
ΧΩΡΙΚΗ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗ ΚΑΙ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟΙ ΔΕΙΚΤΕΣ: ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΗΣ ΠΑΡΑΓΩΓΙΚΩΤΗΤΑΣ ΤΩΝ ΕΥΡΩΠΑΪΚΩΝ ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΩΝ ΑΠΟ ΤΟ 1975 ΩΣ ΤΟ 2000*

Καμαριανάκης Γιάννης^{*1}, Le Gallo Julie²

¹Ίδρυμα Τεχνολογίας και Έρευνας, Ινστιτούτο Υπολογιστικών Μαθηματικών, Τομέας Περιφερειακής Ανάλυσης, Ηράκλειο Κρήτης

² IERSO-University Montesquieu-Bordeaux IV, Avenue Leon Duguit – 33608 Pessac France Bordeaux, France

Τηλ: 2810 391771, Fax: 0810 391761, e-mail : kamarian@iacm.forth.gr

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Τα οικονομικά μεγέθη συχνά χαρακτηρίζονται από χωρική συσχέτιση: οι διαφορές στις τιμές των οικονομικών δεικτών που χαρακτηρίζουν δύο επαρχίες ή περιφέρειες εξαρτώνται σε σημαντικό βαθμό από τη γεωγραφική απόσταση που τις χωρίζει. Συνέπεια της χωρικής συσχέτισης είναι η ύπαρξη ομάδων επαρχιών ή περιφερειών με ομοειδή χαρακτηριστικά (spatial regional clusters). Η εξέλιξη και διάδοση των μεθόδων χωρικής στατιστικής και οικονομετρίας από τις αρχές της δεκαετίας του 90 προσφέρουν σήμερα τα απαραίτητα εργαλεία για την ανάλυση των οικονομικών δεδομένων με χωρική αναφορά. Η μελέτη που ακολουθεί παρουσιάζει πώς οι παραπάνω μέθοδοι μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τη μελέτη της εξέλιξης της παραγωγικότητας των ευρωπαϊκών περιφερειών. Αρχικά χρησιμοποιούμε περιγραφική χωρική στατιστική ανάλυση και παρατηρούμε το γνωστό υπόδειγμα πυρήνα-περιφέρειας για την παραγωγικότητα και τους υποδείκτες στους οποίους μπορεί να αναλυθεί, όμοια με την ανάλυση του ΑΕΠ των ευρωπαϊκών περιφερειών όπως παρουσιάστηκε από τους Le Gallo και Ertur (2003). Στη συνέχεια για την υποδειγματοποίηση της εξέλιξης των υπο μελέτη μεγεθών στο χρόνο λαμβάνοντας υπ' όψη τη χωρική συσχέτιση, χρησιμοποιούμε χωρικά στατιστικά μοντέλα τύπου Seemingly Unrelated Regressions. Τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγουμε διαφέρουν σημαντικά σε σχέση με αυτά που προέκυψαν από μελέτες που δεν λαμβάνουν υπ' όψη τη χωρική συσχέτιση.

ΛΕΞΕΙΣ ΚΛΕΙΔΙΑ

Χωρική συσχέτιση, περιγραφική χωρική στατιστική ανάλυση, ευρωπαϊκές περιφέρειες, παραγωγικότητα

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η ευρωπαϊκή ολοκλήρωση έδωσε ερέθισμα σε ένα μεγάλο αριθμό από μελέτες σχετικά με την οικονομική σύγκλιση των περιφερειών της ένωσης¹. Μία προσέγγιση της

* Μέρος της εργασίας έγινε όταν οι συγγραφείς ήταν επισκέπτες ερευνητές στο Regional Economics Applications Lab, University of Illinois at Urbana-Champaign. Το παρόν άρθρο είναι σύντομη έκδοση άρθρου υπό κρίση για δημοσίευση -ο ενδιαφερόμενος αναγνώστης μπορεί να βρει μια πρόσφατη έκδοση στο Kamarianakis and Le Gallo 2003.

εξέλιξης των περιφερειακών ανισοτήτων στην Ευρώπη παρουσιάστηκε από τον Esteban (1994) ο οποίος εξετάζει το βαθμό στον οποίο οι διαφορές στο εισόδημα οφείλονται σε έναν αριθμό από παράγοντες. Ο Esteban ανέλυσε το περιφερειακό κατά κεφαλή εισόδημα ως συνάρτηση της παραγωγικότητας ανά εργαζόμενο, του ποσοστού του εργατικού δυναμικού σε σχέση με το σύνολο του πληθυσμού και του ποσοστού ανεργίας. Σύμφωνα με τη μέθοδο που ακολούθησε, η πιο σημαντική αιτία των ανισοτήτων στο μέσο εισόδημα μεταξύ των περιφερειών, οφείλεται κυρίως σε διαφορές στην παραγωγικότητα².

Με σκοπό τη βέλτιστη κατανόηση των διαφορών στο κατά κεφαλή εισόδημα των ευρωπαϊκών περιφερειών, ο Esteban (2000) αναλύει τις διαφορές τους στην παραγωγικότητα. Χρησιμοποιεί ανάλυση τύπου shift-share ώστε να αποσυνθέσει (προσθετικά) τις περιφερειακές διαφορές στην παραγωγικότητα σε σχέση με τον Ευρωπαϊκό μέσο όρο σε τρεις βασικούς παράγοντες. Στη συνέχεια χρησιμοποιώντας απλά οικονομετρικά εργαλεία δείχνει ότι οι διαφορές στην παραγωγικότητα στην Ευρωπαϊκή ένωση κατανέμονται ομοιόμορφα στους οικονομικούς τομείς.

Οι μέθοδοι του Esteban (2000) δεν λαμβάνουν υπ' όψη τις χωρικές επιδράσεις και πιο συγκεκριμένα τη χωρική συσχέτιση που σύμφωνα με τον Anselin (2001) ορίζεται ως η αύξηση της πιθανότητας σύμπτωσης τιμών όταν η γεωγραφική απόσταση ελαττώνεται. Η αλληλεπίδραση των περιφερειών μέσω του εμπορίου, της εξάπλωσης της γνώσης και της τεχνολογίας κ.τ.λ., κάνει τη γεωγραφική τους θέση σημαντική στη μελέτη των οικονομικών τους μεγεθών. Ο ρόλος των χωρικών επιδράσεων σε αυτή την περίπτωση πρέπει να εξεταστεί με μεθόδους της χωρικής στατιστικής και οικονομετρίας. Τέτοιες μελέτες εμφανίστηκαν στη διεθνή βιβλιογραφία στα μέσα της δεκαετίας του 90 (π.χ. Rey και Montouri (1999) και Le Gallo και Ertur (2003)).

Σε αυτό το άρθρο αναλύουμε την παραγωγικότητα των Ευρωπαϊκών περιφερειών και τη σχέση της με τους τρεις παράγοντες που όρισε ο Esteban (2000). Επεκτείνουμε τη μελέτη του Esteban, αφού εφαρμόζουμε τη μέθοδό του σε δεδομένα που αφορούν μία μεγάλη χρονική περίοδο. Αναλύοντας μια βάση δεδομένων που αφορά 205 ευρωπαϊκές περιφέρειες (επίπεδο NUTS 2 σύμφωνα με τους ορισμούς της EUROSTAT) από το 1975 ως το 2000 βρίσκουμε στατιστικά σημαντική χωρική συσχέτιση στις υπο εξέταση μεταβλητές. Σε πρώτη φάση, για τη διάγνωση της χωρικής συσχέτισης χρησιμοποιούμε τα προσφάτως εξελιγμένα εργαλεία της περιγραφικής χωρικής στατιστικής και οικονομετρικής ανάλυσης. Στη συνέχεια υποδειγματοποιούμε την εξέλιξη της παραγωγικότητας ανά περιφέρεια στο χρόνο και τη σχέση της με τους προαναφερθέντες παράγοντες, με μοντέλα τύπου spatial SUR, στα οποία η θέση μιας περιφέρειας λαμβάνεται υπ' όψη μέσω ενός πίνακα που υποδηλώνει με κατάλληλο τρόπο τις δομές γειτνίασης.

Στο δεύτερο μέρος του άρθρου περιγράφουμε την ανάλυση της παραγωγικότητας των περιφερειών σε τρία συστατικά όπως πρωτοπαρουσιάστηκε στον Esteban (2000). Στο τρίτο μέρος παρουσιάζονται τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για τις 205 ευρωπαϊκές περιφέρειες καθώς και οι πίνακες που αναπαριστούν τις δομές γειτνίασης. Το τέταρτο

¹ Ο ενδιαφερόμενος αναγνώστης μπορεί να βρει επισκοπήσεις των αποτελεσμάτων των σημαντικότερων άρθρων στους Armstrong (2002) και Terrasi (2002).

² Σε αντίθεση με την Ευρώπη, οι Browne (1989) και Carlino (1992) αναφέρουν ως σημαντικότερο αίτιο των διαφορών στο κατά κεφαλή εισόδημα των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής τις διαφορές των πολιτειών στον δείκτη ανεργίας.

μέρος περιέχει την περιγραφική χωρική ανάλυση των δεδομένων στην παραγωγικότητα και τα τρία συστατικά στα οποία την αναλύσαμε. Τέλος, στην πέμπτη ενότητα περιγράφονται συνοπτικά λόγω περιορισμών χώρου τα μοντέλα που εφαρμόστηκαν και τα κυριότερα συμπεράσματα που προέκυψαν από την εφαρμογή τους.

2. ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΗΣ ΠΑΡΑΓΩΓΙΚΟΤΗΤΑΣ ΣΥΜΦΩΝΑ ΜΕ ΤΟΝ ESTEBAN

Σε αυτή την ενότητα αναλύουμε την παραγωγικότητα των ευρωπαϊκών περιφερειών σύμφωνα με τη μέθοδο shift-share που υποδεικνύεται στα άρθρα του Esteban (1972, 2000). Αρκετά άρθρα ανέλυσαν την εξέλιξη του μέσου εισοδήματος με παρόμοιες τεχνικές, χρησιμοποιώντας στην ανεργία και την παραγωγικότητα ως βασικές παραμέτρους. Αξίζει να σημειωθεί ότι τεχνικές shift-share πρωτοχρησιμοποιήθηκαν από τον Dunn (1960) για την πρόβλεψη της ανεργίας ανά περιφέρεια.

Η μέθοδος του Esteban διατυπώνεται ως εξής: έστω p_i^j μερίδιο του εργατικού δυναμικού στην περιφέρεια i και τον οικονομικό τομέα j , οπότε $\sum_j p_i^j = 1$ για κάθε περιφέρεια i . Το μερίδιο του εργατικού δυναμικού ανά οικονομικό τομέα εκφράζεται αντίστοιχα ως p_{EU}^j , οπότε ισχύει $\sum_j p_{EU}^j = 1$. Με όμοιο τρόπο, εκφράζουμε με x_i^j την παραγωγικότητα ανά εργαζόμενο στον τομέα j και την περιφέρεια i , και με x_{EU}^j στο ευρωπαϊκό επίπεδο. Με βάση τα παραπάνω ισχύουν οι παρακάτω ισότητες:

$$x_i = \sum_j p_i^j x_i^j \quad (1\alpha) \quad \text{και}$$

$$x_{EU} = \sum_j p_{EU}^j x_{EU}^j . \quad (1\beta)$$

Το περιφερειακό διαφορικό στην παραγωγικότητα ανά εργαζόμενο μεταξύ της περιφέρειας i και του ευρωπαϊκού μέσου όρου είναι: $x_i - x_{EU}$. Ο Esteban ανέλυσε το παραπάνω διαφορικό σε τρεις παράγοντες. Ο πρώτος σχετίζεται με την εξειδίκευση μιας περιφέρειας σε πιο παραγωγικούς τομείς, οπότε και η συνολική παραγωγικότητα της περιφέρειας είναι άνω του μέσου όρου. Για τον υπολογισμό του γίνεται η υπόθεση ότι η ανά οικονομικό τομέα παραγωγικότητα σε κάθε περιφέρεια είναι ίση με τον ευρωπαϊκό μέσο όρο –το μεταβλητό μέγεθος σε αυτή την περίπτωση είναι το σε πιο βαθμό η παραγωγικές δραστηριότητες σε μια περιφέρεια επικεντρώνονται σε κάποιους οικονομικούς τομείς (industry mix) και όχι η ανά τομέα παραγωγικότητα. Υψηλές τιμές του είναι συνήθως αποτέλεσμα τοπικών/χωρικών πλεονεκτημάτων. Ο δεύτερος παράγοντας σχετίζεται με την ανά τομέα παραγωγικότητα υποθέτοντας ότι οι παραγωγικές δραστηριότητες (industry mix) σε κάθε περιφέρεια κατανέμονται ακριβώς όπως στον ευρωπαϊκό μέσο όρο. Υψηλές τιμές σε αυτών συνήθως είναι αποτέλεσμα επενδύσεων σε τεχνολογία, ανθρώπινο δυναμικό και δημόσιες υποδομές. Ο τρίτος παράγοντας στην ανάλυση των περιφερειακών διαφορικών είναι συνδυασμός των δύο προηγούμενων.

Πιο λεπτομερειακά οι τρεις παράγοντες περιγράφονται παρακάτω:

A) Το *μείγμα οικονομικών τομέων* κάθε περιφέρειας, μετρά τη διαφορά στην παραγωγικότητα ανά εργαζόμενο από τον ευρωπαϊκό μέσο όρο, που οφείλεται στη συγκεκριμένη σύνθεση τομέων που χαρακτηρίζουν την οικονομία της. Εδώ υποθέτουμε

ότι η παραγωγικότητα ανά εργαζόμενο σε κάθε τομέα είναι ίση με τον ευρωπαϊκό μέσο όρο για κάθε περιφέρεια. Τα παραπάνω συμβολίζονται ως εξής:

$$\mu_i = \sum_j (p_i^j - p_{EU}^j) x_{EU}^j. \quad (2)$$

Το μ_i παίρνει θετικές τιμές αν η περιφέρεια ειδικεύεται ($p_i^j > p_{EU}^j$) σε τομείς με υψηλή παραγωγικότητα σε σχέση με τον ευρωπαϊκό μέσο όρο.

Β) Το *ανά τομέα διαφορικό* επικεντρώνεται στη διαφορά στην παραγωγικότητα ανά εργαζόμενο κάθε περιφέρειας με τον ευρωπαϊκό μέσο όρο, υποθέτοντας ότι το μείγμα οικονομικών τομέων κάθε περιφέρειας είναι ίσο με τον ευρωπαϊκό μέσο:

$$\pi_i = \sum_j p_{EU}^j (x_i^j - x_{EU}^j). \quad (3)$$

Το π_i παίρνει θετικές τιμές μόνο αν μια περιφέρεια εμφανίζει αυξημένες τιμές παραγωγικότητας σε σχέση με το μέσο όρο για κάποιους οικονομικούς τομείς – αντίθετα με το μ_i η μίξη οικονομικών τομέων που χαρακτηρίζει μια περιφερειακή οικονομία, εδώ δεν παίζει κανένα ρόλο.

Ο τρίτος παράγοντας, τον οποίο ο Esteban ονομάζει *διανομευτικό* (allocative) είναι συνδυασμός των δύο προηγούμενων και ορίζεται ως

$$\alpha_i = \sum_j (p_i^j - p_{EU}^j) (x_i^j - x_{EU}^j). \quad (4)$$

Ο παράγοντας αυτός μπορούμε να πούμε ότι εκφράζει τη συνδιακύμανση (covariance) των δύο προηγούμενων από μαθηματικής σκοπιάς. Από πρακτικής απόψεως μπορούμε να πούμε ότι αυτός ο δείκτης εκφράζει την το πόσο αποδοτική είναι μια περιφέρεια στο να κατανέμει τους πόρους της στους οικονομικούς τομείς που χαρακτηρίζουν την οικονομία εν γένει. Τελικά η διαφορά μεταξύ περιφερειακών παραγωγικοτήτων και ευρωπαϊκού μέσου όρου εκφράζεται ως εξής:

$$y = x_i - x_{EU} = \mu_i + \pi_i + \alpha_i. \quad (5)$$

Σκοπεύοντας να εξηγήσει το ρόλο του κάθε συστατικού ο Esteban υπολογίζει το *σχετικό βάρος της διασποράς κάθε συστατικού* στην ολική διασπορά. Από τη σχέση 5 εύκολα βλέπει κάποιος ότι ισχύει

$$\text{var}(y) = \text{var}(\mu) + \text{var}(\pi) + \text{var}(\alpha) + 2[\text{cov}(\mu, \pi) + \text{cov}(\mu, \alpha) + \text{cov}(\pi, \alpha)] \quad (6)$$

Καταλήγοντας, ελέγχει κατά πόσο οι διαφορές στην παραγωγικότητα ανά περιφέρεια μπορούν να επεξηγηθούν από ένα μόνο συστατικό της παραπάνω ανάλυσης. Για αυτό το λόγο εκτιμά τα παρακάτω απλά μοντέλα παλινδρόμησης:

$$x_i - x_{EU} = a_\mu + b_\mu \mu_i + \varepsilon_{\mu,i} \quad i = 1, \dots, N \quad (7\alpha)$$

$$x_i - x_{EU} = a_\pi + b_\pi \mu_i + \varepsilon_{\pi,i} \quad i = 1, \dots, N \quad (7\beta)$$

$$x_i - x_{EU} = a_\alpha + b_\alpha \mu_i + \varepsilon_{\alpha,i} \quad i = 1, \dots, N \quad (7\gamma)$$

όπου N είναι το πλήθος των υπό μελέτη περιφερειών, $\varepsilon_{\mu,i}$, $\varepsilon_{\pi,i}$ και $\varepsilon_{\alpha,i}$, είναι τα τυχαία σφάλματα με τις συνήθεις ιδιότητες ($\sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$). Χρησιμοποιώντας τέσσερα σύνολα δεδομένων –τρία από αυτά αντιστοιχούν στο 1986 και ένα στο 1989- με διαφορετικούς συνδυασμούς περιφερειών/οικονομικών τομέων, βρίσκει ότι το μεγαλύτερο μέρος της μεταβλητότητας στην παραγωγικότητα ανά εργαζόμενο μπορεί να αποδοθεί στο δεύτερο συστατισκό, το ανά τομέα διαφορικό.

Εδώ πρέπει να σημειώσουμε ότι η διασπορά δεν είναι ένα τυπικό μέτρο ανισοτήτων μιας και είναι ένα μέγεθος που εξαρτάται από την κλίμακα μέτρησης. Αυτό είναι σημαντικός περιορισμός, πολύ περισσότερο στην περιπτωσή μας, μιας και θέλουμε να κάνουμε συγκρίσεις στο χρόνο. Επιπλέον στα μοντέλα απλής παλινδρόμησης ο Esteban δεν λαμβάνει υπ' όψη τη χωρική συσχέτιση η οποία όταν αγνοηθεί συχνά οδηγεί σε λανθασμένη υποδειγματοποίηση (για περισσότερες πληροφορίες σε αυτό το ζήτημα ο αναγνώστης μπορεί να συμβουλευτεί το βιβλίο του Anselin (1988a)). Πρόσφατες δημοσιεύσεις στον τομέα της χωρικής οικονομετρίας προσφέρουν μεθόδους ελέγχου για ενδεχόμενη ανάγκη παρουσίας όρων που εκφράζουν χωρική συσχέτιση σε ένα οικονομετρικό μοντέλο και υποδεικνύουν κατάλληλους εκτιμητές για τη χωρική εξάρτηση.

Σε αυτό το άρθρο μας επεκτείνουμε την ανάλυση του Esteban κατά δύο κατευθύνσεις. Κατ'αρχήν εκτιμούμε τις εξισώσεις 7α, 7β και 7γ για μια σειρά ετών, ώστε να εκτιμήσουμε το ρόλο κάθε παράγοντα της ανάλυσης στην επεξήγηση των περιφερειακών διαφορών παραγωγικότητας. Εφόσον οι παρατηρήσεις μας είναι χρονικά συσχετισμένες (είναι πιο πιθανό να παρατηρήσουμε κοντινές τιμές παραγωγικότητας σε δύο διαδοχικά χρόνια παρά σε κάποια που τα χωρίζει μεγάλη χρονική απόσταση) επιτρέπουμε τη χρονική συσχέτιση χρησιμοποιώντας μοντέλα Seemingly Unrelated Regressions (SUR, σύστημα μοντέλων παλινδρόμησης στο οποίο τα σφάλματα των επιμέρους εξισώσεων υποδειγματοποιούνται από έναν κοινό πίνακα συνδιασποράς). Επιπλέον η (στατιστικά σημαντική) χωρική συσχέτιση λαμβάνεται υπόψη, οπότε τελικά εκτιμούμε μοντέλα τύπου χωρικής SUR. Για αυτό το σκοπό πρέπει να ορισθεί ένας πίνακας που θα εκφράζει τις δομές γειτνίασης στις υπό μελέτη περιφέρειες, τον οποίο και θα παρουσιάσουμε στην επόμενη ενότητα.

3. ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΧΩΡΙΚΟΣ ΠΙΝΑΚΑΣ

Η ανάλυση της παραγωγικότητας σε τρία συστατικά που παρουσιάστηκε στην προηγούμενη ενότητα, στην περίπτωση μας υπολογίστηκε με βάση δεδομένα ακαθάριστης προστιθέμενης αξίας και απασχόλησης για εννέα οικονομικούς τομείς: αγροκτηνοτροφία, ενέργεια και μεταποίηση, κατασκευές, υπηρεσίες αγοράς, μεταφορές και συγκοινωνίες, τράπεζες και ασφάλειες, διανομή, άλλες υπηρεσίες αγοράς και υπηρεσίες που δεν σχετίζονται με την αγορά. Τα δεδομένα προέρχονται από τη βάση δεδομένων Cambridge Econometrics –εναλλακτικά θα μπορούσαμε να χρησιμοποιήσουμε τη βάση δεδομένων REGIO της EUROSTAT η οποία κατά τη γνώμη μας δεν είναι το ίδιο αξιόπιστη. Το δείγμα αποτελείται από 205 περιφέρειες σε 15 χώρες (επίπεδο NUTS 2 σύμφωνα με τη EUROSTAT) για την περίοδο από το 1975 μέχρι το 2000: Λουξεμβούργο, Βέλγιο (10), Δανία, Γερμανία (31), Ελλάδα (12),

Ισπανία (16), Γαλλία (22), Ιρλανδία (2), Ιταλία (20), Ολλανδία (12), Αυστρία (9), Πορτογαλία (5), Φινλανδία (6), Σουηδία (21) και Ηνωμένο Βασίλειο (37).

Στη χωρική ανάλυση δεδομένων η χωρικές αλληλεξαρτήσεις υποδειγματοποιούνται από έναν πίνακα που αποτελείται από αριθμητικά βάρη, τον οποίο συμβολίζουμε με W . Κάθε περιφέρεια συνδέεται με ένα σύνολο γειτόνων μέσω ενός αντίστοιχου αριθμού εξωγενώς ορισμένων στοιχείων του πίνακα –τα στοιχεία αυτά μπορούν να ειπωθούν και ως βάρη ανάλογα της γεωγραφικής απόστασης. Τα διαγώνια στοιχεία του πίνακα, είναι μηδενικά μιας και μία περιφέρεια δεν μπορεί να είναι γείτονας του εαυτού της, ενώ τα υπόλοιπα στοιχεία υποδεικνύουν πως η περιφέρεια i συνδέεται χωρικά με την περιφέρεια j . Τα στοιχεία είναι δηλαδή ντετερμινιστικά, μη-αρνητικά και πεπερασμένου μεγέθους. Για να κανονικοποιηθούν οι επιδράσεις των γειτόνων σε κάθε περιφέρεια τα στοιχεία κάθε γραμμής του πίνακα αθροίζονται στο ένα. Στη διεθνή βιβλιογραφία έχουν παρουσιαστεί τέτοιοι πίνακες σε πολλές μορφές: απλοί πίνακες δυαδικής γειτνίασης, δυαδικοί πίνακες με μηδενικά στοιχεία που αφορούν αλληλεπιδράσεις περιφερειών μετά από μία προκαθορισμένη απόσταση, πίνακες βασισμένοι σε γενικευμένες θεωρίες της γεωγραφικής απόστασης, και άλλοι. Η έννοια της απόστασης μπορεί να είναι αρκετά γενική και έχουν χρησιμοποιηθεί για την αναπαράστασή της διάφορες συναρτησιακές μορφές όπως αντίστροφη απόσταση, αντίστροφη τετραγωνική απόσταση, αρνητική εκθετική και άλλες. Επίσης, η ενδεχόμενη προκαθορισμένη απόσταση πέρα από την οποία τα στοιχεία του πίνακα είναι μηδενικά μπορεί να είναι η ίδια για όλες τις περιφέρειες ή να διαφέρει αν π.χ. θέλουμε κάθε για κάθε περιφέρεια να θεωρήσουμε τον ίδιο αριθμό γειτόνων.

Σύμφωνα με τον Anselin (1999), τα στοιχεία του χωρικού πίνακα πρέπει να είναι εξωγενή σε σχέση με το μοντέλο για την αποφυγή προβλημάτων ταυτοποίησης όπως αναφέρονται στον Manski (1993). Αυτός είναι ο λόγος που στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιούμε καθαρά γεωγραφική απόσταση, πιο συγκεκριμένα την απόσταση μεγίστου κύκλου μεταξύ του κέντρου των περιφερειών που είναι καθαρά εξωγενής. Η συναρτησιακή μορφή που χρησιμοποιούμε είναι η αντίστροφη της τετραγωνικής γεωγραφικής απόστασης. Πιο συγκεκριμένα ο πίνακας W που χρησιμοποιήσαμε έχει την ακόλουθη μορφή:

$$\begin{cases} w_{ij}^* = 0 & \text{if } i = j \\ w_{ij}^* = 1/d_{ij}^2 & \text{if } d_{ij} \leq D(1) \\ w_{ij}^* = 0 & \text{if } d_{ij} \geq D(1) \end{cases} \quad \text{και} \quad w_{ij} = w_{ij}^* / \sum_j w_{ij}^* \quad (8)$$

όπου d_{ij} είναι η απόσταση μεγίστου κύκλου μεταξύ των κέντρων των περιφερειών i και j . Με $D(1)$ συμβολίζουμε το πρώτο quartile της κατανομής των αποστάσεων μεγίστου κύκλου και είναι η κριτική απόσταση πάνω από την οποία οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ περιφερειών θεωρούνται μηδαμινές. Οι γραμμές του πίνακα αθροίζονται στο 1 ώστε να είναι η σχετική και όχι η απόλυτη απόσταση που μετράει.

4. ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΗ ΧΩΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

Χρησιμοποιώντας τα δεδομένα που παρουσιάσαμε στην προηγούμενη ενότητα, υπολογίσαμε την απόκλιση της παραγωγικότητας κάθε περιφέρειας από το μέσο όρο

και τους τρεις παράγοντες στους οποίους αναλύεται με βάση την τεχνική shift-share. Τα παραπάνω έγιναν για κάθε έτος της μελέτης μας, από το 1975 ως το 2000. Σε αυτή την ενότητα δείχνουμε με μεθόδους της περιγραφικής χωρικής οικονομετρίας ότι η παραγωγικότητα και οι παράγοντες στους οποίους αναλύεται χαρακτηρίζονται από (θετική) χωρική συσχέτιση.

Όπως προαναφέρθηκε η ύπαρξη χωρικής συσχέτισης ουσιαστικά σημαίνει την αυξημένη πιθανότητα παρατήρησης όμοιων τιμών για περιοχές που απέχουν λιγότερο γεωγραφικά (Anselin, 2001). Παρατηρούμε θετική χωρική συσχέτιση όταν μεγάλες τιμές μιας μεταβλητής τείνουν να συγκεντρώνονται σε κάποιες γεωγραφικές περιοχές (spatial clustering) ενώ η χωρική συσχέτιση παίρνει αρνητικές τιμές όταν οι γεωγραφικές ενότητες τείνουν να παίρνουν διαφορετικές τιμές από τους γείτονές τους. Στις ευρωπαϊκές περιφέρειες αναμένουμε θετική χωρική συσχέτιση μιας και όπως έχουν παρουσιάσει οι Lopez-Bazo κ.α. (1999), Le Gallo και Ertur (2003), Dall'erba (2003) οι οικονομικές δραστηριότητες τείνουν να συγκεντρώνονται σε ένα «γεωγραφικό πυρήνα». Παρακάτω παρουσιάζουμε καθολικούς και τοπικούς δείκτες χωρικής συσχέτισης.

Ένα μέτρο καθολικής χωρικής συσχέτισης συνήθως βασίζεται στη στατιστική συνάρτηση I του Moran (μια εκτενής περιγραφή βρίσκεται στο βιβλίο των Cliff και Ord, 1981). Για κάθε έτος της περιόδου 1975-2000, η συνάρτηση παίρνει την παρακάτω μορφή

$$I_t = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \quad t = 1, \dots, 25 \quad (9)$$

όπου z_t είναι ένα διάνυσμα που περιέχει την απόκλιση των n παρατηρήσεων που αντιστοιχούν στο έτος t , από τη γενική μέση τιμή για αυτό το έτος. Η στατιστική συνάρτηση I του Moran υποδεικνύει το βαθμό γραμμικής συσχέτισης μεταξύ του διανύσματος z_t των παρατηρούμενων τιμών και του διανύσματος $W z_t$ των «χωρικά σταθμισμένων μέσων όρων» που αφορούν τις γειτονικές περιοχές κάθε περιφέρειας. Τιμές του μεγαλύτερες (αντίστοιχα μικρότερες) από την αναμενόμενη τιμή $E(I) = -1/(n-1)$ που αντιστοιχεί σε μηδενική καθολική χωρική συσχέτιση υποδεικνύουν θετική (αντίστοιχα αρνητική) καθολική χωρική συσχέτιση.

Στον πίνακα 1 παρουσιάζεται η στατιστική συνάρτηση I του Moran για την απόκλιση των περιφερειακών παραγωγικοτήτων από τον ευρωπαϊκό μέσο όρο και τους τρεις παράγοντες στους οποίους αυτή η απόκλιση μπορεί να αναλυθεί με την ανάλυση τύπου shift-share για τις 205 περιφέρειες του δείγματος. Παρουσιάζονται το πρώτο (1975) και το τελευταίο έτος της μελέτης (2000). Η συμπερασματολογία βασίζεται στην αντιμεταθετική μέθοδο (permutation approach, Anselin 1995) με 9999 αντιμεταθέσεις. Από τον πίνακα είναι εμφανές ότι και για τις τέσσερις υπό μελέτη μεταβλητές υπάρχει θετική καθολική χωρική συσχέτιση, αφού σε κάθε περίπτωση παρατηρούμε στατιστικά σημαντικές θετικές τιμές του δείκτη³. Επιβεβαιώνεται δηλαδή η διαίσθηση ότι οι τιμές παραγωγικότητας και των παραγόντων που τη χαρακτηρίζουν ομαδοποιούνται στο χώρο. Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα για το 1975 και το 2000 παρατηρούμε ότι οι

³ Όλοι οι υπολογισμοί έγιναν με τη χρήση των πακέτων SpaceStat 1.90 (Anselin 1999) και το Arcview 3.2 (Esri).

τυποποιημένες τιμές της στατιστικής συνάρτησης μειώνονται ελαφρά με την πάροδο του χρόνου, ειδικά για τον τρίτο παράγοντα. Παρατηρείται λοιπόν μικρή μείωση στη γεωγραφική ομαδοποίηση των περιφερειών.

Πίνακας 1. Η στατιστική συνάρτηση *I* του Moran για την παραγωγικότητα των ευρωπαϊκών περιφερειών και τους τρεις παράγοντες στους οποίους μπορεί να αναλυθεί με τη μέθοδο *shift-share* του Esteban.

Variable	1975			2000		
	<i>Moran's I</i>	<i>St. dev.</i>	<i>St. value</i>	<i>Moran's I</i>	<i>St. dev.</i>	<i>St. value</i>
Διαφορικό Παραγωγικότητας	0.720	0.032	22.754	0.690	0.032	21.899
Σύνθεση Οικονομικών Τομέων	0.658	0.032	21.146	0.573	0.032	18.237
Ανά τομέα Διαφορικό	0.704	0.032	22.404	0.681	0.032	21.674
Διανομετικός παράγοντας	0.458	0.032	15.006	0.390	0.032	12.918

Σημείωση: Η αναμενόμενη τιμή της συνάρτησης του Moran όταν υπάρχει μηδενική καθολική χωρική συσχέτιση είναι -0.005 . Όλες οι παρατηρούμενες τιμές είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο εμπιστοσύνης 1%.

Η στατιστική συνάρτηση του Moran αφορά το σύνολο των υπό μελέτη περιφερειών. Για την διερεύνηση των χωρικών συσχετίσεων σε τοπικό επίπεδο αναλύουμε τη χωρική συσχέτιση σε τοπικό επίπεδο χρησιμοποιώντας τα καρτεσιανά διαγράμματα του Moran (Moran scatterplots) και τους τοπικούς δείκτες χωρικής συσχέτισης (Local Indicators of Spatial Association, “LISA”, Anselin 1995). Σε πρώτο στάδιο, με τα διαγράμματα του Moran αποτυπώνονται στο επίπεδο τα επίπεδα της χωρικά σταθμισμένης μεταβλητής Wz_i σε σχέση με τα επίπεδα της υπό μελέτη μεταβλητής z_i . Τα τέσσερα τεταρτημόρια του γραφήματος αντιπροσωπεύουν τέσσερις τύπους σχέσεων μεταξύ μιας γεωγραφικής ενότητας και των γειτόνων της:

- HH: περιοχές με υψηλές παρατηρήσεις οι οποίες περιβάλλονται από γείτονες με επίσης υψηλές σε σχέση με το μέσο όρο τιμές, παρατηρείται δηλαδή χωρική ομαδοποίηση (spatial clustering).
- LL: περιοχές με παρατηρήσεις μικρότερες του μέσου όρου οι οποίες περιβάλλονται από γείτονες με επίσης χαμηλές σε σχέση με το μέσο όρο τιμές, παρατηρείται δηλαδή χωρική ομαδοποίηση (spatial clustering).
- LH: Σε αυτό το τεταρτημόριο βρίσκονται περιοχές που ενώ έχουν χαμηλές σε σχέση με το μέσο όρο τιμές, γειτονεύουν με περιοχές που έχουν υψηλές τιμές. Πρόκειται δηλαδή για ακραίες χωρικά τιμές (spatial outliers).
- HL: Σε αυτό το τεταρτημόριο βρίσκονται περιοχές που ενώ έχουν υψηλές σε σχέση με το μέσο όρο τιμές, γειτονεύουν με περιοχές που έχουν χαμηλές τιμές. Πρόκειται δηλαδή για ακραίες χωρικά τιμές (spatial outliers).

Όπως γίνεται φανερό, το γράφημα του Moran είναι ένα εργαλείο με το οποίο μπορούμε να διαγνώσουμε την ύπαρξη ομάδων με χωρική αναφορά ή την ύπαρξη ακραίων τιμών στο χώρο. Με τη χρήση «τυποποιημένων» μεταβλητών (από την τιμή που αντιστοιχεί σε κάθε γεωγραφική ενότητα αφαιρούμε το γενικό μέσο και διαιρούμε με τη διασπορά) τα διαγράμματα Moran είναι συγκρίσιμα στο χρόνο.

Όσον αφορά τους τοπικούς δείκτες χωρικής συσχέτισης, σύμφωνα με τον Anselin (1995) είναι στατιστικές συναρτήσεις που ικανοποιούν τα παρακάτω δύο κριτήρια: (α) ο τοπικός δείκτης κάθε γεωγραφικής ενότητας παρέχει ένδειξη σχετικά με την ύπαρξη ή όχι παρόμοιων τιμών σε γειτονικές περιοχές και (β) το άθροισμα των τοπικών δεικτών είναι ανάλογο ενός καθολικού δείκτη χωρικής συσχέτισης. Μια «τοπική» έκδοση του καθολικού δείκτη Moran για κάθε περιφέρεια i της μελέτης μας και για κάθε έτος t είναι η παρακάτω:

$$I_{i,t} = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)}{m_0} \sum_j w_{ij} (x_{j,t} - \mu_t) \quad \text{με} \quad m_0 = \sum_i (x_{i,t} - \mu_t)^2 / n \quad (10)$$

όπου x_{it} είναι η παρατήρηση που αντιστοιχεί στην i περιφέρεια το χρόνο t , μ_t είναι η μέση τιμή των παρατηρήσεων για όλες τις περιφέρειες το έτος t και όπου στην άθροιση με βάση το j συμπεριλαμβάνονται μόνο οι εξωγενώς ορισμένοι γείτονες του j . Θετικές τιμές για το I_{it} υποδεικνύουν χωρική ομαδοποίηση όμοιων τιμών ενώ αντίστοιχα αρνητικές τιμές υποδεικνύουν ομαδοποίηση στο χώρο ανόμοιων τιμών. Εφόσον υπάρχει στατιστικά σημαντική καθολική χωρική συσχέτιση η συμπερασματολογία σύμφωνα με τον Anselin (1995) πρέπει να βασιστεί στην αντιμεταθετική μέθοδο (στην περίπτωση μας 9999 μεταθέσεις). Οι p -τιμές στατιστικής σημαντικότητας για τις τοπικές συναρτήσεις Moran είναι προσεγγιστικές.

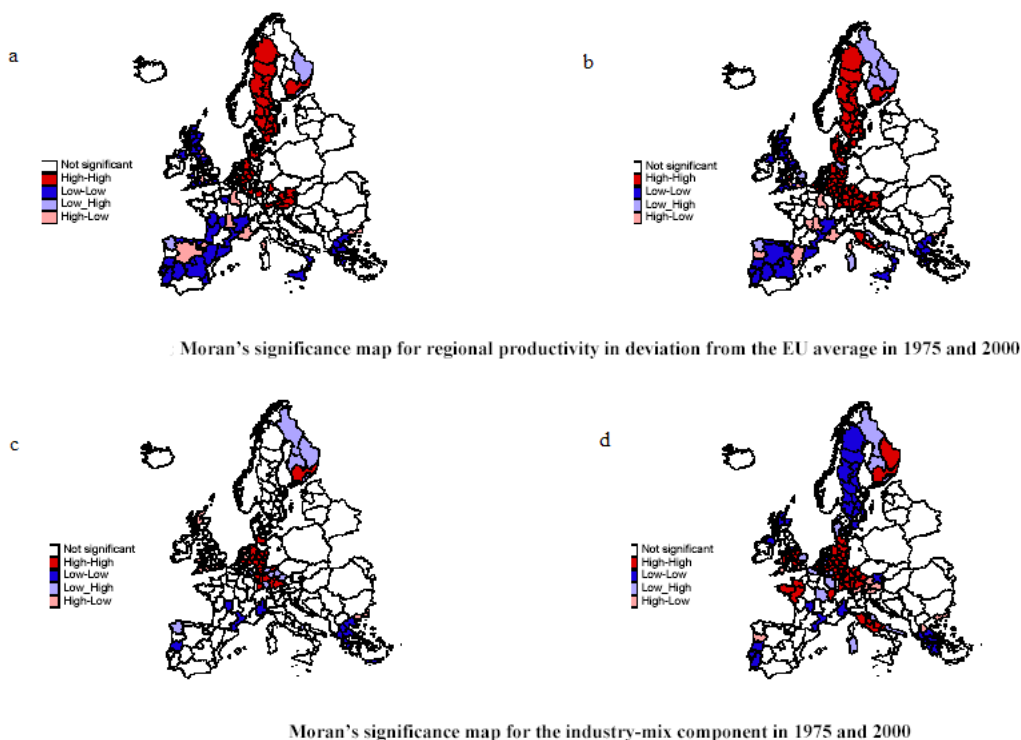
Συνδυάζοντας την πληροφορία των διαγραμμάτων Moran με την στατιστική σημαντικότητα των τοπικών δεικτών χωρικής συσχέτισης παίρνουμε τους «χάρτες τύπου Moran» που υποδεικνύουν τις γεωγραφικές περιοχές με στατιστικά σημαντικές τιμές τοπικής χωρικής συσχέτισης. Οι εικόνες 1α, 1β, 1γ, 1δ δείχνουν τους χάρτες Moran όπου οι ευρωπαϊκές περιφέρειες με στατιστικά σημαντικές τιμές για το δείκτη τοπικής συσχέτισης χρωματίζονται ανάλογα με το τεταρτημόριο του διαγράμματος Moran που ανήκουν. Οι μεταβλητές που απεικονίζονται είναι η περιφερειακή παραγωγικότητα και ο πρώτος παράγοντας της ανάλυσης shift-share (μείγμα οικονομικών τομέων).

Στην εικόνα 1 παρατηρούμε σχετική σταθερότητα στις χωρικές σχέσεις των ευρωπαϊκών περιφερειών. Η πλειοψηφία των περιφερειών χαρακτηρίζεται από θετική τοπική χωρική συσχέτιση, δηλαδή βρίσκονται στα τεταρτημόρια HH και LL. Οι πιο χαρακτηριστικές HH περιοχές βρίσκονται στη Γερμανία τη Σουηδία και την Αυστρία. Οι περιφέρειες που ανήκουν σε αυτές τις χώρες εμφανίζουν υψηλές τιμές παραγωγικότητας σε σχέση με τον ευρωπαϊκό μέσο όρο. Περιφέρειες τύπου LL βρίσκονται στη νότια Γαλλία, την Ισπανία, την Ελλάδα, τη νότια Ιταλία και το Ηνωμένο Βασίλειο. Στο χάρτη μπορούμε επίσης να δούμε και μη τυπικές περιοχές που χαρακτηρίζονται από αρνητική τοπική χωρική συσχέτιση. Για παράδειγμα κάποιες γαλλικές, βρετανικές και ισπανικές περιφέρειες έχουν πολύ καλές τιμές παραγωγικότητας σε σχέση με τους γείτονές τους και οι διαφορές αυτές είναι στατιστικά σημαντικές –ανήκουν στο τεταρτημόριο HL.

Οι τοπικές χωρικές συσχετίσεις των δύο πρώτων παραγόντων της ανάλυσης για το 1975 και το 2000 είναι παρόμοιες με αυτές που παρατηρούμε για την παραγωγικότητα⁴ σε αντίθεση με τον τρίτο παράγοντα. Μπορούμε λοιπόν να περιμένουμε θετική συσχέτιση μεταξύ της των περιφερειακών παραγωγικότητας και των δύο πρώτων παραγόντων, και αρνητική συσχέτιση με τον τρίτο παράγοντα. Τα αποτελέσματα αυτής της ενότητας υποδεικνύουν την ύπαρξη στατιστικά σημαντικής χωρικής συσχέτισης για όλες τις μεταβλητές για την περίοδο της ανάλυσης μας. Αυτή η ιδιότητα πρέπει να ληφθεί υπ' όψη στις οικονομετρικές εκτιμήσεις που παρουσιάζονται στη συνέχεια.

Εικόνες 1a και 1b. Χάρτης Moran για την απόκλιση των περιφερειακών παραγωγικότητας από τον Ευρωπαϊκό μέσο όρο για τα έτη 1975 και 2000.

Εικόνες 1c και 1d. Χάρτης Moran για τον πρώτο παράγοντα της ανάλυσης *shift-share* (μείγμα οικονομικών τομέων) για τα έτη 1975 και 2000.



5. ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΜΟΝΤΕΛΩΝ ΧΩΡΙΚΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΑΣ

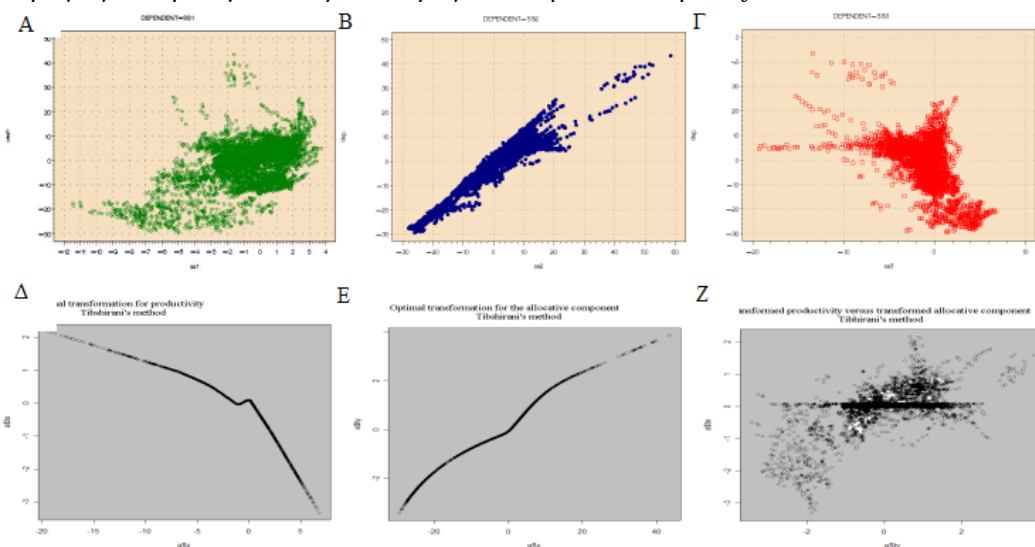
Ο Esteban (2000) εφαρμόζει τα μοντέλα παλινδρόμησης (7α, 7β, 7γ) υποθέτοντας γραμμικές σχέσεις μεταξύ της παραγωγικότητας και των τριών παραγόντων στους οποίους αναλύεται. Την παραπάνω υπόθεση οφείλουμε να την εξετάσουμε –κάποιοι παράγοντες μπορούν να σχετίζονται με την παραγωγικότητα με μη γραμμικό τρόπο. Εφαρμόσαμε λοιπόν τη μέθοδο Box-Cox για την εκτίμηση των μετασχηματισμών της παραγωγικότητας που βελτιστοποιούν την εφαρμογή των παραπάνω μοντέλων. Παρόλο που επιτρέψαμε στο δεξί μέρος των εξισώσεων να εμφανίζονται πολυωνυμικές μορφές για τους επεξηγηματικούς παράγοντες (μέχρι τρίτου βαθμού) η βέλτιστη δύναμη στους

⁴ Λόγω περιορισμών χώρου παρουσιάζουμε τον χάρτη Moran του πρώτου παράγοντα. Ο ενδιαφερόμενος αναγνώστης μπορεί να βρει τους χάρτες που αντιστοιχούν στους άλλους δύο παράγοντες στο πλήρες άρθρο των Kamarianakis και Le Gallo (2003).

μετασηματισμούς κυμάνθηκε από το 0.9 ως το 1.2 για κάθε περίπτωση υποδεικνύοντας πολύ μικρές αλλαγές σε σχέση με τις αρχικές σχέσεις (7). Στη συνέχεια εφαρμόσαμε δύο μη παραμετρικές μεθόδους μετασηματισμών. Η πρώτη προτάθηκε από τους Young κ.α. (1976) και η δεύτερη από τον Tibshirani (1986)⁵. Και στις δύο περιπτώσεις δεν υποδείχθηκαν συναρτησιακές σχέσεις που να βελτιώνουν ουσιαστικά τα απλά μοντέλα (7). Ο αναγνώστης μπορεί να δει μέρος των αποτελεσμάτων στις παρακάτω εικόνες.

Εικόνες 2a, 2b και 2c. Διαγράμματα για την εκτίμηση των συναρτησιακών σχέσεων της παραγωγικότητας με κάθε έναν από τους τρεις παράγοντες της ανάλυσης shift-share.

Εικόνες 2d, 2e και 2f. Εκτίμηση των βέλτιστων συναρτησιακών μορφών για τη σχέση της παραγωγικότητας με τον τρίτο παράγοντα της ανάλυσης shift-share.



Πίνακας 2. Εφαρμογή των εξισώσεων 7 για τη σχέση της παραγωγικότητας με τους τρεις παράγοντες της ανάλυσης shift-share. Η εκτίμηση των εξισώσεων παλινδρόμησης έγινε με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

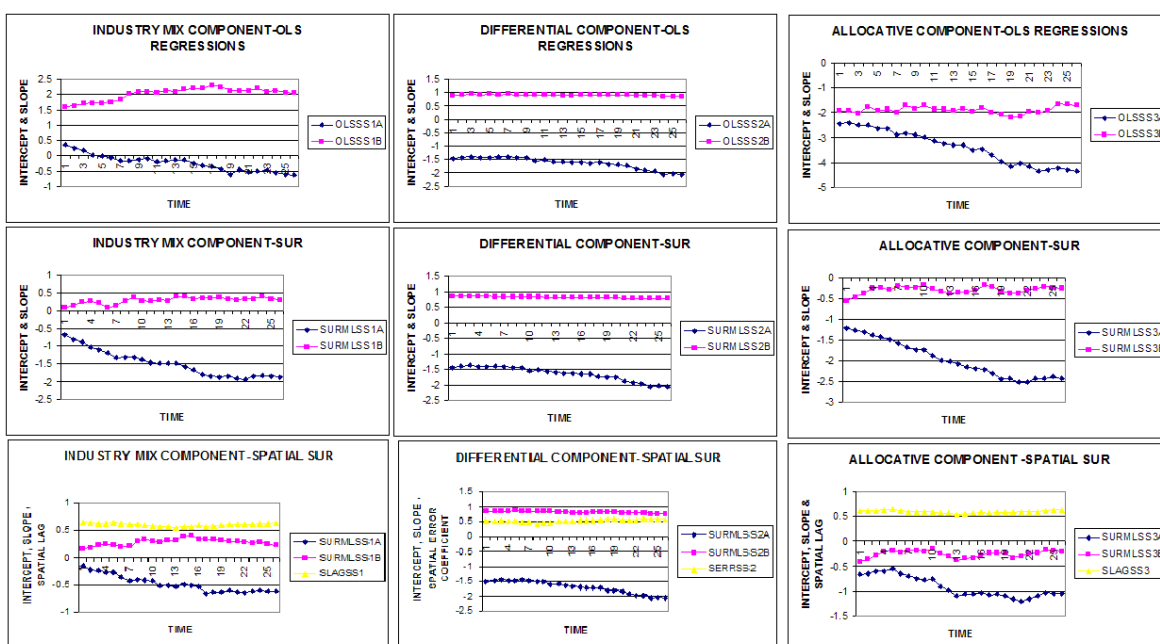
	Σύνθεση Οικονομικών Τομέων	Ανά τομέα Διαφορικό	Διανομειτικός παράγοντας
\hat{a}	-0.291 (0.012)	-1.671 (0.000)	-3.439 (0.012)
\hat{b}	1.985 (0.000)	0.891 (0.000)	-1.821 (0.000)
R2	0.2273	0.9065	0.2394
R2 adjusted	0.2271	0.9065	0.2393
LIK	-17491.227	-111429.732	-17445.712
AIC	34986.453	22863.464	34895.424
SC	34999.764	22876.774	34908.734
$\hat{\sigma}^2$	70.595	8.540	69.484

⁵ Οι μη-παραμετρικές μέθοδοι εφαρμόστηκαν μέσω των στατιστικών πακέτων SAS (PROC TRANSREG) και R (κλάση συναρτήσεων acerpack).

Σημείωση: Οι p -τιμές στατιστικής σημαντικότητας των εκτιμήσεων βρίσκονται σε παρενθέσεις. Με AIC και SC συμβολίζουμε τους δείκτες καλής εφαρμογής (αντίστοιχους του R^2) Akaike και Schwartz Bayesian Criterion. Στη γραμμή LIK βείσκειται η τιμή της συνάρτησης μεγίστης πιθανοφάνειας.

Εφόσον η αναζήτηση βέλτιστων μετασχηματισμών δεν δείχνει ουσιαστική ενδυνάμωση των γραμμικών σχέσεων, σε πρώτο στάδιο εφαρμόζουμε απλά μοντέλα παλινδρόμησης για το σύνολο των δεδομένων για όλα τα χρόνια στα οποία εξελίσσεται η μελέτη μας. Τα βασικά αποτελέσματα αυτού του μέρους της ανάλυσης βρίσκονται στον πίνακα 2. Οι συντελεστές που αντιστοιχούν στον πρώτο και δεύτερο παράγοντα είναι θετικοί ενώ αυτός που αντιστοιχεί στον τρίτο είναι αρνητικός. Όλοι οι εκτιμητές είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 5%.

Εικόνα 3 Η εξέλιξη των σχέσεων της παραγωγικότητας με τους τρεις παράγοντες της ανάλυσης *shift-share* στα 25 έτη της μελέτης μας. Η πρώτη στήλη αφορά τον πρώτο παράγοντα κ.ο.κ. Στην πρώτη γραμμή απεικονίζονται οι εκτιμήσεις για τους συντελεστές των εξισώσεων (7). Στη δεύτερη γραμμή απεικονίζονται οι εκτιμήσεις για τους συντελεστές των εξισώσεων τύπου SUR και στην τρίτη αυτές των μοντέλων τύπου *spatial SUR*.



Εφαρμόζοντας τα μοντέλα 7 κατανοούμε τη μορφή της σχέσης της παραγωγικότητας με τους τρεις παράγοντες στους οποίους αναλύεται για ολόκληρη τη χρονική περίοδο που μελετάμε. Είναι ενδιαφέρον να μελετήσουμε την εξέλιξη των σχέσεων αυτών στο χρόνο. Για αυτό το λόγο εκτιμήσαμε μοντέλα τύπου *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR) στα οποία οι συντελεστές που εκφράζουν τη σχέση της παραγωγικότητας με κάθε έναν από τους παράγοντες εξελίσσονται στο χρόνο. Για λόγους οικονομίας χώρου αποφεύγουμε τη λεπτομερειακή παρουσίαση αυτών των μοντέλων. Ο ενδιαφερόμενος αναγνώστης μπορεί να ανατρέξει στο άρθρο των Kamarianakis και Le Gallo (2003). Άξιο αναφοράς είναι το γεγονός ότι η χωρικές συσχετίσεις είχαν σημαντικό ρόλο στη σωστή εκτίμηση των μοντέλων SUR. Τελικά εκτιμήθηκαν χωρικά μοντέλα SUR τα

οποία λαμβάνοντας υπόψη τις χωροχρονικές εξαρτήσεις δίνουν πιο ακριβείς εκτιμήσεις για την εξέλιξη των σχέσεων που μας ενδιαφέρουν στο χρόνο σε σχέση με τα απλά μοντέλα SUR τα οποία προσφέρουν εκ κατασκευής καλύτερες εκτιμήσεις σε σχέση με τα μοντέλα (7). Στην εικόνα 3 φαίνονται οι διαφορές στις εκτιμώμενες σχέσεις της παραγωγικότητας με τους τρεις παράγοντες που τη χαρακτηρίζουν ανάλογα με τον τρόπο εκτίμησής τους. Ειδικά για τον πρώτο και τον τρίτο παράγοντα οι εκτιμήσεις αλλάζουν δραματικά όταν οι χωρο-χρονικές συσχετίσεις ληφθούν υπόψη στην υποδειματοποίηση.

6. ΕΠΙΛΟΓΟΣ

Σε αυτό το άρθρο χρησιμοποιήσαμε ως βάση την ανάλυση του Esteban (2000) και την επεκτείναμε σε ότι αφορά τις εφαρμοζόμενες μεθόδους αλλά και τα συμπεράσματα που προκύπτουν. Χρησιμοποιώντας μία κατά πολύ μεγαλύτερη βάση δεδομένων διαπιστώσαμε σημαντική χωρική συσχέτιση για την παραγωγικότητα ανά περιφέρεια και τους παράγοντες που τη χαρακτηρίζουν με βάση τη σύνθεση των επί μέρους τομέων που χαρακτηρίζουν μια περιφερειακή οικονομία (πρώτος παράγοντας), τεχνολογικά πλεονεκτήματα (δεύτερος παράγοντας) ή η συνδιακύμανσή τους (τρίτος παράγοντας). Διαπιστώνουμε ότι η χωρική συσχέτιση είναι σημαντική για τον σωστό ορισμό των υποδειγμάτων που χαρακτηρίζουν τη χρονική εξέλιξη των σχέσεων που μελετάμε.

Τα αποτελέσματά μας προσφέρουν μια οπτική της Ευρωπαϊκής οικονομίας ανά περιφέρεια από το 1975 έως το 2000: Οι περιφερειακές παραγωγικότητες φθίνουν σε σχέση με το χρόνο για τις περιφέρειες που βρίσκονται στο μέσο ευρωπαϊκό όρο όσον αφορά τις αναλογίες στις οποίες βρίσκονται οι οικονομικοί τους τομείς και το τεχνολογικό τους υπόβαθρο (στήλες 1 και 2 της εικόνας 3). Επιπλέον, όπως φαίνεται στην πρώτη στήλη της εικόνας 3, οι αναλογίες των διαφορετικών οικονομικών τομέων σε μία περιφερειακή οικονομία τείνουν να γίνονται σημαντικότερες ως παράγοντας που χαρακτηρίζει την παραγωγικότητα, με την πάροδο του χρόνου.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Anselin L., 1988a Spatial Econometrics: Methods and Models. Kluwer, Dordrecht.

Anselin L., 1988b, A Test for Spatial Autocorrelation in Seemingly Unrelated Regressions. *Economics Letters*, 28, 335-341.

Anselin L., 1995, Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical Analysis*, 27, 93-115.

Anselin L., 1996, The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association. In M. Fisher, H.J. Scholten and D. Unwin D. (eds.): *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, Taylor & Francis, London.

Anselin L., 1999, Spatial Econometrics. Working Paper, Bruton Center, School of Social Science, University of Texas, Dallas.

Anselin L., 2001, Spatial Econometrics, B. Baltagi (ed.): *Companion to Econometrics*. Basil Blackwell, Oxford.

Anselin L. and Florax R., 1995, Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models. In Anselin L. and R. Florax (eds.), *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer-Verlag, Berlin.

Armstrong H. W., 2002, European Union Regional Policy: Reconciling the Convergence. In J.R. Cuadrado-Roura and M. Parellada (eds.): *Regional Convergence in the European Union: Facts, Prospects and Policies*, Springer-Verlag, Berlin.

Browne L.E., 1989, Shifting Regional Fortunes: the Wheel Turns. *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston.

Carlino G.A., 1992 Are Regional Per Capita Earnings Diverging? *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, 3-12.

Cliff A.D. and Ord J.K., 1981 *Spatial Processes: Models and Applications*, Pion, Londres.

Dall'erba S., 2003, Distribution of Regional Income and Regional Funds in Europe 1989-1999: an Exploratory Spatial Data Analysis. *Annals of Regional Science*, forthcoming.

Dunn E.S., 1960, A Statistical and Analytical Technique for Regional Analysis. *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, 6, 97-112.

Esteban J., 1972, A Reinterpretation of Shift-Share Analysis. *Regional and Urban Economics*, 2(3), 249-261.

Esteban J., 1994, La desigualdad interregional en Europa y en Espana: description y analysis, in *Crecimiento y convergencia regional en Espana y Europa*, vol. 2, Instituto de Analisis Economico-CSIC y Fundacion de Economia Analytica, Barcelona.

Esteban J., 2000, Regional Convergence in Europe and the Industry Mix: A Shift-Share Analysis. *Regional Science and Urban Economics*, 30(3), 353-364.

Kamarianakis Y. and Le Gallo J., 2003, The evolution of regional productivity disparities in the European Union, 1975-2000, Cahiers du GRES, n°2003-15, Université de Montesquieu-Bordeaux 4 et Université de Toulouse 1 (France).

Le Gallo J. and Ertur C., 2003, Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Regional Per Capita GDP in Europe, 1980-1995. *Papers in Regional Science*, 82, 175-201.

Lopez-Bazo E., Vayà E., Mora A.J. and Suriñach J., 1999, Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union. *Annals of Regional Science*, 33, 343-370.

Manski C.F., 1993, Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem. *Review of Economic Studies*, 60, 531-542.

Rey S.J. and Montouri B.D., 1999, U.S. Regional Income Convergence: a Spatial Econometric Perspective. *Regional Studies*, 33, 145-156.

Terrasi M., 2002, National and Spatial Factors in EU Regional Convergence. In J.R. Cuadrado-Roura and M. Parellada (eds.): *Regional Convergence in the European Union: Facts, Prospects and Policies*, Springer-Verlag, Berlin.

Tibshirani R., 1987 Estimating Optimal Transformations for Regression. *Journal of the American Statistical Association*, 83, 394-405.

Young, F.W., de Leeuw, J. and Takane, Y. 1976 Regression with Qualitative and Quantitative Variables: An Alternating Least Squares Approach with Optimal Scaling Features. *Psychometrika*, 41, 505 -529.