

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



**ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ
ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ**

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ**

**ΔΙΑΡΘΡΩΤΙΚΕΣ ΣΧΕΣΕΙΣ ΜΕΤΑΞΥ ΓΟΝΙΜΟΤΗΤΑΣ
ΚΑΙ ΚΟΙΝΩΝΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΜΕΓΕΘΩΝ ΣΤΗΝ
ΕΛΛΑΔΑ ΚΑΤΑ ΤΗ ΜΕΤΑΠΟΛΕΜΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟ**

Κατσούλη Ι. Ελένη

Διπλωματική Εργασία

που υποβλήθηκε στο Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής
Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς ως μέρος των
απαιτήσεων για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού
Διπλώματος Ειδίκευσης στην Εφαρμοσμένη Στατιστική

Πειραιάς

Νοέμβριος 2006

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



**ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ
ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ**

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ**

**ΔΙΑΡΘΡΩΤΙΚΕΣ ΣΧΕΣΕΙΣ ΜΕΤΑΞΥ ΓΟΝΙΜΟΤΗΤΑΣ
ΚΑΙ ΚΟΙΝΩΝΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΜΕΓΕΘΩΝ ΣΤΗΝ
ΕΛΛΑΔΑ ΚΑΤΑ ΤΗ ΜΕΤΑΠΟΛΕΜΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟ**

Κατσούλη Ι. Ελένη

Διπλωματική Εργασία

που υποβλήθηκε στο Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής
Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς ως μέρος των
απαιτήσεων για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού
Διπλώματος Ειδίκευσης στην Εφαρμοσμένη Στατιστική

Πειραιάς

Νοέμβριος 2006

Η παρούσα Διπλωματική Εργασία εγκρίθηκε ομόφωνα από την Τριμελή Εξεταστική Επιτροπή που ορίστηκε από τη ΓΣΕΣ του Τμήματος Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς στην υπ' αριθμ. Συνεδρίασή του σύμφωνα με τον Εσωτερικό Κανονισμό Λειτουργίας του Προγράμματος Μεταπτυχιακών Σπουδών στην Εφαρμοσμένη Στατιστική.

Τα μέλη της επιτροπής ήταν:

- α Αναπληρωτής Καθηγητής Τσίμπος Κλέων (Επιβλέπων)
- α Επίκουρος Καθηγητής Στέγγος Δημήτριος
- α Καθηγητής Πιττής Νικόλαος

Η έγκριση της Διπλωματικής Εργασίας από το τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς δεν υποδηλώνει αποδοχή των γνώμων του συγγραφέα.

UNIVERSITY OF PIRAEUS



**DEPARTMENT OF STATISTICS
AND INSURANCE SCIENCE**

**POSTGRADUATE PROGRAM IN
APPLIED STATISTICS**

**STRUCTURAL RELATIONS BETWEEN FERTILITY
AND SOCIO-ECONOMIC MEASURES IN POST-WAR
GREECE**

By

Katsouli I. Eleni

MSC Dissertation

submitted to the Department of Statistics and Insurance
Science of the University of Piraeus in partial fulfilment of
the requirements for the degree of Master of Science in
Applied Statistics

Piraeus, Greece

September 2006

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

Στους γονείς μου

Ευχαριστίες

Θα ήθελα να εκφράσω τις θερμές μου ευχαριστίες στον καθηγητή μου κo Κλέωv Τσίμπο για την συμπαράστασή του και την πολύτιμη βοήθεια που μου προσέφερε κατά τη διάρκεια της συγγραφής της παρούσης διπλωματικής εργασίας.

Ακόμη θα ήθελα να ευχαριστήσω την οικογένειά μου, για τη ηθική και υλική υποστήριξη προκειμένου να ολοκληρώσω με επιτυχία τη φοίτησή μου στο μεταπτυχιακό πρόγραμμα σπουδών «Εφαρμοσμένη Στατιστική» του Πανεπιστημίου Πειραιά.

Π Ε Ρ Ι Λ Η Ψ Η

Η παρούσα εργασία αφορά στη μελέτη της γονιμότητας του ελληνικού πληθυσμού για τα έτη 1961-2000.

Η Θεωρία της Δημογραφικής Μετάβασης υποστηρίζει ότι η πτώση των δεικτών γονιμότητας που παρατηρούνται τα τελευταία χρόνια στις αναπτυγμένες χώρες συνδέεται με την όλη διαδικασία της Οικονομικής και Κοινωνικής Ανάπτυξης του πληθυσμού.

Σκοπός της εργασίας αυτής είναι ο εντοπισμός των προσδιοριστικών παραγόντων της γονιμότητας του πληθυσμού και η διερεύνηση των μακροχρόνιων σχέσεων μεταξύ της γονιμότητας και της πορείας των κοινωνικο-οικονομικών δεικτών στην Ελλάδα για τα έτη 1961-2000.

Η ανάλυση της εργασίας βασίζεται στα μηνιαία δεδομένα των γάμων, των γεννήσεων ζώντων και των θανάτων βρεφών κάτω του ενός έτους που καταχωρήθηκαν κατά την εξεταζόμενη περίοδο για το σύνολο της Ελλάδας και τα οποία δημοσιεύονται στις ετήσιες εκδόσεις της «Στατιστικής της Φυσικής Κίνησης του πληθυσμού της Ελλάδας» της Εθνικής Στατιστικής Υπηρεσίας της Ελλάδας. Επίσης, χρησιμοποιήθηκαν και οι δείκτες τιμών καταναλωτή κατά μήνα, για την εξεταζόμενη περίοδο, με έτος βάσης 1999.

Η στατιστική μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε για την εκτίμηση του υποδείγματος με τη βοήθεια του οποίου εξετάζεται η σχέση της γονιμότητας με τη πορεία των κοινωνικοοικονομικών δεικτών, είναι η πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση.

ABSTRACT

This present study concerns in the study of fertility of Greek population for the time period 1961-2000.

The Demographic Transition Theory claims that the fall of the fertility indexes ,which were observed during the past years in the developed countries, is connected with the proceedings of the economic and social development of the population.

The aim of this study is to find the determinating factors of the population's fertility and the exploration of the long-term relationships between fertility and the progress of the socioeconomic indexes in Greece for the years 1961-2000.

The analysis of this study is based on time series of monthly data of marriages, live births and deaths of infants under the age of one year, who were registered during the examined period for the whole of Greece and were published in the annual publications of «Statistical Natural Movement of population of Greece» by the National Statistical Service of Greece.

The methodological approach, for the estimation of the model which examines the relationship between fertility and the socioeconomic indexes, is multiple regression analysis.

Π Ε Ρ Ι Ε Χ Ο Μ Ε Ν Α

Κατάλογος Πινάκων.....XII

Κατάλογος Σχημάτων.....XIII

Κεφάλαιο 1

Εισαγωγή

1.1.Δημογραφία.....	1
1.2.Γονιμότητα.....	1
1.2.1.Ορισμός γονιμότητας.....	1
1.2.2.Ορισμός γέννησης ζώντος.....	2
1.2.3.Σύγκριση της έννοιας γονιμότητας με την έννοια της γεννητικότητας.....	2
1.2.4.Η εξέλιξη της γονιμότητας στην Ελλάδα.....	3
1.3.Παράγοντες που επηρεάζουν τα επίπεδα γονιμότητας.....	4
1.3.1.Εργασίες σχετικά με τους παράγοντες που επιδρούν στη γονιμότητα.....	4
1.3.2.Η γονιμότητα στη θεωρία της Δημογραφικής Μετάβασης.....	6
1.4.Η γονιμότητα των παντρεμένων γυναικών.....	8
1.5.Συνέπειες της μείωσης της γονιμότητας στην Ελλάδα.....	10

Κεφάλαιο 2

Αναφορά στα στοιχεία-Πηγές δεδομένων

2.1.Εισαγωγή.....	11
2.2.Ληξιαρχικές καταγραφές.....	11
2.3.Είδη δημογραφικών σφαλμάτων.....	13
2.4.Αξιολόγηση των Ελληνικών Δημογραφικών Στοιχείων.....	15

Κεφάλαιο 3

Στατιστικά στοιχεία και μέτρηση της γονιμότητας:Χρονολογικοί δείκτες

3.1.Εισαγωγή.....	17
3.2.Ορισμός των χρονολογικών δεικτών.....	17

Κεφάλαιο 4

Σκοπός της εργασίας-Μεθοδολογία

4.1.Σκοπός της εργασίας.....	23
4.2.Είδη δεδομένων στη στατιστική ανάλυση.....	24
4.3.Ορισμός χρονοσειράς.....	24
4.4.Μέθοδοι προβλέψεων.....	25
4.5.Ανάλυση παλινδρόμησης.....	25
4.5.1.Εισαγωγή.....	25
4.5.2.Μεθοδολογία της ανάλυσης παλινδρόμησης.....	25
4.5.3.Πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση:καθορισμός του μοντέλου.....	26
4.5.4.Υποθέσεις του υποδείγματος.....	27
4.5.5.Εκτίμηση του υποδείγματος.....	28
4.5.6.Ερμηνευτική ικανότητα του υποδείγματος.....	28
4.5.7.Χρονικές υστερήσεις	30

Κεφάλαιο 5

Εφαρμογή της πολλαπλής ανάλυσης παλινδρόμησης για τη διερεύνηση των παραγόντων που επηρεάζουν τη γονιμότητα

5.1.Εισαγωγή.....	33
5.2.Το υπόδειγμα.....	33
5.2.1.Περιγραφή των μεταβλητών.....	33
5.3.Γραφική ανάλυση των μεταβλητών.....	34
5.4.Διαγράμματα διασποράς.....	41
5.5.Εκτίμηση του υποδείγματος.....	43
5.5.1.Ανάλυση διακύμανσης.....	43
5.5.2.Έλεγχος ερμηνευτικής ικανότητας του μοντέλου.....	43
5.5.3.Εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος.....	44
5.5.3.1.Έλεγχοι υποθέσεων για τις παραμέτρους.....	45

Κεφάλαιο 6

Εγκυρότητα των αποτελεσμάτων της πολλαπλής παλινδρόμησης

6.1.Εισαγωγή.....	47
6.2.Ετεροσκεδαστικότητα.....	48
6.2.1.Γραφικός έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας.....	48
6.2.2.Στατιστικός έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας.....	49
6.3.Κανονικότητα των σφαλμάτων.....	51
6.3.1.Γραφικός έλεγχος κανονικότητας.....	51
6.3.2.Στατιστικός έλεγχος κανονικότητας.....	53
6.4.Πολυσυγγραμμικότητα.....	54
6.4.1.Έλεγχος για πολυσυγγραμμικότητα	55
6.5.Αυτοσυσχέτιση.....	55
6.5.1.Γραφική ανίχνευση αυτοσυσχέτισης.....	56
6.5.2.Στατιστικός έλεγχος αυτοσυσχέτισης	58
6.6.Έκτροπες παρατηρήσεις.....	60

Κεφάλαιο 7

Μελέτη του μετασχηματισμένου μοντέλου

7.1.Εισαγωγή.....	63
7.2.Διαγράμματα διασποράς.....	64
7.3.Εκτίμηση του μοντέλου.....	65
7.3.1.Ανάλυση διακύμανσης.....	65
7.3.2.Έλεγχος ερμηνευτικής ικανότητας του μοντέλου.....	66
7.3.3.Σύγκριση των δύο μοντέλων	67
7.3.4.Εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος.....	68
7.3.4.1.Έλεγχοι υποθέσεων για τις παραμέτρους	69
7.4.Εγκυρότητα των αποτελεσμάτων της πολλαπλής παλινδρόμησης στο μετασχηματισμένο μοντέλο.....	69
7.4.1.Ετεροσκεδαστικότητα.....	69
7.4.1.1.Γραφικός έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας.....	69
7.4.1.2.Στατιστικός έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας.....	71
7.4.2.Κανονικότητα των σφαλμάτων.....	71
7.4.2.1.Γραφικός έλεγχος κανονικότητας.....	71

7.4.2.2. Στατιστικός έλεγχος κανονικότητας.....	73
7.4.3. Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας.....	74
7.4.4. Αυτοσυσχέτιση.....	74
7.4.4.1. Γραφικός έλεγχος αυτοσυσχέτισης.....	74
7.4.4.2. Στατιστικός έλεγχος αυτοσυσχέτισης.....	76
7.4.5. Έκτροπες παρατηρήσεις.....	76

Κεφάλαιο 8

Συμπεράσματα-Προτάσεις πολιτικής

8.1. Συμπεράσματα.....	79
8.2. Προτάσεις πολιτικής.....	80

Παράρτημα I

Δεδομένα.....	82
---------------	----

Παράρτημα II

Μελέτη μοντέλων με υστέρηση 12 μηνών.....	92
Βιβλιογραφία.....	97

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ

1-1	Οι φάσεις της Δημογραφικής Μετάβασης κατά Sax.....	7
1-2	Συνοπτική παρουσίαση των μεταβολών των ειδικών ποσοστών έγγαμης γονιμότητας.....	9
1-3	Δείκτες έγγαμης γονιμότητας 1960-1982.....	9
3-1	Ειδικοί κατά ηλικία Δείκτες γονιμότητας στην Ελλάδα:1981.....	21
4-1	Πίνακας Ανάλυσης Διασποράς (ANOVA).....	29
5-1	ANOVA TABLE για το αρχικό μοντέλο.....	43
5-2	Υπολογισμός του R^2 του μοντέλου.....	44
5-3	Εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου.....	45
6-1	Υπολογισμός των συντελεστών συσχέτισης του Spearman για έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας.....	50
6-2	Τέστ Kolmogorov-Smirnov για έλεγχο κανονικότητας των σφαλμάτων.....	53
6-3	Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας.....	55
6-4	Υπολογισμός του κριτηρίου Durbin-Watson για έλεγχο αυτοσυσχέτισης.....	59
6-5	Υπολογισμός της απόστασης Cook για έλεγχο έκτροπης παρατήρησης.....	61
7-1	ANOVA TABLE για το μετασχηματισμένο μοντέλο.....	66
7-2	Υπολογισμός του R^2 του μετασχηματισμένου μοντέλου.....	67
7-3	Εκτίμηση των παραμέτρων του μετασχηματισμένου μοντέλου.....	68
7-4	Υπολογισμός των συντελεστών συσχέτισης του Spearman για έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας στο μετασχηματισμένο μοντέλο.....	71
7-5	Τέστ Kolmogorov-Smirnov για έλεγχο κανονικότητας σφαλμάτων στο μετασχηματισμένο μοντέλο.....	73
7-6	Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας στο μετασχηματισμένο μοντέλο.....	74
7-7	Υπολογισμός του κριτηρίου Durbin-Watson για έλεγχο αυτοσυσχέτισης στο μετασχηματισμένο μοντέλο.....	76
7-8	Υπολογισμός της απόστασης Cook για έλεγχο έκτροπης παρατήρησης στο μετασχηματισμένο μοντέλο.....	77

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΣΧΗΜΑΤΩΝ

3-1	Αδρού δείκτες γεννητικότητας, θνησιμότητας και φυσικής αύξησης του πληθυσμού της Ελλάδας.....	19
4-1	Τα στάδια λειτουργίας της ανάλυσης παλινδρόμησης.....	26
4-2	Ανάλυση της μεταβλητότητας των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής	29
5-1	Αδρός δείκτης γεννήσεων για τα έτη 1961-2000.....	35
5-2	Αδρός δείκτης γάμων για τα έτη 1961-2000.....	36
5-3	Δείκτης βρεφικής θνησιμότητας για τα έτη 1961-2000.....	37
5-4	Δείκτης τιμών καταναλωτή για τα έτη 1961-2000.....	38
5-5	Αδρός δείκτης γεννήσεων-Αδρός δείκτης γάμων για τα έτη 1961-2000.....	39
5-6	Αδρός δείκτης γεννήσεων-Δείκτης βρεφικής θνησιμότητας για τα έτη 1961-2000.....	39
5-7	Αδρός δείκτης γεννήσεων-Δείκτης τιμών καταναλωτή για τα έτη 1961-2000.....	40
5-8	Διάγραμμα διασποράς του αδρού δείκτη γεννήσεων με τον αδρό δείκτη γάμων.....	41
5-9	Διάγραμμα διασποράς του αδρού δείκτη γεννήσεων με το δείκτη βρεφικής θνησιμότητας.....	42
5-10	Διάγραμμα διασποράς του αδρού δείκτη γεννήσεων με το δείκτη τιμών καταναλωτή.....	42
6-1	Διάγραμμα διασποράς των εκτιμώμενων τιμών του αδρού δείκτη γεννήσεων με τα τετράγωνα των καταλοίπων για έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας.....	49
6-2	NPP plot για έλεγχο κανονικότητας των καταλοίπων.....	52
6-3	Διάγραμμα διασποράς των καταλοίπων σε σχέση με το χρόνο για έλεγχο αυτοσυσχέτισης.....	56
6-4	Διάγραμμα διασποράς των καταλοίπων $e_t - e_{t-1}$ για έλεγχο αυτοσυσχέτισης.....	57
7-1	Διάγραμμα διασποράς του δείκτη βρεφικής θνησιμότητας με τον λογάριθμο του αδρού δείκτη γεννήσεων.....	64
7-2	Διάγραμμα διασποράς του δείκτη τιμών καταναλωτή με το λογάριθμο του αδρού δείκτη γεννήσεων.....	64

7-3	Διάγραμμα διασποράς του αδρού δείκτη γάμων με το λογάριθμο του αδρού δείκτη γεννήσεων.....	65
7-4	Διάγραμμα διασποράς των τετραγώνων των καταλοίπων με τις εκτιμούμενες τιμές του λογαρίθμου του αδρού δείκτη γεννήσεων για έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας.....	70
7-5	NPP plot για έλεγχο κανονικότητας των σφαλμάτων στο μετασχηματισμένο μοντέλο.....	72
7-6	Διάγραμμα διασποράς των καταλοίπων σε σχέση με το χρόνο για έλεγχο αυτοσυσχέτισης στο μετασχηματισμένο μοντέλο.....	75

Κ Ε Φ Α Λ Α Ι Ο 1

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

1.1.Δημογραφία

Ο πληθυσμός αποτελεί το βασικό προσδιοριστικό παράγοντα της οικονομικής και κοινωνικής εξέλιξης μιας χώρας ενώ το μέγεθός του, η ηλικιακή σύνθεση και το φύλλο επηρεάζουν μια σειρά από μεγέθη και διαμορφώνουν το κοινωνικό και οικονομικό περιβάλλον (Μαράτου-Αλιπράντη και άλλοι,2002).

Ένας πληθυσμός που παρατηρείται σε μια ορισμένη χρονική στιγμή αποτελείται από ένα σύνολο ατόμων των οποίων ο αριθμός και τα χαρακτηριστικά προκύπτουν από τα δημογραφικά γεγονότα που σημάδεψαν το πληθυσμό στη διάρκεια του χρόνου: γέννηση, γάμος, μετανάστευση, θάνατος (Ταπεινός Γ.,1993).

Η δημογραφία αποτελεί σύνθετη λέξη από το 'δήμος' και 'γράφειν'. Από την ετυμολογία της λέξης προκύπτει ότι η δημογραφία περιγράφει τον πληθυσμό.

Είναι η επιστήμη η οποία έχει ως αντικείμενο της την ποσοτική κυρίως μελέτη των ανθρωπίνων πληθυσμών από απόψεως μεγέθους, δομής και αναπτύξεως αυτών. Προς το σκοπό αυτό η Δημογραφία με ειδικές μεθόδους καταρτίζει δημογραφικές στατιστικές, αναλύει τα προκύπτοντα από αυτές δημογραφικά δεδομένα, αναζητεί τα αίτια και τις συνέπειες των πληθυσμιακών μεταβολών και διαμορφώνει μέτρα δημογραφικής πολιτικής.

1.2.Η γονιμότητα

1.2.1.Ορισμός της γονιμότητας

Ο όρος έχει διπλή έννοια:τη βιολογική και τη δημογραφική. Στη πρώτη περίπτωση η γονιμότητα δηλώνει την αναπαραγωγική ικανότητα (fecundity).Στη δεύτερη την

αναπαραγωγική δραστηριότητα (fertility) του γυναικείου πληθυσμού σε αναπαραγωγική ηλικία (15-49 ετών).

Στη ξένη βιβλιογραφία παρουσιάζεται ο όρος “fertility” ο οποίος αναφέρεται στην έκταση και την ένταση των γεννήσεων ζώντων σε ένα πληθυσμό. Ωστόσο η ακριβής μετάφραση του όρου “fertility” στα ελληνικά είναι γονιμότητα και παραπέμπει στη φυσική αναπαραγωγική ικανότητα των ατόμων (fecundity) και είναι αντίθετος του όρου της στειρότητας “sterility”.

1.2.2. ορισμός της γέννησης ζώντος

Ως γέννηση «ζώντος» εννοείται η πλήρης έξοδος του προϊόντος σύλληψης ,από το σώμα της μητέρας, άσχετα με τη διάρκεια κυήσεως, το οποίο μετά το πλήρη αποχωρισμό αναπνέει ή εμφανίζει άλλα σημεία ζωής. Κάθε βρέφος που γεννήθηκε ζών, καταγράφεται ως γέννηση ζώντος ανεξάρτητα από τη διάρκεια της ενδομήτριας ζωής και της τελικής τύχης του νεογνού κατά το χρόνο καταγραφής. Αν πεθάνει σε οποιοδήποτε χρόνο μετά τη γέννηση (ακόμα και λίγα λεπτά μετά τη γέννησή του),καταγράφεται και υπολογίζεται ως θάνατος (Τριχόπουλος Δ,1982).

1.2.3.Σύγκριση της έννοιας της γονιμότητας με την έννοια της γεννητικότητας

Η γεννητικότητα, ως δημογραφικό φαινόμενο, έχει σχέση με τις γεννήσεις, και κυρίως με τις γεννήσεις των ζώντων παιδιών.

Η γονιμότητα, ως δημογραφικό φαινόμενο έχει σχέση με τα πρόσωπα που συμμετέχουν στην τεκνοποιία, δηλαδή τη γυναίκα, το ζεύγος και σπανιότερα τον άνδρα. Ανάλογα κατά την τεχνική προσέγγιση του φαινομένου γίνεται λόγος για τη γονιμότητα των γυναικών, τη γονιμότητα των γάμων ή τη γονιμότητα των ανδρών (Τσίμπος, Παπαδάκης 2004).

1.2.4.Η εξέλιξη της γονιμότητας στην Ελλάδα

Σύμφωνα με υπάρχουσες στατιστικές πληροφορίες και βιβλιογραφικές πηγές ,η πρώτη μείωση που παρατηρήθηκε στη συζυγική γονιμότητα χρονολογείται γύρω στα 1890,αλλά υπάρχουν ενδείξεις ότι σε ορισμένες περιοχές της χώρας η τάση εμφανίστηκε ακόμη νωρίτερα (Σιάμπος,Βαλαώρας,1971).

Μέχρι το Δεύτερο Παγκόσμιο Πόλεμο, η μείωση της γονιμότητας του Ελληνικού πληθυσμού αποδίδεται στην αναβολή των γάμων (Μαλθουσιανή μείωση) και στον περιορισμό των γεννήσεων μεταξύ των έγγαμων ζευγαριών (NEO-Μαλθουσιανή μείωση). Σημειωτέον ότι οι εξώγαμες γεννήσεις στη χώρα μας αποτελούν ένα πολύ μικρό ποσοστό το οποίο έχει διατηρηθεί σταθερό διαχρονικά και που δεν μπορεί να επηρεάσει το επίπεδο της γονιμότητας ή γεννητικότητας όλου του πληθυσμού (Δρακάτος,1969, Σιάμπος,1969 κ.α.)

Κατά τη μεταπολεμική περίοδο, η γονιμότητα στην Ελλάδα κυμάνθηκε σε αρκετά υψηλά επίπεδα, παρότι στη χώρα μας δεν υπήρξε η «έκρηξη γεννήσεων» (baby boom) της περιόδου 1945-1965 (Μαράτου-Αλιμπράντη,2002)

Κατά τη διάρκεια της δεκαετίας μεταξύ 1960 και 1970 η γονιμότητα παρέμεινε σε υψηλά επίπεδα με το μέσο αριθμό παιδιών στο 2,3 παιδιά για κάθε γυναίκα αναπαραγωγικής ηλικίας 15-49 χρόνων.

Μετά τη δεκαετία του '80 μια ταχεία πτώση παρατηρείται με αποτέλεσμα και ο αντίστοιχος μέσος αριθμός παιδιών να φτάσει, το 1998,το 1,29.Η τιμή αυτή είναι πολύ κάτω του ορίου 2,1 το οποίο θεωρείται αναγκαίο για την παραγωγή των γενεών (Μαράτου-Αλιμπράντη,2002).

Ενδιαφέρουσες διαφοροποιήσεις αποκαλύπτονται, εξετάζοντας τους ρυθμούς γονιμότητας σε συγκεκριμένες ηλικίες για τη περίοδο 1960-1980.

Μέχρι το 1980 οι μητέρες τείνουν να αποκτήσουν περισσότερα παιδιά σε μικρότερη ηλικία. Έτσι, τα ποσοστά γονιμότητας στην ηλικιακή ομάδα 15-19 χρόνων παρουσιάζουν συνεχή ανοδική τάση και από 16,7% το 1960 φτάνουν σε 52,9% το 1980,όπως και στην ηλικιακή ομάδα 20-24 χρόνων ,από 104,5% σε 152,3% αντιστοίχως. Αυτά τα δεδομένα αντανακλούν τη μείωση της μέσης ηλικίας τεκνοποίησης μέχρι το 1980.Την ίδια περίοδο η γονιμότητα των άλλων ηλικιακών ομάδων παρουσιάζει καθοδική τάση. Μετά το 1990,αν και οι γυναίκες μέσης ηλικίας 30-39 χρόνων αποκτούν περισσότερα παιδιά, όλες οι ηλικίες συμμετέχουν στην καθοδική τάση που εμφανίζεται γενικευμένη σε όλες τις ηλικιακές ομάδες. Οι γυναίκες

όχι μόνο λοιπόν παντρεύονται σε μεγαλύτερη ηλικία, αλλά και καθυστερούν να γίνουν μητέρες.(Μαράτου-Αλιπράντη,2002)

Όπως διαπιστώνεται, οι Ελληνίδες αποκτούν λιγότερα παιδιά ,τα οποία γεννούν σε μεγαλύτερες ηλικίες.(Μαράτου-Αλιπράντη,2002).

1.3. Παράγοντες που επηρεάζουν τα επίπεδα γονιμότητας

Η μείωση της γονιμότητας στην Ελλάδα έχει επηρεαστεί από διάφορους δημογραφικούς, κοινωνικοοικονομικούς και ψυχολογικούς παράγοντες. Ωστόσο, οι μέχρι τώρα μελέτες ως προς τους προσδιοριστικούς παράγοντες της γονιμότητας, κρίνονται ως μη ικανοποιητικές ,εφόσον τα διαθέσιμα στοιχεία από έρευνες και άλλες επίσημες στατιστικές δεν είναι δυνατόν να καλύψουν σε βάθος το θέμα.(Συμεωνίδου Χ.,1990).

Η μόνη έρευνα γονιμότητας σε εθνικό επίπεδο που διεξήχθη το 1962-67 κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η κύρια αιτία της μείωσης της γονιμότητας στην Ελλάδα ήταν ο υψηλός αριθμός των αμβλώσεων (Βαλαώρας,1969). Ωστόσο,η άμβλωση αποτελεί το μέσο και όχι την πραγματική αιτία της μείωσης των γεννήσεων. Η έρευνα αυτή δεν οδήγησε σε συμπεράσματα ως προς τους κοινωνικοοικονομικούς και ψυχολογικούς παράγοντες που επιδρούν στη γονιμότητα.

1.3.1. Εργασίες σχετικά με τους παράγοντες που επιδρούν στη γονιμότητα

Σχετικά με την οικονομετρική προσέγγιση του θέματος, οι μέχρι τώρα μελέτες είναι οι εξής:

- Ο Δρακάτος (1969), χρησιμοποιώντας διαστρωματικά στοιχεία του 1961 σε ένα γραμμικό οικονομετρικό υπόδειγμα, κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η μακροχρόνια κοινωνικοοικονομική ανάπτυξη της χώρας θα επηρεάσει αρνητικά τη γονιμότητα. Σύμφωνα με τη μελέτη αυτή, το ποσοστό του αγροτικού πληθυσμού και του πληθυσμού σε αναπαραγωγική ηλικία επιδρά θετικά στη γονιμότητα, ενώ το ποσοστό του εγγράμματου πληθυσμού ηλικίας 10 ετών και άνω ασκεί σημαντική αρνητική επίδραση.

- Ο Βολουδάκης (1979),χρησιμοποιώντας διαστρωματικά στοιχεία για το 1961 και το 1971,σε γραμμικό και γραμμικά λογαριθμικά υποδείγματα, συμπεραίνει ότι η συνεχιζόμενη ανάπτυξη της ελληνικής οικονομίας θα έχει μάλλον θετική επίδραση στη γονιμότητα. Σύμφωνα με την έρευνα αυτή το κατά κεφαλήν εισόδημα ασκεί θετική επίδραση στη γονιμότητα και στο μέγεθος της οικογένειας, ενώ η στοιχειώδης εκπαίδευση των γυναικών ηλικίας 15-44 ετών, η συμμετοχή τους στο εργατικό δυναμικό και η βρεφική θνησιμότητα έχουν αρνητική επίδραση.
- Η Symeonidou (1979),χρησιμοποιώντας χρονολογικές σειρές για τη περίοδο 1930-1975 σε απλή και πολυμεταβλητή ανάλυση παλινδρόμησης, κατέληξε ότι το Ακαθάριστο Εθνικό Εισόδημα, η εξωτερική μετανάστευση και το επίπεδο εκπαίδευσης του πληθυσμού επιδρούν αρνητικά στο ακαθάριστο ποσοστό γεννητικότητας.
- Ο Παπαδάκης (1979),εφαρμόζοντας ένα σύστημα επτά εξισώσεων, κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η επιταχυνόμενη μείωση στο ακαθάριστο ποσοστό γεννητικότητας οφείλεται, κυρίως, στη χειροτέρευση της σύνθεσης του πληθυσμού κατά ομάδες ηλικιών στις αναπαραγωγικές ηλικίες και κατά δεύτερο λόγο στη χαμηλότερη γονιμότητα των παντρεμένων γυναικών. Αφετέρου, υποστηρίζει ότι σημαντικός προσδιοριστικός παράγοντας, που ανακόπτει μια περαιτέρω μείωση της γονιμότητας, είναι οι ευνοϊκές τάσεις γαμλιότητας και η λόγω των τάσεων αυτών αναλογική αύξηση των παντρεμένων γυναικών στο σύνολο του πληθυσμού.
- Οι Δρεττάκης και Τσίμπος (1980),υποστηρίζουν ότι η εξωτερική μετανάστευση ασκεί πάντα αρνητική επίδραση στη γονιμότητα, ενώ η εσωτερική μετανάστευση σε ορισμένες μόνο περιπτώσεις. Ειδικά, η εσωτερική μετανάστευση βραχυπρόθεσμα επιδρά αρνητικά στη γονιμότητα. Αφετέρου η γονιμότητα αυξάνεται μέσω της αναλογικής αύξησης των γυναικών σε αναπαραγωγική ηλικία λόγω της αστικοποίησης. Επειδή η έρευνα αυτή ήταν διαστρωματική δεν κατέληξε σε συμπεράσματα σχετικά με τις μακροχρόνιες επιδράσεις (π.χ. για 20 ή περισσότερα χρόνια).

Αναφορικά με άλλες, εκτός από οικονομετρικές εργασίες, η μόνη συστηματική μελέτη για το θέμα έγινε από την Safilios Rothshchild (1972),που χρησιμοποίησε στρωματοποιημένο δείγμα 896 εργαζομένων και μη εργαζομένων γυναικών στην Αθήνα με σκοπό να διερευνήσει τη σχέση γονιμότητας και γυναικείας απασχόλησης. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, ενώ η γυναικεία απασχόληση φαίνεται να επιδρά αρνητικά στη γονιμότητα, η μείωση αυτή είναι πολύ σημαντικότερη στις γυναίκες με έντονο ενδιαφέρον

για την εργασία τους σε σύγκριση με όσες έχουν λιγότερο ενδιαφέρον. Επιπλέον, αν και η στειρότητα και η μειωμένη γονιμότητα συναντιούνται πολύ συχνότερα ανάμεσα στις γυναίκες με υψηλό βαθμό ενδιαφέροντος για την εργασία τους σε σύγκριση με όσες ενδιαφέρονται λιγότερο, επιδρά σε ένα μικρό ποσοστό (15,2%) του συνόλου των γυναικών που έχουν έντονο ενδιαφέρον για την εργασία τους (Συμεωνίδου Χ.,1990).

1.3.2. Η γονιμότητα στη θεωρία της δημογραφικής μετάβασης

Η Θεωρία της Δημογραφικής Μετάβασης (Θ.Δ.Μ.) αποτελεί ένα σύνολο γενικεύσεων, βασισμένων σε μία σειρά παρατηρήσεων, που έχουν σαν σκοπό

- να ερμηνεύσουν την απαρχή, την πορεία και την έκβαση των παρελθόντων δημογραφικών τάσεων που παρατηρήθηκαν στις σημερινές αναπτυσσόμενες χώρες του 19^{ου} και αρχών του 20^{ου} αιώνα
- να υποδείξουν ένα τρόπο που να δίνει τη δυνατότητα προβλέψεων των μελλοντικών δημογραφικών εξελίξεων.

Στη σημερινή εποχή, η προβλεπτική ικανότητα της θεωρίας έχει κυρίως σημασία για τις αναπτυσσόμενες χώρες οι οποίες αντιμετωπίζουν έντονο πρόβλημα υπερπληθυσμού και κατά συνέπεια ενδιαφέρονται για την εφαρμογή μέτρων πολιτικής ελέγχου των γεννήσεων.

Η θεωρία της δημογραφικής Μετάβασης είναι η γνωστότερη και η πιο κλασική θεωρία στον τομέα της δημογραφίας και ερμηνεύει τις μακροχρόνιες τάσεις των δημογραφικών συνιστωσών. Η θεωρία της δημογραφικής μετάβασης, βασικά σημαίνει το πέρασμα από μια δημογραφική κατάσταση σε μια άλλη και ειδικότερα το πέρασμα από το παραδοσιακό καθεστώς, με υψηλά ποσοστά θνησιμότητας και γεννητικότητας, σε ένα άλλο, με χαμηλότερο επίπεδο πληθυσμιακής ισορροπίας (Μαράτου-Αλιπράντη κ.α.,2002).Ο Notenstein (1953) υποστήριξε ότι η δημογραφική μετάβαση θα οδηγούσε σε χαμηλά ποσοστά γονιμότητας και θνησιμότητας .Επίσης ο Abdel Orman (1971) θεώρησε ως βασικό αξίωμα της θεωρίας την θνησιμότητα ως παράγοντα δυναμικής του πληθυσμού (Συμεωνίδου Χ. κ.α.,1992).Τέλος υποστηρίχθηκε ότι διακρίνονται τρεις με πέντε φάσεις δημογραφικής μετάβασης, ανάλογα με τα χαρακτηριστικά του πληθυσμού σε κάθε κοινωνία (Μπαλούρδος Δ.,1997).

Ο Sax (1970) διακρίνει τις πιο κάτω τέσσερις φάσεις:

ΠΙΝΑΚΑΣ 1-1

Οι φάσεις της δημογραφικής μετάβασης κατά Sax

Φάσεις	Θνησιμότητα	Γονιμότητα	Αύξηση πληθυσμού
Πρώτη	Υψηλή	Υψηλή	Χαμηλή
Δεύτερη	Πτωτική	Υψηλή	Αυξητική
Τρίτη	Πτωτική	Πτωτική	Αυξητική
Τέταρτη	Χαμηλή	Χαμηλή	Χαμηλή

Κατά την θεωρία δημογραφικής μετάβασης, οι παράγοντες που έχουν συμβάλει στην πτώση της γονιμότητας του πληθυσμού συνδέονται με την όλη διαδικασία της κοινωνικοοικονομικής ανάπτυξης των χωρών και καλύπτουν τέσσερα αλληλοσυσχετιζόμενα φαινόμενα:

- α) εσωτερική μετανάστευση από αγροτικές περιοχές στα αστικά κέντρα
- β) άνοδο του εκπαιδευτικού και μορφωτικού επιπέδου του πληθυσμού
- γ) χαλάρωση των οικογενειακών και συγγενικών δεσμών
- δ) βελτίωση του βιοτικού επιπέδου του πληθυσμού (πραγματικοί μισθοί, καταναλωτικά επίπεδα).

Τα παραπάνω φαινόμενα υποβοηθούνται από:

- Κοινωνικούς μηχανισμούς: χαλάρωση των σεξουαλικών περιορισμών των γυναικών, μείωση της θέσης-αξίας των παιδιών, κυρίως των αγοριών, σύνολο οικογενειακών-συγγενικών δεσμών και δομών.
- Οικονομικούς μηχανισμούς: μείωση της οικονομικής αξίας των παιδιών, αύξηση του κόστους ανατροφής τους, ανάπτυξη της αγοράς και του ανταγωνισμού για απόκτηση και απόλαυση διαφόρων καταναλωτικών αγαθών.
- Ψυχολογικούς μηχανισμούς: υλιστικές τάσεις και απομάκρυνση από τη μοιρολατρία και την θρησκευτικότητα.

Επίσης, στο πλέγμα των παραγόντων που κατά την Θ.Δ.Μ. έχουν συμβάλει στην πτώση της γονιμότητας του πληθυσμού περιλαμβάνεται και η σταδιακή μείωση των δεικτών

της θνησιμότητας. Με χαμηλούς δείκτες βρεφικής και παιδικής θνησιμότητας επιτυγχάνεται ο επιθυμητός αριθμός παιδιών με μικρότερο αριθμό γεννήσεων, ενώ ο οικογενειακός προγραμματισμός, με τη σειρά του, επηρεάζεται από το επιθυμητό μέγεθος της οικογένειας και από το επίπεδο της θνησιμότητας. Υποστηρίζεται ότι η συνεχώς αναπτυσσόμενη τεχνολογία των διαφόρων αντισυλληπτικών μέσων, αποτελεί όχι την αιτία, αλλά το μέσον που συνδέει τη μείωση της γεννητικότητας με την κοινωνικο-οικονομική ανάπτυξη.

1.4.Η γονιμότητα των παντρεμένων γυναικών

Επειδή από τις γυναίκες που βρίσκονται στην αναπαραγωγική ηλικία, δεν έχουν όλες τη πιθανότητα να γεννήσουν παιδί, είναι χρήσιμο να γίνει μια αναφορά στη γονιμότητα μέσα στο γάμο (έγγαμη γονιμότητα). (Συμεωνίδου Χ.,1990).

Το γενικό ποσοστό έγγαμης γονιμότητας μειώθηκε μεταξύ 1960-62 και μεταξύ 1970-72 και 1980-82 και η συνολική μείωση σε όλη αυτή την περίοδο κυμαίνεται γύρω στο 25%. (Συμεωνίδου Χ.,1990). Το γεγονός ότι το γενικό ποσοστό γονιμότητας για το συνολικό πληθυσμό μειώθηκε μόνο κατά 11,4% κατά την περίοδο αυτή υποδηλώνει ότι οι ευνοϊκές μεταβολές στην τάση γαμηλιότητας, δηλαδή η νεότερη ηλικία γάμου, αντιστάθμισαν σε ένα βαθμό τη μείωση της έγγαμης γονιμότητας. Η διαφορά που παρατηρείται δεν είναι δυνατόν να αποδοθεί στις εκτός γάμου γεννήσεις, εφόσον κατά την περίοδο που εξετάζεται, ο αριθμός τους στην Ελλάδα είναι αμελητέος (Ε.Σ.Υ.Ε.,1960-82).

Τα ειδικά ποσοστά έγγαμης γονιμότητας ακολουθούν επίσης γενικά καθοδική πορεία κατά την εξεταζόμενη περίοδο. Παρατηρείται μείωση μεταξύ 1960-62 και μεταξύ 1970-72 και 1980-82 σε όλες τις ομάδες ηλικιών 25 ετών και άνω. Ωστόσο, μεταξύ των γυναικών ηλικίας 20-24 ετών παρατηρείται κάποια αύξηση στη πρώτη περίοδο που ακολουθείται από μείωση, και μεταξύ των γυναικών ηλικίας 15-19 ετών παρατηρείται αύξηση και στις δύο περιόδους. Το γεγονός ότι το γενικό ποσοστό έγγαμης γονιμότητας μειώθηκε, σε συνδιασμό με το γεγονός της αύξησης της γονιμότητας στην νεότερη ομάδα ηλικιών 15-19 ετών, είναι δυνατόν να υποδηλώνει τον ταχύτερο σχηματισμό της οικογένειας μέσα στο γάμο.

Συνοπτικά, τα παραπάνω συμπεράσματα παρουσιάζονται στο πίνακα 1-2:

ΠΙΝΑΚΑΣ 1-2

Συνοπτική παρουσίαση των μεταβολών των ειδικών ποσοστών έγγαμης γονιμότητας

Ηλικιά	Περίοδος 1960-62	Περίοδος 1970-72	Περίοδος 1980-82
15-19	αύξηση	αύξηση	αύξηση
20-24	αύξηση	μειωση	μειωση
25 και άνω	Μειωση	μειωση	Μειωση

Επίσης, στο πίνακα 1-3 παρουσιάζονται αναλυτικά τα ειδικά ποσοστά και το γενικό ποσοστό έγγαμης γονιμότητας.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1-3

Δείκτες έγγαμης γονιμότητας 1960-82

	περίοδος			Μεταβολή μεταξύ 1960-62 και 1980-82
	1960-62	1970-72	1980-82	
Γενικά ποσοστά Έγγαμης γονιμότητας	115,9	97,9	86,3	-25,5
Ειδικά ποσοστά Έγγαμης γονιμότητας				
15-19	278,3	330	352,8	26,8
20-24	286,5	302,5	275,8	-3,7
25-29	227,1	214	159,4	-28,8
30-34	129,2	102,9	73,2	-43,3
35-39	60,4	47,6	30,2	-50
40-44	15,9	10,4	6,4	-59,7

Πηγή: Παπαδάκης Μ., 1979

Ε.Σ.Υ. Ε. Απογραφή 1981

Ε.Σ.Υ.Ε. Φυσική κίνηση πληθυσμού 1980-82

1.5.Συνέπειες της μείωσης της γονιμότητας στην Ελλάδα

Οι κυριότερες συνέπειες της μείωσης της γονιμότητας στην Ελλάδα είναι δυνατόν να συνοψιστούν ως εξής (Συμεωνίδου Χ.,1990):

1.Μέγεθος του πληθυσμού και πληθυσμιακή αύξηση

- μείωση στο ετήσιο ποσοστό φυσικής αύξησης του πληθυσμού στην Ελλάδα:από 11,2%ο το 1960 σε 5,4%ο το 1982 .
- το μέσο μέγεθος του νοικοκυριού μειώθηκε από 3,78 σε 3,12 άτομα.

2.Γήρανση του πληθυσμού

Παρόλο που η Ελλάδα είναι η έβδομη κατά σειρά χώρα της Ε.Ο.Κ. στην αναλογία γεροντικού πληθυσμού, παρουσιάζει τον υψηλότερο δείκτη μέσης ετήσιας αύξησης της γήρανσης από όλες τις χώρες της Κοινότητας.

Η γήρανση του πληθυσμού με όλες τις δευτερογενείς κοινωνικοοικονομικές επιπτώσεις, όπως π.χ. τη μείωση του εργατικού δυναμικού, παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον για την ελληνική κοινωνία.

Κ Ε Φ Α Λ Α Ι Ο 2

ΑΝΑΦΟΡΑ ΣΤΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ-ΠΗΓΕΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

2.1.Εισαγωγή

Τα στοιχεία της παρούσας εργασίας αφορούν:

- το πληθυσμό στο μέσο του έτους, για τα έτη 1961-2000
- τις γεννήσεις ζώντων κατά μήνα για τα έτη 1961-2000
- τους γάμους που τελέστηκαν μηνιαία για τα έτη 1961-2000
- τον αριθμό των θανάτων βρεφών κάτω του ενός έτους κατά μήνα για τα έτη 1961-2000
- τους δείκτες τιμών καταναλωτή (τιμάριθμους) κατά μήνα για τα έτη 1961-2000 με έτος βάσης 1999.

Τα στοιχεία της παρούσας μελέτης προέρχονται από τα δημοσιευμένα στοιχεία της «Φυσικής Κινήσεως του Πληθυσμού της Ελλάδος» της Εθνικής στατιστικής Υπηρεσίας (Ε.Σ.Υ.Ε). Η Εθνική στατιστική Υπηρεσία συλλέγει, επεξεργάζεται και δημοσιεύει ετησίως τα στοιχεία της Φυσικής Κίνησης του Πληθυσμού της χώρας. Τα στοιχεία αυτά καταγράφονται στα Ληξιαρχεία των Δήμων και Κοινοτήτων, στις Ιερές Μητροπόλεις, Εισαγγελίες και στα Κέντρα Κοινωνικής Πολιτικής.

2.2.Ληξιαρχικές καταγραφές

Η φυσική κίνηση του πληθυσμού αποτελεί την κύρια συνιστώσα της δημογραφικής εξέλιξης και αφορά γεγονότα βιολογικής προέλευσης (γεννήσεις, θάνατοι) αλλά και γεγονότα κοινωνικής φύσεως (γάμοι, διαζύγια) που επενεργούν θετικά ή αρνητικά στη διαμόρφωση της κίνησης αυτής. Οι ληξιαρχικές καταγραφές αποτελούν την κύρια πηγή άντλησης πληροφοριών σχετικά με τη φυσική κίνηση του πληθυσμού.

Σύμφωνα με τον ορισμό του ΟΗΕ, το σύστημα των ληξιαρχικών καταγραφών είναι όλες οι νόμιμες ενέργειες που περιλαμβάνουν:

- καταγραφή, καταχώρηση, αναφορά της εμφάνισης
- συλλογή, συγκέντρωση, παρουσίαση και διανομή πληροφοριών

των ανθρώπινων συμβάντων που σχετίζονται με όλες τις ληξιαρχικές πράξεις. Οι **ληξιαρχικές πράξεις** αποτελούν νόμιμα έγγραφα με τα οποία βεβαιώνεται η επέλευση των διαφόρων δημογραφικών γεγονότων (γεννήσεις, θάνατοι, γάμοι, διαζύγια...).

Η στατιστική παρακολούθηση των **ληξιαρχικών γεγονότων** προϋποθέτει τη συνεχή και μόνιμη καταχώρηση και καταγραφή όλων των συμβάντων και των χαρακτηριστικών των ατόμων που συμμετέχουν σε αυτά. Το σύστημα των ληξιαρχικών καταγραφών πρέπει να καλύπτει όλες τις περιοχές και όλες τις πληθυσμιακές ομάδες της χώρας. Κάθε κύρια διοικητική υποδιαίρεση της χώρας αποτελεί μία **ληξιαρχική περιφέρεια** της οποίας προϊστάται ο **ληξίαρχος**. Ο ληξίαρχος είναι υπεύθυνος για την ορθή λειτουργία του ληξιαρχικού συστήματος στα όρια της διοικητικής περιφέρειας της οποίας έχει οριστεί ως επόπτης. Οι δηλώσεις όλων των γεγονότων στα κατά τόπους **ληξιαρχεία** είναι υποχρεωτική και χωρίς χρέωση. Η εμπιστευτικότητα των προσωπικών δεδομένων των ατόμων που συμμετέχουν στα ληξιαρχικά γεγονότα διασφαλίζεται με νομοθετική πράξη. Το υλικό που συλλέγεται μπορεί να χρησιμοποιηθεί μόνο για διοικητικούς και στατιστικούς σκοπούς και η δημοσίευσή του επιτρέπεται μόνο σε συλλογικό επίπεδο

Σύστημα ληξιαρχικών καταγραφών έχει θεσπιστεί και λειτουργεί στην Ελλάδα από το 1836. Το σύστημα αυτό έχει υποστεί κατά καιρούς αναθεωρήσεις και συμπληρώσεις, ώστε σήμερα να θεωρείται ότι ανταποκρίνεται στις απαιτήσεις και στις προδιαγραφές ενός συστήματος σύγχρονου τύπου. Τα στοιχεία των ληξιαρχικών καταχωρήσεων από τις επιμέρους ληξιαρχικές περιφέρειες διοχετεύονται στην Εθνική Στατιστική Υπηρεσία της Ελλάδος η οποία τα επεξεργάζεται και τα παρουσιάζει σε ειδικές εκδόσεις. Λεπτομερή στοιχεία γάμων, γεννήσεων και θανάτων δημοσιεύονται στην ετήσια έκδοση της ΕΣΥΕ «*Στατιστική της Φυσικής Κινήσεως του Πληθυσμού της Ελλάδος του έτους ...*» ενώ συνοπτικά στοιχεία περιλαμβάνονται στα δημοσιεύματα «*Στατιστική Επετηρίδα της Ελλάδος έτους ...*» και «*Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο*» προκειμένου οι ενδιαφερόμενοι φορείς και ερευνητές να τηρούνται συνεχώς ενήμεροι σχετικά με τις εξελίξεις που σημειώνονται σε βασικά πληθυσμιακά μεγέθη.

2.3.Είδη δημογραφικών σφαλμάτων

Τα σφάλματα των δημογραφικών στοιχείων διακρίνονται σε τρεις κατηγορίες:

- σφάλματα κάλυψης
- σφάλματα περιεχομένου
- σφάλματα δειγματοληψίας και εκτίμησης

(α) Τα σφάλματα κάλυψης προκύπτουν στις περιπτώσεις εκείνες κατά τις οποίες το στατιστικό σύστημα αδυνατεί να καταγράψει πλήρως όλα τα γεγονότα ή τα άτομα του πληθυσμού. Σε μία απογραφή είναι πιθανόν ορισμένες απομακρυσμένες περιοχές (δύσβατα χωριά ή οικισμοί) ή πληθυσμιακές ομάδες (ναυτικοί, μετανάστες, παιδικός πληθυσμός ηλικίας 0–4 ετών) να μην απογραφούν ή να απογραφούν πλημμελώς για διάφορους λόγους (δυσμενείς καιρικές συνθήκες, αδυναμία πρόσβασης, γεωγραφική κινητικότητα κτλ.). Υπόψη ότι σφάλματα κάλυψης δημιουργούνται ακόμη και από την διπλή καταμέτρηση ορισμένων ατόμων (που μπορεί π.χ. να συμβεί σε μέλη πληθυσμού που ταξιδεύουν ή μετακινούνται συχνά).

Επίσης, το σύστημα των ληξιαρχικών καταγραφών σε ορισμένες περιπτώσεις αδυνατεί να συμπεριλάβει όλα τα γεγονότα που συμβαίνουν στη χώρα (π.χ. ορισμένους θανάτους βρεφών που συμβαίνουν λίγες ώρες ή μέρες μετά τη γέννησή τους)

Γενικά τα σφάλματα κάλυψης οδηγούν σε διαφυγές των στατιστικών πληροφοριών, οι οποίες συνήθως συνεπάγονται την υπο-καταμέτρηση πληθυσμού ή υπο-καταγραφή γεγονότων.

(β) Τα σφάλματα περιεχομένου αναφέρονται στην ακρίβεια καταχώρησης των πληθυσμιακών χαρακτηριστικών από το στατιστικό σύστημα. Τα σφάλματα αυτά οφείλονται κατά κύριο λόγο στην αδυναμία ή την απροθυμία των ερωτώμενων να δώσουν ορθές πληροφορίες, αλλά εν μέρει και στη λανθασμένη κωδικοποίηση των δεδομένων.

Από δημογραφικής πλευράς ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν τα σφάλματα που αφορούν τη δήλωση της ηλικίας. Τα σφάλματα αυτά σχετίζονται κατά κανόνα με τη στρογγυλοποίηση των ηλικιών, δηλαδή τη ροπή ορισμένων ατόμων να δηλώνουν ηλικίες που να τελειώνουν σε 0 ή 5 (π.χ. δηλώνει κάποιος ότι είναι 40 ετών αντί της πραγματικής του ηλικίας των 41 ετών), και σπανιότερα με τη μετατόπιση της ηλικίας σε ανώτερα κλιμάκια, δηλαδή με την

τάση ορισμένων ηλικιωμένων ιδίως ατόμων (συνήθως σε αγροτικές ή αναπτυσσόμενες περιοχές) να δηλώνουν για λόγους γοήτρου μεγαλύτερη της πραγματικής τους ηλικία. Παλαιότερα υπήρχε και η τάση μεταξύ των γυναικών που φθάνουν στο τέλος της αναπαραγωγικής τους ζωής να υποτιμούν την ηλικία τους. Πρέπει ωστόσο να σημειωθεί ότι σε ορισμένες περιπτώσεις οι ερωτώμενοι παρέχουν λανθασμένες πληροφορίες όχι από πρόθεση, αλλά από έλλειψη μνήμης (π.χ δήλωση από γυναίκες ηλικίας 50 σχετικά με γεννήσεις που συνέβησαν πριν από 25 χρόνια). Στη δημογραφία το φαινόμενο αυτό είναι γνωστό με τον όρο αδυναμία ανάκλισης πληροφοριών και η έκταση που μπορεί να λάβει εξαρτάται από την ηλικία του ερωτώμενου, το είδος των πληροφοριών που καλείται να παράσχει και το μορφωτικό του επίπεδο.

(γ) Τα σφάλματα δειγματοληψίας και εκτίμησης. Οι δειγματοληπτικές έρευνες πάντα περιλαμβάνουν δύο φάσεις: (α) τη διαδικασία επιλογής των στατιστικών μονάδων, με την οποία προσδιορίζεται το μέγεθος του δείγματος και ο τρόπος επιλογής των ατόμων ή των νοικοκυριών που θα κληθούν να συμμετάσχουν στην έρευνα, και (β) την εκτιμητική διαδικασία, η οποία θα οδηγήσει στην εκτίμηση μεγεθών και μέτρων.

Σε κάθε έρευνα εμφανίζονται δύο είδη σφαλμάτων:

- σφάλματα δειγματοληψίας και προκαλούνται από το γεγονός ότι οι στατιστικές πληροφορίες συλλέγονται από ένα τμήμα, και όχι από το σύνολο, του πληθυσμού.
- μη δειγματοληπτικά σφάλματα και οφείλονται σε λόγους που σχετίζονται με την ατελή παρατήρηση των στατιστικών μονάδων.

Η συνύπαρξη των δύο αυτών επιμέρους σφαλμάτων συνθέτει το συνολικό σφάλμα της δειγματοληψίας.

Αξίζει να σημειωθεί, ότι ακόμη και στην περίπτωση που εξετάζεται όλος ο πληθυσμός (απογραφή) σε μία έρευνα, ενδέχεται τα στατιστικά στοιχεία που θα προκύψουν από αυτήν και τα δημογραφικά μέτρα που θα υπολογισθούν στη συνέχεια να παρουσιάσουν τυχαίες κυμάνσεις, όταν οι μεθοδολογικοί και υπολογιστικοί χειρισμοί στηρίζονται σε πολύ μικρούς αριθμούς (συχνότητες).

2.4.Αξιολόγηση των Ελληνικών Δημογραφικών στοιχείων

Είναι προφανές ότι η αξία και η χρησιμότητα των ερευνητικών ευρημάτων και των πληθυσμιακών εκτιμήσεων εξαρτώνται άμεσα από την ποιότητα των αρχικών δεδομένων. Όμως, ακόμα και στις πιο προηγμένες χώρες, καμία πηγή πληροφόρησης δεν είναι απαλλαγμένη στατιστικών σφαλμάτων. Το είδος και η έκταση των σφαλμάτων σχετίζονται με το επίπεδο ανάπτυξης της υπόψη χώρας ή περιοχής και με την ετοιμότητα και πληρότητα των υπηρεσιών συγκέντρωσης των στοιχείων αλλά και με το επίπεδο εκπαίδευσης του πληθυσμού. Τα σφάλματα είναι συχνότερα και ουσιωδέστερα στις λιγότερο αναπτυγμένες χώρες και περιοχές, όπου οι ικανότητες και η κατάρτιση των ερευνητών και η παιδεία των ερωτώμενων καθώς και η όλη οργάνωση και υποδομή των υπηρεσιών, βρίσκονται συνήθως σε χαμηλά επίπεδα.

Στην Ελλάδα, τα συγκεντρούμενα συμβάντα (γεννήσεις, γάμοι, θάνατοι) που δημοσιεύει η Ε.Σ.Υ.Ε. είναι διασταυρωμένα με διάφορα πληθυσμιακά και άλλα χαρακτηριστικά, όπως ηλικία, φύλλο,...Όλες οι καταχωρήσεις και πινακοποιήσεις γίνονται ανάλογα με το χρόνο που συνέβει το γεγονός. Όμως φαίνεται ότι υπάρχει μια κάποια καθυστέρηση στη δήλωση και καταγραφή των γάμων και των γεννήσεων. Παρόλαυτά, διαχρονικά έχει γίνει μια βελτίωση (Τσίμπος Κ, Παπαευαγγέλου Γ.,1983).

Τα κυριότερα σφάλματα των ελληνικών στοιχείων της φυσικής κινήσεως του πληθυσμού φαίνεται ότι είναι η ελλιπής καταμέτρηση των βρεφικών θανάτων και γεννήσεων νεκρών, καθώς επίσης και το αρκετά μεγάλο ποσοστό των θανάτων με άγνωστη αιτία (Βαλαώρας,1973 , ΕΣΥΕ,1980).

Αξίζει να σημειωθεί ότι από την ελλιπή καταχώρηση των γεννήσεων νεκρών και των θανάτων βρεφών ,επηρεάζεται κυρίως το ποσοστό νεκρογεννητικότητας και το ποσοστό της βρεφικής θνησιμότητας. Το ποσοστό της φυσικής αυξήσεως του πληθυσμού δεν επηρεάζεται σημαντικά (Τσίμπος Κ, Παπαευαγγέλου Γ.,1983).

Σφάλματα μετρήσεων υπάρχουν επίσης και στα στοιχεία των απογραφών αλλά φαίνεται ότι είναι μικρότερης εμβέλειας (Τσίμπος Κ, Παπαευαγγέλου Γ.,1983).

Σύμφωνα με τις διεθνείς ταξινομήσεις τα στοιχεία της απογραφής του 1971 χαρακτηρίζονται σαν «αρκετά ακριβή»,αλλά εκείνα του 1961 θα μπορούσαν να χαρακτηριστούν σαν «κατά προσέγγιση ακριβή» (Σιάμπος,1973).

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

Κ Ε Φ Α Λ Α Ι Ο 3

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΚΑΙ ΜΕΤΡΗΣΗ ΤΗΣ ΓΟΝΙΜΟΤΗΤΑΣ: ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΟΙ ΔΕΙΚΤΕΣ

3.1.Εισαγωγή

Στο Κεφάλαιο αυτό επιχειρείται η ποσοτική διερεύνηση και η μέτρηση της γονιμότητας η οποία διαδραματίζει πρωταρχικό ρόλο στην εξέλιξη του μεγέθους του πληθυσμού.

Με τις διαθέσιμες ληξιαρχικές καταγραφές και τα πληθυσμιακά στοιχεία (απογραφικά ή εκτιμήσεις) μπορούν να υπολογιστούν χρονολογικοί δείκτες γονιμότητας του πληθυσμού με περίοδο αναφοράς το ημερολογιακό έτος.

Συνδυάζοντας τους δείκτες αυτούς με τα δεδομένα των καταγραφών των θανάτων, των διαζυγίων και των μεταναστευτικών κινήσεων, είναι δυνατόν να επίσης να καταρτιστούν δημογραφικά μέτρα που να προσδίδουν μια γενεαλογική διάσταση στο φαινόμενο. Οι γενεαλογικοί αυτοί δείκτες γονιμότητας συμπληρώνουν ή υποκαθιστούν τα μέτρα που εκτιμώνται με βάση το στατιστικό υλικό των ειδικών δειγματοληπτικών ερευνών ή απογραφών.

3.2.Ορισμός των χρονολογικών δεικτών

Σταχυολογούμε ως πιο άξιους λόγου και ευρύτερα γνωστούς τους ακόλουθους δείκτες γονιμότητας του πληθυσμού (Shryock *et al.*, 1975, Henry, 1976, Wunsch and Termote, 1978):

(α) **Αδρός Δείκτης Γεννήσεων**. Είναι ο λόγος των γεννήσεων (B) ενός ημερολογιακού έτους προς το συνολικό πληθυσμό (P) στο μέσο του έτους αυτού, επί 1.000:

$$CBR = \frac{B}{P} \cdot 1000$$

Συνεπώς, ο δείκτης αυτός δίνει την αναλογία των γεννήσεων σε πληθυσμό 1000 ατόμων σε ετήσια βάση.

Ο αδρός δείκτης γεννήσεων είναι δυνατόν να υπολογιστεί και με μηνιαία δεδομένα. Για ένα συγκεκριμένο μήνα (m), ο αδρός μηνιαίος δείκτης γεννήσεων (CBR_m) υπολογίζεται ως λόγος μεταξύ του αριθμού των γεννήσεων που πραγματοποιήθηκαν το συγκεκριμένο μήνα (B_m) προς το συνολικό πληθυσμό στο μέσο του μήνα αυτού (P_m) επί ένα συντελεστή αναγωγής που εκφράζει τη χρονική σχέση των ημερών του έτους προς τον αριθμό ημερών του υπόψη μήνα (k_m) επί 1000:

$$CBR_m = \frac{B_m}{P_m} \cdot \frac{365}{k_m} \cdot 1000 \quad (3.1)$$

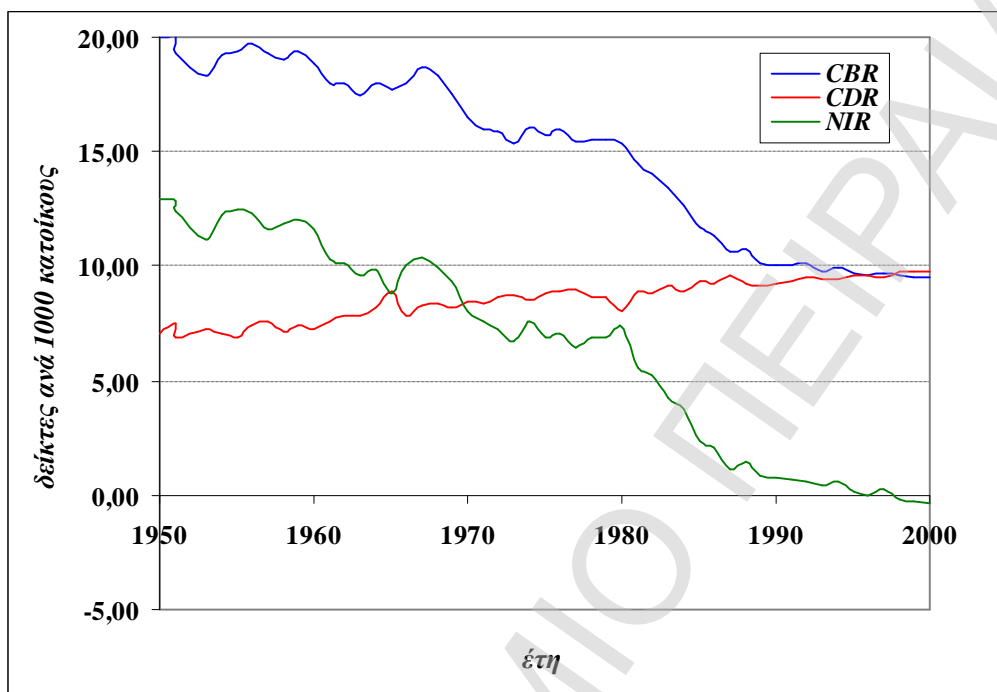
Ο παρονομαστής (P_m) του δείκτη αυτού εκτιμάται με παρεμβολή, αν είναι γνωστό το μέγεθος του συνολικού πληθυσμού στην αρχή και στο τέλος του έτους αναφοράς, ή αντικαθίσταται απλά από το συνολικό πληθυσμό στο μέσο του υπόψη έτους, τακτική που ακολουθείται συνήθως στην πράξη.

Ο αδρός δείκτης γεννήσεων (CBR) δίνει το μέτρο της συμβολής της γεννητικότητας στην εξέλιξη του πληθυσμού, υπολογίζεται εύκολα και είναι διαθέσιμος και σχετικά αξιόπιστος ακόμη και σε χώρες με ανεπαρκή στατιστική πληροφόρηση, δεδομένου ότι προ. Έναντι όμως των εμφανών αυτών πλεονεκτημάτων, παρουσιάζει και μειονεκτήματα. Όπως το ότι στον παρονομαστή του δείκτη περιλαμβάνεται το σύνολο του πληθυσμού, ένα σημαντικό τμήμα του οποίου (παιδικός και γεροντικός πληθυσμός) δεν συμβάλλει στη γεννητικότητα του έτους.

Το διάγραμμα 3-1 απεικονίζει την εξέλιξη του αδρού δείκτη γεννήσεων και θανάτων καθώς και του δείκτη της φυσικής αύξησης του πληθυσμού της Ελλάδος για την περίοδο 1950-2000, από το οποίο διαφαίνεται η σταδιακή συρρίκνωση, και τελικά η εκμηδένιση, της υπεροχής της γεννητικότητας έναντι της θνησιμότητας του πληθυσμού. Από το 1989 ο δείκτης φυσικής αύξησης του πληθυσμού της Ελλάδας διαμορφώθηκε σε επίπεδο μικρότερο του 1% ενώ από το 1998 (και ύστερα από τη δραματική μείωση του δείκτη γεννήσεων και την ανοδική πορεία του δείκτη θανάτων λόγω γήρανσης) κινείται σε αρνητικό έδαφος.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3-1

Αδρόι Δείκτες Γεννητικότητας (CBR), Θνησιμότητας (CDR) και Φυσικής Αύξησης (NIR) του Πληθυσμού της Ελλάδος: 1950-2000



Πηγή: ΕΣΥΕ, Στατιστική της Φυσικής Κινήσεως του Πληθυσμού της Ελλάδος, 1950-2000.

(β) **Γενικός Δείκτης Γονιμότητας**. Είναι ο λόγος των γεννήσεων (B) ενός ημερολογιακού έτους προς τον πληθυσμό των γυναικών ηλικίας 15 – 49 ετών στο μέσο του έτους αυτού (W_{15-49}) επί 1000:

$$GFR = \frac{B}{W_{15-49}} \cdot 1000$$

Συνεπώς, ο δείκτης αυτός εκφράζει την αναλογία των γεννήσεων σε πληθυσμό 1000 γυναικών αναπαραγωγικής ηλικίας (15-49 ετών) σε ετήσια βάση.

Το κύριο πλεονέκτημα του γενικού δείκτη γονιμότητας είναι ότι τα μεγέθη του αριθμητή και του παρονομαστή σχετίζονται άμεσα μεταξύ τους. Πράγματι, οι γεννήσεις συνδυάζονται με τις γυναίκες των αναπαραγωγικών ηλικιών.

Μειονέκτημα του γενικού δείκτη γονιμότητας είναι ότι επηρεάζεται από την ηλικιακή κατανομή του αναπαραγωγικού πληθυσμού: Ο γυναικείος πληθυσμός ηλικίας 35+

παρουσιάζει χαμηλότερα ετήσια επίπεδα γονιμότητας, επειδή έχει ήδη σε παρελθόντα έτη σχηματίσει το επιθυμητό μέγεθος οικογένειας, ενώ ο γυναικείος πληθυσμός κάτω των 35 ετών εμφανίζει υψηλότερα επίπεδα γονιμότητας, αφού δεν έχει ακόμη σχηματίσει το επιθυμητό μέγεθος οικογένειας.

(γ) **Ειδικό κατά Ηλικία Δείκτης Γονιμότητας.** Για κάθε ηλικία (x) της αναπαραγωγικής ζωής, υπολογίζεται ένας ειδικός δείκτης γονιμότητας (f_x) ως λόγος των γεννήσεων από μητέρες ηλικίας x ενός ημερολογιακού έτους (B_x) προς τον πληθυσμό γυναικών της ίδιας ηλικίας στο μέσο του έτους αυτού (W_x) επί 1000:

$$f_x = \frac{B_x}{W_x} \cdot 1000$$

Αν τα στοιχεία (πληθυσμού και γεννήσεων) παρέχονται κατά πενταετείς ομάδες ηλικιών, που είναι η συνήθεις περίπτωση, ο ειδικός δείκτης γονιμότητας (${}_5f_x$) γράφεται:

$${}_5f_x = \frac{{}_5B_x}{{}_5W_x} \cdot 1000$$

και αναφέρεται στις ομάδες ηλικιών ($x, x+5$). Κατά συνέπεια, οι ειδικοί δείκτες γονιμότητας εκφράζουν την αναλογία των παιδιών που αποκτούν στη διάρκεια του ημερολογιακού έτους 1000 γυναίκες ηλικίας x ή x έως $x+5$ ετών.

Είναι αυτονόητη η μεθοδολογική υπεροχή των ειδικών κατά ηλικία δεικτών γονιμότητας. Πράγματι, στους δείκτες αυτούς αποτυπώνεται αναλυτικά η φυσιολογία της γονιμότητας. Όμως, λόγω του αναλυτικού τους χαρακτήρα δεν είναι άμεσα κατανοητοί και ερμηνεύσιμοι, όπως οι συνθετικοί δείκτες που προαναφέραμε, και χρειάζονται παρενθετικά σχόλια και ενδεχομένως πρόσθετες διευκρινήσεις.

Στο πίνακα 3-1 παρουσιάζονται οι ειδικοί κατά ηλικία δείκτες γονιμότητας στην Ελλάδα για το έτος 1981.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3-1

Ειδικοί κατά Ηλικία Δείκτες Γονιμότητας στην Ελλάδα: 1981

Ομάδες ηλικιών	Γεννήσεις	Γυναίκες	Ειδικοί Δείκτες Γονιμότητας
	${}_5B_x$	${}_5W_x$	${}_5f_x$
	(1)	(2)	(3)
15-19	17365	355280	48,9
20-24	51096	346395	147,5
25-29	41082	329525	124,7
30-34	21207	330039	64,3
35-39	7692	301667	25,5
40-44	2036	331991	6,1
45-49	342	357515	1,0

Πηγή: ΕΣΥΕ, Στατιστική της Φυσικής Κινήσεως του Πληθυσμού της Ελλάδος, 1981.

(δ) **Δείκτης Ολικής Γονιμότητας.** Υπολογίζεται ως άθροισμα των ειδικών κατά ηλικία δεικτών γονιμότητας:

$$TFR = \sum_{x=15}^{x=49} f_x$$

ή

$$TFR = 5 \cdot \sum_{x=15}^{49} {}_5f_x$$

ανάλογα αν οι ειδικοί κατά ηλικία δείκτες γονιμότητας εκφράζονται σε ακέραιες ηλικίες (f_x) ή κατά πενταετείς ομάδες ηλικιών (${}_5f_x$). Ο δείκτης ολικής γονιμότητας δίνει τον αριθμό των παιδιών που προσδοκείται να φέρει στον κόσμο μια πλασματική γενεά 1000 γυναικών, αν ακολουθήσει το αναλυτικό πρότυπο γονιμότητας ενός ημερολογιακού έτους, όπως αυτό αποτυπώνεται στη δέσμη των δεικτών f_x ή ${}_5f_x$, χωρίς να λαμβάνεται υπόψη η επίδραση της θνησιμότητας.

Αν διαιρέσουμε τον δείκτη TFR με το 1000 προκύπτει ο μέσος αριθμός παιδιών ανά γυναίκα, που αποτελεί εύχρηστο και άμεσα κατανοητό μέτρο της συνολικής γονιμότητας σε ατομικό επίπεδο.

Η υπεροχή του δείκτη ολικής γονιμότητας είναι πρόδηλη. Ο δείκτης TFR αποδεδειγμένα από την ηλικιακή σύνθεση του αναπαραγωγικού πληθυσμού και γίνεται αρκετά εύκολα

κατανοητός, ιδιαίτερα ως έκφραση του μέσου επιπέδου τεκνοποίησης ανά γυναίκα. Επιβάλλεται όμως να ερμηνεύεται με προσοχή, αφού δεν αντικατοπτρίζει την τεκνοποιητική συμπεριφορά μιας πραγματικής αλλά μιας πλασματικής γενεάς γυναικών.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

Κ Ε Φ Α Λ Α Ι Ο 4

ΣΚΟΠΟΣ ΤΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ-ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

4.1.Σκοπός της εργασίας

Η παρούσα εργασία αφορά στη μελέτη της γονιμότητας του ελληνικού πληθυσμού για τα έτη 1961-2000.

Σύμφωνα με τις υπάρχουσες θεωρίες, η γονιμότητα του πληθυσμού επηρεάζεται όχι μόνο από βιολογικούς αλλά και από διάφορους κοινωνικούς, οικονομικούς παράγοντες. Η Θεωρία της Δημογραφικής Μετάβασης υποστηρίζει ότι η πτώση των δεικτών γονιμότητας που παρατηρούνται τα τελευταία χρόνια στις αναπτυγμένες χώρες συνδέεται με την όλη διαδικασία της Οικονομικής και Κοινωνικής Ανάπτυξης του πληθυσμού.

Σκοπός της εργασίας αυτής είναι ο εντοπισμός των προσδιοριστικών παραγόντων της γονιμότητας του πληθυσμού και η διερεύνηση των μακροχρόνιων σχέσεων μεταξύ της γονιμότητας και της πορείας των κοινωνικο-οικονομικών δεικτών στην Ελλάδα κατά τη περίοδο 1961-2000.

Στο πλέγμα των κοινωνικών δεικτών που επηρεάζουν το δείκτη γονιμότητας, θεωρούμε σαν πιο αντιπροσωπευτικούς, τον δείκτη γάμων και τον δείκτη βρεφικής θνησιμότητας.

Στο πλέγμα των οικονομικών δεικτών που επηρεάζουν το δείκτη γονιμότητας, θεωρούμε σαν πιο αντιπροσωπευτικό, τον δείκτη τιμών καταναλωτή.

Η παρούσα εργασία επικεντρώνεται κυρίως στον προσδιορισμό, με τη μέθοδο της πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης, του κατάλληλου στατιστικού υποδείγματος, το οποίο θα ερμηνεύσει τον τρόπο με τον οποίο η γονιμότητα του ελληνικού πληθυσμού επηρεάζεται από τη γαμηλιότητα, τη βρεφική θνησιμότητα και το κόστος διαβίωσης.

Συγκεκριμένα, θα προσπαθήσουμε να εξακριβώσουμε αν επαληθεύονται οι μέχρι τώρα εξής υποθέσεις:

- Η γαμηλιότητα επιδρά θετικά στη γονιμότητα, αφού ο θεσμός του γάμου παραμένει ιδιαίτερα ισχυρός στην ελληνική κοινωνία

- Η βρεφική θνησιμότητα έχει θετική συσχέτιση με τη γεννητικότητα-γονιμότητα, αφού με πτωτική βρεφική θνησιμότητα, οι γονείς αποκτούν παιδιά με λιγότερες γεννήσεις. (Θεωρία Δημογραφικής Μετάβασης)
- Το κόστος διαβίωσης επιδρά αρνητικά στη γονιμότητα.

Η ανάλυση της παρούσας εργασίας καλύπτει τα έτη 1961-2000 και βασίζεται στα μηνιαία δεδομένα των γάμων, των γεννήσεων ζώντων και των θανάτων βρεφών κάτω του ενός έτους, που καταχωρήθηκαν κατά την εξεταζόμενη περίοδο για το σύνολο της Ελλάδας και τα οποία δημοσιεύονται στις ετήσιες εκδόσεις της «Στατιστικής της Φυσικής Κινήσεως του πληθυσμού της Ελλάδας» της Εθνικής Στατιστικής Υπηρεσίας της Ελλάδας. Επίσης, χρησιμοποιήσαμε και τους μηνιαίους Δείκτες Τιμών Καταναλωτή, με έτος βάσης 1999 για τη περίοδο 1961-2000.

4.2. Είδη δεδομένων στη στατιστική ανάλυση

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται στη στατιστική ανάλυση διακρίνονται σε

- διαστρωματικά (cross section)
- χρονοσειρές (time series)

4.3. Ορισμός χρονοσειράς

Η χρονοσειρά αποτελείται από ένα σύνολο παρατηρήσεων μιας μεταβλητής, οι τιμές της οποίας είναι ιεραρχημένες με βάση τη χρονική περίοδο στην οποία αναφέρονται. Συνεπώς, η χρονοσειρά παρέχει πληροφόρηση για τη διαχρονική εξέλιξη των τιμών της μεταβλητής. Για να συμβολίσουμε τις παρατηρήσεις μιας χρονοσειράς, χρησιμοποιούμε το συμβολισμό X_t , με $t=1,2,3,4,\dots$

Στη παρούσα εργασία, χρησιμοποιούμε χρονοσειρές μηνιαίων παρατηρήσεων για τα έτη 1961-2000.

4.4. Μέθοδοι προβλέψεων

Η διερεύνηση της συμπεριφοράς ενός φαινομένου στηρίζεται στη ποσοτική επεξεργασία αριθμού παρατηρήσεων μιας ή περισσότερων μεταβλητών, με στόχο τη παραγωγή εκτιμήσεων που αφορούν τη μελλοντική εξέλιξη των τιμών των μεταβλητών.

Οι μέθοδοι προβλέψεων που χρησιμοποιούνται πιο συχνά στη πράξη είναι:

- Û ανάλυση παλινδρόμησης (regression analysis)
- Û ανάλυση χρονοσειρών (time series analysis)

4.5. Ανάλυση παλινδρόμησης

4.5.1. Εισαγωγή

Ο τρόπος με τον οποίο συμπεριφέρεται μια τυχαία μεταβλητή, καθορίζεται από τη συμπεριφορά και άλλων τυχαίων μεταβλητών. Αν οι παρατηρήσεις των άλλων μεταβλητών είναι και αυτές διαθέσιμες, τότε το αντικείμενο της ανάλυσης επικεντρώνεται στον προσδιορισμό της ποσοτικής σχέσης μεταξύ των εμπλεκόμενων μεταβλητών.

Η ανάλυση παλινδρόμησης, είναι μια μεθοδολογία που αποσκοπεί στον προσδιορισμό της σχέσης μεταξύ των εμπλεκόμενων μεταβλητών και στη δημιουργία προβλέψεων.

Η ανάλυση παλινδρόμησης εφαρμόζεται είτε σε διαστρωματικά δεδομένα, είτε σε χρονοσειρές.

4.5.2. Μεθοδολογία της ανάλυσης παλινδρόμησης

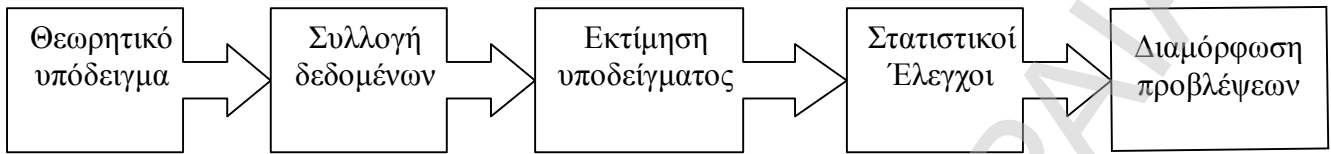
Η ανάλυση παλινδρόμησης ενδιαφέρεται για τη γραμμική σχέση που μπορεί να υπάρχει μεταξύ μιας μεταβλητής που λέγεται εξαρτημένη (dependent) και άλλων μεταβλητών που λέγονται ανεξάρτητες (independent) ή ερμηνευτικές.

Πρέπει να σημειωθεί ότι στη περίπτωση που έχουμε περισσότερες από μια ανεξάρτητες μεταβλητές, η παλινδρόμηση λέγεται πολλαπλή (multiple linear regression).

Η ανάλυση παλινδρόμησης πραγματοποιείται σε πέντε στάδια, τα οποία είναι ιεραρχημένα ως προς τη σειρά εφαρμογής τους και συντελούν στη καλύτερη κατανόηση του τρόπου λειτουργίας της. Σχηματικά, έχουμε τα ακόλουθα στάδια:

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 4-1

Τα στάδια λειτουργίας της ανάλυσης παλινδρόμησης



4.5.3. Πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση: καθορισμός του μοντέλου

Στη πολλαπλή παλινδρόμηση περιλαμβάνονται όλες οι ανεξάρτητες μεταβλητές που επηρεάζουν σημαντικά την εξαρτημένη μεταβλητή Y_i .

Ας υποθέσουμε ότι υπάρχουν $k > 1$ ανεξάρτητες μεταβλητές $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ik}$. Τότε, το (θεωρητικό) πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα δίνεται από την ακόλουθη σχέση:

$$Y_i = b_1 X_{i1} + b_2 X_{i2} + b_3 X_{i3} + \dots + b_k X_{ik} + b_0 + e_i$$

Όπου το e_i είναι το τυχαίο σφάλμα του υποδείγματος και εκφράζει όλους τους παράγοντες που δεν ελήφθησαν υπόψη στην ανάλυση. Αξίζει να σχολιαστεί, πώς το παραπάνω μοντέλο είναι στοχαστικό, αφού υπεισέρχονται σ' αυτό τυχαία σφάλματα.

Το παραπάνω υπόδειγμα δηλώνει την θεωρητική σχέση που υπάρχει μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής Y και των k ανεξάρτητων μεταβλητών και λέγεται πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα (multiple linear regression model). Οι συντελεστές του υποδείγματος $b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$ είναι οι $(k+1)$ παράμετροι που επιδιώκουμε να προσδιορίσουμε, προκειμένου να γίνει γνωστή η σχέση μεταξύ των μεταβλητών

Σύμφωνα με το παραπάνω υπόδειγμα, οι τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής Y προσδιορίζονται από δύο μέρη:

ü το συστηματικό: $b_1 X_{i1} + b_2 X_{i2} + b_3 X_{i3} + \dots + b_k X_{ik} + b_0$

ü το τυχαίο: e_i

Είναι αναγκαίο να σημειωθεί ότι μόνο η εξαρτημένη μεταβλητή Y και το τυχαίο σφάλμα λαμβάνονται ως τυχαίες μεταβλητές, αφού οι ανεξάρτητες X_{t1}, \dots, X_{tk} θεωρούνται γνωστές και σταθερές, δηλαδή είναι μη στοχαστικές μεταβλητές.

4.5.4. Υποθέσεις του υποδείγματος

Όπως προαναφέρθηκε, προκειμένου να γίνει γνωστό το παραπάνω υπόδειγμα, πρέπει να προσδιορίσουμε τις παραμέτρους $b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$. Για την εκτίμησή τους θα πρέπει να ισχύουν οι ακόλουθες υποθέσεις:

1. $E(e_t) = 0$ για κάθε $t = 1, 2, 3, \dots$,
2. $\text{Var}(e_t) = \text{Var}(Y_t) = \sigma^2$ για κάθε $t = 1, 2, 3, \dots$, που σημαίνει ότι η διακύμανση των τιμών του τυχαίου σφάλματος είναι σταθερή. Η υπόθεση αυτή είναι γνωστή ως ομοσκεδαστικότητα (homoscedasticity) και η παραβίασή της δημιουργεί το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας (heteroscedasticity).
3. $E(e_i e_j) = 0$ για κάθε $i \neq j$ που σημαίνει ότι οι τιμές του τυχαίου σφάλματος δεν σχετίζονται μεταξύ τους. Η παραβίαση της υπόθεσης αυτής δημιουργεί το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης (autocorrelation).
4. οι ανεξάρτητες μεταβλητές $X_{t1}, X_{t2}, \dots, X_{tk}$ είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους. Η παραβίαση της υπόθεσης αυτής δημιουργεί το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας (multicollinearity).
5. $e_i \approx N(0, \sigma^2)$ δηλαδή οι τιμές του τυχαίου σφάλματος ακολουθούν τη κανονική κατανομή.

Πρέπει να σημειωθεί ότι η αξιοπιστία των αποτελεσμάτων της παλινδρόμησης εξαρτάται από την ισχύ των παραπάνω υποθέσεων. Γι' αυτό σε μια ανάλυση παλινδρόμησης είναι αναγκαίο να εξετάσουμε την ισχύ τους και να αντιμετωπίσουμε κατάλληλα τη παραβίασή τους.

4.5.5. Εκτίμηση του υποδείγματος

Αν θεωρήσουμε ως $\hat{b}_0, \hat{b}_1, \dots, \hat{b}_k$ τις εκτιμήσεις των παραμέτρων $b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$, τότε η εκτιμηθείσα μορφή του πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος είναι η :

$$\hat{Y}_i = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 X_{i1} + \hat{b}_2 X_{i2} + \dots + \hat{b}_k X_{ik}$$

Το παραπάνω υπόδειγμα λέγεται εκτιμηθέν υπόδειγμα, με \hat{Y}_i να παριστάνει τις εκτιμούμενες τιμές της μεταβλητής Y .

Οι αποκλίσεις των παρατηρούμενων τιμών Y_i από τις εκτιμούμενες τιμές \hat{Y}_i , δηλαδή οι διαφορές $Y_i - \hat{Y}_i$, ονομάζονται κατάλοιπα, συμβολίζουμε $\hat{\epsilon}_i = Y_i - \hat{Y}_i$ και θεωρούνται οι εκτιμήσεις των τιμών του τυχαίου σφάλματος. Οι τιμές των καταλοίπων χρησιμοποιούνται για το προσδιορισμό των παραμέτρων του υποδείγματος.

Για την εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος, εφόσον ικανοποιούνται οι γνωστές υποθέσεις, χρησιμοποιείται η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Σύμφωνα με την OLS, οι εκτιμήσεις των παραμέτρων προκύπτουν από την ελαχιστοποίηση της ποσότητας:

$\sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2$. Η μέθοδος αυτή μας παρέχει τους καλύτερους εκτιμητές των παραμέτρων, αφού αποδεικνύεται με βάση το θεώρημα Gauss-Markov ότι είναι άριστοι, γραμμικοί και αμερόληπτοι (BLUE) και επιπλέον ακολουθούν τη κανονική κατανομή.

4.5.6. Ερμηνευτική ικανότητα του υποδείγματος

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, στη πολλαπλή παλινδρόμηση, οι τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής Y προσδιορίζονται από δύο μέρη: το συστηματικό (μοντέλο) και το τυχαίο (σφάλματα). Συνεπώς, η μεταβλητότητα των τιμών της Y θα οφείλεται σε αυτά τα δύο μέρη. Ειδικότερα, η συνολική διακύμανση $SSTO = \sum (Y_i - \bar{Y})^2$ των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής Y από το μέσο όρο της, καθορίζεται από:

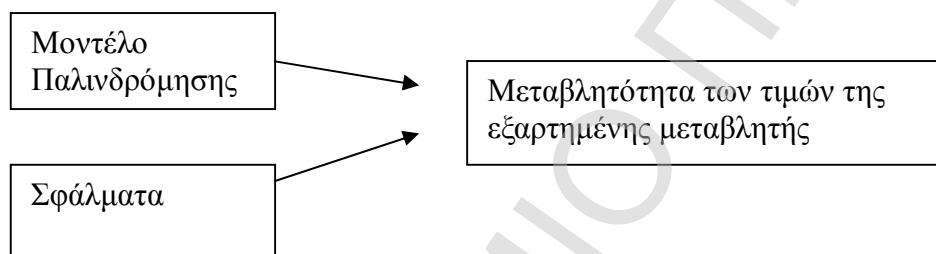
α) από το άθροισμα των τετραγώνων της παλινδρόμησης SSR , που είναι η ποσότητα: $SSR = \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$ και εκφράζει τη διακύμανση των εκτιμηθεισών τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής Y , από το μέσο όρο της.

β) από το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων SSE, που είναι η ποσότητα: $SSE = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2$, το οποίο εκφράζει τη διακύμανση της εξαρτημένης μεταβλητής που δεν ερμηνεύεται από το εκτιμηθέν υπόδειγμα.

Εκτελώντας αλγεβρικές πράξεις, αποδεικνύεται ότι ισχύει η ανάλυση: $SSTO = SSR + SSE$
Σχηματικά έχουμε:

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 4-2

Ανάλυση της μεταβλητότητας των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής



Οι παραπάνω διαπιστώσεις καταγράφονται συνοπτικά σε έναν πίνακα που λέγεται πίνακας ανάλυσης διασποράς (ANOVA table):

ΠΙΝΑΚΑΣ 4-1

Πίνακας Ανάλυσης διασποράς (ANOVA)

Πηγή διακύμανσης	Άθροισμα τετραγώνων SSE	Βαθμοί ελευθερίας D.F.	Μέσα αθροίσματα τετραγώνων MSE	Τιμή F
Regression (μοντέλο)	SSR	k-1	$MSR = \frac{SSR}{k-1}$	$F = \frac{MSR}{s^2}$
Residual (σφάλματα)	SSE	n-k	$MSE = \frac{SSE}{n-k}$	
Total (ολικό)	SSTO	n-1		

Ο έλεγχος της ερμηνευτικής ικανότητας του υποδείγματος διακρίνεται σε δύο επίπεδα:

Α)στον έλεγχο της ερμηνευτικής ικανότητας του υποδείγματος συνολικά, ο οποίος πραγματοποιείται με τα παρακάτω κριτήρια:

1. με το κριτήριο $F = \frac{MSR}{s^2}$ η τιμή του οποίου δίνεται από τον ANOVA. Σύμφωνα με το

κριτήριο αυτό αν $F = \frac{MSR}{s^2} > F_{k-1, n-k}(1-\alpha)$ τότε απορρίπτουμε την υπόθεση σε στάθμη $\alpha\%$ ότι

το μοντέλο δεν είναι σωστό. Στα πακέτα δίνεται συνήθως η πιθανότητα $P(F_{k-1, n-k} > F)$ που λέγεται p-value ή significance level. Αν $p\text{-value} < \alpha$ τότε απορρίπτω την υπόθεση ότι το μοντέλο δεν είναι σωστό, σε στάθμη $\alpha\%$

2. R^2 που είναι ένας δείκτης που εκφράζει το ποσοστό της μεταβλητότητας των τιμών της

Y που ερμηνεύεται από το μοντέλο, δίνεται από το τύπο: $R^2 = \frac{SSR}{SST}$ και λέγεται συντελεστής

προσδιορισμού (coefficient of determination)

3. R_{adj}^2 που λέγεται προσαρμοσμένος συντελεστής προσδιορισμού (adjusted coefficient of determination) γιατί προσαρμόζεται με το πλήθος k- των παραμέτρων και δίνεται από το

τύπο: $R_{adj}^2 = 1 - \frac{SSE/(n-k)}{SST/(n-1)}$.

Ο R_{adj}^2 χρησιμοποιείται για την επιλογή του καλύτερου μοντέλου, ανάμεσα σε υποδείγματα με διαφορετικό αριθμό ανεξάρτητων μεταβλητών.

Β)στον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας των επιμέρους παραμέτρων, διατυπώνοντας τη κατάλληλη μηδενική υπόθεση H_0 και την εναλλακτική της H_1 .

4.5.7.Χρονικές υστερήσεις

Είναι δυνατόν, στη περίπτωση που οι παρατηρήσεις των μεταβλητών προέρχονται από χρονοσειρές, να υπάρχει χρονική υστέρηση μεταξύ των μεταβλητών (time lag).

Αυτό σημαίνει ότι η σχέση μεταξύ των μεταβλητών, εξαρτημένης-ανεξάρτητων, δεν αναφέρεται στην ίδια χρονική περίοδο.

Στη παρούσα εργασία μελετάμε τη σχέση μεταξύ του αδρού δείκτη γεννήσεων με: το δείκτη γάμων, το δείκτη βρεφικής θνησιμότητας και το δείκτη τιμών καταναλωτή.

Προφανώς ,οι παρατηρήσεις των μεταβλητών αυτών δεν μπορούν να ερμηνευτούν με αναφορά στην ίδια χρονική περίοδο, διότι ο γάμος προηγείται των γεννήσεων. Συνεπώς, είναι λογικό να υπάρχει μια χρονική υστέρηση 9 ή 12 μηνών, αφού από τη στιγμή που θα τελεστεί ο γάμος, η γέννηση θα πραγματοποιηθεί μετά 9 ή 12 μήνες.

Αξίζει να σημειωθεί ότι οι εξώγαμες γεννήσεις στη χώρα μας αποτελούν ένα πολύ μικρό ποσοστό το οποίο έχει διατηρηθεί σταθερό διαχρονικά και που δεν μπορεί να επηρεάσει το επίπεδο της γονιμότητας ή γεννητικότητας όλου του πληθυσμού. (Τσίμπος-Παπαευαγγέλου,1983).

Άρα τα μοντέλα που θα μελετήσουμε θα έχουν τις παρακάτω μορφές:

$$Y_t = b_0 + b_1 X_{1,t-9} + b_2 X_{2,t-9} + b_3 X_{3,t-9} \quad \text{:χρονική υστέρηση 9 μηνών}$$

$$Y_t = b_0 + b_1 X_{1,t-12} + b_2 X_{2,t-12} + b_3 X_{3,t-12} \quad \text{:χρονική υστέρηση 12 μηνών}$$

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

Κ Ε Φ Α Λ Α Ι Ο 5

ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΤΗΣ ΠΟΛΛΑΠΛΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ ΓΙΑ ΤΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΩΝ ΠΑΡΑΓΟΝΤΩΝ ΠΟΥ ΕΠΗΡΕΑΖΟΥΝ ΤΗ ΓΟΝΙΜΟΤΗΤΑ

5.1. Εισαγωγή

Στο προηγούμενο κεφάλαιο παρουσιάσαμε το θεωρητικό υπόβαθρο της μεθόδου της πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης. Στο κεφάλαιο αυτό, εφαρμόζουμε τη πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση σε κατάλληλο υπόδειγμα, με τη βοήθεια του στατιστικού πακέτου SPSS.

5.2. Το υπόδειγμα

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, βασικός σκοπός της παρούσας εργασίας είναι η διερεύνηση της επίδρασης:

- κοινωνικών παραγόντων: θεσμός του γάμου, βρεφική θνησιμότητα
- οικονομικών παραγόντων: κόστος διαβίωσης

στη γονιμότητα.

Προκειμένου να διερευνήσουμε τον τρόπο με τον οποίο οι παραπάνω κοινωνικοοικονομικοί παράγοντες επηρεάζουν τη γονιμότητα, θα χρησιμοποιήσουμε πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα με υστέρηση 9 μηνών.

5.2.1. Περιγραφή των μεταβλητών

Στην ανάλυση που θα ακολουθήσει, θα θεωρήσουμε ως:

- εξαρτημένη μεταβλητή: τον αδρό δείκτη γεννήσεων CBR τον οποίο υπολογίζουμε σύμφωνα με το τύπο (3.1)

- ανεξάρτητες μεταβλητές:

1. τον δείκτη τιμών καταναλωτή DTK,
2. τον αδρό δείκτη γάμων CNR, τον οποίο υπολογίζουμε σύμφωνα με το τύπο

$$CNR = \frac{\text{γάμοι κατά μήνα}}{\text{σύνολο πληθυσμού στο μέσο του έτους}} \cdot \frac{365}{\text{σύνολο ημερών ανά μήνα}} \cdot 1000$$

3. τον δείκτη βρεφικής θνησιμότητας IMR, τον οποίο υπολογίζουμε σύμφωνα με το

$$\text{τύπο } IMR = \frac{\text{θάνατοι βρεφών κατά μήνα}}{\text{γεννήσειV κατά μήνα}} \cdot 1000$$

Σημειώνουμε, ότι τους παραπάνω δείκτες υπολογίσαμε από τα επίσημα ληξιαρχικά δεδομένα που συλλέγει και δημοσιεύει η ΕΣΥΕ καθώς και τον ΔTK που καταρτίζει επίσης η ΕΣΥΕ, για τη περίοδο 1961-2000. Τα στοιχεία αυτά παραθέτουμε στο παράρτημα. Όλοι οι αρχικοί υπολογισμοί έγιναν με χρήση του λογιστικού πακέτου excel.

Σκοπός της ανάλυσης που θα ακολουθήσει είναι να βρεθεί το κατάλληλο γραμμικό υπόδειγμα που θα περιγράψει με το καλύτερο τρόπο τη σχέση μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής CBR και όσων από τις ανεξάρτητες μεταβλητές DTK, CNR, IMR θεωρηθούν στατιστικά σημαντικές.

Συνεπώς, η μορφή του προς εκτίμηση γραμμικού πολλαπλού υποδείγματος με υστέρηση 9 μηνών είναι για παράδειγμα η εξής: $CBR_t = b_0 + b_1 IMR_{t-9} + b_2 DTK_{t-9} + b_3 CNR_{t-9} + e_t$

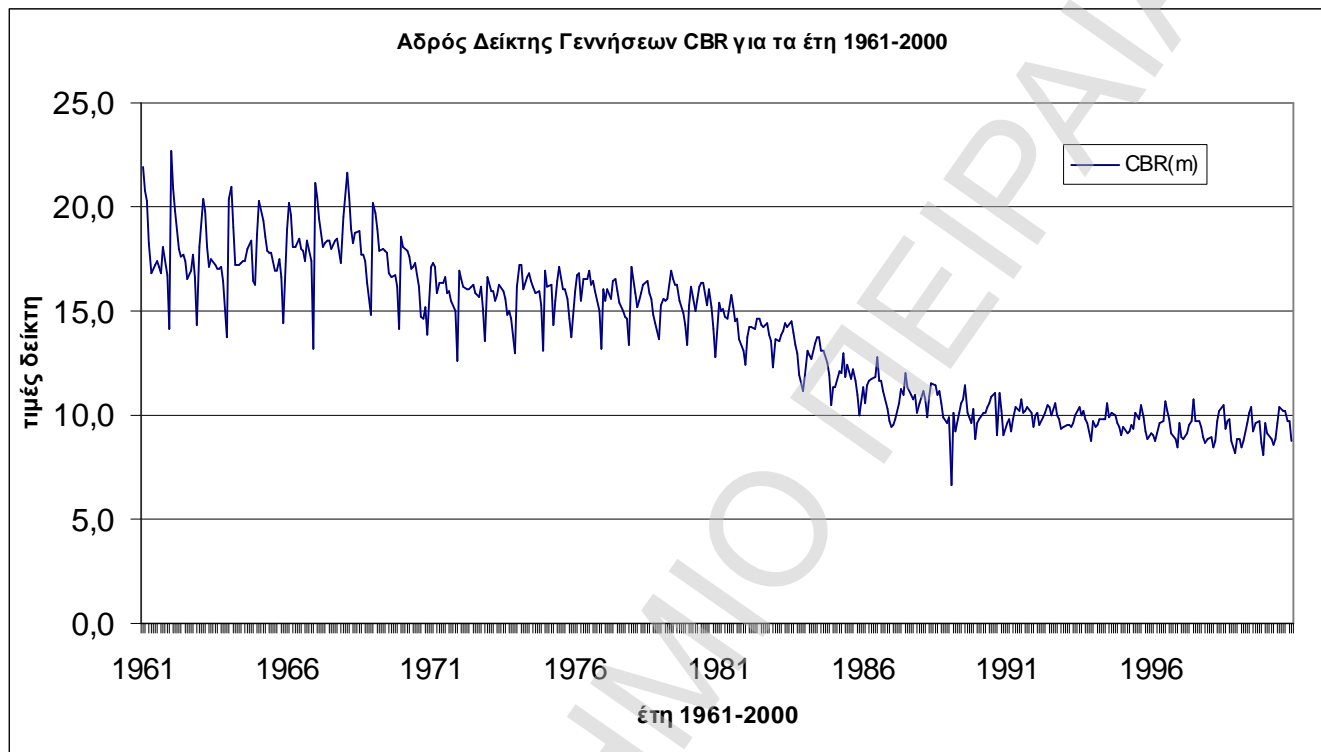
5.3. Γραφική ανάλυση των μεταβλητών

«Καθένας που προσπαθεί να αναλύσει μια χρονοσειρά χωρίς να τη σχεδιάσει πρώτα, πηγαίνει γυρεύοντας για πρόβλημα» (Chatfield, 1996). Η γραφική απεικόνιση μιας χρονοσειράς, αποκαλύπτει με γρήγορο και εύκολο τρόπο τα σημαντικά γνωρίσματά της, όπως τάση, εποχικότητα, κυκλικότητα.

Παρακάτω παρουσιάζουμε τα διαγράμματα πολυγωνικών γραμμών (lines) των μεταβλητών: CBR, DTK, CNR, IMR προκειμένου να πάρουμε οπτικά μια ιδέα για την τάση, την ύπαρξη εποχικότητας και πιθανής κυκλικότητας στα δεδομένα μας, τα οποία όπως έχουμε ήδη αναφέρει προέρχονται από χρονοσειρές. Επίσης παρουσιάζονται και τα διαγράμματα CBR-DTK, CBR-CNR, CBR-IMR προκειμένου να πάρουμε μια ιδέα για τη σχέση μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής με τις ανεξάρτητες.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5-1

Αδρός Δείκτης Γεννήσεων για τα έτη 1961-2000

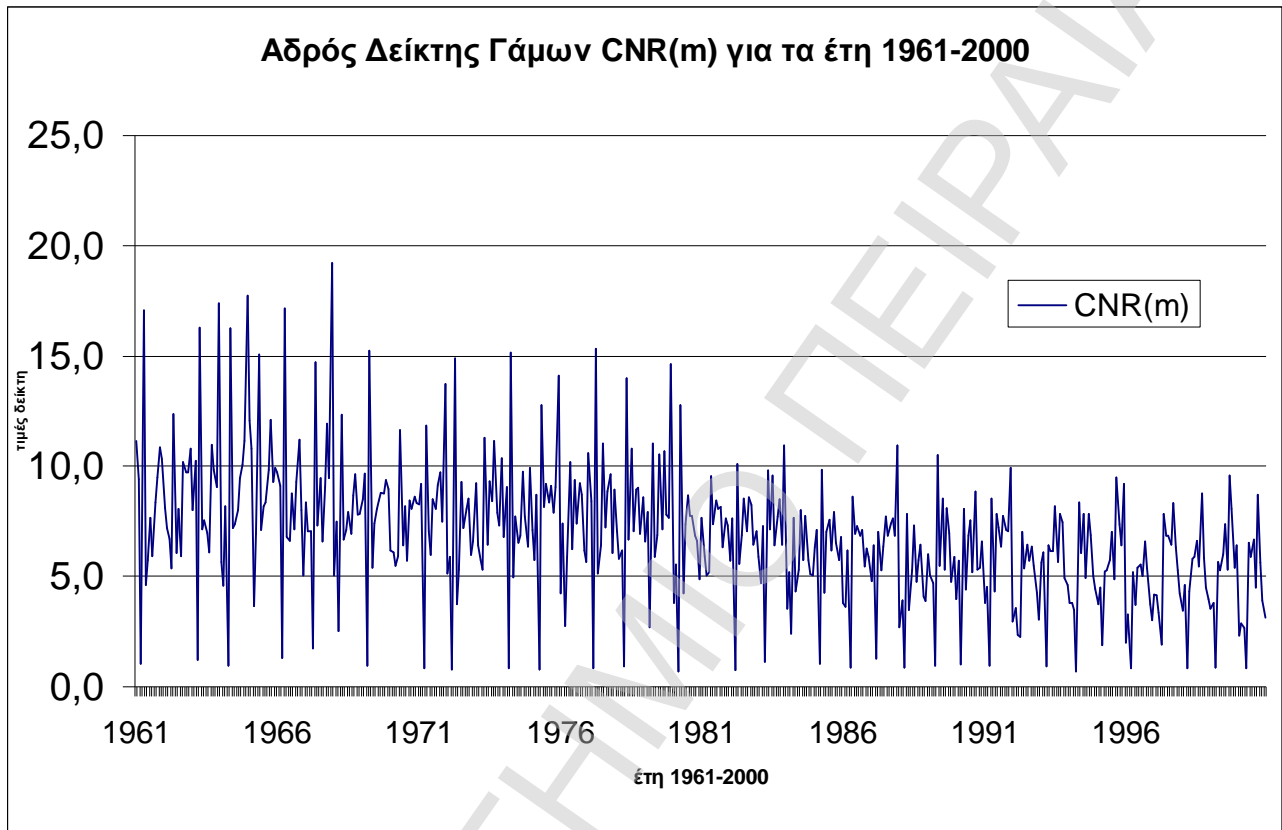


Από το παραπάνω διάγραμμα οι γεννήσεις μειώνονται κατά τα έτη 1956-2000 και διαφαίνεται μια καθοδική τάση καθώς και το φαινόμενο της εποχικότητας. Ιδιαίτερα έντονος παρουσιάζεται ο ρυθμός μείωσης των αδρών συντελεστών γεννητικότητας για τα έτη 1980-89(με μια μικρή ανάκαμψη το 1988) ενώ στη συνέχεια η μείωση συνεχίζεται με μικρότερο ρυθμό. Ο Δρεττάκης (1996) αναφέρει στο βιβλίο του ότι οι κυριότεροι λόγοι στους οποίους οφείλεται η μεγάλη μείωση των γεννήσεων κατά τη περίοδο 1981-90 είναι:

- Δυσμενείς οικονομικές εξελίξεις τη δεκαετία 1980(αύξηση των ανέργων, μείωση αγοραστικής δύναμης) που δυσκολεύουν τη σύναψη γάμων και τη γέννηση παιδιών
- Οι μεγάλες ελλείψεις που παρουσιάζει η κρατική φροντίδα για την οικογένεια και το παιδί
- Η άνοδος του μορφωτικού επιπέδου των γυναικών και ανδρών η οποία συμβάλλει στην αναβολή τέλεσης γάμων και κατά συνέπεια στην αναβολή γεννήσεων

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5-2

Αδρός Δείκτης Γάμων για τα έτη 1961-2000

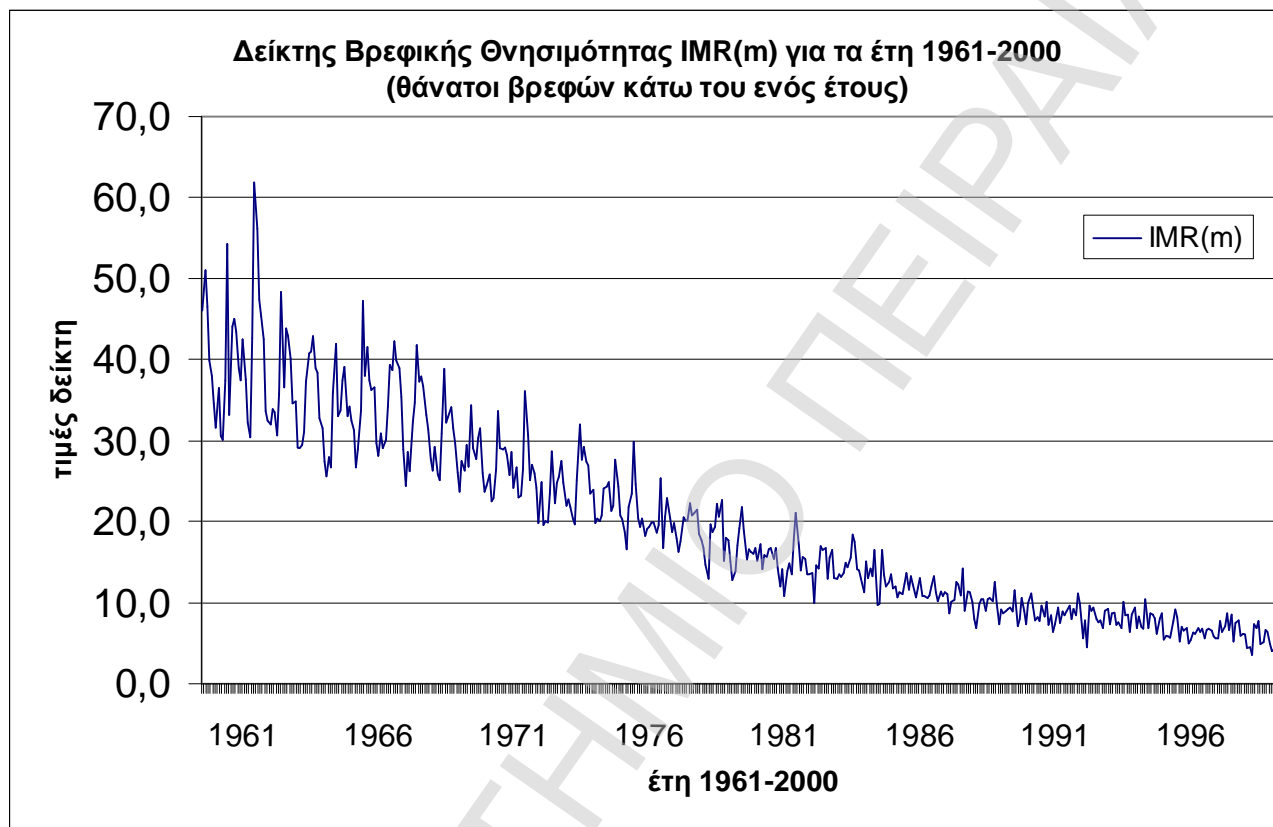


Από το παραπάνω διάγραμμα διαφαίνεται μια μακροχρόνια καθοδική τάση. Δεν διαφαίνεται κυκλικότητα, που σημαίνει ότι η γαμηλιότητα δεν επηρεάζεται άμεσα, από οικονομικούς κύκλους που οφείλονται σε οικονομικές και άλλες αλλαγές.

Διαφαίνεται εποχικότητα: μείωση των γάμων κατά το μήνα Μάρτιο λόγω του Πάσχα, αύξηση κατά το μήνα Ιούλιο, λόγω καλών καιρικών συνθηκών, αυξημένος ο δείκτης κατά το μήνα Σεπτέμβριο.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5-3

Δείκτης Βρεφικής Θνησιμότητας για τα έτη 1961-2000



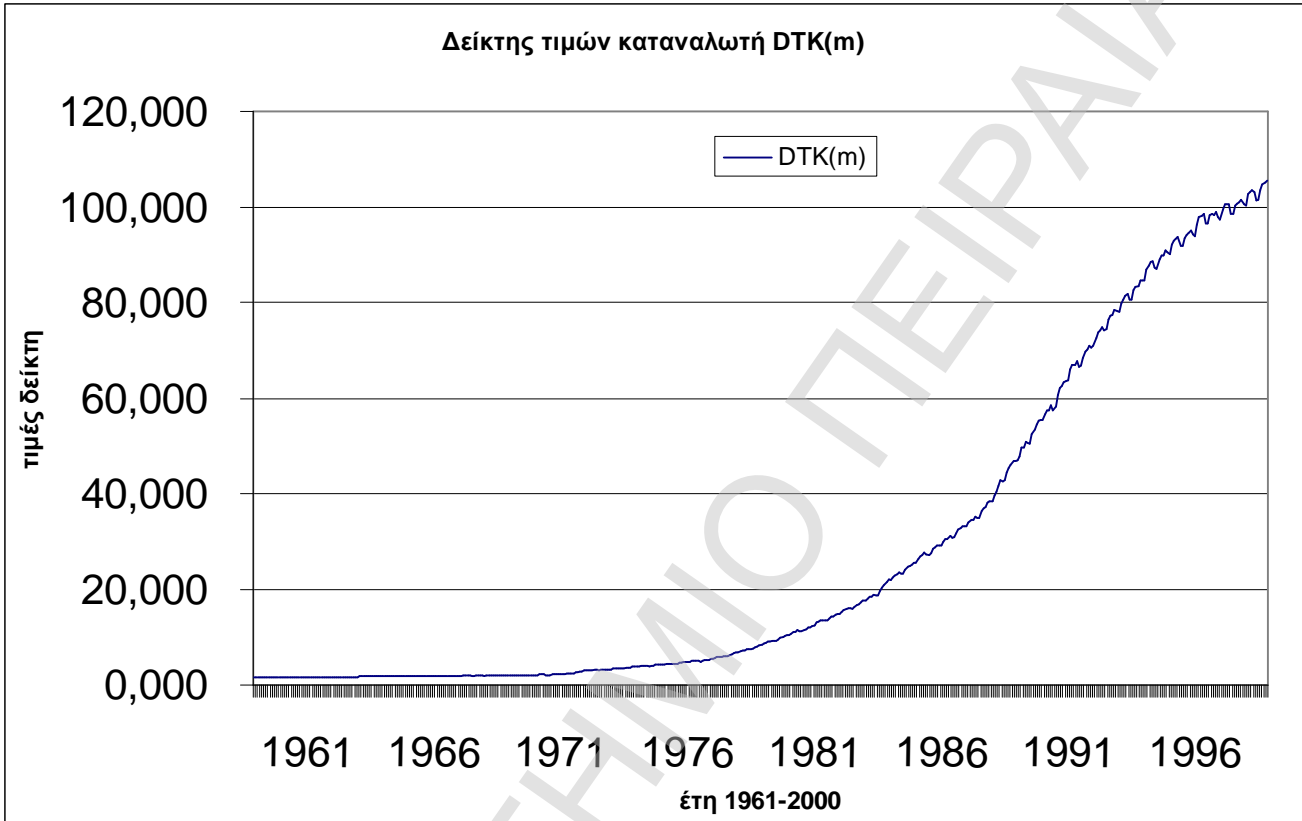
Από το διάγραμμα διαφαίνεται μια έντονη καθοδική τάση της βρεφικής θνησιμότητας, η οποία μειώνεται με πιο έντονο ρυθμό κατά τη περίοδο 1980-2000.

Αυτή η εντυπωσιακή πτώση των δεικτών βρεφικής θνησιμότητας στη χώρα μας τη παραπάνω περίοδο ,οφείλεται κατά τις Μαράτου- Αλιπράντη κ.α.(2002),στη σημαντική βελτίωση των συνθηκών διαβίωσης και του επιπέδου ζωής των κατοίκων.

Επίσης, σύμφωνα με τους Τσίμπο-Παπαευαγγέλου (1983) ,αυτή η μεγάλη μείωση της βρεφικής θνησιμότητας, οφείλεται κυρίως στη μείωση της μετανεογνικής θνησιμότητας.Η μετανεογνική θνησιμότητα οφείλεται βασικά στα διάφορα λοιμώδη νοσήματα της βρεφονηπιακής ηλικίας, τα οποία μπορούν να καταπολεμηθούν σε μεγάλο βαθμό από την ιατρική επιστήμη.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5-4

Δείκτης Τιμών Καταναλωτή για τα έτη 1961-2000 και έτος βάσης 1999=100



Ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή ΔTK (τιμάριθμος) είναι ένας δείκτης που καθιστά δυνατή τη ταυτόχρονη παρακολούθηση των μεταβολών των τιμών 495 αγαθών (καλάθι της νοικοκυράς) και υπηρεσιών, σε διάφορες χρονικές περιόδους και παρέχει πληροφορίες για τη πορεία του κόστους ζωής.(Παπαδήμας,Κοΐλιας,1996).

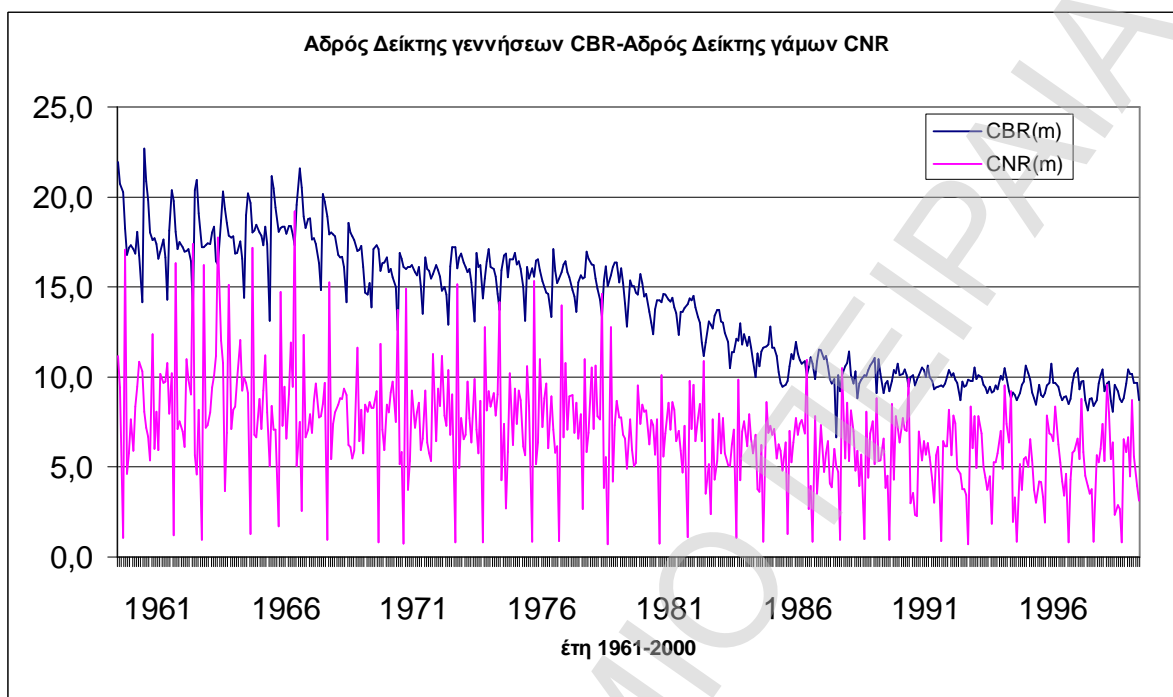
Η διατήρηση της αγοραστικής δύναμης του κάθε εργαζομένου είναι δυνατή μόνο όταν το σύνολο των καθαρών αποδοχών ή κερδών αυξάνεται ανάλογα προς των ΔTK.

Ο ΔTK καταρτιζόταν μέχρι και το 1958 από τη Γενική Στατιστική Υπηρεσία της Τράπεζας της Ελλάδας, με την ονομασία «τιμάριθμος ακρίβειας ζωής»,ενώ από το 1959 και μετά από την Ε.Σ.Υ.Ε.(Παπαδήμας,Κοΐλιας,1996).

Παρατηρώντας το παραπάνω διάγραμμα, βλέπουμε την έντονη ανοδική τάση η οποία αποτυπώνει την έντονη αύξηση του κόστους ζωής, κυρίως από το 1980 και μετά. Κυκλικότητα διακρίνουμε, όχι έντονη, μετά το 1995,ενώ δεν διαφαίνεται έντονα το φαινόμενο της εποχικότητας.

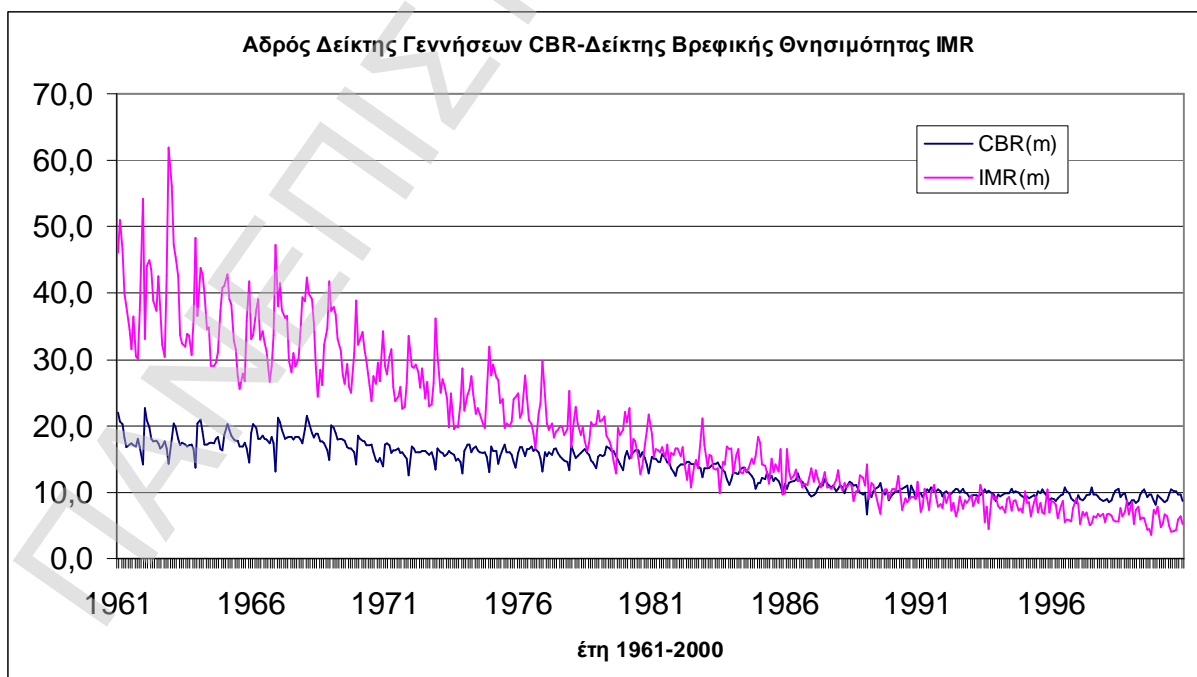
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5-5

Αδρός δείκτης Γεννήσεων-Αδρός Δείκτης Γάμων για τα έτη 1961-2000



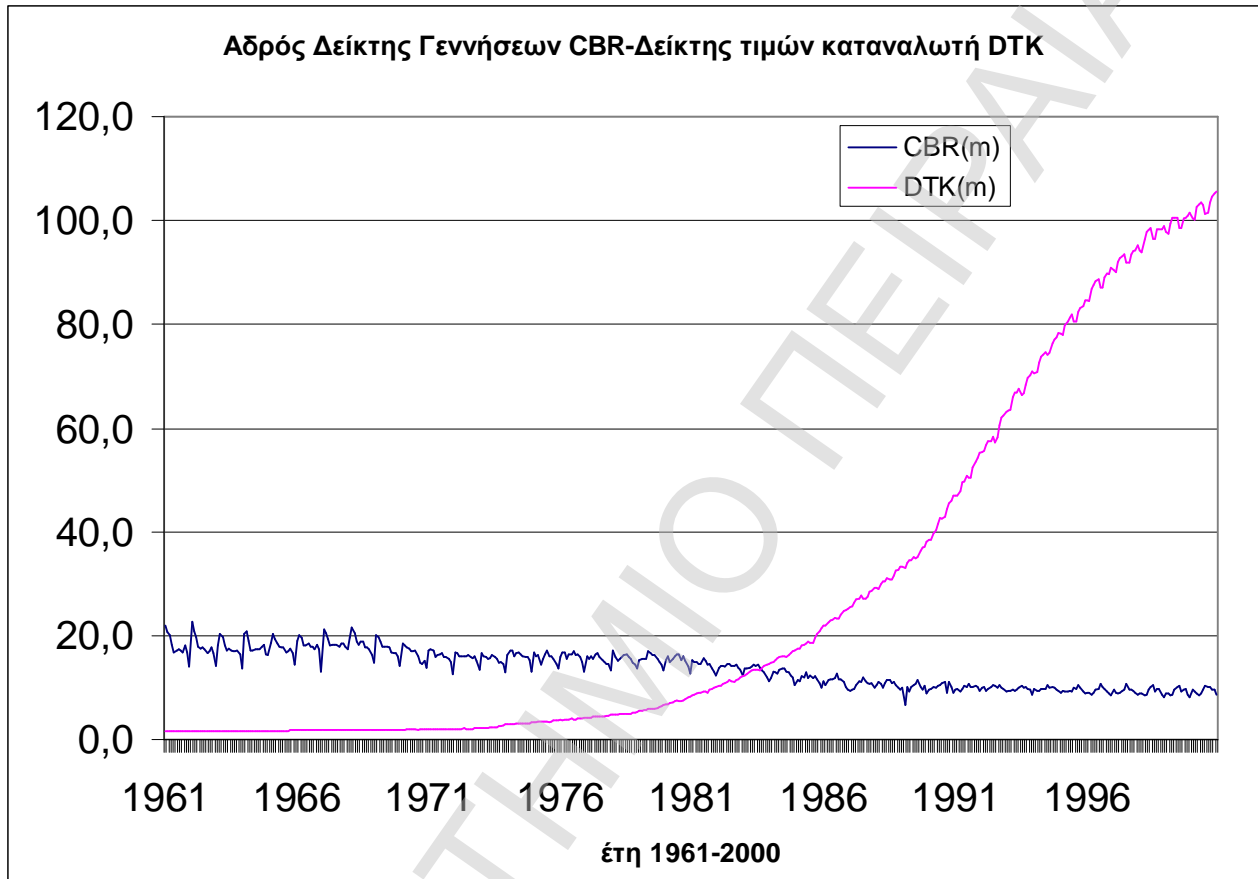
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5-6

Αδρός Δείκτης Γεννήσεων-Δείκτης Βρεφικής Θνησιμότητας για τα έτη 1961-2000



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5-7

Αδρός Δείκτης Γεννήσεων-Δείκτης Τιμών Καταναλωτή
για τα έτη 1961-2000



5.4. Διαγράμματα διασποράς

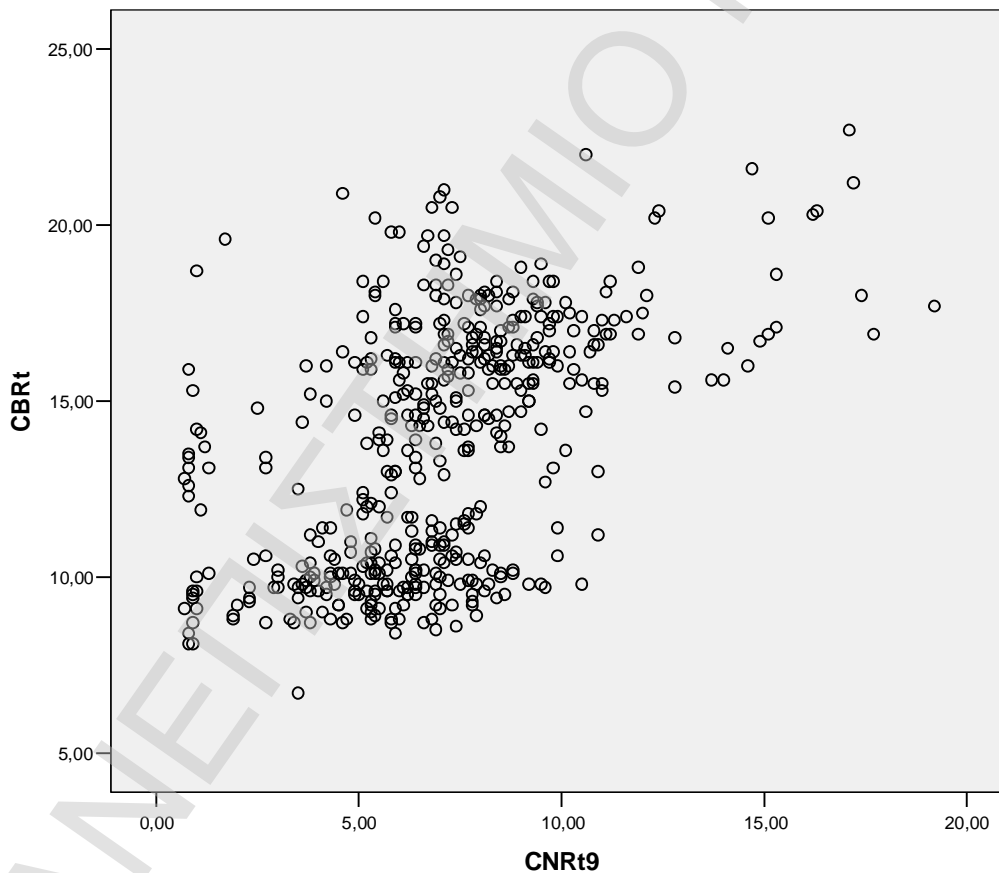
Το πρώτο πράγμα που πρέπει να κάνουμε, πριν εφαρμόσουμε τη μέθοδο, είναι διαγράμματα διασποράς (scatter plots) της εξαρτημένης μεταβλητής CBR με κάθεμιά από τις ανεξάρτητες: CNR, DTK, IMR.

Μ' αυτό τον τρόπο θα σχηματίσουμε οπτικά μια ιδέα για το πώς είναι "δισεπαρμένα" τα σημεία (x_i, y_i) στο επίπεδο.

Με χρήση του στατιστικού πακέτου SPSS, παίρνουμε τα ακόλουθα scatter plots:

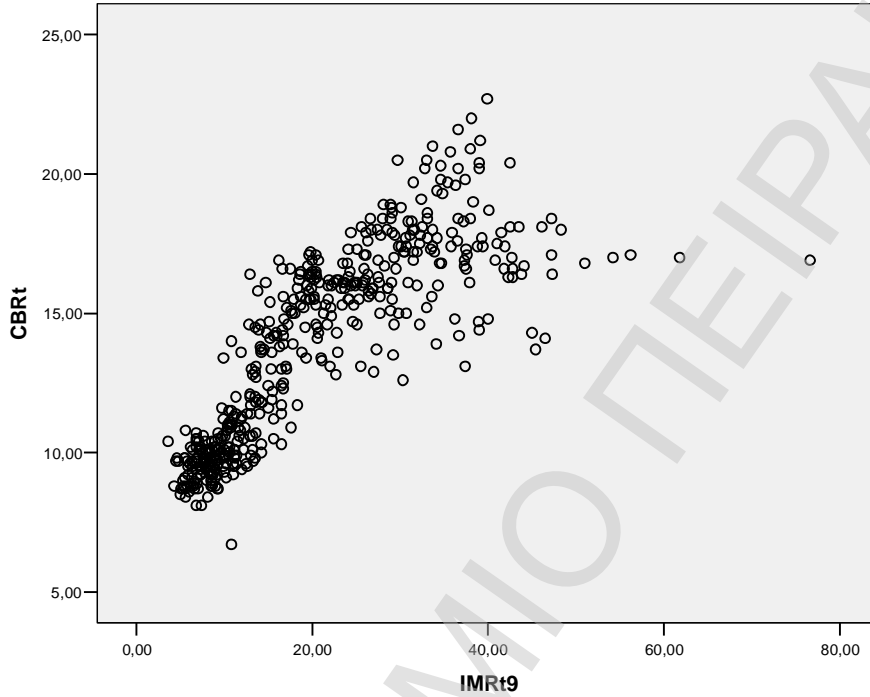
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5-8

Διάγραμμα διασποράς του Αδρού δείκτη γεννήσεων με τον Αδρό δείκτη γάμων



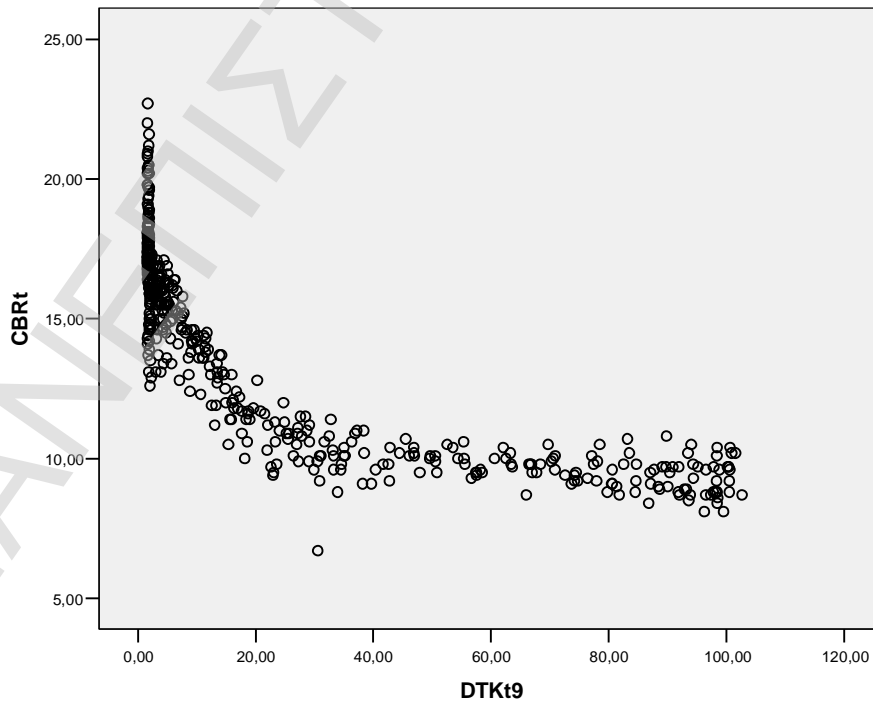
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5-9

Διάγραμμα διασποράς του αδρού δείκτη γεννήσεων με το δείκτη βρεφικής θνησιμότητας



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5-10

Διάγραμμα διασποράς του αδρού δείκτη γεννήσεων με το δείκτη τιμών καταναλωτή



5.5. Εκτίμηση του υποδείγματος

5.5.1. Ανάλυση διακύμανσης

Σε κάθε παλινδρόμηση είναι σημαντικό να κάνουμε ανάλυση της διακύμανσης, υπολογίζοντας τον πίνακα ANOVA διότι με τον πίνακα αυτό θα πετύχουμε τα εξής:

- θα αναλύσουμε τη συνολική διακύμανση SSTO της εξαρτημένης μεταβλητής CBR στις δύο συνιστώσες της
- θα κάνουμε συνολικό έλεγχο για τη καταλληλότητα του μοντέλου

Εφαρμόζοντας πολλαπλή παλινδρόμηση στο μοντέλο, το SPSS δίνει το παρακάτω πίνακα ANOVA:

ΠΙΝΑΚΑΣ 5-1
ANOVA TABLE για το αρχικό υπόδειγμα

ANOVA ^b						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4755,865	3	1585,288	682,998	,000 ^a
	Residual	1104,831	476	2,321		
	Total	5860,696	479			

a. Predictors: (Constant), CNRt9, IMRt9, DTKt9

b. Dependent Variable: CBRt

5.5.2. Έλεγχος ερμηνευτικής ικανότητας του μοντέλου

1. Κριτήριο F

Σ' αυτό το σημείο μπορούμε να ελέγξουμε την ερμηνευτική ικανότητα του μοντέλου: $F=682,998 > 2,81 = F_{3,477}$ άρα απορρίπτω την υπόθεση H_0 : το μοντέλο δεν είναι σωστό, σε επίπεδο 5%.

Εξάλλου, αυτό επιβεβαιώνεται και από το $p\text{-value} = 0,000 < \alpha = 0,05$.

2.Κριτήριο R^2

Στο παρακάτω πίνακα 5-2 δίνεται η τιμή του R^2 με τη βοήθεια του SPSS:

ΠΙΝΑΚΑΣ 5-2

Υπολογισμός του R^2 του μοντέλου

Model Summary^a

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,901 ^a	,811	,810	1,52351	,754

a. Predictors: (Constant), CNRt9, IMRt9, DTKt9

b. Dependent Variable: CBRt

Συνεπώς, $R^2=81,1\%$ που σημαίνει ότι το 81,1% περίπου της μεταβλητότητας των τιμών του αδρού δείκτη γεννήσεων CBR ερμηνεύεται από το μοντέλο. Η τιμή αυτή του R^2 είναι αρκετά μεγάλη και δηλώνει ότι το μοντέλο είναι ικανοποιητικό.

5.5.3. Εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος

Οι συντελεστές του b_0, b_1, b_2, b_3 του υποδείγματος: $CBR_t = b_0 + b_1IMR_{t-9} + b_2DTK_{t-9} + b_3CNR_{t-9} + e_t$ είναι άγνωστοι και πρέπει να εκτιμηθούν με βάση τις διαθέσιμες παρατηρήσεις του δείγματος.

Αν, συμβολίσουμε με $\hat{b}_0, \hat{b}_1, \hat{b}_2, \hat{b}_3$ τις εκτιμήσεις των παραμέτρων b_0, b_1, b_2, b_3 αντίστοιχα, η εκτιμώμενη μορφή του πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος θα είναι η παρακάτω: $\hat{C}BR_t = \hat{b}_0 + \hat{b}_1IMR_{t-9} + \hat{b}_2DTK_{t-9} + \hat{b}_3CNR_{t-9}$ όπου $\hat{C}BR_t$ είναι οι εκτιμώμενες τιμές του αδρού δείκτη γεννήσεων.

Εφαρμόζοντας τη πολλαπλή παλινδρόμηση, παίρνουμε το πίνακα 5-3, που περιέχει τις εκτιμήσεις των παραμέτρων:

ΠΙΝΑΚΑΣ 5-3

Εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	10,383	,295		35,167	,000
	IMRt9	,139	,009	,473	16,195	,000
	DTKt9	-,042	,003	-,390	-13,347	,000
	CNRt9	,234	,025	,201	9,264	,000

a. Dependent Variable: CBRt

Έτσι, έχουμε τα εξής αποτελέσματα:

$$\begin{aligned} b_0 &= 10,383 \\ b_1 &= 0,139 \\ b_2 &= -0,042 \\ b_3 &= 0,234 \end{aligned}$$

5.5.3.1. Έλεγχοι υποθέσεων για τις παραμέτρους

Αποδεικνύεται ότι η στατιστική συνάρτηση $T = \frac{b_i}{\sqrt{Var(b_i)}}$ ακολουθεί την κατανομή

t_{n-2} . Από τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα, μπορούμε να βρούμε τη τιμή του κριτηρίου

T και να κάνουμε τους ελέγχους: $H_0: b_i=0$, $H_1: b_i \neq 0$ για $i=0,1,2,3$

Είναι γνωστό ότι η H_0 απορρίπτεται σε επίπεδο $\alpha\%$ αν $T < -t_{n-2}(1-\alpha)$ ή $T > t_{n-2}(1-\alpha)$.

Από τους στατιστικούς πίνακες έχουμε ότι $t_{478}(0,05)=1,96$, για $\alpha=5\%$

Πράγματι, από το πίνακα 5-3 έχουμε ότι $T > 1,96$ για κάθε παράμετρο άρα απορρίπτεται η

H_0 για κάθε $i=0,1,2,3$, σε επίπεδο $\alpha=5\%$.

Αυτό επιβεβαιώνεται και από τις τιμές των p-value=0,000 < $\alpha=0,05$ για κάθε παράμετρο.

Συνεπώς όλες οι ανεξάρτητες μεταβλητές IMR,DTK,CNR είναι στατιστικά σημαντικές.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

ΕΓΚΥΡΟΤΗΤΑ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΤΗΣ ΠΟΛΛΑΠΛΗΣ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ

6.1.Εισαγωγή

Η εκτίμηση ενός πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος, με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS), προϋποθέτει την ικανοποίηση ορισμένων βασικών υποθέσεων, οι οποίες έχουν αναφερθεί σε προηγούμενο κεφάλαιο.

Αν ένα υπόδειγμα έχει καθοριστεί σωστά ως προς τις μεταβλητές του και συγχρόνως ισχύουν όλες οι βασικές του υποθέσεις, τότε η OLS δίνει τους καλύτερους εκτιμητές των παραμέτρων.

Στη πράξη όμως είναι δυνατό, κατά την εκτίμηση ενός πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος με την OLS, να αντιμετωπίσουμε προβλήματα τα οποία εμφανίζονται όταν παραβιάζεται τουλάχιστον μία από τις αρχικές υποθέσεις.

Η παραβίαση των αρχικών υποθέσεων επηρεάζει σημαντικά την αξιοπιστία του εκτιμηθέντος υποδείγματος.

Στην ενότητα αυτή θα εξετάσουμε αν παραβιάζεται κάποια από τις υποθέσεις, προκειμένου να διαπιστώσουμε αν το υπόδειγμα που εκτιμήσαμε δίνει αξιόπιστα αποτελέσματα.

6.2. Ετεροσκεδαστικότητα

Ένα πρόβλημα που μπορεί να εμφανιστεί στην πολλαπλή ανάλυση παλινδρόμησης είναι αυτό της ετεροσκεδαστικότητας (heteroscedasticity). Το πρόβλημα αυτό εμφανίζεται όταν παραβιάζεται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας (homoscedasticity), δηλαδή της υπόθεσης για σταθερή διακύμανση των τιμών του τυχαίου σφάλματος e_i , που σημαίνει ότι θέλουμε να ισχύει η σχέση $\text{Var}(e_i) = \sigma^2$.

Όταν ισχύει η παραπάνω σχέση, οι τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών δεν επηρεάζουν τη διακύμανση των τιμών του τυχαίου σφάλματος και έτσι η αναμενόμενη συμπεριφορά της εξαρτημένης μεταβλητής καθορίζεται αποκλειστικά από το συστηματικό μέρος του υποδείγματος.

Η διερεύνηση της ετεροσκεδαστικότητας πραγματοποιείται μετά την εκτίμηση του υποδείγματος, χρησιμοποιώντας τις τιμές των καταλοίπων.

Μπορούμε να διερευνήσουμε την ετεροσκεδαστικότητα:

- εμπειρικά, δηλαδή με γραφικό έλεγχο ή
- με στατιστικό τεστ.

6.2.1. Γραφικός έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

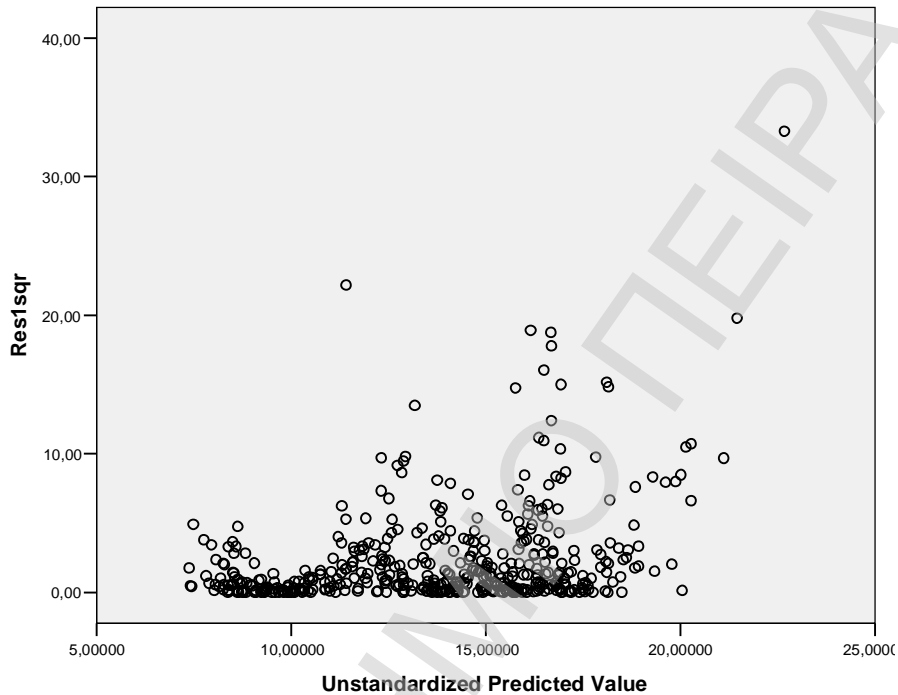
Θα απεικονίσουμε γραφικά τα τετράγωνα των τιμών των καταλοίπων e_i^2 σε σχέση με τις εκτιμούμενες τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής $\hat{C}BR_i$.

Αν στο διάγραμμα διασποράς που θα προκύψει, εμφανίζεται ένας συστηματικός τρόπος συμπεριφοράς των σημείων $(\hat{C}BR_i, e_i^2)$, τότε είναι αρκετά πιθανό να υπάρχει το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας. Αν όμως, τα σημεία $(\hat{C}BR_i, e_i^2)$ είναι τυχαία διεσπαρμένα στο επίπεδο, τότε δεν υπάρχει ένδειξη ετεροσκεδαστικότητας.

Προκύπτει το ακόλουθο διάγραμμα:

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6-1

Διάγραμμα διασποράς των εκτιμώμενων τιμών του αδρού δείκτη γεννήσεων με τα τετράγωνα των καταλοίπων για έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας



Από το διάγραμμα 6-1 δεν φαίνεται κάποιος συστηματικός τρόπος συμπεριφοράς μεταξύ των δύο μεταβλητών CBR_i και $\hat{\epsilon}_i^2$, άρα μάλλον δεν υπάρχει ένδειξη ετεροσκεδαστικότητας.

Για σιγουριά, προχωράμε σε στατιστικό τεστ.

6.2.2. Στατιστικός έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Θα χρησιμοποιήσουμε το τεστ του Spearman, το οποίο είναι το απλούστερο και συνίσταται στον υπολογισμό του συντελεστή συσχέτισης Spearman γι' αυτό και λέγεται «The Spearman rank-correlation test».

Σύμφωνα με το τεστ αυτό, θα υπολογίσουμε τον συντελεστή συσχέτισης Spearman (rank correlation coefficient) μεταξύ των καταλοίπων $\hat{\epsilon}_i$ (unstandardised residuals) και κάθε μιας ανεξάρτητης μεταβλητής: IMR, CNR, DTK. (Koutsoyannis A., 1981)

Σημειώνουμε ότι ο συντελεστής συσχέτισης του Spearman $r_{e,x}$ δίνεται από το τύπο:

$$r_{e,x} = 1 - \frac{6 \sum D_i^2}{n(n^2 - 1)}$$

όπου D_i είναι οι διαφορές ανάμεσα στα ranks των αντιστοίχων ζευγών

των X και e

και n είναι το πλήθος των παρατηρήσεων.

Σύμφωνα με το test αυτό, αν ο συντελεστής συσχέτισης του Spearman έχει μεγάλη τιμή, τότε υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα (Koutsoyannis A.,1981)

Στο πίνακα 6-1 δίνονται οι τιμές των συντελεστών Spearman προκειμένου να κάνουμε τον έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας:

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-1

Υπολογισμός των συντελεστών συσχέτισης του Spearman για έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας

Correlations

			Unstandardized Residual	CBRt	IMRt9	DTKt9	CNRt9
Spearman's rho	Unstandardized Residual	Correlation Coefficient	1,000	,408**	,072	-,161**	,022
		Sig. (2-tailed)	.	,000	,117	,000	,634
		N	480	480	480	480	480
CBRt		Correlation Coefficient	,408**	1,000	,887**	-,927**	,536**
		Sig. (2-tailed)	,000	.	,000	,000	,000
		N	480	480	480	480	480
IMRt9		Correlation Coefficient	,072	,887**	1,000	-,967**	,405**
		Sig. (2-tailed)	,117	,000	.	,000	,000
		N	480	480	480	480	480
DTKt9		Correlation Coefficient	-,161**	-,927**	-,967**	1,000	-,451**
		Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	.	,000
		N	480	480	480	480	480
CNRt9		Correlation Coefficient	,022	,536**	,405**	-,451**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,634	,000	,000	,000	.
		N	480	480	480	480	480

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 6-1 δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα γιατί ο συντελεστής spearman ανάμεσα στα μη τυποποιημένα κατάλοιπα και τις ανεξάρτητες μεταβλητές IMR,CNR,DTK δεν έχει μεγάλη τιμή.

6.3. Κανονικότητα των σφαλμάτων

Μια από τις βασικές υποθέσεις της ανάλυσης παλινδρόμησης είναι αυτή της κανονικότητας των σφαλμάτων, σύμφωνα με την οποία οι τιμές του τυχαίου σφάλματος ακολουθούν τη κανονική κατανομή.

Όταν παραβιάζεται η υπόθεση της κανονικότητας των σφαλμάτων, τα στατιστικά αποτελέσματα δεν έχουν καμία απολύτως έννοια, αφού οι δειγματικές κατανομές των εκτιμητών των παραμέτρων του υποδείγματος δεν ακολουθούν κανονική κατανομή.

Ο έλεγχος που εφαρμόζεται στην ανάλυση παλινδρόμησης για τη διερεύνηση της υπόθεσης της κανονικότητας, ονομάζεται έλεγχος κανονικότητας (test for normality).

Ο έλεγχος κανονικότητας μπορεί να γίνει:

- γραφικά ή
- με στατιστικό τεστ

6.3.1. Γραφικός έλεγχος κανονικότητας

Θα κάνουμε γραφικό έλεγχο κανονικότητας με χρήση του κανονικού διαγράμματος NPP (Normal Probability Plot).

Το NPP είναι γραφική παράσταση σε ειδικό χαρτί (normal probability paper), που μας βοηθά να εξετάσουμε τη κανονικότητα των σφαλμάτων. Χρησιμοποιείται ειδικό φύλλο χαρτιού, στο οποίο ο οριζόντιος άξονας είναι διαβαθμισμένος με τέτοιο τρόπο ώστε αν οι παρατηρήσεις ακολουθούν κανονική κατανομή, τότε τα σημεία :

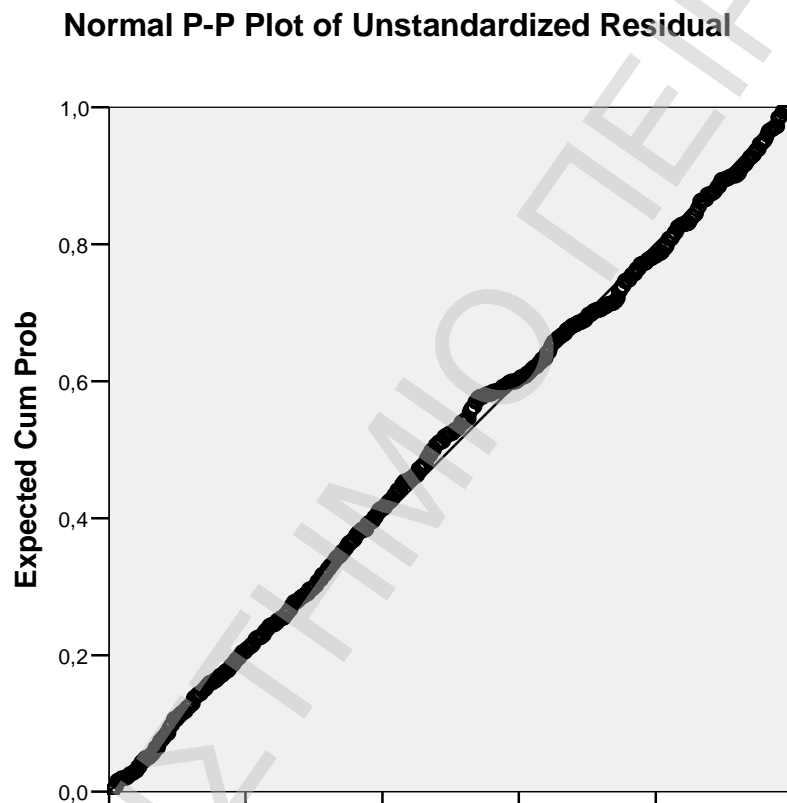
$\left(\Phi^{-1}\left(\frac{i-0,375}{n+0,25}\right), e_{(i)} \right)$ θα βρίσκονται περίπου πάνω σε ευθεία γραμμή.

Σημειώνουμε ότι το $e_{(i)}$ είναι το i -οστό κατάλοιπο κατά αύξουσα σειρά μεγέθους.

Στο διάγραμμα 6-2 δίνεται το διάγραμμα NPP plot:

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6-2

NPP plot για έλεγχο κανονικότητας των καταλοίπων



Παρατηρούμε πολύ καλή προσαρμογή των σημείων στη ευθεία, συνεπώς δεν υπάρχει ένδειξη για παραβίαση της κανονικότητας των καταλοίπων.

Για μεγαλύτερη επιβεβαίωση προχωράμε σε στατιστικό τεστ:

6.3.2. Στατιστικός έλεγχος κανονικότητας

Το τεστ που θα χρησιμοποιήσουμε για να εξετάσουμε τη κανονικότητα των καταλοίπων, είναι το Kolmogorov-Smirnov test.

Σύμφωνα με το τεστ αυτό, υπολογίζουμε τη συνάρτηση δειγματικής κατανομής :

$$F_n(x) = \begin{cases} 0 & , \quad x \leq x_{(1)} \\ i/n & , \quad x_{(i)} \leq x \leq x_{(i+1)} \text{ για } i=1,2,\dots,n-1 \\ 1 & , \quad x > x_{(n)} \end{cases}$$

Υπολογίζουμε τη συνάρτηση (κανονικής) κατανομής $F(x)$ που προσαρμόζεται στα δεδομένα, και υπολογίζουμε την απόσταση: $D_n = \max |F_n(x) - F(x)|$.

Η κατανομή του D_n εξαρτάται μόνο από το μέγεθος του δείγματος n και αν $p\text{-value} < \alpha$ τότε απορρίπτουμε την H_0 : τα σφάλματα ακολουθούν κανονική κατανομή σε επίπεδο $\alpha\%$.

Στο πίνακα 6-2 έχουμε το output με τα αποτελέσματα του οποίου θα εφαρμόσουμε τον έλεγχο Kolmogorov-Smirnov :

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-2

Τέστ Kolmogorov-Smirnov για έλεγχο κανονικότητας σφαλμάτων

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Unstandardized Residual
N		480
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000000
	Std. Deviation	1,51872877
Most Extreme Differences	Absolute	,036
	Positive	,025
	Negative	-,036
Kolmogorov-Smirnov Z		,787
Asymp. Sig. (2-tailed)		,566

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

Επειδή $p\text{-value}=0,566 > \alpha=0,05$ άρα δεν απορρίπτω την υπόθεση για κανονικότητα των καταλοίπων.

6.4. Πολυσυγγραμμικότητα

Το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας (multicollinearity) εμφανίζεται στην ανάλυση παλινδρόμησης όταν παραβιάζεται η υπόθεση: οι ανεξάρτητες μεταβλητές πρέπει να είναι μεταξύ τους γραμμικά ανεξάρτητες. Διότι αν μια ανεξάρτητη μεταβλητή σχετίζεται γραμμικά με κάποια άλλη, τότε η χρήση και των δύο αυτών μεταβλητών στο υπόδειγμα, δημιουργεί πρόβλημα στην αξιοπιστία των αποτελεσμάτων.

Τα προβλήματα της πολυσυγγραμμικότητας εμφανίζονται στις οικονομικές και κοινωνικές επιστήμες, όπου υπάρχουν πολλές μεταβλητές στο μοντέλο και μας ενδιαφέρει η συμβολή της κάθε μιας.

Ένας τρόπος για να διαγνώσουμε το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας, είναι με τον υπολογισμό του δείκτη condition index CI ο οποίος είναι, σύμφωνα με ορισμένους συγγραφείς, το καλύτερο διαγνωστικό (Damodar N.Gujarati, 1988).

Ο condition index CI υπολογίζεται από τη σχέση:

$$CI = \sqrt{\frac{\max imum\ eigenvalue}{\min imum\ eigenvalue}}$$

όπου τα eigenvalues είναι τιμές που υπολογίζονται από τα στατιστικά πακέτα.

Σύμφωνα με το κριτήριο ισχύουν τα εξής:

- αν $CI < 10$ δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμμικότητας
- αν $10 < CI < 30$ υπάρχει ένδειξη πολυσυγγραμμικότητας
- αν $CI > 30$ υπάρχει σημαντικό πρόβλημα πολυσυγγραμμικότητας

6.4.1. Έλεγχος για πολυσυγγραμμικότητα

Προκειμένου να κάνουμε τον έλεγχο πολυσυγγραμμικότητας, παίρνουμε το παρακάτω output το οποίο περιέχει τις τιμές του condition index:

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-3

Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας

Collinearity Diagnostics ^a							
Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions			
				(Constant)	CNRt9	IMRt9	DTKt9
1	1	3,056	1,000	,01	,01	,01	,01
	2	,799	1,955	,00	,01	,03	,27
	3	,107	5,335	,01	,74	,40	,06
	4	,038	9,026	,99	,24	,56	,66

a. Dependent Variable: CBRt

Επειδή, όπως φαίνεται από τα αποτελέσματα του πίνακα 6-3, οι τιμές του δείκτη condition index είναι μικρότερες του 10, τότε σύμφωνα με το σχετικό κριτήριο, δεν έχουμε πολυσυγγραμμικότητα και αυτό σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές είναι μεταξύ τους ανεξάρτητες.

6.5. Αυτοσυσχέτιση

Το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης (autocorrelation) εμφανίζεται στην ανάλυση παλινδρόμησης όταν παραβιάζεται η υπόθεση ότι οι τιμές του τυχαίου σφάλματος δεν σχετίζονται μεταξύ τους. Δηλαδή, όταν δεν ισχύει η σχέση $E(e_i e_j) = 0$ για κάθε $i \neq j$.

Η ύπαρξη της αυτοσυσχέτισης υποδηλώνει ότι υπάρχει κάποιος βαθμός συσχέτισης μεταξύ των τιμών του τυχαίου σφάλματος του υποδείγματος. Στη περίπτωση αυτή η αξιοπιστία των αποτελεσμάτων που προέρχονται από την εκτίμηση του υποδείγματος με την OLS, τίθεται υπό αμφισβήτηση διότι επηρεάζεται η αξιοπιστία των ελέγχων και κυρίως αυτών που αφορούν τη στατιστική σημαντικότητα των παραμέτρων του υποδείγματος.

Ο βαθμός της εξάρτησης μεταξύ των τιμών του τυχαίου σφάλματος μετρείται με τον συντελεστή αυτοσυσχέτισης ρ .

Σημειώνουμε ότι το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης είναι αρκετά σύνηθες στη μελέτη οικονομετρικών φαινομένων.

Η ανίχνευση της αυτοσυσχέτισης μπορεί να γίνει:

- γραφικά
- ή με στατιστικό test.

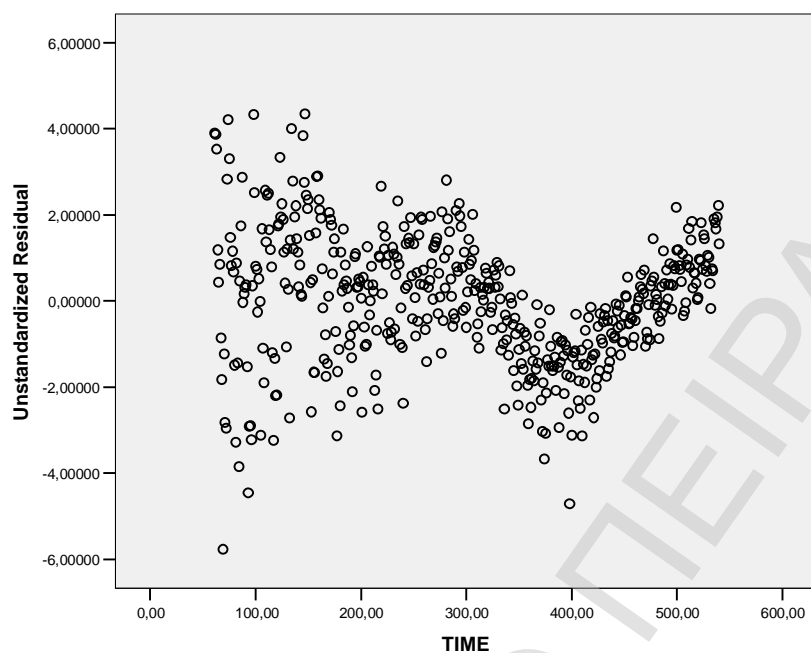
6.5.1. Γραφική ανίχνευση της αυτοσυσχέτισης

Προκειμένου να πάρουμε οπτικά μια ιδέα για την ύπαρξη ή όχι της αυτοσυσχέτισης κατασκευάζουμε το διάγραμμα διασποράς των καταλοίπων σε σχέση με το χρόνο καθώς επίσης και το διάγραμμα διασποράς των καταλοίπων $e_t - e_{t-1}$.

Το πακέτο δίνει το παρακάτω διάγραμμα

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6-3

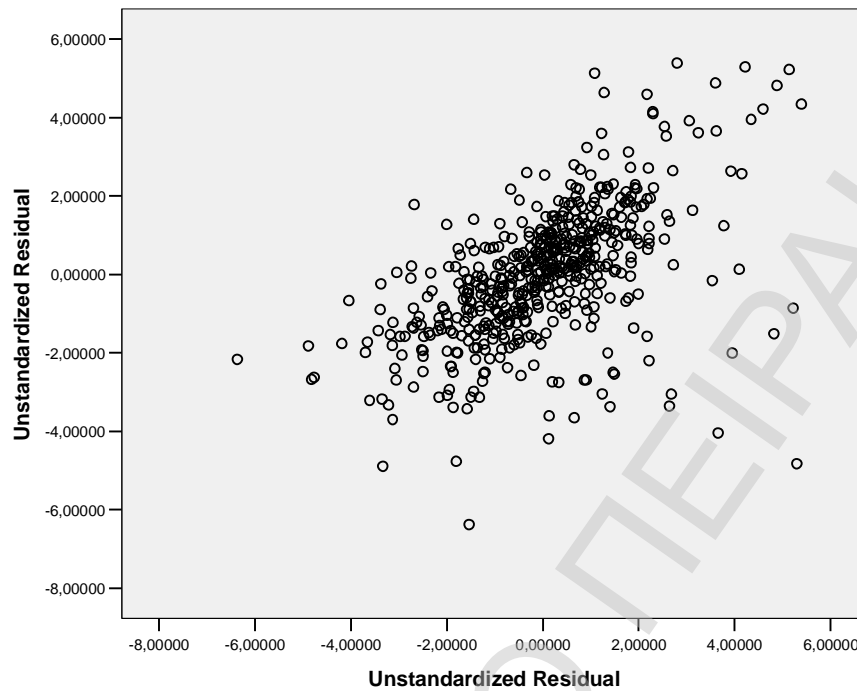
Διάγραμμα διασποράς των καταλοίπων σε σχέση με το χρόνο
για έλεγχο αυτοσυσχέτισης



Από τη μορφή του διαγράμματος 6-3 φαίνεται να υπάρχει κάποια ένδειξη αυτοσυσχέτισης, γιατί τα σημεία δεν είναι τυχαία διεσπαρμένα στο επίπεδο αλλά εμφανίζουν ένα συστηματικό τρόπο συμπεριφοράς.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6-4

Διάγραμμα διασποράς των καταλοίπων $e_t - e_{t-1}$ για έλεγχο αυτοσυσχέτισης



Παρατηρώντας το διάγραμμα 6-4 καταλήγουμε στο ίδιο συμπέρασμα: φαίνεται να υπάρχει ένδειξη αυτοσυσχέτισης και μάλιστα θετικής.

Για να σιγουρευτούμε προχωράμε σε στατιστικό test.

6.5.2. Στατιστικός έλεγχος αυτοσυσχέτισης

Όπως έχει αναφερθεί, ο βαθμός εξάρτησης μεταξύ των τιμών του τυχαίου σφάλματος εξαρτάται από τη τιμή του συντελεστή αυτοσυσχέτισης ρ . Το ρ παίρνει τιμές στο διάστημα $[-1,1]$.

Όσο πιο κοντά στο 1 είναι η τιμή του ρ τότε λέμε ότι έχουμε θετική αυτοσυσχέτιση και αν $\rho=1$ τότε έχουμε τέλεια θετική αυτοσυσχέτιση.

Αντίστοιχα, όσο πιο κοντά στο -1 είναι η τιμή του ρ τότε λέμε ότι έχουμε αρνητική αυτοσυσχέτιση και αν $\rho=-1$ τότε υπάρχει τέλεια αρνητική αυτοσυσχέτιση.

Αν $\rho=0$ τότε δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση.

Το στατιστικό test που θα χρησιμοποιήσουμε για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης είναι γνωστό ως «έλεγχος των Durbin-Watson» το οποίο βασίζεται στην υπόθεση: $H_0: \rho=0$.

Ο έλεγχος Durbin-Watson εφαρμόζεται με τη στατιστική d^* που ορίζεται ως εξής:

$$d^* = \frac{\sum (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})^2}{\sum \hat{e}_t^2}$$

Τη τιμή του d^* την υπολογίζει το στατιστικό πακέτο από τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Σύμφωνα με τους Durbin-Watson, τη τιμή του d^* τη συγκρίνουμε στη συνέχεια με τις δύο κριτικές τιμές: την ανώτερη d_U (upper) και την κατώτερη d_L (lower). Οι τιμές των d_U , d_L έχουν πινακοποιηθεί από τους Durbin-Watson και εξαρτώνται από το επίπεδο σημαντικότητας α , το μέγεθος του δείγματος και τον αριθμό- k των ανεξάρτητων μεταβλητών. (Koutsoyannis A., 1981)

Σύμφωνα με τους Durbin-Watson ισχύουν τα παρακάτω:

1. Για τον έλεγχο ύπαρξης θετικής αυτοσυσχέτισης:
 - αν $d^* \geq d_U$ τότε δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση
 - αν $d^* \leq d_L$ τότε υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση
 - αν $d_L < d^* < d_U$ τότε δεν μπορούμε να αποφανθούμε για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης.

2. Για τον έλεγχο ύπαρξης αρνητικής αυτοσυσχέτισης:
 - Αν $4-d^* \geq d_U$ τότε δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση
 - Αν $4-d^* \leq d_U$ τότε υπάρχει αρνητική αυτοσυσχέτιση
 - Αν $d_L < 4-d^* < d_U$ τότε δεν μπορούμε να αποφανθούμε

Στο πίνακα 6-4 δίνεται η τιμή του d^* προκειμένου να εφαρμόσουμε το κριτήριο Durbin-Watson :

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-4

Υπολογισμός του κριτηρίου Durbin-Watson για έλεγχο αυτοσυσχέτισης

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,901 ^a	,811	,810	1,52351	,754

a. Predictors: (Constant), CNRt9, IMRt9, DTKt9

b. Dependent Variable: CBRt

Σύμφωνα με τα δεδομένα του πίνακα 6-4 έχουμε: $d^*=0,754$.

Επίσης, από τους πίνακες των Durbin-Watson έχουμε $d_L=1,61$, $d_U=1,74$

Επειδή λοιπόν $d^*=0,754 < d_L=1,61$, σημαίνει ότι υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση.

Αυτό που πιθανόν να απαιτείται, είναι μετασχηματισμός του αρχικού μοντέλου.

Η πιο συχνή μορφή αυτοσυσχέτισης που εμφανίζεται πιο συχνά στη πράξη, είναι η αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού (first order autocorrelation) σύμφωνα με την οποία οι τιμές του τυχαίου σφάλματος e_t καθορίζονται από τη σχέση: $e_t = \rho e_{t-1} + u_t$, όπου το ρ δίνεται από

το τύπο $\rho = 1 - \frac{d^*}{2}$. (Damodar N.Gujarati)

Από το πίνακα 6-4 γνωρίζουμε τη τιμή του $d^*=0,754$ και συνεπώς μπορούμε να υπολογίσουμε το ρ από τον παραπάνω τύπο: $\rho=0,623$.

Το αρχικό μας μοντέλο, όπως έχει αναφερθεί είναι το:

$$CBR_t = b_0 + b_1 IMR_{t-9} + b_2 DTK_{t-9} + b_3 CNR_{t-9} + e_t \quad (6.1)$$

Από αυτό προκύπτει το ισοδύναμο μοντέλο:

$$CBR_{t-1} = b_0 + b_1 IMR_{t-10} + b_2 DTK_{t-10} + b_3 CNR_{t-10} + e_{t-1} \quad (6.2)$$

του οποίου πολλαπλασιάζουμε και τα δύο μέλη με $\rho=0,623$ και προκύπτει το ισοδύναμο μοντέλο:

$$0,623 \cdot CBR_{t-1} = 0,623b_0 + 0,623b_1 IMR_{t-10} + 0,623b_2 DTK_{t-10} + 0,623b_3 CNR_{t-10} + 0,623e_{t-1} \quad (6.3)$$

Αφαιρώντας κατά μέλη τις εξισώσεις (6.1)-(6.3) προκύπτει τελικά το μοντέλο:

$$CBR_t - 0,623CBR_{t-1} = 0,377b_0 + b_1(IMR_{t-9} - 0,623IMR_{t-10}) + b_2(DTK_{t-9} - 0,623DTK_{t-10}) + b_3(CNR_{t-9} - 0,623CNR_{t-10}) + e_t - 0,623e_{t-1}$$

και επειδή $e_t = 0,623e_{t-1} + u_t$ έχουμε τελικά:

$$CBR_t - 0,623CBR_{t-1} = 0,377b_0 + b_1(IMR_{t-9} - 0,623IMR_{t-10}) + b_2(DTK_{t-9} - 0,623DTK_{t-10}) + b_3(CNR_{t-9} - 0,623CNR_{t-10}) + u_t$$

Θέτουμε $CBR_t^* = CBR_t - 0,623CBR_{t-1}$, $b_0^* = 0,377b_0$, $IMR_t^* = (IMR_{t-9} - 0,623IMR_{t-10})$

$$DTK_t^* = (DTK_{t-9} - 0,623DTK_{t-10}), CNR_t^* = (CNR_{t-9} - 0,623CNR_{t-10})$$

Και προκύπτει το τελικό μοντέλο με την εξής μορφή:

$$CBR_t^* = b_0^* + b_1IMR_t^* + b_2DTK_t^* + b_3CNR_t^* + u_t \quad (6.4)$$

Η εξίσωση (6.4) είναι γνωστή ως γενικευμένη διαφορική εξίσωση (generalized difference equation). Στη συνέχεια κάνουμε παλινδρόμηση στο νέο μοντέλο (6.4) το οποίο είναι απαλλαγμένο από την αυτοσυσχέτιση, ικανοποιούνται όλες οι αρχικές υποθέσεις και παίρνουμε νέους εκτιμητές των παραμέτρων οι οποίοι είναι BLUE.

6.6. Έκτροπες παρατηρήσεις

Οι παρατηρήσεις που είναι απομακρυσμένες από τις υπόλοιπες λέγονται έκτροπες παρατηρήσεις (outliers).

Δεν γνωρίζουμε αν οι έκτροπες παρατηρήσεις προήλθαν από λάθος του ερευνητή ή αν είναι πραγματικές παρατηρήσεις, οπότε περιέχουν κάποια χρήσιμη πληροφορία για το μοντέλο.

Ο εντοπισμός των έκτροπων παρατηρήσεων γίνεται με υπολογισμό της απόστασης Cook (Cook's distance), η οποία είναι μέτρο επίδρασης που προκαλεί στους συντελεστές του μοντέλου η αφαίρεση της i «ύποπτης» παρατήρησης. Η απόσταση Cook d_i υπολογίζεται από τα στατιστικά πακέτα και αν κάποιο d_i είναι μεγαλύτερο του 1 τότε θα πρέπει να εξεταστεί τι συμβαίνει με την i παρατήρηση.

Στο πίνακα 6-5 έχουμε τη τιμή της απόστασης Cook:

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-5

Υπολογισμός της απόστασης Cook για έλεγχο έκτροπης παρατήρησης

Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	2,0932	2,9166	2,5872	,25119	480
Std. Predicted Value	-1,966	1,312	,000	1,000	480
Standard Error of Predicted Value	,004	,017	,007	,002	480
Adjusted Predicted Value	2,0933	2,9141	2,5872	,25125	480
Residual	-,46386	,22181	,00000	,07715	480
Std. Residual	-5,993	2,866	,000	,997	480
Stud. Residual	-6,007	2,894	,000	1,001	480
Deleted Residual	-,46596	,22623	,00000	,07785	480
Stud. Deleted Residual	-6,242	2,917	-,001	1,006	480
Mahal. Distance	,039	23,421	2,994	3,221	480
Cook's Distance	,000	,055	,002	,006	480
Centered Leverage Value	,000	,049	,006	,007	480

a. Dependent Variable: LNCBRT

Όπως παρατηρούμε από τα αποτελέσματα του πίνακα 6-5 δεν υπάρχει απόσταση Cook μεγαλύτερη της μονάδας άρα δεν υπάρχει έκτροπη παρατήρηση.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7

ΜΕΛΕΤΗ ΤΟΥ ΜΕΤΑΣΧΗΜΑΤΙΣΜΕΝΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ

7.1. Εισαγωγή

Κατά τη μελέτη του υποδείγματος $CBR_t = b_0 + b_1IMR_{t-9} + b_2DTK_{t-9} + b_3CNR_{t-9} + e_t$ διαπιστώσαμε την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των τιμών του τυχαίου σφάλματος. Αυτό σημαίνει ότι τα αποτελέσματα που έχουμε πάρει από την εφαρμογή της πολλαπλής παλινδρόμησης στο μοντέλο, δεν είναι αξιόπιστα διότι οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων των παραμέτρων παύουν να είναι BLUE.

Προκειμένου να αναζητήσουμε ένα καλύτερο υπόδειγμα στο οποίο το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης να περιοριστεί ή ακόμα καλύτερα να εξαλειφθεί, θα μετασχηματίσουμε το αρχικό μοντέλο, λαμβάνοντας ως εξαρτημένη μεταβλητή το λογάριθμο του CBR_t .

Συνεπώς, το προς εκτίμηση υπόδειγμα είναι το ακόλουθο:

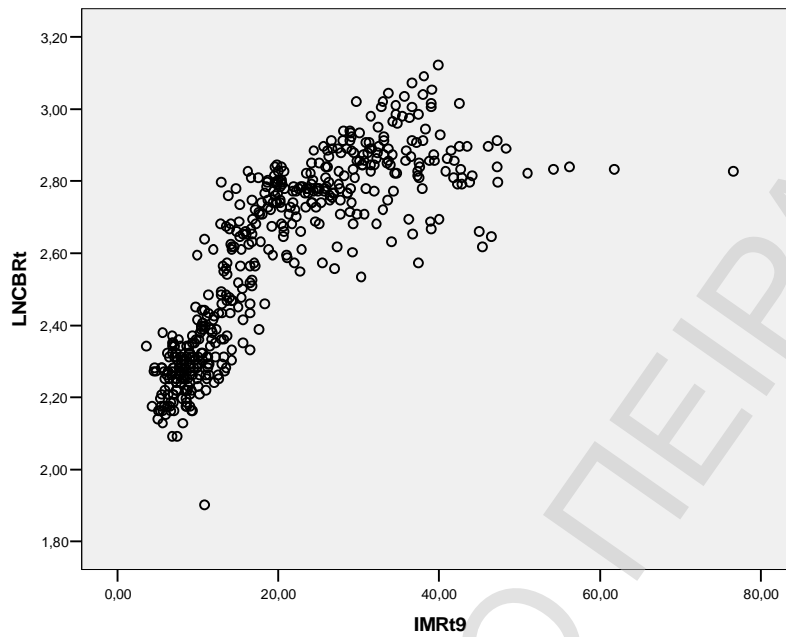
$$\ln CBR_t = b_0 + b_1IMR_{t-9} + b_2DTK_{t-9} + b_3CNR_{t-9} + e_t$$

Για το νέο μοντέλο, θα κάνουμε ανάλυση διακύμανσης, προκειμένου να κάνουμε συνολικό έλεγχο του μοντέλου και να υπολογίσουμε τις εκτιμήσεις των παραμέτρων και στη συνέχεια θα γίνουν όλοι οι σχετικοί έλεγχοι για την παραβίαση των αρχικών υποθέσεων.

7.2. Διαγράμματα διασποράς (scatter plots)

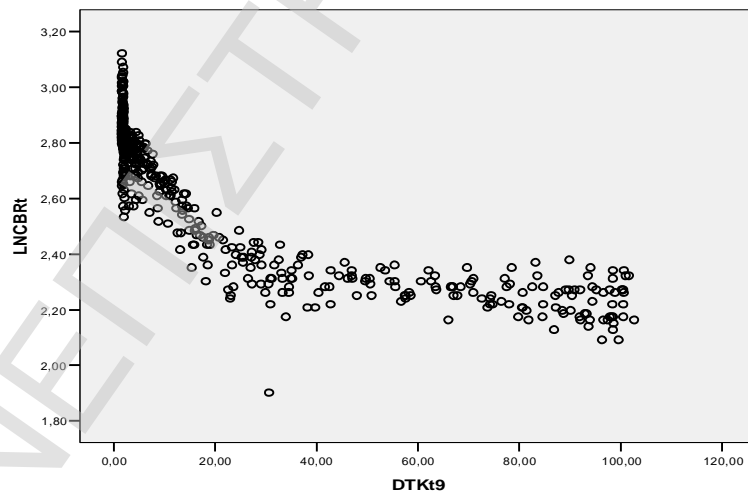
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 7-1

Διάγραμμα διασποράς του δείκτη βρεφικής θνησιμότητας
με τον λογάριθμο του αδρού δείκτη γεννήσεων



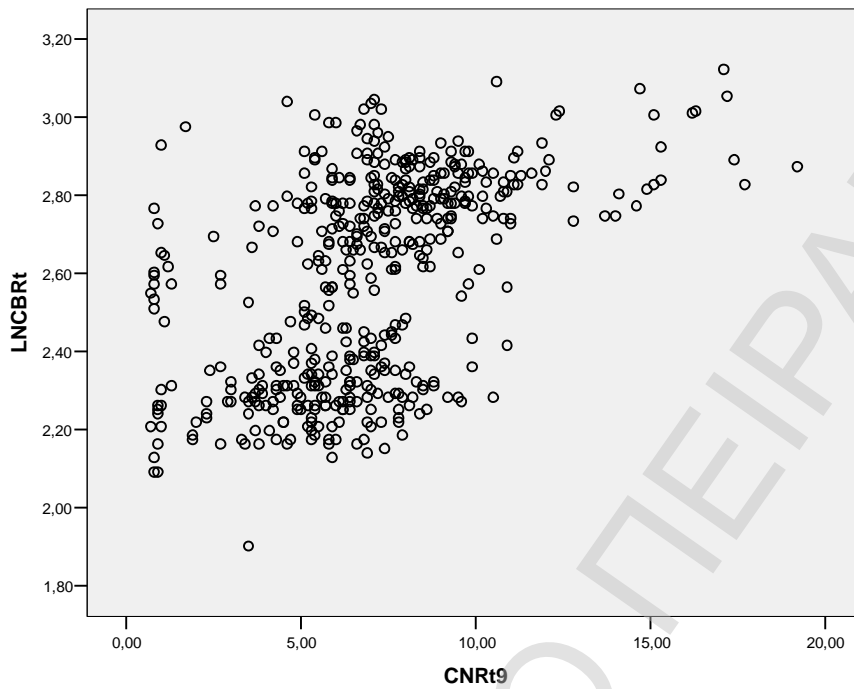
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 7-2

Διάγραμμα διασποράς του δείκτη τιμών καταναλωτή με το λογάριθμο του αδρού δείκτη γεννήσεων



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 7-3

Διάγραμμα διασποράς του αδρού δείκτη γάμων με το λογάριθμο του αδρού δείκτη γεννήσεων



7.3. Εκτίμηση του μοντέλου

7.3.1. Ανάλυση διακύμανσης

Θα υπολογίσουμε τον πίνακα ANOVA διότι με τον πίνακα αυτό θα πετύχουμε τα εξής:

- θα αναλύσουμε τη συνολική διακύμανση SSTO της εξαρτημένης μεταβλητής LnCBR στις δύο συνιστώσες της
- θα κάνουμε συνολικό έλεγχο για τη καταλληλότητα του μοντέλου

Εφαρμόζοντας πολλαπλή παλινδρόμηση στο μοντέλο, παίρνουμε το παρακάτω πίνακα ANOVA (πίνακας 7-1):

ΠΙΝΑΚΑΣ 7-1

ANOVA TABLE για το μετασχηματισμένο μοντέλο

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	27,635	3	9,212	806,211	,000 ^a
	Residual	5,439	476	,011		
	Total	33,074	479			

a. Predictors: (Constant), CNRt9, IMRt9, DTKt9

b. Dependent Variable: LNCBRt

7.3.2. Έλεγχος ερμηνευτικής ικανότητας του μοντέλου

1.Κριτήριο F

Σ' αυτό το σημείο μπορούμε να ελέγξουμε την ερμηνευτική ικανότητα του μοντέλου από τι τιμή του F που δίνεται στο πίνακα 7-1:

$F=806,211 > 2,81 = F_{3,477}$ άρα απορρίπτω την υπόθεση H_0 : το μοντέλο δεν είναι σωστό, σε επίπεδο 5%.

Εξάλλου, αυτό επιβεβαιώνεται και από το $p\text{-value} = 0,000 < \alpha = 0,05$.

2.Κριτήριο R^2

Ο πίνακας 7-2 περιέχει τη τιμή του R^2 :

ΠΙΝΑΚΑΣ 7-2

Υπολογισμός του R^2 του μετασχηματισμένου μοντέλου

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,914 ^a	,836	,835	,10689	,737

a. Predictors: (Constant), CNRt9, IMRt9, DTKt9

b. Dependent Variable: LNCBRt

Συνεπώς, $R^2=91,4\%$ που σημαίνει ότι το 91,4% περίπου της μεταβλητότητας των τιμών του LnCBR ερμηνεύεται από το μοντέλο. Η τιμή αυτή του R^2 είναι αρκετά μεγάλη και δηλώνει ότι το μοντέλο είναι αρκετά ικανοποιητικό.

7.3.3. Σύγκριση των δύο μοντέλων

Συγκρίνοντας τις τιμές του R^2 για τα δύο μοντέλα, έχουμε τα εξής:

Μοντέλο $CBR_t = b_0 + b_1IMR_{t-9} + b_2DTK_{t-9} + b_3CNR_{t-9}$: $R^2=81,1\%$

Μοντέλο $LnCBR_t = b_0 + b_1IMR_{t-9} + b_2DTK_{t-9} + b_3CNR_{t-9}$: $R^2=91,4\%$.

Συνεπώς, το δεύτερο μοντέλο είναι σαφώς καλύτερο, αν βέβαια δεν παραβιάζεται κάποια από τις αρχικές υποθέσεις.

7.3.4. Εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος

Οι συντελεστές του b_0, b_1, b_2, b_3 του υποδείγματος:

$LnCBR_t = b_0 + b_1IMR_{t-9} + b_2DTK_{t-9} + b_3CNR_{t-9} + e_t$ είναι άγνωστοι και πρέπει να εκτιμηθούν με βάση τις διαθέσιμες παρατηρήσεις του δείγματος.

Αν λοιπόν, συμβολίσουμε με b'_0, b'_1, b'_2, b'_3 τις εκτιμήσεις των παραμέτρων b_0, b_1, b_2, b_3 αντίστοιχα, η εκτιμώμενη μορφή του πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος θα είναι η παρακάτω: $LnCBR_t = b'_0 + b'_1IMR_{t-9} + b'_2DTK_{t-9} + b'_3CNR_{t-9}$.

Εφαρμόζοντας τη πολλαπλή παλινδρόμηση, παίρνουμε το πίνακα 7-3 που περιέχει τις εκτιμήσεις των παραμέτρων:

ΠΙΝΑΚΑΣ 7-3

Υπολογισμός των παραμέτρων του μετασχηματισμένου μοντέλου

Coefficients ^a						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	2,388	,021		115,273	,000
	IMRt9	,009	,001	,413	15,163	,000
	DTKt9	-,004	,000	-,474	-17,359	,000
	CNRt9	,016	,002	,185	9,155	,000

a. Dependent Variable: LNCBRT

Έτσι, λοιπόν έχουμε τα εξής αποτελέσματα:

$$\begin{aligned} b'_0 &= 2,388 \\ b'_1 &= 0,009 \\ b'_2 &= -0,004 \\ b'_3 &= 0,016 \end{aligned}$$

7.3.4.1. Έλεγχος υποθέσεων για τις παραμέτρους

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, η στατιστική συνάρτηση $T = \frac{\hat{b}_i}{\sqrt{\text{Var}(\hat{b}_i)}}$ ακολουθεί την

κατανομή t_{n-2} . Από τα αποτελέσματα του πίνακα 7-3, δίνεται η τιμή του κριτηρίου T και μπορούμε να κάνουμε τους ελέγχους: $H_0: b_i=0$, $H_1: b_i \neq 0$ για $i=0,1,2,3$

Είναι γνωστό ότι η H_0 απορρίπτεται σε επίπεδο $\alpha\%$ αν $T < -t_{n-2}(1-\alpha)$ ή $T > t_{n-2}(1-\alpha)$. Από τους στατιστικούς πίνακες έχουμε ότι $t_{478}(0,05)=1,96$, για $\alpha=5\%$

Πράγματι, από τα δεδομένα πίνακα 7-3 $T > 1,96$, $T < -1,96$ για κάθε παράμετρο άρα απορρίπτεται η H_0 για κάθε $i=0,1,2,3$ σε επίπεδο $\alpha=5\%$.

Αυτό επιβεβαιώνεται και από τις τιμές των $p\text{-value}=0,000 < \alpha=0,05$ για κάθε παράμετρο. Συνεπώς όλες οι ανεξάρτητες μεταβλητές IMR, DTK, CNR είναι στατιστικά σημαντικές.

7.4. Εγκυρότητα των αποτελεσμάτων της πολλαπλής παλινδρόμησης στο μετασχηματισμένο μοντέλο.

7.4.1. Ετεροσκεδαστικότητα

7.4.1.1. Γραφικός έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

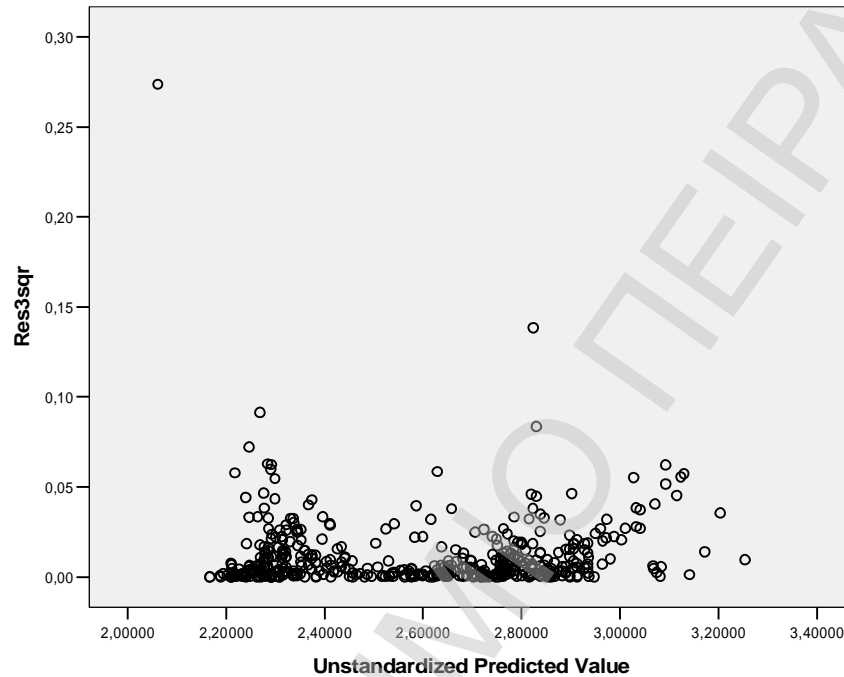
Θα απεικονίσουμε γραφικά τα τετράγωνα των τιμών των καταλοίπων \hat{e}_i^2 σε σχέση με τις εκτιμούμενες τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής $\text{Ln}C\hat{B}R_i$.

Αν στο διάγραμμα διασποράς που θα προκύψει, εμφανίζεται ένας συστηματικός τρόπος συμπεριφοράς των σημείων $(\text{Ln}C\hat{B}R_i, \hat{e}_i^2)$, τότε είναι αρκετά πιθανό να υπάρχει το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας. Αν όμως, τα σημεία $(\text{Ln}C\hat{B}R_i, \hat{e}_i^2)$ είναι τυχαία διασπαρμένα στο επίπεδο, τότε δεν υπάρχει ένδειξη ετεροσκεδαστικότητας.

Το σχετικό διάγραμμα διασποράς δίνεται στο διάγραμμα 7-4 :

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 7-4

Διάγραμμα διασποράς των τετραγώνων των καταλοίπων με τις εκτιμούμενες τιμές του λογαρίθμου του αδρού δείκτη γεννήσεων για έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας



Από τη μορφή του διαγράμματος 7-4 παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει ένδειξη ετεροσκεδαστικότητας. Για να σιγουρευτούμε προχωράμε σε στατιστικό test.

7.4.1.2. Στατιστικός έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Θα χρησιμοποιήσουμε το τεστ του Spearman. Στο πίνακα 7-4 δίνονται οι τιμές των συντελεστών Spearman:

ΠΙΝΑΚΑΣ 7-4

Υπολογισμός των συντελεστών Spearman για έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας στο μετασχηματισμένο μοντέλο

			Correlations				
			LNCBRt	Unstandardized Residual	IMRt9	DTKt9	CNRt9
Spearman's rho	LNCBRt	Correlation Coefficient	1,000	,418**	,887**	-,927**	,536**
		Sig. (2-tailed)	.	,000	,000	,000	,000
		N	480	480	480	480	480
	Unstandardized Residual	Correlation Coefficient	,418**	1,000	,081	-,164**	,033
		Sig. (2-tailed)	,000	.	,076	,000	,469
		N	480	480	480	480	480
	IMRt9	Correlation Coefficient	,887**	,081	1,000	-,967**	,405**
		Sig. (2-tailed)	,000	,076	.	,000	,000
		N	480	480	480	480	480
	DTKt9	Correlation Coefficient	-,927**	-,164**	-,967**	1,000	-,451**
		Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	.	,000
		N	480	480	480	480	480
	CNRt9	Correlation Coefficient	,536**	,033	,405**	-,451**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,000	,469	,000	,000	.
		N	480	480	480	480	480

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 7-4 παρατηρούμε ότι ο συντελεστής του Spearman ανάμεσα στα κατάλοιπα και στις ανεξάρτητες μεταβλητές IMR,DTK,CNR δεν έχει μεγάλη τιμή, συνεπώς η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας δεν παραβιάζεται.

7.4.2. Κανονικότητα των σφαλμάτων

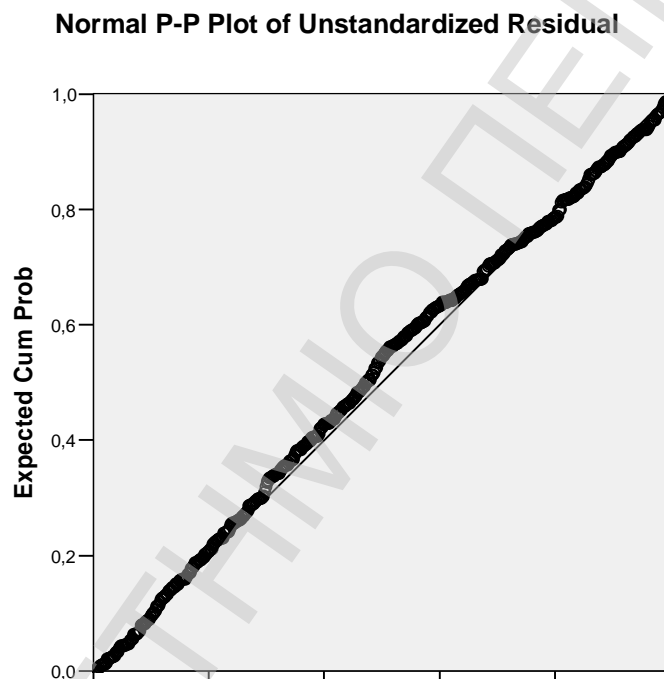
7.4.2.1. Γραφικός έλεγχος κανονικότητας

Θα κάνουμε γραφικό έλεγχο κανονικότητας με χρήση του κανονικού διαγράμματος NPP (Normal Probability Plot).

Το διάγραμμα NPP plot δίνεται στο διάγραμμα 7-5:

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 7-5

NPP plot για έλεγχο κανονικότητας των σφαλμάτων
στο μετασχηματισμένο μοντέλο



Παρατηρώντας το διάγραμμα 7-5 έχουμε πολύ καλή προσαρμογή των σημείων στη ευθεία, συνεπώς δεν υπάρχει ένδειξη για παραβίαση της κανονικότητας των καταλοίπων.

Για μεγαλύτερη επιβεβαίωση προχωράμε σε στατιστικό έλεγχο:

7.4.2.2. Στατιστικός έλεγχος κανονικότητας

Κατά τα γνωστά, το τεστ που θα χρησιμοποιήσουμε για να εξετάσουμε τη κανονικότητα των καταλοίπων, είναι το Kolmogorov-Smirnov test.

ΠΙΝΑΚΑΣ 7-5

Τέστ Kolmogorov-Smirnov για έλεγχο κανονικότητας σφαλμάτων
στο μετασχηματισμένο μοντέλο

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Unstandardized Residual
N		480
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000000
	Std. Deviation	,10655753
Most Extreme Differences	Absolute	,049
	Positive	,022
	Negative	-,049
Kolmogorov-Smirnov Z		1,067
Asymp. Sig. (2-tailed)		,205

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

Από το πίνακα 7-5 έχουμε ότι $p\text{-value}=0,205 > \alpha=0,05$ άρα δεν απορρίπτω την υπόθεση κανονικότητας των καταλοίπων.

7.4.3. Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας

Από το πίνακα 7-6 παίρνουμε τις τιμές του condition index, προκειμένου να κάνουμε τον έλεγχο πολυσυγγραμμικότητας

ΠΙΝΑΚΑΣ 7-6

Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας στο μετασχηματισμένο μοντέλο

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions			
				(Constant)	CNRt9	IMRt9	DTKt9
1	1	3,056	1,000	,01	,01	,01	,01
	2	,799	1,955	,00	,01	,03	,27
	3	,107	5,335	,01	,74	,40	,06
	4	,038	9,026	,99	,24	,56	,66

a. Dependent Variable: LNCBRt

Επειδή οι τιμές του δείκτη condition index είναι μικρότερες του 10, τότε σύμφωνα με το σχετικό κριτήριο, δεν έχουμε πολυσυγγραμμικότητα και αυτό σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές είναι μεταξύ τους ανεξάρτητες.

7.4.4. Αυτοσυσχέτιση

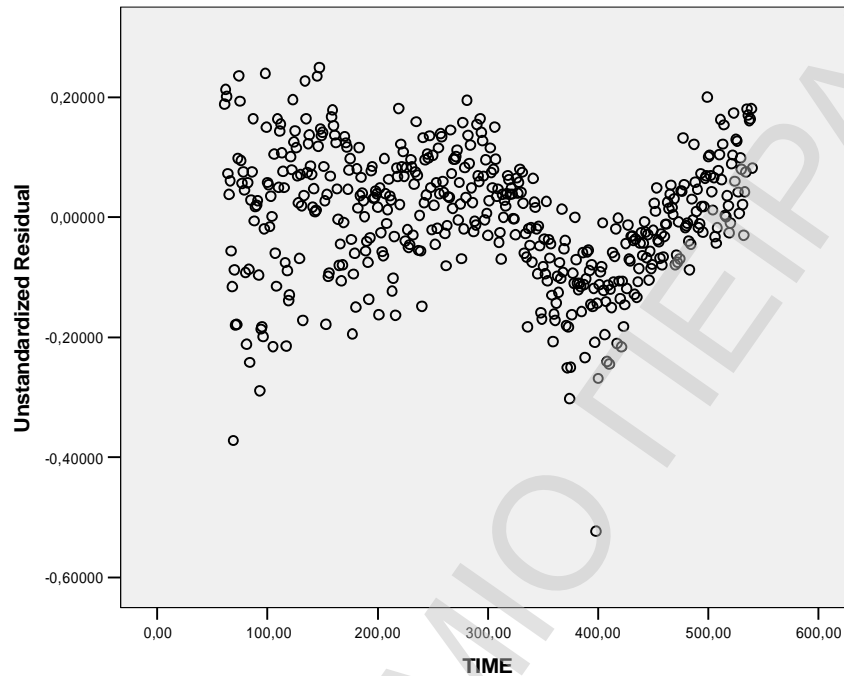
7.4.4.1. Γραφικός έλεγχος αυτοσυσχέτισης

Προκειμένου να εξετάσουμε γραφικά την ύπαρξη της αυτοσυσχέτισης, θα κατασκευάσουμε το διάγραμμα διασποράς των καταλοίπων σε σχέση με το χρόνο. Δηλαδή τοποθετούμε στο επίπεδο τα σημεία (t, e_t) .

Το πακέτο SPSS δίνει το ακόλουθο διάγραμμα:

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 7-6

Διάγραμμα διασποράς των καταλοίπων σε σχέση με το χρόνο για έλεγχο αυτοσυσχέτισης στο μετασχηματισμένο μοντέλο



Από το παραπάνω διάγραμμα υπάρχει ένδειξη για κάποια μορφή αυτοσυσχέτισης στα σφάλματα. Για να σιγουρευτούμε, προχωράμε σε στατιστικό τεστ.

7.4.4.2. Στατιστικός έλεγχος αυτοσυσχέτισης

Κατά τα γνωστά, θα χρησιμοποιήσουμε το κριτήριο Durbin-Watson. Παίρνουμε το παρακάτω output (Πίνακας 7-7):

ΠΙΝΑΚΑΣ 7-7

Υπολογισμός του κριτηρίου Durbin-Watson για έλεγχο αυτοσυσχέτισης στο μετασχηματισμένο μοντέλο

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,914 ^a	,836	,835	,10689	,737

a. Predictors: (Constant), CNRt9, IMRt9, DTKt9

b. Dependent Variable: LNCBRt

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 7-7, έχουμε ότι $d^* = 0,737$

Επίσης, από τους σχετικούς πίνακες των Durbin-Watson έχουμε ότι $d_L = 1,61$, $d_U = 1,74$

Επειδή $d^* = 0,737 < d_L = 1,61$ τότε σύμφωνα με το κριτήριο Durbin-Watson υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση.

7.4.5. Έκτροπες παρατηρήσεις

Υπολογίζουμε την απόσταση Cook με το στατιστικό πακέτο και έχουμε το παρακάτω output του πίνακα 7-8:

ΠΙΝΑΚΑΣ 7-8

Υπολογισμός απόστασης Cook για έλεγχο έκτροπης παρατήρησης στο μετασχηματισμένο μοντέλο

Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	2,0814	3,1994	2,5872	,24020	480
Std. Predicted Value	-2,106	2,549	,000	1,000	480
Standard Error of Predicted Value	,006	,031	,009	,003	480
Adjusted Predicted Value	2,0800	3,2334	2,5873	,24071	480
Residual	-,52317	,24940	,00000	,10656	480
Std. Residual	-4,894	2,333	,000	,997	480
Stud. Residual	-4,910	2,337	-,001	1,003	480
Deleted Residual	-,52655	,25031	-,00014	,10782	480
Stud. Deleted Residual	-5,034	2,349	-,001	1,006	480
Mahal. Distance	,294	39,140	2,994	3,224	480
Cook's Distance	,000	,302	,003	,015	480
Centered Leverage Value	,001	,082	,006	,007	480

a. Dependent Variable: LNCBRt

Όπως φαίνεται από τα αποτελέσματα του πίνακα 7-8, δεν υπάρχει απόσταση Cook μεγαλύτερη της μονάδας άρα δεν έχουμε έκτροπη παρατήρηση.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

Κ Ε Φ Α Λ Α Ι Ο 8

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ-ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ

8.1. Συμπεράσματα

Οι δημογραφικές εξελίξεις στην Ελλάδα χαρακτηρίζονται από μείωση της γεννητικότητας, της βρεφικής θνησιμότητας και της γονιμότητας (Συμεωνίδου Χ.,1997).

Η θεωρία της δημογραφικής μετάβασης κατά την οποία, από υψηλά επίπεδα γεννητικότητας και θνησιμότητας και ακολουθώντας πορεία σταδιακής μείωσης, μια χώρα οδηγείται σε χαμηλά επίπεδα των δύο αυτών μεταβλητών, φαίνεται ότι βρίσκει εφαρμογή στην Ελλάδα.

Ειδικά, από το 1983, η γονιμότητα έχει μειωθεί σε επίπεδο μικρότερο του 2,1 παιδιά ανά γυναίκα, επίπεδο που θεωρείται απαραίτητο για την αναπλήρωση των γενεών. Η Ελλάδα τοποθετείται μαζί με τις χώρες του Ευρωπαϊκού Νότου, στη χαμηλότερη κλίμακα, σε παγκόσμιο επίπεδο (Eurostat,1995). Επίσης, σύμφωνα με τα στοιχεία της ΕΣΥΕ το 2000 ο Δείκτης Ολικής Γονιμότητας (TFR) έχει πέσει στο 1,3 παιδιά ανά γυναίκα.

Ως συνέπεια, κυρίως, της μείωσης της γονιμότητας, η μέση ετήσια πληθυσμιακή αύξηση παρουσιάζει πτώση και ο πληθυσμός ακολουθεί πορεία γήρανσης με όλες τις κοινωνικοοικονομικές επιπτώσεις που ακολουθούν.

Επίσης, στη προσπάθειά μας να εξετάσουμε τον τρόπο με τον οποίο η γονιμότητα επηρεάζεται από κοινωνικοοικονομικούς παράγοντες, οδηγηθήκαμε στο παρακάτω υπόδειγμα:

$$\ln CBR_t = 2,388 + 0,009IMR_{t-9} - 0,004DTK_{t-9} + 0,016CNR_{t-9}$$

Από το μοντέλο αυτό συμπεραίνουμε καταρχάς, ότι η γαμηλιότητα, η οποία στο υπόδειγμα αντιπροσωπεύεται από τον αδρό δείκτη γάμων CNR, επιδρά θετικά στη

γονιμότητα. Αυτό ερμηνεύεται από το θετικό πρόσημο που έχει ο συντελεστής 0,016 της μεταβλητής CNR, στο υπόδειγμα. Αξίζει να σημειωθεί ότι παραπάνω διαπίστωση ήταν αναμενόμενη διότι στη χώρα μας ο θεσμός του γάμου παραμένει βαθιά ριζωμένος στην συνείδηση των ελλήνων, σύμφωνα με σχετικές μελέτες.

Επίσης, συμπεραίνουμε ότι το κόστος διαβίωσης, το οποίο στο υπόδειγμα αντιπροσωπεύεται από τον δείκτη τιμών καταναλωτή DTK, επιδρά αρνητικά στη γονιμότητα. Αυτό ερμηνεύεται από το αρνητικό πρόσημο που έχει ο συντελεστής $-0,004$ της μεταβλητής DTK, στο υπόδειγμα.

Τέλος, συμπεραίνουμε ότι η βρεφική θνησιμότητα, η οποία στο υπόδειγμα αντιπροσωπεύεται από τον δείκτη βρεφικής θνησιμότητας IMR, έχει θετική συσχέτιση με τη γονιμότητα. Αυτό ερμηνεύεται επίσης από το θετικό πρόσημο που έχει ο συντελεστής 0,009 της μεταβλητής IMR στο υπόδειγμα. Και αυτή η διαπίστωση ήταν αναμενόμενη, διότι σύμφωνα με τη θεωρία της δημογραφικής μετάβασης, με χαμηλή βρεφική θνησιμότητα οι γονείς αποκτούν παιδιά με λιγότερες γεννήσεις.

8.2. Προτάσεις πολιτικής

Λόγω της πτωτικής τάσης του αδρού δείκτη γεννήσεων, είναι φανερό ότι απαιτείται η χάραξη πολιτικής για τη τόνωση των γεννήσεων.

Στην Ελλάδα δεν έχει εφαρμοστεί ποτέ μια συνολική οικογενειακή-δημογραφική πολιτική. Τα εκάστοτε λαμβανόμενα μέτρα χαρακτηρίζονται από έλλειψη ομοιομορφίας και συντονισμού. Τα οικογενειακά επιδόματα είναι χαμηλά, οι υπηρεσίες φύλαξης των παιδιών είναι ανεπαρκείς και ακατάλληλες. (Συμεωνίδου Χ., 1997)

Ορισμένα μέτρα πολιτικής που μπορούν να προταθούν είναι τα ακόλουθα (Συμεωνίδου Χ., 1997):

- Υπηρεσίες στήριξης της οικογένειας: αύξηση του αριθμού των σταθμών που φιλοξενούν παιδιά προσχολικής ηλικίας, παράταση του ωραρίου λειτουργίας των νηπιαγωγείων, ενεργοποίηση του θεσμού της βοήθειας από το σπίτι (Ν.2082/92).
- Πολιτική για το εισόδημα: αύξηση του οικογενειακού εισοδήματος-ιδιαίτερα αυτών με χαμηλό εισόδημα. Η διακομματική επιτροπή της βουλής έχει προτείνει τιμαριθμική αναπροσαρμογή των επιδομάτων, επέκταση του ορίου ηλικίας για το

τρίτο παιδί (Ν.1892/90) και φορολογικές απαλλαγές ανάλογα με τον αριθμό των παιδιών.

- Ενημέρωση του πληθυσμού για το δημογραφικό:όπως αναφέρει η Χ.Συμεωνίδου ,ο αριθμός των παιδιών που επιθυμεί το ζευγάρι επηρεάζεται από τις αξίες της κοινωνίας, οι οποίες με τη σειρά τους είναι δυνατό να επηρεαστούν από ένα καλά σχεδιασμένο πρόγραμμα ενημέρωσης για το δημογραφικό.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ι : ΔΕΔΟΜΕΝΑ

ΓΑΜΟΙ ΑΝΑ ΜΗΝΑ ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ										
ΕΤΗ 1961-1970										
ΜΗΝΑΣ	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
Ιαν	7949	5809	5765	5765	8747	7097	6203	3763	6331	4632
Φεβρ	6073	4645	6659	6659	7071	6007	4720	5013	6503	4111
Μαρτ	752	4817	869	869	2648	952	5223	1889	714	4107
Απριλ	11786	3728	11363	11363	4874	12151	1238	8850	11004	4273
Μαϊος	3304	8887	5143	5143	10953	4978	10912	4938	4026	8700
Ιούν	3983	4192	5262	5262	4991	4691	5227	5101	5333	4639
Ιούλ	5467	5793	5012	5012	5932	6416	7000	5897	5997	6129
Αύγ	4220	4256	4395	4395	6083	5232	4882	5139	6305	4277
Σεπτ	5765	7070	7663	7663	6911	6553	6476	6230	6354	6098
Οκτ	6767	6955	7084	7084	8780	8202	8830	7136	6535	6031
Νοεβ	7499	6758	6300	6300	6521	5685	6767	5594	6745	6239
Δεκ	7349	7765	12523	12523	7217	3702	14228	5821	6697	6203

ΓΑΜΟΙ ΑΝΑ ΜΗΝΑ ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ										
ΕΤΗ 1971-1980										
ΜΗΝΑΣ	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Ιαν	6222	3896	7004	5167	5445	3295	8377	5645	5334	3116
Φεβρ	6219	4005	4374	6215	3992	5205	6016	4189	5815	4105
Μαρτ	605	580	4367	622	6678	2124	666	4948	2175	561
Απριλ	8608	10876	3895	11149	583	4425	11717	698	8651	10115
Μαϊος	5296	2823	8548	3767	9806	7949	4068	11185	4754	3458
Ιούν	4330	3894	4732	5688	6042	4698	4884	5172	5414	5835
Ιούλ	6358	7003	7080	4973	7055	7274	8709	8637	8540	7102
Αύγ	6029	5417	6389	5199	6428	5748	5719	5665	5792	6339
Σεπτ	6646	5883	8186	7184	6779	6970	6754	6911	8358	6136
Οκτ	7292	6445	5976	5861	6055	6799	7615	7218	6321	5586
Νοεβ	5441	4359	5362	4690	6734	4655	4634	5375	6008	5247
Δεκ	10304	4963	7849	7544	10855	4398	7069	6880	11861	4012

ΓΑΜΟΙ ΑΝΑ ΜΗΝΑ ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ										
ΕΤΗ 1981-1990										
ΜΗΝΑΣ	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Ιαν	6345	4749	4930	2956	5313	3218	4056	2285	5145	3409
Φεβρ	4430	5737	3553	3919	5404	2772	4916	3017	3927	4432
Μαρτ	4179	632	6081	2012	877	5253	1079	744	4040	866
Απριλ	4158	8116	923	6246	8053	697	5765	6456	800	6745
Μαϊος	7883	4641	8195	3630	3603	7298	4471	2982	8980	3798
Ιούν	5896	5533	5767	4318	5708	5673	5232	4361	4554	5721
Ιούλ	6979	7103	7998	6722	6395	6147	6552	6255	7316	6501
Αύγ	6676	5868	5369	4828	5218	5783	5791	4055	4556	4466
Σεπτ	6510	6915	6230	6291	6480	5825	6083	4750	6731	7384
Οκτ	5201	6830	7103	4840	5516	4624	6479	5500	5982	4592
Νοεβ	6100	5173	5206	4132	4694	5136	5625	3388	3952	4499
Δεκ	6054	5856	9130	4251	5725	4995	9293	3295	5043	5671

ΓΑΜΟΙ ΑΝΑ ΜΗΝΑ ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ										
ΕΤΗ 1991-2000										
ΜΗΝΑΣ	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Ιαν	3319	2625	4990	3404	3374	1814	3840	3155	3261	2150
Φεβρ	3547	2829	4895	3071	3660	2689	3416	3832	3170	2414
Μαρτ	821	2061	805	3113	1675	770	3067	747	790	2470
Απριλ	7188	1947	5520	601	4581	4553	1680	3827	5071	737
Μαϊος	3765	6157	5468	7484	4745	3386	7194	5321	4889	6076
Ιούν	6595	4569	5298	5260	5028	4757	6070	5254	5401	5257
Ιούλ	6295	5679	7287	7031	6332	5035	6251	6085	6831	6185
Αύγ	5556	5021	5029	4415	4414	4563	5884	4998	4938	4142
Σεπτ	6517	5410	6761	6784	8314	5773	7378	7798	8590	7820
Οκτ	6183	4849	6610	6155	6667	4871	5761	5388	7456	5203
Νοεβ	5934	3624	4223	4347	5600	3294	4668	4007	4846	3514
Δεκ	8641	2673	4122	3965	8289	2735	3851	3642	5922	2912

ΓΕΝΝΗΣΕΙΣ ΖΩΝΤΩΝ ΑΝΑ ΜΗΝΑ ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ										
ΕΤΗ 1961-1970										
ΜΗΝΑΣ	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
Ιαν	15670	16301	13051	14714	13579	13878	15690	14517	15026	13861
Φεβρ	13368	13538	13250	13696	13328	13341	13700	14478	13269	12161
Μαρτ	14439	14241	14248	13793	14050	14384	14392	15238	14098	13323
Απριλ	12602	12509	12596	12037	13042	12776	12962	13613	12921	12716
Μαϊος	11978	12627	12321	12445	12975	13259	13539	13566	13426	12728
Ιούν	11858	12306	12191	12126	12480	13056	13155	13483	12930	12336
Ιούλ	12385	12462	12402	12611	12952	13177	13593	13968	13286	12895
Αύγ	12219	11892	12228	12560	12259	13077	13319	13115	12528	12042
Σεπτ	11646	11772	11847	12600	11903	12288	13187	12712	11988	10628
Οκτ	12887	12682	12343	13264	12740	13438	13640	12910	12445	10888
Νοεβ	11579	11577	11445	11484	11679	12330	12836	11719	11615	10983
Δεκ	10085	10251	9877	11769	10461	9609	12826	11019	10545	10367

ΓΕΝΝΗΣΕΙΣ ΖΩΝΤΩΝ ΑΝΑ ΜΗΝΑ ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ										
ΕΤΗ 1971-1980										
ΜΗΝΑΣ	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Ιαν	12864	12766	12627	12317	12981	12406	12722	13725	12379	12555
Φεβρ	11756	11299	10962	11860	11200	11783	11046	11491	11444	11966
Μαρτ	12835	12163	12074	13114	12471	13114	12718	12163	12534	12311
Απριλ	11545	11709	11351	11848	10668	11687	11927	12004	12203	12380
Μαϊος	12248	12157	11941	12685	11879	12880	13030	12713	13742	13196
Ιούν	11895	11788	11910	12429	12230	12464	12671	12607	13005	12976
Ιούλ	12483	12232	12087	12479	13171	13187	12625	13161	13187	13415
Αύγ	11891	11961	11816	12266	12371	12653	12132	12687	13160	12504
Σεπτ	11605	11429	10863	11693	11917	12396	11488	12052	12147	12715
Οκτ	11647	12170	11380	12169	11961	12449	11617	11872	12073	12452
Νοεβ	10899	11013	10700	11249	10886	11316	11187	11213	11246	11181
Δεκ	9458	10204	9815	9960	10538	10231	10576	10900	10845	10483

ΓΕΝΝΗΣΕΙΣ ΖΩΝΤΩΝ ΑΝΑ ΜΗΝΑ ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ										
ΕΤΗ 1981-1990										
ΜΗΝΑΣ	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Ιαν	12697	11458	11398	10008	9603	9609	8024	8982	8490	8286
Φεβρ	11223	10698	10273	9921	8657	8081	7326	8574	5155	7675
Μαρτ	12451	11836	11549	10855	10247	9676	8303	9179	8651	8718
Απριλ	11731	11370	11355	10354	9801	9536	8697	8164	7638	8400
Μαϊος	12063	12168	12023	11283	10970	9920	9589	9292	8663	8945
Ιούν	12602	11738	11538	11154	9638	9664	9046	9518	8757	8867
Ιούλ	12591	11896	12136	11517	10457	10862	10168	9793	9242	9372
Αύγ	11975	11813	11627	10994	9923	9868	9602	9365	9800	9531
Σεπτ	11698	11598	10800	10599	9969	9532	8989	9215	8360	7585
Οκτ	11248	11529	10890	10482	9833	9467	9119	9039	8267	9512
Νοεβ	10425	10920	9661	9730	8925	8400	8979	8173	8562	8478
Δεκ	10249	10251	9358	8827	8458	8195	8550	8211	7564	7833

ΓΕΝΝΗΣΕΙΣ ΖΩΝΤΩΝ ΑΝΑ ΜΗΝΑ ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ										
ΕΤΗ 1991-2000										
ΜΗΝΑΣ	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Ιαν	8405	8827	8377	8741	8197	8315	8787	8159	8159	8895
Φεβρ	7701	8050	7607	7655	7704	7395	7416	7411	7411	7689
Μαρτ	8008	8368	8470	8510	8283	7930	8113	7808	7808	8159
Απριλ	8240	8401	8139	8529	8035	8011	8065	7809	7809	7711
Μαϊος	9057	8885	8542	8759	8588	8728	8710	8930	8930	8172
Ιούν	8590	8956	8614	8471	8142	8587	8568	9085	9085	8663
Ιούλ	9351	9140	9240	9453	9097	9690	9846	9654	9654	9665
Αύγ	8799	8789	8931	8890	8885	9270	8848	8557	8557	9412
Σεπτ	8583	9049	8788	8754	9158	8666	8585	8650	8650	9138
Οκτ	9082	8807	8732	8941	8978	8336	8652	9002	9002	8994
Νοεβ	8513	8323	8306	8319	8054	7758	7959	7768	7768	8678
Δεκ	8245	8202	7753	8438	7982	7679	7963	7481	7481	8098

ΘΑΝΑΤΟΙ ΒΡΕΦΩΝ ΚΑΤΩ ΤΟΥ ΕΝΟΣ ΕΤΟΥΣ ΑΝΑ ΜΗΝΑ ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ										
ΕΤΗ 1961-1970										
ΜΗΝΑΣ	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
Ιαν	722	540	733	538	557	459	596	563	561	447
Φεβρ	682	597	627	600	571	450	569	613	503	401
Μαρτ	672	641	647	591	548	538	539	609	518	454
Απριλ	503	544	535	483	500	499	470	531	428	401
Μαϊος	455	492	415	431	426	438	495	480	422	379
Ιούν	410	460	395	422	393	447	391	390	359	322
Ιούλ	391	530	396	367	355	428	382	341	350	305
Αύγ	446	447	414	365	314	409	412	374	367	331
Σεπτ	356	379	397	371	333	327	382	332	310	279
Οκτ	388	386	379	412	340	388	411	417	312	321
Νοεβ	434	494	410	428	419	416	439	407	359	294
Δεκ	547	634	477	480	438	454	504	461	410	356

ΘΑΝΑΤΟΙ ΒΡΕΦΩΝ ΚΑΤΩ ΤΟΥ ΕΝΟΣ ΕΤΟΥΣ ΑΝΑ ΜΗΝΑ ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ										
ΕΤΗ 1971-1980										
ΜΗΝΑΣ	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Ιαν	374	370	388	274	359	309	313	230	275	278
Φεβρ	326	326	275	293	328	251	225	237	237	246
Μαρτ	389	355	326	334	341	288	246	278	263	279
Απριλ	364	330	295	326	287	322	243	245	262	188
Μαϊος	317	313	288	314	279	312	238	238	254	238
Ιούν	282	337	236	272	293	259	241	249	230	229
Ιούλ	305	295	301	284	260	267	244	235	220	202
Αύγ	307	319	231	268	252	237	242	206	194	160
Σεπτ	261	263	217	238	238	206	228	211	157	176
Οκτ	266	283	226	239	248	272	216	243	237	213
Νοεβ	288	291	251	282	262	265	219	226	210	215
Δεκ	318	369	281	318	256	305	268	220	210	228

ΘΑΝΑΤΟΙ ΒΡΕΦΩΝ ΚΑΤΩ ΤΟΥ ΕΝΟΣ ΕΤΟΥΣ ΑΝΑ ΜΗΝΑ ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ										
ΕΤΗ 1981-1990										
ΜΗΝΑΣ	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Ιαν	239	191	195	167	176	95	109	119	93	86
Φεβρ	172	165	143	128	152	133	85	96	73	81
Μαρτ	206	198	180	169	145	129	110	94	78	89
Απριλ	191	162	175	171	137	114	106	93	87	105
Μαϊος	193	145	163	147	141	125	102	100	97	89
Ιούν	211	166	156	144	109	130	107	107	88	65
Ιούλ	191	128	165	156	157	127	132	108	73	85
Αύγ	206	164	115	144	129	118	103	81	67	82
Σεπτ	165	172	157	144	142	102	97	93	82	68
Οκτ	179	156	155	157	130	107	96	93	86	88
Νοεβ	163	194	164	139	147	93	98	103	89	79
Δεκ	170	216	154	137	82	101	102	100	68	70

ΘΑΝΑΤΟΙ ΒΡΕΦΩΝ ΚΑΤΩ ΤΟΥ ΕΝΟΣ ΕΤΟΥΣ ΑΝΑ ΜΗΝΑ ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ										
ΕΤΗ 1991-2000										
ΜΗΝΑΣ	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Ιαν	97	85	80	69	83	72	72	45	70	69
Φεβρ	55	67	60	58	65	63	39	49	39	37
Μαρτ	64	84	78	67	71	64	57	53	58	42
Απριλ	87	61	68	59	51	49	53	51	61	51
Μαϊος	82	75	95	79	73	70	60	52	53	52
Ιούν	63	57	85	78	76	74	43	51	56	42
Ιούλ	93	67	51	69	63	53	53	54	58	39
Αύγ	98	82	70	77	74	55	56	66	37	40
Σεπτ	80	68	40	77	64	50	53	55	39	39
Οκτ	71	78	84	65	61	47	59	64	32	53
Νοεβ	70	70	75	63	84	60	51	67	57	55
Δεκ	63	73	73	58	55	70	54	50	51	42

ΠΛΗΘΥΣΜΟΣ ΣΤΟ ΜΕΣΟ ΤΟΥ ΈΤΟΥΣ							
1961	8398050	1974	8962023	1987	10000644	2000	10917457
1962	8448233	1975	9046542	1988	10037037		
1963	8479625	1976	9167190	1989	10089550		
1964	8510429	1977	9308479	1990	10160551		
1965	8550333	1978	9429959	1991	10256282		
1966	8613651	1979	9548262	1992	10369828		
1967	8716441	1980	9642505	1993	10465534		
1968	8740765	1981	9729350	1994	10553032		
1969	8772764	1982	9789513	1995	10634391		
1970	8792806	1983	9846627	1996	10709150		
1971	8831036	1984	9895801	1997	10776531		
1972	8888628	1985	9934294	1998	10834910		
1973	8929086	1986	9967264	1999	10917457		

ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΗ κατά τα έτη 1961-1969(Ιανουάριος)

Έτος βάσης 1999=100,0

	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969
Ιαν	1,635	1,614	1,669	1,675	1,700	1,790	1,870	1,846	1,892
Φεβρ	1,632	1,598	1,663	1,675	1,694	1,781	1,858	1,833	1,870
Μαρτ	1,641	1,611	1,682	1,688	1,709	1,802	1,880	1,858	1,895
Απριλ	1,648	1,623	1,685	1,691	1,725	1,827	1,892	1,864	1,920
Μια	1,641	1,620	1,675	1,691	1,731	1,827	1,870	1,864	1,910
Ιουν	1,623	1,620	1,666	1,685	1,737	1,818	1,849	1,858	1,910
Ιουλ	1,614	1,614	1,666	1,682	1,737	1,815	1,846	1,855	1,910
Αυγ	1,607	1,614	1,657	1,669	1,737	1,808	1,827	1,849	1,883
Σεπ	1,623	1,623	1,666	1,685	1,747	1,830	1,839	1,861	1,907
Οκτ	1,623	1,641	1,675	1,697	1,768	1,852	1,839	1,873	1,920
Νοε	1,617	1,638	1,669	1,685	1,765	1,849	1,827	1,864	1,917
Δεκ	1,626	1,654	1,675	1,700	1,784	1,867	1,842	1,892	1,932

ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΗ κατά τα έτη 1970-1978(Ιανουάριος)

Έτος βάσης 1999=100,0

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
Ιαν	1,935	2,000	2,065	2,207	2,949	3,302	3,793	4,223	4,788
Φεβρ	1,907	1,963	2,034	2,186	2,915	3,311	3,781	4,198	4,751
Μαρτ	1,948	2,006	2,090	2,254	3,008	3,431	3,892	4,312	4,890
Απριλ	1,975	2,037	2,118	2,294	3,042	3,468	3,932	4,402	4,980
Μια	1,982	2,062	2,127	2,340	3,085	3,478	3,969	4,439	5,023
Ιουν	1,982	2,046	2,118	2,399	3,122	3,484	4,000	4,467	5,073
Ιουλ	1,957	2,016	2,093	2,368	3,119	3,453	3,951	4,455	5,002
Αυγ	1,926	1,978	2,062	2,377	3,054	3,419	3,895	4,393	4,921
Σεπ	1,969	2,025	2,108	2,516	3,141	3,564	4,013	4,516	5,060
Οκτ	1,985	2,031	2,139	2,634	3,184	3,660	4,081	4,622	5,153
Νοε	1,978	2,037	2,158	2,791	3,215	3,713	4,136	4,677	5,212
Δεκ	2,003	2,062	2,198	2,872	3,258	3,768	4,210	4,748	5,295

ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΗ κατά τα έτη 1979-1987(Ιανουάριος)

Έτος βάσης 1999=100,0

	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Ιαν	5,503	6,798	8,541	10,360	12,345	14,826	17,649	22,053	25,496
Φεβρ	5,503	6,813	8,622	10,360	12,531	14,919	17,649	21,929	25,620
Μαρτ	5,676	7,027	8,826	10,670	13,058	15,354	18,145	22,612	26,427
Απριλ	5,796	7,240	9,002	10,980	13,244	15,633	18,393	22,953	26,985
Μια	5,861	7,326	9,110	11,135	13,462	15,850	18,548	23,077	27,171
Ιουν	5,920	7,518	9,271	11,476	13,555	16,160	18,952	23,573	27,823
Ιουλ	5,997	7,469	9,221	11,352	13,431	16,036	18,703	23,325	27,264
Αυγ	5,945	7,398	9,150	11,166	13,400	15,912	18,734	23,263	27,109
Σεπ	6,118	7,608	9,543	11,445	13,834	16,315	19,603	24,069	27,605
Οκτ	6,285	7,809	9,790	11,725	14,175	16,718	20,254	24,721	28,474
Νοε	6,399	8,078	10,000	11,973	14,361	16,935	20,813	24,907	28,722
Δεκ	6,606	8,337	10,214	12,159	14,609	17,246	21,526	25,186	29,156

ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΗ κατά τα έτη 1988-1996(Ιανουάριος)

Έτος βάσης 1999=100,0

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Ιαν	29,135	33,230	38,386	46,901	55,410	63,437	70,596	78,125	84,661
Φεβρ	29,048	33,095	38,426	47,004	55,567	63,631	70,861	77,940	84,528
Μαρτ	29,908	33,938	39,677	47,900	56,680	65,984	72,612	79,785	86,839
Απριλ	30,494	34,499	40,388	49,584	57,540	66,857	73,704	80,630	87,722
Μια	30,584	34,591	41,675	49,676	57,551	67,007	74,225	81,389	88,462
Ιουν	31,091	35,165	42,747	50,826	58,508	67,755	74,743	81,830	88,692
Ιουλ	30,845	34,983	42,563	50,554	57,404	66,445	74,225	80,540	87,145
Αυγ	30,881	35,045	42,810	50,505	58,225	66,713	74,443	80,650	87,080
Σεπ	31,696	36,335	44,444	52,555	60,622	68,408	76,420	82,556	89,119
Οκτ	32,500	36,903	45,511	53,549	62,063	69,705	77,130	83,178	89,822
Νοε	32,767	37,222	46,114	54,392	62,563	70,248	77,432	83,504	89,765
Δεκ	33,229	38,162	46,895	55,344	63,315	70,922	78,487	84,704	90,879

ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΗ κατά τα έτη 1997-2000(Ιανουάριος)

Έτος βάσης 1999=100,0

	1997	1998	1999	2000
Ιαν	90,386	94,360	97,848	100,422
Φεβρ	90,067	93,911	97,376	100,209
Μαρτ	92,049	96,260	99,532	102,662
Απρῶ	92,863	97,823	100,568	103,158
Μια	93,252	98,186	100,516	103,458
Ιουν	93,602	98,465	100,519	103,050
Ιουλ	91,861	96,549	98,563	101,262
Αυγ	91,938	96,562	98,474	101,420
Σεπ	93,503	98,388	100,379	103,533
Οκτ	94,037	98,442	100,657	104,713
Νοε	94,381	98,364	100,914	105,197
Δεκ	95,164	98,846	101,559	105,525

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙ

ΜΕΛΕΤΗ ΤΩΝ ΜΟΝΤΕΛΩΝ ΜΕ ΥΣΤΕΡΗΣΗ 12 ΜΗΝΩΝ

Ι.. Μοντέλο $CBR_t = b_0 + b_1IMR_{t-12} + b_2DTK_{t-12} + b_3CNR_{t-12}$

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5806,433	3	1935,478	634,945	,000 ^a
	Residual	1597,287	524	3,048		
	Total	7403,721	527			

a. Predictors: (Constant), CNRt12, IMRt12, DTKt12

b. Dependent Variable: CBRt

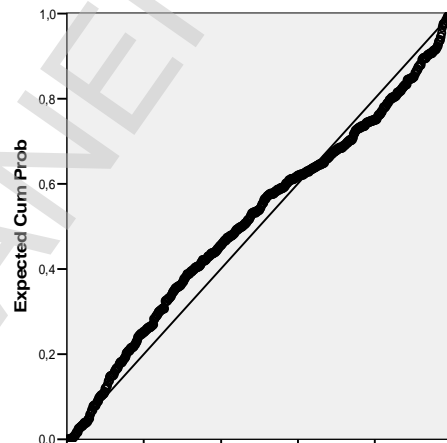
Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	11,390	,317		35,907	,000
	IMRt12	,168	,009	,579	19,705	,000
	DTKt12	-,044	,004	-,367	-12,451	,000
	CNRt12	,017	,027	,014	,647	,518

a. Dependent Variable: CBRt

έλεγχος για κανονικότητα των καταλοίπων

Normal P-P Plot of Unstandardized Residual



One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

			Unstandardized Residual
N			528
Normal Parameters	a,b	Mean	,0000000
		Std. Deviation	1,74094966
Most Extreme Differences		Absolute	,077
		Positive	,055
		Negative	-,077
Kolmogorov-Smirnov Z			1,758
Asymp. Sig. (2-tailed)			,004

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

$p \text{ value} = 0,004 < \alpha = 0,05$ άρα η υπόθεση για κανονικότητα των καταλοίπων απορρίπτεται

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας:

Correlations

			CBRt	Unstandardized Residual	DTKt12	CNRt12	IMRt12
Spearman's rho	CBRt	Correlation Coefficient	1,000	,490**	-,926**	,404**	,891**
		Sig. (2-tailed)	.	,000	,000	,000	,000
		N	528	528	528	528	528
	Unstandardized Residual	Correlation Coefficient	,490**	1,000	-,223**	,143**	,129**
		Sig. (2-tailed)	,000	.	,000	,001	,003
		N	528	528	528	528	528
	DTKt12	Correlation Coefficient	-,926**	-,223**	1,000	-,418**	-,963**
		Sig. (2-tailed)	,000	,000	.	,000	,000
		N	528	528	528	528	528
	CNRt12	Correlation Coefficient	,404**	,143**	-,418**	1,000	,383**
		Sig. (2-tailed)	,000	,001	,000	.	,000
		N	528	528	528	528	528
	IMRt12	Correlation Coefficient	,891**	,129**	-,963**	,383**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,000	,003	,000	,000	.
		N	528	528	528	528	528

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Έλεγχος αυτοσυσχετισης:

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,886 ^a	,784	,783	1,74593	1,212

a. Predictors: (Constant), CNRt12, IMRt12, DTKt12

b. Dependent Variable: CBRt

τέστ: $d^* = 1,212$, $d_L = 1,61$, $d_U = 1,74$

$d^* = 1,212 < d_L = 1,61$ που σημαίνει ότι υπάρχει θετική αυτοσυσχετιση

II. Μοντέλο $LnCBR_t = b_0 + b_1IMR_{t-12} + b_2DTK_{t-12} + b_3CNR_{t-12}$

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	32,049	3	10,683	759,777	,000 ^a
	Residual	7,368	524	,014		
	Total	39,417	527			

a. Predictors: (Constant), CNRt12, IMRt12, DTKt12

b. Dependent Variable: LNCBRt

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	2,461	,022		114,219	,000
	IMRt12	,010	,001	,495	18,093	,000
	DTKt12	-,004	,000	-,465	-16,959	,000
	CNRt12	,003	,002	,031	1,509	,132

a. Dependent Variable: LNCBRt

έλεγχος αυτοσυσχέτισης:

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,902 ^a	,813	,812	,11858	1,071

a. Predictors: (Constant), CNRt12, IMRt12, DTKt12

b. Dependent Variable: LNCBRt

τέστ: $d^*=1,071$, $d_L=1,61$, $d_U=1,74$

$d^*=1,071 < d_L=1,61$ που σημαίνει ότι υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση

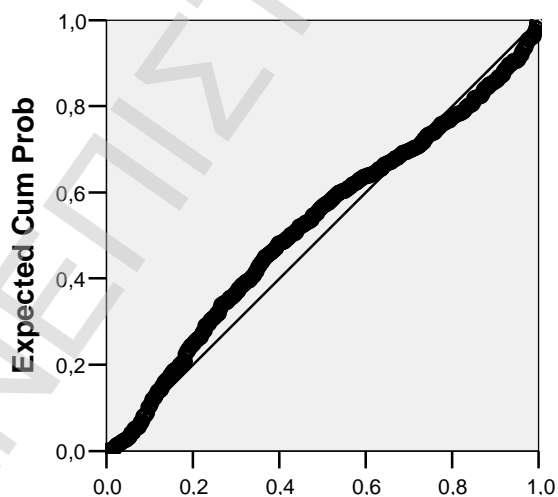
Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

			Correlations				
			Unstandardized Residual	LNCBRt	IMRt12	DTKt12	CNRt12
Spearman's rho	Unstandardized Residual	Correlation Coefficient	1,000	,482**	,122**	-,216**	,127**
		Sig. (2-tailed)	.	,000	,005	,000	,003
		N	528	528	528	528	528
LNCBRt	LNCBRt	Correlation Coefficient	,482**	1,000	,891**	-,926**	,404**
		Sig. (2-tailed)	,000	.	,000	,000	,000
		N	528	528	528	528	528
IMRt12	IMRt12	Correlation Coefficient	,122**	,891**	1,000	-,963**	,383**
		Sig. (2-tailed)	,005	,000	.	,000	,000
		N	528	528	528	528	528
DTKt12	DTKt12	Correlation Coefficient	-,216**	-,926**	-,963**	1,000	-,418**
		Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	.	,000
		N	528	528	528	528	528
CNRt12	CNRt12	Correlation Coefficient	,127**	,404**	,383**	-,418**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,003	,000	,000	,000	.
		N	528	528	528	528	528

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

έλεγχος για κανονικότητα

Normal P-P Plot of Unstandardized Residual



One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Unstandardized Residual
N		528
Normal Parameters(a,b)		
	Mean	,0000000
	Std. Deviation	,11824029
Most Differences	Extreme Absolute	,085
	Positive	,046
	Negative	-,085
Kolmogorov-Smirnov Z		1,952
Asymp. Sig. (2-tailed)		,001

- a Test distribution is Normal.
 b Calculated from data.

$p\text{-value}=0,001 < \alpha=0,05$ άρα απορρίπτω την υπόθεση για κανονικότητα των καταλοίπων

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ελληνική

Αγιακλόγλου Χ., Οικονόμου Γ. (2002), *Μέθοδοι προβλέψεων και ανάλυσης αποφάσεων*, Εκδόσεις Μπένου, Αθήνα.

Δρετάκης (1996), *Δημογραφικές εξελίξεις στην Ελλάδα 1961-1990*, Ίδρυμα Αντιμετώπισης Δημογραφικού Προβλήματος, Αθήνα

Κιντής Α. (1996), *Στατιστικές και οικονομετρικές μέθοδοι*, Εκδόσεις Gutenberg, Αθήνα

Κουνιάς Σ. (2001), *Εφαρμοσμένη Ανάλυση Παλινδρόμησης*, Αθήνα.

Μαράτου-Αλιπράντη, Λ. Μπάγκαβος, Χ., Παπαδάκης, Μ. Παπλιάκου, Β. (2002). *Πληθυσμός και εκπαίδευση στην Ελλάδα: Εξελίξεις και προοπτικές*, Εθνικό Κέντρο Κοινωνικών Ερευνών, Αθήνα.

Μπαλούρδος Δ. (1997). *Δημογραφική μετάβαση και δημογραφικό πρόβλημα της Ελλάδας. Θεωρητικοί και μεθοδολογικοί προβληματισμοί*. Επιθεώρηση Κοινωνικών ερευνών, Αθήνα.

Παπαδάκης Μ. και Τσίμπος Κ. (1983). *Δημογραφική ανάλυση (Αρχές-Μέθοδοι-Υποδείγματα)*, Σταμούλης, Αθήνα.

Παπαδήμας Ο. και Κοΐλιας Χ. (1996), *Εφαρμοσμένη στατιστική*, Εκδόσεις Νέων Τεχνολογιών, Αθήνα.

Παπαευαγγέλου Γ. και Τσίμπος Κ. (1983). *Κοινωνικές και Υγειονομικές επιπτώσεις από τις δημογραφικές εξελίξεις του ελληνικού Πληθυσμού: 1960-2001*, Αθήνα

Παπαευαγγέλου Γ. και Τσίμπος Κ. (1992).*Ιατρική Δημογραφία και οικογενειακός προγραμματισμός*, Εκδόσεις Βήτα, Αθήνα.

Σιάμπος Γ. (1993).*Δημογραφία*, Εκδόσεις «Το οικονομικό» Κ & Π. Σμπίλιας, Αθήνα

Σιάμπος Γ (1994). «*Η δημογραφική εξέλιξη στη μεταπολεμική Ελλάδα*» στο Κοντζαμάνης Β., Μαράτου-Αλιμπράντη Λ. (επιμ.), 1994, *Δημογραφικές εξελίξεις στην μεταπολεμική Ελλάδα*, Λιβάνης, Αθήνα

Συμεωνίδου Χ. (1990).*Απασχόληση και γονιμότητα των γυναικών*. Εθνικό Κέντρο Κοινωνικών Ερευνών, Αθήνα

Συμεωνίδου Χ. κ.α. (1997).*Κοινωνικοοικονομικοί προσδιοριστικοί παράγοντες της γονιμότητας στην Ελλάδα*, τόμος Β., Εθνικό Κέντρο Κοινωνικών Ερευνών, Αθήνα.

Ταπεινός Γ. (1993).*Στοιχεία Δημογραφίας*, Εκδόσεις Παπαζήσης, Αθήνα.

Τριχόπουλος Δ. (1982),*Επιδημιολογία*

Βιβλία

Chatfield C. (1996).*The analysis of time series: an introduction*. Fifth edition. St Edmundsbury Press Ltd, Suffolk.

Damodar N. Gujarati (1988).*Basic Econometrics*, Second Edition, McGraw-Hill Book Company.

Koutsoyiannis A. (1981).*Theory of Econometrics*, Second Edition, London: The Macmillan Press Ltd.

Notenstein (1953). O'Donnell I & Farmer RDT (1992).*Suicidal acts on metro systems: an international perspective*. Acta Psychiatr 86:60-63.

Omran, Abdel, R. (1971).*The epidemiologic Transition: A theory of the epidemiology of population change*. Milbank Memorial Foundation Quarterly.

Ott L. (1988).*An introduction to statistical methods and data analysis*, Third edition, Boston: PWS-KENT publishing company.

Sax, K. (1970) “*The Demographic Transition*”, in H. P. Gray and S. S. Tangri (eds.): *Economic Development and Population Growth*, D. C. Heath and Company, Massachusetts: Lexington Press.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ