που προβλέπει το νεοκλασικό υπόδειγμα (Caraveli κ.α. 2008, Caraveli και Tsionas 2009).

Η υπόθεση της υπό συνθήκη σύγκλισης ερευνάται με την εισαγωγή στην εξίσωση 3.1.29 ερμηνευτικών μεταβλητών οι οποίες αποτελούν προσεγγίσεις των διαφορετικών μακροχρόνιων σταθερών καταστάσεων, ως εξής:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = a - (1 - b_T) \log(y_{i,t_0}) + \mathbf{z}'\mathbf{a} + u_{i,t_0,t_0+T} \quad (3.1.30)$$

όπου $\mathbf{z}'\mathbf{a}$ είναι ένα διάνυσμα επεξηγηματικών μεταβλητών, οι οποίες αντικατοπτρίζουν τις διαφορές στο κατά κεφαλήν εισόδημα των διαφορετικών σταθερών καταστάσεων (Magrini, 2007). Τέτοιες μεταβλητές σχετίζονται συνήθως με τα επίπεδα επενδύσεων, πυκνότητας πληθυσμού και απασχόλησης σε διάφορους τομείς της οικονομίας. Άλλες μεταβλητές αφορούν δείκτες υποδομών, δείκτες εδαφικής ή τοπικής μορφολογίας, το ανθρώπινο κεφάλαιο (π.χ. εκπαίδευση, ηλικιακή σύνθεση, επιδεξιότητες) ενώ επίσης γίνεται συζήτηση και για άλλους παράγοντες που δεν είναι εύκολο να ποσοτικοποιηθούν όπως οι θεσμοί, τα δίκτυα και η καινοτόμος επιχειρηματικότητα (βλέπε Efstratoglou κ.α., 2001).

Προβλήματα-σχόλια-κριτική διαστρωματικής ανάλυσης

Στη βιβλιογραφία της οικονομικής μεγέθυνσης υπάρχει ένας τεράστιος όγκος μελετών, οι οποίες εφαρμόζουν την τεχνική των ελαχίστων τετραγώνων σε διαστρωματικά δεδομένα για να διερευνήσουν την ύπαρξη σύγκλισης. Στις περισσότερες από αυτές τις μελέτες, ο εκτιμώμενος ρυθμός σύγκλισης είναι κοντά στο 2%, έτσι που το φαινόμενο αυτό έχει καθιερωθεί να λέγεται «κανόνας του 2%» (Sala-i-Martin, 1996).

Όμως, πολλές σχετικά πρόσφατες εργασίες (Rey και Monturi, 1999, Abreu κ.α., 2005) έχουν τονίσει ότι η στατιστική συμπερασματολογία που βασίζεται στην εκτίμηση με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων της παραπάνω εξίσωσης γίνεται αναξιόπιστη υπό την παρουσία στα δεδομένα χωρικών επιδράσεων¹⁴ (Anselin και Rey, 1991). Στη βιβλιογραφία, έχουν προταθεί πολλές μέθοδοι για τον έλεγχο της ύπαρξης χωρικών επιδράσεων καθώς και πλήθος μεθοδολογιών για την αντιμετώπιση

¹⁴ Πιο συγκεκριμένα, η ύπαρξη χωρικής αυτοσυσχέτισης στον όρο σφάλματος, έχει ως αποτέλεσμα ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων να είναι μεροληπτικός και αναποτελεσματικός. Όταν, η χωρική αυτοσυσχέτιση παρατηρείται στην εξαρτημένη μεταβλητή, τότε ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων είναι μεροληπτικός και ασυνεπής (Magrini, 2007).

του προβλήματος που δημιουργούν (π.χ. Anselin και Rey, 1991, Getis και Ord, 1992, Anselin κ.α., 1996).

Εκτός από το πρόβλημα που μπορεί να προκύψει από την ύπαρξη χωρικών επιδράσεων, πολλοί ερευνητές έχουν προσδιορίσει και άλλα προβλήματα που προκύπτουν από την διαστρωματική ανάλυση, τόσο σε τεχνικό όσο και σε επεξηγηματικό επίπεδο. Σε τεχνικό επίπεδο, διάφορα προβλήματα προκύπτουν από την εφαρμογή της παλινδρόμησης όπως προβλήματα ευρωστίας (robustness) σε σχέση με την επιλογή των μεταβλητών ελέγχου, ενδογένειας των επεξηγηματικών μεταβλητών, λανθασμένων μετρήσεων που τείνουν να ενισχύσουν την αρνητική συσχέτιση μεταξύ αρχικής κατάστασης και ρυθμού μεγέθυνσης, και τέλος, προβλήματα που προκύπτουν από τη γραμμική προσέγγιση της εξίσωσης σύγκλισης¹⁵.

Σε επεξηγηματικό επίπεδο, διακρίνονται δύο προβλήματα: ο απεριόριστος αριθμός εναλλακτικών μοντέλων (open ended alternatives) και το πρόβλημα της έλλειψης πληροφορίας του μοντέλου (informativeness)¹⁶. Έτσι, παρά το γεγονός ότι η έρευνα σύγκλισης μέσω της διαστρωματικής παλινδρόμησης, προκύπτει απευθείας από το παραδοσιακό νεοκλασικό μοντέλο, δεν μπορεί να ελεγχθεί η εγκυρότητα αυτού του μοντέλου έναντι άλλων εναλλακτικών. Όπως τονίζεται από πολλούς συγγραφείς (Romer, 1993, Fagerberg 1994, Paci και Pigliaru, 1997, Durlauf και Quah, 1998 μεταξύ άλλων), η διαδικασία σύγκλισης προς μία σταθερή κατάσταση μπορεί να μοντελοποιηθεί από ένα μεγάλο εύρος θεωρητικών μοντέλων ανάπτυξης. Έτσι, τα μοντέλα μπορεί να ποικίλουν από τα επαυξημένα Solow μοντέλα κλειστής οικονομίας με την προσθήκη του ανθρώπινου κεφαλαίου (Mankiw κ.α., 1992), στα μοντέλα των θεωριών διάχυσης της τεχνολογίας, μέσω ενδογενούς ανάπτυξης¹⁷ ή μέσω του τεχνολογικού χάσματος (technology gap)¹⁸.

Επιπλέον, μία ομάδα θεωρητικών μοντέλων, ασχολείται διεξοδικά με τη δυναμική των διαστρωματικών κατανομών (cross-sectional dynamics). Προς αυτήν την κατεύθυνση, διακρίνονται δύο υποομάδες. Η πρώτη αφορά μελέτες όπως αυτή του Quah (1996) όπου οι οικονομίες αυτοεπιλέγονται ενδογενώς σε ένα συνασπισμό ή

¹⁵ Βλέπε Durlauf και Quah (1998) και Temple (1999) για πιο εκτεταμένη ανάλυση.

¹⁶ Βλέπε Magrini (2004).

¹⁷ Π.χ. Aghion και Howitt, 1992, Helpman, 1993, Lucas, 1988, Rivera-Batiz και Romer, 1991.

¹⁸ Π.χ. Gerschenkron, 1952, Abramovitz, 1986, Fagerberg, 1988.

λέσχη σύγκλισης (convergence club) ανάλογα με τα οικονομικά χαρακτηριστικά τους. Οι μελέτες που ανήκουν στη δεύτερη υποομάδα (Azariadis και Drazen, 1990, Durlauf, 1996, Galor και Zeira, 1993), μελετούν την ύπαρξη παραβιάσεων της κυρτότητας στην αθροιστική συνάρτηση παραγωγής (aggregate production function) οι οποίες συνδέονται με την ύπαρξη επιδράσεων κατωφλίου (threshold effects) και οδηγούν μακροπρόθεσμα σε πολωτικά φαινόμενα (polarization effects).

Εάν λοιπόν ο σκοπός του ερευνητή είναι να βρει στοιχεία υπέρ μίας συγκεκριμένης θεωρίας ανάπτυξης, οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις είναι περιορισμένης δυναμικότητας. Στην καλύτερη περίπτωση, οι αναλύσεις αυτές μπορούν να εξάγουν συμπεράσματα τα οποία δεν είναι ασυνεπή με τις νεοκλασικές θεωρίες ανάπτυξης. Όμως, το γεγονός ότι τα αποτελέσματά τους μπορεί να είναι συμβατά και με άλλες θεωρίες, δεν επιτρέπει τον έλεγχο της ορθότητας της παραδοσιακής νεοκλασικής προσέγγισης.

Σχετικά με το πρόβλημα της έλλειψης πληροφόρησης (informative content), ερευνητές όπως ο Friedman (1992), ο Quah (1993β) και ο Bliss (1999), συνέδεσαν τη σχέση μεταξύ των παλινδρομήσεων οικονομικής μεγέθυνσης και της αρχικής κατάστασης, με το παράδοξο φαινόμενο που έχει καθιερωθεί στη βιβλιογραφία ως «πλάνη του Galton's» (Galton's fallacy)¹⁹. Έδειξαν έτσι ότι μία αρνητική σχέση μεταξύ ρυθμού ανάπτυξης και αρχικής κατάστασης, δεν σημαίνει κατ' ανάγκη μείωση της διαστρωματικής διακύμανσης και επιπλέον ότι είναι πιθανό να παρατηρηθεί μία αποκλίνουσα διαστρωματική κατανομή ακόμα και όταν μία τέτοια αρνητική σχέση υπάρχει²⁰. Το παραπάνω φαινόμενο αναδεικνύει με τη σειρά του ότι οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις δε μπορούν να είναι αρκετά διαφωτιστικές, αφού περιγράφουν απλά τη συμπεριφορά της αντιπροσωπευτικής οικονομίας. Όμως, η προσέγγιση αυτή δεν παρέχει καμία πληροφορία σχετικά με τη συμπεριφορά της διαστρωματικής κατανομής των οικονομιών με τη πάροδο του χρόνου. Επιπρόσθετα

¹⁹ Ο Francis Galton παρατήρησε ότι τα παιδιά που προέρχονται από υψηλόσωμους πατέρες τείνουν να έχουν ύψος που προσεγγίζει το μέσο ύψος του πληθυσμού, και όχι το μέσο ύψος της οικογένειάς τους (που είναι μεγαλύτερο του μέσου όρου). Αυτή η «τάση προς το μέσο όρο» (mean reversion trend) θεωρήθηκε εσφαλμένα από τον Galton ως απόδειξη ότι η διασπορά του ύψους όλων των ατόμων θα έπρεπε να μειώνεται διαχρονικά.

²⁰ Το γεγονός ότι μία αρνητική τιμή του β είναι απαραίτητη αλλά όχι και ικανή συνθήκη για τη μείωση της διασποράς στη διαστρωματική κατανομή, έχει βεβαίως αναγνωριστεί από τους υποστηρικτές της διαστρωματικής προσέγγισης. Η θετική τιμή του β μεταφράζεται ως ένδειξη της ύπαρξης τάσεων μείωσης της διασποράς ενώ οι τρέχουσες διαταραχές θεωρούνται ως αντίρροπες δυνάμεις. Ωστόσο, η πρακτική αξία αυτής της μετάφρασης είναι σε ένα βαθμό αμφιλεγόμενη αφού ακόμα και αν η πληροφόρηση για τέτοιου είδους αντίρροπες δυνάμεις χρησιμοποιηθεί στη διαστρωματική παλινδρόμηση, μία αρνητική τιμή του β θα εξακολουθεί να μη συνεπάγεται τη μείωση της διακύμανσης (Magrini, 2007).

όμως, και το αποτέλεσμα της διαστρωματικής παλινδρόμησης μπορεί να είναι παραπλανητικό. Ο de la Fuente (2000), παρατήρησε ότι στην πράξη η διαφορά μεταξύ της απόλυτης και της κατά συνθήκη σύγκλισης δεν είναι τόσο ξεκάθαρη. Εάν διαπιστωθεί ότι ένα πλήθος επεξηγηματικών μεταβλητών, είναι στατιστικά σημαντικό στην εξίσωση σύγκλισης, τότε καταλήγουμε στην ύπαρξη υπό συνθήκη σύγκλισης, αφού οι υπό μελέτη οικονομίες έχουν διαφορετικά χαρακτηριστικά. Όμως, εάν αυτά τα χαρακτηριστικά τείνουν να συγκλίνουν με τη πάροδο του χρόνου, είναι πολύ πιθανό, ότι οι οικονομίες θα συγκλίνουν μακροπρόθεσμα και σε «απόλυτους» όρους.

β-σύγκλιση με δεδομένα panel

Η εξαγωγή αξιόπιστων συμπερασμάτων στην εμπειρική έρευνα της οικονομικής σύγκλισης, περιορίζεται συχνά από την έλλειψη διαθέσιμων δεδομένων. Ο περιορισμός αυτός έχει ως πιθανό αποτέλεσμα την ανακρίβεια των εξαγόμενων αποτελεσμάτων ενώ επίσης περιορίζει τη δυνατότητα εφαρμογής περισσότερο εκλεπτυσμένων μεθοδολογιών (π.χ. μη παραμετρικές αναλύσεις).

Ένας τρόπος για την αντιμετώπιση αυτού του προβλήματος είναι η χρήση της εσωτερικής διακύμανσης (within variation) της κάθε παρατήρησης έτσι ώστε να πολλαπλασιαστεί ο αριθμός των παρατηρήσεων. Αυτό πραγματοποιείται με τη δημιουργία δεδομένων πάνελ, τα οποία περιλαμβάνουν διαστρωματικές παρατηρήσεις σε πολλές χρονικές περιόδους.

Παρά τα οφέλη που προκύπτουν από τη χρήση των δεδομένων πάνελ, οι αναλύσεις πρέπει να πραγματοποιούνται με προσοχή αφού κατά την εφαρμογή τους μπορεί να παρουσιαστούν πλήθος προβλημάτων. Για παράδειγμα, η διακύμανση των ετήσιων ρυθμών μεταβολής μπορεί να διαστρεβλώσει τα αποτελέσματα των αναλύσεων. Για το λόγο αυτό, οι περισσότερες μελέτες ανάπτυξης με δεδομένα πάνελ, χρησιμοποιούν μέσους όρους πολλών ετών (π.χ. μέσο όρο πενταετίας). Έτσι όμως, τα δεδομένα πάνελ μπορεί εκτός από μικρό αριθμό διαστρωματικών στοιχείων, να έχουν και μικρό αριθμό χρονικών περιόδων. Αλλά και σε αυτήν την περίπτωση η επιλογή του χρονικού εύρους είναι τυχαία, αφού σπάνια υπάρχει κάποιος προφανής λόγος για την επιλογή ενός συγκεκριμένου χρονικού διαστήματος. Επίσης, ερωτήματα ανακύπτουν σχετικά με τον χρονικό ορίζοντα της μελέτης σύγκλισης. Για παράδειγμα, δεν είναι δυνατόν να εντοπιστεί το κατάλληλο χρονικό διάστημα που πρέπει να εξετάζεται προκειμένου να μην απαιτείται να λαμβάνονται υπ' όψιν οι οικονομικοί κύκλοι (Durlauf κ.α., 2005).

Το μοντέλο που συνήθως χρησιμοποιείται για τη μελέτη της οικονομικής σύγκλισης με δεδομένα πάνελ είναι της παρακάτω μορφής:

$$\log\left(\frac{y_{i,t}}{\log y_{i,t-1}}\right) = \alpha_i + \mu_t + \beta \log y_{i,t-1} + \mathbf{z}'\mathbf{a} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.1.31)$$

όπου α_i είναι οι χωρικές επιδράσεις και μ_t είναι οι χρονικές επιδράσεις²¹. Η εισαγωγή των ατομικών επιδράσεων επιτρέπει την ύπαρξη μόνιμων διαφορών στο επίπεδο του εισοδήματος μεταξύ των υπό μελέτη οικονομιών οι οποίες δεν απομονώνονται από το $\mathbf{z}'\mathbf{a}$. Επίσης, η εισαγωγή των χρονικών επιδράσεων δίνει τη δυνατότητα να θεωρηθεί ότι η σταθερή κατάσταση δεν είναι διαχρονικά σταθερή αλλά μπορεί να μεταβάλλεται. Για την εκτίμηση της παλινδρόμησης, όπως αποτυπώνεται από την εξίσωση 3.1.31 χρησιμοποιείται ο εκτιμητής ψευδομεταβλητής ελαχίστων τετραγώνων (least-squares dummy variable estimator) (Hsiao, 2003).

Η μεγάλη πλειοψηφία των εμπειρικών ερευνών με δεδομένα πάνελ χρησιμοποιεί το μοντέλο σταθερών επιδράσεων (fixed effect) και όχι το μοντέλο τυχαίων επιδράσεων (random effects)²². Στο μοντέλο σταθερών επιδράσεων, υπάρχει μία ομάδα σταθερών όρων, ένας για κάθε οικονομία. Οι συντελεστές των παραμέτρων των ερμηνευτικών μεταβλητών, οι οποίοι συνήθως θεωρούνται ίσοι μεταξύ των οικονομιών, προκύπτουν από την διακύμανση των παρατηρήσεων στο χρόνο μέσα σε κάθε χώρα («within» variation). Η διακύμανση «ανάμεσα» στις οικονομίες δηλαδή στους μακροπρόθεσμους μέσους όρους («between» variation) δε λαμβάνεται υπ' όψιν. Το βασικό πλεονέκτημα της μεθόδου αυτής είναι η ικανότητά της να αντιμετωπίζει ένα τμήμα της μη παρατηρήσιμης ετερογένειας (unobserved heterogeneity): κάθε παράγοντας που δεν έχει ληφθεί υπ' όψιν και ο οποίος είναι σταθερός στο χρόνο για κάθε οικονομία, δεν επιφέρει μεροληπτικότητα στο μοντέλο, ακόμα και αν ο παραλειπόμενος αυτός παράγοντας συσχετίζεται με τις επεξηγηματικές μεταβλητές. Συνεπώς, οι ατομικές επιδράσεις μπορούν να θεωρηθούν ως η συνισταμένη επίδραση

²¹ Οι χρονικές επιδράσεις συχνά αγνοούνται στα εμπειρικά μοντέλα, παρά το ότι είναι πολύ σημαντικές δεδομένου ότι οι μέσοι των μεταβλητών του εισοδήματος τυπικά αυξάνονται με την πάροδο του χρόνου λόγω της αύξησης της παραγωγικότητας σε παγκόσμιο επίπεδο.

²² Οι εκτιμητές τυχαίων επιδράσεων απαιτούν ότι οι ατομικές ή/και οι χρονικές επιδράσεις κατανέμονται ανεξάρτητα από τις επεξηγηματικές μεταβλητές. Η υπόθεση αυτή προφανώς παραβιάζεται από τη μορφή της (3.1.31), δεδομένης της εξάρτησης του $\log y_{i,t-1}$ στο α_i .

όλων των παραλειπόμενων παραγόντων οι οποίοι είναι σταθεροί στο χρόνο (Islam, 1995, Caselli κ.α., 1996 και Temple, 1999).

Η χρήση των μεθόδων πάνελ για την αντιμετώπιση του προβλήματος της μη παρατηρήσιμης ετερογένειας αν και έχει πολλά οφέλη δεν είναι άνευ μειονεκτημάτων. Ορισμένες φορές ο παράγοντας ο οποίος ερευνάται μπορεί να μετρηθεί μόνο σε ένα χρονικό σημείο. Αλλά ακόμα και όταν οι παράγοντες μετρούνται σε συχνότερα χρονικά διαστήματα, ορισμένοι από αυτούς είναι πολύ σταθεροί, έτσι που οι παραλλακτικότητά τους μέσα σε μία οικονομία είναι απίθανο να δώσει επαρκή πληροφόρηση. Σε ορισμένες περιπτώσεις επίσης, οι επεξηγηματικές μεταβλητές, είναι στην πραγματικότητα σταθεροί παράγοντες, όπως για παράδειγμα τα γεωγραφικά χαρακτηριστικά των οικονομιών. Σε αυτήν την περίπτωση η μόνη διαθέσιμη παραλλακτικότητα είναι αυτή «μεταξύ» των οικονομιών, και έτσι η εμπειρική έρευνα πρέπει να πραγματοποιηθεί χωρίς τη χρήση ψευδομεταβλητών.

Τέλος, στα μοντέλα σταθερών επιδράσεων, δεδομένου ότι αγνοείται η παραλλακτικότητα μεταξύ των οικονομιών, η μείωση της μεροληψίας, έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση του τυπικού σφάλματος. Δεδομένης της ανεπιθύμητης αυτής «ανταλλαγής» μεταξύ αμεροληψίας και αποτελεσματικότητας, ο Temple (1999), ο Pritchett (2000) και ο Wacziarg (2002) υποστηρίζουν ότι η χρήση του μοντέλου σταθερών επιδράσεων πρέπει να γίνεται με προσοχή. Το τίμημα της εξάλειψης της παραλλακτικότητας που οφείλεται στην μη παρατηρήσιμη ετερογένεια, είναι ότι όλη η παραλλακτικότητα μεταξύ των οικονομιών χάνεται.

Οι παραπάνω προβληματισμοί έθεσαν τις βάσεις για την δημιουργία εναλλακτικών μοντέλων τα οποία προσπαθούν να μοντελοποιήσουν την ετερογένεια παρά να τη χειριστούν ως μη παρατηρήσιμη (Temple, 1999). Επίσης, η πρόσφατη βιβλιογραφία περιλαμβάνει μελέτες που χρησιμοποιούν εναλλακτικά δυναμικά μοντέλα, τα πιο συχνά εκ των οποίων είναι το μοντέλο ελαχίστων τετραγώνων δύο σταδίων (two-stage least square) και η γενικευμένη μέθοδος των ροπών (Durlauf κ.α., 2005). Η τελευταία προτάθηκε από τους Arellano και Bond (1991), και εισήχθη στη βιβλιογραφία της ανάπτυξης από τους Caselli κ.α. (1996). Με βάση της μεθοδολογίες αυτές, οι εκτιμήσεις της ταχύτητας σύγκλισης είναι κατά κανόνα αρκετά υψηλότερες από το κλασικό 2% που προκύπτει από την πλειοψηφία των διαστρωματικών παλινδρομήσεων. Όμως, όπως έδειξαν οι Bond κ.α. (2001), οι εκτιμήσεις της γενικευμένη μεθόδου των ροπών με βάση τη μεθοδολογία των Arellano και Bond

(1991) (first-differenced GMM) μπορεί να δώσουν εσφαλμένα συμπεράσματα στις μελέτες σύγκλισης. Για τον λόγο αυτό, οι συγγραφείς πρότειναν την τροποποιημένη μεθοδολογία (system GMM) των Arellano και Bover (1995). Με τη χρήση της μεθοδολογίας αυτής, τα αποτελέσματα της ταχύτητας σύγκλισης επανήλθαν κοντά στα επίπεδα των αποτελεσμάτων των διαστρωματικών παλινδρομήσεων (Durlauf κ.α., 2005).

Όπως και στην περίπτωση των διαστρωματικών παλινδρομήσεων, έτσι και στις αναλύσεις πάνελ, η ύπαρξη χωρικών αλληλεπιδράσεων και συσχετίσεων δημιουργεί προβλήματα στις εκτιμήσεις. Για την αντιμετώπιση των προβλημάτων αυτών, έχουν προταθεί αρκετές τεχνικές (π.χ. Badinger κ.α., 2004, Arbia και Piras, 2005, Arbia κ.α., 2005α, Elhorst, 2010). Πρόσφατα επίσης, προτάθηκε από τους Phillips και Sul (2003) μία νέα ανάλυση η οποία επιτρέπει την ετερογένεια των παραμέτρων, όχι μόνο μεταξύ οικονομιών αλλά και μεταξύ διαφορετικών χρονικών στιγμών.

3.1.2. Στοχαστική σύγκλιση

Η έννοια της στοχαστικής σύγκλισης εισήχθη στη βιβλιογραφία από τους Bernard και Durlauf (1995 και 1996). Η στοχαστική σύγκλιση δεν προκύπτει από την ύπαρξη αρνητικής σχέσης μεταξύ αρχικού εισοδήματος και μεγέθυνσης μέσα σε μία καθορισμένη χρονική περίοδο, όπως η β-σύγκλιση, αλλά από τη σχέση μεταξύ των μακροπρόθεσμων εκτιμήσεων των κατά κεφαλήν εισοδημάτων, με δεδομένες τις αρχικές συνθήκες.

Σύμφωνα με τους Bernard και Durlauf (1995), υπάρχει στοχαστική σύγκλιση όταν οι μακροπρόθεσμες εκτιμήσεις του κατά κεφαλήν εισοδήματος δύο οικονομιών εξισώνονται. Έτσι, με δεδομένη την πληροφόρηση τη χρονική στιγμή t (\mathfrak{I}_t), οι οικονομίες i και j συγκλίνουν στοχαστικά όταν:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E(y_i(t+T) - y_j(t+T) | \mathfrak{I}_t) = 0 \quad (3.1.32)$$

Οι Evans και Karras (1996) χρησιμοποίησαν ελέγχους μοναδιαίων ριζών σε δεδομένα πάνελ (panel unit root tests), οι οποίοι είναι πιο ισχυροί από τους αντίστοιχους ελέγχους σε χρονολογικές σειρές (time-series unit root tests). Αυτό προκύπτει από το γεγονός ότι οι πρώτοι αξιοποιούν την υπάρχουσα πληροφόρηση τόσο σε διαστρωματικό όσο και σε διαχρονικό επίπεδο (Durlauf και Quah, 1998).

Οι έλεγχοι μοναδιαίων ριζών σε δεδομένα πάνελ που έχουν παρουσιαστεί στην βιβλιογραφία μπορούν να διαχωριστούν σε δύο κατηγορίες ανάλογα με το αν υποθέτουν ότι τα ρ_i είναι κοινά για κάθε οικονομία ή όχι. Στη παρούσα διατριβή, η ανάλυση στοχαστικής σύγκλισης, στηρίζεται σε δύο ελέγχους μοναδιαίων ριζών για δεδομένα πάνελ οι οποίοι υποθέτουν στοχαστικές διαδικασίες με κοινές μοναδιαίες ρίζες (common unit root process). Ο πρώτος έλεγχος παρουσιάστηκε από τους Levine κ.α. (2002) (LLC έλεγχος), ενώ ο δεύτερος από τους Harris και Tzavalis (1999) (HT έλεγχος). Ο βασικός λόγος για την χρήση των ελέγχων που υποθέτουν κοινά ρ_i , είναι το γεγονός ότι τα προς ανάλυση δεδομένα αφορούν μία πολύ περιορισμένη χρονική περίοδο. Συνεπώς, τα δεδομένα δεν κρίνονται επαρκή για τον υπολογισμό πολλαπλών ρ_i ²³.

Έστω, $i = (1, 2, \dots, N)$ το σύνολο των 51 νομών της Ελλάδας και $t = (1, 2, \dots, T)$ τα έτη της υπό εξέταση χρονικής περιόδου. Το σημείο αφετηρίας των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας, βασίζεται στο παρακάτω αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα πρώτης τάξης (first order autoregressive model):

$$y_{i,t} = \rho_i y_{i,t-1} + \mathbf{z}'_{i,t} \gamma_i + \epsilon_{it} \quad (3.1.33)$$

όπου $y_{i,t}$ είναι το κατά κεφαλήν εισόδημα του νομού i το έτος t και το $\epsilon_{i,t}$ είναι ένας στάσιμος όρος σφάλματος (stationary error term). Το $\mathbf{z}'_{i,t}$ μπορεί να πάρει την τιμή (1, t), οπότε περιλαμβάνει ατομικές επιδράσεις και μία σταθερή χρονική τάση, την τιμή 1, οπότε περιλαμβάνει μόνο ατομικές επιδράσεις και τέλος την τιμή 0, οπότε δεν περιλαμβάνει ούτε ατομικές, ούτε χρονικές επιδράσεις,

Η παραπάνω σχέση μπορεί να εκφραστεί και ως:

$$\Delta y_{i,t} = \phi_i y_{i,t-1} + \mathbf{z}'_{i,t} \gamma_i + \epsilon_{i,t} \quad (3.1.34)$$

όπου $\phi_i = \rho_i - 1$ και το Δ απεικονίζει ετήσιες μεταβολές. Εάν για την αυτοπαλίνδρομη παράμετρο ρ_i ισχύει ότι: $|\rho_i| < 1$ τότε το y_i λέγεται ότι είναι μία

²³ Στην κατηγορία των ελέγχων μοναδιαίων ριζών που δεν υποθέτουν την ύπαρξη κοινής μοναδιαίας ρίζας, οι πιο συνηθισμένοι έλεγχοι είναι αυτοί των Im, Pesaran, και Shin (2003), και οι έλεγχοι τύπου Fisher, οι οποίοι προτάθηκαν από τους Maddala και Wu (1999) και από τον Choi (2001).

σειρά ελαφρώς στάσιμη (weakly stationary). Από την άλλη πλευρά, αν $|\rho_i|=1$, τότε το y_i λέγεται ότι περιέχει μοναδιαία ρίζα.

Ο όρος $\epsilon_{i,t}$ στις παραπάνω εξισώσεις είναι πολύ πιθανό να υποφέρει από σειριακή συσχέτιση (serial correlation). Για τον μετριασμό του προβλήματος αυτού, οι Levine κ.α. (2002), πρότειναν την εισαγωγή στην εξίσωση 3.1.34 επιπλέον χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής:

$$\Delta y_{i,t} = \phi_i y_{i,t-1} + \mathbf{z}'_{i,t} \gamma_i + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + u_{i,t} \quad (3.1.35)$$

όπου το $u_{i,t}$ είναι λευκός θόρυβος, ενώ οι χρονικές υστερήσεις επιτρέπεται να διαφέρουν μεταξύ των πάνελ.

Οι έλεγχοι LLC και HT υποθέτουν την ύπαρξη διαστρωματικής ανεξαρτησίας (cross-section independence). Η υπόθεση αυτή αφορά την απουσία συσχέτισης μεταξύ των όρων σφάλματος $\epsilon_{i,t}$ και $\epsilon_{j,t}$ για κάθε t , δηλαδή: $\text{cov}(\epsilon_{i,t}, \epsilon_{j,t}) = 0$, για κάθε t και $i \neq j$. Η ύπαρξη διαστρωματικής εξάρτησης μπορεί να οφείλεται σε πολλούς λόγους, όπως στην ύπαρξη χωρικής εξάρτησης (spatial dependence) καθώς και στη λανθασμένη εξειδίκευση του μοντέλου με την παράλειψη σημαντικών προσδιοριστικών μεταβλητών (Cerrato, 2002, Pesaran, 2004). Οι Sarafidis και Wansbeck (2010), παρουσιάζουν αναλυτικά τους ελέγχους προσδιορισμού διαστρωματικής εξάρτησης και τους τρόπους αντιμετώπισής της. Για την άμβλυνση του προβλήματος της διαστρωματικής εξάρτησης, οι Levine κ.α. (2002), πρότειναν την αφαίρεση από κάθε παρατήρηση του διαστρωματικού μέσου όρου. Έτσι, στην εξίσωση 3.1.35, τα $\Delta y_{i,t}$, $y_{i,t-1}$ και $\Delta y_{i,t-j}$ αντικαθίστανται με: $\Delta \tilde{y}_{i,t}$, $\tilde{y}_{i,t-1}$ και $\Delta \tilde{y}_{i,t-j}$ αντίστοιχα, όπου $\tilde{y}_{i,t} = y_{i,t} - 1/N \sum_t y_{i,t}$.

Η επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων προκύπτει είτε από την κρίση του ερευνητή, είτε από επιλογή που ικανοποιεί κάποια συγκεκριμένα κριτήρια, όπως το κριτήριο πληροφορίας του Akaike (AIC) και το κριτήριο πληροφορίας του Schwartz (SIC). Η γενική ιδέα των κριτηρίων αυτών είναι ότι με την προσθήκη χρονικών υστερήσεων, μειώνεται το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων αλλά επίσης μειώνονται και οι βαθμοί ελευθερίας, αφού εκτιμώνται επιπλέον παράμετροι. Έτσι, η προσθήκη μεταβλητών δεν έχει μόνο «κέρδος» αλλά και «κόστος» το οποίο θα πρέπει να ληφθεί υπ' όψιν. Με βάση τη παραπάνω λογική, τα δύο κριτήρια AIC και

SIC στηρίζονται στην επιλογή εκείνου του αριθμού χρονικών υστερήσεων ο οποίος ελαχιστοποιεί μία συγκεκριμένη συνάρτηση (Χρήστου, 2007).

Στην περίπτωση του κριτηρίου AIC η συνάρτηση αυτή είναι:

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + k(2/n) \Rightarrow AIC = \ln\left(\frac{RSS}{n-k}\right) + k(2/n) \quad (3.1.36)$$

όπου k , ο αριθμός των συντελεστών της παλινδρόμησης, n το μέγεθος του δείγματος, $\hat{\sigma}^2$ είναι η διακύμανση των καταλοίπων η οποία ισούται με το τετράγωνο των καταλοίπων διαιρούμενο με τους βαθμούς ελευθερίας $n - k$ και RSS το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων.

Από την άλλη πλευρά, το κριτήριο SIC στηρίζεται στην παρακάτω συνάρτηση:

$$SBC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{k}{n}(\ln n) \Rightarrow SBC = \ln\left(\frac{RSS}{n-k}\right) + \frac{k}{n}(\ln n) \quad (3.1.37)$$

Στην παρούσα μελέτη, και με βάση τη συζήτηση των Ng και Perron (2001), η επιλογή των χρονικών υστερήσεων στηρίζεται στο τροποποιημένο κριτήριο Akaike (Modified Akaike Information Criterion-MAIC). Σύμφωνα με τους συγγραφείς, τα παραδοσιακά κριτήρια τείνουν να επιλέγουν μικρό αριθμό χρονικών υστερήσεων. Το γεγονός αυτό όμως μπορεί να οδηγήσει σε σφάλμα τύπου I (δηλαδή την απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης μη στασιμότητας, όταν είναι σωστή). Έτσι, πρότειναν τη χρήση ενός τροποποιημένου κριτηρίου AIC, το οποίο υπολογίζει διαφορετικά το κόστος από την προσθήκη επιπλέον χρονικών υστερήσεων, ανάλογα με το μέγεθος του δείγματος²⁴. Το κριτήριο αυτό έχει υιοθετηθεί και σε πολλές πρόσφατες έρευνες στοχαστικής σύγκλισης (π.χ. Aldy, 2006 και Herrerias και Orts, 2011).

Μετά τον καθορισμό του αριθμού των χρονικών υστερήσεων, ο έλεγχος LLC πραγματοποιείται σε τρία στάδια. Το πρώτο περιλαμβάνει την εκτίμηση N παλινδρομήσεων με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων για την εκτίμηση των ορθογονοποιημένων καταλοίπων (orthogonalized residuals):

$$\hat{e}_{i,t} = \Delta y_{i,t} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\theta}_{ij} \Delta y_{i,j} - z'_{i,t} \hat{\gamma}_i \quad (3.1.38)$$

²⁴ Για λεπτομερή παρουσίαση του MAIC, βλέπε Ng and Perron (2001).

και

$$\hat{v}_{i,t-1} = y_{i,t-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \tilde{\theta}_{ij} \Delta y_{i,j} - z_{i,t} \tilde{\gamma}_i \quad (3.1.39)$$

Για τον έλεγχο της ετερογένειας εκτιμούνται τα:

$$\tilde{e}_{i,t} = \hat{e}_{i,t} / \hat{\sigma}_{\epsilon,i} \quad (3.1.40)$$

και

$$\tilde{u}_{i,t-1} = \hat{u}_{i,t-1} / \hat{\sigma}_{\epsilon,i} \quad (3.1.41)$$

όπου $\hat{\sigma}_{\epsilon,i}^2 = \frac{1}{T - p_i - 1} \sum_{t=p_i}^T (\hat{e}_{i,t} - \hat{\delta}_i \hat{v}_{i,t-1})^2$ και $\hat{\delta}_i$ είναι ο συντελεστής ελαχίστων

τετραγώνων που προκύπτει από την παλινδρόμηση του $\hat{e}_{i,t}$ στο $\hat{v}_{i,t-1}$. Η χρονική τάση λαμβάνεται υπ' όψιν με την ενσωμάτωση μίας γραμμικής τάσης στις παραπάνω τρεις εξισώσεις.

Το δεύτερο βήμα περιλαμβάνει την εκτίμηση του λόγου των μακροπρόθεσμων προς τις βραχυπρόθεσμες διακυμάνσεις. Υπό την μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας, η μακροπρόθεσμη διακύμανση του μοντέλου, χωρίς την ενσωμάτωση ατομικών και χρονικών επιδράσεων ($z_{i,t} = \{\emptyset\}$) μπορεί να εκτιμηθεί ως εξής:

$$\hat{\sigma}_{y,i}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \Delta y_{i,t}^2 + \frac{2}{T-1} \sum_{j=1}^m K(j,m) \left(\sum_{t=j+2}^T \Delta y_{i,t} \Delta y_{i,t-j} \right) \quad (3.1.42)$$

όπου το m είναι ο μέγιστος αριθμός χρονικών υστερήσεων²⁵, και $K(j,m)$ είναι η συνάρτηση στάθμισης πυρήνα (kernel weight function). Έστω $z = j / (m+1)$. Στην παρούσα έρευνα χρησιμοποιείται η συνάρτηση πυρήνα Bartlett, η οποία ορίζεται ως εξής:

$$K(j,m) = \begin{cases} 1-z & 0 \leq z \leq 1 \\ 0 & \text{διαφορετικά} \end{cases} \quad (3.1.43)$$

²⁵ Η μέγιστη τιμή των χρονικών υστερήσεων στηρίζεται στον αλγόριθμο: $m = \text{int}(3.21T / 3)$ (Eviews, 2007).

Για την επιλογή του εύρους (bandwidth) του πυρήνα, χρησιμοποιείται ο αλγόριθμος που προτείνουν οι Levine κ.α. (2002).

Έστω, $\hat{s}_i = \hat{\sigma}_{y,i} / \hat{\sigma}_{\epsilon,i}$ και $\hat{S}_N = N^{-1} \sum_i \hat{s}_i$. Το τρίτο βήμα περιλαμβάνει την εκτίμηση της παλινδρόμησης:

$$\tilde{e}_{i,t} = \delta \tilde{v}_{i,t-1} + \tilde{e}_{i,t} \quad (3.1.44)$$

Υπό τη μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας, η y_{it} είναι μία μη στάσιμη διαδικασία, και έτσι η στατιστική t που προκύπτει από την κλασική μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, θα έχει μία μη τυποποιημένη κατανομή για το β η οποία θα εξαρτάται εν μέρει από τον προσδιορισμό των όρων της εξίσωσης. Επιπλέον, η εισαγωγή του όρου των σταθερών επιδράσεων στο δυναμικό μοντέλο, έχει ως αποτέλεσμα ο εκτιμητής του β που προκύπτει από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, να είναι μεροληπτικός (βλέπε Nickell, 1981). Το γεγονός αυτό, οδήγησε τους Levine κ.α. (2002), να κατασκευάσουν την τροποποιημένη στατιστική- t για το $\hat{\delta}$, η οποία κάτω υπό την μηδενική υπόθεση, ακολουθεί ασυμπτωτικά την κανονική κατανομή:

$$t_{\delta}^* = \frac{t_{\delta} - (NT\hat{S}_N se_{(\delta)}) \mu_{\tilde{T}}^*}{\sigma_{\tilde{T}}^*} \rightarrow N(0,1) \quad (3.1.45)$$

όπου

$$t_{\delta} = \hat{\delta} / se_{(\delta)},$$

$$se_{(\delta)} = \hat{\sigma}_{\epsilon} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=p_i+2}^T \tilde{v}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2},$$

$$\hat{\sigma}_{\epsilon}^2 = \frac{1}{N\tilde{T}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=p_i+2}^T (\tilde{e}_{i,t} - \delta \tilde{v}_{i,t-1})^2,$$

$$\tilde{T} = T - \bar{p} - 1 \text{ και}$$

$$\bar{p} = \frac{\sum (p_1 + \dots + p_N)}{N}$$

Τα μ_T^* και σ_T^* υπολογίζονται με γραμμική προσαρμογή των τιμών του πίνακα που παραθέτουν οι Levine κ.α. (2002). Μεγάλες αρνητικές τιμές του t_δ^* , θέτουν υπό αμφισβήτηση την μηδενική υπόθεση.

Οι διάφοροι έλεγχοι μοναδιαίων ριζών, υιοθετούν διαφορετικές υποθέσεις σχετικά με την ασυμπτωτική τάση των N και T. Σχετική με τις παραπάνω υποθέσεις είναι και η επιλογή του καταλληλότερου ελέγχου ανάλογα τη μορφή του πάνελ²⁶. Έτσι, εάν η διαθέσιμη βάση δεδομένων, έχει μικρό N και μεγάλο T, τότε ένας έλεγχος που υποθέτει ότι το N είναι σταθερό ή ότι το N τείνει προς το άπειρο με μικρότερο ρυθμό από ότι το T, φαίνεται περισσότερο κατάλληλος για τα δεδομένα.

Ο έλεγχος LLC χωρίς την εισαγωγή των ατομικών και των χρονικών επιδράσεων, απαιτεί ότι $\sqrt{N}/T \rightarrow 0$, επιτρέποντας έτσι στο T να μεγαλώνει με μικρότερο ρυθμό από το N. Σύμφωνα με τους Levine κ.α. (2002), η υπόθεση αυτή είναι συμβατή με τα δεδομένα πάνελ τα οποία αφορούν μικροοικονομικές εφαρμογές.

Εάν το παραπάνω μοντέλο περιλαμβάνει ατομικές ή/και χρονικές επιδράσεις, τότε για να τείνει η στατιστική t_a^* προς την κανονική κατανομή πρέπει να ισχύει ότι $N/T \rightarrow 0$. Για να ισχύει αυτό πρέπει η χρονική διάσταση T να μεγαλώνει γρηγορότερα από το N, μία συνθήκη περισσότερο συμβατή με μακροοικονομικά δεδομένα η οποία προϋποθέτει ότι το N θα πρέπει να είναι μικρό σε σχέση με το T (Baltagi, 2008). Με βάση τις ασυμπτωτικές ιδιότητες των N και T, οι Levine κ.α. (2002) πρότειναν τη χρήση του ελέγχου για δεδομένα πάνελ μεσαίου μεγέθους (μέγεθος N μεταξύ 10 και 250, και μέγεθος T μεταξύ 25 και 250).

Ο δεύτερος έλεγχος μοναδιαίων ριζών που θα χρησιμοποιηθεί στην παρούσα ανάλυση είναι ο έλεγχος που πρότειναν οι Harris και Tzavalis (1999). Ο έλεγχος αυτός είναι κατάλληλος σε περιπτώσεις όπου η χρονική διάσταση, T, είναι πολύ μικρή και έτσι οι ασυμπτωτικές ιδιότητες του N και του T, τις οποίες υποθέτει ο έλεγχος LLC τίθενται υπό αμφισβήτηση. Ο έλεγχος HT υποθέτει ότι το T είναι σταθερό. Τα αποτελέσματα της προσομοίωσης που παρουσιάστηκαν στην εργασία των Harris και Tzavalis (1999) έδειξαν ότι ο έλεγχος είναι κατάλληλος όταν τα

²⁶ Για παράδειγμα, σε ένα πάνελ με επιχειρήσεις, η αύξηση του μεγέθους του δείγματος θα μπορούσε να επιτευχθεί με την συγκέντρωση δεδομένων για περισσότερες επιχειρήσεις. Έτσι, το N τείνει στο άπειρο, ενώ το T είναι σταθερό. Από την άλλη πλευρά, σε μία μακροοικονομική ανάλυση μίας ομάδας χωρών (π.χ. OECD), η προφανής υπόθεση είναι ότι το N είναι σταθερό ενώ το T τείνει στο άπειρο.

διαθέσιμα δεδομένα περιλαμβάνουν τουλάχιστον 25 πάνελ. Ο έλεγχος HT βασίζεται στην ίδια εξίσωση με αυτή του ελέγχου LLC (εξίσωση 3.1.33). Η διαφορά τους έγκειται στην ασυμπτωτική κατανομή της στατιστικής ελέγχου, η οποία θεωρείται κατάλληλη, όταν $N \rightarrow \infty$. Έτσι, για να είναι κατάλληλος ο έλεγχος, θα πρέπει τα δεδομένα να έχουν σχετικά μεγάλο αριθμό πάνελ και μικρό αριθμό ετών, κάτι που είναι περισσότερο συμβατό με τη μορφή των δεδομένων που αναλύονται στην παρούσα διατριβή.

3.1.3. σ -σύγκλιση

Η ανάλυση της σ -σύγκλισης εξετάζει την εξέλιξη της διασποράς του κατά κεφαλήν εισοδήματος μεταξύ των υπό έρευνα οικονομιών. Σύμφωνα με τον Sala-i-Martin (1996), ένα σύνολο οικονομιών συγκλίνει υπό την έννοια της σ -σύγκλισης, εάν η διαφορά στα πραγματικά επίπεδα των κατά κεφαλήν εισοδημάτων τους τείνει να μειωθεί στο χρόνο. Αν δηλαδή ισχύει: $\sigma_{t+T} < \sigma_t$, όπου σ_t η διασπορά στο χρόνο t των $\log(y_{i,t})$ και σ_{t+T} είναι η αντίστοιχη διασπορά στο χρόνο $t+T$ του $\log(y_{i,t+T})$.

Σύμφωνα με τον Sala-i-Martin (1996), η β -σύγκλιση είναι μια αναγκαία αλλά όχι ικανή συνθήκη για την ύπαρξη σ -σύγκλισης. Όμως, η παρουσία σ -σύγκλισης, εξασφαλίζει ότι θα επέλθει κάποια χρονική στιγμή μία σταθερή κατάσταση όπου η διασπορά του κατά κεφαλήν εισοδήματος θα παραμείνει σταθερή.

Τα μέτρα διασποράς που χρησιμοποιούνται για την ανάλυση της σ -σύγκλισης είναι η τυπική απόκλιση και ο συντελεστής μεταβλητότητας. Τα δύο αυτά μέτρα δεν είναι πάντα ισχυρά (robust). Η μη κανονικότητα της κατανομής των δεδομένων, η οποία για παράδειγμα μπορεί να προκύπτει λόγω παρουσίας απομονωμένων σημείων (outliers) ή πολλών παρατηρήσεων στα άκρα των κατανομών (heavy tails) μπορεί να επηρεάσει σε μεγάλο βαθμό τα παραπάνω μέτρα διασποράς.

Επιπλέον, η ανάλυση της σ -σύγκλισης δεν μπορεί να προσδιορίσει τις μεταβολές που επέρχονται στο πέρασμα του χρόνου και οι οποίες προκαλούν την αλλαγή στα μέτρα διασποράς. Έτσι, δεν μπορεί να διευκρινιστεί εάν οι μεταβολές προκύπτουν από αλλαγές στο κατώτερο, στο ανώτερο ή στο κεντρικό σημείο των κατανομών (Carrington, 2006).

3.1.4. q-σύγκλιση

Οι Kang και Lee (2005) ξεκινώντας από την διαπίστωση ότι οι διάφοροι τρόποι μέτρησης της διασποράς των δεδομένων σε μία κατανομή υποφέρουν από σοβαρά μειονεκτήματα και περιορισμούς, εισήγαγαν την έννοια της q-σύγκλισης. Η ανάλυση της q-σύγκλισης βασίζεται στην εξέταση του ενδοτεταρτημοριακού εύρους (interquartile range) μίας κατανομής και των αλλαγών του εύρους αυτού κατά τη διάρκεια μίας χρονικής περιόδου. Η έννοια του ενδοτεταρτημοριακού εύρους έχει χρησιμοποιηθεί και παλαιότερα σε μελέτες εισοδηματικών κατανομών (π.χ. Pudney, 1993 και Ginther, 1995). Επιπλέον διαφοροποιημένες μορφές της εν λόγω ανάλυσης έχουν χρησιμοποιηθεί και από τους Bianchi (1997) και Beaudry κ.α. (2002).

Έστω, $i = (0, 1, \dots, N)$ οι παρατηρήσεις την χρονική στιγμή $T = 0, 1, L_{N_T}$, το κατώτερο τεταρτημόριο (25% τεταρτημόριο) και U_{N_T} το ανώτερο τεταρτημόριο (75% τεταρτημόριο) της κατανομής των N παρατηρήσεων, τη χρονική στιγμή T . Οι τιμές των μέτρων αυτών στον πληθυσμό είναι L_N και U_N αντίστοιχα. Η q-σύγκλιση μεταξύ των χρονικών στιγμών 0 και 1 λαμβάνει χώρα εφόσον:

$$U_1 - L_1 - (U_0 - L_0) < 0 \quad (3.1.46)$$

Δηλαδή, μεταξύ των χρονικών στιγμών 0 και 1 υπάρχει q-σύγκλιση εφόσον, το ενδοτεταρτημοριακό εύρος μειώνεται. Εάν αντί των φυσικών, χρησιμοποιηθούν λογαριθμικές τιμές, τότε η παραπάνω εξίσωση μετατρέπεται σε:

$$\ln(U_1) - \ln(L_1) - \{\ln(U_0) - \ln(L_0)\} < 0 \Rightarrow$$
$$\frac{U_1/L_1}{U_0/L_0} < 1 \quad \text{ή} \quad \frac{U_1 - L_1}{L_1} < \frac{U_0 - L_0}{L_0} \quad (3.1.47)$$

Η συνθήκη q-σύγκλισης όπως εκφράζεται με βάση την εξίσωση 3.1.46 ονομάζεται συνθήκη «απόλυτης q-σύγκλισης», ενώ η αντίστοιχη συνθήκη με βάση την εξίσωση 3.1.47 ονομάζεται συνθήκη «σχετικής q-σύγκλισης».

Σύμφωνα με τους Liaskos και Papadas (2009), η ανάλυση αυτή έρχεται να προστεθεί στη υπάρχουσα λίστα με τις ατελείς τεχνικές για την ανάλυση της ύπαρξης σύγκλισης. Το μεγαλύτερο της πλεονέκτημα, ειδικά όταν συγκρίνεται με αναλύσεις σύγκλισης που βασίζονται σε στατιστικά μέτρα διασποράς των κατανομών μέσα σε μία χρονική περίοδο (σ-σύγκλιση), είναι το γεγονός ότι δεν επηρεάζεται από την

ύπαρξη ακραίων τιμών (outliers) και έτσι οδηγεί σε λιγότερο μεροληπτικά αποτελέσματα.

3.1.5. Σύγκλιση κατά ζεύγη

Μία σχετικά πρόσφατη μεθοδολογική προσέγγιση της σύγκλισης προτάθηκε από τον Pesaran (2007). Η μεθοδολογία αυτή στηρίζεται στα αθροίσματα όλων των δυνατών ζευγών που δημιουργούνται από τις παρατηρήσεις της κατανομής. Έτσι, έστω ότι σε μία χρονική στιγμή t , σε μία κατανομή υπάρχουν N παρατηρήσεις (h_{it}), όπου $i = (0, 1, \dots, N)$). Υπολογίζονται τα:

$$D_t^2 = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (h_{it} - h_{jt})^2 \text{ και} \quad (3.1.48)$$

$$\Delta_t = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N |h_{it} - h_{jt}| \quad (3.1.49)$$

Το αποτέλεσμα για την ύπαρξη σύγκλισης προκύπτει από την διαχρονική μείωση ή αύξηση των D_t^2 και Δ_t .

Είναι γνωστό (βλέπε Liaskos και Papadas, 2009) ότι εάν s^2 , η διακύμανση της παρατηρούμενης κατανομής, τότε:

$$D_t^2 = 2s^2 \text{ και } \Delta_t = (\text{συντελεστής gini την χρονική στιγμή } t) * \bar{h}_t$$

όπου \bar{h}_t ο μέσος της κατανομής τη χρονική στιγμή t . Φαίνεται λοιπόν ότι ο δείκτης D^2 συνδέεται με το s^2 ενώ ο δείκτης Δ_t συνδέεται με τον συντελεστή Gini.

3.1.6. Δείκτης εντροπίας του Theil

Σε πολλές μελέτες σύγκλισης, χρησιμοποιείται ο δείκτης εντροπίας του Theil, σαν δείκτης διασποράς των παρατηρήσεων. Έτσι, η διαχρονική εξέλιξη του δείκτη αυτού, χρησιμοποιείται κατ' αντιστοιχία με τον δείκτη της σ-σύγκλισης για την διερεύνηση της εξέλιξης της διασποράς των κατά κεφαλήν εισοδημάτων. Ο δείκτης εντροπίας του Theil ορίζεται ως:

$$E_t = \sum_i y_{i,t} \ln(y_{i,t} / x_{i,t}) \quad (3.1.50)$$

όπου $x_{i,t}$ είναι το ποσοστό του πληθυσμού του νομού i σε σχέση με το σύνολο της χώρας τη χρονική στιγμή t και $y_{i,t}$ το ποσοστό του κατά κεφαλήν ΑΕΠ του νομού i σε σχέση με το εθνικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ τη χρονική στιγμή t .

Ο δείκτης αυτός χρησιμοποιείται συχνά στη βιβλιογραφία, κυρίως λόγω της ιδιότητάς του να μπορεί να αναλυθεί σε επιμέρους αθροίσματα. Έτσι, με το διαχωρισμό των οικονομιών σε ομάδες, μπορεί να αποδοθεί η συνεισφορά της ανισότητας μεταξύ των ομάδων (between component) και της ανισότητας εντός των ομάδων (within component) στην διαμόρφωση του δείκτη αυτού. Έτσι, αν $E_{b,t}$ ο δείκτης εντροπίας που προκύπτει από την ανισότητα μεταξύ των επιμέρους ομάδων και $\sum_{g=1}^G E_{w,t}$ το άθροισμα των δεικτών εντροπίας που προκύπτει από την ανισότητα μεταξύ των οικονομιών μέσα σε κάθε ομάδα g , τότε ισχύει:

$$E_t = E_{b,t} + \sum_{g=1}^G E_{w,t} \quad (3.1.51)$$

όπου τα $E_{b,t}$ και $\sum_{g=1}^G E_{w,t}$ ορίζονται ως:

$$E_{b,t} = \sum_{g=1}^G Y_g \ln(Y_g / X_g) \quad (3.1.52)$$

και

$$\sum_{g=1}^G Y_g \sum_{i \in S_g} \frac{y_i}{Y_g} \left(\frac{y_i / Y_g}{x_i / X_g} \right) \quad (3.1.53)$$

όπου $Y_g = \sum_{i \in S_g} y_i$, $X_g = \sum_{i \in S_g} x_i$ και $g = 1, \dots, G$. Στη βιβλιογραφία της περιφερειακής σύγκλισης, ο δείκτης αυτός έχει χρησιμοποιηθεί για να αποδοθεί το ποσοστό της ανισοκατανομής των εισοδημάτων που αποδίδεται σε διαφορετικές γεωγραφικά προσδιορισμένες ομάδες. Για παράδειγμα ο Proietti (2005), χώρισε τις περιφέρειες της Ιταλίας σε 5 γεωγραφικές ενότητες για να αποδώσει σε κάθε μία από αυτές το ρόλο τους στην ανισοκατανομή του εισοδήματος.

Στην παρούσα ανάλυση ο δείκτης αυτός θα εξεταστεί αρχικά χωρίς να αναλυθεί σε επιμέρους δείκτες, κατ' αντιστοιχία με τους υπόλοιπους δείκτες διασποράς. Στη συνέχεια, ο δείκτης αυτός θα χρησιμοποιηθεί για να διερευνηθεί ο ρόλος της

γεωργίας στο φαινόμενο της σύγκλισης. Για να γίνει αυτό, αρχικά οι νομοί θα χωριστούν σε ομάδες ανάλογα με το βαθμό «γεωργικότητας» της οικονομίας τους (με ανάλυση συστάδων). Στη συνέχεια ο δείκτης εντροπίας του Theil, θα αναλυθεί στα επιμέρους αθροίσματα που προκύπτουν, με βάση τις παραπάνω ομάδες γεωργικότητας. Με τον τρόπο αυτό, θα διερευνηθεί η συνεισφορά της κάθε ομάδας (συστάδας) στη συνολική ανισοκατανομή του κατά κεφαλήν εισοδήματος και η σχέση του βαθμού γεωργικότητας με τη συνεισφορά αυτή.

3.2. Μη παραμετρική ανάλυση

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζονται οι μη παραμετρικές μεθοδολογίες που εφαρμόζονται στην παρούσα διδακτορική διατριβή. Παράλληλα σχολιάζονται τα επιμέρους πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα κάθε μίας από αυτές.

3.2.1. Μη παραμετρική παλινδρόμηση

Η ανάλυση της μη παραμετρικής παλινδρόμησης αφορά τον προσδιορισμό των παραμέτρων της εξίσωσης σύγκλισης, όπως ακριβώς και στην περίπτωση της παραμετρικής παλινδρόμησης πάνελ. Η διαφορά της ανάλυσης αυτής έγκειται στο γεγονός ότι οι συντελεστές των μεταβλητών εκτιμώνται μη παραμετρικά.

Στην βιβλιογραφία, έχουν παρουσιαστεί πολλές μεθοδολογίες για την μη παραμετρική εκτίμηση παλινδρόμησης σε δεδομένα πάνελ (π.χ. Wang, 2003, Wang κ.α., 2005, Henderson κ.α., 2008)²⁷. Στην παρούσα ανάλυση, ακολουθώντας τους Maassoumi κ.α. (2007), θα χρησιμοποιηθεί ένα πλήρως μη παραμετρικό μοντέλο με τοπική γραμμική εξειδίκευση (local linear specification), όπως παρουσιάστηκε από τους Li και Racine (2004). Το μοντέλο αυτό επιτρέπει την ενσωμάτωση τόσο συνεχών όσο και διακριτών μεταβλητών, ενώ επίσης επιτρέπει την αλληλεπίδραση μεταξύ όλων των μεταβλητών καθώς και την ύπαρξη μη γραμμικών σχέσεων μεταξύ τους. Επιπλέον, η μέθοδος αυτή έχει καλύτερες ιδιότητες σε σχέση με τον κλασικό τοπικά σταθερό κέρνελ εκτιμητή (local constant kernel estimator) (Li και Racine, 2004). Τέλος, η μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε για την επιλογή του εύρους του κέρνελ, είναι αυτή που προτείνεται από τους Li και Racine (2004)²⁸.

Έστω το δείγμα $\{y_i, \mathbf{x}_i^T\}$, με $i=1, \dots, n$ ενός τυχαίου πίνακα $[y, \mathbf{x}^T]$ όπου $y \in \mathfrak{R}$ και το \mathbf{x} αποτελείται από συνεχείς μεταβλητές: $\mathbf{x}^c = (x^1, \dots, x^{q_1}) \in \mathfrak{R}^{q_1}$ και από διακριτές μεταβλητές: $\mathbf{x}^d = [x^{q_1+1}, \dots, x^q]^T \in \mathcal{S}^d$, όπου \mathcal{S}^d είναι ο φορέας του \mathbf{x}^d και $q_2 = q - q_1$. Έστω επίσης τα σημεία $\mathbf{x}_i = [\mathbf{x}_i^c, \mathbf{x}_i^d]$ και $\mathbf{x}_j = [\mathbf{x}_j^c, \mathbf{x}_j^d]$. Ορίζονται οι συναρτήσεις:

²⁷ Για μία εκτεταμένη αναφορά στις υπάρχουσες μη παραμετρικές μεθόδους εκτίμησης παλινδρόμησης σε δεδομένα πάνελ, βλέπε Li και Racine (2007).

²⁸ Κατά την ανάλυση χρησιμοποιήθηκε επίσης και μέθοδος επιλογής του εύρους των Hurvich, Simonoff, και Tsai (1998) με την οποία εξήχθησαν πολύ κοντινά αποτελέσματα. Προτιμήθηκε η μέθοδος των Li και Racine (2004) διότι το μοντέλο που προκύπτει έχει μεγαλύτερο R^2 .

$$K(\mathbf{x}_i^c, \mathbf{x}_i^c; h) = \prod_{l=1}^{q_1} \frac{1}{h_l} k\left(\frac{x_i^l - x_j^l}{h_l}\right), \quad (3.2.1)$$

$$L(\mathbf{x}_i^d, \mathbf{x}_i^d; \lambda) = \prod_{l=1}^{q_2} l(x_i^l; x_j^l; \lambda_l),$$

όπου το i αποτελεί τον δείκτη για τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση (estimation data), ενώ το j αποτελεί το δείκτη για τα εκτιμώμενα δεδομένα (evaluation data). Για τη συνάρτηση πυρήνα των συνεχών μεταβλητών $k(\cdot)$, ισχύει ότι $\int k(u)du = 1$ καθώς και κάποιες άλλες συνθήκες κανονικότητας (regularity conditions) οι οποίες εξαρτώνται από την τάξη (order) (p) της συνάρτησης. Επίσης, το $h = [h_1, \dots, h_{q_1}]^T$ είναι ένας πίνακας παραμέτρων εξομάλυνσης (smoothing parameter matrix), για τον οποίο ισχύει ότι $h_s \rightarrow 0$ καθώς το $n \rightarrow \infty$ για $s = 1, \dots, q_1$. Η συνάρτηση πυρήνα $l(\cdot)$ των διακριτών μεταβλητών κυμαίνεται μεταξύ 0 και 1, και ο $\lambda = [\lambda_1, \dots, \lambda_{q_2}]^T$ είναι ένας πίνακας παραμέτρων εξομάλυνσης, τέτοιος ώστε $\lambda_s \in [0, 1]$ και $\lambda_s \rightarrow 0$ καθώς το $n \rightarrow \infty$ για $s = 1, \dots, q_2$ ²⁹.

Στην παρούσα ανάλυση, το μη παραμετρικό μοντέλο εκτίμησης παλινδρόμησης σε δεδομένα πάνελ (nonparametric fixed effects panel data regression model) έχει την ακόλουθη μορφή:

$$Y_{it} = g(x^d, x^c) + \epsilon_{it} \quad (3.2.2)$$

όπου $g(\cdot)$ είναι μία άγνωστη συνάρτηση εξομάλυνσης (smooth function), το $x^d = [\mu_i, \nu_t]$ περιλαμβάνει τις διακριτές μεταβλητές που αφορούν τις ατομικές και τις χρονικές επιδράσεις (αντίστοιχα με τις ψευδομεταβλητές χώρου και χρόνου στις παραμετρικές παλινδρομήσεις) με $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$, ενώ το $x^c = (x_{it,1})$ περιλαμβάνει τη συνεχή μεταβλητή του αρχικού κατά κεφαλήν εισοδήματος. Τα ϵ_{it} υποτίθεται ότι είναι ανεξάρτητα και κατανέμονται με όμοιο τρόπο (independent and identically distributed) με μέσο όρο 0, έχουν πεπερασμένη διακύμανση και ισχύει ότι $E(\epsilon_{it} | X_{i1}, \dots, X_{iT}) = 0$. Επιπλέον τα μ_i και τα ν_t έχουν μέσο όρο 0, πεπερασμένη διακύμανση και επιτρέπεται να συσχετίζονται με τα X_{it} με μία άγνωστης μορφής συσχέτιση (unknown correlation structure).

²⁹ Για περισσότερες λεπτομέρειες, βλέπε Li και Racine (2004).

Το μέγεθος που πρέπει να εκτιμηθεί είναι το $E(Y_{it} | x^d, x^c) = g(x^d, x^c)$ και για την μη παραμετρική εκτίμησή του χρησιμοποιείται η μεθοδολογία των Li και Racine (2004), περί μη παραμετρικής εκτίμησης των κατανομών με μίγμα κατηγορικών και συνεχών μεταβλητών. Η παραπάνω εξειδίκευση έχει εφαρμοστεί σε μοντέλα σύγκλισης από τους Maasoumi κ.α.(2007), Stengos κ.α. (2008), Huynh και Jacho-Chavez (2009), Criado κ.α. (2011) και Li και Zhou (2011).

Το μη παραμετρικό μοντέλο που θα εκτιμηθεί αρχικά, δεν θα περιλαμβάνει κατηγορικές μεταβλητές, αφού θα εξεταστεί η υπόθεση απόλυτης β-σύγκλισης. Οι κατηγορικές μεταβλητές θα ενσωματωθούν κατά τη διερεύνηση του ρόλου του γεωργικού τομέα, κατά τη διερεύνηση δηλαδή της υπόθεσης της υπό συνθήκη β-σύγκλισης.

Ο τύπος του κέρνελ που χρησιμοποιήθηκε για τις συνεχείς μεταβλητές είναι ο δευτέρας τάξης κέρνελ του Gauss (second order Gaussian kernel), ενώ για τις διακριτές μεταβλητές χρησιμοποιήθηκε ο τύπος του κέρνελ που προτείνουν οι Li και Racine (2004)³⁰. Για την παρουσίαση των αποτελεσμάτων, χρησιμοποιούνται τα γραφήματα μερικής παλινδρόμησης (partial regression plots). Τα γραφήματα αυτά παρουσιάζουν την εκτιμώμενη συνάρτηση με μία σειρά δυσδιάστατων γραφημάτων, όπου οι συνεχείς ανεξάρτητες μεταβλητές που δεν παρουσιάζονται στον οριζόντιο άξονα, παίρνουν τη διάμεσο τιμή τους. Ένα από τα πλεονεκτήματα της γραφικής αυτής απεικόνισης είναι ότι μπορεί να γίνει εύκολα η σύγκριση μεταξύ των αποτελεσμάτων του μη παραμετρικού μοντέλου με τα αποτελέσματα του παραμετρικού (Maasoumi κ.α., 2007).

Για τη δημιουργία των διαγραμμάτων αυτών χρησιμοποιείται αρχικά η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων διασταυρωτικής επικύρωσης (least-squares cross-validation) έτσι ώστε να βρεθεί το κατάλληλο εύρος για τις συνεχείς και διακριτές ανεξάρτητες μεταβλητές (βλέπε Li και Racine, 2004). Στη συνέχεια κατασκευάζονται τα μερικά διαγράμματα παλινδρόμησης. Στα διαγράμματα αυτά προσαρμόζονται (με διακεκομμένες γραμμές) και τα όρια σφάλματος, τα οποία υπολογίζονται με τη

³⁰ Κατά την ανάλυση χρησιμοποιήθηκε επίσης και ο τύπος κέρνελ των Aitchison και Aitken, ο οποίος έχει επίσης χρησιμοποιηθεί σε ορισμένες μελέτες σύγκλισης (π.χ. Stengos κ.α., 2008 και Huynh και Jacho-Chavez, 2009). Τα αποτελέσματα που προέκυψαν ήταν όμοια με αυτά που προκύπτουν χρησιμοποιώντας τον τύπο κέρνελ των Li και Racine (2004).

μέθοδο επαναδειγματοληψίας (bootstrap) (399 επαναλήψεις) (βλέπε Hayfield και Racine, 2008).

Για τον έλεγχο καλής προσαρμογής των μη παραμετρικών μοντέλων μπορεί να χρησιμοποιηθεί ο δείκτης R^2 , ο οποίος ορίζεται ως εξής:

$$R^2 = \frac{\left[\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(\hat{y}_i - \bar{y}) \right]^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2} \quad (3.2.3)$$

όπου y_i η τιμή του y της παρατήρησης i , \hat{y}_i η τιμή που προκύπτει για το y της παρατήρησης i και τέλος \bar{y} η μέση τιμή της μεταβλητής y . Η τιμή του R^2 όπως προκύπτει από την παραπάνω εξίσωση είναι πάντα θετική και κυμαίνεται μεταξύ 0 και 1. Μπορεί εύκολα να αποδειχθεί (βλέπε Li και Racine, 2007) ότι η τιμή του R^2 που προκύπτει από την παραπάνω εξίσωση είναι όμοια με την τιμή που προκύπτει

από την κλασική εξίσωση: $R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$, με την προϋπόθεση ότι το

παραμετρικό μοντέλο εκτιμάται με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, είναι γραμμικό και περιλαμβάνει σταθερό όρο. Με τον τρόπο αυτό μπορεί να γίνει απευθείας σύγκριση των αποτελεσμάτων του παραμετρικού και του μη παραμετρικού μοντέλου αλλά και μεταξύ δύο διαφορετικών μη παραμετρικών μοντέλων αναφορικά με την προσαρμογή τους στα δεδομένα. Πρέπει όμως να τονιστεί ότι ο δείκτης αυτός δεν αποτελεί σε καμία περίπτωση κριτήριο επιλογής του καταλληλότερου μοντέλου, αλλά απλά ένα γενικό περιληπτικό δείκτη (Hayfield και Racine, 2011).

Η στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών των ανεξάρτητων μεταβλητών της μη παραμετρικής παλινδρόμησης μπορεί να πραγματοποιηθεί με τη χρήση του ελέγχου του Racine (1997). Ο έλεγχος αυτός βελτιώθηκε αργότερα από τους Racine κ.α. (2006), έτσι ώστε να δίνεται η δυνατότητα υπολογισμού της στατιστικής σημαντικότητας τόσο συνεχών όσο και κατηγορικών μεταβλητών. Έτσι, έστω y_i η εξαρτημένη μεταβλητή και x_i^c, x_i^d οι ανεξάρτητες συνεχείς και κατηγορικές μεταβλητές αντίστοιχα. Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου για την στατιστική σημαντικότητα των κατηγορικών μεταβλητών είναι:

$$H_0 : E[y_i | x_i^c, x_i^d] = E[y_i | x_i^c, x_i^{d,j}]$$

όπου $x_i^{d,j}$ είναι οι μεταβλητές x_i^d , άνευ του j στοιχείου. Αντίστοιχα, η μηδενική υπόθεση για τη στατιστική σημαντικότητα των συνεχών μεταβλητών είναι:

$$H_0 : E[y_i | x_i^c, x_i^d] = E[y_i | x_i^{c,j}, x_i^d]$$

όπου $x_i^{c,j}$ είναι οι μεταβλητές x_i^c άνευ του j στοιχείου. Η κατανομή της στατιστικής αυτής κάτω από τη μηδενική υπόθεση προκύπτει με τη χρήση τεχνικών επαναδειγματοληψίας.

Πριν τη διεξαγωγή των μη παραμετρικών παλινδρομήσεων θα εφαρμοστεί ένας έλεγχος που παρουσιάστηκε πρόσφατα στη βιβλιογραφία από τους Hsiao κ.α. (2007), ο οποίος ελέγχει την υπόθεση της ορθής εξειδίκευσης ενός παραμετρικού μοντέλου. Έτσι, αιτιολογείται και η ανάγκη χρήσης μη παραμετρικών μεθοδολογιών.

Έστω λοιπόν το παραμετρικό μοντέλο: $m(x_i, \beta)$, όπου β είναι ένας πίνακας $p \times 1$ παραμέτρων και ο πραγματικός, αλλά άγνωστος, δεσμευμένος μέσος $E(y_i | x_i)$. Η μηδενική υπόθεση του παραπάνω ελέγχου είναι ότι το παραμετρικό αυτό μοντέλο είναι σωστά εξειδικευμένο, δηλαδή: $H_0 : E(y_i | x_i) = m(x_i, \beta)$ σχεδόν παντού, ενώ η εναλλακτική υπόθεση είναι: $H_1 : E(y_i | x_i) \neq m(x_i, \beta)$ σε ένα σύνολο που έχει θετικό μέτρο (set with a positive measure). Ισοδύναμα, αν θέσουμε $u_i = y_i - m(x_i, \beta)$, η μηδενική υπόθεση μπορεί να εκφραστεί ως: $H_0 : [E(u_i | x_i)]^2 = 0$ και η εναλλακτική ως $H_1 : [E(u_i | x_i)]^2 > 0$ (Maasoumi et al., 2007). Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης, στηρίζεται στη στατιστική J :

$$J = E\{[E(u_i | x_i)]^2 f(x_i)\} = 0 \quad (3.2.4)$$

όπου η $f(x_i)$ είναι μία σταθμισμένη συνάρτηση πυκνότητας (density weighting function). Η στατιστική J είναι ίση με 0, αν και μόνο αν ισχύει η μηδενική υπόθεση. Το J_n είναι το ανάλογο του J στο δείγμα, το οποίο προσδιορίζεται με την αντικατάσταση των u_i με τα \hat{u}_i που προκύπτουν από το παραμετρικό μοντέλο: $\hat{u}_i = y_i - m(x_i, \hat{\beta})$ καθώς και με την αντικατάσταση των $E(u_i | x_i)$ και $f(x_i)$ με τους συνεπείς κέρνελ εκτιμητές τους. Επίσης, η κατανομή της στατιστικής J_n προκύπτει από τη μέθοδο επαναδειγματοληψίας wild bootstrapping (βλέπε Hsiao κ.α., 2007).

3.2.2. Ανάλυση της δυναμικής των κατανομών

Παρά την πληροφόρηση για την μετάβαση προς τη σταθερή κατάσταση η οποία προσφέρεται από τις αναλύσεις παλινδρόμησης, οι αναλύσεις αυτές δεν παρέχουν

πληροφόρηση σχετικά με τη δυναμική των κατανομών των διαστρωματικών στοιχείων. Έτσι, δεν παρέχουν στοιχεία σχετικά με τη τάση της διασποράς των παρατηρήσεων στο χρόνο (αύξηση, μείωση ή στασιμότητα). Όμως, μία μέθοδος που δεν μπορεί να διαχωρίσει μεταξύ αυξημένης, μειούμενης ή σταθερής διασποράς μιας κατανομής στο πέρασμα του χρόνου είναι χαμηλής χρησιμότητας (Arbia κ.α., 2005β).

Από την άλλη πλευρά η έννοια της σ-σύγκλισης, παρά το ότι προσφέρει την απαραίτητη πληροφόρηση σχετικά με το προηγούμενο ερώτημα, αγνοεί τις δυναμικές που αναπτύσσονται μέσα στις κατανομές. Σύμφωνα με τον Quah (1996), η διαχρονική εξέλιξη της διακύμανσης της κατανομής από μόνη της αδυνατεί να περιγράψει το φαινόμενο της σύγκλισης (αν υπάρχει). Μία σταθερή τιμή ενός μέτρου διασποράς, όπως η τυπική απόκλιση και ο συντελεστής μεταβλητότητας μπορεί να συνυπάρχει με τελειώς διαφορετικές εσωτερικές τάσεις στις κατανομές, από την παρουσία των φαινομένων «leapfrogging» και «criss-crossing»³¹ μέχρι την πλήρη απουσία κινητικότητας εσωτερικά των κατανομών. Θα μπορούσε λοιπόν η διαχρονική στασιμότητα της διακύμανσης να οφείλεται σε διατήρηση των ανισοτήτων με τη έννοια ότι οι φτωχοί παραμένουν φτωχοί και οι πλούσιοι παραμένουν πλούσιοι. Από την άλλη πλευρά μια διαχρονικά σταθερή διακύμανση θα μπορούσε να κρύβει σημαντική κινητικότητα στο εσωτερικό της κατανομής. Ωστόσο η μελέτη της εξέλιξης των δεικτών διακύμανσης από μόνη της δεν μπορεί να διαχωρίσει τις δυο αυτές καταστάσεις.

Η ανάλυση της δυναμικής των κατανομών εισήχθη στη βιβλιογραφία της ανάπτυξης από τον Quah (1993α και 1993β). Η μέθοδος αυτή βασίζεται στην ανάλυση στοχαστικών διαδικασιών. Σύμφωνα με τους Φωτόπουλος κ.α. (2002), η χρήση στοχαστικών διαδικασιών έχει μια μακρά ιστορία στην ανάλυση δυναμικών φαινομένων τόσο στην οικονομική όσο και στις άλλες κοινωνικές επιστήμες (π.χ. Prais, 1955, Hart και Prais, 1956, Adelman, 1958).

Μια στοχαστική διαδικασία $\{X(t), t \in T\}$ ³² είναι μια οικογένεια τυχαίων μεταβλητών. Δηλαδή για κάθε $t \in T$, $X(t)$ είναι μια τυχαία μεταβλητή. Αν το σύνολο των μελών της οικογένειας των τυχαίων μεταβλητών είναι αριθμήσιμο τότε η στοχαστική

³¹ Ο όρος «leapfrogging» περιγράφει το φαινόμενο της απότομης εξέλιξης του κατά κεφαλήν εισοδήματος μίας «φτωχής» περιοχής, η οποία καταλήγει όχι μόνο να φτάσει τις περισσότερες «πλούσιες» περιοχές αλλά και να τις υπερσκελίζει. Το φαινόμενο του «criss-crossing» αναφέρεται στην περίπτωση όπου περιοχές μετακινούνται συνεχώς μπροστά και πίσω από το μέσο όρο μίας κατανομής (Magrini, 2004).

³² Συνήθως το t αντιπροσωπεύει διακριτές χρονικές περιόδους (π.χ. έτη, μήνες).

διαδικασία ονομάζεται «στοχαστική διαδικασία σε διακριτό χρόνο» και συμβολίζεται με $\{X_i, i=1,2,\dots\}$. Διαφορετικά ονομάζεται «στοχαστική διαδικασία σε συνεχή χρόνο» και συμβολίζεται με $\{X(t), t \geq 0\}$.

Ο Quah (1993α) για τη μελέτη σύγκλισης των εισοδημάτων, αρχικά χρησιμοποίησε εκτιμητές πυκνοτήτων (density estimators) της διαστρωματικής κατανομής σε διαφορετικές χρονικές περιόδους. Με βάση τις διαστρωματικές κατανομές, η σύγκλιση προκύπτει εφόσον η κατανομή με την πάροδο του χρόνου τείνει προς μια μονοκόρυφη μορφή (unimodal distribution). Αντίθετα, αν η κατανομή δεν τείνει προς μία μονοκόρυφη μορφή, τότε δεν υπάρχει σύγκλιση και το αποτέλεσμα που προκύπτει για την πορεία των οικονομιών στο χρόνο εξαρτάται από τη μορφή προς την οποία τείνει η διαστρωματική κατανομή. Ο Quah (1993α), καταλήγει στην ύπαρξη δύο πόλων σύγκλισης δεδομένου ότι οι κατανομές που ερευνά καταλήγουν σε μία δικόρυφη μορφή. Σε ανάλογο αποτέλεσμα καταλήγει και ο Bianchi (1997), ο οποίος εκτός από την οπτική απεικόνιση της εξέλιξης των κατανομών, αποδεικνύει την ύπαρξη διπολικότητας χρησιμοποιώντας έναν έλεγχο που στηρίζεται σε τεχνικές επαναδειγματοληψίας.

Οι εκτιμητές πυκνοτήτων μας πληροφορούν σχετικά με την εξέλιξη της κατανομής στο χρόνο, ωστόσο δεν μας δίνουν εικόνα για τη συμπεριφορά της κάθε οικονομίας. Για παράδειγμα, στην περίπτωση κατά την οποία έχουμε πολλαπλές κορυφές (multimodality) οι εκτιμητές πυκνοτήτων δεν παρέχουν πληροφόρηση σχετικά με το αν οι οικονομίες που σχηματίζουν τις διάφορες ομάδες παραμένουν μόνιμα στην ίδια ομάδα ή αν μετακινούνται, και στην περίπτωση που συμβαίνει το δεύτερο, με τι πιθανότητα και προς ποιά κατεύθυνση.

Ο Quah (1993α,β), για να ξεπεράσει την παραπάνω αδυναμία, χρησιμοποιεί διακριτές Μαρκοβιανές αλυσίδες (discrete Markov chains) προκειμένου να προσεγγιστεί και να εκτιμηθεί ένας κανόνας κίνησης (law of motion) των εξελισσόμενων κατανομών. Για να το πετύχει αυτό, χρησιμοποιεί ένα μοντέλο πιθανοτήτων (probability model), μοντελοποιώντας έτσι τον τρόπο με τον οποίο μία οικονομία που ανήκει σε μία συγκεκριμένη εισοδηματική τάξη την αρχική χρονική στιγμή, καταλήγει σε μία νέα εισοδηματική τάξη μετά το πέρας μίας συγκεκριμένης χρονικής περιόδου τ . Για να κατασκευάσει το μοντέλο αυτό, χρησιμοποίησε μία διαδικασία Markov.

Ως Μαρκοβιανή αλυσίδα ορίζεται η στοχαστική διαδικασία $\{\chi_n : n \in \mathbf{N}\}$ εάν για όλα τα $j \in E$ (όπου E ο χώρος καταστάσεων της διαδικασίας³³) και $n \in \mathbf{N}$ ισχύει:

$$P[\chi_{n+1} = j | \chi_0, \chi_1, \dots, \chi_n] = P[\chi_{n+1} = j | \chi_n] \quad (3.2.5)$$

Σύμφωνα με τον παραπάνω ορισμό, μια στοχαστική διαδικασία έχει την Μαρκοβιανή ιδιότητα όταν, δοθείσης της τωρινής κατάστασης της διαδικασίας μπορεί να καθοριστεί η πιθανότητα οποιασδήποτε μελλοντικής κατάστασης. Οι πιθανότητες:

$$P_{ij(n,n+1)} = P[\chi_{n+1} = j | \chi_n = i], \quad i, j \in E \text{ και } n \in \mathbf{N} \quad (3.2.6)$$

ονομάζονται πιθανότητες μετάβασης. Μάλιστα αν οι πιθανότητες μετάβασης $P_{ij(n,n+1)}$ με $i, j \in E$ είναι ανεξάρτητες του n , τότε η Μαρκοβιανή αλυσίδα λέγεται ομογενής. Στην περίπτωση μιας τέτοιας ομογενούς Μαρκοβιανής αλυσίδας οι πιθανότητες μετάβασης από την κατάσταση i στη κατάσταση j μπορούν να δοθούν με τη μορφή του παρακάτω πίνακα:

$$\mathbf{M} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots \\ p_{21} & p_{22} & \cdots \\ \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix}$$

Ο πίνακας \mathbf{M} ονομάζεται πίνακας μεταβάσεων. Στην περίπτωση που ισχύει ότι $p_{ij} > 0$ για $i, j \in E$ και $\sum_{j \in E} p_{ij} = 1$ για $i, j \in E$, ο παραπάνω πίνακας \mathbf{M} καλείται στοχαστικός ή Μαρκοβιανός πίνακας. Στις Μαρκοβιανές αλυσίδες οι ποσότητες p_{ij} είναι μη αρνητικές αφού εκφράζουν πιθανότητες και επιπλέον ισχύει ότι $\sum p_{ij} = 1$, αφού το άθροισμα όλων των δυνατών περιπτώσεων μετάβασης της διαδικασίας από την κατάσταση i δημιουργεί το βέβαιο ενδεχόμενο. Έτσι, ο πίνακας μεταβάσεων μιας Μαρκοβιανής αλυσίδας είναι ένας στοχαστικός ή Μαρκοβιανός πίνακας.

Έστω F_t η κατανομή των περιφερειακών κατά κεφαλήν εισοδημάτων ανάμεσα σε οικονομίες τη χρονική στιγμή t . Η εξέλιξή της $\{F_t : t \text{ ακέραιος}\}$ περιγράφεται από τον κανόνα κίνησης:

$$F_{t+1} = \mathbf{M}F_t, \quad i, j \in E \text{ και } n \in \mathbf{N} \quad (3.2.7)$$

³³ Ως χώρος καταστάσεων της διαδικασίας $\{\chi_n : n \in \mathbf{N}\}$, ορίζεται το σύνολο των δυνατών τιμών που παίρνουν οι τυχαίες μεταβλητές, και μπορεί να είναι διακριτός ή συνεχής (Φωτόπουλος κ.α., 2002).

όπου ο πίνακας \mathbf{M} ουσιαστικά περιγράφει τη διαδικασία μετάβασης της F_t στην F_{t+1} . Έτσι, ο πίνακας \mathbf{M} ενσωματώνει πληροφορίες σχετικά με το εάν οικονομίες που είχαν αρχικά παρόμοια επίπεδα κατά κεφαλήν εισοδήματος, καταλήγουν σε κάποια χρονική στιγμή σε εντελώς διαφορετικά επίπεδα.

Η 3.2.7 είναι το πρώτο βήμα για την δυναμική ανάλυση της ακολουθίας $\{F_t\}$. Επαναλήψεις αποδίδουν προβλέψεις για τις μελλοντικές διαστρωματικές κατανομές :

$$\begin{aligned} F_{t+1} &= MF_t \\ F_{t+2} &= MF_{t+1} = M(MF_t) = M^2F_t \\ &\vdots \\ F_{t+s} &= M^sF_t \end{aligned} \tag{3.2.8}$$

Στην παρούσα ανάλυση, το ij στοιχείο του \mathbf{M} περιγράφει την πιθανότητα ότι ένας νομός του οποίου το κατά κεφαλήν εισόδημα ανήκει αρχικά στην κατηγορία i , θα μετακινηθεί στην κατηγορία j μετά το πέρας της περιόδου μετάβασης (s). Έτσι, η εξέλιξη της κατανομής απεικονίζει τη δυναμική των κατανομών του κατά κεφαλήν εισοδήματος στους νομούς της Ελλάδας. Συνεπώς, εάν υπάρχει τάση προς μία συγκεκριμένη περιοχή τιμών μετά το πέρας της περιόδου μετάβασης, μπορεί να εξαχθεί το συμπέρασμα ότι υπάρχει τάση περιφερειακής σύγκλισης. Όταν όμως το F_{t+s} παρουσιάζει μία συγκέντρωση σε δύο ή και περισσότερες περιοχές, τότε καταλήγουμε στο ότι υπάρχει τάση δημιουργίας ομάδων σύγκλισης, πολώσεων και στρωματοποιήσεων (Quah, 1996).

Καθώς το $s \rightarrow \infty$, προκύπτει η μακροχρόνια (εργοδική) κατανομή των διαπεριφερειακών εισοδημάτων. Η σύγκλιση μπορεί να φανεί όταν η $\{F_{t+s}\}$ τείνει προς το σχηματισμό μίας κορυφής, ενώ ο διαχωρισμός της οικονομίας σε δύο πόλους προκύπτει όταν η $\{F_{t+s}\}$ τείνει προς μία διπολική κατανομή (bimodal distribution).

Επιπλέον, από την ανάλυση του Μαρκοβιανού πίνακα μεταβάσεων λαμβάνονται οι πληροφορίες σχετικά με την ύπαρξη σύγκλισης καθώς και της δυναμικότητάς της. Εφόσον λοιπόν ισχύει ότι (Tsionas 2002):

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

το συμπέρασμα που προκύπτει είναι ότι υπάρχει σύγκλιση. Όταν ισχύουν τα (i) και (ii) αλλά όχι και το (iii) η σύγκλιση είναι ασθενής.

Εφαρμογές των διακριτών αλυσίδων Markov στις περιφέρειες της Ελλάδας, έχει πραγματοποιηθεί από τους Φωτόπουλος κ.α. (2002) και από τον Tsionas (2002). Παρά το πλήθος των εφαρμογών στη διεθνή βιβλιογραφία³⁴, η ανάλυση αυτή παρουσιάζει και ορισμένα μειονεκτήματα. Η διάκριση σε συγκεκριμένες ομάδες είναι σε μεγάλο βαθμό τυχαία, ενώ τα αποτελέσματα μπορεί να διαφέρουν, όταν ακολουθηθεί διαφορετικός τρόπος διάκρισης (Jones, 1997). Επίσης, σύμφωνα με τους Bickenbach και Bode (2003), το γεγονός ότι πρέπει να ικανοποιούνται οι υποθέσεις Markov, είναι μία υπόθεση αρκετά περιοριστική. Από την άλλη μεριά, βέβαια, η χρήση των στοχαστικών πυρήνων δεν παρέχει καμία πληροφόρηση σχετικά τις κινήσεις συγκεκριμένων οικονομιών μέσα στην κατανομή (Le Gallo, 2004).

Ο Quah (1996, 1997), αναγνωρίζοντας τα προβλήματα που προκύπτουν από τη διαδικασία διακριτοποίησης, πρότεινε την αντικατάσταση των διακριτών πινάκων μετάβασης με στοχαστικούς πυρήνες (stochastic kernels) για να αναδειχθούν οι πιθανότητες μετάβασης, καθώς ο αριθμός των ομάδων τείνει στο άπειρο. Οι στοχαστικοί πυρήνες, είναι ουσιαστικά οι εκτιμήσεις δεσμευμένης πυκνότητας (conditional density estimations). Σε αυτήν την περίπτωση, η εξίσωση 3.2.8 μετατρέπεται στην:

$$\varphi_{\tau+s} = \int f_s(y|x)\varphi_\tau(x)(dx) \quad (3.2.9)$$

όπου x είναι η απόκλιση μίας παρατήρησης από το μέσο την χρονική στιγμή τ , y είναι η απόκλιση της παρατήρησης αυτής από το μέσο μετά την περίοδο μετάβασης (s) και $f_s(y|x)$ είναι η συνάρτηση πυκνότητας της πιθανότητας (probability density function) του y με δεδομένη τιμή του x . Περιγράφει δηλαδή την πιθανότητα μίας οικονομίας να βρεθεί στην κατάσταση y μετά την περίοδο μετάβασης (s), δεδομένου ότι την αρχική χρονική στιγμή βρίσκεται στην κατάσταση x .

Η υπό συνθήκη συνάρτηση πιθανότητας μπορεί να εκτιμηθεί με τη χρήση ενός μη παραμετρικού εκτιμητή πυρήνα. Οι Hyndman κ.α. (1996) πρότειναν έναν εναλλακτικό εκτιμητή πυρήνα, με βελτιωμένες ιδιότητες ενώ παράλληλα

³⁴ π.χ. Lopez-Bazo κ.α. 1999, Magrini, 1999, Pekkala, 1999, Aldan and Gaygisiz, 2006, εκτός από τις εργασίες που έχουν ήδη αναφερθεί.

χρησιμοποίησαν νέα εργαλεία για την καλύτερη γραφική απεικόνιση της δεσμευμένης κατανομής. Ο εκτιμητής της υπό συνθήκη πυκνότητας πιθανότητας (conditional density estimator) ορίζεται ως:

$$\hat{f}_\tau(y|x) = \hat{g}_\tau(x, y) / \hat{h}_\tau(x) \quad (3.2.10)$$

όπου

$$\hat{g}_\tau(x, y) = \frac{1}{nab} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{\|x - X_i\|_x}{a}\right) K\left(\frac{\|y - Y_i\|_y}{b}\right) \quad (3.2.11)$$

είναι η εκτίμηση της πολλαπλασιαστικής δεσμευμένης πυκνότητας (estimated multiplicative joint density) του (X,Y) και

$$\hat{h}_\tau(x) = \frac{1}{na} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{\|x - X_i\|_x}{a}\right) \quad (3.2.12)$$

είναι η εκτιμημένη οριακή πυκνότητα. Στις παραπάνω εξισώσεις τα a , b είναι παράμετροι που αντικατοπτρίζουν το εύρος του πυρήνα, τα $\|\cdot\|_x$ και $\|\cdot\|_y$ είναι οι Ευκλείδειες αποστάσεις των X και Y αντίστοιχα, ενώ το $K(\cdot)$ απεικονίζει τη συνάρτηση πυρήνα, η οποία έχει συμμετρική μορφή. Οι πλέον συνηθισμένες επιλογές για τη συνάρτηση πυρήνα είναι οι μορφές Gaussian και Epanechnikov³⁵. Σε κάθε περίπτωση, η επιλογή της μορφής της συνάρτησης πυρήνα είναι δευτερευούσης σημασίας, σε σχέση με την επιλογή του εύρους του πυρήνα (Silverman, 1986).

Ο εκτιμητής της συνάρτησης πυκνότητας μπορεί να γραφτεί και ως εξής:

$$\hat{f}_\tau(y|x) = \frac{1}{b} \sum_{i=1}^n w_i(x) K\left(\frac{\|y - Y_i\|_y}{b}\right) \quad (3.2.13)$$

όπου

³⁵ Οι μορφές των πυρήνων Gaussian και Epanechnikov ορίζονται ως: $K(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}u^2} \mathbf{I}_{\{|u| \leq 1\}}$ και $K(u) = \frac{3}{4} (1 - u^2) \mathbf{I}_{\{|u| \leq 1\}}$ αντίστοιχα, όπου ο $\mathbf{I}_{\{|u| \leq 1\}} \rightarrow \{0, 1\}$ και ορίζεται ως: $\mathbf{I}_{\{|u| \leq 1\}}(x) = \begin{cases} 1 & \text{if } x \in \{|u| \leq 1\} \\ 0 & \text{if } x \notin \{|u| \leq 1\} \end{cases}$.

$$w_i(x) = K\left(\frac{\|x - X_i\|_x}{a}\right) / \sum_{j=1}^n K\left(\frac{\|x - X_j\|_x}{a}\right) \quad (3.2.14)$$

Ο εκτιμητής αυτός συμπίπτει με τον εκτιμητή παλινδρόμησης πυρήνα των Nadaraya-Watson (Nadaraya-Watson kernel regression estimator) (Hyndman και Yao, 2002). Η εξίσωση 3.2.13 δείχνει ότι ο εκτιμητής της δεσμευμένης συνάρτησης πυκνότητας μπορεί να προκύψει από το άθροισμα των n συναρτήσεων πυρήνα στο επίπεδο Y (Y -space) σταθμισμένων από το $w_i(x)$ στο επίπεδο X . Χρησιμοποιώντας το $w_i(x)$, ο εκτιμητής του δεσμευμένου μέσου δίδεται από την εξίσωση:

$$\hat{m}(x) = \int y \hat{f}_\tau(y|x) dy = \sum_{i=1}^n w_i(x) Y_i \quad (3.2.15)$$

Σύμφωνα με τους Bowman και Young (1996), σε πολλές περιπτώσεις, ο εκτιμητής αυτός μπορεί να παρουσιάσει έντονη μεροληψία. Οι Hyndman κ.α. (1996), για τη διόρθωση της μεροληψίας αυτής πρότειναν έναν εναλλακτικό εκτιμητή που δίδεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$\hat{f}_\tau^*(y|x) = \frac{1}{b} \sum_{i=1}^n w_i(x) K\left(\frac{\|y - Y^*\|_y}{b}\right) \quad (3.2.16)$$

όπου $\hat{f}_\tau^*(x) = e_i + \hat{r}(x) - \hat{l}(x)$, $\hat{r}(x)$ είναι ο εκτιμητής του δεσμευμένου μέσου, $r(x) = E(Y | X = x)$, $e_i = y_i - \hat{r}(x)$ και $\hat{l}(x)$ είναι ο μέσος της δεσμευμένης πυκνότητας του $e | (X = x)$. Προφανώς, όταν $\hat{r}(x) = \hat{m}(x) = \sum_{i=1}^n w_i(x) Y_i$ (εκτιμητής Nadaraya-Watson εκτιμητής), τότε $\hat{f}_\tau^*(y|x) = \hat{f}_\tau(y|x)$.

Όμως το $r(x)$ μπορεί να εκτιμηθεί με πολλούς άλλους εκτιμητές με πολύ καλύτερες ιδιότητες σε σχέση με τον εκτιμητή πυρήνα παλινδρόμησης (kernel regression estimator), $\hat{m}(x)$. Με άλλα λόγια, χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των Hyndman κ.α. (1996), η συνάρτηση $\hat{f}_\tau^*(y|x)$ μπορεί να είναι ίση με έναν εκτιμητή με πολύ μικρότερη μεροληψία από τον εκτιμητή πυρήνα παλινδρόμησης (kernel regression). Έτσι, ο εκτιμητής της κατά συνθήκη πυκνότητας έχει χαμηλότερο σφάλμα μεροληψίας (Arbia κ.α., 2005β) Επιπλέον, οι Hyndman κ.α. (1996) έδειξαν ότι το ολοκλήρωμα του μέσου τετραγώνου του σφάλματος (integrated mean square error) του παραλλαγμένου αυτού εκτιμητή έχει μικρότερη τιμή από αυτήν του αντίστοιχου

ολοκληρώματος του κλασικού εκτιμητή κέρνελ³⁶. Ο εκτιμητής αυτός έχει βρει πολλές εφαρμογές στην βιβλιογραφία της περιφερειακής σύγκλισης (π.χ. Basile, 2006, Hierro και Maza, 2010, Basile 2010, Fischer και Stumpner, 2010, Maza και Villaverde, 2010 και 2011). Επίσης, οι Liontakis και Papadas (2010) και ο Liontakis (2011α,β), χρησιμοποίησαν τον εκτιμητή αυτόν για να διερευνήσουν την ύπαρξη σύγκλισης των δεικτών πληθωρισμού των τροφίμων στην Ευρωπαϊκή Ένωση.

Σχετικά με την επιλογή του εύρους (bandwidth) του κέρνελ, στη μελέτη αυτή εφαρμόστηκε η στρατηγική των Bashtannyk και Hyndman (2001). Οι συγγραφείς προτείνουν μία διαδικασία επιλογής του εύρους σε τρία στάδια. Το πρώτο στάδιο περιλαμβάνει την εκτίμηση του εύρους b , χρησιμοποιώντας τον απλό παραδοσιακό κανόνα του Silverman (1986)³⁷. Το δεύτερο στάδιο περιλαμβάνει την εκτίμηση του a , ακολουθώντας τη διαδικασία των Fan κ.α. (1996), που βασίζεται σε τεχνικές παλινδρομήσεως (regression-based bandwidth selector). Το τρίτο στάδιο περιλαμβάνει την εφαρμογή της προσέγγισης των Hall κ.α. (1999), η οποία στηρίζεται σε τεχνικές bootstrap για διόρθωση του εύρους b , χρησιμοποιώντας ως δεδομένη την παράμετρο a , από το δεύτερο στάδιο. Το δεύτερο και το τρίτο στάδιο μπορούν να επαναληφθούν αρκετές φορές έως ότου οι προκύπτουσες τιμές των παραμέτρων a και b , σταματήσουν να μεταβάλλονται σε κάθε επανάληψη.

Επιπλέον της εισαγωγής του εκτιμητή κέρνελ με μειωμένο σφάλμα μεροληψίας, οι Hyndman κ.α. (1996) παρουσίασαν δύο νέα γραφήματα για την καλύτερη οπτικοποίηση των κατά συνθήκη πυκνοτήτων. Το πρώτο γράφημα ονομάζεται γράφημα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας - ΣΚΠ» (stack conditional density) ενώ το δεύτερο γράφημα ονομάζεται γράφημα «περιοχής υψηλής πυκνότητας - ΠΥΠ» (high density region).

Το πρώτο γράφημα είναι προοπτικού τύπου και αποτελείται από μία σειρά υπό συνθήκη πυκνοτήτων (conditional densities). Με αυτόν τον τρόπο, το γράφημα

³⁶ Μέσο τετράγωνο σφάλματος είναι το άθροισμα της παραλλακτικότητας και του τετραγώνου της μεροληψίας (bias). Επειδή η ιδιότητα αυτή είναι σημειακή (point-wise property), ο εκτιμητής επιλέγεται με βάση το κριτήριο της ελαχιστοποίησης του ολοκληρώματος του τετραγώνου του σφάλματος (Wald και Jones, 1995, Li και Racine, 2007)

³⁷ Σύμφωνα με τον κανόνα αυτό και εφόσον χρησιμοποιείται ο τύπος δευτέρας τάξης Gaussian, το βέλτιστο εύρος h προκύπτει από τη συνάρτηση: $h = \hat{\sigma} n^{-1/5}$.

αναδεικνύει το γεγονός ότι οι κατανομές αυτές είναι υπό συνθήκη. Το δεύτερο εργαλείο οπτικοποίησης αποτελείται από διαδοχικές «περιοχές υψηλής πυκνότητας». Οι περιοχές αυτές ορίζονται ως οι μικρότερες περιοχές στο χώρο οι οποίες περιέχουν μία συγκεκριμένη πιθανότητα (Hyndman κ.α., 1996). Το εργαλείο αυτό δίνει μία οπτική περίληψη των χαρακτηριστικών της συνάρτησης κατανομής πιθανότητας. Στην περίπτωση μίας μονοκόρυφης κατανομής, οι «περιοχές υψηλής πυκνότητας» ομοιάζουν με τις συνηθισμένες πιθανότητες γύρω από το μέσο. Όμως, στην περίπτωση που οι κατανομές έχουν δύο ή και περισσότερες κορυφές, τότε το γράφημα περιοχών υψηλής πυκνότητας εμφανίζει τις κορυφές αυτές ως ασύνδετα υποσύνολα στο επίπεδο.

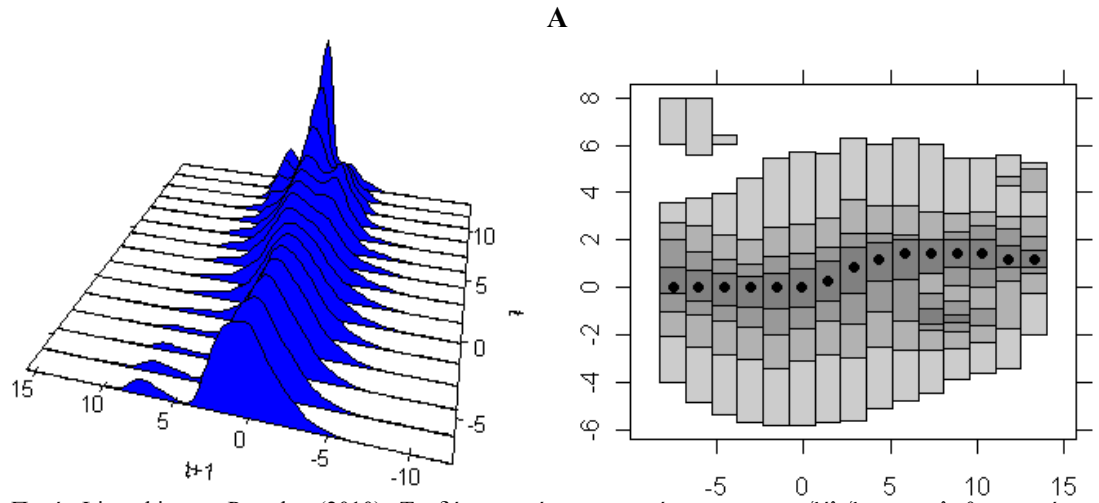
Στην περίπτωση των ΣΚΠ γραφημάτων, ερευνάται η θέση των κορυφών των δεσμευμένων κατανομών σε σχέση με τον κάθετο άξονα, ο οποίος αναφέρεται στην αρχική χρονική στιγμή. Εάν η μάζα των κατανομών συγκεντρώνεται σε μία γραμμή η οποία είναι παράλληλη με τον κάθετο άξονα, γύρω από το σημείο 0 του οριζόντιου άξονα, αυτό αποτελεί μία ισχυρή ένδειξη ότι, οι υπάρχουσες αποκλίσεις κατά την αρχική χρονική στιγμή, τείνουν να εξαλειφθούν μετά την περίοδο μετάβασης (Γράφημα 3.2.1.A). Από την άλλη πλευρά, εάν η μάζα των κατανομών συγκεντρώνεται κοντά στην διαγώνιο (δεδομένου ότι οι άξονες x και y , έχουν ίδια κλίμακα), τότε οι αποκλίσεις που υπάρχουν κατά την αρχική χρονική στιγμή, συνεχίζουν να υπάρχουν και μετά την περίοδο μετάβασης (Γράφημα 3.2.1.B). Επίσης, ενδιαφέρον παρουσιάζει η ύπαρξη πολλαπλών κορυφών, στις δεσμευμένες κατανομές (Γράφημα 3.2.1.Γ).

Στην περίπτωση των γραφημάτων ΠΥΠ, ερευνάται κατά πόσο η διαγώνιος ή μία γραμμή παράλληλη στον οριζόντιο άξονα, διασχίζει τις περιοχές που συγκεντρώνουν το 25% και το 50% των παρατηρήσεων (όπως και στην προηγούμενη περίπτωση απαιτείται οι άξονες να έχουν την ίδια κλίμακα). Εάν τα 25% ή τα 50% ΠΥΠ διασχίζονται από τη διαγώνιο, μπορεί να εξαχθεί το συμπέρασμα ότι τα περισσότερα από τα στοιχεία της κατανομής παραμένουν μετά την περίοδο μετάβασης στην ίδια θέση (Γράφημα 3.2.1.B). Επιπλέον των 25% και 50% ΠΥΠ, στα γραφήματα αυτά παρουσιάζονται και τα 75% και 90% ΠΥΠ με ελαφρύτερο βαθμό σκίασης. Η παρουσίαση αυτών των ΠΥΠ δίνει τη δυνατότητα στον ερευνητή να διαπιστώσει την ύπαρξη πολυκόρυφων κατανομών, κάτι το οποίο συμβαίνει όταν τα ΠΥΠ είναι μεταξύ τους ασύνδετα (Γράφημα 3.2.1.Γ).

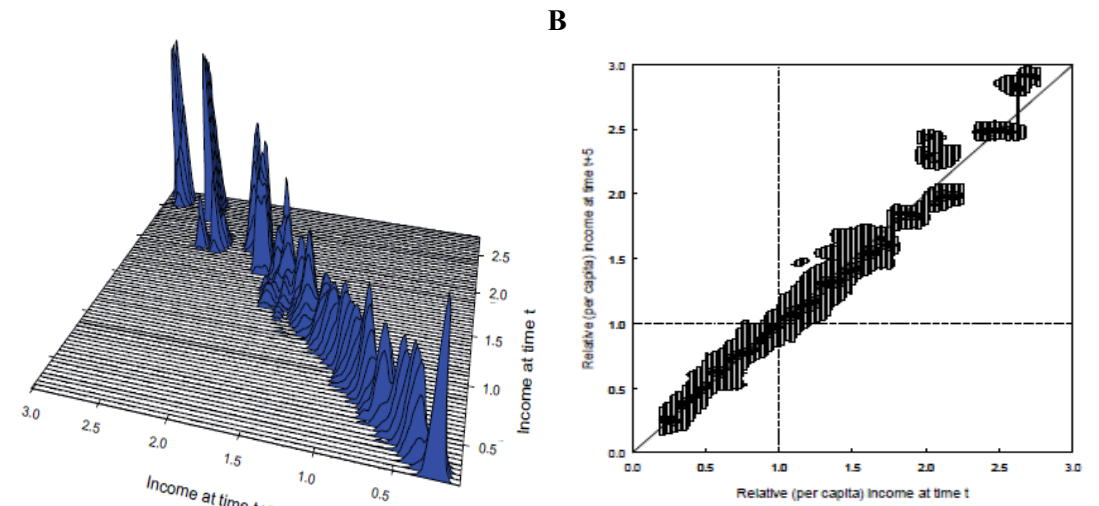
Γράφημα 3.2.1. Γραφήματα «σφωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region).

Γράφημα «σφωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density)

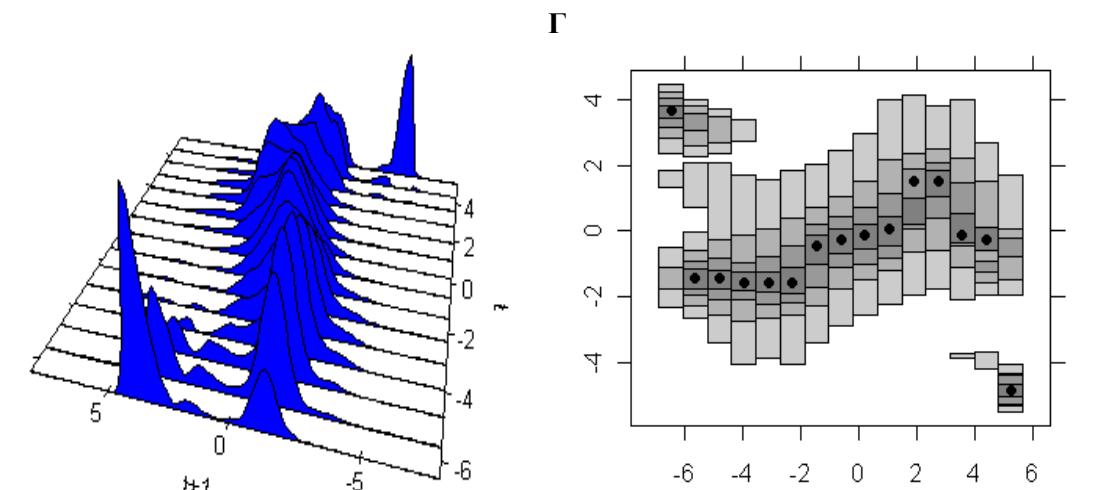
Γράφημα «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region).



Πηγή: Liontakis και Papadas (2010). Τα δύο γραφήματα αναφέρονται στην εξέλιξη του πληθωρισμού της ομάδας τροφίμων: «Ψάρια και θαλασσινά» στην Ευρωπαϊκή Ένωση.



Πηγή: Fischer και Stumpner (2010). Τα γραφήματα δείχνουν την εξέλιξη του σχετικού κατά κεφαλήν εισοδήματος στις περιφέρειες NUTS II της Ευρωπαϊκής Ένωσης



Πηγή: Liontakis και Papadas (2010). Τα δύο γραφήματα αναφέρονται στην εξέλιξη του πληθωρισμού της ομάδας τροφίμων: «Ψωμί και Δημητριακά» στην Ευρωπαϊκή Ένωση.

Οι Arbia κ.α. (2005β) τονίζουν επίσης τη σημασία της ανάλυσης των «υψηλότερων κορυφών» (highest modes), των σημείων δηλαδή όπου η συνάρτηση πυκνότητας λαμβάνει τη μέγιστη τιμή της. Η σημασία της παραπάνω ανάλυσης είναι μεγαλύτερη όταν η κατανομή είναι πολυκόρυφη (multimodal). Στην περίπτωση αυτή, απλά στατιστικά μέτρα όπως η μέση και η διάμεσος τιμή, αποτελούν απλά τιμές ενδιάμεσες μεταξύ των διαφορετικών κορυφών των κατανομών. Σε κάθε δεσμευμένη συνάρτηση πυκνότητας, η υψηλότερη κορυφή, αποτυπώνεται στα γραφήματα με μία τελεία.

3.2.3. Ανάλυση Στοχαστικής Κυριαρχίας

Μία σχετικά νέα μεθοδολογική προσέγγιση στη βιβλιογραφία της οικονομικής σύγκλισης είναι η ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας (stochastic dominance analysis). Η μέθοδος αυτή αρχικά αναπτύχθηκε στα πλαίσια της θεωρίας λήψης απόφασης (decision theory) και την ανάλυση αποφάσεων (decision analysis), υπό συνθήκες αβεβαιότητας³⁸. Στη συνέχεια, όμως, η ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας χρησιμοποιήθηκε και στη βιβλιογραφία της διανομής πλούτου (wealth distribution literature). Οι Bishop κ.α. (1991) χρησιμοποίησαν το κριτήριο στοχαστικής κυριαρχίας πρώτης τάξεως για να συγκρίνουν την κατανομή του εισοδήματος σε διεθνές επίπεδο, ενώ ο Anderson (2004) χρησιμοποίησε τεχνικές στοχαστικής κυριαρχίας για να μελετήσει τη διαδικασία πόλωσης (polarization), σε 101 χώρες κατά τη διάρκεια της περιόδου 1970-1995. Τα αποτελέσματα της ανάλυσης του αναδεικνύουν ότι η διαδικασία πόλωσης μεταξύ «πλούσιων» και «φτωχών» κρατών συνεχίστηκε αδιάκοπα κατά τη διάρκεια της υπό ανάλυση περιόδου.

Η Carrington (2006), χρησιμοποιώντας το κριτήριο στοχαστικής κυριαρχίας δεύτερας τάξεως, κατέληξε στην ύπαρξη περιφερειακής σύγκλισης στην Ευρωπαϊκή Ένωση κατά την περίοδο 1974-1993. Οι Maasoumi κ.α. (2007) εξέτασαν τη δυναμική της εξέλιξης της παγκόσμιας κατανομής του ΑΕΠ ανά κεφαλή χρησιμοποιώντας αποστάσεις βασισμένες σε μέτρα της εντροπίας (entropy distances) και κριτήρια στοχαστικής κυριαρχίας. Τα αποτελέσματα της έρευνάς τους υποστηρίζουν τη δημιουργία ομάδων κρατών καθώς και την ύπαρξη κινητικότητας στο εσωτερικό της κάθε ομάδας κρατών («within-group» mobility).

³⁸ π.χ. Meyer και Ormiston, (1985, 1994), Dionne και Gollier (1996), Eeckhoudt κ.α. (1996).

Οι Ahamdanech και García (2007) εφήρμοσαν συμπερασματολογικού τύπου μεθόδους στοχαστικής κυριαρχίας (inference-based stochastic dominance methods) για την εξέταση ζητημάτων ευημερίας, ανισότητας και φτώχειας στις χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης το 2000. Επιπλέον, οι Ahamdanech κ.α. (2007), χρησιμοποίησαν τις παραπάνω μεθόδους για να μελετήσουν την εξέλιξη του κατά κεφαλήν εισοδήματος στις περιφέρειες της Ισπανίας την περίοδο 1990-2003. Και οι δύο προαναφερόμενες μελέτες κατέληξαν στην απουσία σύγκλισης.

Επίσης, ο Coes (2008) εφήρμοσε την ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας για να εκτιμήσει τα αποτελέσματα που έχει η αύξηση του κατά κεφαλήν εισοδήματος στην αύξηση της σχετικής ανισότητας. Τέλος, οι Anderson και Ge (2009) ερεύνησαν την διαπολιτειακή κατανομή του κατά κεφαλήν εισοδήματος στην Κίνα τη δεκαετία του '90 βρίσκοντας σημαντικές τάσεις σύγκλισης.

Η ανάλυση της στοχαστικής κυριαρχίας συνίσταται στην κατηγοριοποίηση ενός πλήθους εναλλακτικών επιλογών που εμπεριέχουν ρίσκο (risky alternatives) και οι οποίες είναι διαθέσιμες σε ένα επενδυτή που έχει, σε μικρότερο ή μεγαλύτερο βαθμό, αποστροφή στον κίνδυνο. Η μεταφορά της μεθοδολογίας αυτής στην ανάλυση της περιφερειακής οικονομικής σύγκλισης, χρήζει απαραίτητων προσαρμογών. Οι προσαρμογές αυτές αφορούν τη σύνδεση του επενδυτή που αποστρέφεται τον κίνδυνο με τον υπεύθυνο φορέα χάραξης πολιτικής (policy-maker). Έτσι, ο επενδυτής που αποστρέφεται τον κίνδυνο (risk-averse investor) προτιμά υψηλές έναντι χαμηλών αναμενόμενων αποδόσεων καθώς και χαμηλό εύρος αναμενόμενων αποδόσεων έναντι υψηλού. Κατ' αναλογία, ο φορέας χάραξης πολιτικής προτιμά υψηλό μέσο όρο κατά κεφαλήν εισοδήματος έναντι χαμηλού καθώς και χαμηλό επίπεδο διασποράς του εισοδήματος (που αντιστοιχεί με οικονομική σύγκλιση) έναντι υψηλού (που αντιστοιχεί με οικονομική απόκλιση). Επιπλέον, για δεδομένο επίπεδο κατά κεφαλήν εισοδήματος, ο φορέας χάραξης πολιτικής προτιμά περιφερειακή οικονομική σύγκλιση έναντι απόκλισης (Carrington, 2006).

Οι παραπάνω προτιμήσεις του επενδυτή που αποστρέφεται τον κίνδυνο αντικατοπτρίζονται στη μορφή της συνάρτησης χρησιμότητάς του. Συνεπώς, η συνάρτηση χρησιμότητας του φορέα χάραξης πολιτικής έχει την ίδια μορφή με αυτή του επενδυτή που αποστρέφεται τον κίνδυνο. Η συνάρτηση αυτή θα πρέπει να πληρεί τις ανισότητες του Jensen (Jensen's inequality) (Levy, 2006): $U = \{u : \mathcal{R} \rightarrow \mathcal{R}, u'(x) \geq 0, u''(x) \leq 0, \forall x\}$. Έστω X_1 και X_2 δύο τυχαίες σειρές (στην

παρούσα μελέτη, δύο κατανομές κατά κεφαλήν εισοδήματος ανά νομό σε διαφορετική χρονική στιγμή) και έστω F_1 και F_2 οι αθροιστικές συναρτήσεις κατανομής των X_1 και X_2 , αντίστοιχα. Σύμφωνα με το πρώτο κριτήριο στοχαστικής κυριαρχίας (ΠΚΣΚ) (first-order stochastic dominance criterion), η F_1 κατέχει κυριαρχία πρώτης τάξεως πάνω στην F_2 : $E_{F_1}(u(x)) \geq E_{F_2}(u(x)), \forall u \in U$ αν και μόνο αν:

$$\int_{-\infty}^x F_1(u)du \leq \int_{-\infty}^x F_2(u)du, \forall x \quad (3.2.17)$$

Γραφικά, απαιτείται η F_1 να βρίσκεται πάντα στα δεξιά της F_2 . Εάν η F_1 και η F_2 διασταυρώνονται σε οποιοδήποτε σημείο το ΠΚΣΚ δε μπορεί να διαχωρίσει τις δύο κατανομές σε κυρίαρχη και κυριαρχημένη.

Σύμφωνα με το δεύτερο κριτήριο στοχαστικής κυριαρχίας (ΔΚΣΚ) (second-degree stochastic dominance criterion), η F_1 κατέχει κυριαρχία δευτέρας τάξεως πάνω στην F_2 εάν στο διάστημα $[a, b]$ ισχύει:

$$\int_a^x [F_2(u) - F_1(u)]du \geq 0, \forall x \in [a, b] \quad (3.2.18)$$

με αυστηρή ανισότητα για κάποια x_0 . Γραφικά, η παραπάνω ανισότητα απαιτεί ότι η περιοχή που περικλείεται ανάμεσα στις δύο κατανομές από το κατώτατο σημείο των κατανομών έως κάθε άλλο σημείο x πρέπει να είναι πάντα μη-αρνητική. Ο επενδυτής που αποστρέφεται τον κίνδυνο και κατ' αντιστοιχία και ο φορέας χάραξης πολιτικής, θα προτιμήσει την πρώτη κατανομή του κατά κεφαλήν εισοδήματος από την δεύτερη αν και μόνο αν η F_1 (ή η X_1) κατέχει κυριαρχία δευτέρας τάξεως πάνω στην F_2 (ή στη X_2): $(F_1) \geq (F_2)$. Επίσης, είναι προφανές ότι εάν οι X_1 και X_2 έχουν τον ίδιο μέσο, η F_1 είναι πιο λεπτόκυρτη (leptokurtic) από τη F_2 . Αυτό έχει πολύ μεγάλη σημασία αφού δείχνει ότι μικρότερο ποσοστό των οικονομιών τοποθετείται σε χαμηλά εισοδήματα.

Μία έννοια περισσότερο γενικευμένη και ευρεία σε σχέση με τις δύο προηγούμενες, είναι η στοχαστική κυριαρχία αναφορικά με μία συνάρτηση (ΣΚΑΣ) (stochastic dominance with respect to a function), η οποία παρουσιάστηκε για πρώτη φορά από τον Meyer (1977). Η έννοια αυτή προσφέρει μεγαλύτερη ικανότητα ιεράρχησης από το ΠΚΣΚ και το ΔΚΣΚ. Η δυνατότητα αυτή προκύπτει λόγω της εισαγωγής της

βοηθητικής έννοιας του απόλυτου συντελεστή αποστροφής στο ρίσκο (absolute risk aversion coefficient) στην ανάλυση δευτέρου βαθμού στοχαστικής κυριαρχίας. Αρχικά, εικάζεται ένα εύρος τιμών του συντελεστή αποστροφής στον κίνδυνο και έπειτα η ΣΚΑΣ ιεραρχεί το πλήθος των εναλλακτικών κατανομών μέσα στα όρια αυτά.

Η έννοια της αποστροφής στον κίνδυνο εισάγεται στη συνάρτηση χρησιμότητας ανάλογα με την εκάστοτε υιοθετούμενη μορφή της. Οι συχνότερα χρησιμοποιούμενες μορφές της συνάρτησης χρησιμότητας είναι η αρνητικά εκθετική (negative exponential) και η δυναμική (power)³⁹.

Έτσι, ο απόλυτος συντελεστής αποστροφής κινδύνου, r_a , μπορεί να κυμαίνεται μεταξύ r_1 και r_2 με $r_1, r_2 > 0$. Είναι προφανές ότι στην περίπτωση του ΠΚΣΚ, όπου δεν εισέρχεται η έννοια της αποστροφής στον κίνδυνο, ισχύει ότι: $r_1 = -\infty$ και $r_2 = +\infty$. Στην περίπτωση του ΔΚΣΚ, όπου γίνεται απλά η υπόθεση ότι ο επενδυτής αποστρέφεται τον κίνδυνο, ισχύει: $r_1 = 0$ και $r_2 = +\infty$.

Ενώ στην περίπτωση του επενδυτή, η έννοια της αποστροφής του κινδύνου είναι σαφής, στην περίπτωση του φορέα χάραξης πολιτικής, η ερμηνεία της έννοιας αυτής δεν είναι τόσο εύκολη και απαιτείται η προσαρμογή της έτσι ώστε να αποκτήσει το κατάλληλο νόημα. Με βάση την προηγούμενη συζήτηση, ένα χαμηλό επίπεδο αποστροφής στον κίνδυνο αντιστοιχεί σε ένα φορέα χάραξης πολιτικής ο οποίος δίνει περισσότερη έμφαση στο αναμενόμενο εισόδημα (εθνικό κατά κεφαλήν εισόδημα), από ότι στη διακύμανση της περιφερειακής κατανομής του κατά κεφαλήν εισοδήματος. Συνεπώς, είναι πρόθυμος να δεχθεί μία κατανομή κατά κεφαλήν εισοδήματος με μεγαλύτερο μέσο όρο, ακόμα και αν αυτή έχει πολύ μεγάλη διασπορά εισοδημάτων και/ή πολύ χαμηλά εισοδήματα.

Όσο το επίπεδο αποστροφής στον κίνδυνο ανεβαίνει, η προθυμία του φορέα χάραξης πολιτικής να αποδεχθεί μία κατανομή κατά κεφαλήν εισοδήματος με μεγάλη

³⁹ Η πρώτη υποθέτει ότι υπάρχει σταθερή απόλυτη αποστροφή στον κίνδυνο (constant relative risk aversion) θεωρώντας έτσι ότι οι προτιμήσεις δεν αλλάζουν εάν μία σταθερή ποσότητα προστεθεί σε όλα τα επίπεδα εισοδήματος. Η συνάρτηση αυτή εκφράζεται μαθηματικά ως εξής: $U(w) = \theta - e^{(-ARAC \cdot w)}$.

Η δυναμική (power) συνάρτηση χρησιμότητας, υποθέτει σταθερή σχετική αποστροφή στον κίνδυνο, θεωρώντας έτσι ότι οι προτιμήσεις δεν αλλάζουν εάν οι αποδόσεις πολλαπλασιαστούν με μία θετική σταθερά (Richardson κ.α., 2005). Η δυναμική (power) συνάρτηση χρησιμότητας έχει την ακόλουθη συναρτησιακή μορφή:

$$U(w) = \frac{w^{1-RRAC}}{1-RRAC}.$$

διασπορά μειώνεται. Συνεπώς, δίνει μεγαλύτερη έμφαση στην μείωση των περιφερειακών ανισοτήτων, παρά στην αύξηση του (μέσου) εθνικού κατά κεφαλήν εισοδήματος.

Υπό αυτήν την έννοια, το επίπεδο αποστροφής κινδύνου του φορέα χάραξης πολιτικής αναδεικνύει την προτίμησή του μεταξύ διαφορετικών πολιτικών στόχων. Όσο το επίπεδο αποστροφής κινδύνου ανεβαίνει, ο στόχος της περιφερειακής συνοχής γίνεται σημαντικότερος. Από την άλλη πλευρά, μικρά επίπεδα αποστροφής στον κίνδυνο, σηματοδοτούν την βαθμιαία αντικατάσταση του στόχου της περιφερειακής συνοχής με αυτόν της αύξησης του εθνικού ΑΕΠ.

Ένας επίσης πολύ σημαντικός δείκτης, που η εργασία αυτή δανείζεται από τη βιβλιογραφία της ανάλυσης επενδύσεων, είναι το Ισοδύναμο Βεβαιότητας (IB) (Certainty Equivalent - CE). Ο δείκτης αυτός είναι ίσος με το εγγυημένο εισόδημα το οποίο πρέπει να δοθεί σε έναν επενδυτή έτσι ώστε να είναι αδιάφορος (indifferent) μεταξύ αυτού του εισοδήματος και της εναλλακτικής επένδυσης με κίνδυνο.

Η σχετική μεταβολή του IB μεταξύ δύο ετήσιων κατανομών του κατά κεφαλήν εισοδήματος, μπορεί να χρησιμοποιηθεί σαν ένας δείκτης γραμμικότητας της διαδικασίας σύγκλισης. Μία γραμμική διαδικασία σύγκλισης απαιτεί ανάλογη μεταβολή του IB μεταξύ των διαδοχικών ετήσιων κατανομών του κατά κεφαλήν εισοδήματος. Αντιστρόφως, διαφορετικές σχετικές μεταβολές του IB, υποδεικνύουν ότι οι κατανομές δεν μεταβάλλονται με τον ίδιο τρόπο κάθε έτος, και συνεπώς, η διαδικασία σύγκλισης δεν είναι γραμμική.

Πριν την ανάλυση της στοχαστικής κυριαρχίας εκτιμάται, μη παραμετρικά, η εμπειρική αθροιστική συνάρτηση κατανομής (empirical cumulative distribution function - CDF) του κατά κεφαλήν εισοδήματος ανά έτος. Στη συνέχεια εφαρμόζονται τα κριτήρια στοχαστικής κυριαρχίας, πάνω στις σειρές εξομείωσης που δημιουργούνται με τη μέθοδο Latin Hypercube^{40, 41}.

⁴⁰ Η μέθοδος Latin Hypercube είναι μία στρωματοποιημένη (stratified) παραλλαγή της εξομείωσης Monte Carlo η οποία εξασφαλίζει ότι όλες οι περιοχές της κατανομής πιθανότητας λαμβάνονται υπ' όψιν κατά τη διαδικασία εξομείωσης.

⁴¹ Η ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας πραγματοποιήθηκε με τη χρήση της προγράμματος Simetar© 2008.

3.3. Ο ρόλος της γεωργίας στο φαινόμενο της σύγκλισης

Στα επόμενα κεφάλαια περιγράφονται οι μεθοδολογίες που θα χρησιμοποιηθούν για τη διερεύνηση του ρόλου της γεωργίας στο φαινόμενο της περιφερειακής σύγκλισης.

3.3.1. Παραμετρική παλινδρόμηση επαυξημένης εξίσωσης β-σύγκλισης

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, η εξίσωση σύγκλισης μπορεί να εμπλουτιστεί με την εισαγωγή ερμηνευτικών μεταβλητών που αναδεικνύουν διαρθρωτικά χαρακτηριστικά των υπό ανάλυση οικονομιών. Με βάση αυτό το σκεπτικό, θα μπορούσαν να συμπεριληφθούν μεταβλητές, οι οποίες δείχνουν την εξάρτηση των οικονομιών από τη γεωργία. Παραδείγματα τέτοιων μελετών έχουν ήδη παρουσιαστεί στο κεφάλαιο 2.2.

Στη παρούσα διδακτορική διατριβή, θα χρησιμοποιηθούν δύο μεταβλητές που αφορούν τη γεωργία. Η πρώτη αφορά το ποσοστό συμμετοχής της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής σε κάθε νομό. Η δεύτερη είναι η γεωργική παραγωγικότητα εκφρασμένη σε όρους ακαθάριστης αξίας γεωργικής παραγωγής ανά απασχολούμενο (σε λογαριθμοποιημένη μορφή). Η πρώτη μεταβλητή αναδεικνύει την εξάρτηση κάθε οικονομίας από το γεωργικό τομέα, ενώ η δεύτερη μεταβλητή τη δυναμικότητα της γεωργικής δραστηριότητας σε κάθε νομό.

Για την καλύτερη εξειδίκευση του μοντέλου, συμπεριλαμβάνονται δύο επιπλέον μεταβλητές, οι οποίες αφορούν τον τομέα των υπηρεσιών. Η πρώτη από αυτές αφορά το ποσοστό συμμετοχής των απασχολούμενων στον τομέα των υπηρεσιών ως προς το σύνολο των εργαζομένων, ενώ η δεύτερη την παραγωγικότητα του τομέα των υπηρεσιών (σε όρους ακαθάριστης αξίας παραγωγής ανά απασχολούμενο).

3.3.2. Μη παραμετρική παλινδρόμηση επαυξημένης εξίσωσης β-σύγκλισης

Στη μη παραμετρική παλινδρόμηση θα χρησιμοποιηθεί η βασική εξίσωση σύγκλισης με την προσθήκη των ίδιων ερμηνευτικών μεταβλητών που χρησιμοποιούνται και στην ανάλυση β-σύγκλισης. Η διαφορά της ανάλυσης αυτής έγκειται στο γεγονός ότι οι συντελεστές των μεταβλητών εκτιμούνται μη παραμετρικά.

Η μεθοδολογία που χρησιμοποιείται έχει ήδη παρουσιαστεί στο κεφάλαιο 3.2.1. Σε αυτήν την περίπτωση βέβαια, το μοντέλο που εκτιμάται περιλαμβάνει επιπλέον τις δύο ερμηνευτικές μεταβλητές που αφορούν τη γεωργία. Έτσι, το μοντέλο αυτό έχει τη μορφή:

$$Y_{it} = g(x^d, x^c) + \epsilon_{it} \quad (3.3.1)$$

όπου $g(\cdot)$ είναι μία άγνωστη συνάρτηση εξομάλυνσης (smooth function), το $x^d = [\mu_i, \nu_i]$ περιλαμβάνει τις διακριτές μεταβλητές που αφορούν τις ατομικές και τις χρονικές επιδράσεις με $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$ (αντίστοιχα με τις ψευδομεταβλητές χώρου και χρόνου στις παραμετρικές παλινδρομήσεις), ενώ το $x^c = (x_{it,1}, x_{it,2}, x_{it,3})$ περιλαμβάνει τις συνεχείς μεταβλητές οι οποίες είναι:

$x_{it,1}$: το αρχικό κατά κεφαλήν εισόδημα,

$x_{it,2}$: το ποσοστό συμμετοχής του αγροτικού τομέα στην ακαθάριστη αξία παραγωγής,

$x_{it,3}$: η γεωργική παραγωγικότητα (σε λογαριθμοποιημένη μορφή),

$x_{it,4}$: το ποσοστό συμμετοχής των εργαζομένων στον τομέα των υπηρεσιών στο σύνολο του εργατικού δυναμικού και

$x_{it,5}$: η παραγωγικότητα του τομέα των υπηρεσιών (σε λογαριθμοποιημένη μορφή).

Όπως και στο μοντέλο 3.2.2, τα ϵ_{it} υποτίθεται ότι είναι ανεξάρτητα και κατανέμονται με όμοιο τρόπο (independent and identically distributed), έχουν πεπερασμένη διακύμανση και ισχύει ότι $E(\epsilon_{it} | X_{i1}, \dots, X_{iT}) = 0$. Επιπλέον τα μ_i και τα ν_i έχουν μέσο όρο 0, πεπερασμένη διακύμανση και επιτρέπεται να συσχετίζονται με τα X_{it} με μία άγνωστης μορφής συσχέτιση (unknown correlation structure).

3.3.3. Δεσμευμένες κατανομές

Στην ανάλυση αυτή θα κατασκευαστούν δύο δεσμευμένες κατανομές. Η πρώτη αφορά τη δεσμευμένη κατανομή του κατά κεφαλήν ΑΕΠ με δεδομένο το μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής. Η δεύτερη αφορά τη δεσμευμένη κατανομή του κατά κεφαλήν ΑΕΠ με δεδομένη τη γεωργική παραγωγικότητα. Για την κατασκευή των κατανομών αυτών θα χρησιμοποιηθεί η μεθοδολογία των Hyndman κ.α. (1996), ενώ θα κατασκευαστούν και τα γραφήματα «σφωρευμένης κατά

συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) (βλέπε κεφάλαιο 3.2.2). Με τα γραφήματα αυτά θα αναδειχθεί η σχέση με την οποία συνδέονται οι δύο χρησιμοποιούμενοι γεωργικοί δείκτες με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

Λόγω της μεγάλης σημασίας του τομέα των υπηρεσιών στην οικονομία, οι παραπάνω αναλύσεις θα πραγματοποιηθούν σε δύο ομάδες παρατηρήσεων, ανάλογα με το μερίδιο συμμετοχής του τομέα των υπηρεσιών στην ακαθάριστη αξία παραγωγής. Έτσι, αφού οι νομοί χωριστούν στις κατηγορίες «υψηλής» και «χαμηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών, οι παραπάνω αναλύσεις θα επαναληφθούν για κάθε μία από αυτές τις ομάδες. Με τον τρόπο αυτό, θα φανεί κατά πόσον υπάρχει διαφορά στη σχέση μεταξύ των γεωργικών δεικτών με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ στις δύο παραπάνω υποκατηγορίες.

3.3.4. Μαρκοβιανοί πίνακες μετάβασης

Στο κεφάλαιο αυτό επιδιώκεται να διερευνηθεί πως επηρεάζουν τη διαδικασία οικονομικής σύγκλισης, το μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και η γεωργική παραγωγικότητα κάθε νομού. Για το λόγο αυτό, θα χρησιμοποιηθεί η μεθοδολογία των Μαρκοβιανών πινάκων μετάβασης.

Έτσι, έστω x_i , το μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής κάθε νομού και \bar{x} ο μέσος κάθε έτους, y_i η γεωργική παραγωγικότητα κάθε νομού και \bar{y} ο μέσος κάθε έτους, και τέλος, z_i το ΑΕΠ ανά κεφαλή κάθε νομού και \bar{z} ο μέσος όρους κάθε έτους. Διακρίνονται οι παρακάτω καταστάσεις για το ζεύγος (x_i, z_i) :

(+, +): όταν $(x_i - \bar{x}) > 0$ και $(z_i - \bar{z}) > 0$

(+, -): όταν $(x_i - \bar{x}) > 0$ και $(z_i - \bar{z}) < 0$

(-, +): όταν $(x_i - \bar{x}) < 0$ και $(z_i - \bar{z}) > 0$

(-, -): όταν $(x_i - \bar{x}) < 0$ και $(z_i - \bar{z}) < 0$

Κατ' αντιστοιχία ορίζονται και οι τέσσερις καταστάσεις για το ζεύγος (y_i, z_i) .

Συνεπώς, θα κατασκευαστούν δύο ομάδες πινάκων μετάβασης. Η πρώτη ομάδα θα περιλαμβάνει τρεις πίνακες μετάβασης⁴² με τις πιθανές καταστάσεις (x_i, y_i) , ενώ η δεύτερη ομάδα θα περιλαμβάνει τρεις πίνακες μετάβασης με τις πιθανές καταστάσεις (x_i, z_i) . Κατ' αντιστοιχία με την κατασκευή των δεσμευμένων κατανομών, οι πίνακες μετάβασης θα κατασκευαστούν και για τις ομάδες νομών «υψηλής» και «χαμηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών.

3.3.5. Ανάλυση κατά συστάδες

Η ανάλυση αυτή έχει ως σκοπό να διαχωρίσει τους νομούς της Ελλάδας με βάση τη διάρθρωση του γεωργικού τους τομέα. Στη συνέχεια θα εξετάσει η συνεισφορά της κάθε μίας από αυτές τις συστάδες για τη διαμόρφωση του δείκτη εντροπίας του Theil.

Συσταδοποίηση ή ομαδοποίηση (clustering), ονομάζεται η διαδικασία οργάνωσης δεδομένων σε ομάδες (συστάδες-clusters), όπου τα μέλη μιας ομάδας είναι παρόμοια μεταξύ τους σύμφωνα με κάποιο κριτήριο. Το πρόβλημα της ομαδοποίησης, μπορεί να εκφραστεί μαθηματικά ως η δημιουργία ενός συνόλου ομάδων $C = \{c_j, j=1,2,\dots,m\}$ με $m>1$, με τέτοιο τρόπο ώστε κάθε x_i να ανήκει σε ένα c_j , όπου $X = \{x_i \in \mathbb{R}^k, k=1,2,\dots \text{ και } i=1,2,\dots,n\}$ το σύνολο των δεδομένων.

Η αποδοτικότητα των αλγορίθμων ομαδοποίησης σχετίζεται άμεσα με το είδος των δεδομένων που θα διαχειριστούν καθώς και τα κριτήρια ομοιογένειας ή ανομοιογένειας που θα χρησιμοποιηθούν. Η μέτρηση της απόστασης και της ομοιότητας είναι ουσιαστικής σημασίας αφού οι παρατηρήσεις ομαδοποιούνται με βάση αυτήν την απόσταση. Υπάρχουν διάφορα μέτρα απόστασης, όπως η ευκλείδεια απόσταση, η απόσταση Manhattan και η απόσταση Chebychev. Συνήθως, στην ανάλυση κατά συστάδες χρησιμοποιείται η ευκλείδεια απόσταση:

$$d(x, y) = \sqrt{\sum_{i=1}^p (x_i - y_i)^2} \quad (3.3.2)$$

όπου $x = (x_1, \dots, x_p)$ και $y = (y_1, \dots, y_p)$ είναι δύο παρατηρήσεις που εκφράζονται με βάση τα p χαρακτηριστικά τους (μεταβλητές).

⁴² Οι τρεις πίνακες μετάβασης αντιστοιχούν σε τρεις διαφορετικές περιόδους μετάβασης: 1 έτος, 2 έτη και 3 έτη.

Η ευκλείδεια απόσταση εμφανίζει κάποια μειονεκτήματα, με σημαντικότερο ίσως το γεγονός ότι επηρεάζεται από τις κλίμακες μέτρησης των μεταβλητών (Καρλής, 2005). Για το λόγο αυτό οι Hair κ.α. (2009) προτείνουν το μετασχηματισμό των μεταβλητών σε μονάδες τυπικής απόκλισης. Επιπλέον, η ευκλείδεια απόσταση δεν λαμβάνει υπ' όψιν της την ενδεχόμενη ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών. Για το λόγο αυτό, στην ανάλυση συστάδων, δεν θα πρέπει να χρησιμοποιούνται μεταβλητές με υψηλή συσχέτιση.

Οι μέθοδοι ομαδοποίησης-συσταδοποίησης μπορούν να χωριστούν σε δύο κατηγορίες: στις μεθόδους ιεραρχικής ομαδοποίησης και στις μεθόδους διαμεριστικής ομαδοποίησης. Στην πρώτη κατηγορία διακρίνονται δύο επιμέρους τεχνικές, η συσσωρευτική ανάλυση και η επιμεριστική ανάλυση σε ομάδες. Στη συσσωρευτική ανάλυση, οι ομάδες σχηματίζονται με την ομαδοποίηση των παρατηρήσεων σε όλο και μεγαλύτερες ομάδες, έως ότου όλες οι παρατηρήσεις γίνουν μέλη μιας και μόνο ομάδας. Έτσι, αρχικά, κάθε παρατήρηση θεωρείται ως μία χωριστή ομάδα και σε κάθε βήμα ενώνονται σε ομάδες οι παρατηρήσεις που βρίσκονται εγγύτερα. Αν μία από τις παρατηρήσεις έχει ήδη σχηματίσει ομάδα με άλλες παρατηρήσεις σε προηγούμενο βήμα, τότε ενώνεται ολόκληρη η ομάδα αυτή με την άλλη παρατήρηση. Αντίθετα με την προσέγγιση αυτή, η επιμεριστική ανάλυση αρχίζει με όλες τις παρατηρήσεις συγκεντρωμένες σε μια ομάδα και τις επιμερίζει μέχρις ότου δημιουργηθούν τόσες ομάδες όσες και οι παρατηρήσεις.

Στην παρούσα μελέτη, ακολουθώντας πολλές έρευνες που χρησιμοποιούν την ανάλυση συσταδοποίησης στη βιβλιογραφία της ανάπτυξης (π.χ. Maasoumi και Wang, 2007, Ó'hUallacháin, 2008, Roy και Haldar, 2010, Brida κ.α., 2011, Goletsis και Chletsos, 2011), θα εφαρμοστεί η προσθετική συσσωρευτική μέθοδο, στην οποία ακολουθούνται τα παρακάτω βήματα:

- 1) Η ανάλυση αρχίζει με N συστάδες (όπου N ο αριθμός των οικονομιών), με την κάθε μία από αυτές να περιέχει μόνο ένα στοιχείο και ένα $N \times N$ πίνακα με αποστάσεις.
- 2) Προσδιορίζεται με βάση τον πίνακα το ζεύγος U και V συστάδων με την μικρότερη απόσταση μεταξύ τους.
- 3) Οι συστάδες U και V ενώνονται σε μία συστάδα, UV . Ο πίνακας αποστάσεων ανανεώνεται με διαγραφή των γραμμών και των στηλών που αντιστοιχούν στις U

και V και προστίθεται μία γραμμή και μία στήλη με τις αποστάσεις της UV από τις υπόλοιπες συστάδες.

- 4) Επανάληψη του δεύτερου και τρίτου βήματος (N-1) φορές έως ότου καταλήξει να υπάρχει μόνο μια συστάδα. Ακολουθεί καταγραφή των συστάδων που δημιουργήθηκαν κατά τη διάρκεια της διαδικασίας και το επίπεδο (απόσταση) στο οποίο δημιουργήθηκε η κάθε μία.

Υπάρχουν πολλά κριτήρια που καθορίζουν ποιές παρατηρήσεις ή ποιες ομάδες πρέπει να συνδυαστούν σε κάθε στάδιο. Τα κριτήρια αυτά διαφέρουν στον τρόπο με τον οποίο εκτιμούν τις αποστάσεις μεταξύ των ομάδων στα διαδοχικά στάδια. Στη συγκεκριμένη μελέτη, επιλέχθηκε το κριτήριο Ward, το οποίο βασίζεται στο θεώρημα του Huygens, σύμφωνα με το οποίο, η συνολική αδράνεια (inertia) (variance-διακύμανση), μπορεί να αναλυθεί στη αδράνεια (διακύμανση) μεταξύ των ομάδων (between-groups) και στην αδράνεια μέσα στις ομάδες (within-group):

$$\sum_{k=1}^K \sum_{q=1}^Q \sum_{i=1}^{I_q} (x_{iqk} - \bar{x}_k)^2 = \sum_{k=1}^K \sum_{q=1}^Q (x_{qk} - \bar{x}_k)^2 + \sum_{k=1}^K \sum_{q=1}^Q \sum_{i=1}^{I_q} (x_{iqk} - \bar{x}_{qk})^2 \quad (3.3.2)$$

όπου x_{iqk} η τιμή της παραμέτρου k της παρατήρησης i στη συστάδα q, \bar{x}_{qk} ο μέσος της παραμέτρου k της συστάδας q, \bar{x}_k ο μέσος της παραμέτρου k και I_q ο αριθμός των παρατηρήσεων στη συστάδα q. Το κριτήριο του Ward συνίσταται στη συσσωμάτωση δύο συστάδων, έτσι ώστε η αύξηση της διακύμανσης μέσα στις ομάδες (within variance) να είναι ελάχιστη (ή η μείωση της διακύμανσης μεταξύ των συστάδων να είναι ελάχιστη) σε κάθε βήμα του αλγορίθμου.

Για την επιλογή του βέλτιστου αριθμού συστάδων, έχουν προταθεί πολλές μεθοδολογίες, οι περισσότερες από τις οποίες στηρίζονται στη χρήση του δενδρογράμματος, το οποίο αποτυπώνει την πορεία εξέλιξης της ομαδοποίησης (Καρλής, 2005). Το δενδρόγραμμα ενώνει τις παρατηρήσεις που ομαδοποιούνται σε κάθε βήμα του αλγορίθμου με μια γραμμή, της οποίας το μήκος είναι ανάλογο της απόστασης των παρατηρήσεων που ομαδοποιούνται. Η διαδικασία επαναλαμβάνεται σε κάθε βήμα, έτσι ώστε στο τέλος όλες οι παρατηρήσεις να είναι ενωμένες με κάποιο μονοπάτι (path). Η απεικόνιση της απόστασης βοηθά στον εντοπισμό του βέλτιστου αριθμού ομάδων ενώ προσφέρει και χρήσιμες πληροφορίες σχετικά με το ιστορικό της ομαδοποίησης.

Πέραν τις οπτικής χρήσης του δενδρογράμματος για την επιλογή του βέλτιστου αριθμού συστάδων, στη βιβλιογραφία έχουν παρουσιαστεί και άλλες μέθοδοι για την επιλογή του, όπως οι μέθοδοι των Calinski και Harabasz (1974) και των Duda, Hart και Stork (1997). Υψηλή τιμή του ψευδοδείκτη-F (pseudo-F index) των Calinski και Harabasz (1974) υποδεικνύει σωστό διαχωρισμό των συστάδων. Επιπλέον, υψηλή τιμή του δείκτη $J_e(2)/J_e(1)$ των Duda, Hart και Stork (1997) ο οποίος συνοδεύεται από χαμηλή τιμή του ψευδοδείκτη-T (pseudo-T-squared) υποδεικνύει σωστό διαχωρισμό συστάδων⁴³.

⁴³ Εκτός από τους παραπάνω δείκτες πληθώρα άλλων δεικτών έχουν παρουσιαστεί στη βιβλιογραφία. Σύμφωνα με τους Milligan και Cooper (1985), οι οποίοι αξιολόγησαν 30 διαφορετικούς τέτοιους δείκτες, οι δείκτες των Calinski και Harabasz (1974) και των Duda, Hart και Stork (1997) ανήκαν στην ομάδα δεικτών που απέδωσαν καλύτερα. Για μία λεπτομερή συζήτηση πάνω στο θέμα της επιλογής του βέλτιστου αριθμού συστάδων, βλέπε Everitt, Landau, και Leese (2011).

3.4. Χωρικές επιδράσεις

Η ανάλυση της ύπαρξης χωρικής συσχέτισης εξετάζει την ύπαρξη χωρικής εξάρτησης μεταξύ γειτονικών (όμορων) οικονομιών. Υπάρχουν πολλοί λόγοι που μπορούν να δικαιολογήσουν την ύπαρξη χωρικής εξάρτησης μεταξύ γειτονικών οικονομιών, όπως για παράδειγμα τα προβλήματα μέτρησης που προκύπτουν όταν η διαδικασία ανάπτυξης δεν οριοθετείται κατάλληλα από τα γεωγραφικά/διοικητικά όρια των νομών ή των περιφερειών. Επιπλέον, οι εξωτερικότητες που προκύπτουν από την διάχυση γνώσης και τεχνογνωσίας, από τις εμπορικές συναλλαγές καθώς και από την ροή εργατικού δυναμικού (commuting), είναι πιθανά αίτια δημιουργίας χωρικής εξάρτησης στα δεδομένα⁴⁴ (Fischer και Stumpner, 2010). Σε κάθε περίπτωση η παραβίαση της υπόθεσης της ανεξαρτησίας μπορεί να οδηγήσει σε εσφαλμένες ερμηνείες και συμπεράσματα (Rey και Janikas, 2005).

Για τον έλεγχο της ύπαρξης χωρικών επιδράσεων, έχουν αναπτυχθεί διάφοροι δείκτες, οι οποίοι στηρίζονται σε δύο βασικές παραδοχές. Η πρώτη είναι ότι οι διαθέσιμες παρατηρήσεις είναι τυχαία κατανομημένες ενώ η δεύτερη είναι ότι το χωρικό πρότυπο (spatial pattern) καθώς και η δομή της χωρικής συσχέτισης μπορεί να εξαχθεί από τα δεδομένα (OECD, 2009). Ο πιο συχνός δείκτης χωρικής συσχέτισης είναι ο δείκτης I του Moran (Moran'I index), ο οποίος και χρησιμοποιείται στην παρούσα ανάλυση.

Το πρώτο βήμα για την ανάλυση των χωρικών επιδράσεων είναι ο ορισμός της δομής της χωρικής-γεωγραφικής σχέσης στα δεδομένα, της οποίας στη συνέχεια θα εξεταστεί η στατιστική σημαντικότητα με βάση τον χρησιμοποιούμενο δείκτη χωρικής συσχέτισης. Ο ορισμός της χωρικής αυτής σχέσης πραγματοποιείται με την κατασκευή ενός χωρικού πίνακα στάθμισης **W** (spatial weight matrix) που απεικονίζει την υιοθετούμενη χωρική-γεωγραφική σχέση μεταξύ των οικονομιών. Έτσι, κάθε στοιχείο w_{ij} του πίνακα **W** δείχνει τη χωρική σχέση των οικονομιών *i* και *j*.

Δεδομένου ότι η χωρική εξάρτηση, αξιωματικά, μειώνεται καθώς η απόσταση μεταξύ των οικονομιών αυξάνεται, η τιμή των w_{ij} θα μπορούσε να οριστεί ως:

$$w_{ij} = d_{ij}^{-a} \text{ με } a \geq 1 \quad (3.4.1)$$

⁴⁴ Για μία διεξοδική έρευνα των εμπειρικών δεδομένων, βλέπε Abreu κ.α. (2004).

όπου το d_{ij} δείχνει την καρτεσιανή απόσταση μεταξύ των οικονομιών i και j . Η σχέση 3.4.1 δείχνει ότι ο συντελεστής στάθμισης είναι αντιστρόφως ανάλογος με την απόσταση μεταξύ των οικονομιών, μειούμενη κατά ένα συντελεστή a . Εκτός όμως από την καρτεσιανή απόσταση, τα w_{ij} μπορούν να οριστούν και με βάση τη γειτνίαση (contiguity) μεταξύ των οικονομιών. Σε αυτή την περίπτωση, τα w_{ij} είναι δυαδικά στοιχεία και ορίζονται ως εξής:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{εάν οι οικονομίες } i \text{ και } j \text{ έχουν κοινά σύνορα} \\ 0, & \text{διαφορετικά} \end{cases}$$

Ο τελευταίος τρόπος, είναι αυτός που εμφανίζεται συχνότερα στη βιβλιογραφία και θα χρησιμοποιηθεί και στην παρούσα ανάλυση⁴⁵.

Ο δείκτης I του Moran ορίζεται ανάλογα με τον συντελεστή συσχέτισης και οι τιμές του κυμαίνονται από -1 (έντονη αρνητική χωρική συσχέτιση) έως 1 (έντονη θετική χωρική συσχέτιση). Ο έλεγχος του Moran πραγματοποιείται με την εκτίμηση της στατιστικής I ως εξής (Haining, 2003):

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (3.4.2)$$

όπου \bar{x} ο μέσος της μεταβλητής x και w_{ij} στοιχεία του πίνακα σταθμίσεως. Αν υποθεθεί ότι τα χωρικά δεδομένα ακολουθούν την κανονική κατανομή (normal spatial data distribution), τότε η μαθηματική ελπίδα $E_n(I)$ για ένα δείγμα μεγέθους n είναι (OECD, 2009):

$$E_n(I) = -\frac{1}{n-1}, \quad (3.4.3)$$

ενώ η διακύμανση $V_n(I)$ είναι:

$$V_n(I) = \frac{n^2 w_1 - n w_2 + 3 w_0^2}{w_0^2 (n^2 - 1)} - E_n^2(I) \quad (3.4.4)$$

⁴⁵ Για περισσότερες λεπτομέρειες σχετικά με τους υπάρχοντες τρόπους ορισμού του χωρικά σταθμισμένου πίνακα, βλέπε Rogerson (2001), Getis και Aldstadt (2004) και Getis (2010).

όπου $w_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$, $w_1 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2$, $w_2 = \sum_{i=1}^n (w_{i.} + w_{.i})^2$, ενώ το $w_{i.}$ και το $w_{.i}$,

είναι το άθροισμα της i γραμμής και της i στήλης του πίνακα στάθμισης (weight matrix) αντίστοιχα. Όταν υιοθετείται η υπόθεση της τυχαίας κατανομής, η μαθηματική ελπίδα $E_r(I)$ είναι ίση με την $E_n(I)$, ενώ η διακύμανση είναι:

$$V_r(I) = \frac{n((n^2 - 3n + 3)w_1 - nw_2 + 3w_0^2) - K_2((n^2 - n)w_1 - 2nw_2 + 6w_0^2) - E_r^2(I)}{w_0^2(n-1)(n-2)(n-3)} \quad (3.4.5)$$

όπου $K_2 = \frac{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{\left(\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right)^2}$. Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης (μη ύπαρξη χωρικής

συσχέτισης) πραγματοποιείται με βάση την παρακάτω στατιστική (Rogerson, 2001):

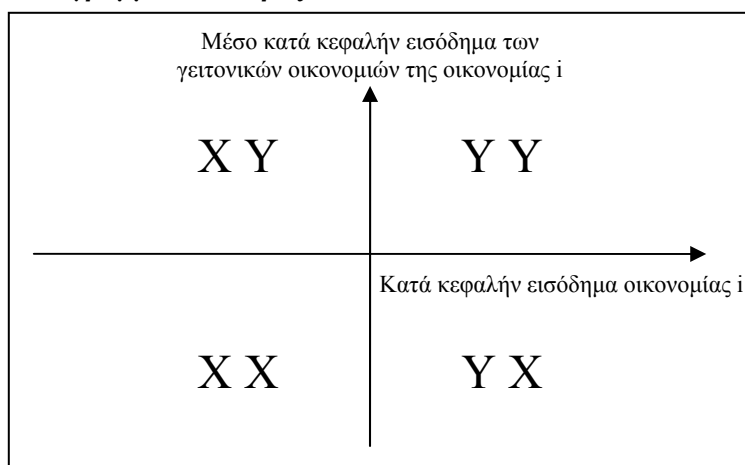
$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{V(I)}} \quad (3.4.6)$$

Έτσι, ο δείκτης I του Moran είναι στατιστικά σημαντικός και θετικός όταν οι παρατηρούμενες τιμές στις γειτονικές οικονομίες τείνουν να είναι όμοιες, αρνητικός, όταν οι τιμές τείνουν να είναι ανόμοιες και μηδενικός όταν οι παρατηρούμενες τιμές κατανέμονται τυχαία και ανεξάρτητα στο χώρο (OECD, 2009). Βέβαια, τα αποτελέσματα του δείκτη I του Moran πρέπει να αξιολογούνται με προσοχή, αφού ο ορισμός των στοιχείων w_{ij} επηρεάζει άμεσα τα αποτελέσματα. Έτσι, η στατιστική σημαντικότητα του δείκτη I , προκύπτει με βάση την επιλογή του πίνακα \mathbf{W} .

Για την εξάλειψη της χωρικής συσχέτισης, όταν οι τιμές της στατιστικής I του Moran είναι στατιστικά σημαντικές, μπορεί να χρησιμοποιηθούν τεχνικές φιλτραρίσματος έτσι ώστε να απομονωθεί το χωρικό στοιχείο από τα δεδομένα. Από τις πιο διαδεδομένες τεχνικές φιλτραρίσματος, είναι το φίλτρο του Getis, (βλέπε Getis, 1990, Getis και Ord, 1992 και Getis και Griffith, 2002), το οποίο έχει χρησιμοποιηθεί σε πολλές εργασίες που ερευνούν την ύπαρξη σύγκλισης (π.χ. Battisti και Di Vaio, 2008, Fischer και Stumpner, 2010, Maza κ.α., 2010 και Bartkowska και Riedla, υπό έκδοση). Επίσης, ο Liantakis (2011α), χρησιμοποίησε το φίλτρο του Getis πριν την ανάλυση σύγκλισης μεταξύ των τιμών πληθωρισμού των τροφίμων στην Ευρωπαϊκή Ένωση.

Στην παρούσα ανάλυση εκτός από τον δείκτη I του Moran, θα χρησιμοποιηθεί και το διάγραμμα διασποράς του Moran (Moran's scatterplot) το οποίο προτάθηκε αρχικά από τον Anselin (1995). Το διάγραμμα αυτό (Γράφημα 3.4.1) αποτυπώνει, σε κάθε τεταρτημόριο, ένα διαφορετικό τύπο χωρικής συσχέτισης μεταξύ κάθε οικονομίας και των γειτονικών της οικονομιών.

Γράφημα 3.4.1. Διάγραμμα διασποράς του Moran



Στο τεταρτημόριο που βρίσκεται πάνω και δεξιά (YY), αποτυπώνονται οι οικονομίες οι οποίες έχουν υψηλό κατά κεφαλήν εισόδημα και οι οποίες συνορεύουν με οικονομίες που επίσης έχουν υψηλό κατά κεφαλήν εισόδημα. Στο κάτω αριστερό τεταρτημόριο (XX), αποτυπώνονται οι οικονομίες με χαμηλό κατά κεφαλήν εισόδημα που γειτνιάζουν με οικονομίες που επίσης έχουν χαμηλό κατά κεφαλήν εισόδημα. Τα δύο αυτά τεταρτημόρια συγκεντρώνουν τις οικονομίες που σχηματίζουν συστάδες υψηλών και χαμηλών κατά κεφαλήν εισοδημάτων, παρουσιάζοντας έτσι θετική χωρική συσχέτιση.

Στο τεταρτημόριο που βρίσκεται πάνω αριστερά (XY), βρίσκονται οι οικονομίες που έχουν χαμηλό κατά κεφαλήν εισόδημα και οι οποίες συνορεύουν με οικονομίες υψηλού κατά κεφαλήν εισοδήματος. Τέλος, στο κάτω δεξιό τεταρτημόριο (YX), τοποθετούνται οι οικονομίες που έχουν υψηλό κατά κεφαλήν εισόδημα και γειτνιάζουν με οικονομίες χαμηλού κατά κεφαλήν εισοδήματος. Στα δύο τελευταία τεταρτημόρια παρουσιάζονται οι περιπτώσεις των οικονομιών που παρουσιάζουν αρνητική χωρική συσχέτιση, αφού περιβάλλονται από οικονομίες με διαφορετικό επίπεδο κατά κεφαλήν εισοδήματος.

Επιπλέον, στο διάγραμμα διασποράς του Moran αποτυπώνεται και η τιμή του δείκτη I, ο οποίος ισούται με την κλίση της γραμμής τάσης (βλέπε Anselin, 1995). Από την

προβολή της τάσης πάνω στο διάγραμμα μπορούν «οπτικά» να προσδιοριστούν περιπτώσεις απομονωμένων σημείων (outliers), σημείων δηλαδή που απέχουν πολύ από τα χωρικά πρότυπα που επικρατούν στα δεδομένα.

4. Παρουσίαση δεδομένων και περιγραφικών στατιστικών

Τα βασικά στοιχεία που χρησιμοποιούνται στην παρούσα διδακτορική διατριβή αφορούν το κατά κεφαλήν ΑΕΠ ανά νομό για την περίοδο 2000-2008 και προέρχονται από δημοσιεύματα της Ελληνικής Στατιστικής Αρχής (ΕΛ.ΣΤΑΤ.). Στους Πίνακες 1 και 2 του Παραρτήματος παρουσιάζονται τα δεδομένα αυτά σε τρέχουσες και σε σταθερές τιμές 2011 αντίστοιχα⁴⁶. Επίσης, τα δεδομένα του κατά κεφαλήν ΑΕΠ ανά νομό σε σταθερές τιμές κατά την έναρξη (2000) και το πέρας (2008) της υπό εξέταση περιόδου παρουσιάζονται και στο Χάρτη 4.1.

Στον Πίνακα 4.1, παρουσιάζεται η σχετική κατάταξη των νομών ανά έτος με βάση το κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Όπως φαίνεται, με μία πρώτη ματιά, οι νομοί που κατατάσσονται στις πρώτες 8 θέσεις είναι σε κάθε έτος ίδιοι, με εξαίρεση το νομό Ηρακλείου που βρέθηκε στην 9η θέση το 2000 και το νομό Αρκαδίας που βρέθηκε στην 9η θέση το 2003 και το 2006. Οι υπόλοιποι 6 νομοί της οκτάδας είναι κατά φθίνουσα σειρά του κατά κεφαλήν ΑΕΠ: νομός Βοιωτίας, Κυκλάδων, Ζακύνθου, Αττικής, Δωδεκανήσου, Κορινθίας. Φαίνεται λοιπόν ότι οι πρώτοι νομοί σε όρους κατά κεφαλήν εισοδήματος ανήκουν σε μία αρκετά κλειστή ομάδα, στην οποία είναι δύσκολο να εισέλθει αλλά και να εξέλθει κάποιος νομός-μέλος. Επιπλέον, ο Πίνακας 4.1 δείχνει ότι οι πρώτοι 5 νομοί στην κατάταξη έχουν αρκετά μεγαλύτερες τιμές κατά κεφαλήν εισοδήματος σε σχέση με αυτό των υπολοίπων. Μάλιστα, ο νομός Βοιωτίας καταλαμβάνει μόνιμα την πρώτη θέση, ενώ ο νομός Κυκλάδων καταλαμβάνει άλλοτε τη δεύτερη και άλλοτε την τρίτη θέση.

Η σταθερότητα που παρουσιάζεται στις πρώτες θέσεις δε διατηρείται και στις επόμενες θέσεις της κατάταξης, αφού παρατηρούνται πολλές ανακατατάξεις από χρονιά σε χρονιά. Με εξαίρεση κάποιες περιπτώσεις νομών οι οποίοι καταλαμβάνουν μόνιμα τις τελευταίες θέσεις στη σειρά κατάταξης (όπως οι νομοί Ηλείας, Άρτας και Σερρών), οι υπόλοιποι νομοί παρουσιάζουν έντονες διακυμάνσεις στην κατάταξή τους. Πράγματι, κατά τη διάρκεια της περιόδου 2000-2008 παρατηρήθηκαν μεγάλες μετατοπίσεις στην κατάταξη πολλών νομών της Ελλάδας. Έτσι, 24 νομοί μετακινήθηκαν από 10 έως και 31 θέσεις ενώ μόλις 6 παρέμειναν σχεδόν σταθεροί

⁴⁶ Για τη μετατροπή από τρέχουσες σε σταθερές τιμές χρησιμοποιήθηκαν οι αποπληθωριστές που παρέχονται από το Economy Watch (http://www.economywatch.com/economic-statistics/Greece/GDP_Deflator/).

(± 2 θέσεις). Παρόλα αυτά, οι ανακατατάξεις δεν εμφανίζονται τόσο έντονες όταν ληφθεί υπ' όψιν μόνο η αρχική και η τελική χρονιά της υπό εξέταση περιόδου. Σε αυτήν την περίπτωση, 22 από τους 51 νομούς διατήρησαν περίπου την ίδια θέση (± 2), ενώ μόλις 7 από τους 51 νομούς παρουσίασαν αυξομειώσεις μεγαλύτερες των 10 θέσεων.

Οι εντονότερες διακυμάνσεις παρουσιάζονται στους νομούς Καστοριάς, Γρεβενών και Ημαθίας. Στους δύο πρώτους νομούς παρατηρήθηκε μία απότομη αύξηση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ, η οποία είχε ως αποτέλεσμα τη βελτίωση της κατάταξής τους. Μία πιθανή εξήγηση για αυτή τη μεταβολή είναι η κατασκευή της Εγνατίας οδού, η οποία περνώντας από τους νομούς αυτούς δημιούργησε μία (κατά μεγάλο ποσοστό ψευδή⁴⁷) αύξηση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Στην περίπτωση του νομού Ημαθίας, η κατάσταση εμφανίζεται διαφορετική. Ο νομός αυτός ξεκινώντας από την 13η θέση της γενικής κατάταξης, βρέθηκε μετά από μία δετία στην 33η θέση.

Στο Γράφημα 4.1, παρουσιάζεται η κατανομή των κατά κεφαλήν εισοδημάτων για κάθε έτος ξεκινώντας από τους νομούς με το μεγαλύτερο κατά κεφαλήν εισόδημα κατά το έτος 2008. Έτσι, η κατανομή το έτος 2008 παρουσιάζεται γνησίως φθίνουσα σε αντίθεση με τις κατανομές των υπόλοιπων ετών. Όσο λιγότερο ομαλή είναι η γραμμή που αναφέρεται σε ένα έτος, τόσο περισσότερες είναι οι περιπτώσεις νομών που αλλάζουν θέση στη σχετική κατάταξη. Όπως φαίνεται από το Γράφημα 4.1, παρά το γεγονός ότι οι γραμμές που αναφέρονται σε κάθε έτος δεν είναι αρκετά ομαλές, μπορούμε, σε γενικές γραμμές, να πούμε ότι οι εναλλαγές θέσεων, αν και είναι αρκετές, είναι στην πλειονότητά τους περιορισμένης έντασης.

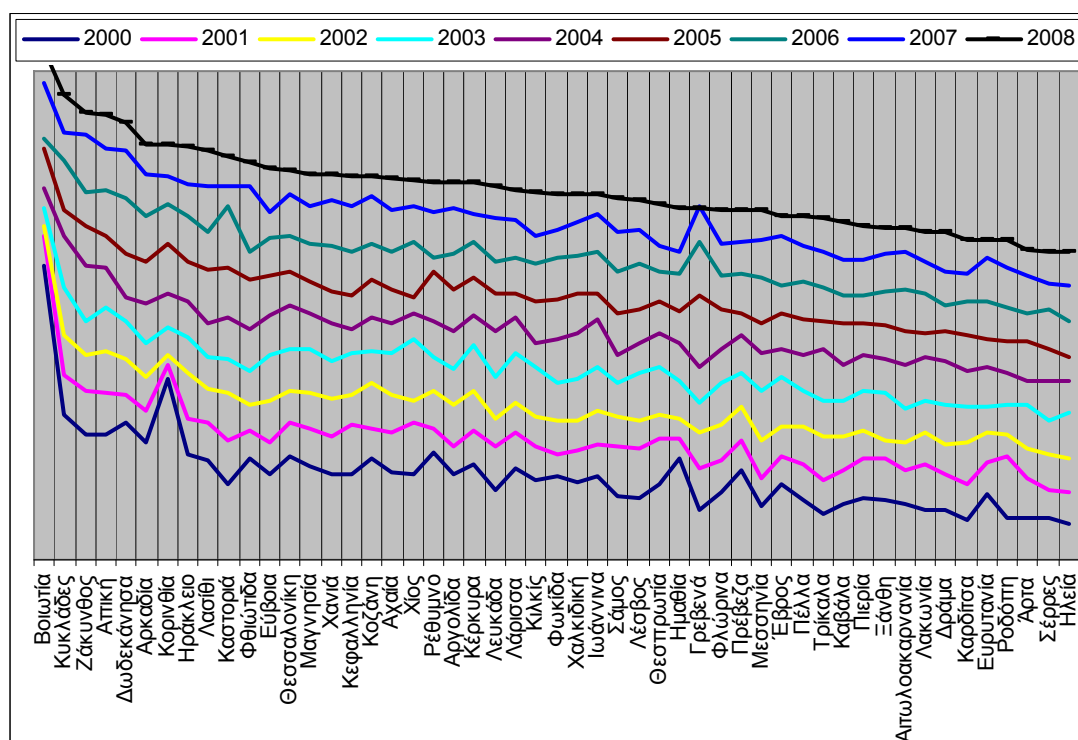
⁴⁷ Οι δαπάνες του συγκεκριμένου έργου εμφανίστηκαν στο ΑΕΠ των νομών αυτών. Όμως, σε πολύ μεγάλο βαθμό, οι συντελεστές παραγωγής που χρησιμοποιήθηκαν για το συγκεκριμένο έργο ήταν «εξωγενείς».

Πίνακας 4.1. Σχετική κατάταξη των νομών ανά έτος με βάση το κατά κεφαλήν ΑΕΠ (οι νομοί παρατίθενται με βάση την κατάταξή τους το έτος 2008)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Μέγιστη Τιμή	Ελάχιστη Τιμή	Εύρος	Μεταβολή 2000-2008
Βοιωτία	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0
Κυκλάδες	3	3	2	2	2	2	2	2	2	3	2	1	1
Ζάκυνθος	5	4	4	4	3	3	4	3	3	5	3	2	2
Αττική	6	5	3	3	4	4	3	4	4	6	3	3	2
Δωδεκάνησος	4	6	6	5	6	6	5	5	5	6	4	2	-1
Αρκαδία	7	7	8	9	8	7	9	6	6	9	6	3	1
Κορινθία	2	2	5	6	5	5	6	7	7	7	2	5	-5
Ηράκλειο	9	8	7	7	7	8	8	8	8	9	7	2	1
Λασιθί	14	9	10	18	21	10	10	9	9	21	9	12	5
Καστοριά	29	24	14	20	16	9	7	11	10	29	7	22	19
Φθιώτιδα	11	16	23	26	23	16	19	10	11	26	10	16	0
Εύβοια	23	25	20	17	12	13	12	22	12	25	12	13	11
Θεσσαλονίκη	10	10	12	11	9	11	11	12	13	13	9	4	-3
Μαγνησία	16	13	15	12	10	17	16	16	14	17	10	7	2
Χανιά	21	20	18	21	20	20	18	14	15	21	14	7	6
Κεφαλληνία	20	12	17	14	22	25	22	17	16	25	12	13	4
Κοζάνη	12	15	9	13	15	15	17	13	17	17	9	8	-5
Αχαΐα	19	19	16	15	19	18	21	20	18	21	15	6	1
Χίος	22	11	19	8	11	27	15	18	19	27	8	19	3
Ρέθυμνο	8	14	13	19	18	12	25	21	20	25	8	17	-12
Αργολίδα	24	29	22	25	25	19	23	19	21	29	19	10	3
Κέρκυρα	15	17	11	10	13	14	13	24	22	24	10	14	-7
Λευκάδα	32	30	29	29	24	22	28	25	23	32	22	10	9
Λάρισα	17	18	21	16	14	23	26	26	24	26	14	12	-7
Κιλίκις	27	27	28	22	31	29	29	31	25	31	22	9	2
Φωκίδα	26	33	32	33	29	28	27	29	26	33	26	7	0
Χαλκιδική	28	32	31	31	26	21	24	27	27	32	21	11	1
Ιωάννινα	25	26	25	23	17	24	20	23	28	28	17	11	-3
Σάμος	35	28	27	35	38	35	31	30	29	38	27	11	6
Λέσβος	37	31	33	27	32	32	30	28	30	37	27	10	7
Θεσπρωτία	31	21	26	24	27	30	32	36	31	36	21	15	0
Ημαθία	13	22	30	32	30	33	33	38	32	38	13	25	-19
Γρεβενά	45	42	39	43	45	26	14	15	33	45	14	31	12
Φλώρινα	33	38	34	34	33	31	35	35	34	38	31	7	-1
Πρέβεζα	18	23	24	28	28	36	34	34	35	36	18	18	-17
Μεσσηνία	42	47	45	37	36	41	36	33	36	47	33	14	6
Έβρος	30	34	36	30	35	34	38	32	37	38	30	8	-7
Πέλλα	38	40	35	36	39	37	37	37	38	40	35	5	0
Τρίκαλα	46	48	42	40	34	38	39	40	39	48	34	14	7
Καβάλα	40	44	43	42	44	40	44	43	40	44	40	4	0
Πιερία	36	37	37	38	37	39	43	44	41	44	36	8	-5
Ξάνθη	39	36	44	39	41	42	41	41	42	44	36	8	-3
Αιτωλ/νία	41	43	47	49	43	44	40	39	43	49	39	10	-2
Λακωνία	43	41	38	41	40	45	42	45	44	45	38	7	-1
Δράμα	44	45	48	44	42	43	47	47	45	48	42	6	-1
Καρδίτσα	50	49	46	48	47	46	46	48	46	50	46	4	4
Ευρυτανία	34	39	40	47	46	47	45	42	47	47	34	13	-13
Ροδόπη	49	35	41	45	48	48	48	46	48	49	35	14	1
Άρτα	47	46	49	46	51	49	50	49	49	51	46	5	-2
Σέρρες	48	50	50	51	50	50	49	50	50	51	48	3	-2
Ηλεία	51	51	51	50	49	51	51	51	51	51	49	2	0

Πηγή: ΕΛ.ΣΤΑΤ.

Γράφημα 4.1. Κατανομή των κατά κεφαλήν εισοδημάτων στους νομούς της Ελλάδας κατ' έτος



Στον Πίνακα 4.2 παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά του πραγματικού κατά κεφαλήν εισοδήματος την περίοδο 2000-2008. Η μέση τιμή των κατανομών παρουσιάζει μία διαρκή τάση αύξησης (με εξαίρεση τη μέση τιμή του έτους 2008, όταν παρέμεινε ουσιαστικά σταθερή). Το μέσο κατά κεφαλήν εισόδημα μετά την εισαγωγή της Ελλάδας στην Ευρωζώνη έχει αυξηθεί κατά 62.52%, ενώ ο συντελεστής μεταβλητότητας έχει μειωθεί κατά 5.5 ποσοστιαίες μονάδες. Ο συντελεστής αυτός, καθώς και η τυπική απόκλιση, όπως έχει ήδη αναλυθεί στο κεφάλαιο της μεθοδολογίας, αποτελεί μέτρο της διασποράς των δεδομένων και κατά συνέπεια δείκτη σύγκλισης.

Το εύρος των τιμών του κατά κεφαλήν εισοδήματος παρουσίασε τάση μείωσης μέχρι το 2004, όπου ξεκίνησε να αυξομειώνεται, καταλήγοντας σε ένα επίπεδο παρόμοιο με αυτό του 2004. Το μειωμένο εύρος που παρουσιάστηκε μέχρι το 2004 προκύπτει τόσο από τη μείωση της μέγιστης όσο και από την αύξηση της ελάχιστης τιμής της κατανομής. Με μία προσεκτικότερη έρευνα των δεδομένων, φαίνεται ότι μειώθηκε το κατά κεφαλήν εισόδημα στην Βοιωτία, η οποία παρουσιάζει το μεγαλύτερο κατά

κεφαλής εισόδημα στην Ελλάδα⁴⁸. Από την άλλη πλευρά αυξήθηκε αρκετά το κατά κεφαλής εισόδημα σε πολύ φτωχούς νομούς της Ελλάδας όπως η Άρτα, η Ευρυτανία, η Ηλεία και η Καρδίτσα.

Πίνακας 4.2. Περιγραφικά στατιστικά των κατανομών του πραγματικού κατά κεφαλής εισοδήματος την περίοδο 2000-2008.

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Μέσος	15,381	15,887	16,078	16,917	17,509	18,050	18,776	19,443	19,419
Τυπική Απόκλιση	4111.85	3939.96	3767.32	3634.48	3578.79	3750.75	3852.80	4128.37	4125.54
Συντελεστής Μεταβλητότητας	26.73%	24.80%	23.43%	21.48%	20.44%	20.78%	20.52%	21.23%	21.25%
Ελάχιστο	10,489	10,584	10,934	11,630	12,489	11,916	12,414	12,887	13,183
Διάμεσος	15,260	15,375	15,330	16,542	17,297	17,887	18,607	19,433	18,984
Μέγιστο	35,796	35,731	33,853	32,563	31,528	32,451	30,404	32,804	33,092
Εύρος	25308	25146	22920	20933	19039	20535	17990	19917	19909
Συντελεστής Ασυμμετρίας	2.72	2.72	2.28	1.76	1.55	1.33	0.83	0.88	0.98
Συντελεστής Κυρτότητας	11.57	12.14	8.89	5.78	4.06	3.33	0.80	1.11	1.43

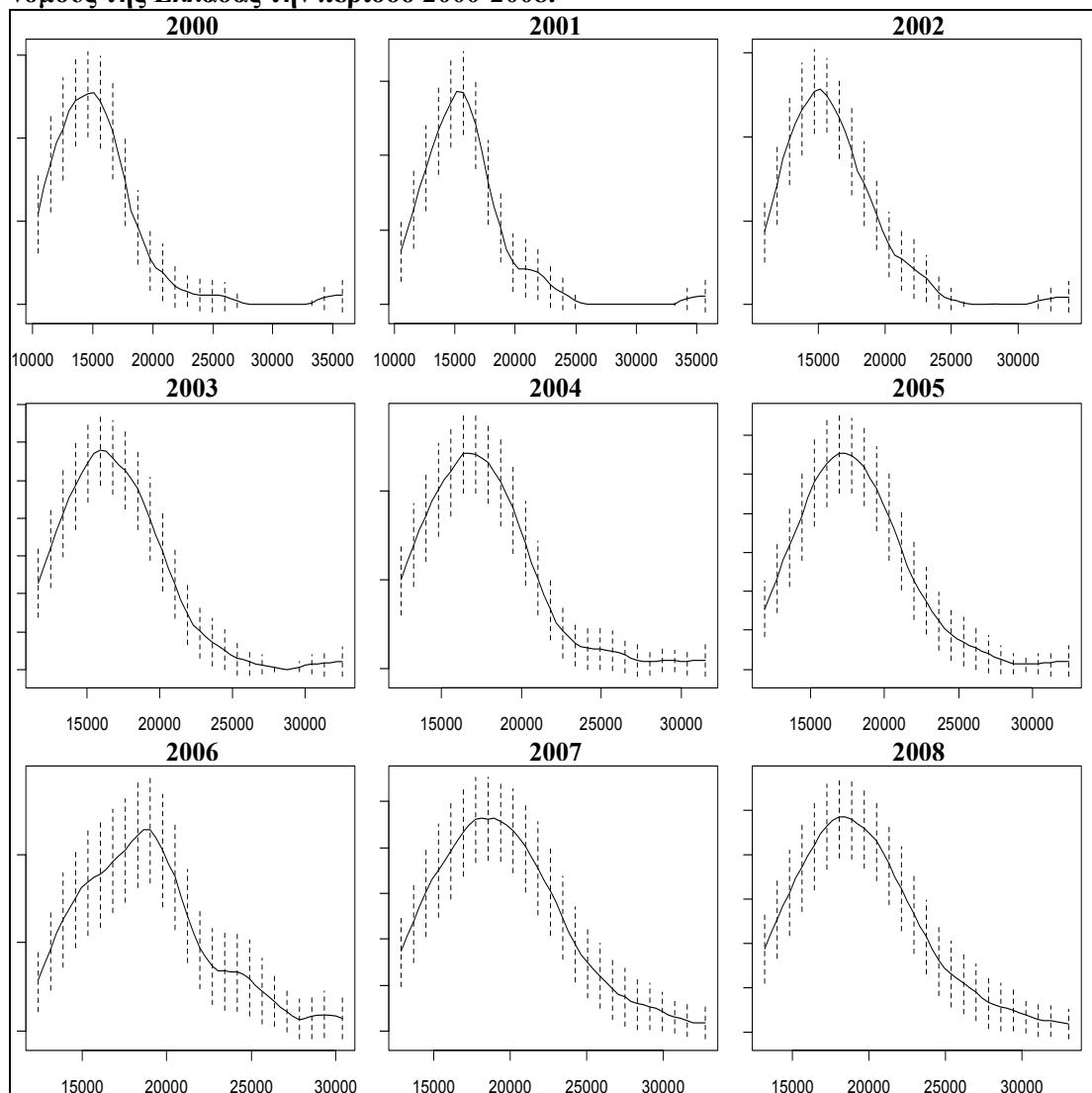
Η τιμή του συντελεστή ασυμμετρίας (skewness index) αναδεικνύει ότι όλες οι κατανομές παρουσιάζουν δεξιά ασυμμετρία. Παρόλα αυτά, φαίνεται ότι υπάρχει τάση μείωσής της (με εξαίρεση τα δύο τελευταία χρόνια της υπό έρευνας περιόδου). Αυτό είναι μία ένδειξη ότι απόσταση των «πλουσίων» νομών της Ελλάδας από το μέσο όρο έχει μειωθεί.

Τέλος, από την τιμή του συντελεστή κυρτότητας (kurtosis index) προκύπτει ότι η κατανομή του κατά κεφαλής εισοδήματος των νομών της Ελλάδας γίνεται ολοένα και

⁴⁸ Η Βοιωτία παρουσιάζει το μεγαλύτερο κατά κεφαλής εισόδημα στην Ελλάδα, λόγω της γεινιάσής της με την Αττική. Η παρουσία επενδυτικών κινήτρων για την αποκέντρωση των επιχειρήσεων τα τελευταία χρόνια, οδήγησε πολλές επιχειρήσεις να φύγουν από τα όρια του νομού Αττικής και να εγκατασταθούν στο νομό Βοιωτίας. Τόσο το κεφάλαιο, όσο και το εργατικό δυναμικό των επιχειρήσεων αυτών, έχει έδρα την Αθήνα, με ελάχιστες ή μηδαμινές θετικές επιδράσεις στην ανάπτυξη του νομού Βοιωτίας. Παρόλα αυτά, τα τελευταία χρόνια, το κατά κεφαλής εισόδημα στη Βοιωτία έχει μειωθεί με ταυτόχρονη αύξηση του κατά κεφαλής εισοδήματος τόσο στην Αττική όσο και στην Εύβοια. Η αντιστροφή της τάσης αυτής μετά το 2000 οφείλεται στην πρόσφατη αναθεώρηση του ΑΕΠ, η οποία αναβάθμισε τη θέση των νομών και περιφερειών με έντονη εξάρτηση από τις τριτογενείς δραστηριότητες, όπως ο τουρισμός, το εμπόριο, η δημόσια διοίκηση και οι κτηματομεσιτικές δραστηριότητες (ουσιαστικά αναβάθμισε τη θέση της Αττικής και του Νότιου Αιγαίου). Παράλληλα υποβάθμισε περαιτέρω τη θέση ορεινών περιοχών, καθώς και περιοχών της ενδοχώρας της Στερεάς Ελλάδας, με έντονη εξάρτηση από τον πρωτογενή τομέα, σχετικά μικρή παρουσία του τριτογενή τομέα και έλλειψη σημαντικών αστικών κέντρων. Το αποτέλεσμα ήταν η περαιτέρω ενίσχυση και εδραίωση της περιοχής με τη μεγαλύτερη αστική συγκέντρωση στην Ελλάδα, της μητροπολιτικής περιφέρειας της Αθήνας (Papadaskalopoulos και Christofakis, 2008).

περισσότερο πλατύκυρτη. Φαίνεται λοιπόν, ότι οι παρατηρήσεις τείνουν να αποκλίνουν από τον μέσο όρο όσο περνούν τα χρόνια.

Γράφημα 4.2. Ετήσιες κατανομές του περιφερειακού κατά κεφαλήν εισοδήματος στους νομούς της Ελλάδας την περίοδο 2000-2008.



* Οι συναρτήσεις κατανομής πιθανότητας για κάθε έτος κατασκευάστηκαν χρησιμοποιώντας πυρήνες τύπου Epanechnikov και τη μέθοδο διασταυρωτικής επικύρωσης ελαχίστων τετραγώνων (least square cross validation) (Li και Racine, 2003). Οι διακεκομμένες γραμμές απεικονίζουν τα όρια σφάλματος, τα οποία υπολογίστηκαν με τη μέθοδο της επαναδειγματοληψίας (399 επαναλήψεις). Οι συναρτήσεις και τα γραφήματα αυτά, κατασκευάστηκαν με το πρόγραμμα R και με τη χρήση του πακέτου nr (βλέπε Li και Racine, 2003 και Hayfield και Racine, 2008).

Το Γράφημα 4.2 παρουσιάζει την κατανομή του κατά κεφαλήν εισοδήματος για κάθε έτος της περιόδου 2000-2008. Τα επιμέρους διαγράμματα προσφέρουν μία οπτική παρουσίαση των κατανομών και αναδεικνύουν τα χαρακτηριστικά που περιγράφει ο Πίνακας 4.2. Επιπλέον, μπορούν να αναδείξουν ορισμένα χαρακτηριστικά που δεν αποτυπώνονται με τα περιγραφικά στατιστικά, όπως για παράδειγμα η ύπαρξη δύο (ή και παραπάνω) κορυφών, φαινόμενο το οποίο παρουσιάζεται σε πολλές ερευνητικές

εργασίες (π.χ. Quah, 1996). Βέβαια, στην παρούσα ανάλυση, τέτοια φαινόμενα δεν υπάρχουν, με εξαίρεση, ίσως, κάποιες πολύ μικρές κορυφές στις συναρτήσεις των ετών 2001 και 2006 (βλ. Γράφημα 4.2).

Στη συνέχεια παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά που αναφέρονται στις μεταβλητές που θα χρησιμοποιηθούν για τη διερεύνηση του ρόλου του γεωργικού τομέα. Πιο συγκεκριμένα, οι μεταβλητές αυτές αφορούν το μερίδιο της αγροτικής παραγωγής στην ακαθάριστη αξία παραγωγής (ΑΑΠ) κάθε νομού, και τη γεωργική παραγωγικότητα (σε όρους ακαθάριστης αξίας αγροτικής παραγωγής ανά απασχολούμενο και σε λογαριθμοποιημένη μορφή). Για κάθε έτος τα περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών αυτών παρουσιάζονται στους πίνακες 4.3 και 4.4. Τα δεδομένα αυτά παρουσιάζονται αναλυτικά και στους Πίνακες 3 και 4 του Παραρτήματος.

Από τον Πίνακα 4.3 φαίνεται ότι ο μέσος όρος του μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής παρουσιάζει μία συνεχή πτώση κατά την περίοδο 2000-2008. Επίσης, η τυπική απόκλιση είναι αρκετά μεγάλη και δείχνει τη μεγάλη παραλλακτικότητα των τιμών της μεταβλητής αυτής κατά τη διάρκεια της υπό εξέταση περιόδου, κάτι που είναι εμφανές και από το εύρος μεταξύ των μέγιστων και των ελάχιστων τιμών.

Πίνακας 4.3. Περιγραφικά στατιστικά του μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής των νομών ανά έτος (2000-2008).

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Μέσος	12.13%	12.27%	11.32%	10.57%	9.50%	9.29%	7.32%	6.74%	6.16%
Τυπική Απόκλιση	6.11%	6.22%	5.89%	4.96%	4.77%	4.68%	3.65%	3.54%	3.48%
Ελάχιστο	0.78%	0.65%	0.63%	0.54%	0.45%	0.45%	0.39%	0.38%	0.33%
Διάμεσος	11.04%	11.13%	10.87%	10.06%	9.21%	9.05%	6.96%	6.29%	5.58%
Μέγιστο	28.35%	30.46%	26.16%	21.86%	20.78%	20.75%	17.99%	18.28%	17.29%

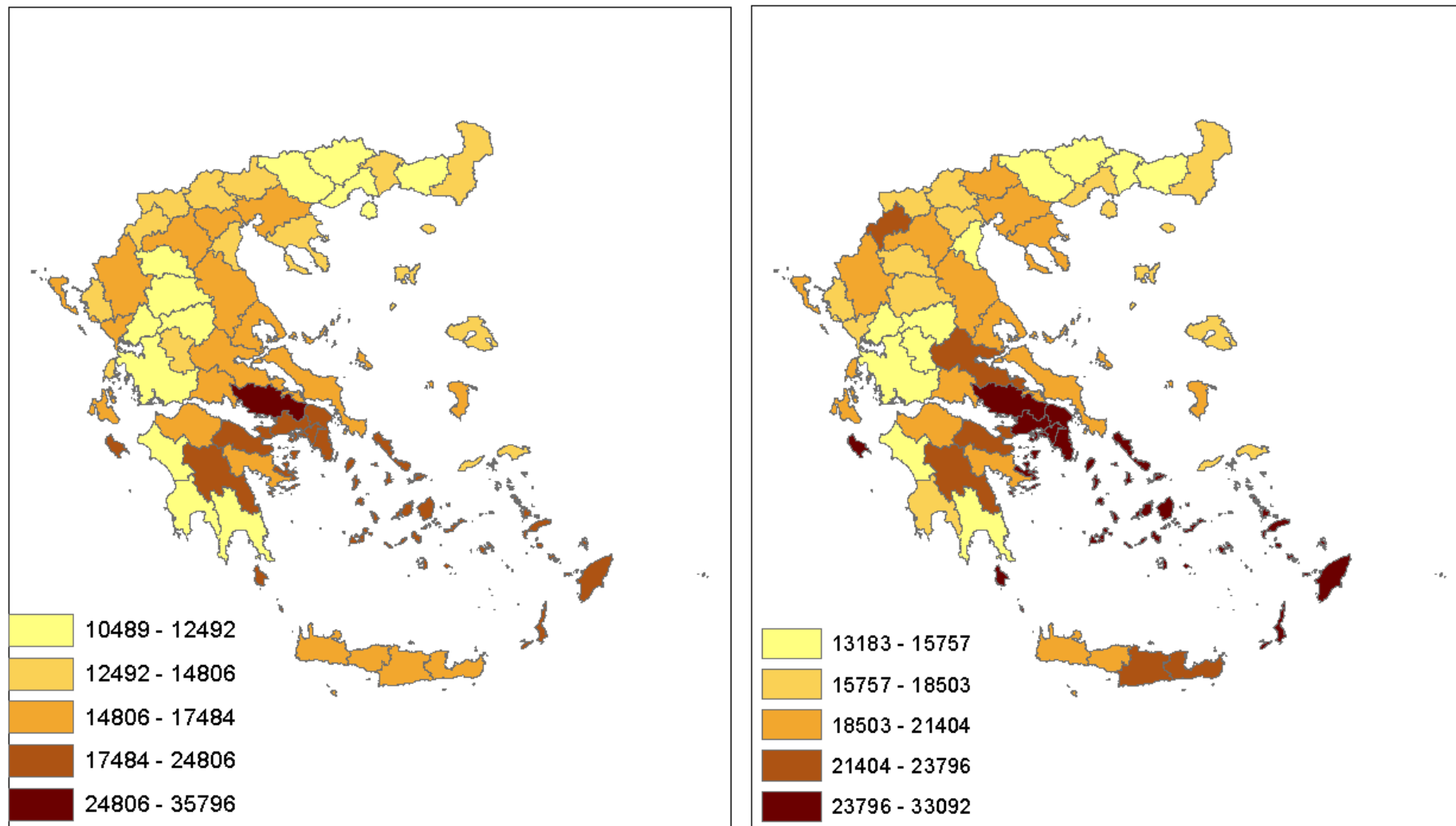
Από τον Πίνακα 4.4 φαίνεται ότι ο μέσος όρος της γεωργικής παραγωγικότητας παρουσιάζει μικρές διακυμάνσεις από έτος σε έτος, ενώ τελικά καταλήγει ελαφρά αυξημένος στο τέλος της περιόδου 2000-2008. Διακυμάνσεις παρουσιάζουν και όλα τα περιγραφικά στατιστικά της μεταβλητής αυτής, δείχνοντας έτσι ότι δεν υπάρχει μία προφανής χρονική τάση.

Πίνακας 4.4. Περιγραφικά στατιστικά της γεωργικής παραγωγικότητας των νομών ανά έτος (ακαθάριστη αξία παραγωγής ανά απασχολούμενο) (2000-2008).

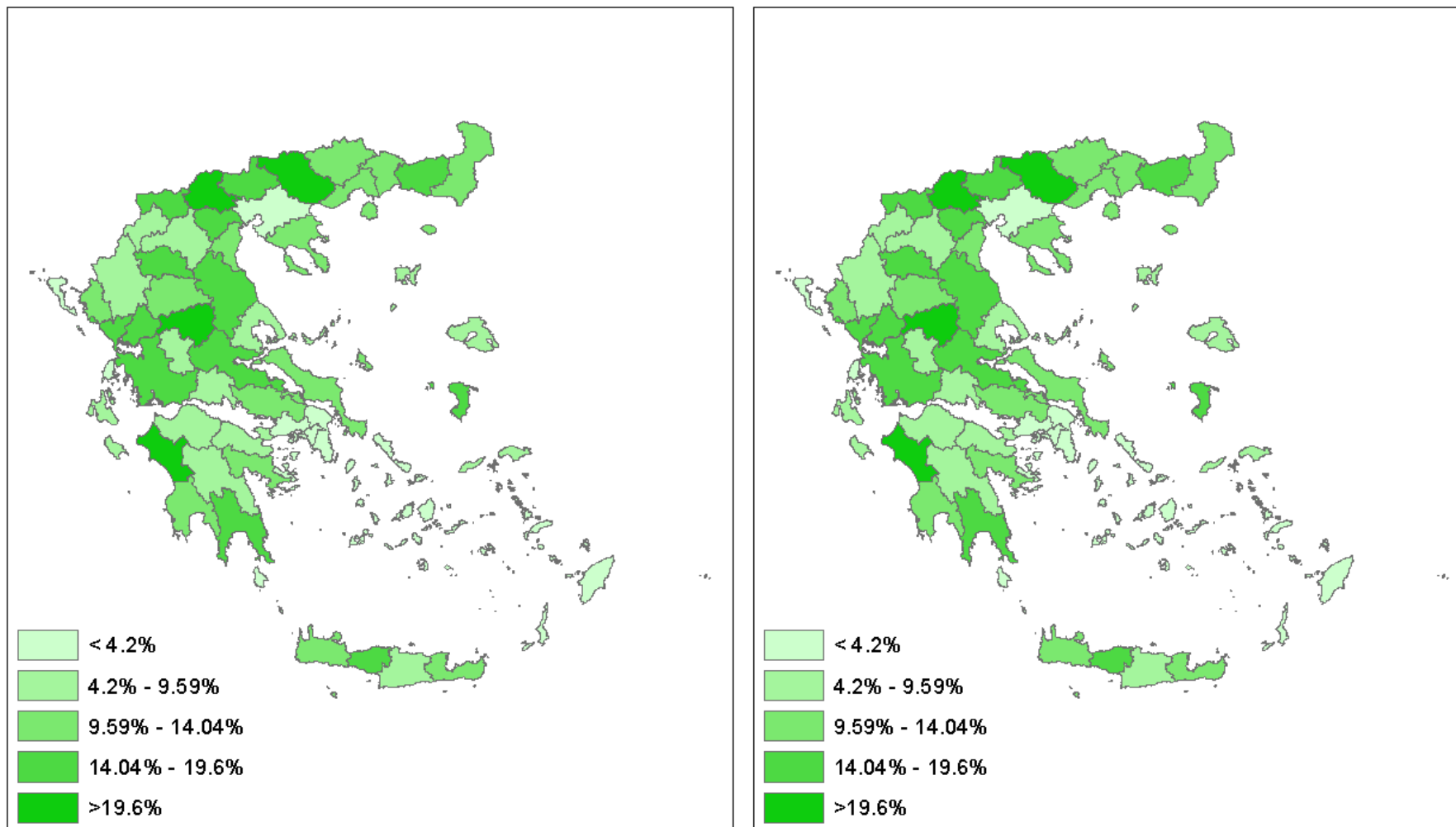
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Μέσος	9.30	9.45	9.43	9.51	9.55	9.58	9.42	9.43	9.36
Τυπική Απόκλιση	0.52	0.51	0.51	0.46	0.45	0.48	0.54	0.51	0.54
Ελάχιστο	7.99	8.11	8.37	8.56	8.72	8.37	8.11	8.36	8.22
Διάμεσος	9.30	9.40	9.50	9.56	9.58	9.65	9.52	9.46	9.52
Μέγιστο	10.32	10.49	10.45	10.71	10.67	10.36	10.34	10.44	10.40

Τέλος, στους Χάρτες 4.2 και 4.3. παρουσιάζονται τα δύο παραπάνω μεγέθη ανά νομό και για τα έτη 2000 και 2008. Οι χάρτες αυτοί προσφέρουν μία οπτική απεικόνιση του επιπέδου των δύο παραπάνω μεγεθών κατά την έναρξη και το πέρας της υπό εξέταση περιόδου.

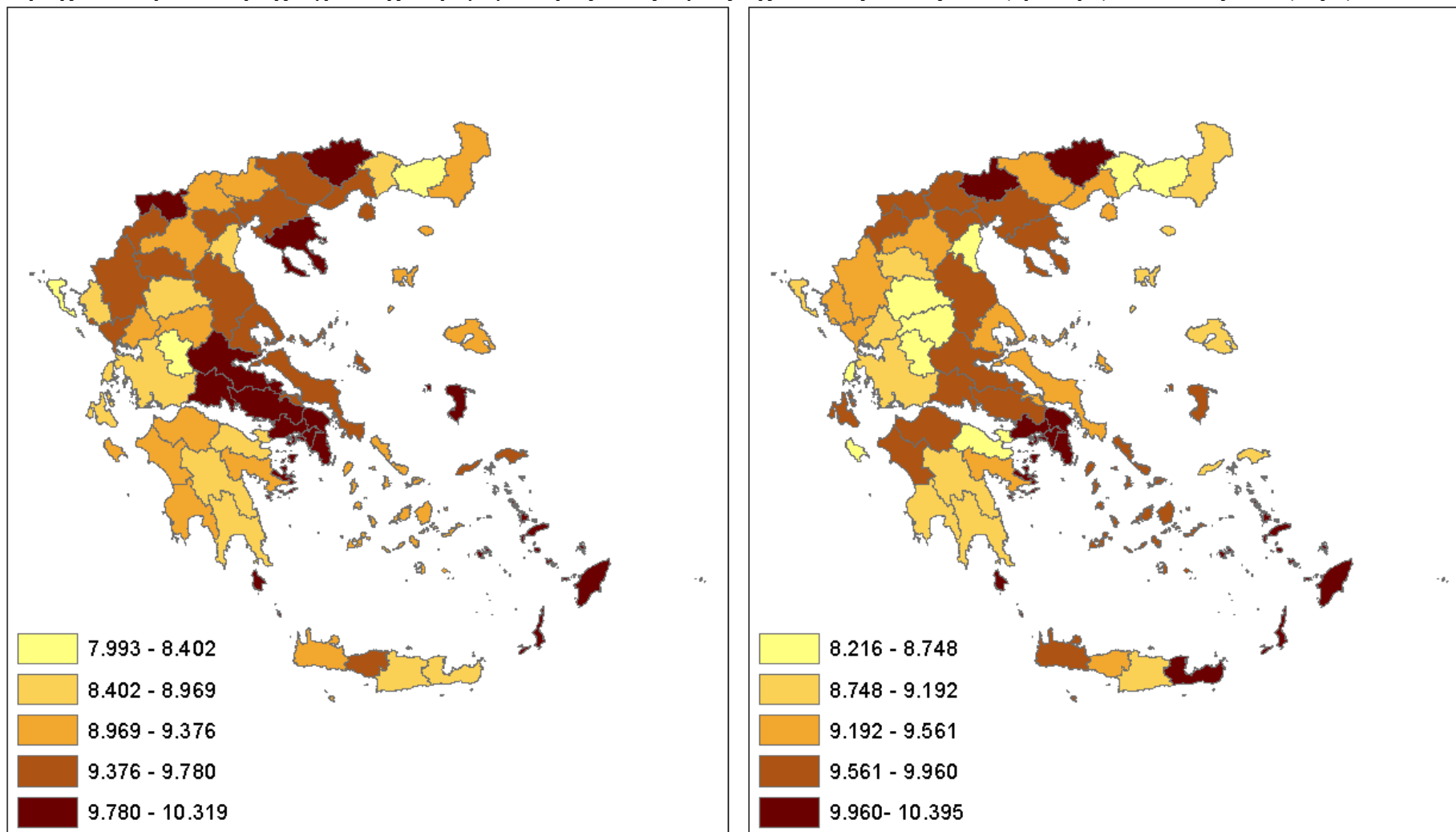
Χάρτης 4.1. Παρουσίαση του ΑΕΠ ανά κεφαλή στους νομούς της Ελλάδας το έτος 2000 (αριστερά) και το έτος 2008 (δεξιά) (σταθερές τιμές 2011)



Χάρτης 4.2. Παρουσίαση του μεριδίου της γεωργίας στην Ακαθάριστη Αξία Παραγωγής στους νομούς της Ελλάδας το έτος 2000 (αριστερά) και το έτος 2008 (δεξιά).



Χάρτης 4.3. Παρουσίαση της Αγροτικής Παραγωγικότητας στους νομούς της Ελλάδας το έτος 2000 (αριστερά) και το έτος 2008 (δεξιά)



5. Αποτελέσματα

Μετά την παρουσίαση των μεθοδολογιών που χρησιμοποιούνται στη διδακτορική διατριβή ακολουθούν τα αποτελέσματα που προκύπτουν από αυτές. Αρχικά, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από την ανάλυση χωρικής συσχέτισης. Η ανάλυση αυτή προηγείται διότι σε περίπτωση που επιβεβαιωθεί η ύπαρξη χωρικής συσχέτισης θα πρέπει να προσαρμοστούν τα προς ανάλυση δεδομένα με κάποια τεχνική φιλτραρίσματος. Στη συνέχεια, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των παραμετρικών και των μη παραμετρικών αναλύσεων. Στο τελευταίο μέρος παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από τις αναλύσεις που αφορούν τη διερεύνηση του ρόλου του γεωργικού τομέα στο φαινόμενο της περιφερειακής ανάπτυξης και σύγκλισης στην Ελλάδα.

5.1. Χωρικές επιδράσεις

Στον Πίνακα 5.1.1 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου Moran για την ύπαρξη χωρικής συσχέτισης στο κατά κεφαλήν εισόδημα των νομών της Ελλάδας.

Πίνακας 5.1.1. Τιμές της στατιστικής I του Moran

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Moran's I	22.48%	24.83%	26.62%	26.95%	23.89%	28.86%	33.10%	29.34%	33.12%
z(N)*	1.1385	1.2477	1.3310	1.3466	1.2042	1.4351	1.6324	1.4574	1.6335
z(R)**	1.1794	1.2972	1.3668	1.3676	1.2191	1.4473	1.6304	1.4563	1.6350

* τιμή του z υποθέτοντας κανονική κατανομή.

** τιμή του z υποθέτοντας τυχαία κατανομή.

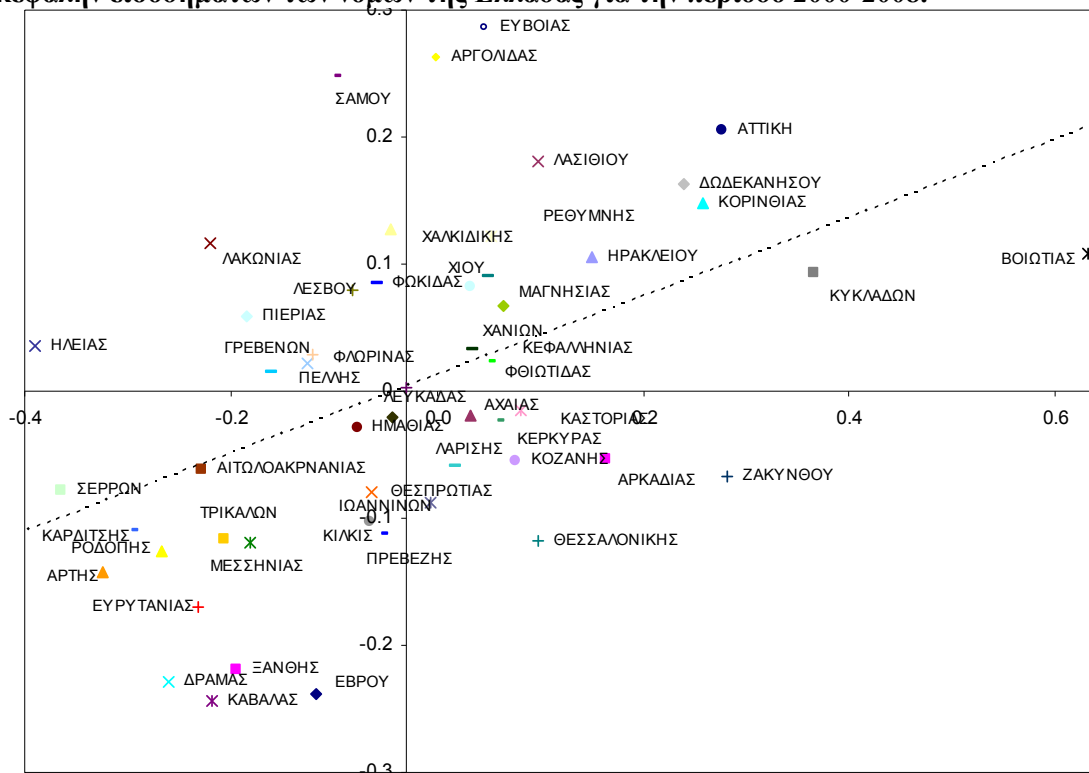
Στον παραπάνω πίνακα παρατίθενται επίσης οι τιμές της στατιστικής z, που προκύπτουν υποθέτοντας κανονική και τυχαία κατανομή. Παρά το γεγονός ότι οι τιμές της στατιστικής I, είναι αρκετά μεγάλες, σε κανένα έτος οι τιμές αυτές δεν είναι στατιστικά σημαντικές, σε επίπεδο σημαντικότητας μεγαλύτερο του 90% ($\alpha < 0.1$). Με βάση το γεγονός αυτό, δεν υπάρχει στατιστικά σημαντική χωρική συσχέτιση και έτσι δεν προτείνεται η περαιτέρω επεξεργασία των δεδομένων με τεχνικές φιλτραρίσματος.

Στο Γράφημα 5.1.1 παρουσιάζεται το διάγραμμα διασποράς του Moran όπως προκύπτει χρησιμοποιώντας τις μέσες τιμές των κατά κεφαλήν εισοδημάτων ανά νομό. Επίσης, στο Γράφημα 5.1.2, οι νομοί χωρίζονται ανά ομάδες, ανάλογα με το τεταρτημόριο στο οποίο τοποθετούνται στα διαγράμματα διασποράς κάθε έτους. Όπως φαίνεται, υπάρχουν νομοί οι οποίοι τοποθετούνται σε περισσότερα από ένα τεταρτημόρια, κατά τη διάρκεια της περιόδου 2000-2008. Οι πληροφορίες των Γραφημάτων 5.1.1 και 5.1.2 παρουσιάζονται και στους Χάρτες 5.1.1 και 5.1.2.

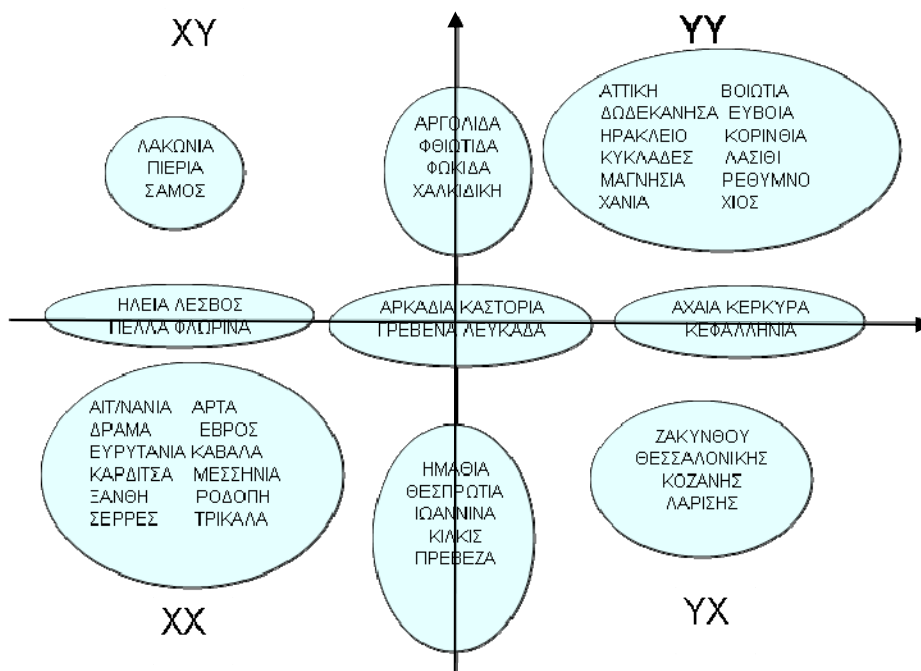
Από την ανάλυση αυτή προκύπτουν ορισμένα συμπεράσματα σχετικά με τη χωρική διάρθρωση των κατά κεφαλήν εισοδημάτων στην Ελλάδα. Έτσι, παρά το γεγονός ότι σύμφωνα με το κριτήριο του Moran, δεν υπάρχει χωρική συσχέτιση στα δεδομένα, μπορούν να διακριθούν περιοχές οι οποίες παρουσιάζουν μία μόνιμα θετική ή αρνητική συσχέτιση καθ' όλη τη διάρκεια της περιόδου 2000-2008. Πράγματι, σχεδόν οι μισοί νομοί της Ελλάδας (24) παρουσιάζουν θετική συσχέτιση σε κάθε έτος της περιόδου, ενώ 7 νομοί παρουσιάζουν αρνητική συσχέτιση. Οι υπόλοιποι 20 νομοί δεν βρίσκονται μόνιμα σε ένα συγκεκριμένο τεταρτημόριο, αλλά κινούνται μεταξύ δύο ή και τριών σε ορισμένες περιπτώσεις τεταρτημορίων. Η κινητικότητα αυτή, σε 9

νομούς αντικατοπτρίζει την παροδική μεταβολή του κατά κεφαλήν εισοδήματος για ένα ή περισσότερα έτη. Σε 7 νομούς, η κινητικότητα αντικατοπτρίζει την παροδική μεταβολή του κατά κεφαλήν εισοδήματος των γειτονικών τους νομών, ενώ τέλος υπάρχουν 4 περιπτώσεις όπου η κινητικότητα οφείλεται τόσο σε μεταβολή των κατά κεφαλήν εισοδημάτων των ιδίων όσο και των γειτονικών νομών τους.

Γράφημα 5.1.1. Διάγραμμα διασποράς του Moran με βάση τις μέσες τιμές των κατά κεφαλήν εισοδημάτων των νομών της Ελλάδας για την περίοδο 2000-2008.



Γράφημα 5.1.2. Συγκεντρωτική παρουσίαση του διαγράμματος διασποράς του Moran

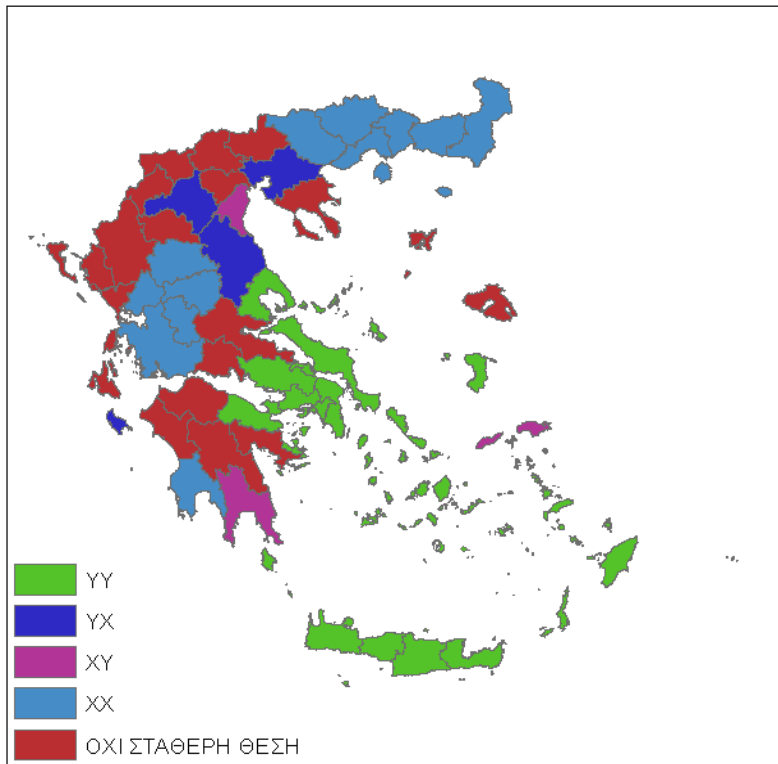


Οι παραπάνω περιπτώσεις αναδεικνύουν την ύπαρξη θετικών και αρνητικών πόλων αλλά και νησίδων ανάπτυξης, περιοχών δηλαδή με υψηλά επίπεδα ανάπτυξης που όμως περιβάλλονται από νομούς με χαμηλά επίπεδα ανάπτυξης.

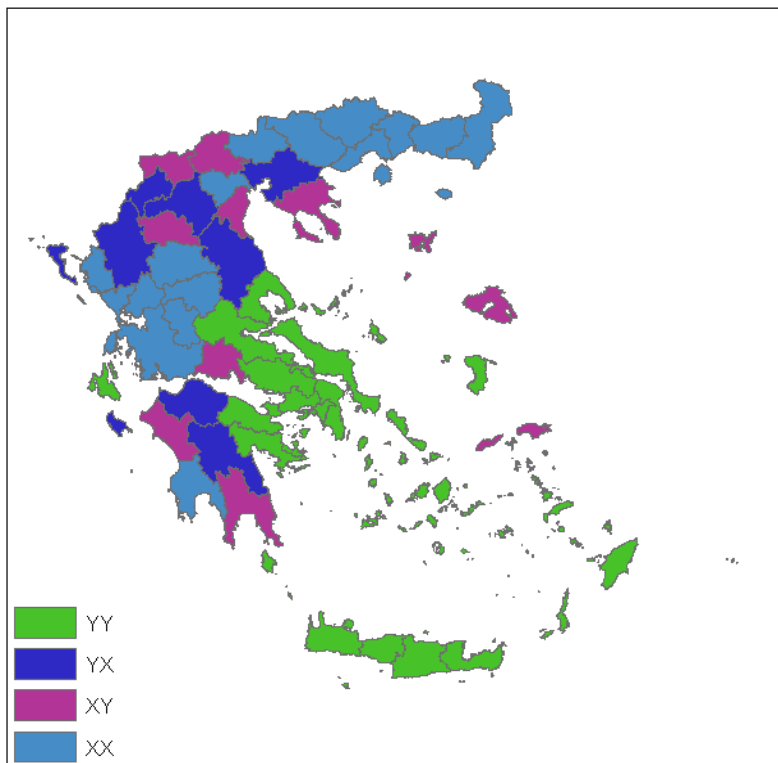
Επιπλέον, υπάρχουν αρκετές περιπτώσεις νομών οι οποίοι βρίσκονται αρκετά «μακριά» από τη γραμμή τάσης. Οι πιο σημαντικές από αυτές τις περιπτώσεις, που θα μπορούσαν να χαρακτηριστούν και ως περιπτώσεις απομονωμένων σημείων (outlier), είναι οι νομοί Σάμου, Αργολίδας και Εύβοιας. Και στις τρεις αυτές περιπτώσεις, τα κατά κεφαλήν εισοδήματα των γειτονικών νομών είναι κατά πολύ μεγαλύτερα από αυτά των ιδίων. Μάλιστα, στην περίπτωση του νομού της Σάμου, το κατά κεφαλήν εισόδημα είναι χαμηλότερο από το μέσο όρο, ενώ στους υπόλοιπους δύο νομούς, το κατά κεφαλήν εισόδημα είναι ελαφρώς μεγαλύτερο.

Άλλοι νομοί οι οποίοι παρουσιάζουν σημαντική απόκλιση από τη γραμμή τάσης είναι οι νομοί Ηλείας, Βοιωτίας, Θεσσαλονίκης, Ζακύνθου, Δράμας, Ξάνθης, Έβρου και Καβάλας. Στην περίπτωση του νομού Ηλείας, το κατά κεφαλήν εισόδημα είναι σημαντικά χαμηλότερο από το κατά κεφαλήν εισόδημα των γειτονικών του νομών. Το αντίθετο συμβαίνει με το νομό Βοιωτίας. Αναφορικά με τους νομούς Θεσσαλονίκης και Ζακύνθου, υπάρχει έντονη αρνητική χωρική συσχέτιση, ενώ οι τελευταίοι τέσσερις νομοί, έχουν χαμηλότερο εισόδημα από το μέσο όρο, γειτνιάζουν όμως με νομούς των οποίων το κατά κεφαλήν εισόδημα αποκλίνει πολύ περισσότερο από αυτόν το μέσο όρο.

Χάρτης 5.1.1. Παρουσίαση των νομών με βάση τη θέση τους στο διάγραμμα διασποράς του Moran.



Χάρτης 5.1.2. Παρουσίαση των νομών με βάση τις μέσες τιμές των κατά κεφαλήν εισοδημάτων των νομών της Ελλάδας για την περίοδο 2000-2008.



5.2. Παραμετρικές αναλύσεις σύγκλισης

Η παρουσίαση των αποτελεσμάτων των παραμετρικών μεθοδολογιών ξεκινάει με τις αναλύσεις που στηρίζονται σε μεθόδους παλινδρόμησης και συνεχίζεται με αυτές που στηρίζονται στην εξέλιξη της διασποράς των παρατηρήσεων. Στην πρώτη κατηγορία περιλαμβάνεται η ανάλυση β-σύγκλισης καθώς και η ανάλυση στοχαστικής σύγκλισης. Στη δεύτερη κατηγορία, περιλαμβάνονται οι αναλύσεις της σ-σύγκλισης, της q-σύγκλισης, της σύγκλισης κατά ζεύγη (σύμφωνα με τη μεθοδολογία του Pesaran, 2007) και τέλος της σύγκλισης με βάση το δείκτη εντροπίας του Theil.

5.2.1. β-σύγκλιση

Στο παρόν κεφάλαιο ερευνάται μόνο η υπόθεση της απόλυτης β-σύγκλισης, αφού η υπόθεση της υπό συνθήκη β-σύγκλισης θα εξεταστεί στο κεφάλαιο όπου διερευνάται ο ρόλος της γεωργίας. Η απόλυτη β-σύγκλιση θα εξεταστεί με τη διεξαγωγή παλινδρομήσεων πάνελ χωρίς την προσθήκη ατομικών και χρονικών επιδράσεων. Η ενσωμάτωση των επιδράσεων αυτών θα είχε ως αποτέλεσμα τη διερεύνηση της υπό συνθήκη β-σύγκλισης.

Η παλινδρόμηση πάνελ θα διεξαχθεί τόσο στο σύνολο της υπό ανάλυση περιόδου, όσο και σε δύο υποπεριόδους. Η έλλειψη μίας μεγαλύτερης χρονοσειράς, μας υποχρεώνει να χωρίσουμε την υπό εξέταση περίοδο σε δύο ίσες υποπεριόδους έτσι ώστε να υπάρχει ένα ικανό πλήθος δεδομένων σε κάθε υποπερίοδο. Συνεπώς, εκτός από την περίοδο 2000-2008, η υπόθεση της απόλυτης β-σύγκλισης θα εξεταστεί και για τις υποπεριόδους 2000-2004 και 2004-2008.

Τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τις παραπάνω παλινδρομήσεις παρουσιάζονται στον Πίνακα 5.2.1. Όταν η περίοδος εξετάζεται στο σύνολό της, ο συντελεστής της αρχικής κατάστασης είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, υποδεικνύοντας την ύπαρξη απόλυτης β-σύγκλισης. Με βάση το μέγεθος του συντελεστή, η ταχύτητα σύγκλισης που προκύπτει ισούται με 4.29%⁴⁹, ενώ ο χρόνος ημίσειας ζωής είναι ίσος με 16.2 χρόνια περίπου. Ως χρόνος ημίσειας ζωής ορίζεται

⁴⁹ Η ταχύτητα σύγκλισης β προκύπτει από τον τύπο: $\beta = -\frac{\ln(1-bT)}{T}$, όπου το T στην παρούσα ανάλυση είναι ίσο με τη μονάδα (βλ. Barro και Sala-i-Martin, 1996).

το διάστημα που απαιτείται για να διανύσει η αντιπροσωπευτική οικονομία τη μισή απόσταση μεταξύ της αρχικής και της σταθερής κατάστασης⁵⁰.

Πίνακας 5.2.1. Αποτελέσματα παλινδρομήσεων πάνελ.

	2000-2008	2000-2004	2004-2008
ln (αρχικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ)	-0.0419731***	-0.0567687***	-.022722
Σταθερός Όρος	0.4618206***	0.6013691***	0.2752221*
R ²	4.61%	6.1%	1%
Προσαρμοσμένο R ²	4.38%	5.6%	0.5%
Άθροισμα Τετραγώνων καταλοίπων	0.94	0.49	0.45
Ρυθμός σύγκλισης	4.29%	5.84%	-
Χρόνος ημίσειας ζωής	16.2	11.9	-

*α=.1, ** α=.05, ***α=.01

Ο διαχωρισμός της υπό ανάλυση περιόδου σε δύο υποπεριόδους, δίνει διαφορετικά αποτελέσματα σχετικά με την περιφερειακή σύγκλιση. Κατά την πρώτη υποπερίοδο, ο συντελεστής της αρχικής κατάστασης είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, υποδεικνύοντας την ύπαρξη μεγαλύτερης ταχύτητας σύγκλισης (5.84%) και συνεπώς μικρότερου χρόνου ημίσειας ζωής (11.9 έτη). Αντίθετα, ο συντελεστής της αρχικής κατάστασης κατά την δεύτερη υποπερίοδο, είναι μεν αρνητικός αλλά όχι στατιστικά σημαντικός. Με βάση τα αποτελέσματα αυτά προκύπτει ότι κατά την περίοδο 2000-2008 υπάρχει τάση περιφερειακής σύγκλισης η οποία όμως εξαντλείται μόνο στην πρώτη υποπερίοδο (2000-2004).

Στη συνέχεια τα μοντέλα πάνελ ελέγχονται για ετεροσκεδαστικότητα με τον έλεγχο Wald και για αυτοσυσχέτιση με τον έλεγχο Durbin-Watson. Οι τιμές που προκύπτουν παρουσιάζονται στον Πίνακα 5.2.2 και δείχνουν την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας κατά την υποπερίοδο 2000-2004 καθώς και την οριακή ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας κατά την περίοδο 2000-2008. Από την άλλη πλευρά, τα αποτελέσματα του ελέγχου Durbin-Watson δεν υποστηρίζουν την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης.

Η διόρθωση των τυπικών σφαλμάτων, όπου απαιτείται, με τη χρήση εύρωστων (robust) εκτιμητών (βλέπε Angrist και Pischke, 2008), και με δεδομένη την πολύ υψηλή στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή της αρχικής κατάστασης, δεν αλλάζει ουσιαστικά τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή.

⁵⁰ Ο χρόνος ημίσειας ζωής προκύπτει από το λόγο: $\log(2) / \beta$.

Πίνακας 5.2.2. Έλεγχοι ετεροσκεδαστικότητας και αυτοσυσχέτισης

	2000-2008	2000-2004	2004-2008
Ετεροσκεδαστικότητα (Έλεγχος Wald)	$\chi^2(1)=3.60$ ($p=0.0579$)	$\chi^2(1)=4.63$ ($p=0.0579$)	$\chi^2(1)=0.15$ ($p=0.669$)
Αυτοσυσχέτιση (Έλεγχος Durbin-Watson)	2.331	2.396	2.3472

5.2.2. Στοχαστική σύγκλιση

Μετά την ανάλυση για τη διερεύνηση της β -σύγκλισης, ακολουθούν τα αποτελέσματα της ανάλυσης της στοχαστικής σύγκλισης. Τα αποτελέσματα των ελέγχων μοναδιαίων ριζών LLC (Levine κ.α., 2002) και HT (Harris και Tzavalis, 1999) αναδεικνύουν ξεκάθαρα την ύπαρξη κατά συνθήκη στοχαστικής σύγκλισης. Όπως φαίνεται στον Πίνακα 5.2.3, οι τιμές των στατιστικών και των δύο ελέγχων είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας μεγαλύτερο του 99%. Από την άλλη πλευρά, η υπόθεση της απόλυτης σύγκλισης βρίσκεται οριακά κάτω από το όριο στατιστικής σημαντικότητας του 95%, εκτός από την περίπτωση του ελέγχου HT, χωρίς προσαρμογή για μικρό μέγεθος T, όπου η υπόθεση της απόλυτης σύγκλισης γίνεται οριακά δεκτή. Φαίνεται λοιπόν πως υπάρχει μία έντονη τάση στοχαστικής σύγκλισης στο περιφερειακό κατά κεφαλήν εισόδημα στην Ελλάδα, η οποία υποστηρίζεται οριακά μεν στον έλεγχο για την ύπαρξη απόλυτης στοχαστικής σύγκλισης, ξεκάθαρα δε στον έλεγχο της κατά συνθήκη στοχαστικής σύγκλισης. Τα παραπάνω αντικατοπτρίζονται επίσης και στις τιμές του συντελεστή b, ο οποίος είναι κατά πολύ μεγαλύτερος στην περίπτωση της κατά συνθήκη σύγκλισης.

Πίνακας 5.2.3. Έλεγχοι μοναδιαίων ριζών για δεδομένα πάνελ Levine, Lin και Chu (LLC) και Harris και Tzavalis (HT) για το λογαριθμοποιημένο κατά κεφαλήν εισόδημα των 51 νομών της Ελλάδας και για την περίοδο 2000-2008.

Έλεγχοι μοναδιαίων ριζών σε δεδομένα πάνελ	Έλεγχος t (LLC) Έλεγχος z (HR)	Πιθανότητα (p)	Τιμή συντελεστή b
Με προσθήκη ατομικών επιδράσεων (κατά συνθήκη στοχαστική σύγκλιση)			
LLC	-13.7925	0	-0.72566
HT	-5.81	0	-0.5456
HT (μικρό T)	-4.5474	0	-0.5456
Χωρίς την προσθήκη ατομικών επιδράσεων (απόλυτη στοχαστική σύγκλιση)			
LLC	-1.5243	0.064	-0.01486
HT	-1.73	0.042	-0.0403
HT (μικρό T)	-1.522	0.064	-0.0403

5.2.3. σ-σύγκλιση

Στο Γράφημα 5.2.1 απεικονίζεται η εξέλιξη του συντελεστή μεταβλητότητας για την υπό εξέταση περίοδο, ενώ στον Πίνακα 5.2.4 παρουσιάζονται οι τιμές του συντελεστή μεταβλητότητας και της τυπικής απόκλισης ανά έτος. Όπως φαίνεται, ο συντελεστής αυτός παρουσιάζει συνολικά μία τάση μείωσης, αλλά με βάση την εξέλιξή του μπορούμε να διακρίνουμε δύο υποπεριόδους. Η πρώτη περίοδος διαρκεί από το 2000 έως και το 2004, όπου ο συντελεστής παρουσιάζει έντονη μείωση (από 26.73% σε 20.44%), ενώ η δεύτερη περίοδος διαρκεί από το 2004 μέχρι το 2008, όπου ο συντελεστής παρουσιάζει πολύ μικρές αυξομειώσεις για να καταλήξει τελικά σε ένα επίπεδο ελαφρώς αυξημένο σε σχέση με αυτό του 2004 (21.25%).

Αξίζει να σημειωθεί ότι το μέτρο της τυπικής απόκλισης δεν συμβαδίζει απόλυτα με τα παραπάνω αποτελέσματα. Έτσι, αν και αναφορικά με την πρώτη περίοδο (2000-2004), τα αποτελέσματα είναι όμοια με αυτά που προκύπτουν από τον συντελεστή μεταβλητότητας, τα αποτελέσματα της δεύτερης περιόδου (2004-2008) υποστηρίζουν την ύπαρξη σ-απόκλισης η οποία μάλιστα είναι μεγαλύτερης έντασης από αυτή της σ-σύγκλισης της πρώτης περιόδου. Καταλήγει λοιπόν στο συμπέρασμα ότι οι οικονομίες των νομών αποκλίνουν, αντίθετα από τη σύγκλιση που ξεκάθαρα υποστηρίζεται από τον συντελεστή μεταβλητότητας. Τα αποτελέσματα αυτά αναδεικνύουν τη διαφορά των δύο μέτρων διασποράς. Πιο συγκεκριμένα, ο συντελεστής μεταβλητότητας, προκύπτει από την «κανονικοποίηση» της τυπικής απόκλισης με βάση τη μέση τιμή κατ' έτος, λαμβάνοντας έτσι υπ' όψιν τη διαφορετικότητα στα μέσα επίπεδα των ετήσιων κατανομών.

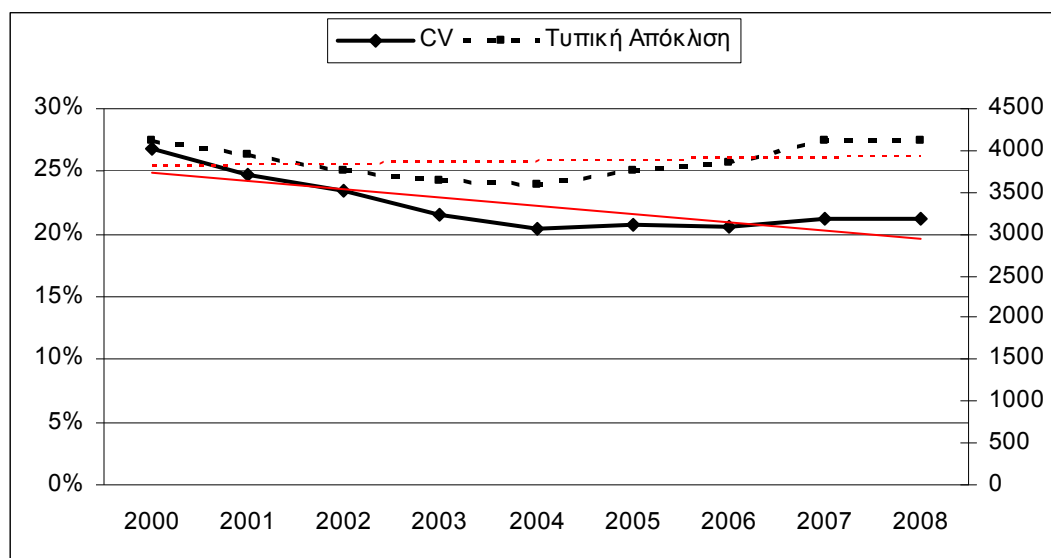
Πίνακας 5.2.4. Συντελεστής μεταβλητότητας και τυπική απόκλιση του πραγματικού περιφερειακού κατά κεφαλήν εισοδήματος στους νομούς της Ελλάδας, την περίοδο 2000-2008.

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Τυπική απόκλιση	4112	3940	3767	3634	3579	3751	3852	4128	4126
Συντελεστής μεταβλητότητας	26.73%	24.80%	23.43%	21.48%	20.44%	20.78%	20.52%	21.23%	21.25%

Στο Γράφημα 5.2.1 παρουσιάζονται επίσης με κόκκινες γραμμές, οι χρονικές τάσεις των δύο δεικτών διασποράς. Όπως προκύπτει από τις παλινδρομήσεις των δύο αυτών δεικτών, η χρονική τάση είναι στατιστικά σημαντική μόνο στην περίπτωση του

συντελεστή μεταβλητότητας⁵¹. Επιπλέον, με βάση την τεχνική επαναδηματοληψίας bootstrapping, εξετάστηκε αν υπάρχει στατιστικά σημαντική διαφορά μεταξύ των ετήσιων αυτών τιμών για κάθε ένα από τα δύο μέτρα διασποράς. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υπάρχουν στατιστικά σημαντικές διαφορές⁵².

Γράφημα 5.2.1. Εξέλιξη του συντελεστή διακύμανσης και της τυπικής απόκλισης του κατά κεφαλήν εισοδήματος στους νομούς της Ελλάδας.



5.2.4. q-σύγκλιση

Όπως φαίνεται από τον Πίνακα 5.2.5 και το Γράφημα 5.2.2, τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την ανάλυση της σχετικής και της απόλυτης q-σύγκλισης διαφέρουν μεταξύ τους. Έτσι, ξεκινώντας από την ανάλυση της απόλυτης q-σύγκλισης, φαίνεται ότι κατά τη χρονική περίοδο 2000-2008, παρουσιάστηκε περιφερειακή απόκλιση στην Ελλάδα. Η τάση όμως αυτή δεν ήταν σταθερή καθ' όλη τη περίοδο αλλά παρουσίαζε διαρκείς αυξομειώσεις. Αναφορικά με το δείκτη της σχετικής q-σύγκλισης, τα αποτελέσματα είναι διαφορετικά. Ενώ ο δείκτης αυτός παρουσιάζει ανάλογες αυξομειώσεις με αυτόν της απόλυτης q-σύγκλισης, τελικά καταλήγει σε χαμηλότερο επίπεδο, υποδεικνύοντας έτσι σχετική q-σύγκλιση.

⁵¹ Οι παλινδρομήσεις είναι της μορφής $y = a + bt + \epsilon$, όπου το t είναι η χρονική τάση.

⁵² Για την ανάλυση bootstrapping χρησιμοποιήθηκε το πακέτο simpleboot στο πρόγραμμα R. Πραγματοποιήθηκαν 1500 επαναδειματοληψίες και κατασκευάστηκαν το προσεγγιστικό διάστημα εμπιστοσύνης με την κανονική κατανομή, το εμπειρικό διάστημα εμπιστοσύνης χρησιμοποιώντας ποσοστημόρια και το διάστημα εμπιστοσύνης χρησιμοποιώντας τα προσαρμοσμένα ποσοστημόρια λαμβάνοντας υπ' όψιν τη διόρθωση μεροληψίας (βλέπε Efron και Tibshirani, 1993).

Οι χρονικές τάσεις των δύο αυτών δεικτών παρουσιάζονται στο Γράφημα 5.2.2 με κόκκινη γραμμή. Όπως προκύπτει από την παλινδρόμηση των δεικτών αυτών, η χρονική τάση είναι στατιστικά σημαντική μόνο στην περίπτωση του δείκτη «απόλυτης» q-σύγκλισης⁵³. Επιπλέον, με βάση την τεχνική της επαναδηματοληψίας bootstrapping, εξετάστηκε αν υπάρχει στατιστικά σημαντική διαφορά μεταξύ των ετήσιων τιμών αυτών των μέτρων διασποράς. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχει στατιστικά σημαντική διαφορά μεταξύ των δεικτών «απόλυτης» q-σύγκλισης των ετών 2001 και 2007 καθώς και μεταξύ των δεικτών της «σχετικής» q-σύγκλισης των αντίστοιχων ετών. Το αποτέλεσμα αυτό, επιβεβαιώνει την ύπαρξη τάσης «απόλυτης» q-απόκλισης κατά την περίοδο αυτή⁵⁴.

Οι διαφορές μεταξύ των αποτελεσμάτων προκύπτουν από τον ορισμό των δύο αυτών εννοιών. Το μέτρο της απόλυτης q-σύγκλισης επηρεάζεται αμιγώς από το ενδοτεταρτημοριακό εύρος. Από την άλλη πλευρά, το μέτρο της σχετικής q-σύγκλισης προκύπτει ως το αποτέλεσμα δύο συνιστωσών: του ενδοτεταρτημοριακού εύρους από τη μία πλευρά και του εισοδήματος κάτω από το οποίο βρίσκεται το 25% των παρατηρήσεων της κατανομής από την άλλη. Φαίνεται λοιπόν ότι το μέτρο της σχετικής q-σύγκλισης λαμβάνει υπ' όψιν του και την μεταβολή του «φτωχότερου» 25% της κατανομής. Για παράδειγμα, μία αύξηση του κατά κεφαλήν εισοδήματος σε όλους τους νομούς της Ελλάδας κατά ένα σταθερό ποσό, θα επέφερε σχετική q-σύγκλιση αλλά όχι και απόλυτη q-σύγκλιση. Συνεπώς, η έννοια της σχετικής q-σύγκλισης φαίνεται περισσότερο συμβατή σε μελέτες ευημερίας (wealth), λόγω του ότι σε αντίθεση με την απόλυτη q-σύγκλιση, εξετάζει και την εξέλιξη των «φτωχότερων» οικονομικών.

Όπως φαίνεται από τον Πίνακα 5.2.5, από τη μία πλευρά αυξήθηκε το ενδοτεταρτημοριακό εύρος (συνεπώς αυξήθηκε το μέτρο q), αλλά από την άλλη πλευρά αυξήθηκε και το κατά κεφαλήν εισόδημα του κατώτερου 25% των παρατηρήσεων.

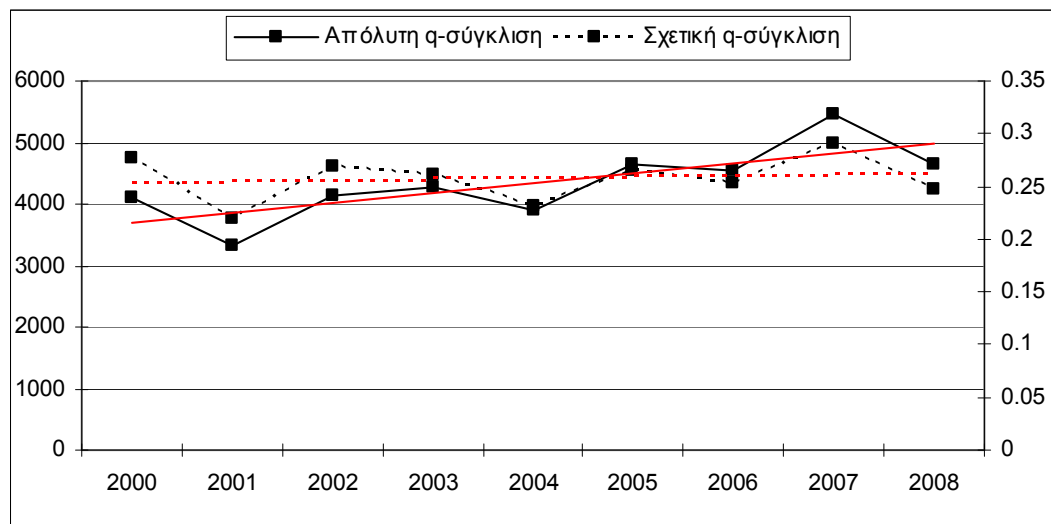
⁵³ Οι παλινδρομήσεις είναι της μορφής $y = a + bt + \epsilon$, όπου το t είναι η χρονική τάση.

⁵⁴ Για την ανάλυση bootstrapping χρησιμοποιήθηκε το πακέτο simpleboot στο πρόγραμμα R. Πραγματοποιήθηκαν 1500 δειγματοληψίες και κατασκευάστηκαν το προσεγγιστικό διάστημα εμπιστοσύνης με την κανονική κατανομή, το εμπειρικό διάστημα εμπιστοσύνης χρησιμοποιώντας ποσοστημόρια και το διάστημα εμπιστοσύνης χρησιμοποιώντας τα προσαρμοσμένα ποσοστημόρια λαμβάνοντας υπ' όψιν τη διόρθωση μεροληψίας (βλέπε Efron και Tibshirani, 1993).

Πίνακας 5.2.5. Τιμές απόλυτης και σχετικής q-σύγκλισης του κατά κεφαλήν εισοδήματος των νομών της Ελλάδας

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Απόλυτη q-σύγκλιση	4,099	3,336	4,150	4,279	3,913	4,655	4,534	5,462	4,648
Σχετική q-σύγκλιση	0.2764	0.2190	0.2694	0.2618	0.2314	0.2654	0.2530	0.2897	0.2468

Γράφημα 5.2.2. Εξέλιξη της απόλυτης και σχετικής q-σύγκλισης του κατά κεφαλήν εισοδήματος των νομών της Ελλάδας



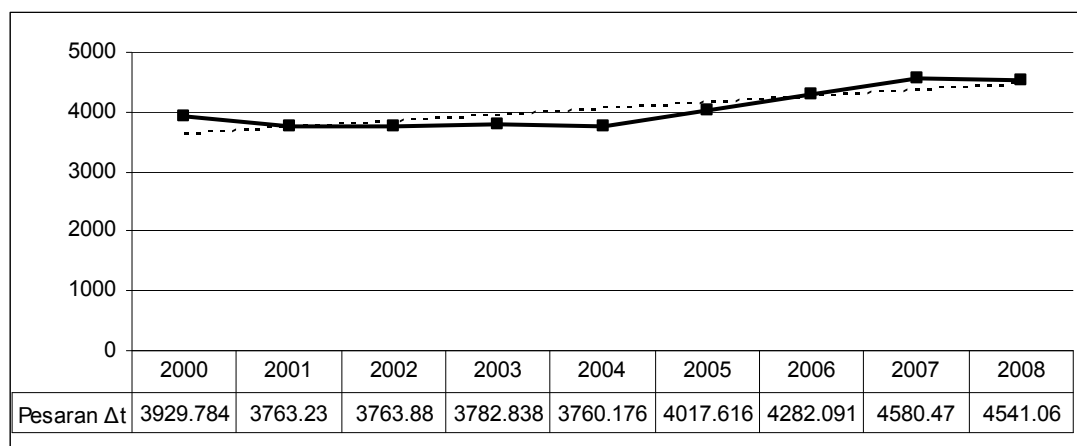
5.2.5. Σύγκλιση κατά ζεύγη

Στο Γράφημα 5.2.3 παρουσιάζονται μόνο οι τιμές του δείκτη Δ_t , αφού, όπως έχει ήδη αναφερθεί στο κεφάλαιο 3.1.5, ο δείκτης D_t^2 σχετίζεται άμεσα με τη διακύμανση. Όπως φαίνεται, κατά την περίοδο 2000-2008, παρατηρείται περιφερειακή απόκλιση. Με βάση τα αποτελέσματα αυτά, μπορούν να διακριθούν δύο επιμέρους περίοδοι. Η πρώτη, διαρκεί μέχρι και το 2004, όπου παρατηρείται μία πολύ ασθενής τάση περιφερειακής σύγκλισης. Αντίθετα, κατά τη δεύτερη περίοδο (μετά το 2004), παρατηρείται περιφερειακή απόκλιση η οποία είναι μεγαλύτερης έντασης από την περιφερειακή σύγκλιση της προηγούμενης περιόδου. Μόνο το έτος 2008, παρατηρήθηκε ξανά μία ασθενής τάση περιφερειακής σύγκλισης.

Η διακεκομμένη γραμμή στο Γράφημα 5.2.3 δείχνει τη χρονική τάση του δείκτη αυτού, η οποία όπως προκύπτει από την παλινδρόμηση, είναι στατιστικά σημαντική. Το αποτέλεσμα αυτό δείχνει ότι η απόκλιση που παρατηρείται συνολικά κατά την περίοδο 2000-2008 είναι στατιστικά σημαντική. Παρόλα αυτά όμως, με βάση την

τεχνική της επαναδειγματοληψίας bootstrapping, δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική διαφορά μεταξύ των ετήσιων δεικτών του δείκτη Δ_t ⁵⁵.

Γράφημα 5.2.3. Τιμές του δείκτη σύγκλισης κατά ζεύγη Δ_t

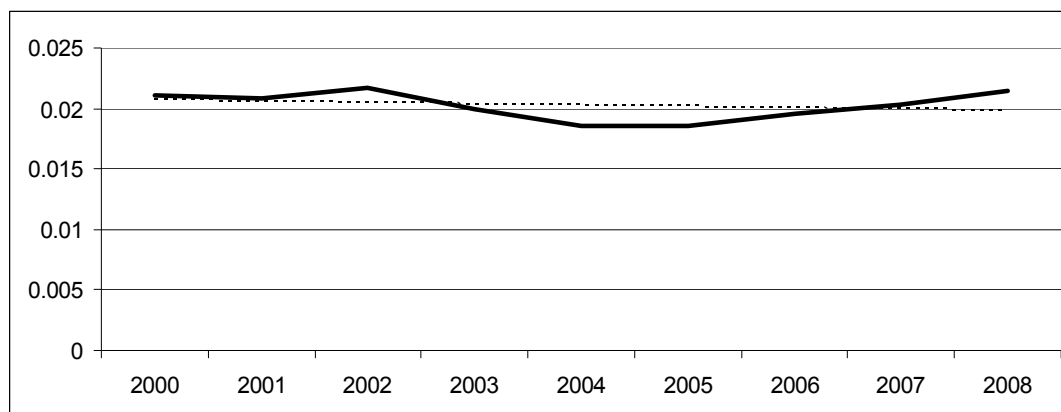


5.2.6. Δείκτης Εντροπίας του Theil

Στο Γράφημα 5.2.4. παρουσιάζεται η διαχρονική εξέλιξη του δείκτη εντροπίας του Theil. Από το γράφημα αυτό, φαίνεται ότι το μέτρο εντροπίας δεν παρουσιάζει μεγάλες διαφορές κατά την υπό εξέταση περίοδο. Η διακεκομμένη γραμμή δείχνει τη χρονική τάση του δείκτη αυτού, η οποία δεν είναι στατιστικά σημαντική, ενώ επίσης από τη τεχνική επαναδειγματοληψίας, δεν προκύπτουν στατιστικά σημαντικές διαφορές μεταξύ των ετήσιων δεικτών εντροπίας. Κατά τα δύο πρώτα χρόνια της περιόδου 2000-2008, ο δείκτης παρέμεινε σχεδόν σταθερός, το 2003 αυξήθηκε ελαφρά, στη συνέχεια μειώθηκε μέχρι και το 2004, και τέλος, αφού παρέμεινε σταθερός για ένα χρόνο, παρουσίασε μεγάλη αύξηση ξεπερνώντας το αρχικό επίπεδο του έτους 2000. Ένα πιθανό αίτιο της απόκλισης αυτής σε σχέση με τους υπόλοιπους δείκτες, είναι το γεγονός ότι ο δείκτης αυτός είναι σταθμισμένος σε σχέση με τον πληθυσμό του κάθε νόμου, κάτι το οποίο δεν ισχύει για τους υπόλοιπους δείκτες διασποράς.

⁵⁵Για την ανάλυση bootstrapping χρησιμοποιήθηκε το πακέτο simpleboot στο πρόγραμμα R. Πραγματοποιήθηκαν 1500 δειγματοληψίες και κατασκευάστηκαν το προσεγγιστικό διάστημα εμπιστοσύνης με την κανονική κατανομή, το εμπειρικό διάστημα εμπιστοσύνης χρησιμοποιώντας ποσοστημόρια και το διάστημα εμπιστοσύνης χρησιμοποιώντας τα προσαρμοσμένα ποσοστημόρια λαμβάνοντας υπ' όψιν τη διόρθωση μεροληψίας (βλέπε Efron και Tibshirani, 1993).

Γράφημα 5.2.4. Διαχρονική εξέλιξη του δείκτη εντροπίας του Theil.



5.2.7. Σύνοψη αποτελεσμάτων

Στο κεφάλαιο αυτό διερευνήθηκε η ύπαρξη περιφερειακής σύγκλισης στους νομούς της Ελλάδας με τη χρήση παραμετρικών μεθοδολογιών. Πιο συγκεκριμένα, εξετάστηκε η εξίσωση απόλυτης β-σύγκλισης με τη χρήση ενός στατικού μοντέλου πάνελ (β-σύγκλιση), καθώς και ενός δυναμικού μοντέλου πάνελ (στοχαστική σύγκλιση). Επιπλέον χρησιμοποιήθηκαν 6 δείκτες διασποράς των παρατηρήσεων για να εξεταστεί η διαχρονική εξέλιξη της ανισοκατανομής των εισοδημάτων. Εκτός από τους δύο κλασικούς δείκτες της τυπικής απόκλισης και του συντελεστή μεταβλητότητας, χρησιμοποιήθηκαν οι δείκτες της απόλυτης και σχετικής q-σύγκλισης, της σύγκλισης κατά ζεύγη του Pesaran (2007) και ο δείκτης εντροπίας του Theil.

Ξεκινώντας από τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων, παρατηρείται ότι υπάρχει τάση απόλυτης β-σύγκλισης κατά την υπό εξέταση περίοδο. Όμως η τάση αυτή φαίνεται να εξαντλείται κατά την περίοδο 2000-2004, αφού ο συντελεστής της αρχικής κατάστασης στην εξίσωση σύγκλισης της περιόδου 2004-2008 είναι μεν αρνητικός αλλά όχι στατιστικά σημαντικός. Επίσης, η ανάλυση στοχαστικής σύγκλισης υποστηρίζει την υπό συνθήκη στοχαστική σύγκλιση ενώ το αποτέλεσμα περί απόλυτης στοχαστικής σύγκλισης είναι αρκετά οριακό.

Τα αποτελέσματα των αναλύσεων που εξετάζουν τη διαχρονική εξέλιξη της διασποράς των παρατηρήσεων δεν είναι πάντα προς την ίδια κατεύθυνση. Η χρονική τάση είναι στατιστικά σημαντική μόνο σε τρεις από τους έξι δείκτες διασποράς. Μάλιστα, μόνο ο ένας από αυτούς (συντελεστής μεταβλητότητας) δείχνει σύγκλιση, ενώ οι άλλοι δύο (απόλυτος δείκτης q-σύγκλισης και δείκτης σύγκλισης κατά ζεύγη)

συνηγορούν υπέρ της ύπαρξης απόκλισης των περιφερειακών κατά κεφαλήν εισοδημάτων.

Ο συντελεστής μεταβλητότητας παρουσιάζει συνολικά μία τάση μείωσης, αλλά με βάση την εξέλιξή του μπορούν να διακριθούν δύο υποπερίοδοι. Η πρώτη υποπερίοδος είναι από το 2000 έως και το 2004, όπου ο συντελεστής παρουσιάζει μία μεγάλη μείωση (από 26.73% σε 20.44%), ενώ η δεύτερη περίοδος διαρκεί μέχρι το 2008, όπου ο συντελεστής παρουσιάζει πολύ μικρές αυξομειώσεις για να καταλήξει τελικά σε ένα επίπεδο ελαφρώς αυξημένο σε σχέση με αυτό του 2004 (21.25%). Η εξέλιξη της τυπικής απόκλισης, δεν συμβαδίζει απόλυτα με αυτήν του συντελεστή μεταβλητότητας. Έτσι, αν και αναφορικά με την πρώτη περίοδο (2000-2004), τα αποτελέσματα είναι παρόμοια, τα αποτελέσματα της δεύτερης περιόδου (2004-2008) υποστηρίζουν την ύπαρξη σ-απόκλισης η οποία μάλιστα είναι μεγαλύτερης έντασης από αυτή της σ-σύγκλισης της πρώτης περιόδου. Με βάση λοιπόν την τυπική απόκλιση, οι οικονομίες των νομών παρουσιάζουν σ-απόκλιση και όχι σ-σύγκλιση όπως ξεκάθαρα υποστηρίζεται από την εξέλιξη του συντελεστή μεταβλητότητας.

Τα αποτελέσματα που προκύπτουν για τη σχετική και την απόλυτη q-σύγκλιση διαφέρουν μεταξύ τους. Έτσι, κατά τη χρονική περίοδο 2000-2008, παρουσιάστηκε περιφερειακή απόλυτη q-απόκλιση στην Ελλάδα. Η τάση όμως αυτή δεν ήταν σταθερή καθ' όλη την περίοδο αλλά παρουσίαζε διαρκείς αυξομειώσεις. Ο δείκτης της σχετικής q-σύγκλισης παρουσιάζει ανάλογες αυξομειώσεις με αυτόν της απόλυτης q-σύγκλισης, καταλήγει όμως τελικά σε χαμηλότερο επίπεδο, υποδεικνύοντας σχετική q-σύγκλιση για την υπό εξέταση περίοδο. Βέβαια, πρέπει να τονιστεί στο σημείο αυτό ότι η χρονική τάση του δείκτη αυτού δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Τα αποτελέσματα της σύγκλισης κατά ζεύγη (Pesaran, 2007), αναδεικνύουν ότι κατά την περίοδο 2000-2008, υπάρχει περιφερειακή απόκλιση, ενώ πάλι μπορούν να διακριθούν οι ίδιες υποπερίοδοι όπως και στην ανάλυση σ-σύγκλισης. Κατά την πρώτη υποπερίοδο παρατηρείται μία πολύ ασθενής τάση περιφερειακής σύγκλισης, ενώ αντίθετα, κατά τη δεύτερη περίοδο (μετά το 2004), παρατηρείται περιφερειακή απόκλιση η οποία είναι μεγαλύτερης έντασης από την περιφερειακή σύγκλιση της προηγούμενης περιόδου. Τα αποτελέσματα δηλαδή συμπίπτουν με αυτά που προκύπτουν από την εξέλιξη του δείκτη της τυπικής απόκλισης.

Τέλος, όσον αφορά το δείκτης εντροπίας του Theil, η χρονική του εξέλιξη είναι παρόμοια με αυτήν των υπόλοιπων δεικτών διασποράς κατά τη δεύτερη υποπερίοδο (μετά το 2004). Αντίθετα, κατά την πρώτη υποπερίοδο, η εξέλιξη του δείκτη αυτού αν και παρουσιάζει μείωση, δεν ακολουθεί την πορεία των υπολοίπων δεικτών ανισοκατανομής. Βέβαια, σε γενικές γραμμές, φαίνεται ότι οι αυξομειώσεις του δείκτη αυτού είναι μικρότερης έντασης από αυτές των υπόλοιπων δεικτών, ενώ και η χρονική τάση του δείκτη αυτού, δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Συνοψίζοντας τα παραπάνω, μπορούμε να διαπιστώσουμε τα εξής: Τα αποτελέσματα των πάνελ παλινδρομήσεων προβλέπουν μία ξεκάθαρη και έντονη τάση σύγκλισης, η οποία είναι και σε απόλυτους όρους οριακά υπαρκτή. Παρόλα αυτά, οι τάσεις σύγκλισης είναι πολύ εντονότερες κατά την περίοδο 2000-2004. Αυτό γίνεται επίσης σαφές από τα αποτελέσματα των δεικτών διασποράς τα οποία τείνουν να διαχωρίσουν την περίοδο 2000-2008 σε δύο υποπεριόδους (2000-2004 και 2004-2008). Η πρώτη υποπερίοδος χαρακτηρίζεται από τάση μείωσης των ανισοκατανομών των κατά κεφαλήν εισοδημάτων, ενώ η δεύτερη υποπερίοδος από τάση αύξησης των ανισοκατανομών. Το κατά πόσον η τάση απόκλισης υπερσκελίζει την αρχική τάση σύγκλισης, εξαρτάται από τον εκάστοτε δείκτη. Στην παρούσα μελέτη, από τους έξι δείκτες διασποράς που χρησιμοποιήθηκαν, οι τέσσερις δείχνουν ότι υπάρχει απόκλιση ενώ οι δύο ότι υπάρχει σύγκλιση.

Από τα παραπάνω, φαίνεται ότι χρειάζεται ιδιαίτερη προσοχή κατά την αξιολόγηση των αποτελεσμάτων που προκύπτουν σε κάθε ανάλυση αφού σε κάθε μία από αυτές, η έννοια της σύγκλισης προσεγγίζεται με διαφορετικό τρόπο. Ο δείκτης της τυπικής απόκλισης, εξετάζει τις αποστάσεις των παρατηρήσεων, χωρίς να λαμβάνει υπ' όψιν τη διαφορά που μπορούν να παρουσιάζουν διαχρονικά τα μέσα επίπεδα των παρατηρήσεων. Αυτό συμβαίνει με τον συντελεστή μεταβλητότητας, ο οποίος ουσιαστικά «κανονικοποιεί» τις αποστάσεις μεταξύ των παρατηρήσεων διαιρώντας την τυπική απόκλιση με τον ετήσιο μέσο όρο.

Το μέτρο της απόλυτης q-σύγκλιση επηρεάζεται αμιγώς από το ενδοτεταρτημοριακό εύρος. Από την άλλη πλευρά, το μέτρο της σχετικής q-σύγκλισης προκύπτει ως το αποτέλεσμα δύο συνιστωσών: του ενδοτεταρτημοριακού εύρους και του εισοδήματος κάτω από το οποίο βρίσκεται το 25% των παρατηρήσεων της κατανομής, λαμβάνει δηλαδή υπ' όψιν του και την μεταβολή του «φτωχότερου» 25%. Έτσι, η έννοια της σχετικής q-σύγκλισης φαίνεται περισσότερο συμβατή σε μελέτες ευημερίας.

Επιπλέον, οι δύο παραπάνω δείκτες δεν επηρεάζονται από την ύπαρξη απομονωμένων σημείων (outliers), κάτι που δε συμβαίνει ούτε με τους δείκτες της τυπικής απόκλισης και του συντελεστή μεταβλητότητας, αλλά ούτε και με το δείκτη σύγκλισης κατά ζεύγη του Pesaran (2007).

Τέλος, ο δείκτης εντροπίας του Theil, αντίθετα με όλους τους υπόλοιπους δείκτες, λαμβάνει υπ' όψιν του και την πληθυσμιακή κατανομή. Έτσι δίνει μεγαλύτερη βαρύτητα στην ανισοκατανομή μεταξύ πληθυσμιακά μεγάλων και μικρών νομών και μικρότερη στις ανισοκατανομές μεταξύ νομών όμοιου πληθυσμιακού επιπέδου.

5.3. Μη παραμετρικές αναλύσεις

Στη συνέχεια παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των μη παραμετρικών αναλύσεων. Πιο συγκεκριμένα, αρχικά παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της μη παραμετρικής παλινδρόμησης, ενώ στη συνέχεια τα αποτελέσματα των αναλύσεων στοχαστικής κυριαρχίας. Το κεφάλαιο κλείνει με την παρουσίαση των αποτελεσμάτων της ανάλυσης της δυναμικής των κατανομών.

5.3.1. Μη-παραμετρική παλινδρόμηση

Οι τιμές (J_n) των ελέγχων των Hsiao κ.α. (2007) δεν δικαιολογούν την εφαρμογή της μη παραμετρικής παλινδρόμησης σε κανένα από τα μοντέλα πάνελ που αντιστοιχούν στις διαφορετικές περιόδους σύγκλισης. Συνεπώς, το παραμετρικό μοντέλο φαίνεται να εκτιμάει καλά τη εξίσωση απόλυτης β-σύγκλισης.

Παρόλα αυτά και για λόγους παρουσίασης της μεθοδολογίας, στο γράφημα 5.3.1 παρουσιάζεται η σχέση μεταξύ της ανεξάρτητης και της εξαρτημένης μεταβλητής όπως προκύπτει από τα παραμετρικά και από τα μη παραμετρικά μοντέλα. Επίσης, στον Πίνακα 5.3.1. παρουσιάζεται η τιμή του R^2 καθώς και του αθροίσματος των τετραγώνων των καταλοίπων τόσο του παραμετρικού όσο και του μη παραμετρικού μοντέλου. Όπως προκύπτει, μόνο στην περίπτωση του παραμετρικού μοντέλου που αναφέρεται σε όλη την περίοδο 2000-2008, υπάρχουν διαφορές μεταξύ των παραμετρικών και των μη παραμετρικών εκτιμήσεων, οι οποίες όμως είναι πάρα πολύ μικρές.

Πίνακας 5.3.1. Αποτελέσματα του ελέγχου των Hsiao κ.α.(2007) και R^2 της μη παραμετρικής παλινδρόμησης

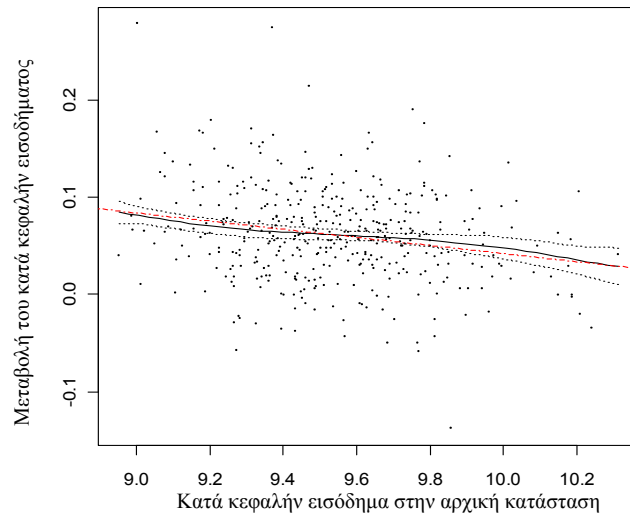
	2000-2008	2000-2004	2004-2008
Έλεγχος Hsiao κ.α. (2007)	$J_n = -0.869788$ (0.53)*	$J_n = -0.8670869$ (0.56)*	$J_n = -0.8685428$ (0.52)*
R^2 μη παραμετρικής παλινδρόμησης	5.12%	6.1%	1%
R^2 παραμετρικής παλινδρόμησης	4.61%	6.1%	1%

* επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.

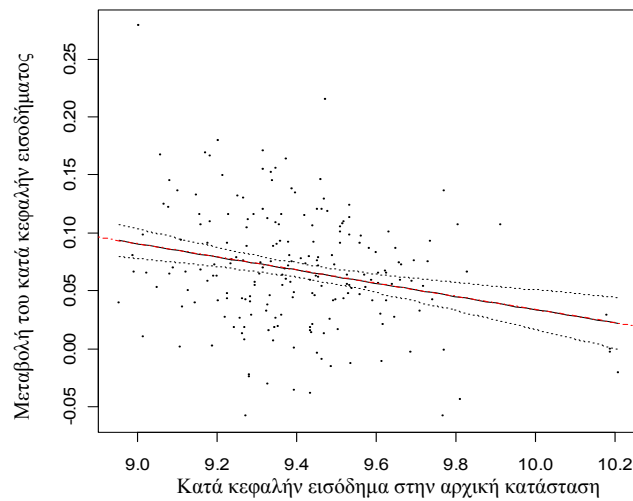
Στο Γράφημα 5.3.1 παρουσιάζεται η σχέση που προκύπτει μεταξύ μεταβολής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ και της σταθερής κατάστασης. Με μαύρη γραμμή προβάλλεται η συνάρτηση που προκύπτει από την μη παραμετρική παλινδρόμηση, ενώ με κόκκινη

γραμμή, η συνάρτηση που προκύπτει από την παραμετρική παλινδρόμηση. Τέλος, με λεπτές διακεκομμένες γραμμές παρουσιάζονται τα διαστήματα εμπιστοσύνης ($\pm 5\%$) για τη μη παραμετρική παλινδρόμηση.

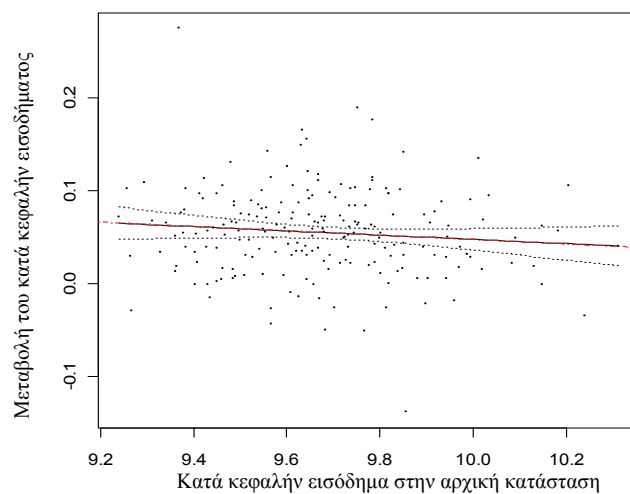
Γράφημα 5.3.1. Γραφήματα μερικής παλινδρόμησης των παλινδρομήσεων πάνελ
2000-2008



2000-2004



2004-2008



5.3.2. Ανάλυση Στοχαστικής Κυριαρχίας

Στον Πίνακα 5.3.2 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του πρώτου και του δεύτερου κριτηρίου στοχαστικής κυριαρχίας⁵⁶ (ΠΚΣΚ και ΔΚΣΚ αντίστοιχα). Είναι προφανές ότι οι κατανομές των ετών 2008 και 2007 κυριαρχούν έναντι όλων των προηγούμενων ετήσιων κατανομών. Συνεπώς, η ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας, δείχνει ότι κατά την περίοδο 2000-2007, υπήρξε τάση περιφερειακής σύγκλισης στην Ελλάδα. Όμως, τα δύο προαναφερθέντα κριτήρια δεν μπορούν να κατατάξουν τις δύο αυτές ετήσιες κατανομές (2007 και 2008).

Πίνακας 5.3.2. Στοχαστική κυριαρχία πρώτου και δευτέρου βαθμού μεταξύ των ετήσιων κατανομών των κατά κεφαλήν εισοδημάτων.

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
2000									
2001	Δ								
2002	Δ	Δ							
2003	Δ	Δ	Δ						
2004	Δ	Δ	Δ	Δ					
2005	Δ	Δ	Δ	Δ	-				
2006	Δ	Δ	Δ	Δ	-	Δ			
2007	Δ	Δ	Δ	Π	Π	Π	Δ		
2008	Δ	Δ	Δ	Π	Π	Δ	Δ	-	

Π: Στοχαστική κυριαρχία πρώτου βαθμού

Δ: Στοχαστική κυριαρχία δευτέρου βαθμού

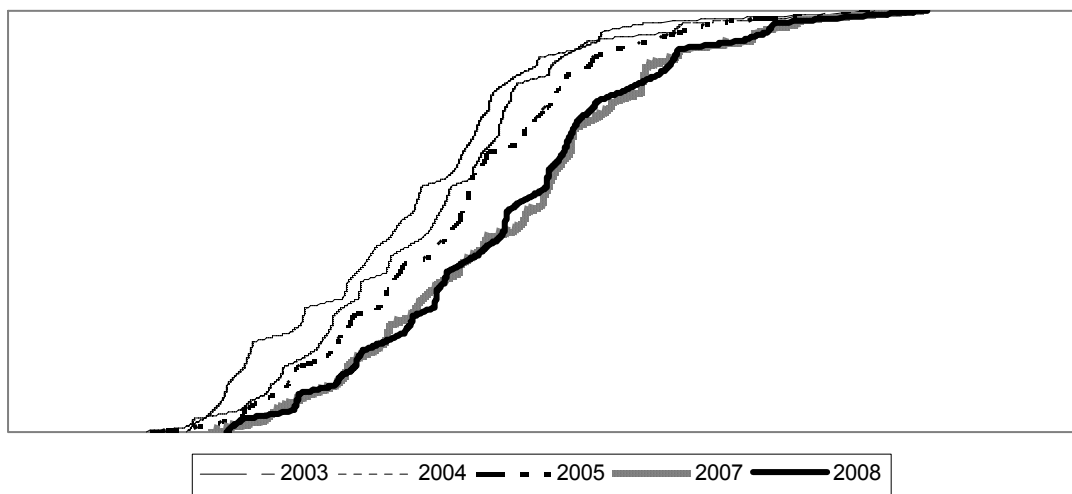
Η ανάλυση αναδεικνύει και τη χαμηλή ικανότητα διάκρισης του κριτηρίου πρώτου βαθμού στοχαστικής κυριαρχίας. Οι περιπτώσεις όπου το κριτήριο αυτό μπορεί να διακρίνει σε ένα ζεύγος κατανομών την κυρίαρχη κατανομή είναι ελάχιστες.

Όπως απεικονίζεται στο Γράφημα 5.3.2, η κατανομή του έτους 2008, κατέχει πρώτου βαθμού στοχαστική κυριαρχία έναντι των κατανομών των ετών 2003 και 2004, ενώ η κατανομή του έτους 2007 κατέχει πρώτου βαθμού στοχαστική κυριαρχία έναντι των κατανομών των ετών 2003, 2004 και 2005. Σε αντιδιαστολή με το πρώτο κριτήριο, το δεύτερο κριτήριο στοχαστικής κυριαρχίας έχει πολύ μεγαλύτερη ικανότητα ιεράρχησης των κατανομών, αφού μπορεί να διαχωρίσει την κυρίαρχη κατανομή στα περισσότερα ζεύγη.

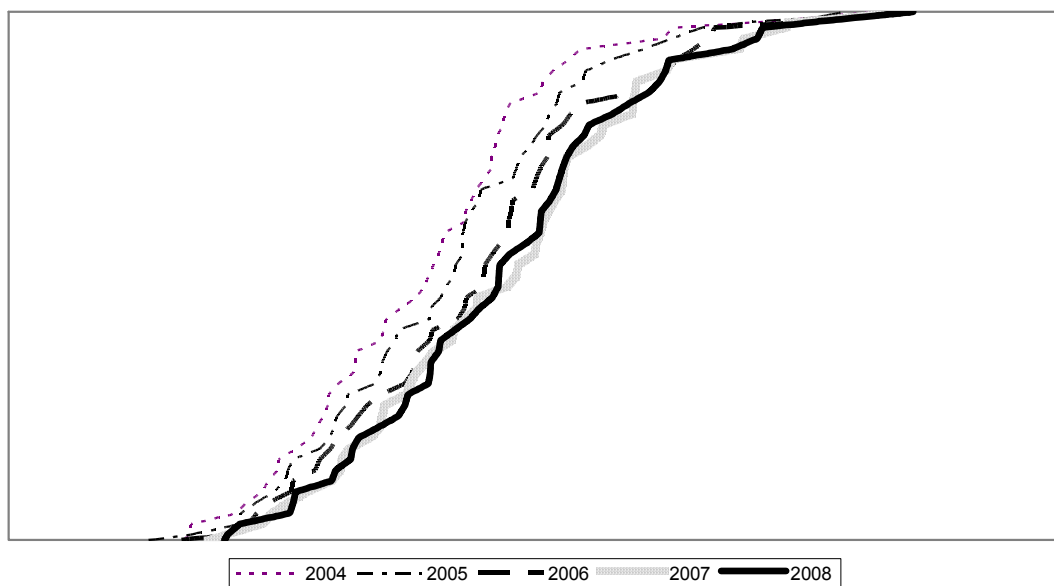
⁵⁶ Οι αναλύσεις πραγματοποιήθηκαν με τη διενέργεια 1000 Latin Hypercube επαναλήψεων.

Παρά τη διαχωριστική του δύναμη, το ΔΚΣΚ αποτυγχάνει να προσδιορίσει την κυρίαρχη κατανομή στα εξής ζεύγη κατανομών: 2008 και 2007, 2006 και 2004, 2005 και 2004 (Γράφημα 5.3.3). Σε αυτές τις περιπτώσεις, Η ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας με αναφορά σε μία συνάρτηση (ΣΚΑΣ) μπορεί να διαχωρίσει την κυρίαρχη κατανομή μέσα σε ένα εύρος του συντελεστή αποστροφής κινδύνου και να αναδείξει πώς αλλάζουν οι κατατάξεις προτίμησης σε διαφορετικά εύρη του συντελεστή αυτού (Πίνακας 5.3.3).

Γράφημα 5.3.2. Απεικόνιση των περιπτώσεων πρώτου βαθμού κυριαρχίας των ετήσιων κατά κεφαλήν εισοδημάτων (2007 σε 2003-2005 και 2008 σε 2003-2004).



Γράφημα 5.3.3. Ζεύγη κατατομών στα οποία το ΔΚΣΚ δεν μπορεί να διαχωρίσει την κυρίαρχη κατανομή (2008 και 2007, 2006 και 2004, 2005 και 2004).



Το επίπεδο αποστροφής στον κίνδυνο, όπως έχει ήδη προαναφερθεί στο κεφάλαιο 3.2.3, μπορεί να συσχετιστεί με διαφορετικούς στόχους πολιτικής. Όταν ο βασικός στόχος είναι η βελτίωση του εθνικού (κατά κεφαλήν) εισοδήματος, η συμπεριφορά του φορέα χάραξης πολιτικής αντιστοιχεί στη συμπεριφορά ενός επενδυτή με χαμηλό επίπεδο αποστροφής στον κίνδυνο. Από την άλλη πλευρά, όταν ο πιο σημαντικός στόχος του φορέα χάραξης πολιτικής είναι η περιφερειακή συνοχή και η μείωση των περιφερειακών ανισοτήτων, η συμπεριφορά αντιστοιχεί με αυτή του επενδυτή με έντονη αποστροφή στον κίνδυνο.

Πίνακας 5.3.3. Κατάταξη των ετήσιων κατανομών του κατά κεφαλήν εισοδήματος με βάση το επίπεδο του συντελεστή αποστροφής κινδύνου.

	ΑΣΑΚ [0,0.0024897)	ΑΣΑΚ [0.024897, 0.002947)	ΑΣΑΚ [0.002947,0.036439)	ΑΣΑΚ [0.024439,+∞)
Κατάταξη (κατά φθίνουσα σειρά στοχαστικής κυριαρχίας)	2007	2008	2008	2008
	2008	2007	2007	2007
	2006	2006	2006	2004
	2005	2005	2004	2006
	2004	2004	2005	2005
	2003	2003	2003	2003
	2002	2002	2001	2001
	2001	2001	2002	2000
	2000	2000	2000	2002

ΑΣΑΚ: Απόλυτος Συντελεστής Αποστροφής Κινδύνου (Absolute Risk Aversion Coefficient).

Ο τελευταίος στόχος πολιτικής μπορεί να επιτευχθεί με μέτρα, όπως οι αναπτυξιακοί νόμοι, οι οποίοι προβλέπουν ισχυρότερα κίνητρα για επενδύσεις στην περιφέρεια και σε λιγότερο ευνοημένες περιοχές της Ελλάδας (βλ. Πετράκος και Ψυχάρης, 2004). Στο παραπάνω πλαίσιο φαίνεται να κινείται και ο πρόσφατος αναπτυξιακός νόμος (Ν.3908/2011). Με βάση το νόμο αυτό, η Ελληνική περιφέρεια χωρίζεται σε τρεις ζώνες στήριξης. Η πρώτη ζώνη περιλαμβάνει μόνο τους νομούς Αττικής και Βοιωτίας. Η δεύτερη ζώνη περιλαμβάνει τους νομούς με κατά κεφαλήν εισόδημα μεγαλύτερο από το 75% του μέσου όρου, ενώ η τρίτη ζώνη περιλαμβάνει νομούς με κατά κεφαλήν εισόδημα μικρότερο από το 75% του μέσου όρου. Βέβαια, η κατηγοριοποίηση αυτή δεν είναι τόσο αυστηρή, αφού στην τρίτη ζώνη στήριξης, περιλαμβάνονται κατά παρέκκλιση οι νησιωτικοί νομοί και οι παραμεθόριες περιοχές. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα να περιλαμβάνονται στη τρίτη ζώνη στήριξης νομοί με πολύ υψηλό κατά κεφαλήν εισόδημα (π.χ. Δωδεκάνησα και Κυκλάδες).

Αντίθετα, όταν η διαδικασία μεγέθυνσης πυροδοτείται με κίνητρα για επενδύσεις σε περιοχές του κέντρου καθώς και σε περιοχές οι οποίες είναι ήδη αναπτυγμένες (σε όρους κατά κεφαλήν εισοδήματος), ο στόχος της αύξησης του εθνικού εισοδήματος μπορεί μεν να επιτυγχάνεται, αλλά οι διαπεριφερειακές ανισότητες μεγεθύνονται.

Από την παραπάνω συζήτηση, φαίνεται ότι η ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας με αναφορά σε μία συνάρτηση βρίσκει πολλές εφαρμογές. Όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα της ανάλυσης, η ιεράρχηση των κατανομών των κατά κεφαλήν εισοδημάτων δεν είναι πάντα καθαρά αντικειμενική. Συχνά, η διαφορετική θεώρηση και οι διαφορετικοί στόχοι των πολιτικών φορέων, μπορούν να διαμορφώσουν διαφορετικές ιεραρχήσεις ανάλογα με το επίπεδο «αποστροφής κινδύνου» που τους χαρακτηρίζει. Συνεπώς, η ανάλυση αυτή, μπορεί να λειτουργήσει και ως εργαλείο πολιτικής. Έτσι, σε ένα δεδομένο επίπεδο «αποστροφής κινδύνου» των πολιτικών φορέων, μπορούν να καθοριστούν συγκεκριμένοι στόχοι ως συνδυασμοί μεταξύ οικονομικής μεγέθυνσης και περιφερειακής ανισοκατανομής των κατά κεφαλήν εισοδημάτων.

Η παρούσα ανάλυση ολοκληρώνεται με την εκτίμηση των τιμών του Ισοδύναμου Βεβαιότητας (IB) και της σχετικής μεταβολής τους, έτσι ώστε να κατασκευαστεί ένας δείκτης «γραμμικότητας» της διαδικασίας σύγκλισης. Στον Πίνακα 5.3.4 παρουσιάζονται τα IB για κάθε ετήσια κατανομή του κατά κεφαλήν εισοδήματος, ενώ στον Πίνακα 5.3.5 παρουσιάζεται η σχετική ετήσια μεταβολή των IB, για κάθε εύρος του συντελεστή αποστροφής κινδύνου.

Πίνακας 5.3.4. Ισοδύναμα Βεβαιότητας των κατανομών των κατά κεφαλήν εισοδημάτων σε διαφορετικό εύρος του βαθμού αποστροφής στον κίνδυνο.

	ARAC [0,0.0024897)	ARAC [0.024897, 0.002947)	ARAC [0.002947,0.036439)	ARAC [0.024439,+∞)
2000	15,194.27	11,938.26	11,800.38	10,516.90
2001	15,722.31	12,246.45	12,067.29	10,616.00
2002	15,936.34	12,650.17	12,463.31	10,955.71
2003	16,791.30	13,485.03	13,323.53	11,687.32
2004	17,387.74	13,826.05	13,658.58	12,491.82
2005	17,946.19	13,878.24	13,658.45	11,922.14
2006	18,701.69	14,348.56	14,150.14	12,455.28
2007	19,353.43	14,591.42	14,397.56	12,887.56
2008	19,319.92	14,591.42	14,409.76	13,185.34

ARAC: Absolute Risk Aversion Coefficient

Σε μία γραμμική διαδικασία σύγκλισης, αναμένεται η «απόσταση» μεταξύ δύο διαδοχικών ετήσιων κατανομών (όπως αυτή προσδιορίζεται από το IB) να παραμένει σταθερή. Όπως φαίνεται από τον Πίνακα 5.3.5, αυτό δεν συμβαίνει, κάτι που συνηγορεί στο ότι η διαδικασία σύγκλισης δεν είναι γραμμική.

Πίνακας 5.3.5. Ποσοστιαία μεταβολή των Ισοδύναμων Βεβαιότητας μεταξύ δύο χρονικά συνεχόμενων κατανομών του κατά κεφαλήν εισοδήματος σε διαφορετικά εύρη βαθμού αποστροφής στον κίνδυνο.

	ARAC [0,0.0024897)	ARAC [0.024897, 0.002947)	ARAC [0.002947,0.036439)	ARAC [0.024439,+∞)
2000-2001	3.48%	2.58%	2.26%	0.94%
2001-2002	1.36%	3.30%	3.28%	3.20%
2002-2003	5.36%	6.60%	6.90%	6.68%
2003-2004	3.55%	2.53%	2.51%	6.88%
2004-2005	3.21%	0.38%	0.00%	-4.56%
2005-2006	4.21%	3.39%	3.60%	4.47%
2006-2007	3.48%	1.69%	1.75%	3.47%
2007-2008	-0.17%	0.00%	0.08%	2.31%

5.3.3. Ανάλυση της δυναμικής των κατανομών

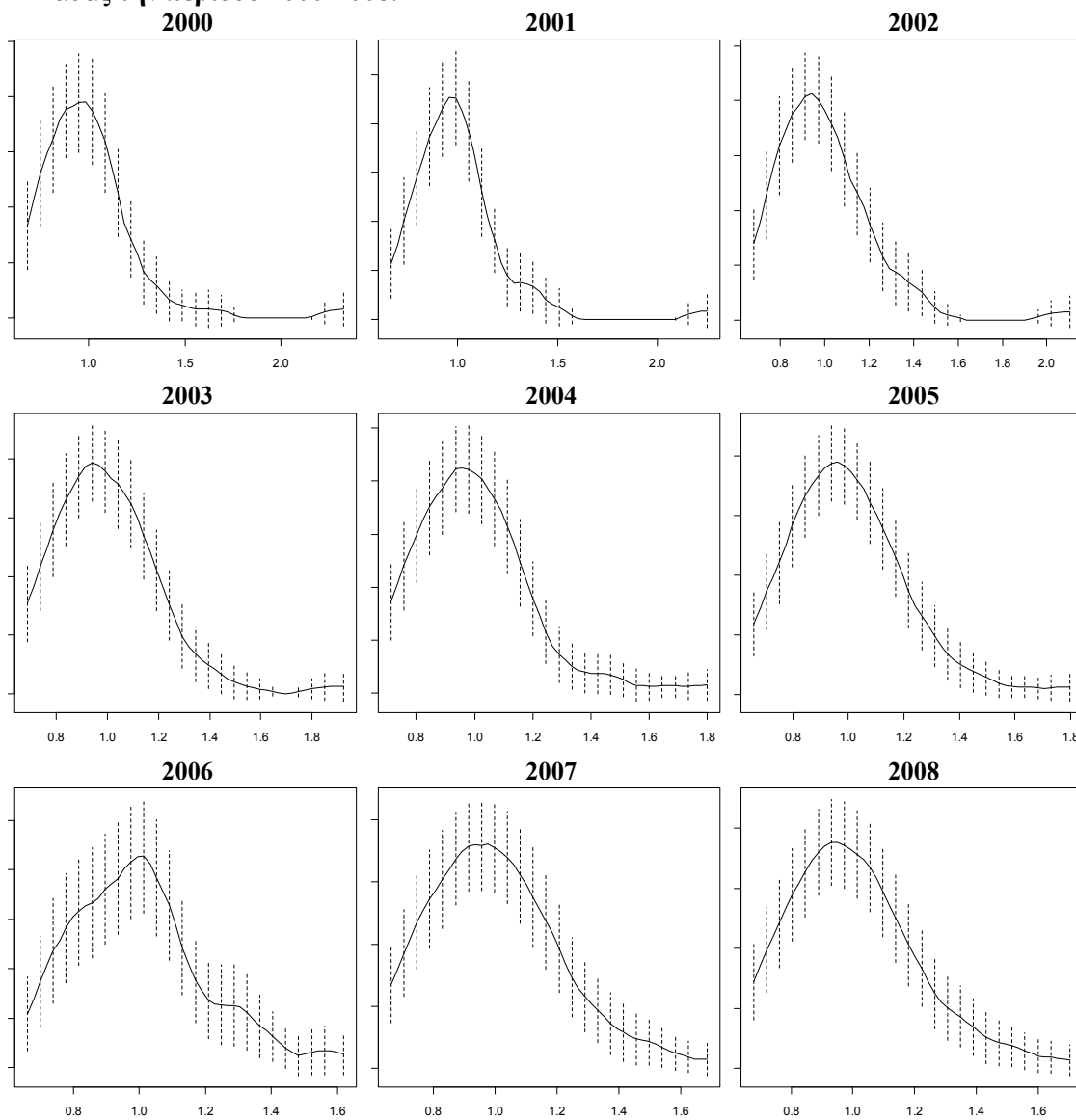
Πριν τη βασική ανάλυση της δυναμικής των κατανομών εξετάζονται οι ετήσιες κατανομές του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ στους νομούς της Ελλάδας κατά την περίοδο 2000-2008, καθώς και η εργοδική κατανομή, δηλαδή η κατανομή που προκύπτει σε μακροπρόθεσμο επίπεδο με βάση τις υπάρχουσες παρατηρήσεις ανά χρονική περίοδο.

Στο Γράφημα 5.3.4 παρουσιάζονται οι ετήσιες κατανομές του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ⁵⁷, ενώ στο Γράφημα 5.3.5, παρουσιάζεται η αντίστοιχη εργοδική κατανομή. Όπως φαίνεται από το Γράφημα 5.3.4, οι ετήσιες κατανομές του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ δε παρουσιάζουν μεγάλη ποικιλομορφία. Παρατηρείται όμως μία τάση μείωσης της δεξιάς ουράς της κατανομής λόγω της συγκέντρωσης περισσότερων παρατηρήσεων προς την κορυφή της. Επιπλέον, παρατηρείται ότι οι ετήσιες κατανομές είναι ως επί το πλείστον μονοκόρυφες, αν και στην περίπτωση της

⁵⁷ Το Γράφημα 5.3.4 αναπαράγει το γράφημα 4.2 και παρουσιάζεται για λόγους καλύτερης παρουσίασης της πορείας της ανάλυσης.

κατανομής των ετών 2001 και 2006, μπορεί να διακριθεί μία πολύ μικρή δευτερεύουσα κορυφή, στη δεξιά πλευρά της κατανομής.

Γράφημα 5.3.4. Ετήσιες κατανομές του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ στους νομούς της Ελλάδας την περίοδο 2000-2008.



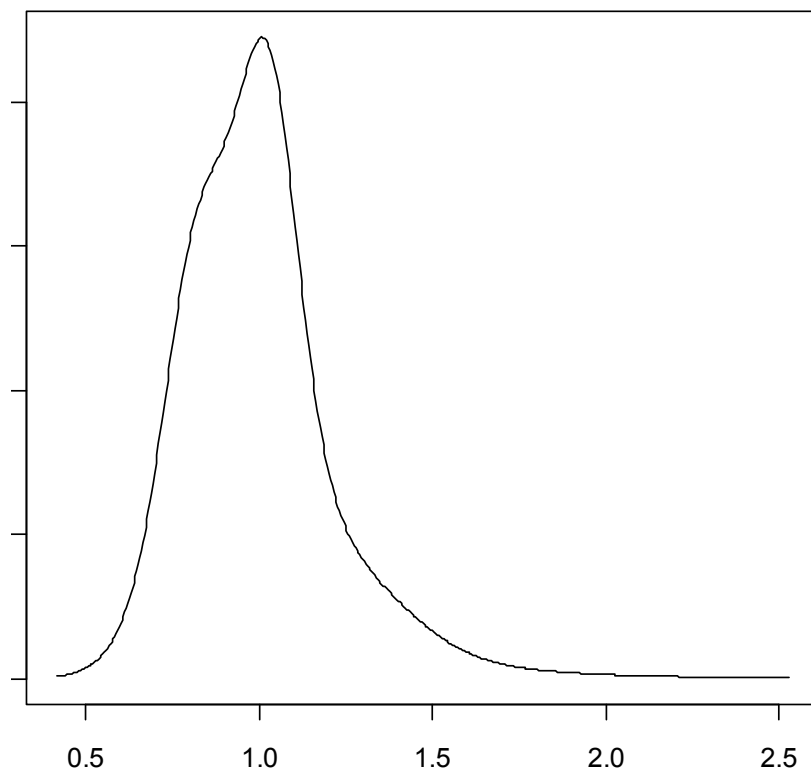
Οι συναρτήσεις κατανομής πιθανότητας για κάθε έτος κατασκευάστηκαν χρησιμοποιώντας πυρήνες τύπου Epanechnikov και τη μέθοδο least square cross validation. Οι διακεκομμένες γραμμές απεικονίζουν τα όρια σφάλματος, τα οποία υπολογίστηκαν μετά από 399 εφαρμογές της μεθόδου bootstrap, (βλέπε Li και Racine, 2003 και Hayfield και Racine, 2008).

Από το διάγραμμα της εργοδικής κατανομής⁵⁸ (Γράφημα 5.3.5) φαίνεται ότι η κορυφή της γίνεται περισσότερο έντονη (μείωση της κυρτότητας), ενώ η δεξιά ουρά της συνεχίζει να υφίσταται. Συνεπώς, υπάρχει μία τάση περιφερειακής σύγκλισης με

⁵⁸ Το διάγραμμα κατασκευάστηκε στο πρόγραμμα R, ακολουθώντας τη μεθοδολογία που προτείνει ο Johnson (2005). Οι ρουτίνες που χρησιμοποιήθηκαν αποτελούν προσαρμογή των ρουτινών που χρησιμοποίησαν οι Fiaschi κ.α. (2010) και παρέχονται στην ιστοσελίδα: www.dse.ec.unipi.it/persona/docenti/fiaschi/WorkingPapers.html.

ταυτόχρονη όμως εμμονή ορισμένων οικονομιών (νομών), να διατηρήσουν την απόστασή τους από τους υπόλοιπους νομούς.

Γράφημα 5.3.5. Εργοδική κατανομή του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ στους νομούς της Ελλάδας την περίοδο 2000-2008.



Στη συνέχεια παρουσιάζονται γραφικά τα αποτελέσματα της ανάλυσης της δυναμικής των κατανομών χρησιμοποιώντας διαρκώς αυξανόμενες περιόδους μετάβασης. Η παρουσίαση αυτή πραγματοποιείται για να αναδειχθεί καλύτερα η κινητικότητα των οικονομιών σε διαφορετικούς χρονικούς ορίζοντες και όχι μόνο στα στενά όρια της ετήσιας περιόδου μετάβασης. Βέβαια, στο σημείο αυτό επισημαίνεται ότι η εργοδική κατανομή του Γραφήματος 5.3.5 έχει κατασκευαστεί χρησιμοποιώντας περίοδο μετάβασης ενός έτους. Έτσι, η παρουσίαση των γραφημάτων χρησιμοποιώντας διαρκώς αυξανόμενες περιόδους μετάβασης πραγματοποιείται κυρίως για λόγους καλύτερης απεικόνισης των εξελισσόμενων δυναμικών στο εσωτερικό των κατανομών στο πέρασμα του χρόνου.

Όπως προκύπτει από το Γράφημα 5.3.6α όταν η περίοδος μετάβασης είναι ίση με ένα έτος, οι αποκλίσεις από το μέσο του κατά κεφαλήν εισοδήματος, εξακολουθούν να υφίστανται και μετά την περίοδο μετάβασης. Αυτό προκύπτει από το γεγονός ότι τα

περισσότερα από τα 25% ΠΥΠ⁵⁹, διασχίζονται από τη διαγώνιο γραμμή. Επίσης, παρατηρούνται και κάποιες σαφείς περιπτώσεις διπολικότητας όταν οι αρχικές αποκλίσεις από το μέσο όρο είναι μεγαλύτερες από 0.4⁶⁰. Οι περιπτώσεις αυτές αναδεικνύουν ότι στις πλουσιότερες οικονομίες δεν υπάρχει μία κοινή τάση αλλά δύο διακριτές τάσεις σχετικά με την εξέλιξη του κατά κεφαλήν εισοδήματός τους. Η πρώτη, είναι τάση εμμόνης και αφορά τις περισσότερες οικονομίες, αφού αυτή προκύπτει από την κύρια κορυφή της δεσμευμένης κατανομής. Επιπλέον, όμως, υπάρχει και μία δευτερεύουσα κορυφή η οποία βρίσκεται σε χαμηλότερα επίπεδα κατά κεφαλήν εισοδήματος και αναδεικνύει το γεγονός ότι ορισμένες από τις πλούσιες οικονομίες τείνουν να μειώσουν την «απόστασή» τους από το μέσο όρο.

Επίσης, στους φτωχότερους νομούς, η κινητικότητα είναι πολύ χαμηλή αν και παρατηρούνται ασθενείς τάσεις μείωσης της απόστασής τους από το μέσο όταν οι αρχικές αποκλίσεις είναι πολύ μεγάλες. Αυτό αποτυπώνεται από την έντονη αριστερή ουρά της δεσμευμένης κατανομής όταν η αρχική απόκλιση από το μέσο βρίσκεται στο επίπεδο του -0.4.

Ένα επιπλέον στοιχείο που αξίζει να σημειωθεί είναι ότι οι δεσμευμένες κατανομές του κατά κεφαλήν εισοδήματος είναι περισσότερο πλατύκυρτες καθώς μειώνεται το αρχικό επίπεδο του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Αυτό δείχνει ότι οι «φτωχότεροι» νομοί της Ελλάδας παρουσιάζουν μεγαλύτερη κινητικότητα, η οποία όμως περιορίζεται σε μικρές μεταβολές σε σχέση με την αρχική τους κατάσταση. Αυτό προκύπτει από το γεγονός ότι αντίθετα με τις δεσμευμένες κατανομές των «πλούσιων» οικονομιών, δεν υπάρχουν μετατοπίσεις των κορυφών αλλά ούτε και δημιουργία πολλαπλών κορυφών.

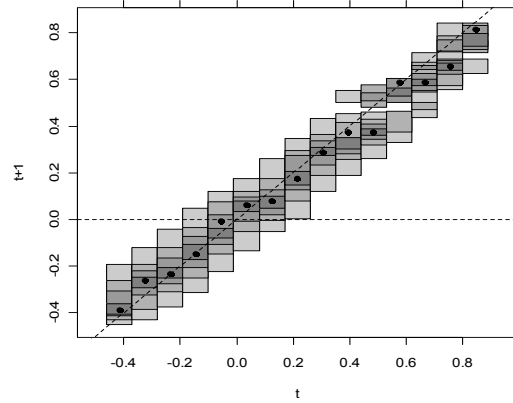
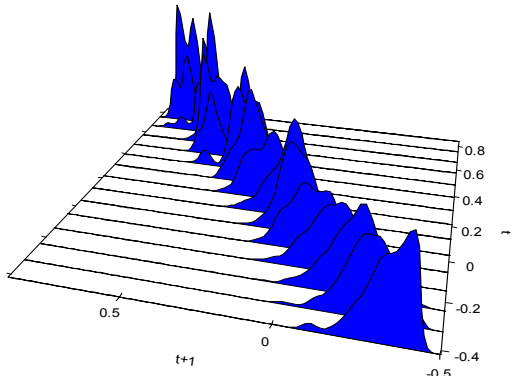
Καθώς η περίοδος μετάβασης αυξάνεται, παρατηρείται μία ελαφρώς μεγαλύτερη κινητικότητα, η οποία όμως εξαντλείται στις «πλούσιες» οικονομίες. Υπάρχει δηλαδή μία τάση των νομών με υψηλότερο κατά κεφαλήν εισόδημα να μειώσουν την απόστασή τους από το μέσο όρο. Όμως η τάση αυτή παρουσιάζεται μόνο στους νομούς με πολύ υψηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ, ενώ επιπλέον, η ένταση της κινητικότητας αυτής δεν φαίνεται ικανή να τους αναγκάσει να προσεγγίσουν τελικά το μέσο όρο.

⁵⁹ Περιοχές Υψηλής Πυκνότητας.

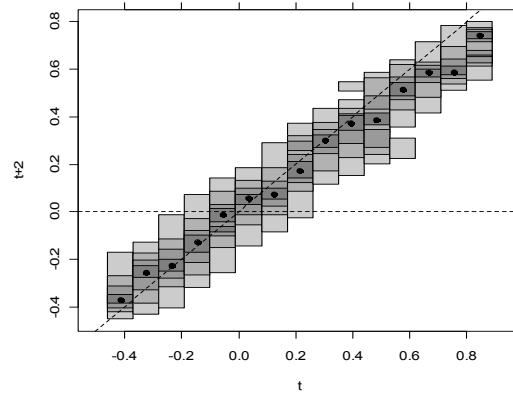
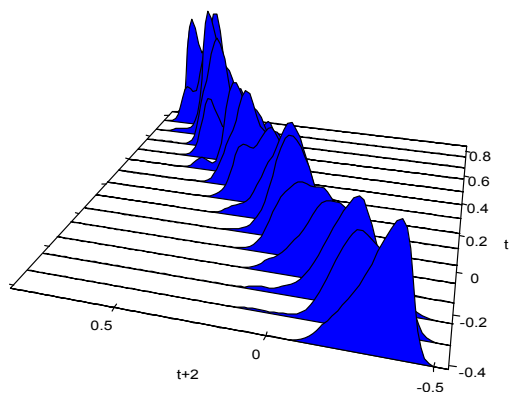
⁶⁰ Υπενθυμίζεται ότι το κατά κεφαλήν ΑΕΠ είναι λογαριθμοποιημένο. Έτσι, το επίπεδο της απόκλισης, υπολογίζεται με βάση τη διαφορά των λογαρίθμων των κατά κεφαλήν εισοδημάτων από τον μέσο όρο.

Γράφημα 5.3.6.α. Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) (αριστερά) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) (δεξιά) για περίοδο μετάβασης ενός έως τεσσάρων ετών

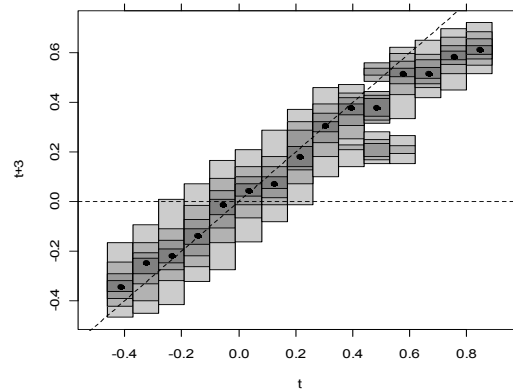
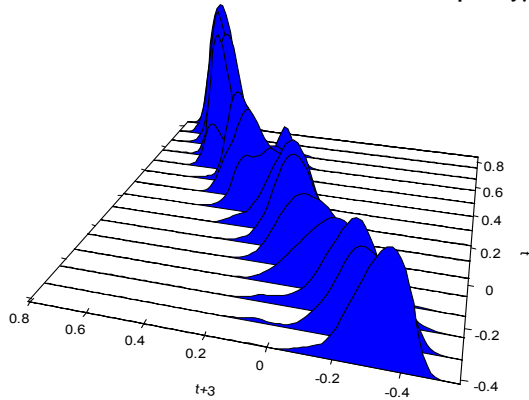
Περίοδος μετάβασης: 1 έτος



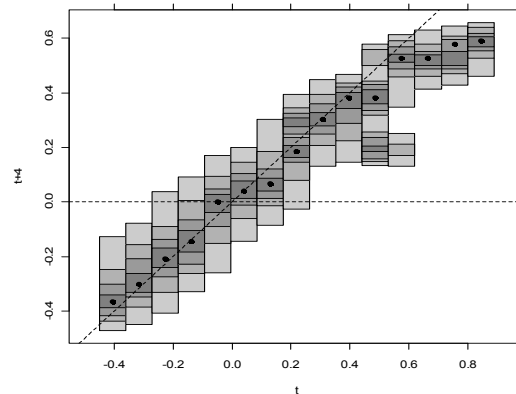
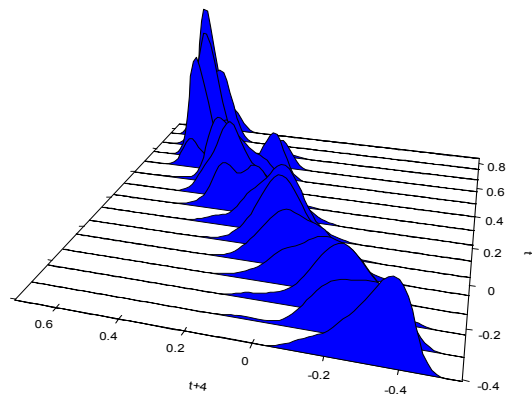
Περίοδος μετάβασης: 2 έτη



Περίοδος μετάβασης: 3 έτη

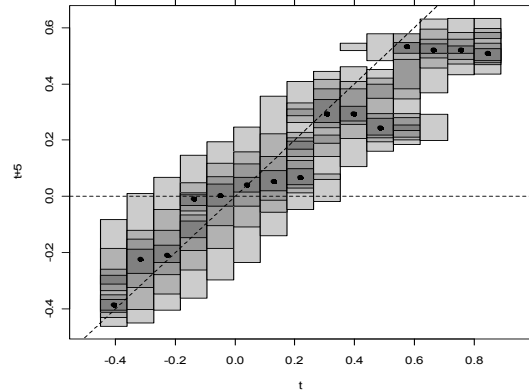
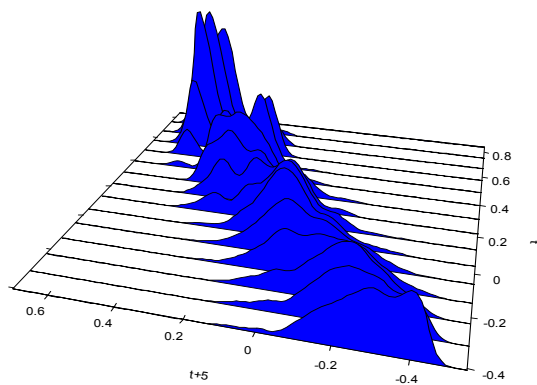


Περίοδος μετάβασης: 4 έτη

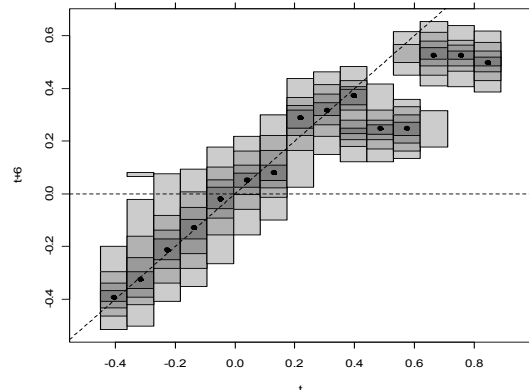
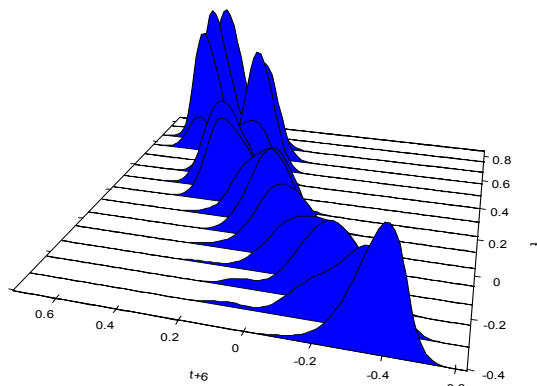


Γράφημα 5.3.6.β. Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) (αριστερά) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) (δεξιά) για περίοδο μετάβασης πέντε έως οχτώ ετών.

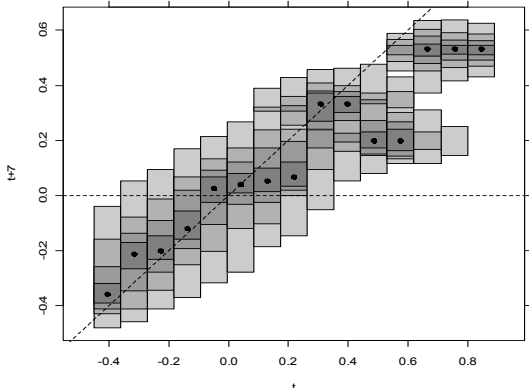
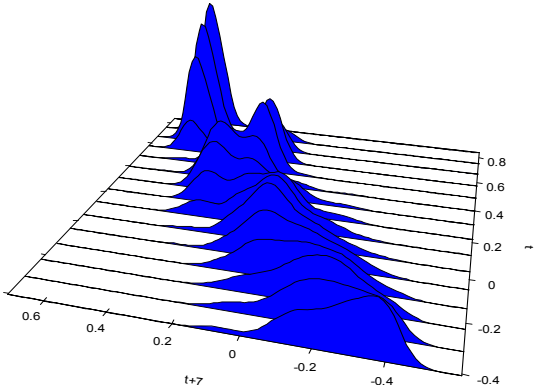
Περίοδος μετάβασης: 5 έτη



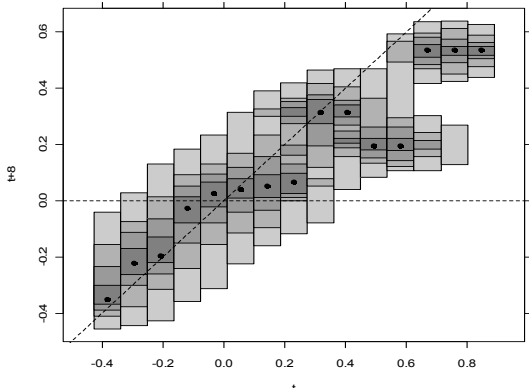
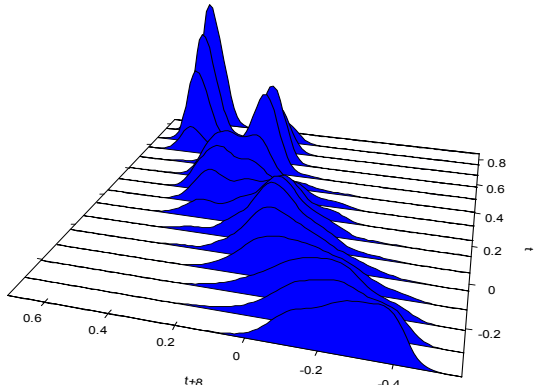
Περίοδος μετάβασης: 6 έτη



Περίοδος μετάβασης: 7 έτη



Περίοδος μετάβασης: 8 έτη



Όπως φαίνεται στα Γραφήματα 5.3.6.α και 5.3.6.β, καθώς η περίοδος μετάβασης αυξάνεται παρατηρείται μείωση της «απόστασης» κάποιων πλούσιων νομών, όμως η μείωση αυτή δε συνεχίζεται καθώς η περίοδος μετάβασης αυξάνεται πέρα από τα πέντε έτη.

Τέλος, αξίζει να σημειωθεί η πολύ χαμηλή κυρτότητα που παρουσιάζεται στις περιοχές υψηλών κατά κεφαλήν εισοδημάτων ακόμα και όταν η περίοδος μετάβασης είναι αρκετά μεγάλη. Ενώ δηλαδή στις υπόλοιπες δεσμευμένες κατανομές, η κυρτότητά τους αυξάνεται σταδιακά καθώς αυξάνεται η περίοδος μετάβασης (δηλαδή οι δεσμευμένες κατανομές πλαταίνουν), δεν συμβαίνει το ίδιο και στην περίπτωση των οικονομιών με υψηλά κατά κεφαλήν εισοδήματα. Το γεγονός αυτό δείχνει και την εμμόνη των οικονομιών αυτών αλλά, και σε συνδυασμό με τη μικρή μείωση της απόστασής τους από το μέσο, την παράλληλη πορεία τους.

Συγκρίνοντας τα διαγράμματα που προκύπτουν από δύο διαδοχικές περιόδους μετάβασης, δεν παρατηρούνται έντονες διαφοροποιήσεις. Ορατές διαφορές παρατηρούνται μόνον εφόσον συγκριθούν τα διαγράμματα που προκύπτουν από περιόδους μετάβασης που έχουν αρκετά μεγάλη διαφορά μεγέθους (τουλάχιστον τριών ετών).

Από την άλλη πλευρά, η αντίστοιχη κινητικότητα των νομών με χαμηλότερο κατά κεφαλήν εισόδημα είναι ελάχιστη. Συνεπώς, στους «φτωχούς» νομούς δεν παρατηρείται τάση σύγκλισης ακόμα και όταν η περίοδος μετάβασης που υιοθετείται στην ανάλυση είναι πολύ μεγάλη. Το γεγονός αυτό δε δικαιολογεί την ύπαρξη μίας κοινής σταθερής κατάστασης στις οικονομίες των νομών της Ελλάδας.

Στο σημείο αυτό, κατ' αντιστοιχία με τις αναλύσεις β-σύγκλισης, η ανάλυση επαναλαμβάνεται για τις υποπεριόδους 2000-2004 και 2004-2008. Τα αποτελέσματα που προκύπτουν παρουσιάζονται στα Γραφήματα 5.3.7 και 5.3.8. Αναφορικά με την περίοδο 2000-2004, όταν η περίοδος μετάβασης είναι ίση με ένα έτος, δεν παρατηρείται έντονη κινητικότητα, ενώ καθώς η περίοδος μετάβασης αυξάνεται, η τάση σύγκλισης παρουσιάζεται ιδιαίτερα αυξημένη. Όπως παρατηρείται και κατά την εξέταση της περιόδου 2000-2008, η τάση κινητικότητας παρουσιάζεται πολύ εντονότερη στα υψηλά κατά κεφαλήν εισοδήματα. Γενικά, θα μπορούσαμε να πούμε ότι παρατηρούνται τα ίδια φαινόμενα με την περίοδο 2000-2008 αλλά σε μεγαλύτερη ένταση. Συνεπώς, οι τάσεις σύγκλισης που παρατηρούνται κατά την υποπερίοδο αυτή

είναι, αναμφισβήτητα, κατά πολύ μεγαλύτερες και ορατές σε σχέση με τη συνολική περίοδο.

Στην δεύτερη υποπερίοδο παρατηρούνται μικρότερες τάσεις κινητικότητας, αφού όπως παρουσιάζεται στο Γράφημα 5.3.7, οι δεσμευμένες κατανομές που προκύπτουν έχουν πολύ έντονες κορυφές ακόμα και όταν η περίοδος μετάβασης οριστεί στα τέσσερα έτη. Συνεπώς, κατά την περίοδο αυτή η κινητικότητα είναι ελάχιστη και φυσικά δεν παρατηρούνται τάσεις σύγκλισης. Επιπρόσθετα, αξίζει να σημειωθεί ότι υπάρχουν και ορισμένες περιπτώσεις πολυκόρυφων κατανομών. Οι περιπτώσεις όμως αυτές είναι λίγες, ενώ επίσης και οι κορυφές τους δεν είναι ιδιαίτερα απομακρυσμένες μεταξύ τους. Τέλος, ενδιαφέρον παρουσιάζει το γεγονός ότι η πλειονότητα των πολυκόρυφων αυτών κατανομών παρουσιάζεται όταν η απόκλιση από το μέσο όρο στην αρχική χρονική περίοδο είναι αρκετά μεγάλη, ενώ επίσης, δεν φαίνεται να επηρεάζεται σε μεγάλο βαθμό από τη διάρκεια της περιόδου μετάβασης.

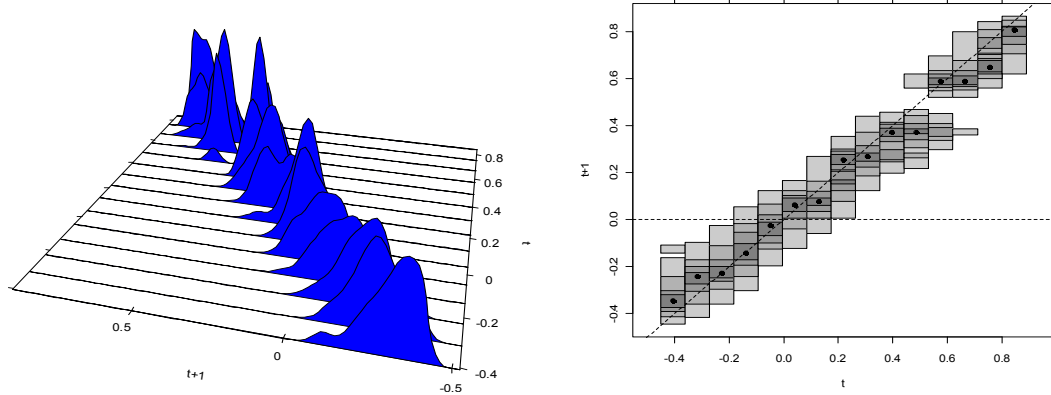
Εν κατακλείδι, τα στοιχεία που προκύπτουν από την ανάλυση της δυναμικής των κατανομών δεν υποστηρίζουν σε μεγάλο βαθμό την ύπαρξη περιφερειακής σύγκλισης στην Ελλάδα μετά το 2000. Το συμπέρασμα αυτό έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των περισσότερων παραμετρικών και μη παραμετρικών αναλύσεων.

Το γεγονός αυτό μπορεί να οφείλεται στο ότι η ανάλυση αυτή έχει πιο αυστηρά κριτήρια, αφού λαμβάνει υπ' όψιν της την εξέλιξη των κατανομών και την κινητικότητα των οικονομιών σε ολόκληρο το εύρος της κατανομής. Έτσι παρέχει πολύ μεγαλύτερη πληροφόρηση από την ανάλυση της πορείας της αντιπροσωπευτικής οικονομίας (β-σύγκλιση) καθώς και από την ανάλυση της διαχρονικής εξέλιξης διαφόρων στατιστικών μέτρων διασποράς (σ-σύγκλιση).

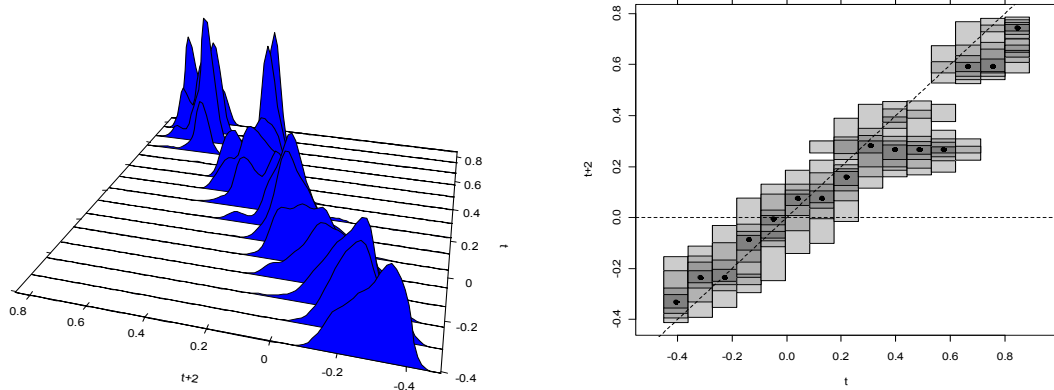
Επίσης, η ανάλυση αυτή επιτρέπει την διερεύνηση της πορείας σύγκλισης ή απόκλισης των οικονομιών όλων των επιπέδων, από τις «φτωχότερες» μέχρι τις «πλουσιότερες». Έτσι, απαιτεί την πορεία όλων των οικονομιών αυτών προς το μέσο όρο για να «επικυρώσει» την ύπαρξη σύγκλισης και συνεπώς, είναι πιο αυστηρή από τις προαναφερόμενες αναλύσεις.

Γράφημα 5.3.7 Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) (αριστερά) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) (δεξιά) της περιόδου 2000-2004, για περίοδο μετάβασης ενός έως τεσσάρων ετών.

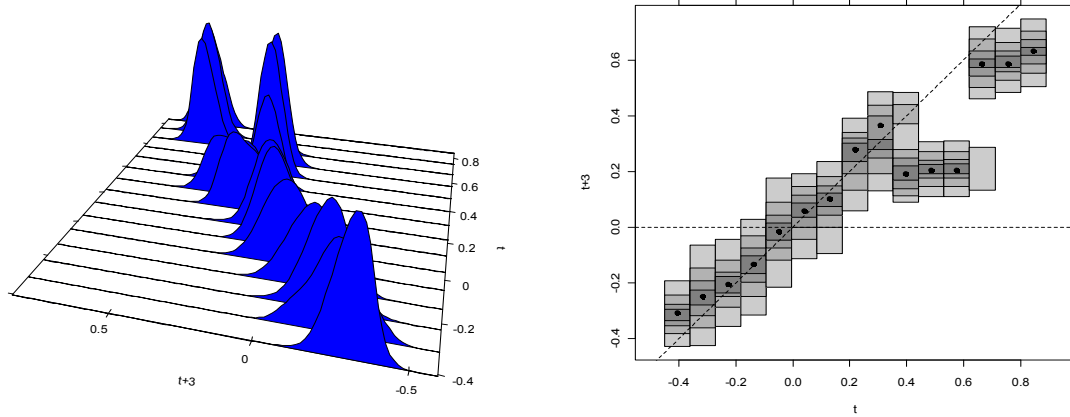
Περίοδος μετάβασης: 1 έτος



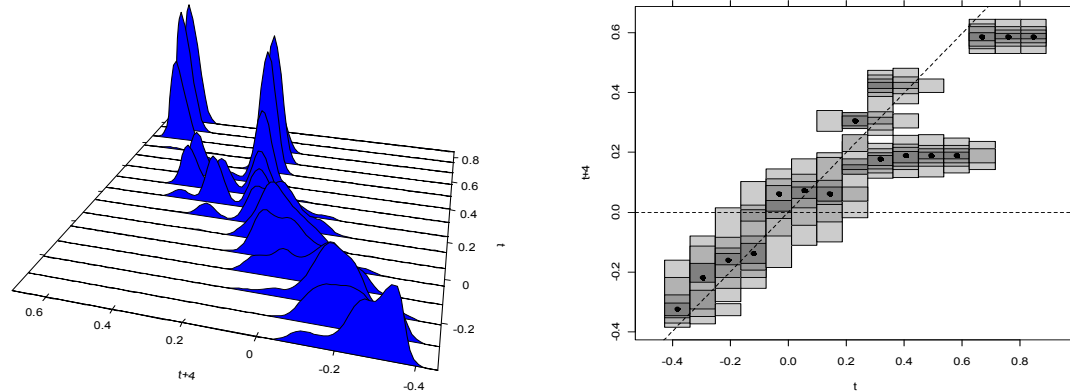
Περίοδος μετάβασης: 2 έτη



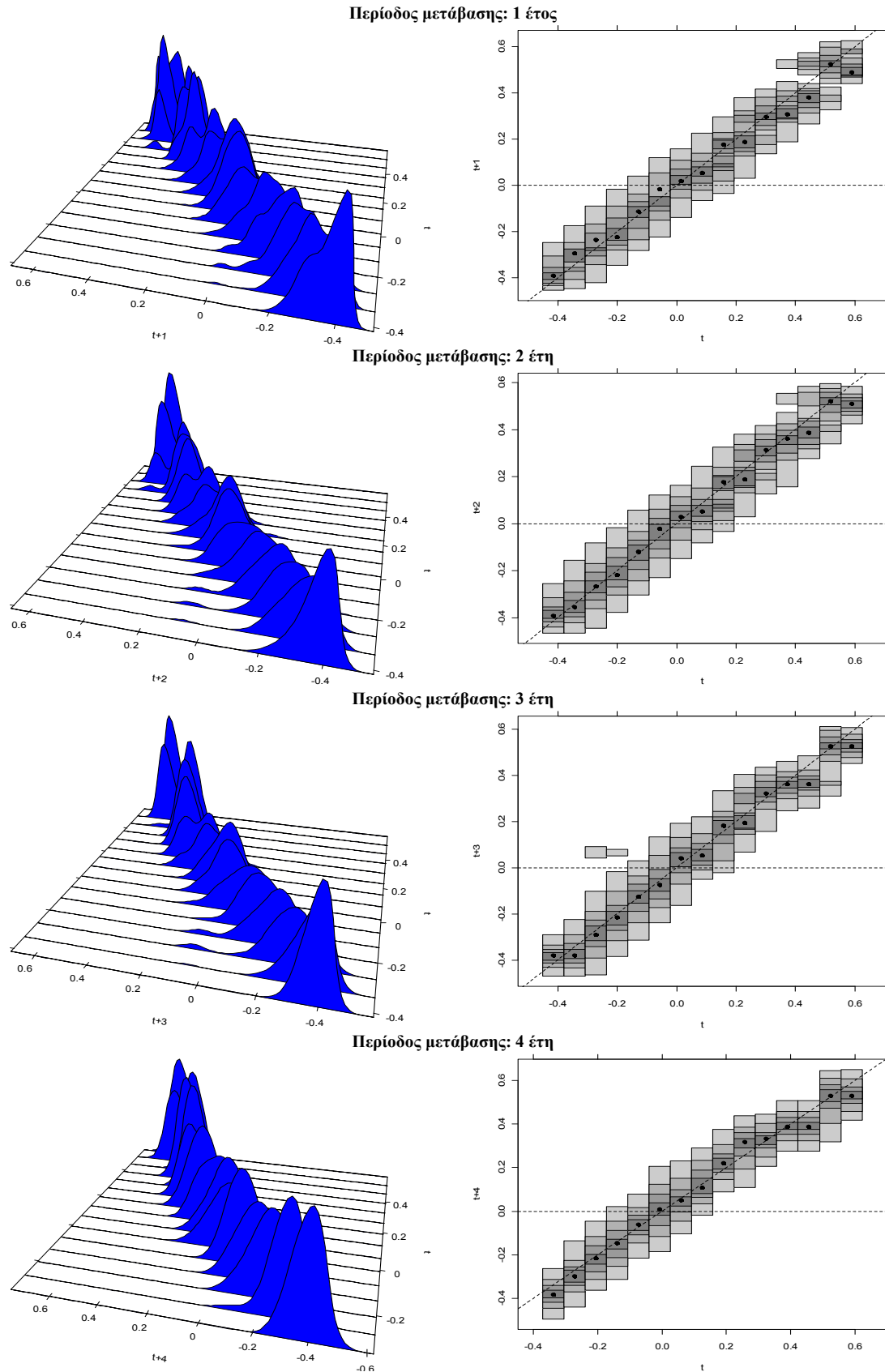
Περίοδος μετάβασης: 3 έτη



Περίοδος μετάβασης: 4 έτη



Γράφημα 5.3.8. Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) (αριστερά) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) (δεξιά) της περιόδου 2004-2008, για περίοδο μετάβασης ενός έως τεσσάρων ετών



5.3.4. Σύνοψη αποτελεσμάτων

Στο κεφάλαιο αυτό εξετάστηκε η υπόθεση της περιφερειακής σύγκλισης με τη χρήση μη παραμετρικών μεθοδολογιών. Αρχικά, και προκειμένου να πραγματοποιηθεί η ανάλυση της μη παραμετρικής παλινδρόμησης εφαρμόστηκε ο έλεγχος των Hsiao κ.α. (2007). Τα αποτελέσματα του ελέγχου αυτού, δε δικαιολογούν την εφαρμογή της μη παραμετρικής παλινδρόμησης, στις αναλύσεις απόλυτης β-σύγκλισης της περιόδου 2000-2008 αλλά και των υποπεριόδων 2000-2004 και 2004-2008.

Παρόλα αυτά εκτιμήθηκαν οι μη παραμετρικές παλινδρομήσεις για τις παραπάνω περιόδους, έτσι ώστε να αναδειχθεί η χρησιμότητα του ελέγχου των Hsiao κ.α. (2007). Πράγματι, αν και η ερμηνευτικότητα των μη παραμετρικών παλινδρομήσεων είναι ελαφρώς αυξημένη, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι εκτιμήσεις είναι όμοιες, ιδίως στην περίπτωση των δύο υποπεριόδων, επικυρώνοντας έτσι και την ορθότητα του ελέγχου των Hsiao κ.α. (2007).

Η δεύτερη μη παραμετρική ανάλυση για τη διερεύνηση της ύπαρξης περιφερειακής σύγκλισης είναι η ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας. Πιο συγκεκριμένα, εφαρμόστηκε το πρώτο και το δεύτερο κριτήριο στοχαστικής κυριαρχίας, καθώς και η ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας με αναφορά σε μία συνάρτηση.

Από τα αποτελέσματα του πρώτου και του δεύτερου κριτηρίου στοχαστικής κυριαρχίας, προκύπτει ότι οι οικονομίες των νόμων συγκλίνουν κατά την υπό εξέταση περίοδο, αφού οι κατανομές των ετών 2008 και 2007 κυριαρχούν έναντι όλων των προηγούμενων ετήσιων κατανομών. Αν και το δεύτερο κριτήριο στοχαστικής κυριαρχίας έχει μεγαλύτερη ικανότητα ιεράρχησης, αποτυγχάνει να ιεραρχήσει κάποια από τα ζεύγη των κατανομών. Σε αυτές τις περιπτώσεις, η στοχαστική κυριαρχία με αναφορά σε μία συνάρτηση, μπορεί να διαχωρίσει την κυρίαρχη κατανομή μέσα σε ένα εύρος του συντελεστή αποστροφής κινδύνου και να αναδείξει πώς αλλάζουν οι κατατάξεις προτίμησης σε διαφορετικά εύρη του συντελεστή αυτού.

Το επίπεδο της αποστροφής κινδύνου μπορεί να συσχετιστεί με διαφορετικούς στόχους πολιτικής. Όταν ο βασικός στόχος είναι η βελτίωση του εθνικού (κατά κεφαλήν) εισοδήματος, η συμπεριφορά του φορέα χάραξης πολιτικής αντιστοιχεί με τη συμπεριφορά του επενδυτή με χαμηλό επίπεδο αποστροφής στον κίνδυνο. Από την άλλη πλευρά, όταν ο πιο σημαντικός στόχος του φορέα χάραξης πολιτικής είναι η

περιφερειακή συνοχή και η μείωση των διαπεριφερειακών ανισοτήτων, η συμπεριφορά του αντιστοιχεί με αυτή του επενδυτή με έντονη αποστροφή στον κίνδυνο.

Συχνά, η διαφορετική θεώρηση και οι διαφορετικοί στόχοι των πολιτικών φορέων, μπορούν να διαμορφώσουν διαφορετικές ιεραρχήσεις ανάλογα με το επίπεδο «αποστροφής κινδύνου» το οποίο τους αντιστοιχεί. Συνεπώς, η ανάλυση αυτή, μπορεί να λειτουργήσει και ως εργαλείο πολιτικής. Σε ένα δεδομένο επίπεδο «αποστροφής κινδύνου» των πολιτικών φορέων, μπορούν να καθοριστούν συγκεκριμένοι στόχοι ως συνδυασμοί μεταξύ οικονομικής μεγέθυνσης και περιφερειακής ανισοκατανομής των κατά κεφαλήν εισοδημάτων.

Κατά το τελευταίο στάδιο της ανάλυσης στοχαστικής κυριαρχίας, εκτιμήθηκαν οι τιμές των Ισοδυνάμων Βεβαιότητας (IB). Από τη σχετική μεταβολή των τιμών τους προκύπτει ότι η διαδικασία σύγκλισης δεν είναι γραμμική.

Η τελευταία μη παραμετρική ανάλυση, εξετάζει τη δυναμική της κατανομής του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ στους νομούς της Ελλάδας καθώς και την εργοδική κατανομή του, δηλαδή τη μορφή στην οποία τείνει η κατανομή μακροπρόθεσμα. Οι ετήσιες κατανομές έχουν παρόμοια μορφή, αν και παρατηρείται μία διαχρονική τάση μείωσης της δεξιάς ουράς τους, λόγω της συγκέντρωσης περισσότερων παρατηρήσεων προς την κορυφή. Από το διάγραμμα της εργοδικής κατανομής φαίνεται ότι η κατανομή τείνει να γίνει πιο λεπτόκυρτη, ενώ η δεξιά ουρά της συνεχίζει να υφίσταται. Συνεπώς, υπάρχει μία τάση περιφερειακής σύγκλισης με ταυτόχρονη όμως εμμονή ορισμένων οικονομικών να διατηρήσουν την απόστασή τους από τους υπόλοιπους νομούς.

Από τα διαγράμματα που προκύπτουν από την ανάλυση της δυναμικής των κατανομών, φαίνεται ότι καθώς η περίοδος μετάβασης αυξάνεται, παρατηρείται μία ελαφρώς αυξημένη κινητικότητα, η οποία όμως εξαντλείται στις «πλούσιες» οικονομίες. Υπάρχει δηλαδή μία τάση των νομών με υψηλότερο κατά κεφαλήν εισόδημα να μειώσουν την απόστασή τους από το μέσο όρο. Από την άλλη πλευρά, η αντίστοιχη κινητικότητα των νομών με χαμηλότερο κατά κεφαλήν εισόδημα είναι ελάχιστη. Συνεπώς, στους «φτωχούς» νομούς δεν παρατηρείται τάση σύγκλισης ακόμα και όταν η περίοδος μετάβασης που υιοθετείται στην ανάλυση είναι πολύ μεγάλη.

Όταν η ανάλυση περιορίζεται στην υποπερίοδο 2000-2004, τα αποτελέσματα που προκύπτουν ομοιάζουν με αυτά της συνολικής περιόδου 2000-2008 αλλά είναι μεγαλύτερης έντασης. Συνεπώς, οι τάσεις σύγκλισης που παρατηρούνται κατά την υποπερίοδο αυτή είναι, αναμφισβήτητα, κατά πολύ μεγαλύτερες και ορατές σε σχέση με τη συνολική περίοδο.

Γενικά, τα αποτελέσματα της ανάλυσης της δυναμικής των κατανομών δεν υποστηρίζουν σε μεγάλο βαθμό την ύπαρξη περιφερειακής σύγκλισης στην Ελλάδα μετά το 2000, αντίθετα από τα αποτελέσματα των περισσότερων παραμετρικών και μη παραμετρικών αναλύσεων. Αυτό μπορεί να συμβαίνει διότι η ανάλυση αυτή έχει περισσότερο αυστηρά κριτήρια, αφού λαμβάνει υπ' όψιν της την εξέλιξη των κατανομών και την κινητικότητα των οικονομιών σε ολόκληρη την κατανομή. Έτσι παρέχει πολύ μεγαλύτερη πληροφόρηση από την ανάλυση της πορείας της αντιπροσωπευτικής οικονομίας (β-σύγκλιση) καθώς και από την ανάλυση της διαχρονικής εξέλιξης διαφόρων στατιστικών μέτρων διασποράς (σ-σύγκλιση).

Επιπλέον, η ανάλυση αυτή επιτρέπει την διερεύνηση της πορείας σύγκλισης ή απόκλισης των οικονομιών όλων των επιπέδων, από τις «φτωχότερες» μέχρι τις «πλουσιότερες». Έτσι, η ύπαρξη σύγκλισης καθορίζεται από την πορεία των οικονομιών όλων των επιπέδων προς το μέσο όρο.

5.4. Ο ρόλος της γεωργίας στο φαινόμενο της σύγκλισης

Στα δύο προηγούμενα κεφάλαια, οι αναλύσεις που πραγματοποιήθηκαν, είχαν ως στόχο τη διερεύνηση του ζητήματος της σύγκλισης των οικονομιών των νομών της Ελλάδας, χωρίς να εξετάζονται επιμέρους παράμετροι, που μπορεί να επηρεάζουν τη διαδικασία αυτή. Στο παρόν κεφάλαιο, οι αναλύσεις που πραγματοποιούνται, έχουν ως απώτερο σκοπό να αποσαφηνίσουν το ρόλο του γεωργικού τομέα στη διαδικασία σύγκλισης.

Οι αναλύσεις ξεκινούν με την προσθήκη ερμηνευτικών μεταβλητών στη βασική εξίσωση σύγκλισης και την εξέτασή της με παραμετρική και με μη παραμετρική παλινδρόμηση. Στη συνέχεια, εξετάζονται οι δεσμευμένες κατανομές του κατά κεφαλήν εισοδήματος με δεδομένο το μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής καθώς και με δεδομένο επίπεδο γεωργικής παραγωγικότητας. Ακολουθεί η κατασκευή πινάκων μετάβασης, των οποίων οι καταστάσεις προσδιορίζονται με βάση το κατά κεφαλήν ΑΕΠ και το επίπεδο των δύο προηγουμένως χρησιμοποιηθέντων γεωργικών μεταβλητών. Η τελευταία ανάλυση πραγματοποιείται σε δύο στάδια. Αρχικά εφαρμόζεται μία ανάλυση συστάδων για την ομαδοποίηση των νομών της Ελλάδας με βάση το βαθμό «γεωργικότητάς» τους. Το δεύτερο στάδιο περιλαμβάνει τον προσδιορισμό της συμμετοχής της κάθε συστάδας στο βαθμό ανισοκατανομής του εισοδήματος, χρησιμοποιώντας το δείκτη εντροπίας του Theil.

5.4.1. Παραμετρική παλινδρόμηση επαυξημένης εξίσωσης β-σύγκλισης

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των επαυξημένων εξισώσεων σύγκλισης. Οι ερμηνευτικές μεταβλητές που χρησιμοποιούνται, πέραν του αρχικού κατά κεφαλήν εισοδήματος, είναι η συμμετοχή της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής, η γεωργική παραγωγικότητα⁶¹, το ποσοστό των απασχολούμενων στον τομέα των υπηρεσιών ως προς το σύνολο του εργατικού δυναμικού και η παραγωγικότητα του τομέα των υπηρεσιών⁶².

⁶¹ σε όρους λογαριθμοποιημένης ακαθάριστης αξίας παραγωγής του τομέα της γεωργίας ανά απασχολούμενο.

⁶² σε όρους λογαριθμοποιημένης ακαθάριστης αξίας παραγωγής του τομέα των υπηρεσιών ανά απασχολούμενο.

Οι αναλύσεις β-σύγκλισης ξεκινούν με μία απλή OLS παλινδρόμηση των παρατηρήσεων, χωρίς δηλαδή να λαμβάνεται υπ' όψιν η δομή του πάνελ. Στη συνέχεια, διεξάγονται τρεις επιπλέον παλινδρομήσεις πάνελ σταθερών επιδράσεων (fixed effects panel regressions). Στην πρώτη, περιλαμβάνονται ατομικές επιδράσεις, στη δεύτερη χρονικές επιδράσεις ενώ στην τρίτη περιλαμβάνονται και ατομικές και χρονικές επιδράσεις.

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων αυτών παρουσιάζονται στον Πίνακα 5.4.1. Όπως φαίνεται, το απλό OLS μοντέλο δεν παρουσιάζει μεγάλη ερμηνευτική ικανότητα, αν και αυτή είναι αρκετά μεγαλύτερη από το αντίστοιχο μοντέλο πριν την προσθήκη των ερμηνευτικών μεταβλητών. Η προσθήκη των ατομικών επιδράσεων δεν αυξάνει ιδιαίτερα την ερμηνευτική ικανότητα του μοντέλου, ενώ μάλιστα ο δείκτης του προσαρμοσμένου R^2 μειώνεται, υποδεικνύοντας ότι η προσθήκη τόσο μεγάλου αριθμού ψευδομεταβλητών (50) δεν δικαιολογείται από την ερμηνευτικότητα που προσδίδουν στο μοντέλο. Αντίθετα, η προσθήκη των χρονικών επιδράσεων είχε καλύτερα αποτελέσματα, όπως αποτυπώνεται από το προσαρμοσμένο R^2 αλλά και από το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων.

Οι μεγαλύτερες διαφορές παρατηρούνται όταν στο μοντέλο πάνελ προστεθούν τόσο οι ατομικές όσο και οι χρονικές επιδράσεις. Σε αυτήν την περίπτωση, όπως προκύπτει από τις τιμές του R^2 και του προσαρμοσμένου R^2 , η ερμηνευτική ικανότητα του μοντέλου ανεβαίνει κατακόρυφα.

Όπως προκύπτει από τον αρνητικό και στατιστικά σημαντικό συντελεστή του αρχικού κατά κεφαλήν εισοδήματος στο απλό μοντέλο OLS, το μοντέλο αυτό προβλέπει σύγκλιση μεταξύ των νομών της Ελλάδας, ακόμα και χωρίς την προσθήκη ατομικών και χρονικών επιδράσεων. Συγκριτικά με τα αντίστοιχα αποτελέσματα του μοντέλου απόλυτης β-σύγκλισης (προτού την εισαγωγή των ερμηνευτικών μεταβλητών), η ταχύτητα σύγκλισης είναι κατά πολύ μεγαλύτερη.

Η ανάλυση συνεχίζεται με τη διεξαγωγή ελέγχων F, ώστε να βρεθεί κατά πόσο οι ψευδομεταβλητές χώρου και χρόνου που προστίθενται στο απλό OLS μοντέλο είναι, σαν ομάδα, στατιστικά σημαντικές. Με αυτόν τον τρόπο, θα αποφασιστεί το επίπεδο του μοντέλου πάνελ (απλό μοντέλο OLS, μοντέλο πάνελ ατομικών επιδράσεων, χρονικών επιδράσεων ή ατομικών και χρονικών επιδράσεων).

Πίνακας 5.4.1 Αποτελέσματα OLS και παλινδρομήσεων σταθερών επιδράσεων

Μεταβλητές	OLS	Ατομικές Επιδράσεις	Χρονικές Επιδράσεις	Ατομικές & Χρονικές Επιδράσεις
ln(κατά κεφαλήν ΑΕΠ)	-.07174017***	-.20327143***	-0.064387*	-.54786214***
Συμμετοχή γεωργίας σε ΑΑΠ	-0.11056	-0.02627	-0.101624	-0.20162
Ποσοστό εργαζομένων σε υπηρεσίες	0.028061	0.234934	0.030799	-.34430738**
ln(Αγροτική Παραγωγικότητα)	0.001534	-0.02706	-0.000528	0.019831
ln (Παραγωγικότητα Υπηρεσιών)	0.023946	.12226909***	0.026095*	-.11076225**
Αργολίδα		0.040561		.14539272***
Αρκαδία		.06487493*		.22105891***
Άρτα		-0.0206		-.05200216**
Αττική		0.044982		.36202965***
Αχαΐα		0.024927		.18867039***
Βοιωτία		.16826133***		.40120659***
Γρεβενά		0.016561		.0817017***
Δράμα		-0.01883		0.004196
Δωδεκάνησα		0.020864		.34228399***
Έβρος		0.004311		.06916669**
Εύβοια		.05780865*		.16958203***
Ευρυτανία		-0.03339		-0.01508
Ζάκυνθος		.05356473*		.34493955***
Ηλεία		-0.01601		-.09230292***
Ημαθία		0.012621		.07108974**
Ηράκλειο		0.041275		.25468556***
Θεσπρωτία		0.004972		.11117061***
Θεσσαλονίκη		0.028244		.21791149***
Ιωάννινα		0.006239		.16077247***
Καβάλα		0.003849		0.017666
Καρδίτσα		-0.00197		-0.0302
Καστοριά		0.035493		.24123165***
Κέρκυρα		-0.01636		.2274033***
Κεφαλληνία		-0.01215		.22080569***
Κιλκίς		0.053817		.07934733***
Κοζάνη		0.053923		.15164539***
Κορινθία		0.050303		.23203819***
Κυκλάδες		.05739203*		.39841076***
Λακωνία		-0.0032		0.006704
Λάρισα		0.044788		.15076188***
Λασιθί		0.040248		.22143142***
Λέσβος		5.43E-05		.1385447***
Λευκάδα		-0.0314		.17933475***
Μαγνησία		0.029414		.19369114***
Μεσσηνία		0.006633		.04754867*
Ξάνθη		0.007474		-0.00489
Πέλλα		0.040761		0.030949
Περία		-0.01789		0.028068
Πρέβεζα		0.006337		.09842686***
Ρέθυμνο		0.02919		.17517086***
Ροδόπη		-0.00244		-0.04223
Σάμος		-0.03605		.14916129***
Σέρρες		-0.03678		-.06940383***
Τρίκαλα		0.018341		0.02079
Φθιώτιδα		.05922528*		.16007721***
Φλώρινα		0.027819		.0604341**
Φωκίδα		0.00585		.12291627***
Χαλκιδική		-0.00165		.14155944***
Χανιά		0.01692		.20004421***
Χίος		0.020769		.22043953***
2001			-0.01575728	.02117557*
2002			.02885243**	.10132671***
2003			0.00450772	.13535385***
2004			-0.00191792	.17208167***
2005			0.01352736	.21795618***
2006			0.00882193	.2546595***
2007			-0.02195807	.26470201***
Σταθερός Όρος	.47294944**	.81379496**	.39516263*	6.2070616***
R ²	7.02%	18.04%	16.22%	47.47%
Προσαρμοσμένο R ²	5.86%	5.64%	13.67%	38.02%
Άθροισμα τετραγώνων καταλοίπων	0.0479	0.04795	0.04587	0.03886

* α = .1

** α = .05

*** α = .01

Τα αποτελέσματα των ελέγχων αυτών παρουσιάζονται στον Πίνακα 5.4.2. Όπως αναμενόταν από τις τιμές R^2 καθώς και από τις στατιστικές σημαντικότητες των ψευδομεταβλητών, οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών χώρου δεν είναι στατιστικά σημαντικοί όταν προστίθενται στο απλό μοντέλο OLS, χωρίς την ταυτόχρονη προσθήκη των χρονικών επιδράσεων. Αντίθετα, οι ψευδομεταβλητές χρόνου είναι στατιστικά σημαντικές όταν προστίθενται στο απλό OLS μοντέλο. Τέλος, στην περίπτωση του μοντέλου που περιλαμβάνει τόσο ατομικές όσο και χρονικές επιδράσεις, και οι δύο ομάδες ψευδομεταβλητών είναι στατιστικά σημαντικές.

Πίνακας 5.4.2. Αποτελέσματα των ελέγχων F για τη στατιστική σημαντικότητα των προστιθέμενων ψευδομεταβλητών των ατομικών και των χρονικών επιδράσεων στο απλό OLS μοντέλο.

<u>Ατομικές επιδράσεις</u>	
F(50,354) = 1.25	Prob > F = 0.1278
<u>Χρονικές επιδράσεις</u>	
F(7, 397) = 7.23	Prob > F = 0.00
<u>Ατομικές και Χρονικές επιδράσεις</u>	
F(50, 347) = 2.96 (ατομικές)	Prob > F = 0.00
F(7, 347) = 19.91 (χρονικές)	Prob > F = 0.00

Όμως, το μοντέλο πάνελ ατομικών και χρονικών επιδράσεων αντιμετωπίζει έντονο πρόβλημα πολυσυγγραμμικότητας. Ο Πίνακας 5.4.3. παρουσιάζει το δείκτη πολυσυγγραμμικότητας VIF (Variance Inflation Factor), ο οποίος ορίζεται ως: $VIF(x_j) = 1/1 - \hat{R}_j^2$ όπου το \hat{R}_j^2 είναι ο δείκτης R^2 που προκύπτει από την παλινδρόμηση της ερμηνευτικής μεταβλητής x_j στις υπόλοιπες ερμηνευτικές μεταβλητές (Baltagi, 2001).

Η κριτική τιμή του δείκτη αυτού πάνω από την οποία το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας θεωρείται σοβαρό είναι σε μεγάλο βαθμό υποκειμενική. Μία συνηθισμένη κριτική τιμή του δείκτη αυτού είναι η τιμή 10 (Kennedy, 1998 και Asteriou και Hall, 2007), αν και πολλοί ερευνητές υιοθετούν μεγαλύτερες (>20) αλλά και μικρότερες (>5) κριτικές τιμές. Επίσης, για τη γενική συμπεριφορά του μοντέλου, η μέση τιμή του δείκτη αυτού πρέπει να μην απέχει πάρα πολύ από τη μονάδα για να θεωρηθεί ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμμικότητας (Kennedy, 1998). Με βάση τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 5.2.3 το μοντέλο των ατομικών και των χρονικών επιδράσεων παρουσιάζει έντονα προβλήματα

πολυσυγγραμικότητας ακόμα και με την υιοθέτηση των λιγότερο αυστηρών κριτηρίων. Το πρόβλημα αυτό μειώνεται σε πολύ μεγάλο βαθμό όταν αφαιρούνται οι ψευδομεταβλητές χώρου⁶³.

Εκτός από το δείκτη αυτό, η ύπαρξη πολυσυγγραμικότητας προκύπτει και από το γεγονός ότι η προσθαφαίρεση οποιασδήποτε μεταβλητής, έχει ως αποτέλεσμα την έντονη μεταβολή των αποτελεσμάτων του μοντέλου. Η μόνη μεταβλητή, η οποία διατηρεί μόνιμα το αρνητικό της πρόσημο και τη στατιστική της σημαντικότητα, αν και μειώνεται ελαφρά η απόλυτη τιμή της, είναι αυτή του κατά κεφαλήν εισοδήματος στην αρχική κατάσταση. Αυτό μπορεί να εξηγηθεί ως εξής: στο μοντέλο αυτό, ο συντελεστής εκτιμάει τη ένταση με την οποία το κατά κεφαλήν εισόδημα στην αρχική κατάσταση επηρεάζει τη μεταβολή του κατά κεφαλήν εισοδήματος, εφόσον όμως υποθεθεί μία κοινή σταθερή κατάσταση τόσο μεταξύ των νομών της Ελλάδας όσο και μεταξύ των διαφορετικών ετών. Αν δηλαδή υπήρχε μία κοινή σταθερή κατάσταση και αν η κατάσταση αυτή παρέμενε κοινή με την πάροδο των ετών, η ταχύτητα σύγκλισης θα ήταν κατά πολύ μεγαλύτερη. Έτσι αν και ο συντελεστής αυτός είναι πολύ μεγάλος με βάση τις τιμές που προκύπτουν από την υπάρχουσα βιβλιογραφία, μπορεί να εξηγηθεί λογικά.

Στην περίπτωση του μοντέλου πάνελ χρονικών επιδράσεων, η προσθαφαίρεση μεταβλητών δεν αλλάζει ουσιαστικά τα αποτελέσματα καθώς και τις στατιστικές σημαντικότητες των συντελεστών, ενώ επιπλέον ο συντελεστής της αρχικής κατάστασης είναι πολύ μικρότερος και δε βρίσκεται έξω από τα όρια των τιμών που αναφέρει η βιβλιογραφία.

⁶³ Σε περιπτώσεις που ο αριθμός των μεταβλητών είναι μεγάλος, πολλοί ερευνητές θεωρούν ότι η τιμή του δείκτη VIF υποεκτιμά το πρόβλημα της πολυσυγγραμικότητας και προτείνουν τη χρήση του προσαρμοσμένου δείκτη uncentered VIF. Ο δείκτης αυτός προκύπτει με βάση το R^2 της παλινδρόμησης της ανεξάρτητης μεταβλητής x_j πάνω στις υπόλοιπες ανεξάρτητες μεταβλητές συμπεριλαμβανομένου όμως και του σταθερού όρου. Με τον τρόπο αυτό ο σταθερός όρος θεωρείται μία ισάξια ερμηνευτική μεταβλητή στο μοντέλο παλινδρόμησης. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν από το δείκτη αυτό πράγματι επιτείνουν το πρόβλημα της πολυσυγγραμικότητας ιδίως στο μοντέλο των ατομικών και χρονικών επιδράσεων.

Πίνακας 5.4.3 Αποτελέσματα του ελέγχου variance inflation factor τον έλεγχο πολυσυγγραμικότητας.

	Ατομικές και χρονικές επιδράσεις		Χρονικές Επιδράσεις	
	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF
ln(κατά κεφαλήν ΑΕΠ)	29.07	0.0344	2.83	0.35325
Συμμετοχή γεωργίας σε ΑΑΠ	24.34	0.041081	4.17	0.240051
Ποσοστό εργαζομένων σε υπηρεσίες	20.94	0.047747	2.26	0.442786
ln(Αγροτική Παραγωγικότητα)	37.73	0.026502	3.29	0.303964
ln (Παραγωγικότητα Υπηρεσιών)	13.34	0.07495	1.8	0.556116
Αργολίδα	2.5	0.399304		
Αρκαδία	3.47	0.288309		
Άρτα	2.05	0.487992		
Αττική	7.49	0.133516		
Αχαΐα	3.74	0.267324		
Βοιωτία	11.02	0.090736		
Γρεβενά	2.36	0.424594		
Δράμα	2.69	0.372334		
Δωδεκάνησα	7.33	0.136516		
Έβρος	2.5	0.400798		
Εύβοια	3.02	0.330952		
Ευρυτανία	2.51	0.397685		
Ζάκυνθος	5.71	0.175032		
Ηλεία	2.76	0.362716		
Ημαθία	2.42	0.412878		
Ηράκλειο	4.09	0.244546		
Θεσπρωτία	2.48	0.402659		
Θεσσαλονίκη	4.92	0.203176		
Ιωάννινα	3.6	0.277792		
Καβάλα	2.63	0.380149		
Καρδίτσα	2.1	0.476008		
Καστοριά	4.15	0.240853		
Κέρκυρα	6.05	0.165272		
Κεφαλληνία	4.65	0.215008		
Κιλκίς	2.82	0.355214		
Κοζάνη	4.01	0.249452		
Κορινθία	4.35	0.229889		
Κυκλάδες	7.03	0.142209		
Λακωνία	2.11	0.474227		
Λάρισα	2.73	0.365962		
Λασιθί	3.33	0.300178		
Λέσβος	3.2	0.31213		
Λευκάδα	5.05	0.198091		
Μαγνησία	3.61	0.277157		
Μεσσηνία	2.08	0.479698		
Ξάνθη	2.37	0.422575		
Πέλλα	2.31	0.432429		
Πιερία	2.21	0.451646		
Πρέβεζα	2.4	0.417024		
Ρέθυμνο	2.98	0.335842		
Ροδόπη	2.5	0.399413		
Σάμος	4.44	0.225265		
Σέρρες	2.21	0.452561		
Τρίκαλα	2.24	0.446119		
Φθιώτιδα	2.85	0.350301		
Φλώρινα	2.58	0.38726		
Φωκίδα	3.13	0.319249		
Χαλκιδική	3.23	0.309252		
Χανιά	3.55	0.281544		
Χίος	4.22	0.23709		
2001	2.03	0.492468	1.77	0.564114
2002	2.78	0.359723	1.82	0.54983
2003	5.13	0.194977	1.99	0.502283
2004	7.76	0.128869	2.13	0.469864
2005	9.74	0.102662	2.27	0.439746
2006	13.41	0.074576	2.46	0.40614
2007	17.73	0.056398	2.76	0.362429
Μέση τιμή VIF	5.87		2.46	

Γενικά, η προσθήκη ατομικών επιδράσεων, ιδίως όταν τα δεδομένα αφορούν μικρό σχετικά αριθμό χρονικών περιόδων δεν είναι πάντα η καλύτερη επιλογή. Σύμφωνα με τον Baltagi (2008), το μοντέλο σταθερών επιδράσεων με την προσθήκη των ψευδομεταβλητών χώρου, υποφέρει λόγω της μεγάλης έλλειψης βαθμών ελευθερίας ενώ ταυτόχρονα η παρουσία τόσο πολλών ψευδομεταβλητών μπορεί να επιδεινώσει το πρόβλημα της πολυσυγγραμικότητας μεταξύ των συνεχών μεταβλητών⁶⁴. Μάλιστα ο συγγραφέας προβάλλει και ένα παράδειγμα για το πρόβλημα που δημιουργείται σε ένα μοντέλο πάνελ που περιλαμβάνει παρατηρήσεις από 50 πολιτείες των ΗΠΑ για χρονική περίοδο 10 ετών, του οποίου η δομή μοιάζει πολύ με το μοντέλο πάνελ που χρησιμοποιείται στην παρούσα ανάλυση.

Επιπλέον, όπως προκύπτει από το μοντέλο, η προσθαφαίρεση συνεχών μεταβλητών, έχει αμελητέα επίδραση στην ερμηνευτικότητα του μοντέλου. Σύμφωνα με τους Falcetti κ.α. (2006), όταν πάρα πολλές ψευδομεταβλητές είναι στατιστικά σημαντικές και η ερμηνευτικότητα του μοντέλου εξαντλείται σε αυτές τις μεταβλητές, η χρησιμότητά του για τη διερεύνηση της επίδρασης των συνεχών ερμηνευτικών μεταβλητών είναι πολύ μικρή.

Με βάση την παραπάνω συζήτηση, αλλά και με βάση το γεγονός ότι αρχικά η προσθήκη ατομικών επιδράσεων δεν βρέθηκε στατιστικά σημαντική, αντίθετα με την προσθήκη των χρονικών επιδράσεων, οδηγούμαστε στην αποδοχή του μοντέλου που περιλαμβάνει μόνο χρονικές επιδράσεις⁶⁵. Η στατιστική σημαντικότητα των χρονικών επιδράσεων αναδεικνύει το γεγονός ότι η τελική κατάσταση, η κατάσταση δηλαδή προς την οποία οδεύουν οι οικονομίες με βάση τη θεωρητική εξίσωση σύγκλισης, μεταβάλλεται με το χρόνο. Από την άλλη πλευρά, η απουσία στατιστικής σημαντικότητας των ατομικών επιδράσεων, δείχνει ότι η τελική κατάσταση παρά το ότι διαφοροποιείται με το χρόνο είναι κοινή για όλες τις οικονομίες των νομών της Ελλάδας. Το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί και με τους Barro και Sala-i-Martin (1995), σύμφωνα με τους οποίους όταν οι υπό εξέταση οικονομίες βρίσκονται στην ίδια χώρα, η υπόθεση της κοινής σταθερής κατάστασης είναι περισσότερο λογική.

⁶⁴ Στη βιβλιογραφία της ανάπτυξης υπάρχει αναφορά στο συγκεκριμένο πρόβλημα. Για παράδειγμα οι Falcetti κ.α. (2006), αναφέρονται στη μεταβολή της στατιστικής σημαντικότητας των ερμηνευτικών μεταβλητών του μοντέλου τους, όταν σε αυτό εμπεριέχονται πάρα πολλές ψευδομεταβλητές. Επίσης, οι Meier κ.α. (2001), απορρίπτουν το μοντέλο σταθερών επιδράσεων λόγω ύπαρξης πολυσυγγραμικότητας.

⁶⁵ Όπως θα αναδειχθεί και από τη μη παραμετρική παλινδρόμηση του επόμενου κεφαλαίου, ο μη παραμετρικός έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας των Racine κ.α. (2006) απορρίπτει τη στατιστική σημαντικότητα των ατομικών επιδράσεων, ενώ θεωρεί τις χρονικές επιδράσεις ως στατιστικά σημαντικές.

Αφού πλέον έχει προσδιοριστεί του επίπεδο του μοντέλου πάνελ που θα χρησιμοποιηθεί (μοντέλο χρονικών επιδράσεων), απομένει να προσδιοριστεί αν οι χρονικές επιδράσεις θα συμπεριληφθούν στο μοντέλο ως σταθερές ή ως τυχαίες. Η απόφαση αυτή στηρίζεται στον έλεγχο Hausman, τα αποτελέσματα του οποίου παρουσιάζονται στον Πίνακα 5.4.4. Όπως προκύπτει από τις τιμές του ελέγχου Hausman, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και έτσι το μοντέλο που επιλέγεται είναι αυτό των σταθερών (χρονικών) επιδράσεων. Στον Πίνακα 5.4.4 περιλαμβάνονται επίσης και τα αποτελέσματα του ελέγχου Hausman για το μοντέλο ατομικών επιδράσεων και για το μοντέλο ατομικών και χρονικών επιδράσεων. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι σε κάθε περίπτωση, οι ατομικές και οι χρονικές επιδράσεις θα πρέπει να συμπεριλαμβάνονται στο μοντέλο ως σταθερές και όχι ως τυχαίες.

Πίνακας 5.4.4. Έλεγχος Hausman για την καταλληλότητα του μοντέλου των τυχαίων επιδράσεων.

	Τιμή ελέγχου	Πιθανότητα
Τυχαίες Ατομικές Επιδράσεις	123.118070	0.00
Τυχαίες Χρονικές Επιδράσεις	61.982489	0.00
Τυχαίες Ατομικές και Χρονικές Επιδράσεις	182.741646	0.00

Στη συνέχεια το μοντέλο χρονικών επιδράσεων ελέγχεται για σειριακή συσχέτιση (serial correlation), ετεροσκεδαστικότητα κατά ομάδες (groupwise heteroskedasticity) καθώς και διαστρωματική εξάρτηση (cross-sectional dependence). Για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας κατά ομάδες εφαρμόζεται ο έλεγχος Wald⁶⁶ στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Σύμφωνα με τη μηδενική υπόθεση, η διακύμανση των σφαλμάτων είναι σταθερή μεταξύ των νομών (ομοσκεδαστικότητα). Για τη διερεύνηση της ύπαρξης σειριακής συσχέτισης (serial correlation), δηλαδή συσχέτισης μεταξύ σφαλμάτων ιδιοσυγκρασίας διαφορετικών περιόδων, χρησιμοποιείται ο έλεγχος του Wooldridge⁶⁷, του οποίου η μηδενική υπόθεση είναι ότι δεν υπάρχει σειριακή συσχέτιση.

Ο επόμενος έλεγχος αφορά την ύπαρξη διαστρωματικής εξάρτησης (cross-sectional dependence), δηλαδή της συσχέτισης των σφαλμάτων ιδιοσυγκρασίας μεταξύ των οικονομιών στο μοντέλο χρονικών επιδράσεων. Η παρουσία της διαστρωματικής

⁶⁶ Ο έλεγχος αυτός, παρουσιάζεται από τον Greene (2003).

⁶⁷ Ο έλεγχος αυτός εισάγεται από τον Wooldridge (2002). Ο Drukker (2003) προτείνει τη χρήση αυτού του ελέγχου για πάνελ εύλογου μεγέθους.

εξάρτησης μπορεί να οφείλεται σε μη παρατηρούμενες εξωγενείς επιδράσεις οι οποίες επηρεάζουν κοινά όλες τις οικονομίες και ενσωματώνονται στα σφάλματα ιδιοσυγκρασίας. Η συνέπεια της ύπαρξης διαστρωματικής εξάρτησης είναι η λανθασμένη εκτίμηση των τυπικών σφαλμάτων (Driscoll και Kraay, 1998).

Όταν στα δεδομένα ο αριθμός των διαθέσιμων ετών είναι μεγάλος σε σχέση με τον αριθμό των διαστρωματικών στοιχείων, τότε μπορεί να εφαρμοστεί ο έλεγχος Lagrange multiplier (LM), ο οποίος αναπτύχθηκε από τους Breusch και Pagan (1980). Όμως, όταν ο αριθμός των διαθέσιμων ετών είναι μικρότερος από τον αριθμό των διαστρωματικών στοιχείων, τότε ο έλεγχος LM δεν έχει τις επιθυμητές στατιστικές ιδιότητες. Για να αντιμετωπιστεί το πρόβλημα αυτό, οι De Hoyos και Sarafidis (2006) προτείνουν τη χρήση τριών διαφορετικών ελέγχων: του Pesaran (2004), του Friedman (1937) και του Frees (1995). Ο Pesaran (2004), δημιούργησε έναν τροποποιημένο έλεγχο LM ο οποίος, εφόσον ισχύει η μηδενική υπόθεση μη ύπαρξης διαστρωματικής εξάρτησης, ακολουθεί ασυμπτωτικά την τυποποιημένη κανονική κατανομή. Ο δεύτερος έλεγχος είναι μη παραμετρικός και βασίζεται στον συντελεστή συσχέτισης διατάξεων του Spearman (Spearman's rank correlation coefficient). Τέλος, ο τρίτος έλεγχος είναι επίσης μη παραμετρικός και βασίζεται στο άθροισμα των τετραγώνων των συντελεστών συσχέτισης διατάξεων (sum of the squared rank correlation coefficients). Η μηδενική υπόθεση των ελέγχων αυτών είναι, όπως και στην περίπτωση του ελέγχου του Pesaran, η διαστρωματική ανεξαρτησία⁶⁸.

Τα αποτελέσματα των παραπάνω ελέγχων παρουσιάζονται στον Πίνακα 5.4.5. Σύμφωνα με τις τιμές των ελέγχων αυτών, το μοντέλο πάνελ χρονικών επιδράσεων δεν υποφέρει ούτε από ετεροσκεδαστικότητα αλλά ούτε και από αυτοσυσχέτιση.

Πίνακας 5.4.5. Αποτελέσματα ελέγχων για σειριακή συσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα κατά ομάδες (αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα στην περίπτωση του OLS).

Έλεγχος	Αποτελέσματα
Ετεροσκεδαστικότητα (Έλεγχος Wald)	$\chi^2(51)= 4.38$
Σειριακή συσχέτιση (Έλεγχος Wooldridge)	$F(1,7)= 0.037$
<u>Διαστρωματική εξάρτηση</u>	
Έλεγχος Friedman	31.698***
Έλεγχος Frees	0.078**
Έλεγχος Pesaran	-2.251

* $\alpha = .1$ ** $\alpha = .05$ *** $\alpha = .01$

⁶⁸ Για πιο λεπτομερή παρουσίαση των ελέγχων, βλέπε De Hoyos και Sarafidis (2006).

Όμως, οι δύο από τους τρεις ελέγχους διαστρωματικής εξάρτησης (έλεγχος Friedman και έλεγχος Frees) απορρίπτουν τη μηδενική υπόθεση επιβεβαιώνοντας έτσι την ύπαρξη του προβλήματος αυτού. Για την αντιμετώπισή του, η παλινδρόμηση πάνελ επανεκτιμάται με τη χρήση των εύρωστων (robust) εκτιμητών που προτείνουν οι Driscoll και Kraay (1998). Τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τον έλεγχο αυτό παρουσιάζονται στον Πίνακα 5.4.6.

Πίνακας 5.4.6. Αποτελέσματα της παλινδρόμησης πάνελ χρονικών επιδράσεων μετά τη διόρθωση για διαστρωματική εξάρτηση, με τη χρήση των εκτιμητών των Driscoll και Kraay (1998).

	Συντελεστής	Τυπικό σφάλμα	t	P> t
ln(κατά κεφαλήν ΑΕΠ)	-0.064	0.012	-5.200	0.000
Συμμετοχή γεωργίας σε ΑΑΠ	-0.102	0.056	-1.830	0.073
ln(Αγροτική Παραγωγικότητα)	-0.001	0.005	-0.100	0.921
Ποσοστό εργαζομένων σε υπηρεσίες	0.031	0.026	1.170	0.247
ln (Παραγωγικότητα Υπηρεσιών)	0.026	0.010	2.500	0.016
2001	-0.0155	0.001514	-10.24	0
2002	0.028606	0.001689	16.94	0
2003	0.004009	0.003197	1.25	0.25
2004	-0.00247	0.00408	-0.61	0.563
2005	0.013091	0.005266	2.49	0.042
2006	0.008511	0.006649	1.28	0.241
2007	-0.0225	0.007638	-2.95	0.022
Σταθερός όρος	0.397	0.157	2.520	0.015

Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα αυτά με τα αντίστοιχα στον Πίνακα 5.1.1 παρατηρούνται ορισμένες αλλαγές στη στατιστική σημαντικότητα των ερμηνευτικών μεταβλητών. Όσον αφορά το κατά κεφαλήν εισόδημα στην αρχική κατάσταση, η στατιστική σημαντικότητά του δεν αλλάζει παραμένοντας έτσι πολύ υψηλή. Αναφορικά με τις ανεξάρτητες μεταβλητές που προστέθηκαν στο επαυξημένο μοντέλο, δύο από αυτές ασκούν στατιστικά σημαντική επίδραση: το μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και η παραγωγικότητα του τομέα των υπηρεσιών.

Η συμμετοχή του γεωργικού τομέα στην οικονομία ενός νομού επιδρά αρνητικά στη μεταβολή του κατά κεφαλήν εισοδήματός του και συνεπώς στην αναπτυξιακή του πορεία και στην τάση περιφερειακής σύγκλισης των νομών της Ελλάδας. Το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί με τους Stegman και McKibbin (2005) καθώς και με τους Πετράκο και Ψυχάρη (2004), σύμφωνα με τους οποίους, νομοί με μεγάλη εξάρτηση από τον πρωτογενή τομέα έχουν δυσοίωνες προοπτικές ανάπτυξης. Η

δεύτερη μεταβλητή που αφορά το γεωργικό τομέα, η γεωργική παραγωγικότητα, έχει πάρα πολύ μικρό και μη στατιστικά σημαντικό συντελεστή και συνεπώς δε φαίνεται να συνδέεται με την διαδικασία ανάπτυξης της οικονομίας των νομών. Το αποτέλεσμα αυτό δε συμβαδίζει με τα αποτελέσματα του Wong (2006) και των BIRTHAL κ.α. (2011) για τη θετική επίδραση της γεωργικής παραγωγικότητας στη διαδικασία σύγκλισης.

Όσον αφορά τον τομέα των υπηρεσιών, ο συντελεστής του ποσοστού συμμετοχής των εργαζομένων στο σύνολο του εργατικού δυναμικού, έχει το αναμενόμενο θετικό πρόσημο αλλά δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Αντίθετα, η παραγωγικότητα του τομέα των υπηρεσιών έχει θετικό και στατιστικά σημαντικό συντελεστή στην εξίσωση σύγκλισης. Έτσι, η αύξηση της παραγωγικότητας του τομέα, με σταθερούς τους υπόλοιπους συντελεστές, συμβάλλει θετικά στην διαδικασία περιφερειακής ανάπτυξης και σύγκλισης.

Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι μία διαρθρωτική μεταβολή στην οικονομία των νομών που διαθέτουν έντονο γεωργικό χαρακτήρα, με έμφαση σε δραστηριότητες του τομέα των υπηρεσιών με μεγάλη ακαθάριστη αξία ανά απασχολούμενο, θα μπορούσε να δώσει μεγάλη ώθηση στην ανάπτυξή τους. Με δεδομένο ότι οι οικονομίες αυτές έχουν χαμηλό εισόδημα σε σχέση με το μέσο όρο, η παραπάνω διαδικασία θα μπορούσε να συμβάλλει θετικά στην περιφερειακή σύγκλιση. Σε πολλές περιπτώσεις, η διαρθρωτική αυτή μεταβολή, μπορεί να συμπεριλαμβάνει και δραστηριότητες που συνδέονται άμεσα με την αγροτική παραγωγή όπως ο αγροτουρισμός και η πώληση αγροτικών προϊόντων απευθείας από τους παραγωγούς στους καταναλωτές.

5.4.2. Μη παραμετρική Παλινδρόμηση εξίσωσης β-σύγκλισης

Η ανάλυση μη παραμετρικής παλινδρόμησης, εφαρμόζεται στο μοντέλο πάνελ με την πιο γενική μορφή του, δηλαδή με την προσθήκη ατομικών και χρονικών επιδράσεων. Πριν τη διεξαγωγή των μη παραμετρικών παλινδρομήσεων πραγματοποιείται ο έλεγχος των Hsiao κ.α. (2007) για να ελεγχθεί η σωστή εξειδίκευση του παραμετρικού μοντέλου. Ο έλεγχος αυτός δείχνει ότι η παραμετρική ανάλυση δεν εκτιμάει σωστά την εξίσωση σύγκλισης ($J_n = -1.3608$, $p\text{-value} = 0.075$).

Με βάση το γεγονός αυτό και ακολουθώντας τους Maasoumi κ.α. (2007), εκτιμάται ένα πλήρως μη παραμετρικό μοντέλο με τοπική γραμμική εξειδίκευση (local linear specification), χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία των Li και Racine (2004). Το μοντέλο αυτό όπως έχει ήδη αναφερθεί στο κεφάλαιο 3.2.1, επιτρέπει την ενσωμάτωση τόσο συνεχών όσο και διακριτών μεταβλητών.

Η μη παραμετρική παλινδρόμηση των Li και Racine (2004), επιτρέπει την αλληλεπίδραση μεταξύ όλων των μεταβλητών και την ύπαρξη μη γραμμικών σχέσεων, ενώ παράλληλα έχει και καλύτερες ιδιότητες σε σχέση με τον παραδοσιακό τοπικά σταθερό κέρνελ εκτιμητή (local constant kernel estimator) (Li και Racine, 2004). Η μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε για την επιλογή του εύρους του κέρνελ, είναι αυτή που προτείνεται από τους Li και Racine (2004)⁶⁹.

Ο τύπος του κέρνελ που χρησιμοποιήθηκε για τις συνεχείς μεταβλητές είναι ο δευτέρας τάξης κέρνελ του Gauss (second order Gaussian kernel), ενώ ο τύπος του κέρνελ που χρησιμοποιήθηκε για τις διακριτές μεταβλητές είναι αυτός που προτείνουν οι Li και Racine (2004)⁷⁰. Για την παρουσίαση των αποτελεσμάτων, χρησιμοποιούνται τα γραφήματα μερικής παλινδρόμησης (partial regression plots), τα οποία ομαδοποιούνται στο Γράφημα 5.4.1, ενώ στον Πίνακα 5.4.7 παρουσιάζονται τα βασικά στοιχεία της μη παραμετρικής παλινδρόμησης.

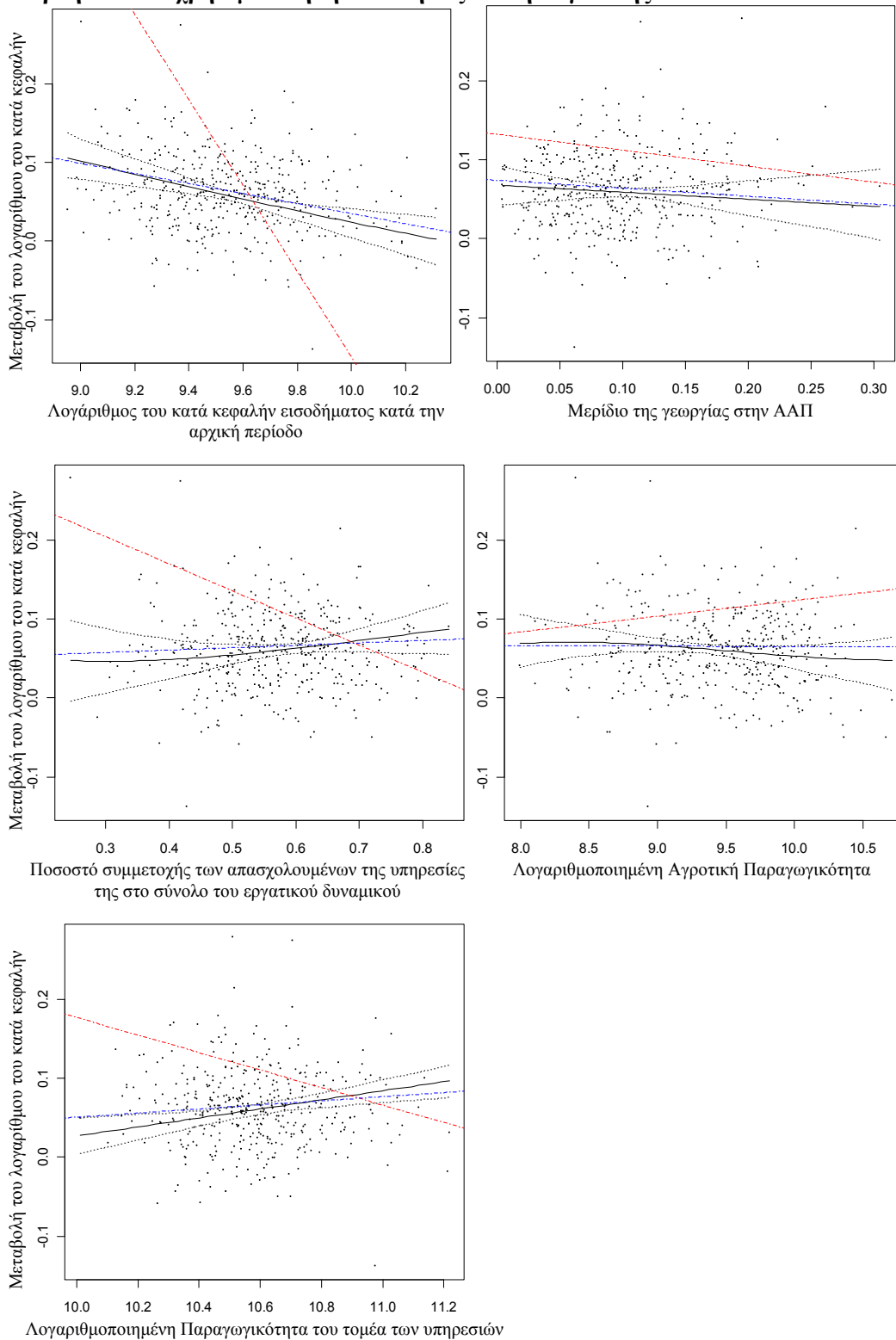
Πίνακας 5.4.7. Χαρακτηριστικά στοιχεία και αποτελέσματα της μη παραμετρικής παλινδρόμησης.

Χαρακτηριστικά στοιχεία μη παραμετρικής παλινδρόμησης		
Εκτιμητής παλινδρόμησης Kernel	Τοπικά Γραμμικός	
Τύπος bandwidth	Σταθερός	
Τύπος Kernel για τις συνεχείς μεταβλητές	Second-Order Gaussian	
Τύπος Kernel για τις κατηγορικές μεταβλητές	Li και Racine	
Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων:	0.001794628	
R ²	0.2975568	
Μεταβλητές	Kernel bandwidth	Στατιστική σημαντικότητα Έλεγχος Racine κ.α. (2006)
Νομός	0.9803922	0.2706
Έτος	0.4874207	0.0200
ln (Κατά κεφαλήν ΑΕΠ)	1.067181	0
Συμμετοχή γεωργίας σε ΑΑΠ	103073.3	0.4311
ln (Αγροτική Παραγωγικότητα)	0.7834236	0.5990
Ποσοστό εργαζομένων σε υπηρεσίες	0.24437	0.3033
ln (Παραγωγικότητα Υπηρεσιών)	2930474	0.0476

⁶⁹ Χρησιμοποιήθηκε επίσης η μέθοδος επιλογής του εύρους των Hurvich κ.α. (1998) η οποία έδωσε παραπλήσια αποτελέσματα.

⁷⁰ Χρησιμοποιήθηκε επίσης ο τύπος των Aitchison και Aitken, ο οποίος έχει χρησιμοποιηθεί σε αρκετές μελέτες σύγκλισης (π.χ. Stengos κ.α., 2008 και Huynh και Jacho-Chavez, 2009) από τον οποίον προέκυψαν όμοια αποτελέσματα.

Γράφημα 5.4.1. Γραφήματα μερικής παλινδρόμησης των συνεχών ερμηνευτικών μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν στην εξίσωση σύγκλισης



Τα γραφήματα μερικής παλινδρόμησης παρουσιάζουν την εκτιμώμενη πολυμεταβλητή συνάρτηση (multivariate function), με μία σειρά δυσδιάστατων γραφημάτων, όπου οι συνεχείς ανεξάρτητες μεταβλητές, οι οποίες δεν

παρουσιάζονται στον οριζόντιο άξονα, παίρνουν τη διάμεσο τιμή τους. Ένα από τα πλεονεκτήματα της γραφικής αυτής απεικόνισης είναι ότι επιτρέπει την άμεση σύγκριση των αποτελεσμάτων του μη παραμετρικού μοντέλου με αυτά του παραμετρικού (Maasoumi κ.α., 2007).

Αρχικά χρησιμοποιείται η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων διασταυρωτικής επικύρωσης (least-squares cross-validation) για να βρεθεί το κατάλληλο εύρος για τις συνεχείς και διακριτές ανεξάρτητες μεταβλητές⁷¹ και στη συνέχεια κατασκευάζεται η σειρά των διαγραμμάτων μερικής παλινδρόμησης. Οι διακεκομμένες γραμμές απεικονίζουν τα όρια σφάλματος, τα οποία υπολογίστηκαν με τη μέθοδο επαναδειγματοληψίας bootstrap (399 επαναλήψεις) (βλέπε Hayfield και Racine, 2008).

Επιπλέον, στο Γράφημα 5.4.1 απεικονίζεται εκτός από το αντίστοιχο παραμετρικό μοντέλο (κόκκινη γραμμή) και το μοντέλο πάνελ χρονικών επιδράσεων (μπλε γραμμή). Όπως φαίνεται από το γράφημα 5.4.1, η σχέση μεταξύ του αρχικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ και της μεταβολής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ είναι αρνητική, όπως προβλέπεται και από το παραμετρικό μοντέλο, αλλά φαίνεται ότι έχει πολύ μικρότερη ένταση. Επίσης, η σχέση που συνδέει τις δύο αυτές μεταβλητές είναι σχεδόν γραμμική και ομοιάζει πολύ με αυτήν που προκύπτει από το μοντέλο πάνελ χρονικών επιδράσεων. Επίσης γραμμική, φαίνεται να είναι και η σχέση που συνδέει το μερίδιο της γεωργίας στο ΑΕΠ με τη μεταβολή του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Στην περίπτωση αυτή όμως, η κλίση είναι ελαφρώς μεγαλύτερη σε σχέση με αυτή που προβλέπει το παραμετρικό μοντέλο, ενώ για άλλη μία φορά είναι παρόμοια με αυτή που προβλέπει το μοντέλο πάνελ χρονικών επιδράσεων. Αντίθετα με το μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής, η σχέση μεταξύ της γεωργικής παραγωγικότητας και του κατά κεφαλήν ΑΕΠ, όπως προσεγγίζεται από το μη παραμετρικό μοντέλο, είναι αρνητική αλλά αρκετά αδύναμη, γεγονός που φαίνεται από την πολύ μικρή κλίση της γραμμής μερικής παλινδρόμησης.

Αναφορικά με τις μεταβλητές που αφορούν τον τομέα των υπηρεσιών, το ποσοστό συμμετοχής των εργαζομένων στις υπηρεσίες στο σύνολο του εργατικού δυναμικού συνδέεται θετικά με τη αύξηση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Η σχέση αυτή προσεγγίζει τη γραμμική αν και φαίνεται να αυξάνεται ελαφρά η κλίση της καθώς αυξάνεται το

⁷¹ Για λεπτομερή περιγραφή, βλέπε Li και Racine (2004).

ποσοστό συμμετοχής. Επίσης έχει διαφορετικό πρόσημο από αυτό που προβλέπει το αντίστοιχο παραμετρικό μοντέλο. Τέλος, η σχέση μεταξύ της παραγωγικότητας του τομέα των υπηρεσιών και της μεταβολής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ είναι επίσης θετική. Όπως και στην προηγούμενη περίπτωση, η επίδραση της μεταβλητής αυτής είναι αντίθετη από αυτή που προβλέπει το παραμετρικό μοντέλο ατομικών και χρονικών επιδράσεων.

Μεγάλο ενδιαφέρον παρουσιάζει το γεγονός ότι, το παραμετρικό μοντέλο πάνελ χρονικών επιδράσεων, το οποίο παρουσιάζεται στο Γράφημα 5.4.1 με μπλε γραμμή, έχει παρόμοια αποτελέσματα με αυτά του μη παραμετρικού μοντέλου. Ο πρώτος λόγος για τον οποίο συμβαίνει αυτό είναι η στατιστική σημαντικότητα των κατηγορικών μεταβλητών στο μη παραμετρικό μοντέλο (βλ. Πίνακα 5.4.7).

Πράγματι, ο μη παραμετρικός έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας των Racine κ.α. (2006), δείχνει ότι οι ατομικές επιδράσεις δεν είναι στατιστικά σημαντικές, αντίθετα με τις χρονικές επιδράσεις, οι οποίες έχουν αρκετά υψηλή στατιστική σημαντικότητα. Αναφορικά με τη στατιστική σημαντικότητα των συνεχών μεταβλητών, ο μη παραμετρικός έλεγχος των Racine κ.α. (2006) δείχνει ότι μόνο οι συντελεστές του αρχικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ, και της παραγωγικότητας του τομέα των υπηρεσιών είναι στατιστικά σημαντικοί.

Ο δεύτερος λόγος για τον οποίο παρουσιάζονται παρόμοια αποτελέσματα μεταξύ του παραμετρικού μοντέλου χρονικών επιδράσεων και του μη παραμετρικού μοντέλου είναι ότι το δεύτερο δεν προβλέπει μεγάλες αποκλίσεις των σχέσεων της εξαρτημένης με τις ανεξάρτητες μεταβλητές από τη γραμμική σχέση. Παρόλα αυτά βέβαια ο δείκτης R^2 του μη παραμετρικού μοντέλου είναι υψηλότερος από το μοντέλο πάνελ χρονικών επιδράσεων (29.76% έναντι 27.65%), ενώ και το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων είναι κατά πολύ μικρότερο.

Σε σχέση με το μοντέλο πάνελ ατομικών και χρονικών επιδράσεων, το μη παραμετρικό μοντέλο έχει χαμηλότερο συντελεστή R^2 (29.76%, έναντι 47.47%) αλλά και πολύ χαμηλότερο άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων (0.001794 έναντι 0.03886). Βέβαια, ο δείκτης R^2 είναι πολύ πιθανόν να είναι ψευδώς υψηλός, ιδιαίτερα σε περιπτώσεις όπου το παραμετρικό μοντέλο εμπεριέχει πάρα πολλές μεταβλητές (συνολικά 61). Από την άλλη πλευρά, ο δείκτης R^2 στο παραμετρικό μοντέλο

χρονικών επιδράσεων είναι πολύ μικρότερος (16.22%), ενώ και το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων είναι μεγαλύτερο (0.04587).

Συμπερασματικά, το μη παραμετρικό μοντέλο, αγνοώντας τις ατομικές επιδράσεις και θεωρώντας τις ως μη σημαντικές, παράγει αποτελέσματα κοντινά με αυτά του μοντέλου πάνελ χρονικών επιδράσεων, έχοντας όμως καλύτερη ερμηνευτικότητα. Το αποτέλεσμα που προκύπτει αναφορικά με τις ερμηνευτικές μεταβλητές, είναι ότι μόνο οι συντελεστές του αρχικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ και της παραγωγικότητας του τομέα των υπηρεσιών είναι στατιστικά σημαντικοί. Επιπλέον, δεν παρουσιάζονται ιδιαίτερες παρεκκλίσεις από τη γραμμική σχέση μεταξύ της εξαρτημένης και των ανεξάρτητων μεταβλητών.

5.4.3. Δεσμευμένες κατανομές του κατά κεφαλήν εισοδήματος

Στην ενότητα αυτή παρουσιάζονται οι δεσμευμένες κατανομές του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ, με δεδομένο επίπεδο του σχετικού μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής (ΑΑΠ) και με δεδομένη σχετική γεωργική παραγωγικότητα^{72,73}. Από τα γραφήματα αυτά προκύπτει η σχέση μεταξύ των παραπάνω μεταβλητών. Για την κατασκευή των δεσμευμένων κατανομών χρησιμοποιήθηκαν τα διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) των Hyndman κ.α. (1996). Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στο Γράφημα 5.4.2.

Όπως προκύπτει από το γράφημα αυτό, η σχέση μεταξύ του κατά κεφαλήν εισοδήματος και του μεριδίου της γεωργίας στην ΑΑΠ είναι έντονα αρνητική. Αυξημένο μερίδιο συμμετοχής της γεωργίας στην ΑΑΠ συνυπάρχει με μειωμένο κατά κεφαλήν ΑΕΠ και αντίστροφα. Από τη μορφή των διαγραμμάτων δεν προκύπτει ύπαρξη πολλαπλών κορυφών, αλλά, όπως φαίνεται, σε υψηλά ποσοστά του μεριδίου της γεωργίας, το εύρος μέσα στο οποίο κυμαίνεται το - χαμηλό - κατά κεφαλήν ΑΕΠ είναι πολύ μικρό.

Αναφορικά με τη δεσμευμένη κατανομή του κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε σχέση με τη γεωργική παραγωγικότητα, τα δύο μεγέθη συσχετίζονται με τελείως διαφορετικό τρόπο. Η υψηλή γεωργική παραγωγικότητα δεν φαίνεται να συνδέεται με το κατά

⁷² Τα «σχετικά» μεγέθη προκύπτουν από τις αποκλίσεις από το μέσο κάθε μεταβλητής.

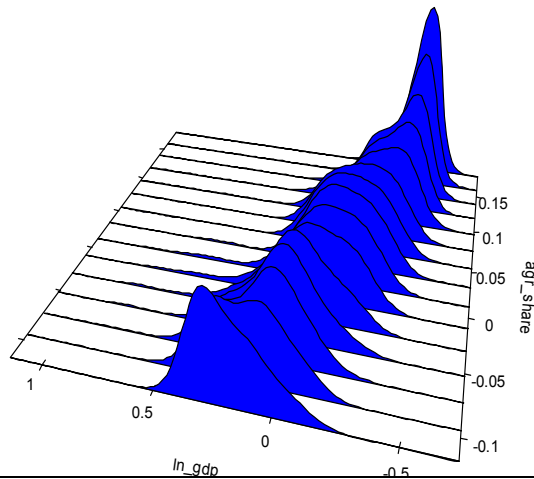
⁷³ Για λόγους συντομίας, ο όρος «σχετική» παραλείπεται στο υπόλοιπο τμήμα της ενότητας.

κεφαλήν ΑΕΠ. Από την άλλη πλευρά όμως, η χαμηλή γεωργική παραγωγικότητα συνυπάρχει με χαμηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

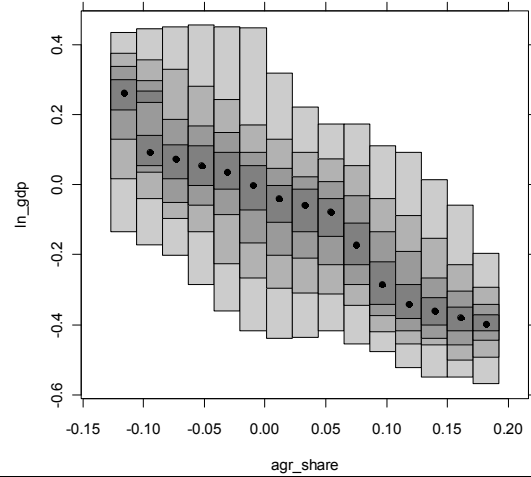
Γράφημα 5.4.2. Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) που δείχνουν τις δεσμευμένες κατανομές του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ ανά νομό με Α) δεδομένο μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ και Β) με δεδομένη γεωργική παραγωγικότητα.

Α. Δεσμευμένη κατανομή του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ ανά νομό (ln_gdp) με δεδομένο μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής (agr_share)

Διάγραμμα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density)

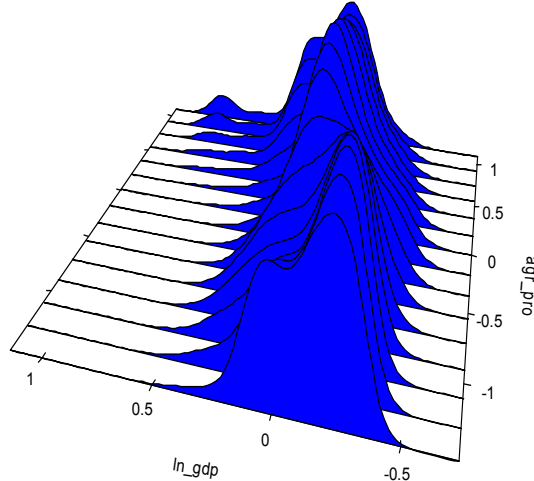


Διάγραμμα «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region)

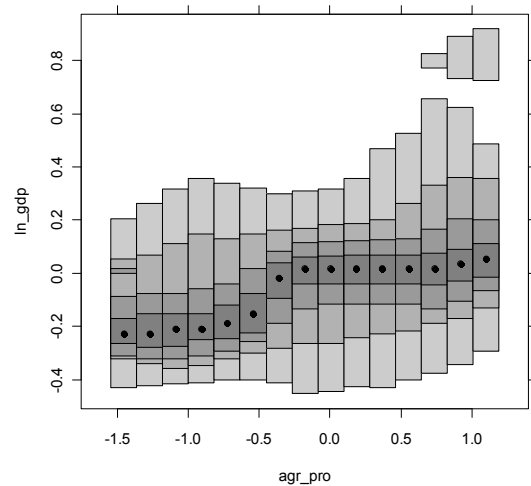


Β. Δεσμευμένη κατανομή του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ ανά νομό (ln_gdp) με δεδομένη γεωργική παραγωγικότητα (agr_pro)

Διάγραμμα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density)



Διάγραμμα «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region)



Η σχέση μεταξύ των δύο μεγεθών δεν παρουσιάζει τη γραμμικότητα της προηγούμενης σχέσης, ενώ παράλληλα παρατηρούνται και δικόρυφες κατανομές, όταν η γεωργική παραγωγικότητα είναι ιδιαίτερα υψηλή ή ιδιαίτερα χαμηλή. Στην πρώτη περίπτωση η δευτερεύουσα κορυφή είναι πολύ μικρότερη σε σχέση με την

κύρια και βρίσκεται σε μεγάλη απόσταση από αυτή. Η δευτερεύουσα αυτή κορυφή δείχνει ότι υπάρχει μία ομάδα νομών με υψηλή γεωργική παραγωγικότητα και υψηλό κατά κεφαλήν εισόδημα. Αντίθετα, στη δεύτερη περίπτωση οι δύο κορυφές δεν έχουν τόσο μεγάλη διαφορά μεγέθους, ενώ βρίσκονται και σε πολύ κοντινότερη απόσταση. Πάντως, και στις δύο δεσμευμένες κατανομές, η κύρια κορυφή παρουσιάζεται σε θετικό σχετικό κατά κεφαλήν εισόδημα, ενώ η δευτερεύουσα παρουσιάζεται σε αρνητικό σχετικό κατά κεφαλήν εισόδημα.

Όπως έχει ήδη αναφερθεί στο κεφάλαιο της μεθοδολογίας και με δεδομένη τη σημασία του τομέα των υπηρεσιών στην Ελληνική οικονομία, θα εκτιμηθούν οι παραπάνω δεσμευμένες κατανομές σε δύο ομάδες νομών, με βάση το μερίδιο της συμμετοχής του τομέα των υπηρεσιών στην ακαθάριστη αξία παραγωγής. Με τον τρόπο αυτό επιδιώκεται αφενός μεν να διερευνηθεί η σημασία της εξάρτησης των οικονομιών από τον τομέα των υπηρεσιών, αφετέρου δε να απομονωθεί η καθαρή επίδραση των γεωργικών μεταβλητών, απαλλαγμένη από τις πιθανές επιδράσεις της εξάρτησης της οικονομίας από τον τομέα των υπηρεσιών. Έτσι, στα Γραφήματα 5.4.3 και 5.4.4 παρουσιάζονται οι δεσμευμένες κατανομές του κατά κεφαλήν εισοδήματος στους νομούς με «υψηλή» και με «χαμηλή» εξάρτηση από τον τομέα των υπηρεσιών αντίστοιχα⁷⁴. Τα γραφήματα αυτά παρουσιάζουν έντονες διαφοροποιήσεις τόσο μεταξύ τους όσο και συγκριτικά με το Γράφημα 5.4.2, το οποίο αποτελεί ουσιαστικά μία σύνθεσή τους.

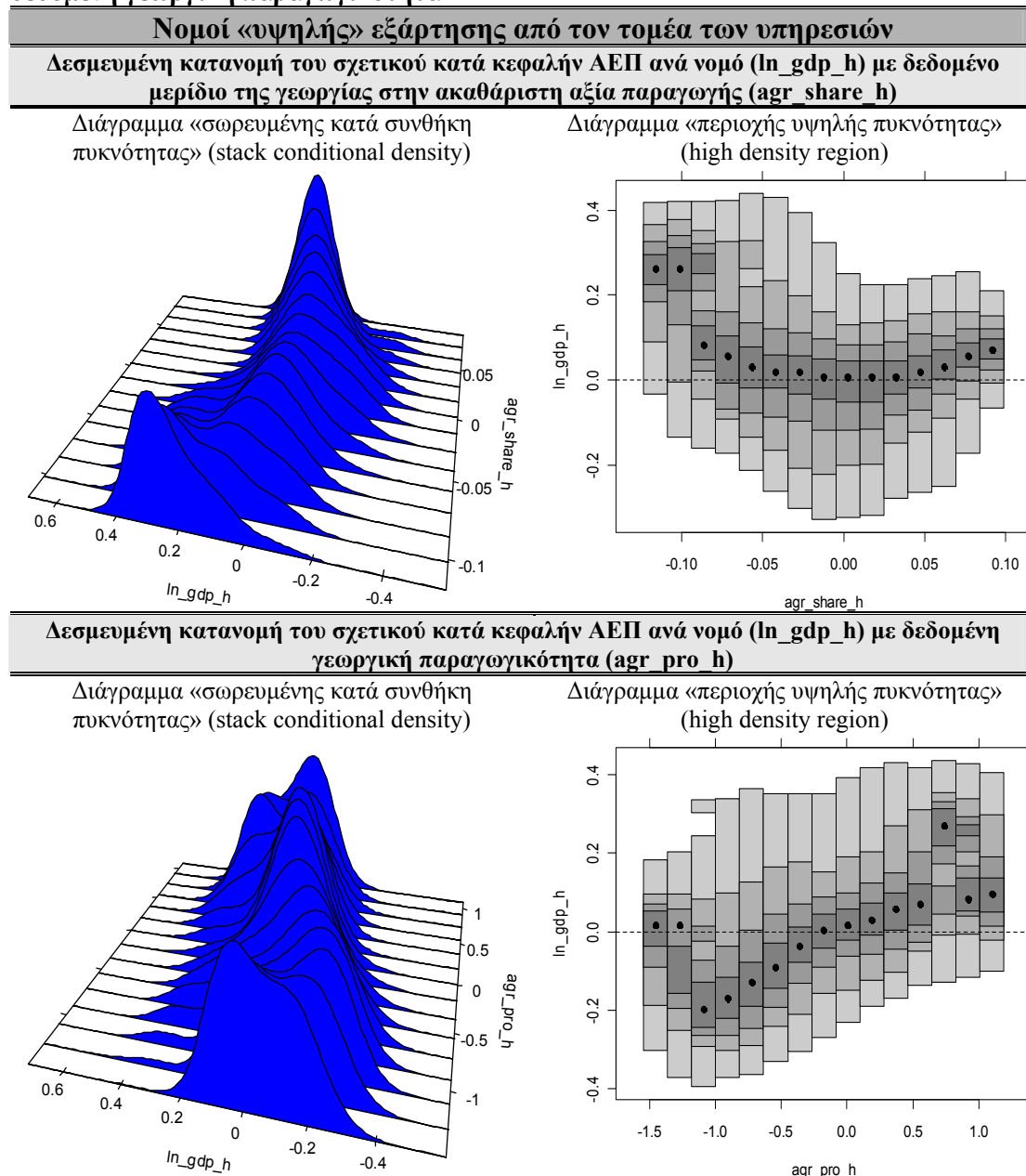
Ξεκινώντας με τη δεσμευμένη κατανομή του μεριδίου της γεωργίας στην ΑΑΠ και ερευνώντας την ομάδα «υψηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών, η γραμμική και αρνητική σχέση του Γραφήματος 5.4.2 παύει να υφίσταται. Εξαίρεση αποτελεί μία μικρή περιοχή της κατανομής με μικρό μερίδιο συμμετοχής της γεωργίας στην ΑΑΠ. Στο υπόλοιπο μέρος της δεσμευμένης κατανομής, το μερίδιο συμμετοχής της γεωργίας στην ΑΑΠ δε σχετίζεται με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

Από την άλλη πλευρά, όταν εξετάζεται η ομάδα «χαμηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών, η σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών επανεμφανίζει κάποια σημάδια αρνητικής γραμμικής σχέσης. Επιπλέον, υπάρχει μία έντονη μετατόπιση προς τα κάτω, δηλαδή σε χαμηλά επίπεδα κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Αυτό δείχνει και τη σημασία

⁷⁴ Η εξάρτηση εκτιμήθηκε με βάση τη διάμεση τιμή της συμμετοχής του τομέα των υπηρεσιών στην ακαθάριστη αξία παραγωγής.

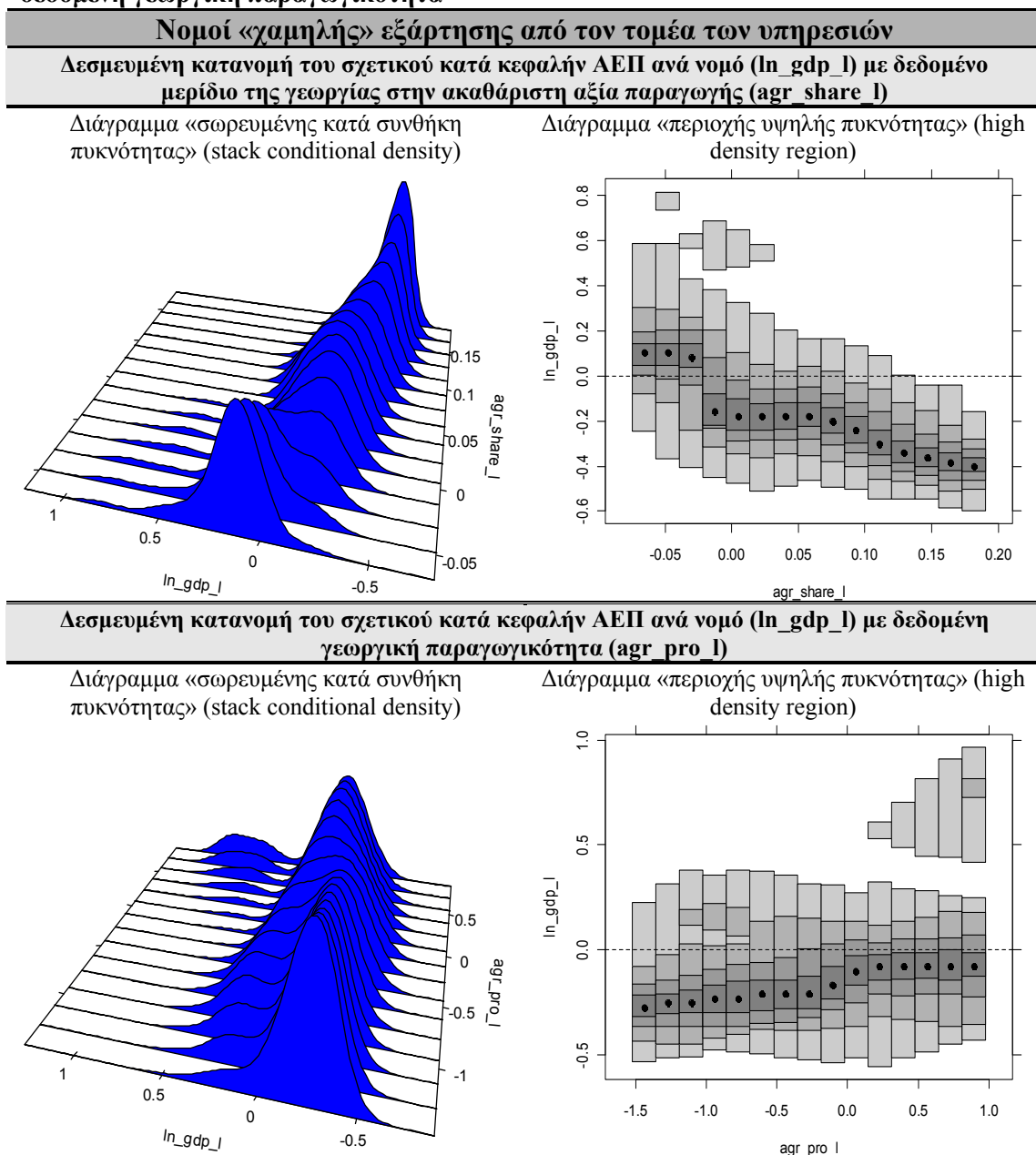
του τομέα των υπηρεσιών, αφού η μεγάλη μάζα των παρατηρήσεων έχει χαμηλότερο κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε σχέση με το μέσο όρο, αντίθετα με την ομάδα «υψηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών. Επιπλέον, σε αυτήν τη δεσμευμένη κατανομή παρατηρούνται και ορισμένες περιπτώσεις ασθενών δικόρυφων κατανομών.

Γράφημα 5.4.3. Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) των δεσμευμένων κατανομών του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε νομούς με υψηλό μερίδιο υπηρεσιών στην ΑΑΠ με Α) δεδομένο μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ και Β) με δεδομένη γεωργική παραγωγικότητα



Όσον αφορά τη δεσμευμένη κατανομή του κατά κεφαλήν εισοδήματος με δεδομένη τη γεωργική παραγωγικότητα, μπορούν να παρατηρηθούν τα εξής: στην ομάδα «υψηλής» εξάρτησης από τις υπηρεσίες, εμφανίζεται μία προφανής θετική σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών σε όλη τη περιοχή της κατανομής, εκτός από τις περιοχές μεγάλων αποκλίσεων (είτε θετικών είτε αρνητικών), όπου το επίπεδο του κατά κεφαλήν ΑΕΠ βρίσκεται περίπου στο μέσο όρο.

Γράφημα 5.4.4. Διαγράμματα «σωρευμένης κατά συνθήκη πυκνότητας» (stack conditional density) και «περιοχής υψηλής πυκνότητας» (high density region) των δεσμευμένων κατανομών του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε νομούς με χαμηλό μερίδιο υπηρεσιών στην ΑΑΠ με Α) δεδομένο μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ και Β) με δεδομένη γεωργική παραγωγικότητα



Από την άλλη πλευρά, στην ομάδα «χαμηλής» εξάρτησης, η θετική σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών έχει μικρότερη ένταση. Τέλος, παρουσιάζονται πολλές περιπτώσεις διπολικών κατανομών σε περιοχές υψηλής γεωργικής παραγωγικότητας. Οι δευτερεύουσες κορυφές, αναδεικνύουν την ύπαρξη πολλών περιοχών όπου η υψηλή γεωργική παραγωγικότητα συνυπάρχει με υψηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

5.4.4. Μαρκοβιανοί πίνακες μετάβασης

Στο κεφάλαιο αυτό χρησιμοποιείται η μεθοδολογία των Μαρκοβιανών πινάκων μετάβασης για να διερευνηθεί ο τρόπος με τον οποίο επηρεάζουν τη διαδικασία περιφερειακής σύγκλισης δύο σημαντικοί δείκτες της γεωργικής δραστηριότητας, το μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ κάθε νομού και η γεωργική παραγωγικότητά του.

Έτσι, έστω x_i , το μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ κάθε νομού και \bar{x} ο μέσος κάθε έτους, y_i η γεωργική παραγωγικότητα κάθε νομού και \bar{y} ο μέσος κάθε έτους, και τέλος, z_i το ΑΕΠ ανά κεφαλή κάθε νομού και \bar{z} ο μέσος κάθε έτους. Διακρίνονται οι παρακάτω καταστάσεις για το ζεύγος (x_i, z_i) :

(+, +): όταν $(x_i - \bar{x}) > 0$ και $(z_i - \bar{z}) > 0$

(+, -): όταν $(x_i - \bar{x}) > 0$ και $(z_i - \bar{z}) < 0$

(-, +): όταν $(x_i - \bar{x}) < 0$ και $(z_i - \bar{z}) > 0$

(-, -): όταν $(x_i - \bar{x}) < 0$ και $(z_i - \bar{z}) < 0$

Κατ' αντιστοιχία ορίζονται και οι τέσσερις καταστάσεις για το ζεύγος (y_i, z_i) . Με τη διαδικασία αυτή κατασκευάστηκαν οι Πίνακες 5.4.8 και 5.4.9, ενώ οι Χάρτες 5.4.1 και 5.4.2 παρουσιάζουν την κατάσταση στην οποία ανήκει κάθε νομός το έτος 2000 και το έτος 2008.

Το πρώτο στοιχείο που προκύπτει από τον Πίνακα 5.4.8, είναι ότι οι καταστάσεις με τη μεγαλύτερη συχνότητα είναι αυτές όπου η απόκλιση των δύο μεγεθών έχει διαφορετικό πρόσημο (70% περίπου). Το γεγονός αυτό αποτελεί μία πρώτη ένδειξη ότι τα δύο μεγέθη έχουν αρνητική συσχέτιση και συνεπώς, το σχετικά μεγάλο μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής συνυπάρχει με σχετικά μικρό κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Επίσης, η κινητικότητα μεταξύ των καταστάσεων δεν είναι ιδιαίτερα σημαντική αφού το ποσοστό των παρατηρήσεων που διατηρούνται στην ίδια

κατάσταση είναι 87.5%, 81.23% και 78.76% μετά από περίοδο μετάβασης ενός, δύο και τριών ετών αντίστοιχα.

Η μεγαλύτερη στασιμότητα (93% περίπου, ανάλογα με την υιοθετούμενη περίοδο μετάβασης), παρατηρείται στην κατάσταση (-, +), όπου δηλαδή συνυπάρχει μικρό σχετικά μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ και μεγάλο σχετικά κατά κεφαλήν ΑΕΠ, ακολουθούμενη από τις καταστάσεις (+, -), (-, -) και (+, +). Αξιοσημείωτο είναι επίσης το γεγονός ότι η κατάσταση αυτή διατηρεί τα ποσοστά της όταν αυξάνεται η περίοδος μετάβασης, αντίθετα με τις υπόλοιπες καταστάσεις, οι οποίες βιώνουν συνεχόμενες συρρικνώσεις των ποσοστών τους.

Πίνακας 5.4.8. Πίνακες μετάβασης του ζεύγους (x, y) όπου x:σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ και y: σχετικό μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής για περίοδο μετάβασης α) 1 έτος, β) δύο έτη και γ) τρία έτη

t+1						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
↔	A (+, +)	72.73%	15.91%	9.09%	2.27%	10.78%
	B (+, -)	4.14%	88.97%	0%	6.90%	35.54%
	Γ (-, +)	2.13%	0.71%	94.33%	2.84%	34.56%
	Δ (-, -)	0%	8.97%	10.26%	80.77%	19.12%
	∞	7.91%	28.93%	45.18%	17.98%	
t+2						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις	
↔	A (+, +)	66.67%	20.51%	7.69%	5.13%	10.92%
	B (+, -)	4.72%	82.68%	2.36%	10.24%	35.57%
	Γ (-, +)	3.31%	0.83%	92.56%	3.31%	33.89%
	Δ (-, -)	0%	15.71%	17.14%	67.14%	19.61%
	∞	8.71%	25.94%	50.79%	14.55%	
t+3						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις	
↔	A (+, +)	58.82%	23.53%	11.76%	5.88%	11.11%
	B (+, -)	3.70%	81.48%	2.78%	12.04%	35.29%
	Γ (-, +)	4.90%	0%	93.14%	1.96%	33.33%
	Δ (-, -)	1.61%	19.35%	17.74%	61.29%	20.26%
	∞	9.19%	23.81%	55.40%	11.61%	

Μία περισσότερο ενδελεχής παρατήρηση των πινάκων μετάβασης, αναδεικνύει το γεγονός ότι οι απώλειες των ποσοστών των καταστάσεων A και Δ, οφείλονται σε μετακινήσεις προς τις καταστάσεις B και Γ. Φαίνεται δηλαδή ότι οι πρώτες καταστάσεις είναι συχνά παροδικές και τείνουν να καταλήξουν σε μία εκ των δύο καταστάσεων B και Γ. Το γεγονός αυτό προσδίδει μία νέα διάσταση στο ρόλο της γεωργίας και συγκεκριμένα του μεριδίου της γεωργίας στην ΑΑΠ του κάθε νομού. Η

ύπαρξη υψηλού μεριδίου δε φαίνεται να ευνοεί την αύξηση του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ και συνεπώς τη διαδικασία περιφερειακής σύγκλισης, αλλά μάλλον την περιφερειακή απόκλιση, αφού το μεγαλύτερο ποσοστό των παρατηρήσεων που μετακινούνται από την ομάδα αυτή, καταλήγει σε καταστάσεις με χαμηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

Ενδιαφέρον επίσης παρουσιάζει η κατανομή των παρατηρήσεων μακροπρόθεσμα, η οποία αποτυπώνεται από την εργοδική κατανομή, που παρουσιάζεται στην τελευταία σειρά κάθε πίνακα μετάβασης⁷⁵. Η κατάσταση με τη μεγαλύτερη συχνότητα στην εργοδική κατανομή είναι η κατάσταση Γ ενώ ακολουθεί η Β. Το συνολικό ποσοστό των παρατηρήσεων που κατανέμονται στις καταστάσεις Β και Γ είναι 75-80% ανάλογα με την περίοδο μετάβασης. Από την άλλη μεριά, η κατάσταση Α είναι αυτή με τις λιγότερες παρατηρήσεις. Μία πιθανή εξήγηση, είναι ότι η οικονομία ενός νομού είναι δύσκολο να παρουσιάζει ταυτόχρονα αυξημένο μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ και μεγάλο σχετικό κατά κεφαλήν εισόδημα. Η αναπτυξιακή διαδικασία φαίνεται δηλαδή να συμπεριλαμβάνει σαν αναγκαίο βήμα την απεξάρτηση της οικονομίας από τη γεωργία, επιβεβαιώνοντας έτσι το σύνηθες αποτέλεσμα των μελετών της σχετικής βιβλιογραφίας.

Στην περίπτωση της γεωργικής παραγωγικότητας (Πίνακας 5.4.9), οι μετακινήσεις μεταξύ των καταστάσεων παρουσιάζονται διαφορετικές. Έτσι, σε αντίθεση με τον Πίνακα 5.4.8, δεν υπάρχουν καταστάσεις με πολύ μεγαλύτερη συχνότητα έναντι των υπολοίπων αν και προηγούνται ελαφρώς οι καταστάσεις Α και Δ (59% περίπου). Επίσης, η κινητικότητα μεταξύ των καταστάσεων δεν είναι ιδιαίτερα σημαντική (αν και μεγαλύτερη από την προηγούμενη περίπτωση) αφού το ποσοστό των παρατηρήσεων που διατηρούνται στην ίδια κατάσταση είναι 81.13%, 75.35% και 72.55% μετά από περίοδο μετάβασης ενός, δύο και τριών ετών αντίστοιχα.

Η μεγαλύτερη στασιμότητα παρατηρείται στην κατάσταση Δ, ακολουθούμενη από τις καταστάσεις Α, Γ και Β. Σε αντίθεση με την προηγούμενη περίπτωση, φαίνεται ότι οι καταστάσεις Δ και Α έχουν περισσότερο μόνιμο χαρακτήρα. Η ύπαρξη δηλαδή μικρής ή μεγάλης σχετικής γεωργικής παραγωγικότητας σε ένα νομό, συνυπάρχει με μικρό ή μεγάλο κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Όταν οι αποκλίσεις από το μέσο των δύο μεγεθών έχουν διαφορετικό πρόσημο, οι περισσότερες μετακινήσεις που λαμβάνουν

⁷⁵ Όπως έχει ήδη αναφερθεί, η εργοδική κατανομή αποτυπώνει τη μακροχρόνια συμπεριφορά της κατανομής.

χώρα είναι προς καταστάσεις με όμοιο πρόσημο. Αυτό αποτελεί μία ένδειξη πως η χαμηλή παραγωγικότητα της γεωργίας δεν συνυπάρχει συχνά με υψηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ, στους νομούς της Ελλάδας.

Πίνακας 5.4.9. Πίνακες μετάβασης του ζεύγους (x, z) όπου x:σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ και z: σχετική γεωργική παραγωγικότητα για περίοδο μετάβασης α) 1 έτος, β) δύο έτη και γ) τρία έτη.

t+1						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
←	A (+, +)	81.00%	7.00%	11.00%	1.00%	25.51%
	B (+, -)	9.20%	75.86%	0.00%	14.94%	21.32%
	Γ (-, +)	17.65%	3.53%	76.47%	2.35%	20.83%
	Δ (-, -)	0.00%	8.09%	4.41%	87.50%	33.33%
∞	28.05%	21.46%	19.01%	31.48%		
t+2						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
←	A (+, +)	79.07%	11.63%	8.14%	1.16%	24.09%
	B (+, -)	12.99%	63.64%	0.00%	23.38%	21.57%
	Γ (-, +)	21.62%	2.70%	72.97%	2.70%	20.73%
	Δ (-, -)	0.83%	9.17%	8.33%	81.67%	33.61%
∞	32.57%	19.22%	18.86%	29.35%		
t+3						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
←	A (+, +)	76.06%	14.08%	9.86%	0.00%	23.20%
	B (+, -)	13.43%	58.21%	0.00%	28.36%	21.90%
	Γ (-, +)	24.62%	3.08%	72.31%	0.00%	21.24%
	Δ (-, -)	0.97%	10.68%	8.74%	79.61%	33.66%
∞	32.95%	19.55%	20.31%	27.19%		

Προς αυτήν την κατεύθυνση είναι και τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εξέταση της εργοδικής κατανομής, η οποία παρουσιάζεται στην τελευταία σειρά του κάθε πίνακα μετάβασης. Ενδιαφέρον παρουσιάζει το γεγονός ότι η κατανομή στις τέσσερις διαφορετικές καταστάσεις μεταβάλλεται ανάλογα με την περίοδο μετάβασης που επιλέγεται. Βέβαια, σε κάθε περίπτωση, οι καταστάσεις όπου οι αποκλίσεις από τον μέσο όρο τόσο της γεωργικής παραγωγικότητας όσο και του κατά κεφαλήν ΑΕΠ έχουν το ίδιο πρόσημο, είναι σαφώς συχνότερες από τις άλλες δύο.

Όπως και στο προηγούμενο κεφάλαιο, η ανάλυση συνεχίζεται με το διαχωρισμό των παρατηρήσεων σε ομάδες «υψηλής» και «χαμηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών και την κατασκευή των αντίστοιχων πινάκων μετάβασης για κάθε ομάδα. Στον Πίνακα 5.4.10 παρουσιάζονται οι επιμέρους πίνακες μετάβασης που προκύπτουν με βάση το σχετικό μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ και το σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

Οι βασικές διαφοροποιήσεις που παρατηρούνται σε αυτούς τους πίνακες μετάβασης αφορούν στη συχνότητα των καταστάσεων στην εργοδική κατανομή. Έτσι, στην ομάδα «υψηλής» εξάρτησης υπερτερεί κατά πολύ η κατάσταση Γ έναντι της κατάστασης Β, ενώ η υπεροχή αυτή αυξάνεται καθώς αυξάνεται η περίοδος μετάβασης. Από την άλλη πλευρά, στην ομάδα «χαμηλής» εξάρτησης από τις υπηρεσίες, η κατάσταση Β υπερτερεί της κατάστασης Γ, αν και αυτή η υπεροχή μειώνεται με την αύξηση της περιόδου μετάβασης. Προκύπτει λοιπόν ότι η εξάρτηση των νομών από τις υπηρεσίες, έχει πολύ μεγάλη σημασία για την εργοδική κατανομή των τεσσάρων καταστάσεων. Υψηλή εξάρτηση ευνοεί την κατάσταση υψηλού κατά κεφαλήν εισοδήματος και χαμηλού μεριδίου της γεωργίας, ενώ χαμηλή εξάρτηση ευνοεί το υψηλό σχετικό μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ και το χαμηλό σχετικό ΑΕΠ ανά κεφαλή.

Εκτός από τις παραπάνω διαφοροποιήσεις, μεταξύ των διαφορετικά ορισμένων πινάκων μετάβασης παρατηρούνται και διαφορές στην κινητικότητα των καταστάσεων. Έτσι, στην ομάδα «υψηλής» εξάρτησης παρατηρείται μεγαλύτερη κινητικότητα της κατάστασης Β ενώ στην ομάδα «χαμηλής» εξάρτησης, παρατηρείται μικρότερη κινητικότητα της κατάστασης Α.

Στον Πίνακα 5.4.11 παρουσιάζονται οι επιμέρους πίνακες μετάβασης που προκύπτουν με βάση τη γεωργική παραγωγικότητα και το σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ στις ομάδες «υψηλής» και «χαμηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών. Όπως και στην προηγούμενη περίπτωση, οι βασικές διαφοροποιήσεις σε σχέση με τον Πίνακα 5.4.9 αφορούν τις καταστάσεις στην εργοδική κατανομή. Έτσι, στην ομάδα «υψηλής» εξάρτησης, η κατάσταση Α εμφανίζεται με πολύ μεγαλύτερη συχνότητα, ενώ από την άλλη πλευρά η κατάσταση Β εμφανίζεται με πολύ μικρότερη. Το γεγονός αυτό δείχνει ότι στην ομάδα «υψηλής» εξάρτησης από τις υπηρεσίες, η κατάσταση όπου συνυπάρχει υψηλή γεωργική παραγωγικότητα και υψηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ κυριαρχεί έναντι των υπολοίπων καταστάσεων και μάλιστα είναι ανεξάρτητη από την υιοθετούμενη περίοδο μετάβασης. Βέβαια, πρέπει να σημειωθεί ότι η κατάσταση αυτή είχε αρκετά μεγάλη συμμετοχή στην εργοδική κατανομή και πριν το διαχωρισμό των νομών σε ομάδες «υψηλής και «χαμηλής» εξάρτησης. Επιπλέον στην ομάδα αυτή παρουσιάζεται μεγαλύτερη κινητικότητα της κατάστασης Β σε σχέση με την αντίστοιχη κινητικότητα πριν το διαχωρισμό των

νομών στις δύο ομάδες. Τέλος, η συμμετοχή της κατάστασης αυτής στην εργοδική κατανομή είναι εξαιρετικά μικρή σε σχέση με τις υπόλοιπες τρεις.

Από την άλλη πλευρά, όταν ο πίνακας μετάβασης κατασκευάζεται μόνο με βάση τους νομούς «χαμηλής» εξάρτησης από τις υπηρεσίες, η κατάσταση Β είναι αυτή η οποία μαζί με την κατάσταση Δ υπερτερούν στην εργοδική κατανομή. Οι παρατηρήσεις που βρίσκονται στην κατάσταση αυτή, έχουν υψηλή γεωργική παραγωγικότητα αλλά χαμηλό σχετικό ΑΕΠ ανά κεφαλή. Το αποτέλεσμα αυτό ξεφεύγει από το γενικό συμπέρασμα του Πίνακα 5.4.9 ότι οι καταστάσεις που υπερτερούν στην εργοδική κατανομή είναι αυτές με ομόσημη απόκλιση από το μέσο όρο των δύο υπό ανάλυση μεταβλητών. Το γεγονός αυτό, αναδεικνύει και τη σημασία του τομέα των υπηρεσιών. Χαμηλή συμμετοχή του τομέα αυτού σε μία οικονομία προωθεί τις καταστάσεις εκείνες όπου το κατά κεφαλήν ΑΕΠ βρίσκεται κάτω από το μέσο όρο.

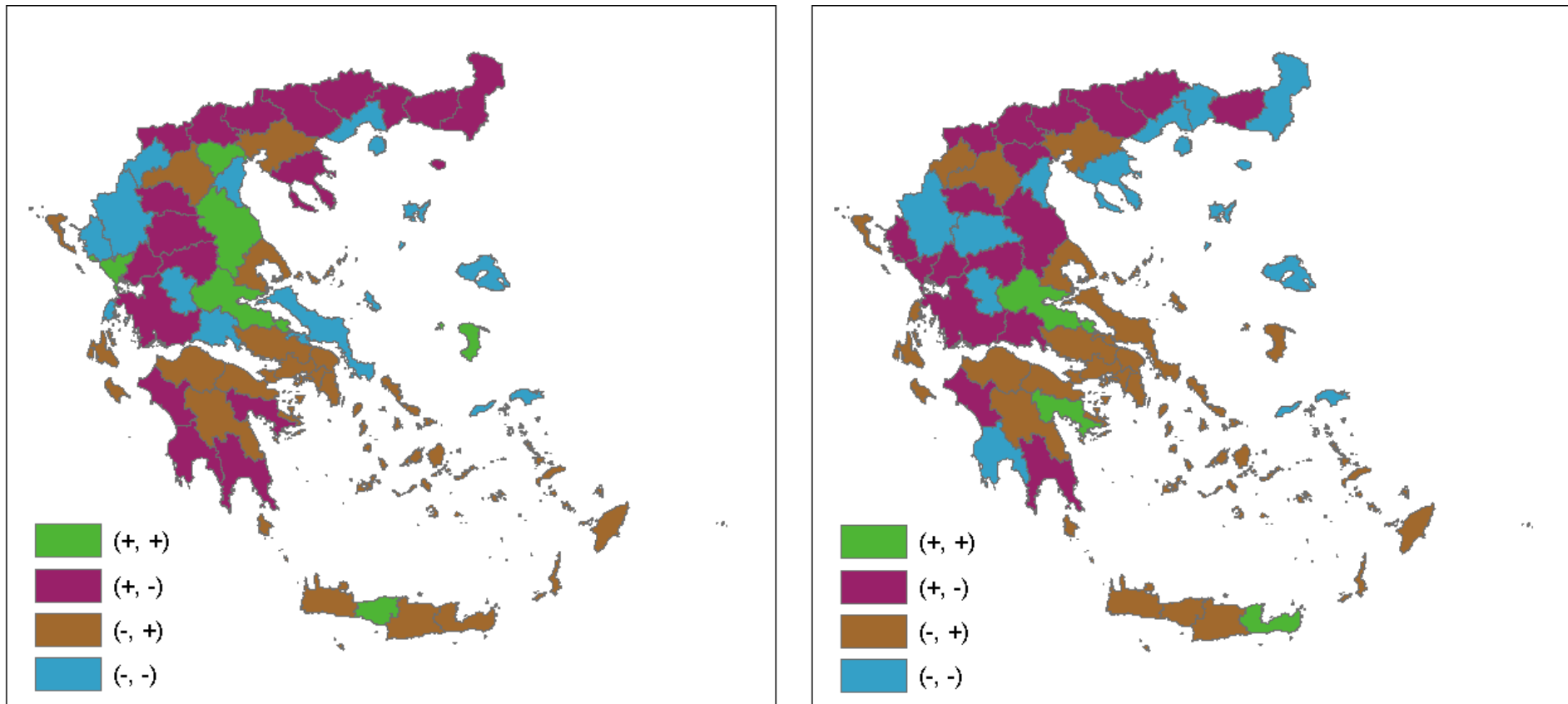
Πίνακας 5.4.10. Πίνακες μετάβασης του ζεύγους (x, y) όπου x:σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ και y: σχετικό μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής για τις ομάδες «υψηλής» και «χαμηλής» εξάρτησης από τις υπηρεσίες και για περίοδο μετάβασης α) 1 έτος, β) δύο έτη και γ) τρία έτη.

Υψηλό μερίδιο υπηρεσιών στην ακαθάριστη αξία παραγωγής						
t+1						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
†	A (+, +)	76.00%	12.00%	8.00%	4.00%	212.02%
	B (+, -)	9.68%	77.42%	0.00%	12.90%	14.90%
	Γ (-, +)	2.11%	0.00%	94.74%	3.16%	45.67%
	Δ (-, -)	0.00%	7.02%	10.53%	82.46%	27.40%
	∞	9.77%	11.78%	57.25%	21.20%	208
t+2						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
†	A (+, +)	72.73%	13.64%	9.09%	4.55%	12.09%
	B (+, -)	11.11%	66.67%	3.70%	18.52%	14.84%
	Γ (-, +)	2.47%	0.00%	93.83%	3.70%	44.51%
	Δ (-, -)	0.00%	11.54%	17.31%	71.15%	28.57%
	∞	9.74%	9.51%	64.79%	15.96%	
t+3						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
†	A (+, +)	68.42%	10.53%	15.79%	5.26%	12.18%
	B (+, -)	9.52%	66.67%	0.00%	23.81%	13.46%
	Γ (-, +)	2.90%	0.00%	94.20%	2.90%	44.23%
	Δ (-, -)	0.00%	17.02%	19.15%	63.83%	30.13%
	∞	9.15%	9.58%	68.18%	13.10%	
Χαμηλό μερίδιο υπηρεσιών στην ακαθάριστη αξία παραγωγής						
t+1						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
†	A (+, +)	68.42%	21.05%	10.53%	0.00%	9.5%
	B (+, -)	2.63%	92.11%	0.00%	5.26%	57%
	Γ (-, +)	2.17%	2.17%	93.48%	2.17%	23%
	Δ (-, -)	0.00%	14.29%	9.52%	76.19%	11.5%
	∞	6.23%	49.84%	30.17%	13.77%	
t+2						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
†	A (+, +)	58.82%	29.41%	5.88%	5.88%	9.71%
	B (+, -)	3.00%	87.00%	2.00%	8.00%	57.14%
	Γ (-, +)	5.00%	2.50%	90.00%	2.50%	22.86%
	Δ (-, -)	0.00%	27.78%	16.67%	55.56%	10.29%
	∞	7.51%	47.89%	33.13%	11.48%	
t+3						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
†	A (+, +)	46.67%	40.00%	6.67%	6.67%	10%
	B (+, -)	2.30%	85.06%	3.45%	9.20%	58%
	Γ (-, +)	9.09%	0.00%	90.91%	0.00%	22%
	Δ (-, -)	6.67%	26.67%	13.33%	53.33%	10%
	∞	9.51%	42.98%	37.69%	9.83%	

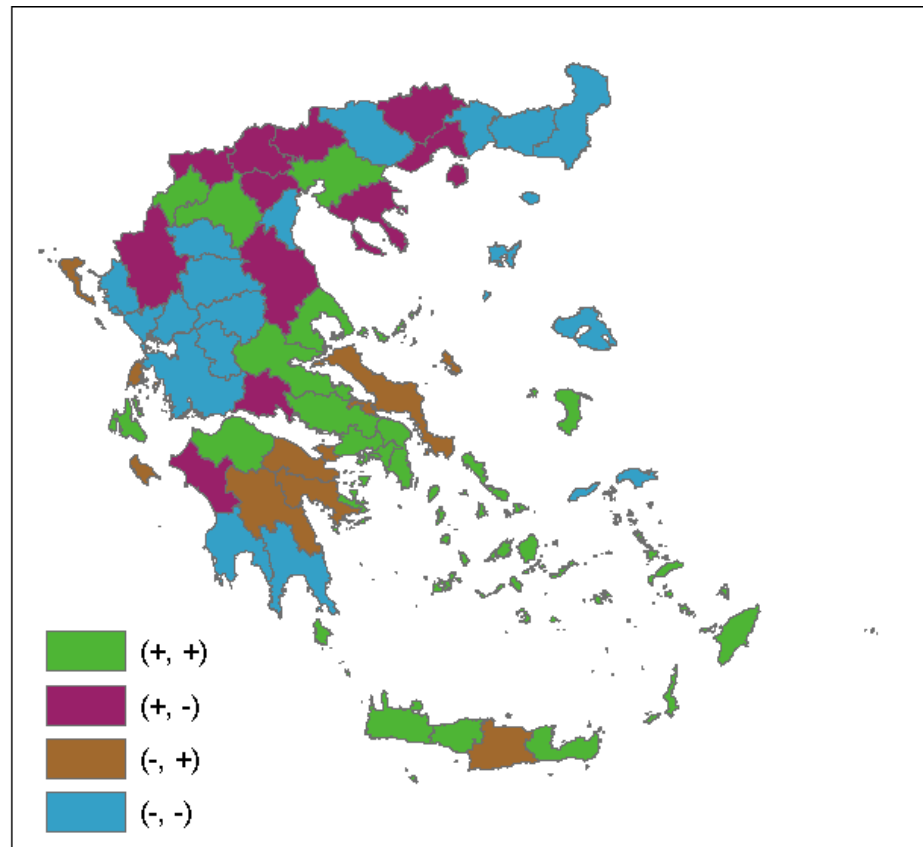
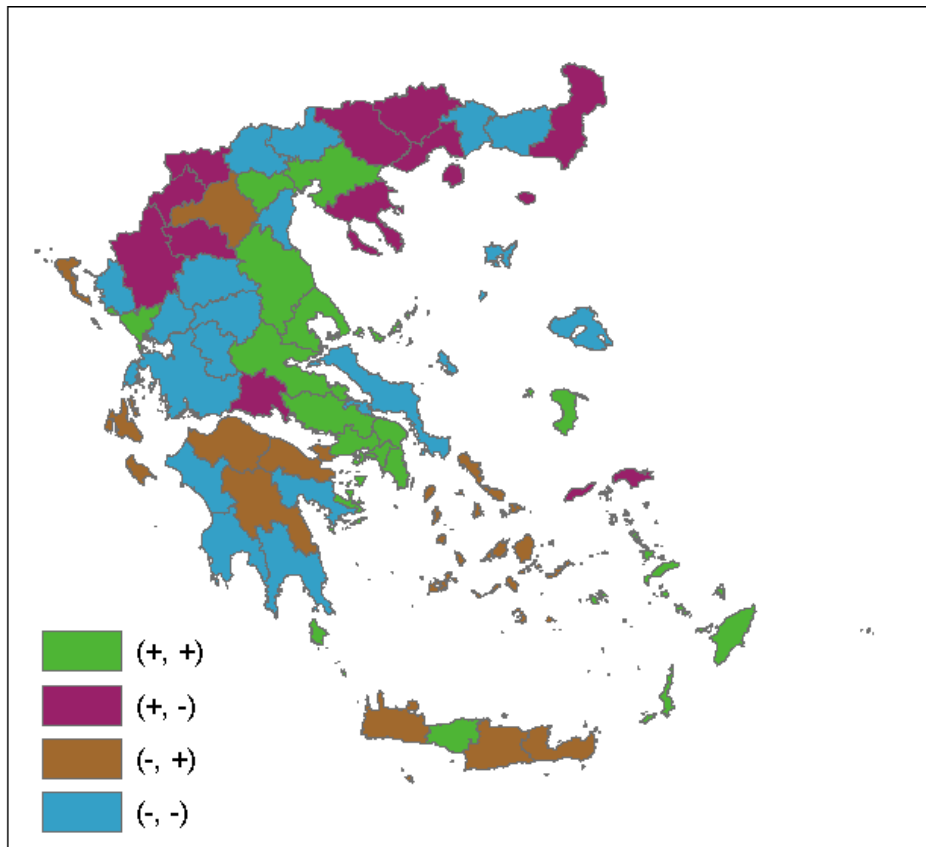
Πίνακας 5.4.11. Πίνακες μετάβασης του ζεύγους (x, z) όπου x:σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ και z: γεωργική παραγωγικότητα για τις ομάδες «υψηλής» και «χαμηλής» εξάρτησης από τις υπηρεσίες και για περίοδο μετάβασης α) 1 έτος, β) δύο έτη και γ) τρία έτη.

Υψηλό μερίδιο υπηρεσιών στην ακαθάριστη αξία παραγωγής						
t+1						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
+	A (+, +)	82.61%	4.35%	11.59%	1.45%	33.17%
	B (+, -)	24.00%	56.00%	0.00%	20.00%	12.02%
	Γ (-, +)	21.57%	3.92%	72.55%	1.96%	24.52%
	Δ (-, -)	0.00%	6.35%	4.76%	88.89%	30.29%
	∞	40.99%	9.92%	22.01%	27.09%	
t+2						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
+	A (+, +)	82.76%	6.90%	8.62%	1.72%	31.87%
	B (+, -)	29.17%	50.00%	0.00%	20.83%	13.19%
	Γ (-, +)	26.67%	2.22%	68.89%	2.22%	24.73%
	Δ (-, -)	1.82%	0.00%	9.09%	89.09%	30.22%
	∞	46.68%	7.35%	20.41%	25.56%	
t+3						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
+	A (+, +)	79.17%	8.33%	12.50%	0.00%	30.77%
	B (+, -)	33.33%	38.10%	0.00%	28.57%	13.46%
	Γ (-, +)	30.00%	2.50%	67.50%	0.00%	25.64%
	Δ (-, -)	0.00%	2.13%	8.51%	89.36%	30.13%
	∞	46.86%	8.00%	23.65%	21.49%	
Χαμηλό μερίδιο υπηρεσιών στην ακαθάριστη αξία παραγωγής						
t+1						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
+	A (+, +)	77.42%	12.90%	9.68%	0.00%	15.5%
	B (+, -)	3.23%	83.87%	0.00%	12.90%	31%
	Γ (-, +)	11.76%	2.94%	82.35%	2.94%	17%
	Δ (-, -)	0.00%	9.59%	4.11%	86.30%	36.5%
	∞	13.15%	34.93%	15.65%	36.27%	
t+2						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
+	A (+, +)	71.43%	21.43%	7.14%	0.00%	16%
	B (+, -)	5.66%	69.81%	0.00%	24.53%	30.29%
	Γ (-, +)	13.79%	3.45%	79.31%	3.45%	16.457%
	Δ (-, -)	0.00%	16.92%	7.69%	75.38%	37.14%
	∞	15.11%	32.19%	18.09%	34.61%	
t+3						
	A (+, +)	B (+, -)	Γ (-, +)	Δ (-, -)	Παρατηρήσεις (%)	
+	A (+, +)	69.57%	26.09%	4.35%	0.00%	15.33%
	B (+, -)	4.35%	67.39%	0.00%	28.26%	30.67%
	Γ (-, +)	16.00%	4.00%	80.00%	0.00%	16.67%
	Δ (-, -)	1.79%	17.86%	8.93%	71.43%	37.33%
	∞	16.16%	33.05%	18.11%	32.69%	

Χάρτης 5.4.1. Κατάσταση στην οποία ανήκουν οι νομοί το έτος 2000 (αριστερά) και το έτος 2008 (δεξιά), ανάλογα με το σχετικό μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και το σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ



Χάρτης 5.4.2. Κατάσταση στην οποία ανήκουν οι νομοί το έτος 2000 (αριστερά) και το έτος 2008 (δεξιά), ανάλογα με τη σχετική γεωργική παραγωγικότητα και το σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ



5.4.5. Ανάλυση συστάδων και εξέλιξη του δείκτη εντροπίας του Theil

Η ανάλυση της ενότητας αυτής περιλαμβάνει δύο στάδια. Κατά το πρώτο στάδιο πραγματοποιείται μία ανάλυση συστάδων με σκοπό την κατάταξη των νομών της Ελλάδας σε ομάδες «γεωργικότητας». Με τον όρο αυτό νοείται ο βαθμός της εξάρτησης της οικονομίας των νομών από τον γεωργικό τομέα. Το δεύτερο στάδιο περιλαμβάνει την ανάλυση του δείκτη εντροπίας του Theil σε επιμέρους αθροίσματα που προκύπτουν από τη συσταδοποίηση των νομών στις ομάδες γεωργικότητας.

Οι μεταβλητές που θα χρησιμοποιηθούν στην ανάλυση συστάδων είναι το μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και η μέση ετήσια μεταβολή του καθώς και το ποσοστό συμμετοχής των εργαζομένων στο γεωργικό τομέα ως προς το σύνολο του εργατικού δυναμικού και η μέση ετήσια μεταβολή του.

Από την ανάλυση κατά συστάδες προέκυψε το δενδρόγραμμα που παρουσιάζεται στο Γράφημα 5.4.5. Με βάση το δενδρόγραμμα αυτό καθώς και τον κανόνα των Duda-Hart, οι νομοί χωρίζονται σε 4 συστάδες⁷⁶. Οι νομοί που περιλαμβάνονται σε κάθε συστάδα, παρουσιάζονται και στον Πίνακα 5.4.12 καθώς και στο Χάρτη 5.4.3, ενώ τα περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών κάθε συστάδας παρουσιάζονται στον Πίνακα 5.4.13.

Στην ομάδα των νομών με το μεγαλύτερο βαθμό γεωργικότητας, περιλαμβάνονται νομοί των οποίων οι οικονομίες στηρίζονται σε μεγάλο βαθμό στον αγροτικό τομέα. Τόσο το μερίδιο συμμετοχής της γεωργίας όσο και το ποσοστό των εργαζομένων στον αγροτικό τομέα είναι κατά πολύ μεγαλύτερα από το μέσο όρο. Χαρακτηριστικά παραδείγματα τέτοιων νομών είναι η Αιτωλοακαρνανία και η Σέρρες. Στην αμέσως επόμενη ομάδα, περιλαμβάνονται νομοί των οποίων οι μέσοι όροι των μεταβλητών εξακολουθούν να είναι υψηλότεροι από τον εθνικό μέσο όρο. Χαρακτηριστικά παραδείγματα τέτοιων νομών είναι η Λάρισα και τα Τρίκαλα.

⁷⁶ Σύμφωνα με το κριτήριο του Duda/Hart (pseudo T-squared), ο βέλτιστος αριθμός συστάδων είναι 5. Όμως, με βάση το δενδρόγραμμα αλλά και τη διάθρωση των προτεινόμενων συστάδων, αποφασίστηκε η ενοποίηση των 2 εκ των 5 συστάδων και έτσι η χρησιμοποίηση 4 συστάδων.

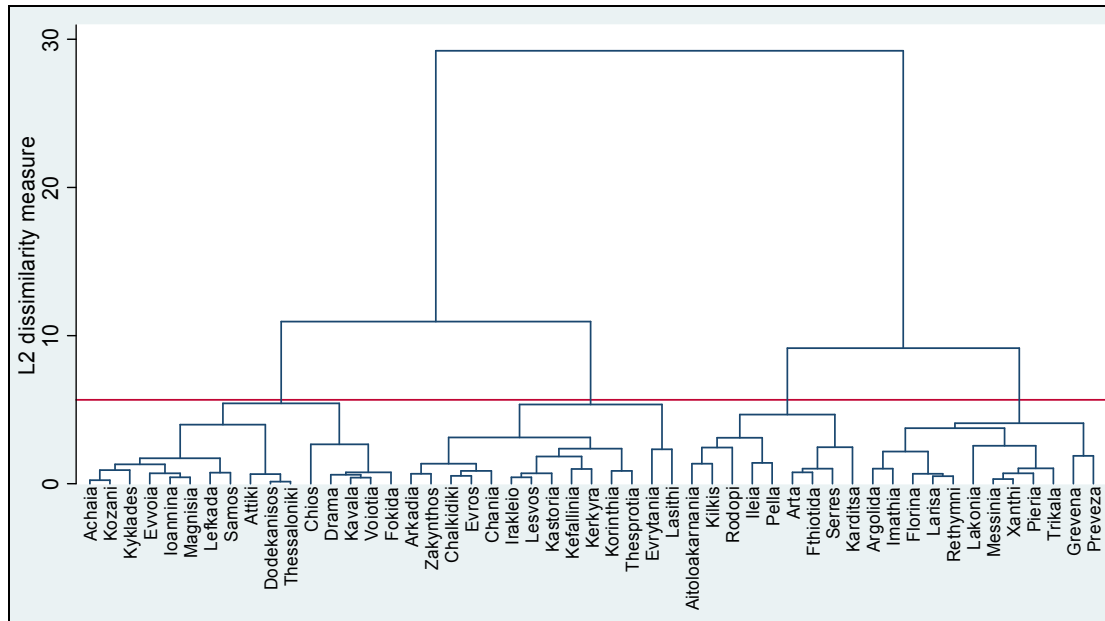
Πίνακας 5.4.12. Νομοί ανά συστάδα (βαθμός γεωργικότητας)

4	Αιτωλοακαρνανία, Άρτα, Φθιώτιδα, Ηλεία, Καρδίτσα, Κιλκίς, Πέλλα, Ροδόπη, Σέρρες
3	Αργολίδα, Φλώρινα, Γρεβενά, Ημαθία, Λακωνία, Λάρισα, Μεσσηνία, Πιερία, Πρέβεζα, Ρέθυμνο, Τρίκαλα, Ξάνθη
2	Αρκαδία, Χαλκιδική, Χανιά, Έβρος, Ευρυτανία, Ηράκλειο, Καστοριά, Κεφαλληνία, Κέρκυρα, Κορινθία, Λασιθί, Λέσβος, Θεσπρωτία, Ζάκυνθος
1	Αχαΐα, Αττική, Βοιωτία, Χίος, Δωδεκάνησα, Δράμα, Εύβοια, Φωκίδα, Ιωάννινα, Καβάλα, Κοζάνη, Κυκλάδες, Λευκάδα, Μαγνησία, Σάμος, Θεσσαλονίκη

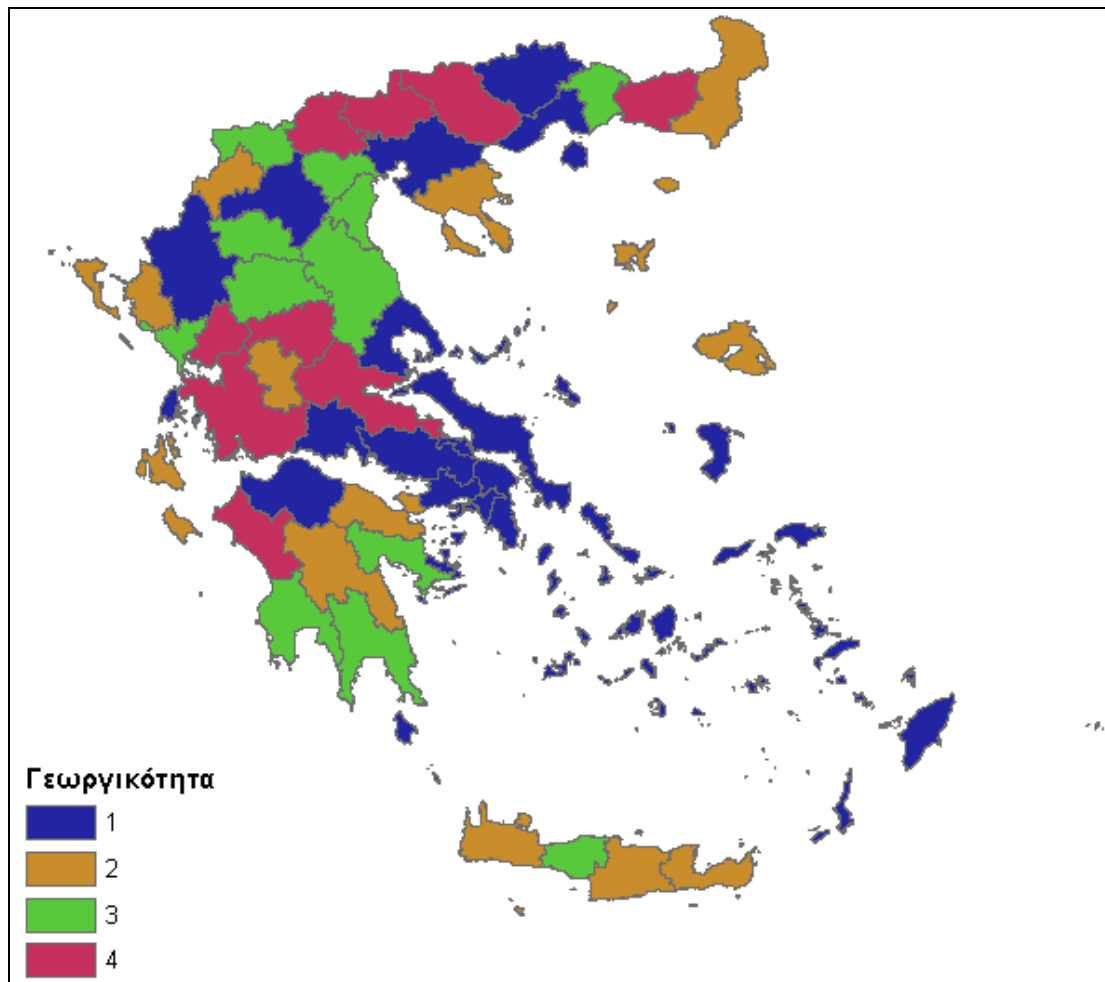
Πίνακας 5.4.13. Περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν για την ανάλυση συστάδων (μέσες τιμές της περιόδου 2000-2007).

Βαθμός Γεωργικότητας		Σύνολο Παρατηρήσεων: 51	Μέση τιμή	Τυπική απόκλιση	Ελάχιστο	Μέγιστο
		Σύνολο	Μερίδιο γεωργίας στην ΑΑΠ	0.094781	0.046355	0.0051
	Δ (μερίδιο γεωργίας σε ΑΑΠ)	-0.00747	0.004666	-0.02175	-0.00057	
	% εργαζομένων στο γεωργικό τομέα προς το εργατικό δυναμικό	0.239872	0.111535	0.008418	0.529315	
	Δ (% εργαζομένων στο γεωργικό τομέα προς το εργατικό δυναμικό)	-0.0098	0.009843	-0.04237	0.011729	
4	Σύνολο Παρατηρήσεων: 9	Μέση τιμή	Τυπική απόκλιση	Ελάχιστο	Μέγιστο	
	Μερίδιο γεωργίας στην ΑΑΠ	0.1559	0.0336	0.1208	0.2244	
	Δ (μερίδιο γεωργίας σε ΑΑΠ)	-0.0146	0.0033	-0.0218	-0.0106	
	% εργαζομένων στο γεωργικό τομέα προς το εργατικό δυναμικό	0.3630	0.0876	0.2563	0.5293	
	Δ (% εργαζομένων στο γεωργικό τομέα προς το εργατικό δυναμικό)	-0.0186	0.0094	-0.0347	-0.0060	
3	Σύνολο Παρατηρήσεων: 12	Μέση τιμή	Τυπική απόκλιση	Ελάχιστο	Μέγιστο	
	Μερίδιο γεωργίας στην ΑΑΠ	0.1234	0.0247	0.0911	0.1642	
	Δ (μερίδιο γεωργίας σε ΑΑΠ)	-0.0089	0.0026	-0.0144	-0.0053	
	% εργαζομένων στο γεωργικό τομέα προς το εργατικό δυναμικό	0.3082	0.0734	0.2261	0.4814	
	Δ (% εργαζομένων στο γεωργικό τομέα προς το εργατικό δυναμικό)	-0.0065	0.0079	-0.0152	0.0117	
2	Σύνολο Παρατηρήσεων: 14	Μέση τιμή	Τυπική απόκλιση	Ελάχιστο	Μέγιστο	
	Μερίδιο γεωργίας στην ΑΑΠ	0.0759	0.0208	0.0295	0.1147	
	Δ (μερίδιο γεωργίας σε ΑΑΠ)	-0.0051	0.0024	-0.0094	-0.0012	
	% εργαζομένων στο γεωργικό τομέα προς το εργατικό δυναμικό	0.2374	0.0561	0.1488	0.3142	
	Δ (% εργαζομένων στο γεωργικό τομέα προς το εργατικό δυναμικό)	-0.0151	0.0098	-0.0424	-0.0035	
1	Σύνολο Παρατηρήσεων: 16	Μέση τιμή	Τυπική απόκλιση	Ελάχιστο	Μέγιστο	
	Μερίδιο γεωργίας στην ΑΑΠ	0.0554	0.0292	0.0051	0.1078	
	Δ (μερίδιο γεωργίας σε ΑΑΠ)	-0.0045	0.0031	-0.0136	-0.0006	
	% εργαζομένων στο γεωργικό τομέα προς το εργατικό δυναμικό	0.1215	0.0539	0.0084	0.1967	
	Δ (% εργαζομένων στο γεωργικό τομέα προς το εργατικό δυναμικό)	-0.0027	0.0033	-0.0088	0.0033	

Γράφημα 5.4.5. Δενδρόγραμμα



Χάρτης 5.4.3. Αποτύπωση των νομών με βάση τη συστάδα στην οποία ανήκουν



Στην επόμενη ομάδα, ο μέσος όρος του μεριδίου συμμετοχής της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής είναι σχετικά χαμηλότερος από τον εθνικό μέσο όρο, ενώ το ποσοστό των εργαζομένων στον τομέα της γεωργίας είναι σχεδόν στα ίδια επίπεδα με τον εθνικό μέσο. Στα μέσα επίπεδα βρίσκονται και οι μέσες ετήσιες μεταβολές των δύο προαναφερόμενων μεγεθών. Χαρακτηριστικά παραδείγματα νομών που ανήκουν σε αυτήν την ομάδα γεωργικότητας είναι η Χαλκιδική και το Ηράκλειο.

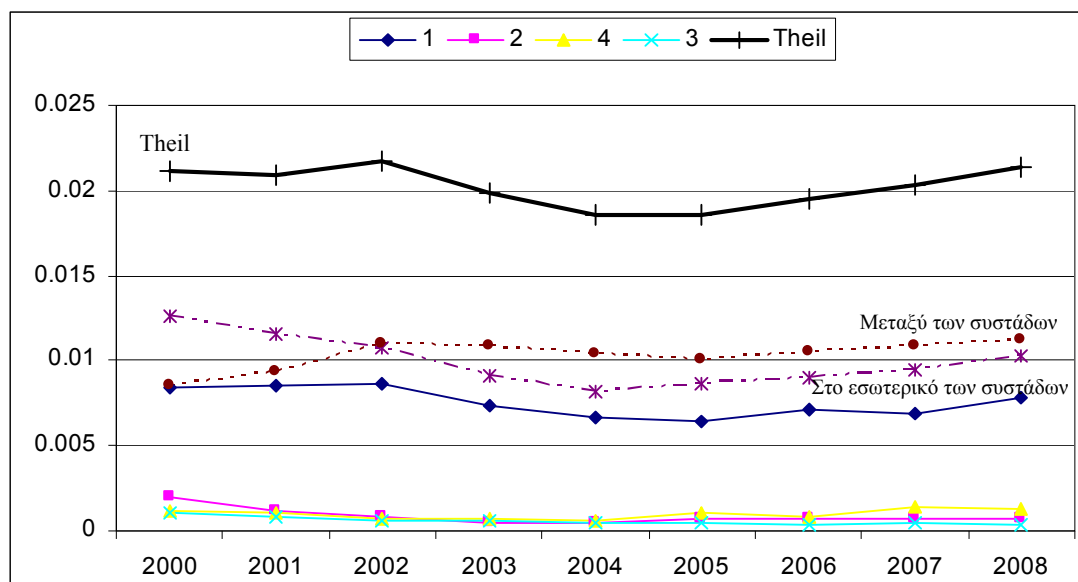
Τέλος, στην ομάδα των νομών με το χαμηλότερο επίπεδο γεωργικότητας, τα μέσα επίπεδα του μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και του ποσοστού εργαζομένων στο γεωργικό τομέα, βρίσκονται σε πολύ χαμηλότερα επίπεδα σε σχέση με τον εθνικό μέσο όρο. Χαρακτηριστικά παραδείγματα νομών της ομάδας αυτής είναι πέραν των προφανών νομών της Αττικής και της Βοιωτίας, οι νομοί Δωδεκανήσων και Κοζάνης.

Τα αποτελέσματα του δείκτη Theil, παρουσιάζονται στο Γράφημα 5.4.6 και στον Πίνακα 5.4.14. Όπως φαίνεται, αρχικά (μέχρι και το 2002), η ανισοκατανομή οφείλεται κυρίως στη διακύμανση στο εσωτερικό των συστάδων. Στα επόμενα χρόνια όμως, η διακύμανση μεταξύ των συστάδων είναι ελαφρώς μεγαλύτερη. Επιπλέον, η διακύμανση στο εσωτερικό των συστάδων προέρχεται κυρίως από τη συστάδα των νομών χαμηλής γεωργικότητας (βαθμός 1), ενώ η επίδραση των υπόλοιπων συστάδων στη διακύμανση είναι ουσιαστικά αμελητέα. Ενδεικτικό της μεγάλης διακύμανσης στην ομάδα με το μικρότερο βαθμό γεωργικότητας είναι ότι κατά το έτος 2000, η διακύμανση στο εσωτερικό της παραπάνω ομάδας ήταν όμοια με τη συνολική διακύμανση μεταξύ των συστάδων.

Το γεγονός αυτό δείχνει ότι ο βαθμός γεωργικότητας συνδέεται αρνητικά με την ανισοκατανομή του κατά κεφαλήν εισοδήματος στους νομούς της Ελλάδας. Οι νομοί των οποίων οι οικονομίες δεν εξαρτώνται από τη γεωργία, είναι αυτοί οι οποίοι κατά κύριο λόγο συμβάλλουν στην προκύπτουσα περιφερειακή ανισοκατανομή των κατά κεφαλήν εισοδημάτων. Από την άλλη πλευρά, οι νομοί με μεγαλύτερο βαθμό γεωργικότητας δεν έχουν μεγάλη συμμετοχή στην αύξηση της ανισοκατανομής του κατά κεφαλήν εισοδήματος. Σε αυτό συμβάλλει σημαντικά το γεγονός ότι η αύξηση του βαθμού γεωργικότητας συνδέεται με μείωση του κατά κεφαλήν εισοδήματος. Έτσι, «πλούσιοι» νομοί τείνουν να έχουν μικρό βαθμό «γεωργικότητας» και αντίστροφα. Ενώ λοιπόν από την ανάλυση συμπεραίνεται ότι η αύξηση της

γεωργικότητας θα μπορούσε να συμβάλει στην περιφερειακή σύγκλιση των νομών της Ελλάδας, από αναπτυξιακής άποψης, το γεγονός αυτό δεν είναι επιθυμητό, αφού θα συμβάδιζε με μείωση του εθνικού μέσου όρου του κατά κεφαλήν εισοδήματος, ως άμεση συνέπεια της σύγκλισης των οικονομιών (σύγκλιση «προς τα κάτω»).

Γράφημα 5.4.6. Διαχρονική εξέλιξη του δείκτη εντροπίας του Theil και των επιμέρους συστατικών του στοιχείων.



Πίνακας 5.4.14. Συμμετοχή των συστάδων στο δείκτη εντροπίας του Theil και των επιμέρους συστατικών του στοιχείων.

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Theil	0.0211	0.0209	0.0217	0.0199	0.0186	0.0186	0.0196	0.0203	0.0214
Συστάδες									
1	0.0084	0.0085	0.0086	0.0073	0.0066	0.0064	0.0071	0.0068	0.0079
2	0.0020	0.0011	0.0008	0.0005	0.0005	0.0007	0.0007	0.0007	0.0007
3	0.0011	0.0008	0.0006	0.0006	0.0005	0.0005	0.0004	0.0005	0.0004
4	0.0012	0.0010	0.0007	0.0006	0.0006	0.0010	0.0008	0.0014	0.0013
Μέσα στις συστάδες	0.0126	0.0115	0.0107	0.0091	0.0082	0.0086	0.0090	0.0095	0.0102
Μεταξύ των συστάδων	0.0085	0.0094	0.0110	0.0108	0.0104	0.0100	0.0105	0.0108	0.0112

5.4.6. Σύνοψη αποτελεσμάτων

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάστηκαν αναλύσεις οι οποίες επιχειρούν να διερευνήσουν το ρόλο του γεωργικού τομέα στη διαδικασία περιφερειακής ανάπτυξης και σύγκλισης. Η πρώτη και η δεύτερη ανάλυση αφορούν την παλινδρόμηση της επαυξημένης εξίσωσης β-σύγκλισης με παραμετρικό και με μη παραμετρικό τρόπο αντίστοιχα. Ως ερμηνευτικές μεταβλητές χρησιμοποιήθηκαν, πέραν του αρχικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ, το μερίδιο της γεωργίας και των υπηρεσιών στην ακαθάριστη αξία παραγωγής καθώς και η παραγωγικότητα του τομέα της γεωργίας και των υπηρεσιών.

Τα αποτελέσματα των αναλύσεων αυτών αναδεικνύουν την ύπαρξη περιφερειακής υπό συνθήκη β-σύγκλισης. Πέραν του κατά κεφαλήν εισοδήματος στην αρχική κατάσταση, η παραμετρική παλινδρόμηση αναδεικνύει ως στατιστικά σημαντικούς τους συντελεστές του μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και της παραγωγικότητας του τομέα των υπηρεσιών. Τα αποτελέσματα αυτά συμφωνούν με τους Stegman και McKibbin (2005) καθώς και με τους Πετράκο και Ψυχάρη (2004), σύμφωνα με τους οποίους, νομοί με μεγάλη εξάρτηση από τον πρωτογενή τομέα δεν έχουν ευνοϊκές προοπτικές ανάπτυξης.

Από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει επίσης ότι μία διαρθρωτική μεταβολή της οικονομίας των νομών με έντονο γεωργικό χαρακτήρα, με έμφαση προς δραστηριότητες που αφορούν τον τομέα των υπηρεσιών, θα μπορούσε να δώσει μεγάλη ώθηση στην ανάπτυξή τους. Με δεδομένο ότι οι οικονομίες αυτές έχουν χαμηλό εισόδημα σε σχέση με το μέσο όρο, η παραπάνω διαδικασία θα μπορούσε να συμβάλλει θετικά στην περιφερειακή σύγκλιση.

Η μη παραμετρική παλινδρόμηση παράγει παρόμοιες σχέσεις με αυτές που προκύπτουν από το μοντέλο πάνελ χρονικών επιδράσεων ενώ απορρίπτει τις ατομικές επιδράσεις αλλά και τη συμμετοχή του μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής ως μη στατιστικά σημαντικές μεταβλητές. Επιπλέον, αξίζει να σημειωθεί ότι τα αποτελέσματα της ανάλυσης αυτής δεν υποστηρίζουν την ύπαρξη σημαντικών μη γραμμικών σχέσεων μεταξύ της εξαρτημένης και των ανεξάρτητων ερμηνευτικών μεταβλητών.

Η επόμενη ανάλυση αφορά την κατασκευή δύο δεσμευμένων κατανομών του κατά κεφαλήν ΑΕΠ με δεδομένες τις αρχικές τιμές του μεριδίου συμμετοχής της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και με δεδομένη γεωργική παραγωγικότητα.

Επιπλέον, για να διαχωριστεί η επίδραση του τομέα των υπηρεσιών, οι νομοί χωρίστηκαν σε δύο κατηγορίες ανάλογα με την εξάρτηση της οικονομίας τους από τον τομέα αυτό («υψηλή» και «χαμηλή» εξάρτηση). Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχει μία έντονη, ουσιαστικά γραμμική, αρνητική συσχέτιση μεταξύ του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ και του μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής. Συνεπώς, αυξημένο μερίδιο συμμετοχής της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής συνυπάρχει με μειωμένο κατά κεφαλήν ΑΕΠ και αντίστροφα.

Όμως η σχέση αυτή παύει να υφίσταται στο μεγαλύτερο τμήμα της κατανομής στην ομάδα νομών «υψηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών. Στην ομάδα «χαμηλής» εξάρτησης από τις υπηρεσίες, οι δύο μεταβλητές επανεμφανίζουν κάποια σημάδια αρνητικής γραμμικής σχέσης, ενώ υπάρχει και μία έντονη μετατόπιση προς τα κάτω, δηλαδή σε χαμηλά επίπεδα κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

Στην περίπτωση της δεσμευμένης κατανομής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ με δεδομένο επίπεδο γεωργικής παραγωγικότητας, η κατάσταση παρουσιάζεται περισσότερο περίπλοκη. Η υψηλή σχετική γεωργική παραγωγικότητα δεν φαίνεται να συνδέεται με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ, ενώ η χαμηλή παραγωγικότητα συνυπάρχει με χαμηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Η σχέση μεταξύ των δύο μεγεθών δεν είναι γραμμική, ενώ παράλληλα παρατηρούνται και δικόρυφες κατανομές, όταν η γεωργική παραγωγικότητα είναι ιδιαίτερα υψηλή ή ιδιαίτερα χαμηλή.

Στην ομάδα «υψηλής» εξάρτησης από τις υπηρεσίες, εμφανίζεται μία προφανής θετική σχέση μεταξύ του κατά κεφαλήν ΑΕΠ και της γεωργικής παραγωγικότητας, σε όλη τη περιοχή της κατανομής, εκτός από τις περιοχές μεγάλων αποκλίσεων από το μέσο όρο (είτε θετικών είτε αρνητικών). Από την άλλη πλευρά, στην ομάδα «χαμηλής» εξάρτησης, η θετική σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών έχει μικρότερη ένταση. Τέλος, παρουσιάζονται και πολλές περιπτώσεις διπολικών κατανομών σε περιοχές υψηλής γεωργικής παραγωγικότητας. Οι δευτερεύουσες κορυφές, αναδεικνύουν την ύπαρξη πολλών περιοχών όπου η υψηλή γεωργική παραγωγικότητα συνυπάρχει με υψηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

Η τέταρτη κατά σειρά ανάλυση, αφορά την εκτίμηση δύο πινάκων μετάβασης. Σε κάθε έναν από αυτούς οι καταστάσεις προσδιορίζονται ανάλογα με τις θετικές ή αρνητικές αποκλίσεις από το μέσο του κατά κεφαλήν ΑΕΠ και ενός εκ των δύο γεωργικών δεικτών που χρησιμοποιήθηκαν στην προηγούμενη ανάλυση. Έτσι, κάθε

πίνακας μετάβασης περιλαμβάνει τέσσερις καταστάσεις. Η ανάλυση αυτή έχει ως σκοπό να αναδείξει την κινητικότητα μεταξύ των καταστάσεων καθώς και τη μακροπρόθεσμη (εργοδική) κατανομή των παρατηρήσεων στις καταστάσεις αυτές. Όπως και στην προηγούμενη ανάλυση, κατασκευάστηκαν επιπλέον πίνακες μετάβασης με βάση τις ομάδες νομών «υψηλής» και «χαμηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών.

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης αυτής δείχνουν ότι η κινητικότητα μεταξύ των καταστάσεων δεν είναι ιδιαίτερα σημαντική και στους δύο βασικούς πίνακες. Η μεγαλύτερη στασιμότητα παρατηρείται στην κατάσταση όπου συνυπάρχει μικρό σχετικό μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και μεγάλο σχετικό κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Συνεπώς, η ύπαρξη υψηλού μεριδίου της γεωργίας στην ΑΑΠ ενός νομού δεν ευνοεί την αύξηση του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ και κατ' επέκταση συνεπώς τη διαδικασία περιφερειακής σύγκλισης, αλλά μάλλον την περιφερειακή απόκλιση. Από την μελέτη της εργοδικής κατανομής συνάγεται ότι είναι δύσκολο για την οικονομία ενός νομού να παρουσιάζει αυξημένο μερίδιο της γεωργίας στην ΑΑΠ και ταυτόχρονα να έχει και μεγάλο σχετικό κατά κεφαλήν εισόδημα. Η αναπτυξιακή διαδικασία φαίνεται δηλαδή να συμπεριλαμβάνει σαν αναγκαίο βήμα την απεξάρτηση της οικονομίας από τη γεωργία.

Από τους αντίστοιχους πίνακες μετάβασης που προκύπτουν μετά τον διαχωρισμό των νομών σε ομάδες «υψηλής και «χαμηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών, αναδεικνύεται και η σημασία του τομέα αυτού στην οικονομία των νομών της Ελλάδας. Υψηλή εξάρτηση ευνοεί την κατάσταση υψηλού κατά κεφαλήν εισοδήματος και χαμηλού μεριδίου της γεωργίας, ενώ χαμηλή εξάρτηση ευνοεί την κατάσταση υψηλού σχετικού μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και χαμηλού σχετικού ΑΕΠ ανά κεφαλή.

Αναφορικά με τη γεωργική παραγωγικότητα, το επίπεδό της συνδέεται θετικά με το μέγεθος του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Προς αυτήν την κατεύθυνση είναι και τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εξέταση της εργοδικής κατανομής. Οι βασικές διαφοροποιήσεις που προκύπτουν από το διαχωρισμό των νομών με βάση την εξάρτησή τους από τον τομέα των υπηρεσιών αφορούν τη συμμετοχή των καταστάσεων στην εργοδική κατανομή. Έτσι, στην ομάδα «υψηλής» εξάρτησης από τις υπηρεσίες, η κατάσταση όπου συνυπάρχει υψηλή γεωργική παραγωγικότητα και υψηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ κυριαρχεί έναντι των υπολοίπων καταστάσεων.

Από την άλλη πλευρά, όταν ο πίνακας μετάβασης κατασκευάζεται μόνο με βάση τους νομούς «χαμηλής» εξάρτησης, το αποτέλεσμα που προκύπτει ξεφεύγει από το γενικό συμπέρασμα ότι οι καταστάσεις που υπερτερούν στην εργοδική κατανομή είναι αυτές με ομόσημη απόκλιση από το μέσο όρο των δύο υπό ανάλυση μεταβλητών. Το γεγονός αυτό, αναδεικνύει και τη σημασία του τομέα των υπηρεσιών. Χαμηλή συμμετοχή του τομέα αυτού σε μία οικονομία προωθεί τις καταστάσεις εκείνες όπου το κατά κεφαλήν ΑΕΠ βρίσκεται κάτω από το μέσο όρο.

Η τελευταία ανάλυση διαφοροποιείται πλήρως σε σχέση με τις προηγούμενες και περιλαμβάνει δύο στάδια. Το πρώτο στάδιο αφορά τη εφαρμογή της ανάλυσης συστάδων για το διαχωρισμό των νομών σε ομάδες διαφορετικού βαθμού «γεωργικότητας» ανάλογα με την εξάρτηση της οικονομίας τους από τη γεωργία. Σε δεύτερο στάδιο η ανάλυση του δείκτη εντροπίας του Theil, επιμερίζει τη διαχρονική διακύμανση των παρατηρήσεων σε επιμέρους αθροίσματα με βάση τις προκύπτουσες συστάδες από την πρώτη ανάλυση. Έτσι, η διακύμανση χωρίζεται σε αυτήν που παρατηρείται στο εσωτερικό των συστάδων και σε αυτήν που παρατηρείται μεταξύ των συστάδων. Με τον τρόπο αυτό, μπορεί να αναδειχθεί ο βαθμός κατά τον οποίο η γεωργικότητα των νομών συνεισφέρει στην ανισοκατανομή του κατά κεφαλήν εισοδήματος.

Η ανάλυση συστάδων οδήγησε στο σχηματισμό τεσσάρων ομάδων. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν από τα επιμέρους αθροίσματα του δείκτη Theil δείχνουν ότι στην αρχή της περιόδου 2000-2008, η ανισοκατανομή που οφείλεται στη διακύμανση μεταξύ των συστάδων ήταν μικρότερη από αυτή που οφείλεται στη διακύμανση στο εσωτερικό των συστάδων. Στα επόμενα χρόνια όμως, η διακύμανση μεταξύ των συστάδων είναι ελαφρώς μεγαλύτερη. Επιπλέον, η διακύμανση στο εσωτερικό των συστάδων προέρχεται κυρίως από τη συστάδα των νομών χαμηλής γεωργικότητας (βαθμός 1), ενώ η επίδραση των υπόλοιπων ομάδων «γεωργικότητας» στη διακύμανση είναι ουσιαστικά αμελητέα.

Το γεγονός αυτό δείχνει ότι ο βαθμός γεωργικότητας συνδέεται αρνητικά με την ανισοκατανομή του κατά κεφαλήν εισοδήματος στους νομούς της Ελλάδας. Οι νομοί των οποίων οι οικονομίες δεν εξαρτώνται από τη γεωργία, είναι αυτοί οι οποίοι κατά κύριο λόγο συμβάλλουν στην ανισοκατανομή των κατά κεφαλήν εισοδημάτων ενώ οι νομοί με μεγαλύτερο βαθμό γεωργικότητας δεν έχουν μεγάλη συμμετοχή στην ανισοκατανομή του κατά κεφαλήν εισοδήματος. Στο γεγονός αυτό συμβάλλει το ότι,

η αύξηση του βαθμού γεωργικότητας συνδέεται με μείωση του κατά κεφαλήν εισοδήματος. Έτσι, «πλούσιοι» νομοί τείνουν να έχουν μικρό βαθμό «γεωργικότητας» και αντίστροφα. Συνεπώς, ενώ από την ανάλυση συμπεραίνεται ότι η αύξηση της γεωργικότητας θα μπορούσε να συμβάλλει στην περιφερειακή σύγκλιση των νομών της Ελλάδας, από αναπτυξιακής άποψης, το γεγονός αυτό δεν είναι επιθυμητό, αφού θα συμβάδιζε με μείωση του εθνικού μέσου όρου του κατά κεφαλήν εισοδήματος, ως άμεση συνέπεια της σύγκλισης των οικονομιών (σύγκλιση «προς τα κάτω»).

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα των αναλύσεων του παρόντος κεφαλαίου, αναδεικνύεται η έντονη αρνητική σχέση που υπάρχει μεταξύ της συμμετοχής της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής κάθε νομού και της μεταβολής του κατά κεφαλήν εισοδήματός του. Βέβαια, η ένταση της σχέσης αυτής καθώς και οι επιμέρους παράμετροι που τη χαρακτηρίζουν, διαφέρουν ανάλογα με την εκάστοτε μεθοδολογική προσέγγιση. Η αντίστοιχη σχέση μεταξύ της γεωργικής παραγωγικότητας και της μεταβολής του κατά κεφαλήν εισοδήματος δεν είναι τόσο προφανής, αν και σε γενικές γραμμές μπορεί να χαρακτηριστεί ως θετική. Όπως και στην προηγούμενη περίπτωση η ένταση και τα επιμέρους χαρακτηριστικά στοιχεία της σχέσης αυτής διαφέρουν ανάλογα με τη μέθοδο που χρησιμοποιείται. Όσον αφορά το βαθμό γεωργικότητας, αν και αυτός σχετίζεται αρνητικά με την ανισοκατανομή του εισοδήματος, δε σχετίζεται θετικά με την οικονομική μεγέθυνση. Τέλος, από τις αναλύσεις του κεφαλαίου αυτού αναδεικνύεται και η έντονα θετική επίδραση του τομέα των υπηρεσιών στην ανάπτυξη και ιδιαίτερα του ρόλου του μεριδίου συμμετοχής των υπηρεσιών στην ακαθάριστη αξία παραγωγής.

6. Συμπεράσματα

Την τελευταία 20ετία, η περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα έχει γίνει αντικείμενο συζήτησης σε πολιτικό επίπεδο αλλά και σε επίπεδο εμπειρικής έρευνας. Τα αποτελέσματα της εμπειρικής έρευνας, ανάλογα με το είδος και το χωρικό επίπεδο ανάλυσης που χρησιμοποιείται (περιφέρειες ή νομοί), καταλήγουν πολλές φορές σε αντικρουόμενα συμπεράσματα. Παρόλα αυτά, είναι γεγονός ότι οι περιφερειακές ανισότητες έχουν εδραιωθεί στην Ελλάδα, ως αποτέλεσμα πλήθους κοινωνικοοικονομικών, ιστορικών και γεωγραφικών παραγόντων.

Η ελληνική οικονομία, βασίζεται σε σημαντικό βαθμό στον γεωργικό τομέα. Όμως, παρά τη μεγάλη σημασία του, ο ρόλος του γεωργικού τομέα στην περιφερειακή σύγκλιση στην Ελλάδα, δεν έχει μελετηθεί επαρκώς. Συνήθως, οι αναφορές στον γεωργικό τομέα σε μελέτες σύγκλισης, προκύπτουν συμπληρωματικά, μέσω της διερεύνησης της επίδρασης των τομέων της περιφερειακής οικονομίας στην περιφερειακή ανάπτυξη. Το γενικό συμπέρασμα που προκύπτει από τις μελέτες αυτές είναι ότι η αυξημένη εξάρτηση της οικονομίας από το γεωργικό τομέα, συνδέεται με χαμηλούς ρυθμούς ανάπτυξης και κατά συνέπεια, συνδέεται αρνητικά με την τάση σύγκλισης των κατά κεφαλήν εισοδημάτων. Παρόλα αυτά, αναδεικνύεται επίσης ότι η αυξημένη παραγωγικότητα και η ύπαρξη καινοτομίας στην αγροτική παραγωγή μπορούν να συμβάλλουν θετικά στην περιφερειακή ανάπτυξη.

Αντικείμενο μελέτης στην παρούσα διδακτορική διατριβή αποτελεί η περιφερειακή οικονομική σύγκλιση στην Ελλάδα. Συγκεκριμένα η μελέτη επιχειρεί να απαντήσει σε δύο βασικά ερωτήματα. Το πρώτο αφορά στην ύπαρξη σύγκλισης των κατά κεφαλήν ΑΕΠ των νομών της Ελλάδας και τη δυναμική της, ενώ το δεύτερο αφορά στο ρόλο που διαδραματίζει ο γεωργικός τομέας στο φαινόμενο αυτό.

Προκειμένου να δοθεί απάντηση στο πρώτο ερώτημα, οι μεθοδολογίες που εφαρμόζονται παρεκκλίνουν από τα συνηθισμένα μεθοδολογικά πλαίσια της πλειοψηφίας των ερευνών που έχουν πραγματοποιηθεί στον Ελλαδικό χώρο. Οι μεθοδολογίες αυτές προσπαθούν να εμβαθύνουν στο φαινόμενο της σύγκλισης, αναδεικνύοντας πλευρές του φαινομένου που αγνοούνται από τις παραδοσιακές προσεγγίσεις, όπως τη μορφή και τη δυναμική εξέλιξης των κατανομών του κατά κεφαλήν εισοδήματος στο πέρασμα του χρόνου. Στηριζόμενες σε μη παραμετρικές προσεγγίσεις οι οποίες βασίζονται σε λιγότερες υποθέσεις, οι αναλύσεις αυτές

συνήθως ξεφεύγουν από την παραδοσιακή στατιστική και οικονομετρία. Με τον τρόπο αυτό αλλά και με την παράκαμψη πολλών μειονεκτημάτων και περιορισμών των παραδοσιακών παραμετρικών προσεγγίσεων, μπορούν να φωτίσουν διαφορετικές πλευρές της διαδικασίας της περιφερειακής σύγκλισης και να προσφέρουν έτσι μία πιο ολοκληρωμένη εικόνα του φαινομένου.

Έτσι, η παρούσα διδακτορική διατριβή χρησιμοποιεί, παράλληλα με τα παραδοσιακά μοντέλα σύγκλισης, ορισμένες από τις προτεινόμενες από την πρόσφατη διεθνή βιβλιογραφία μη παραμετρικές προσεγγίσεις. Η επιλογή των προσεγγίσεων αυτών πραγματοποιήθηκε με βάση την καταλληλότητά τους αλλά και με τη συμβατότητα με το είδος και το μέγεθος των διαθέσιμων στοιχείων και δεδομένων. Επίσης, για τη διερεύνηση του ρόλου της γεωργίας στη διαδικασία περιφερειακής σύγκλισης, εφαρμόζονται τόσο παραμετρικές όσο και μη παραμετρικές στατιστικές και οικονομετρικές προσεγγίσεις.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για τη μελέτη της οικονομικής σύγκλισης και του ρόλου του γεωργικού τομέα, αφορούν το κατά κεφαλήν ΑΕΠ ανά νομό στην Ελλάδα για την περίοδο 2000-2008. Οι συνεχείς αναθεωρήσεις του ΑΕΠ κατά τις τελευταίες δεκαετίες δεν επέτρεψαν τη δημιουργία μίας συνεπούς χρονοσειράς σε επίπεδο νομών, η οποία θα κάλυπτε τα έτη πριν το 2000. Ως ερμηνευτικές μεταβλητές χρησιμοποιούνται επίσης το μερίδιο της γεωργίας και των υπηρεσιών στην ακαθάριστη αξία παραγωγής κάθε νομού καθώς και η παραγωγικότητα της γεωργίας και των υπηρεσιών, σε όρους ακαθάριστης αξίας παραγωγής ανά απασχολούμενο.

Οι αναλύσεις παρουσιάζονται σε τρεις ενότητες. Στην πρώτη και στη δεύτερη ενότητα επιχειρείται η διερεύνηση της ύπαρξης περιφερειακής σύγκλισης με τη χρήση παραμετρικών και μη παραμετρικών μεθοδολογιών αντίστοιχα. Στην τρίτη ενότητα, τόσο παραμετρικές όσο και μη παραμετρικές μεθοδολογίες χρησιμοποιούνται για την ανάδειξη του ρόλου του γεωργικού τομέα στο φαινόμενο της περιφερειακής ανάπτυξης και σύγκλισης.

Σε αυτό το σημείο πρέπει να τονιστεί ότι η χρήση μίας πληθώρας μεθοδολογιών για τη μελέτη της περιφερειακής σύγκλισης και του ρόλου του γεωργικού τομέα έχει ως σκοπό την ολοκληρωμένη προσέγγιση του φαινομένου. Οι μεθοδολογίες αυτές εξετάζουν το ίδιο ζήτημα υπό διαφορετικό πρίσμα, προσφέροντας έτσι μία διαφορετική οπτική. Έτσι, η κάθε μεθοδολογική προσέγγιση αναδεικνύει διαφορετικά

χαρακτηριστικά της κατανομής των κατά κεφαλήν εισοδημάτων και της εξέλιξής της στο πέρασμα του χρόνου. Συνεπώς, η συνδυασμένη μελέτη των προσεγγίσεων αυτών προσφέρει μία πληρέστερη εικόνα του ζητήματος.

Της διεξαγωγής όλων των παραπάνω αναλύσεων, προηγείται η εξέταση των δεδομένων του κατά κεφαλήν εισοδήματος ως προς την ύπαρξη χωρικής συσχέτισης. Η ύπαρξη αυτού του είδους της συσχέτισης, διαστρεβλώνει τα αποτελέσματα των στατιστικών μεθόδων και των μεθόδων παλινδρόμησης και για το λόγο αυτό πρέπει να λαμβάνεται υπ' όψιν και να αντιμετωπίζεται κατάλληλα. Οι τιμές της στατιστικής I του Moran, αν και είναι αρκετά υψηλές, δεν είναι στατιστικά σημαντικές και συνεπώς δεν προκύπτει η ύπαρξη στατιστικά σημαντικής χωρικής συσχέτισης. Παρόλα αυτά, μπορούν να διακριθούν περιοχές οι οποίες παρουσιάζουν μία μόνιμη θετική ή αρνητική χωρική συσχέτιση καθ' όλη τη διάρκεια της περιόδου 2000-2008. Οι περιπτώσεις αυτές αναδεικνύουν την ύπαρξη θετικών και αρνητικών πόλων ανάπτυξης αλλά και νησίδων ανάπτυξης, περιοχών δηλαδή με υψηλά επίπεδα κατά κεφαλήν εισοδήματος οι οποίες περιβάλλονται από νομούς με χαμηλά επίπεδα κατά κεφαλήν εισοδήματος.

Οι αναλύσεις που περιλαμβάνονται στην πρώτη ενότητα ξεκινούν με την παλινδρόμηση ενός στατικού και ενός δυναμικού μοντέλου πάνελ για τη διερεύνηση της ύπαρξης απόλυτης β -σύγκλισης και στοχαστικής σύγκλισης. Τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τις παραπάνω παλινδρομήσεις, δείχνουν μία ξεκάθαρη τάση σύγκλισης, η οποία είναι πολύ εντονότερη κατά την περίοδο 2000-2004.

Το παραπάνω συμπέρασμα γίνεται επίσης σαφές από τα αποτελέσματα των δεικτών διασποράς τα οποία τείνουν να διαχωρίσουν την περίοδο 2000-2008 σε δύο υποπεριόδους (2000-2004 και 2004-2008). Η πρώτη υποπερίοδος χαρακτηρίζεται από τάση μείωσης των ανισοκατανομών των κατά κεφαλήν εισοδημάτων, ενώ η δεύτερη υποπερίοδος από τάση αύξησης των ανισοκατανομών αυτών. Το κατά πόσον η τάση απόκλισης υπερσκελίζει την αρχική τάση σύγκλισης, εξαρτάται από τον εκάστοτε δείκτη. Στην παρούσα μελέτη, από τους έξι δείκτες διασποράς που χρησιμοποιήθηκαν, οι τέσσερις δείχνουν ότι συνολικά υπάρχει απόκλιση ενώ οι δύο ότι υπάρχει σύγκλιση.

Τα αποτελέσματα αυτά αναδεικνύουν το γεγονός ότι απαιτείται ιδιαίτερη προσοχή κατά την αξιολόγηση των αποτελεσμάτων, αφού κάθε δείκτης διασποράς προσεγγίζει

την έννοια της σύγκλισης με διαφορετικό τρόπο. Ο δείκτης της τυπικής απόκλισης, εξετάζει τις αποστάσεις των παρατηρήσεων, χωρίς να λαμβάνει υπ' όψιν τη διαφορά που μπορούν να παρουσιάζουν διαχρονικά τα μέσα επίπεδα των κατανομών, κάτι που κάνει ο συντελεστή μεταβλητότητας.

Το μέτρο της απόλυτης q-σύγκλισης επηρεάζεται αμιγώς από το ενδοτεταρτημοριακό εύρος, ενώ αυτό της σχετικής q-σύγκλισης προκύπτει από το ενδοτεταρτημοριακό εύρος και το εισόδημα κάτω από το οποίο βρίσκεται το 25% των παρατηρήσεων της κατανομής. Έτσι, η έννοια της σχετικής q-σύγκλισης φαίνεται περισσότερο συμβατή με την έννοια της ευημερίας. Επιπλέον, οι δύο παραπάνω δείκτες δεν επηρεάζονται από την ύπαρξη απομονωμένων σημείων (outliers), κάτι που δε συμβαίνει ούτε με τους δείκτες της τυπικής απόκλισης και του συντελεστή μεταβλητότητας, αλλά ούτε και με την ανάλυση σύγκλισης κατά ζεύγη σύμφωνα με τον δείκτη που προτείνεται από τον Pesaran (2007).

Τέλος, ο δείκτης εντροπίας του Theil, αντίθετα με όλους τους υπόλοιπους δείκτες, λαμβάνει υπ' όψιν του και την πληθυσμιακή κατανομή. Έτσι δίνει μεγαλύτερη βαρύτητα στην ανισοκατανομή μεταξύ πληθυσμιακά μεγάλων και μικρών νομών και μικρότερη στις ανισοκατανομές μεταξύ νομών όμοιου πληθυσμιακού επιπέδου.

Οι αναλύσεις που παρουσιάζονται στη δεύτερη ενότητα ξεκινούν με την ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας. Από τα αποτελέσματα του πρώτου και του δεύτερου κριτηρίου στοχαστικής κυριαρχίας, προκύπτει ότι οι οικονομίες των νόμων συγκλίνουν κατά την υπό εξέταση περίοδο, αφού οι κατανομές των ετών 2008 και 2007 κυριαρχούν έναντι όλων των προηγούμενων ετήσιων κατανομών. Βέβαια, υπάρχουν και ζεύγη κατανομών τα οποία το δεύτερο κριτήριο στοχαστικής κυριαρχίας δεν μπόρεσε να ιεραρχήσει. Σε αυτές τις περιπτώσεις, η ανάλυση στοχαστικής κυριαρχίας με αναφορά σε μία συνάρτηση, μπορεί να προσδιορίσει την κυρίαρχη κατανομή μέσα σε ένα εύρος του συντελεστή αποστροφής κινδύνου και να αναδείξει πώς μεταβάλλονται οι ιεραρχήσεις των κατανομών σε διαφορετικά επίπεδα του συντελεστή αυτού.

Το επίπεδο της αποστροφής στον κίνδυνο μπορεί να συσχετιστεί με διαφορετικούς στόχους πολιτικής. Όταν ο βασικός στόχος είναι η βελτίωση του μέσου (εθνικού) κατά κεφαλήν εισοδήματος, η συμπεριφορά του φορέα χάραξης πολιτικής αντιστοιχεί στη συμπεριφορά του επενδυτή με χαμηλό επίπεδο αποστροφής στον κίνδυνο. Από

την άλλη πλευρά, όταν ο πιο σημαντικός στόχος του φορέα χάραξης πολιτικής είναι η περιφερειακή συνοχή και η μείωση των περιφερειακών ανισοτήτων, η συμπεριφορά του αντιστοιχεί σε αυτή του επενδυτή με έντονη αποστροφή στον κίνδυνο.

Συνεπώς, η διαφορετική θεώρηση και οι στόχοι των πολιτικών φορέων, μπορούν να διαμορφώσουν διαφορετικές ιεραρχήσεις των κατανομών των κατά κεφαλήν εισοδημάτων ανάλογα με το επίπεδο «αποστροφής κινδύνου» το οποίο τους χαρακτηρίζει. Με αυτόν τον τρόπο, η ανάλυση μπορεί να λειτουργήσει και ως εργαλείο πολιτικής. Σε ένα δεδομένο επίπεδο «αποστροφής κινδύνου» των πολιτικών φορέων, μπορούν να καθοριστούν συγκεκριμένοι στόχοι ως συνδυασμοί της οικονομικής μεγέθυνσης και της περιφερειακής ανισοκατανομής των κατά κεφαλήν εισοδημάτων.

Η επόμενη μη παραμετρική ανάλυση, εξετάζει τη δυναμική της κατανομής του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ στους νομούς της Ελλάδας καθώς και την εργοδική κατανομή, δηλαδή τη μορφή στην οποία τείνει η κατανομή μακροπρόθεσμα. Από το διάγραμμα της εργοδικής κατανομής φαίνεται ότι υπάρχει μία τάση περιφερειακής σύγκλισης με ταυτόχρονη όμως εμμονή ορισμένων «πλούσιων» οικονομιών να διατηρήσουν την απόστασή τους από τις υπόλοιπες.

Επιπλέον, τα αποτελέσματα της ανάλυσης της δυναμικής των κατανομών δεν υποστηρίζουν σε μεγάλο βαθμό την ύπαρξη περιφερειακής σύγκλισης στην Ελλάδα, μετά το 2000. Αυτό μπορεί να συμβαίνει διότι η ανάλυση αυτή έχει περισσότερο αυστηρά κριτήρια, αφού λαμβάνει υπ' όψιν της την εξέλιξη των κατανομών και την κινητικότητα των οικονομιών σε ολόκληρο το εύρος της κατανομής. Έτσι παρέχει πολύ μεγαλύτερη πληροφόρηση από την ανάλυση της πορείας της αντιπροσωπευτικής οικονομίας (β-σύγκλιση) καθώς και από την ανάλυση της διαχρονικής εξέλιξης διαφόρων στατιστικών μέτρων διασποράς (όπως η σ-σύγκλιση). Συνεπώς, εξετάζει την πορεία σύγκλισης ή απόκλισης των οικονομιών όλων των επιπέδων, από τις «φτωχότερες» μέχρι τις «πλουσιότερες».

Οι αναλύσεις του τελευταίου κεφαλαίου ξεκινούν με την παραμετρική και τη μη παραμετρική ανάλυση της επαυξημένης εξίσωσης β-σύγκλισης. Οι αναλύσεις αυτές αναδεικνύουν την ύπαρξη περιφερειακής υπό συνθήκη β-σύγκλισης ενώ επίσης η παραμετρική παλινδρόμηση αναδεικνύει ως στατιστικά σημαντικούς τους συντελεστές του μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και της

παραγωγικότητας του τομέα των υπηρεσιών. Από τα αποτελέσματα των παραπάνω αναλύσεων προκύπτει ότι μία διαρθρωτική μεταβολή της οικονομίας των νομών με έντονο γεωργικό χαρακτήρα, προς δραστηριότητες του τομέα των υπηρεσιών με μεγάλη ακαθάριστη αξία ανά απασχολούμενο, θα μπορούσε να δώσει μεγάλη ώθηση στην ανάπτυξή τους. Με δεδομένο ότι οι οικονομίες αυτές έχουν χαμηλό εισόδημα σε σχέση με τον εθνικό μέσο όρο, η παραπάνω διαδικασία θα μπορούσε να συμβάλλει θετικά στην περιφερειακή σύγκλιση. Σε πολλές περιπτώσεις, η διαρθρωτική αυτή μεταβολή, μπορεί να συμπεριλαμβάνει και δραστηριότητες που συνδέονται άμεσα με την αγροτική παραγωγή όπως για παράδειγμα ο αγροτουρισμός και η καθετοποίηση της παραγωγής, ώστε η προστιθέμενη αξία από την πώληση αγροτικών προϊόντων στους τελικούς καταναλωτές να απορροφάται από την τοπική οικονομία.

Αξίζει να σημειωθεί επίσης η στατιστική σημαντικότητα των χρονικών επιδράσεων καθώς και η απόρριψη της στατιστικής σημαντικότητας των ατομικών επιδράσεων στο μοντέλο πάνελ. Το αποτέλεσμα αυτό δείχνει ότι οι οικονομίες των νομών της Ελλάδας συγκλίνουν προς μία κοινή κατάσταση η οποία όμως μεταβάλλεται διαχρονικά.

Η μη παραμετρική παλινδρόμηση παράγει παρόμοιες σχέσεις με αυτές που προκύπτουν από το μοντέλο πάνελ χρονικών επιδράσεων, ενώ απορρίπτει τις ατομικές επιδράσεις αλλά και τη συμμετοχή του μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής ως μη στατιστικά σημαντικές μεταβλητές. Επιπλέον, δεν υποστηρίζει την ύπαρξη σημαντικών μη γραμμικών σχέσεων μεταξύ της εξαρτημένης και των ανεξάρτητων ερμηνευτικών μεταβλητών.

Από την ανάλυση των δεσμευμένων κατανομών, προκύπτει ότι υπάρχει μία έντονη, σε μεγάλο βαθμό γραμμική και αρνητική συσχέτιση, μεταξύ του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ και του μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής. Συνεπώς, αυξημένο μερίδιο συμμετοχής της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής συνυπάρχει με μειωμένο κατά κεφαλήν ΑΕΠ και αντίστροφα.

Στην περίπτωση της δεσμευμένης κατανομής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ με δεδομένο επίπεδο γεωργικής παραγωγικότητας, η κατάσταση παρουσιάζεται περισσότερο περίπλοκη. Η υψηλή σχετική γεωργική παραγωγικότητα δεν φαίνεται να συνδέεται με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ, ενώ η χαμηλή παραγωγικότητα συνυπάρχει με χαμηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

Ο διαχωρισμός των νομών στις ομάδες «υψηλής» και «χαμηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών, διαφοροποιεί σε μεγάλο βαθμό τα παραπάνω αποτελέσματα. Στην ομάδα των νομών «υψηλής» εξάρτησης, δεν προκύπτει συσχέτιση μεταξύ του μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και του κατά κεφαλήν ΑΕΠ, ενώ αντίθετα υπάρχει προφανής θετική σχέση μεταξύ της γεωργικής παραγωγικότητας και του κατά κεφαλήν ΑΕΠ.

Από την άλλη πλευρά, στην ομάδα νομών «χαμηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών, η αρνητική σχέση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ και του μεριδίου της γεωργίας επανεμφανίζεται σε ένα βαθμό. Επίσης, η σχέση μεταξύ της γεωργικής παραγωγικότητας και του κατά κεφαλήν ΑΕΠ δεν είναι πλέον το ίδιο εμφανής όπως στην περίπτωση των νομών «υψηλής» εξάρτησης».

Αναφορικά με τους Μαρκοβιανούς πίνακες μετάβασης, το πρώτο συμπέρασμα που προκύπτει είναι ότι η ύπαρξη υψηλού μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής ενός νομού δεν ευνοεί την αύξηση του σχετικού κατά κεφαλήν ΑΕΠ και συνεπώς τη διαδικασία περιφερειακής σύγκλισης, αλλά την περιφερειακή απόκλιση. Ο πίνακας μετάβασης δείχνει ότι είναι δύσκολο για την οικονομία ενός νομού να παρουσιάζει αυξημένο μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και ταυτόχρονα να έχει μεγάλο σχετικό κατά κεφαλήν εισόδημα. Η αναπτυξιακή διαδικασία φαίνεται δηλαδή να συμπεριλαμβάνει σαν αναγκαίο βήμα την απεξάρτηση της οικονομίας από τη γεωργία.

Από τους αντίστοιχους πίνακες μετάβασης που προκύπτουν μετά τον διαχωρισμό των νομών σε ομάδες «υψηλής και «χαμηλής» εξάρτησης από τον τομέα των υπηρεσιών, αναδεικνύεται και η σημασία του τομέα αυτού στην οικονομία των νομών της Ελλάδας. Υψηλή εξάρτηση από τις υπηρεσίες ευνοεί την κατάσταση υψηλού κατά κεφαλήν εισοδήματος και χαμηλού μεριδίου της γεωργίας, ενώ χαμηλή εξάρτηση ευνοεί την κατάσταση υψηλού σχετικού μεριδίου της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής και χαμηλού σχετικού ΑΕΠ ανά κεφαλή.

Αναφορικά με τη γεωργική παραγωγικότητα, οι πίνακες μετάβασης δείχνουν ότι το επίπεδό της συνδέεται θετικά με το μέγεθος του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Οι βασικές διαφοροποιήσεις που προκύπτουν από το διαχωρισμό των νομών με βάση την εξάρτησή τους από τον τομέα των υπηρεσιών αφορούν τη συχνότητα των καταστάσεων στην εργοδική κατανομή. Έτσι, στην ομάδα «υψηλής» εξάρτησης από

τις υπηρεσίες, η κατάσταση όπου συνυπάρχει υψηλή γεωργική παραγωγικότητα και υψηλό κατά κεφαλήν ΑΕΠ κυριαρχεί έναντι των υπολοίπων καταστάσεων. Από την άλλη πλευρά, όταν ο πίνακας μετάβασης κατασκευάζεται μόνο με βάση τους νομούς «χαμηλής» εξάρτησης το αποτέλεσμα που προκύπτει ξεφεύγει από το γενικό συμπέρασμα ότι η απόκλιση από το μέσο του κατά κεφαλήν ΑΕΠ και της γεωργικής παραγωγικότητας ακολουθούν παράλληλη πορεία.

Τέλος, από την ανάλυση συστάδων, προέκυψαν τέσσερις ομάδες νομών με διαφορετικό βαθμό «γεωργικότητας». Το βασικό συμπέρασμα που προκύπτει από τα επιμέρους αθροίσματα του δείκτη εντροπίας του Theil είναι ότι η διακύμανση στο εσωτερικό των συστάδων προέρχεται κυρίως από τη συστάδα των νομών χαμηλής γεωργικότητας (βαθμός 1), ενώ η επίδραση των υπόλοιπων ομάδων «γεωργικότητας» στη διακύμανση είναι ουσιαστικά αμελητέα.

Το γεγονός αυτό δείχνει ότι ο βαθμός γεωργικότητας συνδέεται αρνητικά με την ανισοκατανομή του κατά κεφαλήν εισοδήματος στους νομούς της Ελλάδας. Οι νομοί των οποίων οι οικονομίες δεν εξαρτώνται από τη γεωργία, είναι αυτοί οι οποίοι κατά κύριο λόγο συμβάλλουν στην ανισοκατανομή των κατά κεφαλήν εισοδημάτων ενώ οι νομοί με μεγαλύτερο βαθμό γεωργικότητας δεν έχουν μεγάλη συμμετοχή σε αυτήν. Συνεπώς, από την ανάλυση συμπεραίνεται ότι η αύξηση της γεωργικότητας θα μπορούσε να συμβάλει στην περιφερειακή σύγκλιση των νομών της Ελλάδας. Όμως, από αναπτυξιακής άποψης, το γεγονός αυτό δεν θα ήταν ιδιαίτερα επιθυμητό, αφού θα συμβάδιζε με μείωση του εθνικού μέσου όρου του κατά κεφαλήν εισοδήματος (σύγκλιση «προς τα κάτω»).

Συμπερασματικά, με βάση τις αναλύσεις που πραγματοποιήθηκαν στην παρούσα διδακτορική διατριβή, η περίοδος 2000-2008 μπορεί να διαχωριστεί σε δύο επιμέρους υποπεριόδους αναφορικά με τις τάσεις περιφερειακής σύγκλισης που επικρατούν σε κάθε μία από αυτές. Η πρώτη διαρκεί μέχρι το 2004, όπου οι περισσότερες αναλύσεις επιβεβαιώνουν την ύπαρξη σύγκλισης. Τα αποτελέσματα των αναλύσεων αυτών διαφέρουν βέβαια ως προς την ένταση της τάσης αυτής. Επίσης οι εναλλακτικές μεθοδολογικές προσεγγίσεις φωτίζουν και διαφορετικές πλευρές του φαινομένου της σύγκλισης.

Τα πιο λεπτομερή αποτελέσματα προκύπτουν από την ανάλυση της δυναμικής των κατανομών. Σύμφωνα με την ανάλυση αυτή, ενώ υπάρχει μία τάση μείωσης της

απόστασης των «πλουσιότερων» νομών από το μέσο όρο, η δυναμική της τάσης αυτής χάνεται μετά από ένα συγκεκριμένο εύρος μεταβολής. Επιπλέον, η αντίστοιχη τάση μείωσης δεν παρουσιάζεται και στους «φτωχούς» νομούς, των οποίων η κινητικότητα εξαντλείται σε πολύ μικρές διαχρονικές μεταβολές. Για το λόγο αυτό, η τελευταία ανάλυση είναι και περισσότερο επιφυλακτική αναφορικά με την τάση σύγκλισης.

Αντίθετα με την πρώτη υποπερίοδο, τα αποτελέσματα όλων των αναλύσεων της υποπεριόδου 2004-2008, αναδεικνύουν την απουσία περιφερειακής σύγκλισης. Βέβαια, όπως και στην περίπτωση της πρώτης υποπεριόδου, κάθε μία από τις αναλύσεις αυτές αναδεικνύει διαφορετικά χαρακτηριστικά της διαχρονικής εξέλιξης των κατά κεφαλήν εισοδημάτων.

Σχετικά με το ρόλο του γεωργικού τομέα στην περιφερειακή ανάπτυξη και σύγκλιση των νομών της Ελλάδας, τα συμπεράσματα που προκύπτουν δεν είναι ιδιαίτερα ενθαρρυντικά. Η υψηλή εξάρτηση των οικονομιών των νομών από τη γεωργία, δε σχετίζεται θετικά με την αύξηση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Με δεδομένο ότι οι περισσότεροι «φτωχοί» νομοί έχουν και μεγαλύτερη εξάρτηση από το γεωργικό τομέα, η πραγματοποίηση της περιφερειακής σύγκλισης μπορεί να επιταχυνθεί με τη μείωση της εξάρτησης αυτής.

Επιπλέον, από τις αναλύσεις προκύπτουν και σαφείς ενδείξεις για τη θετική επίδραση της γεωργικής παραγωγικότητας στο κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Βέβαια, πρέπει να τονιστεί ότι η σχέση αυτή δεν επαληθεύεται από τις παλινδρομήσεις της επαυξημένης εξίσωσης σύγκλισης.

Τελικά, από τα παραπάνω αποτελέσματα προκύπτει ότι η προώθηση ενός διαφορετικού μοντέλου γεωργίας μπορεί να δώσει ώθηση στην περιφερειακή ανάπτυξη. Το νέο αυτό μοντέλο πρέπει να βασιστεί σε γεωργικές δραστηριότητες αυξημένης παραγωγικότητας αλλά και σε δραστηριότητες που συνδέουν την γεωργική παραγωγή με τον τομέα των υπηρεσιών. Τέτοιου είδους δραστηριότητες μπορεί να περιλαμβάνουν τον αγροτουρισμό, την παραγωγή προϊόντων «ονομασίας προέλευσης» αλλά και την καθετοποίηση της παραγωγής, έτσι ώστε να προωθείται η πώληση γεωργικών προϊόντων απευθείας στους καταναλωτές και συνεπώς η προστιθέμενη αξία των γεωργικών προϊόντων να διοχετεύεται στις περιφερειακές οικονομίες. Οι παραπάνω διαρθρωτικές μεταβολές, μπορούν να συνεισφέρουν

σημαντικά στην ανάπτυξη των νομών με μεγάλο βαθμό «γεωργικότητας» και συνεπακόλουθα στη σύγκλισή τους με τους «πλουσιότερους» νομούς.

Η διαρθρωτική αυτή μεταβολή του γεωργικού τομέα, ιδιαίτερα στην παρούσα φάση της διεθνούς οικονομικής κρίσης, κρίνεται απαραίτητη. Η ύφεση που διανύει η χώρα μας τα τελευταία χρόνια καθώς και η οικονομική κατάσταση στην οποία έχει περιέλθει, επιβάλλουν τη δημιουργία πρωτογενούς πλεονάσματος. Πέρα από την αύξηση του εισοδήματος από τις υπηρεσίες - όπως ο τουρισμός- και τις κατασκευές, η αύξηση της πρωτογενούς παραγωγής και της αξίας των υπηρεσιών που σχετίζονται με τη γεωργία, μπορεί να παίξει και αυτή το ρόλο της. Με τον τρόπο αυτό, τόσο η εθνική όσο και οι περιφερειακές οικονομίες μπορούν να εκμεταλλευτούν πλήρως τα ανταγωνιστικά τους πλεονεκτήματα, δίνοντας έτσι ώθηση στην ακαθάριστη αξία παραγωγής τους και κατά συνέπεια στην ανάπτυξή τους.

Τα αποτελέσματα μίας τέτοιας αναδιάρθρωσης, αναμένεται να γίνουν περισσότερο εμφανή σε περιφερειακές οικονομίες που στηρίζονται περισσότερο στη γεωργία και οι οποίες είναι κατά τεκμήριο φτωχότερες. Συνεπώς, πέρα από τα ευεργετικά της αποτελέσματα για την οικονομική ανάπτυξη, θα μπορούσε να συμβάλλει στην αναβάθμιση των πιο «φτωχών» οικονομιών, μειώνοντας έτσι τις περιφερειακές ανισότητες και προωθώντας την περιφερειακή σύγκλιση.

Βιβλιογραφία

Ελληνική

- Αθανασίου, Λ., Καββαδίας, Π., Κατοχιανού, Δ. και Τονικίδου, Π. (1995). Διαπεριφερειακή ανάλυση και πολιτική και βασικά στοιχεία κατά νομό και περιφέρεια. ΚΕΠΕ, Αθήνα.
- Βλιάμος, Σ. (2011). *Περιφερειακή-Τοπική Ανάπτυξη*. Εκπαιδευτικό υλικό που παράχθηκε στο πλαίσιο του έργου «Κέντρα Εκπαίδευσης Ενηλίκων ΙΙΙ», το οποίο εντάσσεται στο ΕΠΕΑΕΚ ΙΙ του ΥΠ.Ε.Π.Θ., Μέτρο 1.1. Ενέργεια 1.1.2.Β. Διαθέσιμο στο: <http://hdl.handle.net/10795/1039>.
- Γιαννιάς, Δ., Λιαργκόβας, Π. και Μανωλάς, Γ. (1997). Περιφερειακές ανισότητες στην Ελλάδα, 1961-1991. *Τόπος*, 13: 47-61.
- Ευρωπαϊκή Επιτροπή (2007). *Αναπτυσσόμενες περιφέρειες, Αναπτυσσόμενη Ευρώπη: Τέταρτη Έκθεση για την Οικονομική και Κοινωνική Συνοχή*. Μάιος, Βρυξέλλες: COM(2007) 273.
- Καλαϊτζιδάκης, Π. και Καλυβίτης, Σ. (2003). *Οικονομική Μεγέθυνση Θεωρία, και Πολιτική*. Εκδόσεις Κριτική: Αθήνα.
- Καραβέλη, Ε. και Τσιώνας, Ε. (2011). Οι Περιφερειακές Ανισότητες στην Ελλάδα: Προσδιοριστικοί Παράγοντες, Τάσεις και Προοπτικές. Εισήγηση που παρουσιάστηκε στο 9ο συνέδριο της Ελληνικής Εταιρίας Περιφερειακής Επιστήμης, 6-7/05, Αθήνα.
- Καρλής, Δ. (2005). *Πολυμεταβλητή Ανάλυση*. Εκδόσεις Σταμούλης: Αθήνα.
- Κωστοπούλου, Σ. (2005). Οι Περιφερειακές Ανισότητες στην Ελλάδα: Υφιστάμενη κατάσταση, αίτια, μέτρα πολιτικής. Ομιλία στα πλαίσια των διαλέξεων που διοργανώνει το Ελληνικό Κέντρο Ευρωπαϊκών Μελετών και Ερευνών, 04/08, Θεσσαλονίκη.
- Λιαργκόβας, Π., Γιαννιάς, Δ. και Φωτόπουλος, Γ. (2003). Συγκλίσεις και Αποκλίσεις στην Ποιότητα Ζωής στην Ελλάδα, 1960-2000. *Αειχώρος*, 2(1): 114-128.
- Μητράκος, Θ. (2007). Μελέτη της εισοδηματικής ανισότητας στην Ελλάδα με εκτιμητές kernel, 20ο Πρακτικά 20ου Πανελληνίου συνεδρίου στατιστικής, σελ. 267-275
- Παπαδάς, Χ. και Ευστράτογλου, Σ. (2002). Περιφερειακή Ανάπτυξη και Σύγκλιση στην Ελλάδα. 7ο Πανελλήνιο Συνέδριο της Εταιρίας Αγροτικής Οικονομίας (ΕΤΑΓΡΟ), ΓΠΑ, Αθήνα.

- Παπαδάς, Χ. (2006). Μελέτη σύγκλισης της γεωργικής παραγωγικότητας των νομών της Ελλάδος. Εισήγηση που παρουσιάστηκε στο 9ο Συνέδριο της ΕΤ.ΑΓΡ.Ο 2-4 Νοεμβρίου, Γ.Π.Α., Αθήνα
- Πετράκος, Γ. (2004). Περιφερειακές ανισότητες και περιφερειακή πολιτική στην Ελλάδα, *Αειχώρος* 3(1):6-31.
- Πετράκος, Γ. και Rodriguez-Pose, A. (2003). Οι Περιφερειακές Ανισότητες στην Ευρώπη. *Τόπος*, 20-21: 51-76.
- Πετράκος, Γ. και Ψυχάρης, Γ. (2004). *Περιφερειακή Ανάπτυξη στην Ελλάδα*. Εκδόσεις Κριτική: Αθήνα.
- Πλασκοβίτης, Η. (2007). Στοιχεία και Προβληματισμοί για τις Περιφερειακές Ανισότητες στη Χώρα μας, ΟΠΕΚ (Ομιλος Προβληματισμού για τον Εκσυγχρονισμό της Κοινωνίας μας). 30/04/2007. Διαθέσιμο στο: www.opek.gr/opek/index.php?Itemid=57&id=126&option=com_content&task=view.
- Πολύζος, Σ. (2011). *Περιφερειακή Ανάπτυξη*. Εκδόσεις Κριτική, Αθήνα.
- Φωτόπουλος, Γ., Γιαννιάς, Δ. και Λιαργκόβας, Π. (2002). Οικονομική Ανάπτυξη και Σύγκλιση στους Νομούς της Ελλάδας 1970-1994: Εναλλακτικές Μεθοδολογικές Προσεγγίσεις. *Αειχώρος*, 1(1): 60-91.
- Χρήστου, Γ.Κ. (2007). *Εισαγωγή στην Οικονομετρία*. Τόμος Β', Εκδόσεις Gutenberg, Αθήνα.
- Χριστοφάκης, Μ. (2001). *Τοπική Ανάπτυξη και Περιφερειακή Πολιτική*. Εκδόσεις Παπαζήσης: Αθήνα.
- Χυτοπούλου, Ε. (2007). Πολιτικές που μειώνουν τις περιφερειακές ανισότητες και διακρίσεις. Επίκαιρη αρθρογραφία. Ανισότητες στην αστική και περιφερειακή ανάπτυξη. ΟΠΕΚ, 14/05/2007. Διαθέσιμο στο: www.opek.gr/opek/index.php?option=com_content&task=view&id=140&Itemid=57.
- Ψυχάρης, Γ. (2000). *Περιφερειακές ανισότητες και κρατικός παρεμβατισμός-επισκόπηση των εξελίξεων μιας εικοσιπενταετίας*. Συλλογικός τόμος του Τμήματος Μηχανικών Χωροταξίας και Περιφερειακής Ανάπτυξης, Βόλος: Πανεπιστημιακές Εκδόσεις Θεσσαλίας, 367-386.
- Ψυχάρης, Γ. (2006). Η περιφερειακή κατανομή των δημοσίων επενδύσεων στην Ελλάδα (1976-2001). Επιστημονικό marketing, Μάιος, διαθέσιμο στο: www.epistimonikomarketing.gr/article_show.php?article_id=963

Johnston, J. και Dinardo, J. (2005). *Οικονομετρικές Μέθοδοι*. 4η Έκδοση, Εκδόσεις Κλειδάριθμος: Αθήνα.

Διεθνής

Abramovitz, M. (1986). Catching Up, Forging Ahead and Falling Behind. *The Journal of Economic History*, 46(2):385-406.

Abreu, M., de Groot, H.L.F. and Florax, R.J.G.M. (2004). Space and growth: a survey of empirical evidence and methods. Tinbergen Institute, Working Paper TI04-129/3.

Abreu, M., de Groot, H.L.F. and Florax, R.J.G.M. (2005). A Meta-analysis of β -Convergence: The Legendary 2%. *Journal of Economic Surveys*, 19(3):389-420.

Adelman, I.G. (1958). A Stochastic Analysis of the Size Distribution of Firms *Journal of American Statistical Association*, 53:893-904.

Aghion, P. and Howitt, P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica* 60(2):323-351.

Ahamdanech, I.Z., and García, C.P. (2007). Welfare, inequality and poverty rankings in the European Union using an inference-based stochastic dominance approach. In *Research on Economic Inequality 14 (Inequality and Poverty)*. ed. Bishop John A. and Amiel Yoram, 159-181. Oxford: JAI Press.

Ahamdanech, I.Z., García, C.P. and Prieto, M.A. (2007). Convergence among the Spanish Regions: An Inference-Based Stochastic Dominance Approach. Paper presented at the ECINEQ Conference, Berlin, Germany.

Aldan, A. and Gaygisiz, E. (2006). Convergence Across Provinces of Turkey: A Spatial Analysis. The Central Bank of the Republic of Turkey, Research and Monetary Policy Department Working Paper No:06/09.

Aldy, J. (2006). Per capita carbon dioxide emissions: Convergence or divergence?. *Environment and Resource Economics*, 33: 533–555.

Alexiadis, S. and Kokkidis, S. (2010). Convergence in Agriculture: Evidence from the regions of an Enlarged EU. MPRA Paper, No 26011.

Alexiadis, S. and Tomkins, J. (2004). Convergence Clubs in the Regions of Greece. *Applied Economics Letters*, 11: 387–391.

Anderson, G. (2004). Making Inferences about the Polarization, Welfare and Poverty of Nations: a Study of 101 Countries 1970-1995. *Journal of Applied Econometrics* 19(5):537-550.

- Anderson, G., and Ge, V. (2009). Intercity Income Inequality Growth and Convergence in China. *Journal of Income Distribution* 18(1):70-89.
- Angrist, J.D. and Pischke, J.-S. (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press: New Jersey.
- Anselin, L. (1995). Local Indicators of spatial Association. *Geographical Analysis*, 27(2):93-115.
- Anselin, L., Bera, A., Florax, R.J.G.M. and Yoon, M. (1996). Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26(1):77-104.
- Anselin, L. and Rey, S.J. (1991). Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models. *Geographical Analysis*, 23(2):112-131.
- Arbia, G., Basile, R. and Piras, G. (2005 α). Using Spatial Panel Data in Modeling Regional Growth and Convergence. ISAE Working Paper No. 55, Rome: ISAE.
- Arbia, G., Basile, R. and Piras, G. (2005 β). Analyzing Intra-distribution Dynamics: a Reappraisal. REAL Discussion paper, 05-T-11.
- Arbia, G. and Piras, G. (2005). Convergence in Per-Capita GDP Across European Regions Using Panel Data Models Extended to Spatial Autocorrelation Effects. ISAE Working Paper No. 51, Rome: ISAE.
- Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some Test Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2):277-297.
- Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models. *Journal of Econometrics*, 68(1):29-51.
- Arrow, K.J. (1962). The Economic Implications of Learning by Doing. *The Review of Economic Studies* 29(3):155-173.
- Artelaris, P., Kallioras, D. and G. Petrakos (2010) The Emergence of Convergence Clubs among Greek Regions, paper presented in the 50th ERSAs Congress, 19th – 23rd August, Jonkoping, Sweden.
- Asteriou D. and Hall, S.G. (2007). *Applied econometrics : a modern approach using EViews and Microfit*. New York, Palgrave Macmillan.
- Azariadis, C., Drazen, A. (1990). Threshold externalities in economic development. *Quarterly Journal of Economics* 105(2):501-526.
- Badinger, H., Müller W. and G. Tondl (2004). Regional Convergence in the European Union (1985-1999): A Spatial Dynamic Panel Analysis. *Regional Studies*, 38(3):241-253.

- Baltagi, B.H. 2008. *Econometrics*. 4th Revised edition, New York: Springer.
- Baltagi, B.H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. 4th edition New York: Wiley.
- Barro, R.J. (1997). *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. (1991). Convergence across States and Regions. *Brookings Paper on Economic Activity* 1:107-82.
- Barro, R. and Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy* 100:223-151.
- Barro, R. and Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*. MIT Press: Cambridge.
- Bartkowska, M. and Riedla, A. (forthcoming). Regional convergence clubs in Europe: Identification and conditioning factors. *Economic Modeling*, available at: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999311000162>.
- Bashtannyk, D.M. and Hyndman, R.J. (2001). Bandwidth selection for kernel conditional density estimation. *Computational Statistics & Data Analysis* 36:279–298.
- Basile, R. (2006). Intra-Distribution Dynamics of Regional Per-Capita Income in Europe: Evidence from Alternative Conditional Density Estimators. 53rd North-American meetings of the RSAI, Toronto.
- Basile, R. (2010). Labour Productivity Polarization Across Western European Regions: Threshold Effects Versus Neighbourhood Effects. In Caroleo F.E. and Pastore, F. (Eds). *The Labour Market Impact of the EU Enlargement*, Berlin Heidelberg: Springer-Verlag.
- Battisti, M. and Di Vaio, G. (2008). A spatially filtered mixture of β -convergence regressions for EU regions, 1980–2002. *Empirical Economics* 34:105–121.
- Beaudry, P., Collard, F. and Green, D.A. (2002). Decomposing the twin-peaks in the world distribution of output-per-worker. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper 9240.
- Benos, N. and Karagiannis, S. (2007). Growth Empirics: Evidence from Greek Regions. KEPE Discussion Papers, No. 96.
- Benos, N. and Karagiannis, S. (2008). Convergence and Economic Performance in Greece: Evidence at Regional and Prefecture Level. *Review Of Urban and Regional Development Studies*, 20(1): 52-69.

- Benos, N. and Karagiannis, S. (2009). The Role of Human Capital in Economic Growth: Evidence from Greek Regions. In Salvatori, N. (eds) *Institutional and Social Dynamics of Growth and Distribution*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Benos, N., Karagiannis, S. and Vlamis P. (2011). Spatial effects of the property sector investment on Greek economic growth. *Journal of Property Investment & Finance*, 29(3):233-250.
- Bernard, A.B., and Durlauf, S.N. (1995). Convergence in International Output. *Journal of Applied Econometrics* 10: 97-108.
- Bernard, A.B. and Durlauf, S.N. (1996) Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis. *Journal of Econometrics*, 71(1-2):161-174.
- Bianchi, M. (1997). Testing for convergence: Evidence from non-parametric multimodality tests. *Journal of Applied Econometrics*, 12:393-409.
- Bickenbach, F. and Bode, E. (2003). Evaluating the Markov Property in Studies of Economic Convergence. *International Regional Science Review*, 26(3):363–392.
- Birthal P.S., Singh, H. and Kumar, S. (2011) Agriculture, economic growth and regional disparities in India. *Journal of International Development* 23:119-131.
- Bishop, J.A., Fornby, J.P. and Thistle, P.D. 1991. Rank Dominance and International Comparisons of Income Distributions. *European Economic Review* 35(7):1399-1409.
- Bivand, R. and Brunstad, R. (2002) Regional growth in Western-Europe: an empirical exploration of interactions with agriculture and agricultural policy. Norwegian School of Economics and Business Administration, Discussion Paper 01/02.
- Bivand, R. and Brunstad, R. (2005). *Further Explorations of Interactions between Agricultural Policy and Regional Growth in Western Europe: Approaches to Nonstationarity in Spatial Econometrics*. Paper presented on the 45th Congress of European Regional Science Association, Amsterdam, 23-27 August.
- Bliss, C. (1999). Galton's fallacy and economic convergence. *Oxford Economic Papers*, 51(1):4-14.
- Bond, S., Hoeffler, H. and Temple, J. (2001). GMM Estimation of Empirical Growth Models. CEPR Discussion Paper No. 3048. London: CEPR.
- Bowman, A. and Young, S. (1996). Graphical Comparison of Nonparametric Curves. *Applied Statistics* 45(1):83-89.
- Breusch, T. and Pagan, A. (1980). The Lagrange multiplier test and its application to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies* 47: 239-253.

- Brida, J.G., Garrido, N. and Mureddu, F. (2011). Italian Economic Dualism and Convergence Clubs at Regional Level. CREMOS Working Paper 2011/16.
- Bussoletti, S. and Esposti, R. (2004). Regional Convergence, Structural Funds and the Role of Agriculture in the EU. A Panel-Data Approach. Working Paper 220, Universita' Politecnica delle Marche (I). Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali.
- Calinski, T. and Harabasz, J. (1974). A dendrite method for cluster analysis. *Communications in Statistics* 3:1-27.
- Caraveli, H., Tsionas, E. and Darzentas, G. (2008). Growth, convergence and the knowledge economy: An empirical investigation. *Journal of Economic Asymmetries*, 5(2):105-124.
- Caraveli, H. and Tsionas, E. (2009). Where in the U-shaped curve is Europe found ? An empirical analysis of centre-periphery in the EU. *Journal of Economic Asymmetries*, 6(1): 75-88.
- Carrington, A. (2006). Regional Convergence in the European Union: A Stochastic Dominance Approach. *International Regional Science Review*, 29(1):64-80.
- Caselli, F., Esquivel, G. and Lefort, F. (1996). Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics. *Journal of Economic Growth*, 1(3):363-389.
- Cass, D. (1965). Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation. *Review of Economic Studies* 32:223-240.
- Cerrato, M. (2002). The cross sectional dependence puzzle. Paper presented in the 2002 Royal Economic Society Annual Conference, 25-27 March, Warwick University, Coventry.
- Chamley, C. (1981). The Welfare Cost of Capital Income Taxation in a Growing Economy. *Journal of Political Economy*, 89:468-496.
- Choi, I. (2001) Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance* 20:249-272.
- Christopoulos, D.K., and Tsionas, E.G. (2004). Convergence and Regional Productivity Differences: Evidence from Greek Prefectures. *The Annals of Regional Science* 38:387-396.
- Clark, T. (1997) Cross-country evidence on long run growth and inflation. *Economic Inquiry*, 35(1):70-81.

- Coes, D.V. (2008). Income Distribution Trends in Brazil and China: Evaluating Absolute and Relative Economic Growth. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 48:359–369.
- Criado, C.O, Valente, S. and Stengos, T. (2011). Growth and Pollution Convergence: Theory and Evidence. Rimini Center for Economic Analysis WP 11-33.
- Datt, G. and Ravallion, M. (1996). How important to India's poor is the sectoral composition of economic growth?. *The World Bank Economic Review* 10(1):1-25.
- De Hoyos, R. and Sarafidis, V. (2006). Testing for Cross{Sectional Dependence in Panel Data Models, *The Stata Journal* 6(4):482-496.
- de la Fuente, A. (1997). The Empirics of Growth and Convergence: A Selective Review. *Journal of Economic Dynamics and Control* 21:23-73.
- de la Fuente, A. (2000). Convergence Across Countries and Regions: Theory and Empirics. *EIB Papers* 5(2):25-45.
- Dionne, G. and Gollier, C. (1996). A Model of Comparative Statics for Changes in Stochastic Returns With Dependent Risky Assets. *Journal of Risk and Uncertainty* 13:147-162.
- Dowrick, S. (1989). Sectoral change, catching up and slowing down: OECD postwar growth revisited. *Economics Letters*, 31:331-335.
- Dowrick, S. and Gemmell, N. (1991) Industrialisation, catching up and economic growth: a comparative study across the world's capitalist economies. *Economic Journal* 101:263-275.
- Driscoll, J.C., and Kraay, A.C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics* 80:549–560.
- Drukker, D.M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *Stata Journal* (3)2: 168-177.
- Duda, R.O., Hart, P.E. and Stork, D.G. (1997). *Pattern Classification and Scene Analysis*. 2nd edition, Wiley: New York.
- Durlauf, S.N. (1996). A theory of persistent income inequality. *Journal of Economic Growth* 1(1):75-93.
- Durlauf, S.N., Johnson, P.A. and Temple, J.R.W. (2005). Growth Econometrics. In *Handbook of Economic Growth (1A)*. ed. Aghion P. and Durlauf S.N. Amsterdam: North-Holland.

- Durlauf, S. and Quah, D. (1998). The New Empirics of Economic Growth. NBER Working Paper No. 6422.
- Eeckhoudt, L., Gollier, C. and Schlesinger H. (1996). Changes in Background Risk and Risk Taking Behavior. *Econometrica* 64:683-689.
- Efron, B. and Tibshirani, R. (1993). *An Introduction to bootstrap*. Chapman and Hall: New York.
- Efstratoglou, S., Papadopoulos, A., Efstratoglou, A. and Kouroussi, E. (2001). Dynamics of Rural Areas. National Report - Greece, DORA: FAIR6-CT98-4162, Athens.
- Elhorst, J.P. (2010). Spatial panel data models. In: Fischer, M.M., Getis, A. (Eds.). *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer, Berlin, pp. 377–407.
- Esposti, R. (2008). Why should Regional Agricultural Productivity Growth Converge? Evidence from Italian Regions. Working Papers 319, Università Politecnica delle Marche (I). Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali
- Evans, P. and Karras, G. (1996). Do Economies Converge? Evidence From a Panel of U.S. States. *The Review of Economics and Statistics* 78(3):384-388
- Everitt, B.S., Landau, S. and Leese, M. (2011). *Cluster Analysis*. 5th edition. London: Arnold.
- Eviews (2007). *Eviews6: User's Guide II*. Irvine, California: Quantitative Micro Software LLC.
- Ezcurra R., Iráizoz, B., Pascual, P. and Rapún, M. (2010). Agricultural productivity in the European regions: Trends and explanatory factors. *European Urban and Regional Studies* 18(2):113–135.
- Fagerberg, J. (1994). Technology and International Differences in Growth Rates. *Journal of Economic Literature* 32(3): 1147-1175.
- Falcetti, E., Lysenko, T. and Sanfey, P. (2006). Reforms and growth in transition: Re-examining the evidence. *Journal of Comparative Economics* 34:421-445.
- Fan, J., Yao, Q. and Tong, H. (1996). Estimation of conditional densities and sensitivity measures in nonlinear dynamical systems. *Biometrika* 83, 189–206.
- Fiaschi, D., Gianmoena, L. and Parenti, A. (2010). The Dynamics of Labour Productivity across Italian Provinces: Convergence and Polarization. Discussion Paper, n. 105, Dipartimento di Scienze Economiche (DSE). University of Pisa, Pisa, Italy.

- Fischer, M.M. and Stumpner, P. (2010). Income distribution dynamics and cross-region convergence in Europe. In *Handbook of Applied Spatial Analysis*, 599-628, edited by Fischer M.M. and Getis A. Springer: Berlin, Heidelberg.
- Fotopoulos, G. (2006). Nonparametric analysis of regional income dynamics: the case of Greece. *Economics Letters*, 91(3):450–457.
- Fousekis, P. (2007). Growth determinants, intra-distribution mobility, and convergence of state-level agricultural productivity in the USA. *International Review of Economics*, 54(1):129-147.
- Frees, E.W. (1995). Assessing cross-sectional correlation in panel data. *Journal of Econometrics* 69:393-414.
- Friedman, M. (1937). The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. *Journal of the American Statistical Association* 32: 675–701.
- Friedman, M. (1992). Do Old Fallacies Ever Die?. *Journal of Economic Literature* 30(4):2129-2132.
- Galor, O. (1996). Convergence? Inferences from Theoretical Models, *The Economic Journal*, 106(437):1056-1069.
- Galor, O. and Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies* 60(1):35-52.
- Gerschenkron, A. (1952). Economic Backwardness in Historical Perspective. In B.F. Hoselitz (ed.). *The progress of Underdeveloped Areas*, Chicago: University of Chicago Press.
- Getis, A. (1990). Screening for spatial dependence in regression analysis. *Papers of the Regional Science Association* 69:69-81
- Getis, A. (2010). Spatial Autocorrelation. In M.M. Fischer and A. Getis (eds.). *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications*, Springer-Verlag Berlin.
- Getis, A. and Aldstadt, J. (2004). Constructing the spatial weights matrix using a local statistic. *Geographical Analysis* 36(2):90-104.
- Getis, A. and Griffith, D.A. (2002). Comparative spatial filtering in regression analysis. *Geographical Analysis* 34(2):130–140.
- Getis, A. and Ord, J.K. (1992). The Analysis of Spatial Association by the Use of Distance Statistics. *Geographical Analysis* 24(3):189-206.

- Ginther, D.K. (1995). A Nonparametric Analysis of the U.S. Earnings Distribution. Institute for Research on Poverty, Discussion Paper no. 1067-95
- Goletsis, Y. and Chletsos, M. (2011). Measurement of development and regional disparities in Greek periphery: A multivariate approach. *Socio-Economic Planning Sciences* 45:174-183.
- Gollin, D., Parente, S., Rogerson, R. (2002). The role of agriculture in development. *American Economic Review* 92(1):160–164.
- Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*. 5th Edition, Prentice-Hall: New York.
- Haining, R.P. (2003). *Spatial data Analysis: Theory and Practice*. Cambridge University Press: Cambridge.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R. and Black, W. (2009). *Multivariate Data Analysis, 7th Edition*, Macmillan: New York.
- Halkos, G.E. and Tzeremes, N.G. (2009). Measuring regional economic efficiency: the case of Greek prefectures. *Annals of regional science* 45(3):603-632.
- Hall, P., Wolk, R.C. and Yao, Q. (1999). Methods for estimating a conditional distribution function. *Journal of the American Statistical Association* 94:154-163.
- Harris, R.D.F., and Tzavalis, E. (1999). Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed. *Journal of Econometrics* 91: 201–226.
- Hart, P.E. and Prais, S.J. (1956). The Analysis of Business Concentration: A Statistical Approach. *Journal of the Royal Statistical Society* 119 (Series A): 150-77.
- Hayami, Y. and Ruttan, V. (1985). *Agricultural Development: An International Perspective*. Johns Hopkins University Press: Baltimore.
- Hayfield, T. and Racine, J.S. (2008). Nonparametric Econometrics: The np Package. *Journal of Statistical Software* 27(5):1-32.
- Hayfield, T., and Racine, J.S. (2011). Package ‘np’. Repository CRAN, available at: <ftp.udc.es/pub/CRAN/web/packages/np/np.pdf> .
- Helpman, E. (1993). Innovation, imitation, and intellectual property rights. *Econometrica* 61(6):1247-1280.
- Henderson, D., Carroll, R. and Li, Q. (2008). Nonparametric estimation and testing of fixed effects panel data models. *Journal of Econometrics* 144:257-275.
- Herrerias, M.J. and Orts, V. (2011). The driving forces behind China’s growth. *Economics of Transition* 19(1):79–124.

- Herz, B. and Vogel, L. (2003). Regional Convergence in Central and Eastern Europe: Evidence from a Decade of Transition. Discussion Paper 13-03.
- Hierro, M. and Maza, A. (2010). Per capita income convergence and internal migration in Spain: Are foreign-born migrants playing an important role? *Papers in Regional Science* 89(1):89-107.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*, 2nd Edition, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press: Cambridge.
- Hsiao, C., Li, Q. and Racine, J.S. (2007). A consistent model specification test with mixed discrete and continuous data. *Journal of Econometrics* 140:802–826.
- Humphries, H. and Knowles, S. (1998). Does agriculture contribute to economic growth? Some empirical evidence. *Applied Economics* 30:775-781.
- Hurvich, C.M., Simonoff, J.S. and Tsai, C-L. (1998). Smoothing Parameter Selection in Nonparametric Regression Using an Improved Akaike Information Criterion, *Journal of the Royal Statistical Society* 60 (Series B): 271-293.
- Huynh, K.P. and Jacho-Chávez, D.T. (2009). Growth and governance: A nonparametric analysis. *Journal of Comparative Economics* 37:121-143.
- Hyndman, R.J., Bashtannyk, D.M. and Grunwald, G.K. (1996). Estimating and Visualizing Conditional Densities. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 5: 315-336.
- Hyndman, R.J. and Yao, Q. (2002). Nonparametric Estimation and Symmetry Tests for Conditional Density Functions. *Journal of Nonparametric Statistics* 14:259-278.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115:53-74.
- Ioannides, Y. and Petrakos, G. (2000). Regional disparities in Greece: The performance of Crete, Peloponnese and Thessaly. *European Investment Bank Papers* 5(1): 31-58.
- Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *Quarterly Journal of Economics* 113:1127-1170.
- Johnson, P.A. (2005). A Continuous State Space Approach to ‘Convergence by Parts’. *Economic Letters* 86:317-321.
- Johnston, B.F. and Mellor, J.W. (1961). The Role of Agriculture in Economic Development. *The American Economic Review* 51(4):566-593.

- Jones, C.I. (1997). On the evolution of the world income distribution. *Journal of Economic Perspectives* 11(3):19-36
- Jorgenson, D. (1961). The development of a dual economy. *The Economic Journal* 71(282):309-334.
- Kang, S.J. and Lee, M. (2005). Q-convergence with interquartile ranges. *Journal of Economic Dynamics & Control* 29:1785-1806.
- Kennedy, P. (1998). *A Guide to Econometrics*. 4th edition MIT Press: Cambridge
- King, R.G., and Rebelo, S.T. (1989). Transitional Dynamics and Economic Growth in the Neoclassical Model *The American Economic Review* 83(4):908-931.
- Konsolas, N., Papadaskalopoulos, A. and Plaskovitis, I. (2002). *Regional development in Greece*. Springer: New York.
- Koopmans, T. (1965). On the concept of optimal economic growth. Cowles Foundation Paper 238. New Haven, CT, USA,
- Le Gallo, J. (2004). Space Time Analysis of GDP Disparities Among European Regions: A Markov Chains Approach. *International Regional Science Review* 27:138-163.
- Levin, A., Lin, C-F. and Chu, C-S.J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics* 108:1-24.
- Levy (2006). *Stochastic dominance: investment decision making under uncertainty*. Springer: New York.
- Lewis, A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *Manchester School of Economic and Social Studies* 22:139-192.
- Lewis, A. (1958). Unlimited labour: further notes. *Manchester School of Economic and Social Studies* 26:1-32.
- Li, Q. and Racine, J.S. (2003). Nonparametric estimation of distributions with categorical and continuous data. *Journal of Multivariate Analysis* 86:266–292.
- Li, Q. and Racine, J.S. (2004). Cross-Validated Local Linear Nonparametric Regression. *Statistica Sinica* 14:485-512.
- Li, Q. and Racine, J.S. (2007). *Nonparametric Econometrics: Theory and Practice*. Princeton University Press: New York.
- Li, K.-W. and Zhou, X. (2011). Cross-country Convergence and Growth: Evidence from Nonparametric and Semiparametric Analysis. Paper submitted to APEC Study Center Consortium Conference September 22 – 23, 2011 San Francisco, USA.

- Liaskos, G. and Papadas, C.T. (2009). Human Capital Convergence in Greece: A Panel Data Analysis. AUA Working Paper.
- Liontakis, A. and Papadas, C.T. (2010). Stochastic Convergence and Distribution Dynamics of Food Price Inflation Rates in EU. AUA Working Paper Series No. 2010-6.
- Liontakis, A., Papadas, C.T. and Tzouramani, E. (2010). Regional Economic Convergence in Greece: A Stochastic Dominance Approach. Paper presented in the 50th ERSA Congress, 19-23 August, Jönköping, Sweden.
- Liontakis, A. (2011 α). Distribution dynamics of the food price inflation in EU member states and the role of space. Paper presented in the Vth World Conference of the Spatial Econometrics Association, July 6-8, Toulouse.
- Liontakis, A. (2011 β). Food price inflation rates in the Euro-zone: Distribution dynamics and convergence analysis. Paper presented in the EAAE 2011 Congress, 30/08-02/09, Zurich, Switzerland
- Liu, Y., Shumway, C.R., Rosenman, R. and Ball, V.E. (2011). Productivity growth and convergence in US agriculture: new cointegration panel data results. *Applied Economics* 43(1):91-102
- Lopez-Bazo, E., Berry, E., Moor, A.J. and Suriñach, J. (1999). Regional Economic Convergent Dynamics and in the European Union. *Annals of regional Science* 33:343-370.
- Lucas, R. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics* 22:3-42.
- Maasoumi, E. and Wang, L. (2007). Economic Reform, Growth and Convergence in China. *Econometrics Journal* 11(1):128-154.
- Maasoumi, E., Racine, J.S., and Stengos, T. (2007). Growth and Convergence: a Profile of Distribution Dynamics and Mobility. *Journal of Econometrics* 136: 483-508.
- Maddala, G. S., and Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61:631-652.
- Magrini, S. (1999). The Evolution of Income Disparities Among the Regions of the European Union. *Regional Science and Urban Economics* 29:257-281.
- Magrini, S. (2004). Regional (di) convergence. In J.V. Henderson and J.E. Thisse: *Handbook of Regional and Urban Economics Vol. 4*, Elsevier.

- Magrini, S. (2007). Analyzing Convergence through the Distribution Dynamics Approach: Why and How?. University Ca' Foscari of Venice, Department of Economics Research Paper Series No.13.
- Mankiw, N.G., Romer, D. and Weil, D.N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics* 107:407-437.
- Martin, W. and Mitra, D. (2001). Productivity growth and convergence in agriculture versus manufacturing. *Economic Development and Cultural Change* 49(2):403-422.
- Matsuyama, K. (1992). Agricultural Productivity, Comparative Advantage, and Economic Growth. *Journal of Economic Theory* 58:317-334.
- Maza, A. Hierro M. and Villaverde J. (2010). Measuring intra-distribution income dynamics: an application to the European regions. *The Annals of Regional Science* 45(2):313-329.
- Maza, A. and Villaverde, J. (2010). European metropolitan regions: a convergence process?. *Economics Bulletin* 30(3): 2312-2320.
- Maza, A. and Villaverde, J. (2011). EU regional convergence and policy: Does the concept of region matter?. *Journal of Policy Modeling* 33:889-900.
- Meyer, K.J. (1977). Second-degree Stochastic Dominance with Respect to a Function. *International Economic Review* 18:476-487.
- Meyer, K.J. and Ormiston, M. (1985). Strong Increases in Risk and Their Comparative Statics. *International Economic Review* 26(2):425-437.
- Meyer, K.J. and Ormiston, M. (1994). The Effect on Optimal Portfolio of Changing the Returns of a Risky Asset: The Case of Dependent Risky Returns. *International Economic Review* 35:603-612.
- Meier, K.J., Eller, W.S., Wrinkle, R.D. and Polinard, J.L. (2001). Zen and the Art of Policy Analysis: A Response to Nielsen and Wolf. *The Journal of Politics* 63(2):616-629.
- Michelis, L., Papadopoulos, A.P. and Papanikos, G.T. (2004). Regional Convergence in Greece in the 1980's: An Econometric Investigation. *Applied Economics* 36: 881-888.
- Milligan, G.W. and Cooper, M.C. (1985). An examination of procedures for determining the number of clusters in a dataset. *Psychometrika* 50:159-179.
- Monastiriotis, V. (2007). Patterns of spatial association and their persistence across socio-economic indicators: the case of the Greek regions. GreeSE: Hellenic

- Observatory papers on Greece and Southeast Europe, 5. Hellenic Observatory, London School of Economics and Political Science, London, U.K.
- Monastiriotis, V. (2008). The Geography of Spatial Association Across the Greek Regions: Patterns of Persistence and Heterogeneity. In Coccossis, H. and Psycharis, Y. (eds.) *Regional Analysis and Policy: the Greek experience*. Springer/Physica Verlag HD: 17-39.
- Monastiriotis, V. (2009). Examining the Consistency of Spatial Association Patterns across Socio-economic Indicators: An Application to the Greek Regions. *Empirical Economics* 37(1):25-49.
- Ng, S. and Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica* 69(6):1519-1554.
- Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica* 49(6):1417-1426.
- Nonneman, W. and Vanhoudt, P. (1996). A further augmentation of the Solow model and the empirics of economic growth for OECD countries. *Quarterly Journal of Economics* 111:943-953.
- Nordhaus, W. (1969). An Economic Theory of Technological Change. *American Economic Review* 59:18-28.
- North, D.C. (1959). Agriculture in Regional Economic Growth, *Journal of Farm Economics*, 41(5): 943-951.
- Ó'hUallacháin, B.(2008). Regional growth transition clubs in the United State. *Papers in Regional Science* 87 (1):33-53.
- OECD (2009). *How regions grow: trends and analysis*. OECD publications.
- Paci, R. and Pigliaru, F. (1997). Structural Change and Convergence: An Italian Regional Perspective. *Structural Change and Economic Dynamics* 8(3):297-318.
- Papadas, C.T. and Efstratoglou, S. (2004). Estimation of Regional Economic Convergence Equations Using Artificial Neural Networks with Cross Section Data. ERSA conference papers, ersa04p149.
- Pekkala, S. (1999). Regional convergence across the Finnish provinces and Subregions, 1960–94. *Finnish Economic Papers* 12(1):28-40.
- Papadaskalopoulos, A., and Christofakis, M. (2008). Spatial cohesion in Greece: The impact of GDP revision in the measurement of spatial inequalities in Greece and policy dimensions. *Social Cohesion and Development* 3(1):45-54.

- Pesaran, M.H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. IZA Discussion Paper, No 1240.
- Pesaran, M.H. (2007). A pair-wise approach to testing for output and growth convergence. *Journal of Econometrics* 138:312–355.
- Petrakos, G. and Artelaris, P. (2008) Regional Inequalities in Greece, In Coccossis, H. and Psycharis, Y. (eds) *Regional Analysis and Policy: the Greek experience*. Springer/Physica Verlag HD: 121-139.
- Petrakos, G., Rodriguez-Pose, A. and Rovolis, A. (2005). Growth, Integration and Regional Disparities in the European Union. *Environment and Planning A* 37: 1837-1855.
- Petrakos, G. and Saratsis, Y. (2000). Regional Inequalities in Greece. *Papers in Regional Science* 79: 57–74.
- Phillips, P.C.B. and Sul, D. (2003). The Elusive Empirical Shadow of Growth Convergence. Cowles Foundation Discussion Paper No. 1398.
- Prais, S.J. (1955). Measuring Social Mobility. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)* 118(1):56-66.
- Pritchett, L. (2000). Understanding Patterns of Economic Growth: Searching for Hills among Plateaus, Mountains, and Plains. *World Bank Economic Review* 14(2): 221-50.
- Prodromidis, P.I. (2006). A Regional Analysis of Declared Incomes in Greece. Studies No. 63, KEPE, Athens.
- Proietti, T. (2005). Convergence in Italian regional per-capita GDP. *Applied Economics* 37(5):497-506
- Psycharis, Y. (2008). Public Spending Patterns: the regional allocation of public investment in Greece by political period. GreeSE Hellenic Observatory Papers on Greece and Southeast Europe 14, Hellenic Observatory, LSE.
- Pudney, S. (1993). Income and wealth inequality and the life Cycle: A non-parametric analysis for china. *Journal of applied econometrics* 8:249-276
- Quah, D.T. (1993 α). Empirical Cross-Section dynamics in Economic Growth. *European Economic Review* 37: 426-34.
- Quah, D.T. (1993 β). Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics* 95(4):427-443.
- Quah, D.T. (1996). Convergence Empirics Across Economies with (Some) Capital Mobility. *Journal of Economic Growth* 1 (1). 95-124.

- Quah, D.T. (1997). Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs. *Journal of Economic Growth* 2(1):27-59.
- Racine, J.S. (1997). Consistent Significance Testing for Nonparametric Regression. *Journal of Business & Economic Statistics* 15(3):369-379.
- Racine, J.S., Hart, J.D. and Li, Q. (2006). Testing the Significance of Categorical Predictor Variables in Nonparametric Regression Models. *Econometric Reviews* 25:523-544
- Ramsey, F.P. (1928). A Mathematical Theory of Saving. *Economic Journal* 38:543-559.
- Ranis, G. and Fei, J.C.H. (1961). A theory of economic development. *American Economic Review* 51:532-558.
- Ravallion, M. and Datt, G. (1999). When is growth pro-poor? Evidence from the diverse experience of India's states. World Bank policy research working paper series, 2263, World Bank, Washington, DC.
- Redding, S. and Venables, A.J. (2004). Economic Geography and International Inequality. *Journal of International Economics* 62:53-82.
- Rey, S.J. and Montuori, B.D. (1999). U.S. regional income convergence: A spatial econometric perspective. *Regional Studies* 33(2):143-156.
- Rey, S.J. and Janikas, M.V. (2005). Regional convergence, inequality and space. *Journal of Economic Geography* 5(2). 155–176.
- Rezitis, A.N. (2005). Agricultural productivity convergence across Europe and the United States of America. *Applied Economics Letters* 12(7):443-446
- Richardson J.W., Schumann, K. and Feldman, P. (2005). Simulation & Econometrics to Analyze Risk, Department of Agricultural Economics. Texas A&M University.
- Rivera-Batiz, L.A. and Romer, P. (1991). International trade with endogenous technological change. *European Economic Review* 35(4):971-1004.
- Robinson, S. (1971) Sources of growth in less developed countries: a cross sectional study. *Quarterly Journal of Economics* 85:391-408.
- Rogerson, A.P. (2001). *Statistical Methods for Geography*. SAGE Publications: London.
- Romer, P. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy* 94:1002-1037.

- Romer, P. (1990). Endogenous Technical Change. *Journal of Political Economy* 98(5):S71-S102.
- Romer, P. (1993). Idea Gaps and Object Gaps in Economic Development. *Journal of Monetary Economics* 32(3):543-573.
- Rosenstein-Rodan, P. (1943). Problems of industrialization of Eastern and Southeastern Europe. *The Economic Journal* 53(2):202–211.
- Roy, K. and Haldar, S.K. (2010). Measuring Poverty and Socio-Economic Deprivation Inequalities in India at Sub-National Level. *Asia-Pacific Social Science Review* 10(1):59-84.
- Ruttan, V. and Hayami, Y. (1984). Toward a Theory of Induced Institutional Innovation. *Journal of Development Studies* 20:203-223.
- Sala-i-Martin, X. (1996). Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review* 40(6):1325-1352.
- Sarafidis, V. and Wansbeek, T. (2010). Cross-sectional Dependence in Panel Data Analysis. MPRA Paper No. 20815.
- Sassi, M. (2010). OLS and GWR Approaches to Agricultural Convergence in the EU-15. *International Advances in Economic Research* 16(1):96–108
- Schultz, T. (1960). Capital Formation by Education. *Journal of Political Economy* 69:571-583.
- Schultz, T. (1961). Investment in Human Capital. *American Economic Review* 51:1-17.
- Self, S. and Grabowski, R. (2007). Economic development and the role of agricultural technology. *Agricultural Economics* 36:395-404.
- Shell, K. (1966). Toward a Theory of Inventive Activity and Capital Accumulation. *American Economic Review Papers and Proceedings* 56:62-68.
- Silverman, B.W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman and Hall: London.
- Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 120:65-94.
- Stegman, A. and McKibbin, W. (2005). Convergence and Per Capita Carbon Emissions. *Brookings Discussion Papers in International Economics* No.167, The Brookings Institution, Washington DC.

- Stengos, T., Thompson, B.S. and Wu, X. (2008). The Evolution of the Conditional Joint Distribution of Life Expectancy and Per Capita Income Growth. Economics Publications and Research. Paper No. 44.
- Stringer, R. (2001). How important are the 'non-traditional' economic roles of agriculture in development? Discussion Paper No. 0118, Centre for International Economic Studies, Adelaide University, Australia.
- Syriopoulos, C. and Asteriou, D. (1998). Testing for Convergence across the Greek Regions. *Regional Studies* 32: 231–238.
- Swan, T.W. (1965). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record* 32:334-361.
- Temple, J. (1999). The New Growth Evidence. *Journal of Economic Literature* 37(1):112-56.
- Thirtle, C., Lin, L. and Piesse, J. (2003). The impact of research-led agricultural productivity growth on poverty reduction in Africa, Asia and Latin America. *World Development* 31(12):1959-1975.
- Timmer, C.P. (1995). Getting agriculture moving: do markets provide the right signals?. *Food Policy* 20(5):455–472.
- Tsionas, E.G. (2002). Another Look at Regional Convergence in Greece. *Regional Studies* 36(6): 603–609.
- Uzawa, H. (1965). Optimum Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth. *International Economic Review* 6:18-31.
- Venables, A.J. (2006). Shifts in Economic Geography and their Causes. Centre for Economic Performance (CEP) Discussion Paper No 767.
- Wacziarg, R. (2002). Review of Easterly's The Elusive Quest for Growth. *Journal of Economic Literature* 40(3):907-18.
- Wand, M.P. and Jones, M.C. (1995). *Kernel Smoothing*. Chapman & Hall: London.
- Wang, N. (2003). Marginal nonparametric kernel regression accounting for within-subject correlation. *Biometrika* 90:43–52.
- Wang, N., Carroll, R.J. and Lin, X. (2005). Efficient semiparametric marginal estimation for longitudinal/clustered data. *Journal of the American Statistical Association* 100:147–157.
- Wichmann, T. (1996). Technology adoption in agriculture and convergence across economies. Technical University of Berlin, Economics Discussion Paper, no. 1996/04.

- Wong, W.-K. (2006). OECD convergence: A sectoral decomposition exercise.
Economics Letters 93: 210–214.
- Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*.
MIT Press: Cambridge.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Πίνακας 1. Κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε τρέχουσες τιμές

	2000	2001	2002	2003	2004*	2005*	2006*	2007*	2008*
Αιτωλοακαρνανία	9,145	9,770	9,794	10,424	11,895	12,381	13,867	14,910	14,771
Αργολίδα	11,273	11,454	12,765	13,715	14,616	15,959	16,931	18,759	19,002
Αρκαδία	13,589	14,183	14,860	15,718	16,901	18,390	20,277	21,913	22,545
Άρτα	8,206	9,054	9,386	10,721	10,485	11,612	11,774	12,714	12,747
Αττική	14,158	15,504	16,907	18,549	19,823	20,630	22,526	24,135	25,359
Αχαΐα	11,407	12,458	13,487	14,914	15,368	15,999	17,114	18,606	19,408
Βοιωτία	26,345	27,116	26,565	26,555	26,468	28,009	27,064	30,093	31,353
Γρεβενά	8,759	9,892	10,533	10,994	11,726	15,439	18,048	19,069	16,608
Δράμα	8,769	9,350	9,723	10,852	12,185	12,467	12,454	13,179	14,405
Δωδεκάνησα	15,033	15,352	16,226	17,500	17,481	19,008	21,896	23,971	24,516
Εβρος	10,593	10,785	11,102	12,961	13,135	14,034	14,183	16,357	15,938
Εύβοια	11,303	11,832	12,968	14,753	16,032	17,234	18,403	18,403	20,279
Ευρυτανία	9,921	10,341	10,530	10,664	11,647	11,872	12,856	14,289	13,687
Ζάκυνθος	14,204	15,660	16,611	17,531	20,083	21,449	22,320	25,542	25,536
Ηλεία	7,719	8,032	8,580	10,145	10,592	10,285	11,050	11,822	12,490
Ημαθία	12,492	12,023	11,603	12,726	13,725	14,126	15,169	14,965	16,644
Ηράκλειο	12,765	13,575	15,115	16,162	17,125	18,310	20,282	20,913	22,268
Θεσπρωτία	10,562	12,027	12,030	13,762	14,436	14,944	15,414	15,480	16,967
Θεσσαλονίκη	12,661	13,249	13,806	15,230	16,843	17,517	18,590	20,019	20,138
Ιωάννινα	11,237	11,668	12,323	13,820	15,637	15,618	17,178	18,300	17,835
Καβάλα	9,193	9,668	10,250	11,031	11,882	13,164	13,242	14,133	15,341
Καρδίτσα	7,999	8,666	9,821	10,557	11,393	12,159	12,829	12,891	13,732
Καστοριά	10,680	11,939	13,707	14,485	15,788	17,768	21,190	20,800	21,397
Κέρκυρα	12,004	12,603	13,818	15,477	15,905	17,087	18,056	18,263	18,979
Κεφαλληνία	11,370	13,145	13,487	14,987	14,825	15,471	17,104	18,972	19,574
Κιλκίς	10,897	11,539	11,765	13,859	13,681	14,959	16,149	16,410	18,008
Κοζάνη	12,511	12,744	14,374	15,150	15,790	16,851	17,757	19,921	19,491
Κορινθία	18,256	17,474	16,484	17,024	17,762	19,844	21,381	21,758	22,451
Κυκλάδες	15,630	16,834	18,143	20,186	22,456	22,812	25,095	25,560	27,210
Λακωνία	8,774	10,143	10,641	11,097	12,516	12,338	13,522	13,943	14,480
Λάρισα	11,735	12,573	12,839	14,861	15,863	15,618	16,563	17,827	18,244
Λασιθί	12,373	13,316	13,894	14,630	15,241	17,695	18,857	20,875	21,962
Λέσβος	9,620	11,386	11,463	13,396	13,621	14,278	16,006	16,928	17,305
Λευκάδα	10,170	11,420	11,633	13,067	14,712	15,625	16,192	17,868	18,642
Μαγνησία	11,942	12,873	13,587	15,162	16,185	16,689	17,861	18,996	19,845
Μεσσηνία	9,025	9,035	9,926	11,877	12,869	13,090	14,914	15,986	16,379
Εάνθη	9,476	10,637	10,040	11,661	12,424	12,923	13,619	14,672	14,810
Πέλλα	9,486	10,149	11,120	11,918	12,620	13,406	14,451	15,403	15,877
Περία	9,665	10,589	10,672	11,842	12,714	13,216	13,325	14,111	14,928
Πρέβεζα	11,637	11,975	12,517	13,281	14,273	13,900	15,135	15,807	16,420
Ρέθυμνο	12,867	12,750	13,790	14,567	15,457	17,448	16,590	18,470	19,032
Ροδόπη	8,126	10,736	10,476	10,753	11,250	11,635	12,251	13,505	13,624
Σάμος	9,710	11,466	11,775	12,503	12,702	14,000	15,480	16,682	17,530
Σέρρες	8,203	8,291	8,850	9,484	10,558	10,871	12,126	12,118	12,539
Τρίκαλα	8,513	8,972	10,278	11,101	13,170	13,372	14,020	14,874	15,735
Φθιώτιδα	12,547	12,727	12,675	13,490	14,778	16,779	17,210	20,808	20,921
Φλώρινα	10,102	10,380	11,232	12,570	13,187	14,344	15,062	15,600	16,431
Φωκίδα	11,230	10,893	11,504	12,589	13,994	15,168	16,554	16,916	17,986
Χαλκιδική	10,762	11,205	11,570	12,874	14,521	15,675	16,750	17,612	17,971
Χανιά	11,344	12,226	13,215	14,314	15,257	15,803	17,672	19,560	19,681
Χίος	11,327	13,190	12,988	16,101	16,059	15,273	18,025	18,936	19,257

Πηγή: ΕΛ.ΣΤΑΤ

*Προσωρινά στοιχεία

Πίνακας 2. Κατά κεφαλήν ΑΕΠ σε σταθερές τιμές 2011

	2000	2001	2002	2003	2004*	2005*	2006*	2007*	2008*
Αιτωλοακαρνανία	12,426	12,874	12,481	12,783	14,169	14,344	15,578	16,253	15,591
Αργολίδα	15,317	15,093	16,267	16,818	17,410	18,489	19,021	20,449	20,056
Αρκαδία	18,464	18,689	18,937	19,274	20,132	21,306	22,779	23,887	23,796
Άρτα	11,151	11,931	11,962	13,147	12,489	13,453	13,226	13,860	13,454
Αττική	19,238	20,430	21,545	22,746	23,612	23,902	25,306	26,309	26,766
Αχαΐα	15,500	16,415	17,187	18,289	18,306	18,536	19,226	20,283	20,485
Βοιωτία	35,796	35,731	33,853	32,563	31,528	32,451	30,404	32,804	33,092
Γρεβενά	11,902	13,035	13,423	13,481	13,968	17,887	20,275	20,787	17,530
Δράμα	11,915	12,320	12,391	13,307	14,514	14,444	13,991	14,367	15,205
Δωδεκάνησα	20,427	20,230	20,677	21,460	20,823	22,022	24,598	26,131	25,876
Εβρος	14,394	14,212	14,148	15,893	15,646	16,259	15,934	17,831	16,822
Εύβοια	15,358	15,591	16,526	18,091	19,097	19,966	20,674	20,061	21,404
Ευρυτανία	13,481	13,626	13,419	13,076	13,873	13,755	14,442	15,576	14,447
Ζάκυνθος	19,300	20,636	21,169	21,497	23,922	24,851	25,075	27,844	26,953
Ηλεία	10,489	10,584	10,934	12,440	12,617	11,916	12,414	12,887	13,183
Ημαθία	16,974	15,843	14,786	15,605	16,348	16,366	17,041	16,313	17,567
Ηράκλειο	17,344	17,888	19,262	19,819	20,398	21,213	22,785	22,798	23,504
Θεσπρωτία	14,351	15,848	15,330	16,876	17,196	17,314	17,316	16,874	17,909
Θεσσαλονίκη	17,203	17,458	17,594	18,675	20,063	20,295	20,885	21,823	21,256
Ιωάννινα	15,269	15,375	15,704	16,947	18,627	18,095	19,297	19,949	18,825
Καβάλα	12,492	12,740	13,063	13,527	14,153	15,252	14,876	15,407	16,192
Καρδίτσα	10,869	11,419	12,515	12,946	13,570	14,087	14,412	14,053	14,494
Καστοριά	14,511	15,732	17,467	17,762	18,806	20,585	23,805	22,674	22,584
Κέρκυρα	16,311	16,607	17,609	18,978	18,946	19,797	20,284	19,909	20,033
Κεφαλληνία	15,449	17,321	17,187	18,378	17,659	17,924	19,214	20,682	20,660
Κιλκίς	14,806	15,205	14,993	16,994	16,296	17,331	18,142	17,888	19,007
Κοζάνη	16,999	16,793	18,317	18,578	18,808	19,524	19,949	21,716	20,573
Κορινθία	24,806	23,026	21,007	20,876	21,158	22,991	24,020	23,719	23,697
Κυκλάδες	21,237	22,183	23,121	24,753	26,748	26,429	28,192	27,863	28,720
Λακωνία	11,922	13,366	13,561	13,608	14,909	14,294	15,191	15,199	15,284
Λάρισα	15,946	16,567	16,361	18,223	18,895	18,095	18,607	19,433	19,257
Λασιθί	16,811	17,546	17,706	17,940	18,155	20,501	21,184	22,756	23,181
Λέσβος	13,071	15,004	14,608	16,427	16,225	16,542	17,981	18,453	18,265
Λευκάδα	13,818	15,049	14,825	16,023	17,525	18,103	18,191	19,478	19,676
Μαγνησία	16,226	16,962	17,314	18,592	19,279	19,336	20,065	20,708	20,947
Μεσσηνία	12,262	11,906	12,649	14,564	15,328	15,166	16,754	17,426	17,288
Εάνθη	12,875	14,017	12,795	14,299	14,799	14,972	15,299	15,994	15,632
Πέλλα	12,889	13,373	14,170	14,614	15,033	15,531	16,235	16,791	16,758
Περία	13,133	13,953	13,600	14,521	15,145	15,312	14,970	15,382	15,757
Πρέβεζα	15,812	15,779	15,951	16,286	17,002	16,104	17,003	17,231	17,332
Ρέθυμνο	17,484	16,800	17,573	17,863	18,412	20,214	18,637	20,135	20,089
Ροδόπη	11,041	14,148	13,350	13,186	13,400	13,480	13,762	14,722	14,380
Σάμος	13,194	15,109	15,006	15,331	15,131	16,220	17,390	18,185	18,503
Σέρρες	11,146	10,925	11,278	11,630	12,576	12,595	13,622	13,210	13,235
Τρίκαλα	11,567	11,822	13,098	13,613	15,687	15,492	15,750	16,214	16,608
Φθιώτιδα	17,048	16,770	16,153	16,542	17,603	19,439	19,334	22,683	22,082
Φλώρινα	13,726	13,678	14,314	15,414	15,708	16,619	16,920	17,006	17,343
Φωκίδα	15,260	14,354	14,661	15,437	16,669	17,573	18,596	18,440	18,984
Χαλκιδική	14,623	14,765	14,744	15,787	17,297	18,161	18,817	19,199	18,968
Χανιά	15,414	16,110	16,840	17,553	18,173	18,309	19,853	21,322	20,773
Χίος	15,391	17,381	16,551	19,744	19,129	17,695	20,250	20,642	20,326

Πηγή: ΕΛ.ΣΤΑΤ, Economywatch (www.economywatch.com)

*Προσωρινά στοιχεία

Πίνακας 3. Μερίδιο της γεωργίας στην ακαθάριστη αξία παραγωγής των νομών της Ελλάδας (2000-2008).

	2000	2001	2002	2003	2004*	2005*	2006*	2007*	2008*
Αιτωλοακαρνανία	17.48%	17.09%	18.56%	16.25%	13.94%	14.56%	8.83%	7.75%	6.63%
Αργολίδα	14.04%	16.52%	16.55%	15.58%	11.31%	12.48%	11.45%	9.10%	9.80%
Αρκαδία	8.91%	8.80%	7.96%	8.97%	6.64%	6.60%	6.46%	5.38%	5.26%
Άρτα	18.67%	21.08%	18.95%	16.47%	11.91%	12.83%	11.44%	10.04%	7.69%
Αττική	0.78%	0.65%	0.63%	0.54%	0.45%	0.45%	0.39%	0.38%	0.33%
Αχαΐα	7.01%	6.78%	5.82%	5.77%	4.94%	4.74%	4.31%	3.91%	3.91%
Βοιωτία	10.61%	8.88%	8.90%	9.79%	8.61%	9.57%	8.39%	7.18%	5.97%
Γρεβενά	18.42%	16.42%	14.52%	12.98%	11.45%	8.77%	5.31%	6.17%	6.87%
Δράμα	12.72%	13.31%	12.97%	12.01%	10.15%	10.21%	8.59%	9.31%	7.77%
Δωδεκάνησα	3.44%	3.36%	2.81%	2.64%	2.31%	2.45%	2.31%	2.13%	1.93%
Έβρος	13.01%	13.48%	11.41%	11.16%	9.75%	10.10%	6.44%	6.29%	5.96%
Εύβοια	10.35%	9.37%	7.92%	7.65%	5.99%	6.29%	5.79%	5.24%	4.59%
Ευρυτανία	9.16%	9.01%	8.42%	8.45%	7.08%	7.25%	4.80%	3.88%	3.78%
Ζάκυνθος	9.59%	9.01%	8.58%	8.49%	5.46%	6.29%	4.59%	3.23%	3.45%
Ηλεία	28.35%	30.46%	26.16%	21.86%	20.78%	20.75%	17.99%	18.28%	17.29%
Ημαθία	17.75%	20.79%	20.08%	15.64%	16.31%	16.31%	13.76%	13.73%	13.35%
Ηράκλειο	8.26%	7.91%	8.52%	6.59%	7.88%	5.31%	5.59%	5.33%	4.32%
Θεσπρωτία	10.42%	11.13%	10.14%	9.21%	9.58%	9.89%	8.10%	7.99%	7.75%
Θεσσαλονίκη	2.58%	2.54%	2.33%	2.22%	2.17%	2.09%	1.53%	1.47%	1.35%
Ιωάννινα	6.68%	7.67%	6.40%	6.20%	4.84%	5.11%	3.48%	3.00%	2.98%
Καβάλα	10.62%	10.69%	9.87%	9.43%	8.09%	7.87%	7.39%	8.04%	5.78%
Καρδίτσα	24.76%	22.35%	21.87%	20.98%	17.15%	16.19%	8.23%	8.64%	7.36%
Καστοριά	9.31%	9.76%	9.84%	9.39%	7.15%	6.80%	5.89%	5.77%	5.58%
Κέρκυρα	4.18%	3.75%	3.84%	3.12%	2.60%	3.64%	1.70%	2.33%	1.37%
Κεφαλληνία	6.68%	9.03%	7.36%	7.37%	5.94%	6.20%	6.49%	5.55%	4.86%
Κιλκίς	16.71%	17.37%	14.88%	13.32%	13.58%	13.89%	8.31%	9.32%	8.11%
Κοζάνη	5.97%	6.20%	5.90%	4.79%	4.65%	4.83%	3.45%	3.32%	3.36%
Κορινθία	6.05%	6.83%	6.12%	7.48%	6.38%	5.61%	4.70%	4.41%	3.51%
Κυκλάδες	4.20%	4.34%	4.04%	3.66%	3.40%	3.55%	3.57%	3.34%	2.97%
Λακωνία	15.93%	17.76%	17.12%	15.60%	14.33%	12.78%	14.52%	11.16%	10.75%
Λάρισα	19.28%	17.12%	16.96%	17.85%	15.26%	15.66%	11.14%	10.53%	11.19%
Λασιθί	11.04%	12.66%	11.90%	13.15%	11.35%	11.88%	11.02%	10.08%	10.11%
Λέσβος	8.44%	11.11%	6.71%	10.18%	6.49%	7.48%	7.43%	4.66%	4.59%
Λευκάδα	3.75%	4.33%	3.16%	4.12%	2.93%	2.47%	2.75%	2.01%	1.52%
Μαγνησία	8.35%	5.72%	6.16%	6.18%	4.87%	5.19%	4.57%	3.39%	3.68%
Μεσσηνία	12.69%	16.79%	11.64%	11.08%	9.83%	11.13%	9.05%	7.63%	5.77%
Ξάνθη	12.38%	13.52%	9.72%	10.06%	9.12%	8.79%	6.96%	6.28%	5.26%
Πέλλα	24.40%	25.13%	24.01%	16.71%	18.32%	18.41%	15.93%	14.62%	15.90%
Περία	11.60%	10.81%	10.92%	10.48%	9.42%	10.05%	7.09%	6.38%	5.20%
Πρέβεζα	15.21%	16.36%	14.64%	13.08%	13.64%	12.22%	11.34%	10.02%	8.85%
Ρέθυμνο	14.92%	15.39%	17.74%	15.15%	18.65%	16.93%	8.41%	6.80%	5.66%
Ροδόπη	19.47%	14.00%	13.51%	14.64%	12.97%	12.62%	6.86%	7.68%	6.95%
Σάμος	5.33%	4.54%	3.89%	4.35%	4.21%	3.96%	4.16%	3.08%	2.63%
Σέρρες	22.22%	20.84%	18.39%	18.32%	15.63%	15.69%	9.39%	10.95%	9.60%
Τρίκαλα	13.30%	13.16%	11.47%	9.70%	8.83%	9.08%	5.98%	5.86%	5.14%
Φθιώτιδα	19.60%	19.13%	18.45%	17.26%	14.47%	13.10%	8.66%	7.16%	6.88%
Φλώρινα	17.09%	18.33%	16.72%	13.27%	14.18%	13.82%	11.31%	11.14%	9.75%
Φωκίδα	9.16%	10.31%	7.91%	9.10%	9.17%	9.05%	8.13%	6.94%	6.19%
Χαλκιδική	12.68%	11.50%	10.96%	11.39%	11.14%	9.79%	6.74%	6.44%	5.17%
Χανιά	10.47%	10.06%	10.87%	8.65%	9.21%	7.88%	7.58%	6.16%	5.52%
Χίος	14.81%	12.83%	13.05%	10.68%	10.21%	5.05%	4.79%	4.25%	3.89%

Πηγή: ΕΛ.ΣΤΑΤ

*Προσωρινά στοιχεία

Πίνακας 4. Γεωργική Παραγωγικότητα των Νομών της Ελλάδας σε όρους ακαθάριστης αξίας παραγωγής του τομέα της γεωργίας ανά απασχολούμενο (2000-2008)

	2000	2001	2002	2003	2004*	2005*	2006*	2007*	2008*
Αιτωλοακαρνανία	8.969	9.197	9.249	9.222	9.384	9.513	9.182	9.083	8.921
Αργολίδα	9.370	9.615	9.629	9.611	9.357	9.424	9.410	9.307	9.397
Αρκαδία	8.755	8.809	8.913	9.430	9.376	9.276	9.249	9.187	9.192
Άρτα	9.151	9.735	9.600	9.702	9.273	9.553	9.153	9.103	8.837
Αττική	9.890	9.787	9.982	10.100	10.234	10.299	10.269	10.376	10.291
Αχαΐα	9.274	9.401	9.560	9.756	9.605	9.700	9.669	9.632	9.696
Βοιωτία	10.305	10.265	9.996	10.118	10.107	10.356	10.155	9.849	9.710
Γρεβενά	9.717	9.584	9.383	9.034	8.951	8.893	8.547	8.933	8.900
Δράμα	9.850	9.723	9.804	9.925	10.172	10.268	9.916	10.114	10.023
Δωδεκάνησα	10.078	10.296	10.188	9.998	9.845	10.134	10.342	10.158	10.091
Έβρος	9.139	9.339	9.089	9.304	9.399	9.668	9.181	9.263	9.186
Εύβοια	9.673	9.693	9.764	9.893	9.833	9.760	9.737	9.464	9.433
Ευρυτανία	7.993	8.111	8.505	8.699	8.889	9.045	8.493	8.633	8.564
Ζάκυνθος	9.098	9.203	9.160	9.276	8.860	9.101	8.871	8.674	8.748
Ηλεία	9.306	9.387	9.346	9.524	9.652	9.524	9.464	9.685	9.690
Ημαθία	9.579	9.837	10.075	9.836	10.108	10.100	10.030	9.877	9.960
Ηράκλειο	8.945	8.892	9.067	8.917	9.378	9.050	9.171	9.234	9.096
Θεσπρωτία	8.782	9.105	8.841	9.114	9.453	9.337	9.113	9.220	9.285
Θεσσαλονίκη	9.780	9.792	9.858	9.886	9.886	9.979	9.920	9.921	9.856
Ιωάννινα	9.661	9.885	9.608	9.869	9.704	9.830	9.474	9.528	9.524
Καβάλα	9.560	9.848	9.776	9.810	9.557	9.652	9.522	9.759	9.515
Καρδίτσα	9.376	9.373	9.418	9.388	9.218	9.245	8.754	8.720	8.623
Καστοριά	9.568	10.083	10.078	10.057	9.913	10.017	10.035	9.816	9.812
Κέρκυρα	8.309	8.186	8.602	8.881	9.029	9.190	8.344	9.356	8.891
Κεφαλληνία	8.727	9.947	10.022	9.956	9.575	9.703	9.832	9.827	9.730
Κιλκίς	9.259	9.357	9.473	9.425	9.769	9.913	9.815	10.439	10.395
Κοζάνη	9.086	9.374	9.489	9.363	9.615	9.700	9.559	9.566	9.561
Κορινθία	8.653	8.995	8.799	9.012	9.043	9.028	8.754	8.790	8.603
Κυκλάδες	9.300	9.621	9.772	9.571	9.876	9.957	10.044	9.896	9.848
Λακωνία	8.634	9.013	8.948	8.910	8.949	8.793	9.046	8.822	8.822
Λάρισα	9.687	9.740	9.973	10.148	10.062	9.997	9.718	9.842	9.933
Λασιθί	8.630	8.949	9.046	9.434	9.443	9.562	9.722	9.976	10.035
Λέσβος	9.062	9.633	8.968	9.856	9.227	9.420	9.474	9.141	9.151
Λευκάδα	8.811	9.075	8.563	8.887	8.733	8.366	8.550	8.455	8.216
Μαγνησία	9.671	9.399	9.725	9.731	9.504	9.513	9.760	9.418	9.549
Μεσσηνία	9.220	9.344	9.026	9.057	9.168	9.148	9.062	9.061	8.813
Ξάνθη	8.935	9.141	8.677	8.947	9.020	9.018	8.843	8.841	8.681
Πέλλα	9.186	9.524	9.503	9.100	9.589	9.940	9.780	9.652	9.770
Περία	8.691	8.718	8.828	8.938	8.941	8.995	8.662	8.673	8.530
Πρέβεζα	9.643	9.739	9.628	9.774	9.745	9.658	9.727	9.373	9.289
Ρέθυμνο	9.469	9.392	9.548	9.558	10.173	10.363	9.616	9.693	9.549
Ροδόπη	8.402	8.425	8.372	8.563	8.721	8.668	8.108	8.356	8.272
Σάμος	9.568	9.264	9.192	9.424	9.407	9.275	9.225	9.079	8.974
Σέρρες	9.577	9.647	9.664	9.592	9.726	9.829	9.337	9.418	9.318
Τρίκαλα	8.669	8.794	8.647	8.568	8.903	9.020	8.717	8.695	8.622
Φθιώτιδα	9.885	10.025	9.870	9.782	10.019	10.197	9.760	9.722	9.690
Φλώρινα	9.934	9.913	10.055	9.920	9.989	10.092	9.853	10.018	9.940
Φοκίδα	9.916	10.200	9.938	9.940	10.001	10.113	10.074	9.738	9.685
Χαλκιδική	9.893	9.670	9.410	9.810	10.112	10.057	9.565	10.079	9.886
Χανιά	9.255	9.387	9.799	9.553	9.676	9.639	9.816	9.900	9.804
Χίος	10.319	10.489	10.451	10.712	10.666	9.854	9.898	9.774	9.705

Πηγή: ΕΛ.ΣΤΑΤ, Eurostat,

*Προσωρινά στοιχεία