

Μια μέθοδος πρόβλεψης των Πληθυσμιακών μεταβολών στις Ορεινές, Ημιορεινές και Πεδινές Κοινότητες της Ηπείρου

Γ. Ξανθός, Επίκουρος Καθηγητής Τ.Ε.Ι. Κρήτης
Τμήμα Διοίκησης Επιχειρήσεων
Χρ. Λαδιάς, Λέκτορας, Πανεπιστήμιο Στερεάς Ελλάδος
Χρ. Γενιτσαρόπουλος, Επιστημονικός Συνεργάτης Πανεπιστήμιο
Στερεάς Ελλάδος-Τ.Ε.Ι. Λαμίας.

Περίληψη

Η κατά το δυνατόν πρόβλεψη του μελλοντικού μεγέθους του πληθυσμού μιας περιφέρειας αλλά και η κατανομή του μεταξύ των οικισμών της περιφέρειας είναι φανερό ότι έχει σημαντικό βάρος για τον περιφερειακό σχεδιασμό. Στην εργασία αυτή αντλώντας στοιχεία από τις απογραφές πληθυσμού, επιχειρήσαμε την πρόβλεψη πληθυσμού, των ορεινών, ημιορεινών και πεδινών οικισμών της Περιφέρειας της Ηπείρου. Για τη διενέργεια της πρόβλεψης εφαρμόσαμε μια τροποποιημένη εκδοχή της μεθόδου συμμετοχής και απόκλισης. Εκτός από την εφαρμογή της μεθόδου, αξιολογήσαμε και την προβλεπτική της ικανότητα σε σχέση α) με την μέθοδο του σταθερού μεριδίου, β) τη μέθοδο σταθερού μεριδίου μεγέθυνσης και γ) τη κλασική μέθοδο συμμετοχής και απόκλισης. Προτείνοντας και τα σχετικά στατιστικά τεστ.

Λέξεις Κλειδιά: πρόβλεψη πληθυσμού μέθοδος απόκλισης- συμμετοχής.

1. Εισαγωγικά

Για το σχεδιασμό σε περιφερειακό επίπεδο η εκτίμηση του μελλοντικού συνολικού πληθυσμού μιας περιφέρειας αλλά και η κατανομή του μεταξύ των οικισμών είναι απαραίτητη (Bendavid 1991, Klosterman 1990, Isard 1970). Καταρχήν οι δυσκολίες του εγχειρήματος πηγάζουν από τη δυσκολία εύρεσης περιφερειακών δεδομένων τόσο στο χρόνο όσο και στο χώρο. Επιπλέον, η δυσκολία αυξάνει από το γεγονός ότι η πρόβλεψη δεν αφορά μόνο στο συνολικό πληθυσμιακό μέγεθος μιας περιφέρειας, αλλά αφορά και στην κατανομή του μεταξύ των οικισμών. Οι παραπάνω δυσκολίες έχουν οδηγήσει στη χρησιμοποίηση μεθόδων που στηρίζονται σε «φτωχά δεδομένα» (Isard 1970, Wang 2007), και δεν έχουν ιδιαίτερες υπολογιστικές απαιτήσεις. Μια από τις μεθόδους αυτές είναι η μέθοδος συμμετοχής απόκλισης (Helman 1976, Isard 1970, Kurre 1989). Η μέθοδος αυτή αν και επινοήθηκε για την ανάλυση μεταβολών κατά κύριο λόγο της απασχόλησης σε περιφερειακή κλίμακα (Dunn 1960), τροποποιήθηκε (Esteban-Marquillas, 1972) και οι εφαρμογές της διευρύνθηκαν. Επίσης, προτάθηκαν τροποποιήσεις (Bergeg 1984, Knudsen 1991, 2000, Nissan 1994) που αφορούσαν στην αδυναμία που είχε η μέθοδος στο να είναι δεκτική σε στατιστικούς έλεγχοι. Στην παρούσα εργασία θα χρησιμοποιήσουμε για τη διενέργεια πληθυσμιακών προβλέψεων την τροποποιημένη εκδοχή της (Nissan 1994), διαφοροποιώντας όμως τις στοχαστικές υποθέσεις που έχουν τεθεί. Η περιφέρεια στην οποία θα εφαρμόσουμε τη μέθοδο είναι αυτή της Ηπείρου. Τα αποτελέσματα της μεθόδου θα τα συγκρίνουμε με τα αποτελέσματα άλλων απλών και συχνά χρησιμοποιούμενων μεθόδων που επίσης δεν έχουν ιδιαίτερες υπολογιστικές απαιτήσεις και στηρίζονται σε φτωχά δεδομένα.

2. Το υπόδειγμα

Έστω οι τυχαίες μεταβλητές P_{ij0}, P_{ij1} που αφορούν στο πληθυσμιακό μέγεθος του οικισμού $i = 1, 2, 3, \dots, n$ που ανήκει στην κατηγορία j στις χρονικές στιγμές μηδέν (0) και ένα (1)

αντίστοιχα Στη συνέχεια αναμένουμε ότι το πληθυσμιακό μέγεθος P_{ij0} είναι σε συνάφεια με το πληθυσμιακό μέγεθος P_{ij1} μέσω μιας γραμμικής σχέσης με θετική κλίση. Η διαφορά του πληθυσμού μεταξύ των δυο χρονικών στιγμών γράφεται :

$$P_{ij1} - P_{ij0} = (\hat{P}_{ij1} - P_{ij0}) + (P_{ij1} - \hat{P}_{ij1}) \quad (1)$$

Όπου \hat{P}_{ij1} ο αναμενόμενος πληθυσμός του οικισμού με βάση την παρακάτω σχέση

$$\hat{P}_{ij1} = a + b * P_{ij0} \quad (2)$$

Με $(P_{ij1} - \hat{P}_{ij1})$ να είναι ο τυχαίος όρος που εκφράζει τη διαφορά μεταξύ του παρατηρούμενου πληθυσμιακού μεγέθους P_{ij1} και του προβλεπόμενου από τη (2). Οι εκτιμήσεις των παραμέτρων της (2) προκύπτουν από τη $\hat{b} = r * (S_{Pj1} / S_{Pj0})$ και την $\hat{a} = \mu_{j1} - \hat{b}\mu_{j0}$, όπου r είναι ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης του Pearson, μ_{j1}, μ_{j0} οι αριθμητικοί μέσοι όροι πληθυσμού των οικισμών της κατηγορίας j τις χρονικές στιγμές ένα και μηδέν και S_{Pj1}, S_{Pj0} οι αντίστοιχες τυπικές αποκλίσεις. Με αντικατάσταση της (2) στην (1) και αφού προσθέσουμε και αφαιρέσουμε τη μέση τιμή μ_{j0} καταλήγουμε στην:

$$(P_{i1} - P_{i0}) \equiv [(\mu_{j1} - \mu_{j0}) + (\hat{b} - 1)(P_{ij0} - \mu_{j0})] + (P_{ij1} - \hat{P}_{ij1}) \quad (3)$$

Η ταυτότητα (3) είναι μια διαφορετική έκφραση της μεθόδου¹ συμμετοχής-απόκλισης και διασπά τη διαφορά $(P_{ij1} - P_{ij0})$ σε άθροισμα τριών συνιστωσών. Η πρώτη συνιστώσα $(\mu_{j1} - \mu_{j0})$ αφορά στο μέρος της μεταβολής που μπορεί να αποδοθεί στην επίδραση που ασκεί στον οικισμό η μεταβολή στο συνολικό πληθυσμό της κατηγορίας που ανήκει ο οικισμός². Η δεύτερη συνιστώσα αφορά στο μέρος της μεταβολής που μπορεί να αποδοθεί στην καθαρή επίδραση που ασκεί στη διαμόρφωση της διαφοράς το αρχικό πληθυσμιακό μέγεθος του οικισμού. Η τρίτη συνιστώσα, παρά το ότι ουσιαστικά αντιμετωπίζεται ως τυχαία μεταβλητή, αφορά στο μέρος της μεταβολής που διαμορφώνεται κάτω από την επίδραση τυχαίων και μη παραγόντων. Εάν $(P_{ij1} - \hat{P}_{ij1}) > 0$, ο οικισμός έχει μεταβάλλει το πληθυσμιακό μέγεθός του ταχύτερα από ότι η (2) προβλέπει και αντίστροφα εάν $(P_{ij1} - \hat{P}_{ij1}) < 0$. Το υπόδειγμα (3) το εφαρμόσαμε για να αναλύσουμε σε συνιστώσες τη μεταβολή των πληθυσμιακών δεδομένων, των ορεινών ημιορεινών και πεδινών οικισμών της περιφέρειας της Ηπείρου κατά την περίοδο 1971-2001. Τις συνιστώσες της μεταβολής τις χρησιμοποιήσαμε για να πραγματοποιήσουμε προβλέψεις. Τέλος, αξιολογήσαμε την προβλεπτική ικανότητα της (3) σε σχέση με τα εξής υποδείγματα. (α) Υπόδειγμα του σταθερού μεριδίου, (β) Υπόδειγμα σταθερού μεριδίου μεγέθυνσης και (γ) Υπόδειγμα Συμμετοχής Απόκλισης. Τα τρία αυτά υποδείγματα ανήκουν στην γενική κατηγορία των υποδειγμάτων «αναλογίας» και η κεντρική του υπόθεση είναι ότι ο πληθυσμός μιας μικρής περιοχής ή ενός οικισμού βρίσκεται σε μια αναλογία με τον πληθυσμό μια ευρύτερης μητρικής περιοχής. Εάν $p_{i,-1}^s, p_{i,0}^s, p_{i1}^s$ είναι οι πληθυσμοί της μικρής περιοχής και P_{-1}^L, P_0^L, P_1^L οι πληθυσμοί της μητρικής περιοχής τις χρονικές στιγμές πλην ένα (-1), μηδέν (0) και ένα (1) αντίστοιχα, τότε η αλγεβρική έκφραση των τριών α, β, γ υποδειγμάτων είναι (United Nations 1974, Wang 2007, Smith 2002):

¹Οι υποθέσεις από τις οποίες το υπόδειγμα (3) προκύπτει στην παρούσα εργασία, δεν είναι ακριβώς ίδιες με αυτές που θέτουν οι Nissan και Carter. Στη παρούσα εργασία διατηρείται η βασική υπόθεση, ότι οι μεταβλητές P_{ij0}, P_{ij1} είναι τυχαίες, αλλά δεν υιοθετείται η υπόθεση της από κοινού κανονικής κατανομής.

² $j=1,2,3$ όπου 1= Ορεινός- 2= Ημι-ορεινός-3= Πεδινός κοινότητες στην παρούσα εργασία.

$$(\alpha): p^S_{i,1} = P_1^L \left(\frac{P_{i,0}^S}{P_0^L} \right)$$

$$(\beta): p^S_{i,1} = p^S_{i,0} + [(P_1^L - P_0^L) \left(\frac{P_{i,0}^S - P_{i,-1}^S}{P_0^L - P_{-1}^L} \right)]$$

$$(\gamma): p^S_{i,1} = P_1^L \left[\frac{P_{i0}^S}{P_0^L} + \left(\frac{P_{i,0}^S}{P_0^L} - \frac{P_{i,-1}^S}{P_{-1}^L} \right) \right]$$

3. Περιοχή Εφαρμογής

Το υπόδειγμα το εφαρμόσαμε για τις πεδινές, ημιορεινές και ορεινές κοινότητες της Περιφέρειας της Ηπείρου. Η Ήπειρος έχει επιφάνεια 9.203 τετραγωνικών χιλιομέτρων με πεδινό μόλις το 10% του εδάφους της καθιστώντας την, την πιο ορεινή περιοχή της Ελλάδος³. Σύμφωνα με τις απογραφές του πληθυσμού των ετών 1971-1981-1991-2001 η εικόνα της εξέλιξης του πραγματικού πληθυσμού της Ηπείρου, κατά κατηγορία ορεινών, ημιορεινών και πεδινών κοινοτήτων έχει παρατεθεί στον πίνακα -1-:

Πίνακας 1. Εξέλιξη Πραγματικού Πληθυσμού της Ηπείρου

	Ετος απογραφής 1971	Ετος απογραφής 1981	Ετος απογραφής 1991	Ετος απογραφής 2001
Πληθυσμός Ορεινών Κοινοτήτων	119531	119222	109115	108714
Πληθυσμός Ημί-ορεινών Κοινοτήτων	52933	57168	62012	63785
Πληθυσμός Πεδινών Κοινοτήτων	137.873	148.151	168.599	181.321
Σύνολο Πληθυσμού	310337	324541	339726	353820

Εύκολα διαπιστώνεται η μείωση στον πληθυσμό των ορεινών κοινοτήτων. Οι ορεινές κοινότητες κατά την περίοδο 1971-2001 κατέγραφαν ένα μέσο ετήσιο ρυθμό απώλειας πληθυσμού ίσο με 0,31%. Αντίθετα, οι Ημιορεινές και Πεδινές κοινότητες αύξησαν τον πληθυσμό τους με μέσο ετήσιο ρυθμό για την ίδια περίοδο ίσο με 0,62% και 0,92%, αντίστοιχα. Στο σύνολό της η Περιφέρεια της Ηπείρου αύξησε τον πληθυσμό της με ένα μέσο ετήσιο ρυθμό ίσο με 0,438%. Ο ρυθμός αυτός υστερεί σημαντικά συγκρινόμενος με τον αντίστοιχο ρυθμό της χώρας, ο οποίος για την περίοδο 1971-2001 είναι 0,748%. Για την εφαρμογή του υποδείγματος (3) χρησιμοποιήθηκαν τα δεδομένα του πραγματικού πληθυσμού των οικισμών με βάση τις απογραφές.

Στον πίνακα -2-, έχουν παρατεθεί: Η τιμή της διαφοράς των μέσων όρων $\mu_{j1} - \mu_{j0}$ καθώς και η εκτίμηση της διαφοράς $\hat{b} - 1$.

³Ελληνική Γεωγραφική Εγκυκλοπαίδεια τόμος Α, Εκδόσεις ΤΕΓΟΠΟΥΛΟΣ ΜΑΝΙΑΤΕΑΣ

Πίνακας 2.

Ορεινοί Οικισμοί	$\mu_{j1} - \mu_{j0}$	$\hat{b} - 1$	Πλήθος ⁴ Οικισμών
1971-1981	-3,80	-0,077	701
1981-1991	-13,30	-0,023	733
1991-2001	-1,10	0,043	730
Ημί-Ορεινοί Οικισμοί	$\mu_{j1} - \mu_{j0}$	$\hat{b} - 1$	Πλήθος Οικισμών
1971-1981	21,40	0,193	171
1981-1991	18,20	0,099	182
1991-2001	6,70	0,193	189
Πεδινοί Οικισμοί	$\mu_{j1} - \mu_{j0}$	$\hat{b} - 1$	Πλήθος Οικισμών
1971-1981	63,60	0,085	134
1981-1991	140,70	0,224	105
1991-2001	88,10	0,088	146

4. Έλεγχοι για την εφαρμογή του υποδείγματος

Στην παρούσα εργασία η περιοριστική υπόθεση της κανονικής από κοινού κατανομής των τυχαίων μεταβλητών P_{ij0}, P_{ij1} δεν έχει υιοθετηθεί. Για το λόγο αυτό οι έλεγχοι που θα ακολουθήσουν βασίζονται στους συντελεστές συσχέτισης τάξεων των Spearman και Kendall (Cooper 1983, Gopal, 2006). Ο πρώτος έλεγχος αφορά στην ανεξαρτησία των τυχαίων μεταβλητών P_{ij0}, P_{ij1} . Ο δεύτερος έλεγχος αφορά στην αποδοχή ή όχι της γραμμικής μεταξύ των μεταβλητών σχέσης (2). Ο έλεγχος αυτός είναι απαραίτητος διότι να μην η πιθανή απόρριψη της H_0 στον πρώτο έλεγχο θα μας οδηγήσει σε συμπέρασμα ότι μεταξύ των μεταβλητών υφίσταται μονότονη συνάφεια, αλλά από την ύπαρξη και μόνο της μονοτονίας δε συνάγεται ότι η σχέση μεταξύ των μεταβλητών είναι γραμμική. Τέλος, ο τρίτος κατά σειρά έλεγχος, αφορά στις συνιστώσες της (3). Επειδή η περιοριστική υπόθεση της από κοινού κατανομής των τυχαίων μεταβλητών P_{ij0}, P_{ij1} δεν έχει υιοθετηθεί, ο έλεγχος σημαντικότητας της συνεισφοράς των συνιστωσών στη διαφορά ($P_{ij1} - P_{ij0}$) θα γίνει με τη μη παραμετρική ανάλυση διακύμανσης, που αφορά σε συσχετιζόμενα δείγματα (Friedman 1937, Siegel 1956).

Για τους δύο πρώτους ελέγχους οι σχετικές στατιστικές σε μεγάλα δείγματα για τους συντελεστές συσχέτισης των Spearman και Kendall είναι ο $TS = r_s \sqrt{n-1}$, και ο $TS = \tau / \sqrt{2(2n+5)/9n(n-1)}$ αντίστοιχα. Για τον τρίτο έλεγχο χρησιμοποιούμε τη στατιστική $\chi_r^2 = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{j=1}^k (R_j)^2 - 3n(k+1)$ (Gopal 2006, Siegel 1956). Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05$ έγινε ο έλεγχος της υπόθεσης H_0 : Οι μεταβλητές P_{i0}, P_{i1} είναι αμοιβαία ανεξάρτητες, με εναλλακτική υπόθεση την H_1 : Οι μεταβλητές P_{i0}, P_{i1} δεν είναι αμοιβαία ανεξάρτητες. Με βάση τα δεδομένα μας η υπόθεση H_0 δεν έγινε αποδεκτή. Στη συνέχεια ξανά για $\alpha = 0,05$ έγινε ο δεύτερος έλεγχος για την αποδοχή ή όχι της γραμμικής μεταξύ των μεταβλητών σχέσης (2). Ο έλεγχος που αφορά στην υπόθεση H_0 : Ότι δεν υφίσταται γραμμική σχέση μεταξύ των μεταβλητών δε θα γίνει με έλεγχο του συντελεστή συσχέτισης Spearman, διότι προϋπόθεσή του είναι η κανονική κατανομή. Ο έγινε με το συντελεστή

⁴Το πλήθος των οικισμών διαφέρει λόγω διαφορών που υπάρχουν στους τόμους των απογραφών της Ελληνικής Στατιστικής Αρχής.

Kendall (Gopal,2006) και η υπόθεση H_0 , απορρίπτεται. Οπότε η γραμμική σχέση γίνεται αποδεκτή. Για να ενισχυθεί η σχετική υπόθεση της γραμμικότητας υπολογίστηκαν ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης του Pearson καθώς και ο στοιχειώδης συντελεστής συσχέτισης (eta), οι τιμές των οποίων δεν διαφέρουν ουσιωδώς συνηγορώντας υπέρ της υπόθεσης περί γραμμικότητας. Στον πίνακα 3 έχουν παρατεθεί οι τιμές των συντελεστών συσχέτισης Spearman, Kendall, Pearson καθώς και η τιμή του στοιχειώδους συντελεστή συσχέτισης.

Πίνακας 3.

Περίοδος 1971-1981	Ορεινές Κοινότητες	Ημί ορεινές Κοινότητες	Πεδινές Κοινότητες
Kendall τ	0,700	0,803	0,851
Spearman r_s	0,862	0,935	0,935
Pearson r	0,941	0,970	0,997
$\sqrt{\eta} - eta$	0,999	0,998	0,997
Περίοδος 1981-1991	Ορεινές Κοινότητες	Ημί ορεινές Κοινότητες	Πεδινές Κοινότητες
Kendall τ	0,771	0,830	0,839
Spearman r_s	0,918	0,940	0,934
Pearson r	0,965	0,983	0,997
$\sqrt{\eta} - eta$	0,999	0,998	0,997
Περίοδος 1991-2001	Ορεινές Κοινότητες	Ημί ορεινές Κοινότητες	Πεδινές Κοινότητες
Kendall τ	0,779	0,869	0,879
Spearman r_s	0,931	0,971	0,964
Pearson r	0,973	0,983	0,999
$\sqrt{\eta} - eta$	0,999	0,998	0,997

Ο τρίτος κατά σειρά έλεγχος αφορά στις συνιστώσες της (3). Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05$ η υπόθεση μηδέν, που ελέγχθηκε, είναι: H_0 : Οι τρεις συνιστώσες δεν έχουν σημαντικά διαφορετική επίδραση στη διαμόρφωση της διαφοράς ($P_{ij1} - P_{ij0}$). Η εναλλακτική υπόθεση είναι H_1 : Οι τρεις συνιστώσες έχουν σημαντικά διαφορετική επίδραση στη διαμόρφωση της διαφοράς ($P_{ij1} - P_{ij0}$). Ο σχετικός έλεγχος οδήγησε σε απόρριψη της υπόθεσης. Κατά συνέπεια οι επιμέρους συνιστώσες, στις οποίες έχει διασπαστεί η (3) συνεισφέρουν στατιστικά σημαντικά στη διαφορά ($P_{ij1} - P_{ij0}$).

5. Οι προβλέψεις και τα συμπεράσματα

Η αξιολόγηση της δυνατότητας του υποδείγματος (3) για πρόβλεψη, βασίστηκε στη σύγκριση αποτελεσμάτων από τα τρία υποδείγματα που ήδη έχουμε αναφέρει. Κεντρική υπόθεση για την εφαρμογή των τριών παραπάνω υποδειγμάτων είναι ότι κάθε φορά έχουμε μια καλή εκτίμηση του μελλοντικού συνολικού πληθυσμού της Ηπείρου. Με δεδομένο λοιπόν ότι ο συνολικός μελλοντικός πληθυσμός της Ηπείρου έχει εκτιμηθεί με μεγάλη ακρίβεια η

διαδικασία της πρόβλεψης έγινε ως εξής: Με τα πληθυσμιακά δεδομένα των απογραφών 1971-1981 επιχειρούμε πρόβλεψη για το έτος 1991, με τα δεδομένα 1981-1991 πρόβλεψη για το έτος 2001 και τέλος με τα δεδομένα 1991-2001 πρόβλεψη για το έτος 2011. Όμοια, για το υπόδειγμα (3) χρησιμοποιήθηκαν οι εκτιμήσεις των $\mu_{j1} - \mu_{j0}, \hat{b} - 1$ για να προβλεφθεί τόσο ο συνολικός πληθυσμός κάθε κατηγορίας οικισμών όσο και η κατανομή του προβλεπόμενου πληθυσμού στους οικισμούς κάθε κατηγορίας. Η αξιολόγηση των μεθόδων αναφορικά με τις προβλέψεις έγινε με τρία κριτήρια. Το πρώτο είναι το μέσο απόλυτο ποσοστιαίο σφάλμα (MAPE). Το δεύτερο αφορά στο ποια μέθοδος δίνει τη μικρότερη απόλυτη ποσοστιαία διαφορά στο συνολικό πληθυσμό της κάθε κατηγορίας. Το τρίτο κριτήριο χρησιμοποιεί το συντελεστή συσχέτισης του Kendall, ώστε να διαπιστώσουμε το βαθμό συμφωνίας στη σειρά κατάταξης μεταξύ πραγματικών τιμών πληθυσμού ανά οικισμό και των προβλεπόμενων τιμών ανά οικισμό. Στους επόμενους πίνακες 4,5 και έχουν παρατεθεί για κάθε κατηγορία οικισμών οι τιμές του (MAPE), οι τιμές που αφορούν στο απόλυτο ποσοστιαίο σφάλμα (absPE) για το συνολικό πληθυσμό της κάθε κατηγορίας που ανήκει ο οικισμός και τέλος οι τιμές του συντελεστή Kendall

Πίνακας 4. Ορεινοί Οικισμοί

	Πρόβλεψη για 1991			Πρόβλεψη για 2001			Πρόβλεψη για 2011		
	MAPE	absPE	Kendall	MAPE	absPE	Kendall	MAPE	absPE	Kendall
Μέθοδος σταθερού μεριδίου	42,86	14,4	0,758	30,97	4,5	0,794	78,84	30,8	0,743
Μέθοδος σταθερού μεριδίου Μεγέθυνσης	74,48	9,0	0,618	49,89	8,3	0,665	110,06	38,1	0,677
Μέθοδος Συμμετοχής Απόκλισης	75,75	8,8	0,614	55,15	10,5	0,635	88,48	24,9	0,622
Προτεινόμενη μέθοδος	43,86	7,3	0,758	25,14	8,9	0,795	95,80	36,9	0,743

Πίνακας 5. Ημί-Ορεινοί Οικισμοί

	Πρόβλεψη για 1991			Πρόβλεψη για 2001			Πρόβλεψη για 2011		
	MAPE	absPE	Kendall	MAPE	absPE	Kendall	MAPE	absPE	Kendall
Μέθοδος σταθερού μεριδίου	28,88	3,5	0,797	33,29	1,3	0,861	89,09	2,0	0,597
Μέθοδος σταθερού μεριδίου Μεγέθυνσης	43,39	0,5	0,717	51,05	4,3	0,806	99,94	0,55	0,561
Μέθοδος Συμμετοχής Απόκλισης	25,78	12,6	0,797	28,58	7,9	0,806	90,15	1,1	0,597
Προτεινόμενη μέθοδος	38,03	2,2	0,797	33,81	2,8	0,861	148,41	4,4	0,597

Πίνακας 6. Πεδινοί Οικισμοί

	Πρόβλεψη για 1991			Πρόβλεψη για 2001			Πρόβλεψη για 2011		
	MAPE	absPE	Kendall	MAPE	absPE	Kendall	MAPE	absPE	Kendall
Μέθοδος σταθερού μεριδίου	22,58	8,0	0,70	23,87	3,2	0,786	58,0	11,8	0,835
Μέθοδος σταθερού μεριδίου Μεγέθυνσης	35,82	6,0	0,659	41,93	4,3	0,736	90,61	0,9	0,792
Μέθοδος Συμμετοχής Απόκλισης	37,82	5,6	0,653	43,95	4,6	0,730	85,27	9,0	0,787
Προτεινόμενη μέθοδος	22,61	6,9	0,70	115,52	5	0,786	63,87	0,3	0,835

Έχοντας υπόψη όλα τα προηγούμενα, θα επισημάνουμε τα εξής. Όσον αφορά στις ορεινές κοινότητες, όλες οι διαφορές $\mu_{j1} - \mu_{j0}$ είναι αρνητικές. Συνεπώς αποτυπώνουν την τάση μείωσης του συνολικού πληθυσμού των ορεινών κοινοτήτων. Η τάση αυτή φαίνεται να είναι γενικευμένη για τις δεκαετίες 1971-81 και 1981-1991 δεδομένου ότι και η συνιστώσα του πληθυσμιακού μεγέθους του οικισμού έχει αρνητικό πρόσημο επίσης. Αντίθετα τη δεκαετία 1991-2001 ενώ ο συνολικός πληθυσμός των ορεινών κοινοτήτων συνεχίζει να μειώνεται η μείωση αυτή επιβραδύνεται. Για τις πεδινές και τις ημιορεινές κοινότητες όλες οι διαφορές $\mu_{j1} - \mu_{j0}$ είναι θετικές δηλώνοντας την αυξητική, έστω οριακά, τάση στον συνολικό πληθυσμό των ημιορεινών και εμφανώς στις πεδινές κοινότητες. Η τάση αυτή ενισχύεται και από το γεγονός ότι η συνιστώσα του πληθυσμιακού μεγέθους της κοινότητας συνεισφέρει θετικά ενισχύοντας την τάση. Όσο αφορά στην προβλεπτική ικανότητα του υποδείγματος και στις τρεις κατηγορίες των κοινοτήτων τα αποτελέσματα του υποδείγματος είναι παραπλήσια με τα αποτελέσματα του υποδείγματος του σταθερού μεριδίου, με την προϋπόθεση ότι η πρόβλεψη για το συνολικό πληθυσμό της Ηπείρου είναι αρκετά ακριβής. Εάν ο πληθυσμός της Ηπείρου εισαχθεί με σφάλμα της τάξης του 5% η προτεινόμενη μέθοδος υπερέχει, εκτός από την πρόβλεψη που αφορά στο έτος 2011. Η υστέρηση της όμως μπορεί να αποδοθεί στο ότι τα πληθυσμιακά δεδομένα του 2011 αφορούν στο μόνιμο πληθυσμό και όχι στον πραγματικό πληθυσμό των απογραφών. Κλείνοντας την παρούσα εργασία μπορούμε να θεωρήσουμε ότι το προτεινόμενο υπόδειγμα, αφενός παρέχει χρήσιμη πληροφορία με τη διάσπαση των πληθυσμιακών μεταβολών σε συνιστώσες, αφετέρου δίνει ικανοποιητικές προβλέψεις τόσο για το συνολικό πληθυσμό περιοχής όσο και για την κατανομή του πληθυσμού μεταξύ των οικισμών της περιοχής. Επιπλέον, δεν είναι απαιτητικό σε δεδομένα ούτε προϋποθέτει κοπιώδεις υπολογισμούς, παρέχοντας με απλά στατιστικά τεστ χρήσιμες για τον περιφερειακό σχεδιασμό πληροφορίες.

Βιβλιογραφία

- Berzeg Korhan., "A note on statistical approaches to shift share analysis", Journal of Regional Science, Vol. 24, No 2, 1984.
- Bendavid val Avrom., "Regional and Local Economic Analysis for practitioners", Praeger Publishers, 1991.

- Dunn Jr ES., "A statistical and analytical technique for Regional analysis", Papers of the regional Science Association, 6, 1960.
- Esteban-Marquillas JM., "Shift and share analysis revisited", Regional and Urban Economics, 2, 1972.
- Friedman M., "The use of Ranks to avoid the assumption of Normality implicit in the analysis of variance", Journal of American Statistical Association, Vol. 32, 1937.
- Gopal K. K., "100 Statistical Tests" Sage Publications London, 2006.
- Helman D., "Shift Share Model as predictive Tool", Growth and Change 1976, Vol. 8, Issue 3, 1976.
- Isard W., "Methods of Regional analysis : an Introduction to Regional science" The MIT Press, 1970.
- Kurre J., Weller B., "Forecasting the local Economy using time series and shift share techniques", Environment and Planning A., Vol., 21,1989.
- Klosterman R., "Community Analysis and Planning Techniques", Rowman and Littlefield Publishers co, 1990.
- Knudsen D., Barf R., "Shift share analysis as a linear model", Environment and planning A, 23, 1991.
- Knudsen D., "Shift share analysis: further examination of models for the description of economic change", Socio economic Planning Sciences,34, 2000.
- Nissan E., Carter G., "An Extension to the shift share techniques for predicting and evaluating changes in Employment Growth", Regional Science Perspectives, Vol. 24, No 2,1994.
- Smith S., Tayman J., Swanson D., "State and Local Population projections Methodology and Analysis", Kluwer Academic Publishers,2002.
- Siegel S., "Non Parametric Statistics for the behavioral science", McGraw Hill New York, 1956.
- United Nations "Methods for projection of Urban and Rural Population, manual on methods of estimating Population (manual VIII)", New York, 1974.
- Wang X., Rainer vom Hofe., "Research Methods in Urban and Regional Planning", Springer, 2007.

A method for forecasting population changes in mountainous, hill and lowland communities of Epirus

G. Xanthos, Assistant Professor T.E.I. of Crete
Business Management Division.

C. Ladias, Lecturer at the University of Central Greece

C. Genitsaropoulos, Research Associate at the University of Central
Greece and T.E.I. Lamia.

Abstract

A forecast of the size of the future population of a region, but also its distribution between the region's settlements, is clearly very important for regional planning. In this project we drew data from population censuses and attempted to predict the population, in the mountainous, hill, and lowland settlements, in the region of Epirus. For the purpose of forecasting we applied a modified version of the Shift and Share analysis method. In addition to the application of the method, we evaluated its predictive capacity in relation to (a) the method of constant share (b) the method of constant growth and (c) the classic Shift and Share analysis method; whilst also proposing the relevant statistical tests.

Keywords: population projection, Shift and Share analysis method