

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

ΟΙ ΕΠΟΧΙΚΕΣ ΚΥΜΑΝΣΕΙΣ ΣΤΟ ΒΑΡΟΣ ΚΑΙ ΤΟ ΦΥΛΟ ΤΟΥ ΠΑΙΔΙΟΥ ΚΑΤΑ ΤΗΝ ΓΕΝΝΗΣΗ

Παναγιώτης Α. Παρασχόπουλος

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
Απρίλιος 2012

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' αριθμό. 4/26.03.2010 συνεδρίασή του σύμφωνα με τον Εσωτερικό Κανονισμό Λειτουργίας του Προγράμματος Μεταπτυχιακών Σπουδών στην Εφαρμοσμένη Στατιστική.

Τα μέλη της Επιτροπής ήταν:

- Τσίμπος Κλέωνας (Επιβλέπων)
- Βερροπούλου Γεωργία
- Ευαγγελάρας Χαράλαμπος

Η έγκριση της Διπλωματική 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**

**SEASONAL VARIATION IN BIRTH WEIGHT AND
SEX RATIO AT BIRTH**

**By
Panayiotis A. Paraschopoulos**

MSc Dissertation

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

Piraeus, Greece
April 2012

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΟΙΑ

Στους γονείς μου
Αθανάσιο και Δήμητρα

Ευχαριστίες

Θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά τον επιβλέποντα καθηγητή μου κ. Κλέωνα Τσίμπο για την καθοδήγησή του και την βοήθειά του καθώς και για την συμπαράσταση και κατανόηση που μου προσέφερε καθ' όλη την διάρκεια της συγγραφής της παρούσας εργασίας.

Επίσης θα ήθελα να ευχαριστήσω τον κ. Χαράλαμπο Ευαγγελάρα, μέλος της τριμελούς εξεταστικής επιτροπής για την έγκριση της διπλωματικής μου εργασίας, για τις παρατηρήσεις του επί της ανάλυσης που εφαρμόστηκε για την επίτευξη των σκοπών της εργασίας.

Επίσης θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά την κ. Βαρβάρα Δημητροπούλου, υπάλληλο της γραμματείας του τμήματος Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης, για την βοήθειά της στα θέματα της γραμματειακής μου υποστήριξης.

Επίσης θα ήθελα να ευχαριστήσω τον κ. Μιχάλη Φλώρο, διευθυντή της διεύθυνσης που ανήκα κατά την διάρκεια της φοίτησης μου στο Πρόγραμμα Μεταπτυχιακών Σπουδών, για την κατανόηση και βοήθεια που αμέριστα μου προσέφερε για την απρόσκοπτη φοίτησή μου.

Τέλος θα ήθελα να ευχαριστήσω την οικογένειά μου και τους συμφοιτητές μου για την συμπαράσταση και βοήθεια καθ' όλη την διάρκεια της φοίτησής μου.

Περίληψη

Μελέτες έχουν δείξει ότι το φύλο του παιδιού κατά την γέννηση και το βάρος του παιδιού κατά την γέννηση επηρεάζονται από τις κυμάνσεις στην εποχικότητα της σύλληψης. Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι να διερευνήσει αν η εποχικότητα της σύλληψης επιδρά στο φύλο του παιδιού κατά την γέννηση και στο βάρος του παιδιού κατά την γέννηση. Η θεωρητική ανάλυση στηρίχθηκε σε Ελληνική και διεθνή βιβλιογραφία. Η θεωρητική ανάλυση για την εποχικότητα ανέδειξε ότι οι εποχικές κυμάνσεις διαφοροποιούνται από το γεωγραφικό πλάτος και κυρίως από δύο παράγοντες που συνδέονται με αυτό, την θερμοκρασία περιβάλλοντος και την έκθεση στο ηλιακό φως. Ειδικά για το βάρος κατά την γέννηση η ανάλυση πρέπει να διαφοροποιηθεί από το εάν αφορά αναπτυσσόμενες ή ανεπτυγμένες χώρες, όπου στις πρώτες κυριαρχούν οι επιδράσεις από το βιοτικό επίπεδο οι οποίες υπερκαλύπτουν τις όποιες επιδράσεις από την εποχικότητα. Τα δεδομένα μας προέρχονται από τις ληξιαρχικές καταγραφές των γεννήσεων στην Ελλάδα το έτος 2006. Εφαρμόσαμε μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης για την επίδραση της εποχικότητας της σύλληψης στο φύλο του παιδιού κατά την γέννηση, και μοντέλα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα για την επίδραση της εποχικότητας της σύλληψης στο βάρος του παιδιού κατά την γέννηση. Η εφαρμογή του μοντέλου της Λογιστικής Παλινδρόμησης κατέδειξε ότι ο μήνας σύλληψης Οκτώβριος αυξάνει την σχετική πιθανότητα του να έχω κορίτσι, ενώ δεν έδειξε καμία επίδραση στο φύλο του παιδιού από την εποχή σύλληψης. Η εφαρμογή των μοντέλων της Ανάλυσης Διακύμανσης κατά ένα Παράγοντα κατέδειξε ότι οι φθινοπωρινοί μήνες σύλληψης δίνουν χαμηλότερο μέσο βάρος κατά την γέννηση. Ίσως η επίδραση των χαμηλών θερμοκρασιών του Χειμώνα κατά την διάρκεια του δεύτερου τριμήνου της κύησης, όταν η σύλληψη γίνεται τον Οκτώβριο, να λειτουργεί μεροληπτικά υπέρ των θηλυκών εμβρύων. Όμοια η επίδραση των χαμηλών θερμοκρασιών του Χειμώνα, όταν η σύλληψη γίνεται τους φθινοπωρινούς μήνες, φαίνεται να προκαλεί χαμηλότερο μέσο βάρος κατά την γέννηση. Παρόμοιες επιδράσεις έχουν καταδειχτεί και από μελέτες σε χώρες με παρόμοιο γεωγραφικό πλάτος με την Ελλάδα.

Abstract

Studies have shown that the child's sex at birth and the child's weight at birth affected by seasonal variation in conception. The purpose of this paper is to investigate if the seasonality of conception affects the sex of the child at birth and the weight of the child at birth. The theoretical analysis based on Greek and international literature. The theoretical analysis showed that seasonal variation differs from the latitude and mainly by two factors associated with it, the ambient temperature and sunlight. Especially for the birth weight, analysis must be differentiated by whether it is for developing or developed countries, where at first dominated by the effects of living standards that go beyond any effects of seasonality. Our data derived from birth registration in Greece in 2006. We applied logistic regression model for the effect of seasonality at conception to the child's sex at birth and one way analysis of variance models for the effect of seasonality in conception to the child's weight at birth. The application of the Logistic Regression model showed that month of conception October increase the odds having a girl and show no effect at the child's sex from the season of conception. The application of one way analysis of variance models have showed that autumn months of conception give lower mean weight at birth. Perhaps the effect of low winter temperatures during the second trimester of pregnancy, when conception takes place in October, to operate biased in favor of female embryos. Similarly the effect of low temperatures of winter, when conception takes place in autumn months, seems to cause lower mean birth weight. Similar effects have been demonstrated also from studies in countries with similar latitude with Greece.

Περιεχόμενα

Κατάλογος Πινάκων	xix
Κατάλογος Γραφημάτων	xxiii
Κατάλογος Συντομογραφιών	xxv
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: Σκοπός και δομή της εργασίας	1
1.1. Σκοπός της εργασίας	1
1.2. Δομή της εργασίας	1
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: Προσδιοριστικοί παράγοντες του λόγου των φύλων κατά τη γέννηση και του βάρους κατά την γέννηση	3
2.1. Προσδιοριστικοί μη εποχικοί παράγοντες του λόγου των φύλων κατά την γέννηση	3
2.1.1. Γενικά	3
2.1.2. Βιολογικοί παράγοντες	4
2.1.2.1. Προσδιοριστικοί παράγοντες του πρωτογενή λόγου των φύλων	5
2.1.2.2. Προσδιοριστικοί παράγοντες της προγεννητικής θνησιμότητας	6
2.1.3. Κοινωνικο-δημογραφικοί παράγοντες	7
2.1.3.1. Δημογραφικοί παράγοντες	7
2.1.3.2. Κοινωνικοοικονομικοί παράγοντες	10
2.1.4. Σύνοψη των συμπερασμάτων της Anouch Chahnazarian (1988)	13
2.2. Προσδιοριστικοί μη εποχικοί παράγοντες του χαμηλού βάρους κατά την γέννηση	14
2.2.1. Γενικά	14
2.2.2. Κοινωνικο-δημογραφικοί παράγοντες	16
2.2.2.1. Δημογραφικοί παράγοντες	16
2.2.2.2. Κοινωνικοοικονομικοί παράγοντες	17
2.3. Παράγοντας Εποχικότητα και Λόγος των Φύλων κατά την Γέννηση	19

2.3.1. Γενικά	19
2.3.2. Επίδραση της εποχικότητας στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση	20
2.3.3. Γεωγραφικό πλάτος και λόγος των φύλων κατά την γέννηση	22
2.3.4. Θερμοκρασία περιβάλλοντος και λόγος των φύλων κατά την γέννηση	25
2.4. Παράγοντας Εποχικότητα και επίδραση στο Βάρος κατά την Γέννηση	29
2.4.1. Γενικά	29
2.4.2. Εποχικότητα και βάρος κατά την γέννηση στις αναπτυσσόμενες χώρες	30
2.4.3. Εποχικότητα και βάρος κατά την γέννηση στις αναπτυγμένες χώρες	31
2.4.3.1.Γεωγραφικό πλάτος μικρότερο των 40°	32
2.4.3.2.Γεωγραφικό πλάτος 40°-55°	32
2.4.3.3.Γεωγραφικό πλάτος μεγαλύτερο των 55°	34
2.4.4. Επισκόπηση της σχέσης μεταξύ γεωγραφικού πλάτους και εποχικότητας στο βάρος κατά την γέννηση στις αναπτυγμένες χώρες	35
2.4.5. Ερμηνείες για την επίδραση της εποχικότητας στο βάρος κατά την γέννηση	35
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: Υλικό και Μεθοδολογία	41
3.1. Ληξιαρχικές καταγραφές	41
3.2. Περιγραφή των μεταβλητών του αρχείου των μικροδεδομένων για τις γεννήσεις στην Ελλάδα το έτος 2006	42
3.2.1. Μεταβλητές δημογραφικών χαρακτηριστικών	43
3.2.2. Μεταβλητές κοινωνικοοικονομικών χαρακτηριστικών	44
3.2.3. Μεταβλητές εποχικών χαρακτηριστικών	46
3.2.4. Μεταβλητές απόκρισης	47
3.3. Περιγραφικά στατιστικά	47
3.4. Επιλογή του μοντέλου για την διερεύνηση της επίδρασης των εποχικών κυμάνσεων στην σύλληψη του παιδιού, στο φύλο του παιδιού κατά την γέννηση	48
3.4.1. Λογιστική Παλινδρόμηση (Logistic Regression)	48
3.5. Επιλογή του μοντέλου για την διερεύνηση της επίδρασης των εποχικών κυμάνσεων στην σύλληψη του παιδιού, στο βάρος του παιδιού κατά την	

γέννηση	55
3.5.1. Ανάλυση Διακύμανσης κατά ένα Παράγοντα (One way ANOVA)	55
3.5.2. Μη παραμετρική ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα Kruskal-Wallis	61
3.5.3. Πολλαπλές συγκρίσεις (Multiple comparisons)	62
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: Περιγραφικά στατιστικά	69
4.1. Περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών που αφορούν τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες	69
4.1.1. Μεταβλητή απόκρισης	71
4.1.2. Ερμηνευτικές μεταβλητές δημογραφικών χαρακτηριστικών	73
4.1.3. Ερμηνευτικές μεταβλητές κοινωνικοοικονομικών χαρακτηριστικών	85
4.2. Περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών που αφορούν το βάρος κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες	97
4.2.1. Μεταβλητή απόκρισης	99
4.2.2. Ερμηνευτικές μεταβλητές δημογραφικών χαρακτηριστικών	102
4.2.3. Ερμηνευτικές μεταβλητές κοινωνικοοικονομικών χαρακτηριστικών	107
4.3. Κατανομή του λόγου των φύλων κατά την γέννηση ανά μήνα σύλληψης από τις παρατηρήσεις	115
4.4. Κατανομή του λόγου των φύλων κατά την γέννηση ανά εποχή σύλληψης από τις παρατηρήσεις	117
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: Αποτελέσματα Λογιστικής Παλινδρόμησης και Ανάλυσης Διακύμανσης κατά ένα Παράγοντα	119
5.1. Αποτελέσματα λογιστικής παλινδρόμησης	119
5.1.1. Αποτελέσματα λογιστικής παλινδρόμησης με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης	119
5.1.2. Αποτελέσματα λογιστικής παλινδρόμησης με ανεξάρτητη μεταβλητή την εποχή σύλληψης	125
5.2. Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα	130
5.2.1. Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη	

μεταβλητή τον μήνα σύλληψης	130
5.2.1.1.Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης-εφαρμογή σε όλες τις παρατηρήσεις του βάρους	130
5.2.1.2.Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης-εφαρμογή στις παρατηρήσεις για κανονικό βάρος	139
5.2.1.3.Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης-εφαρμογή στις παρατηρήσεις για μη κανονικό βάρος	148
5.2.2. Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή την εποχή σύλληψης	152
5.2.2.1.Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή την εποχή σύλληψης-εφαρμογή σε όλες τις παρατηρήσεις του βάρους	152
5.2.2.2.Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή την εποχή σύλληψης-εφαρμογή στις παρατηρήσεις για κανονικό βάρος	157
5.2.2.3.Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή την εποχή σύλληψης-εφαρμογή στις παρατηρήσεις για μη κανονικό βάρος	161
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6: Συμπεράσματα	167
Παραρτήματα	173
Π1. Πίνακας πληροφοριών που συλλέγονται μέσω των στατιστικών ατομικών δελτίων των γάμων, γεννήσεων και θανάτων	175
Π2. Πίνακες περιγραφικών στατιστικών των μεταβλητών που αφορούν το λόγο των φύλων κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες	176
Π3. Πίνακες περιγραφικών στατιστικών των μεταβλητών που αφορούν το βάρος κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες	181

Π4.	Πίνακας κατανομής φύλου ανά μήνα σύλληψης	185
Π5.	Πίνακας κατανομής φύλου ανά εποχή σύλληψης	185
Π6	Πίνακες Mann-Whitney U τεστ	185
Βιβλιογραφία		215

КОНСТИТУЦИОННО ПРАВО

Κατάλογος Πινάκων

Πίνακας 4.1.	Μέσος όρος, τυπική απόκλιση και σχετικές συχνότητες για τις μεταβλητές που αφορούν τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες	70
Πίνακας 4.2.	Σχετικές συχνότητες των μεταβλητών για τις μεταβλητές που αφορούν το βάρος κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες	98
Πίνακας 4.3.	Κατανομή του λόγου των φύλων κατά την γέννηση ανά μήνα σύλληψης από τις παρατηρήσεις	116
Πίνακας 4.4.	Κατανομή του λόγου των φύλων κατά την γέννηση ανά εποχή σύλληψης από τις παρατηρήσεις	118
Πίνακας 5.1.	Κωδικοποίηση ανεξάρτητων κατηγορικών μεταβλητών	122
Πίνακας 5.2.	Έλεγχος Chi-square	122
Πίνακας 5.3.	Hosmer and Lemeshow τεστ	123
Πίνακας 5.4.	Πίνακας ταξινόμησης (Classification Table)	124
Πίνακας 5.5.	Ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση λογιστικής παλινδρόμησης	125
Πίνακας 5.6.	Κωδικοποίηση ανεξάρτητων κατηγορικών μεταβλητών	128
Πίνακας 5.7.	Έλεγχος Chi-square	128
Πίνακας 5.8.	Hosmer and Lemeshow τεστ	129
Πίνακας 5.9.	Πίνακας ταξινόμησης (Classification Table)	130
Πίνακας 5.10.	Ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση λογιστικής παλινδρόμησης	130
Πίνακας 5.11.	Περιγραφικά στατιστικά για τις παρατηρήσεις του βάρους ανά μήνα	132
Πίνακας 5.12.	Τεστ κανονικότητας των κατανομών	133
Πίνακας 5.13.	Τεστ για την ομογένεια της διακύμανσης	133
Πίνακας 5.14.	Πίνακας ANOVA	134
Πίνακας 5.15.	Τεστ ευρωστίας για την ισότητα των μέσων	135
Πίνακας 5.16.	Kruskal-Wallis τεστ	135
Πίνακας 5.17.	Games-Howell τεστ	136

Πίνακας 5.18. Ζεύγη μηνών με διαφορετικούς μέσους	139
Πίνακας 5.19. Περιγραφικά στατιστικά για βάρος \geq των 2.500 γραμ.	141
Πίνακας 5.20. Τεστ κανονικότητας των κατανομών	142
Πίνακας 5.21. Τεστ για την ομογένεια της διακύμανσης	142
Πίνακας 5.22. Πίνακας ANOVA	143
Πίνακας 5.23. Τεστ ευρωστίας για την ισότητα των μέσων	144
Πίνακας 5.24. Kruskal-Wallis τεστ	144
Πίνακας 5.25. Games-Howell τεστ	145
Πίνακας 5.26. Ζεύγη μηνών με διαφορετικούς μέσους	148
Πίνακας 5.27. Περιγραφικά στατιστικά για βάρος $<$ των 2.500 γραμ.	150
Πίνακας 5.28. Τεστ κανονικότητας των κατανομών	151
Πίνακας 5.29. Τεστ για την ομογένεια της διακύμανσης	151
Πίνακας 5.30. Kruskal-Wallis τεστ	152
Πίνακας 5.31. Περιγραφικά στατιστικά για τις παρατηρήσεις του βάρους ανά εποχή	154
Πίνακας 5.32. Τεστ κανονικότητας των κατανομών	154
Πίνακας 5.33. Τεστ για την ομογένεια της διακύμανσης	155
Πίνακας 5.34. Πίνακας ANOVA	156
Πίνακας 5.35. Τεστ ευρωστίας για την ισότητα των μέσων	156
Πίνακας 5.36. Kruskal-Wallis τεστ	157
Πίνακας 5.37. Games-Howell τεστ	157
Πίνακας 5.38. Περιγραφικά στατιστικά για βάρος \geq των 2.500 γραμ.	159
Πίνακας 5.39. Τεστ κανονικότητας των κατανομών	159
Πίνακας 5.40. Τεστ για την ομογένεια της διακύμανσης	160
Πίνακας 5.41. Πίνακας ANOVA	160
Πίνακας 5.42. Duncan τεστ	161
Πίνακας 5.43. Περιγραφικά στατιστικά για βάρος $<$ των 2.500 γραμ.	163
Πίνακας 5.44. Τεστ κανονικότητας των κατανομών	163
Πίνακας 5.45. Τεστ για την ομογένεια της διακύμανσης	164
Πίνακας 5.46. Πίνακας ANOVA	165
Πίνακας 5.47. Τεστ ευρωστίας για την ισότητα των μέσων	165

Πίνακας 5.48. Games-Howell τεστ

166

Πίνακας 5.49. Kruskal-Wallis τεστ

167

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΡΑΙΑ

РАВЕЛЪТНО РЕРА

Κατάλογος γραφημάτων

Διάγραμμα 4.1. Μεταβλητή sex για Ελληνίδες μητέρες	73
Διάγραμμα 4.2. Μεταβλητή sex για αλλοδαπές μητέρες	74
Διάγραμμα 4.3. Μεταβλητή MOTHER_AGE_NR για Ελληνίδες μητέρες	75
Διάγραμμα 4.4. Μεταβλητή MOTHER_AGE_NR για αλλοδαπές μητέρες	76
Διάγραμμα 4.5. Μεταβλητή FATHER_AGE_NR για Έλληνες πατέρες	77
Διάγραμμα 4.6. Μεταβλητή FATHER_AGE_NR για αλλοδαπούς πατέρες	78
Διάγραμμα 4.7. Μεταβλητή birthorder για Ελληνίδες μητέρες	79
Διάγραμμα 4.8. Μεταβλητή birthorder για αλλοδαπές μητέρες	80
Διάγραμμα 4.9. Μεταβλητή Diff_father_age_mother_age Διαφορά ηλικίας-Ελληνίδα μητέρα	81
Διάγραμμα 4.10. Μεταβλητή Diff_father_age_mother_age Διαφορά ηλικίας-αλλοδαπή μητέρα	82
Διάγραμμα 4.11. Μεταβλητή Age_of_mother_3_levels για Ελληνίδες μητέρες	83
Διάγραμμα 4.12. Μεταβλητή Age_of_mother_3_levels για αλλοδαπές μητέρες	84
Διάγραμμα 4.13. Μεταβλητή Age_of_father_3_levels για Έλληνες πατέρες	85
Διάγραμμα 4.14. Μεταβλητή Age_of_father_3_levels για αλλοδαπούς πατέρες	86
Διάγραμμα 4.15. Μεταβλητή occup_mother_3groups για Ελληνίδες μητέρες	88
Διάγραμμα 4.16. Μεταβλητή occup_mother_3groups για αλλοδαπές μητέρες	89
Διάγραμμα 4.17. Μεταβλητή education_mother_4levels για Ελληνίδες μητέρες	91
Διάγραμμα 4.18. Μεταβλητή education_mother_4levels για αλλοδαπές μητέρες	92
Διάγραμμα 4.19. Μεταβλητή Father_occupation_3groups για Έλληνες πατέρες	93
Διάγραμμα 4.20. Μεταβλητή Father_occupation_3groups για αλλοδαπούς πατέρες	94
Διάγραμμα 4.21. Μεταβλητή education_father_4levels για Έλληνες πατέρες	96
Διάγραμμα 4.22. Μεταβλητή education_father_4levels για αλλοδαπούς πατέρες	97
Διάγραμμα 4.23. Μεταβλητή birthweight για Ελληνίδες μητέρες ανά επίπεδο κωφότητας	101

Διάγραμμα 4.24. Μεταβλητή birthweight για αλλοδαπές μητέρες ανά επίπεδο κυοφορίας	102
Διάγραμμα 4.25. Μεταβλητή sex για Ελληνίδες μητέρες	103
Διάγραμμα 4.26. Μεταβλητή sex για αλλοδαπές μητέρες	104
Διάγραμμα 4.27. Μεταβλητή Parity για Ελληνίδες μητέρες	105
Διάγραμμα 4.28. Μεταβλητή Parity για αλλοδαπές μητέρες	106
Διάγραμμα 4.29. Μεταβλητή Mother_age_old_young για Ελληνίδες μητέρες	107
Διάγραμμα 4.30. Μεταβλητή Mother_age_old_young για αλλοδαπές μητέρες	108
Διάγραμμα 4.31. Μεταβλητή illegitimate για Ελληνίδες μητέρες	109
Διάγραμμα 4.32. Μεταβλητή illegitimate για αλλοδαπές μητέρες	110
Διάγραμμα 4.33. Μεταβλητή Occupation_mother για Ελληνίδες μητέρες	111
Διάγραμμα 4.34. Μεταβλητή Occupation_mother για αλλοδαπές μητέρες	112
Διάγραμμα 4.35. Μεταβλητή education_mother_3_dc για Ελληνίδες μητέρες	113
Διάγραμμα 4.36. Μεταβλητή education_mother_3_dc για αλλοδαπές μητέρες	114
Διάγραμμα 4.37. Μεταβλητή big_cities για Ελληνίδες μητέρες	115
Διάγραμμα 4.38. Μεταβλητή big_cities για αλλοδαπές μητέρες	116
Διάγραμμα 4.39. SRB ανά μήνα σύλληψης από τις παρατηρήσεις	118
Διάγραμμα 4.40. SRB ανά εποχή σύλληψης από τις παρατηρήσεις	119
Διάγραμμα 5.1. Διάγραμμα μέσω βάρους ανά μήνα σύλληψης	140
Διάγραμμα 5.2. Διάγραμμα μέσω κανονικού βάρους ανά μήνα σύλληψης	149
Διάγραμμα 5.3. Διάγραμμα μέσω μη κανονικού βάρους ανά μήνα σύλληψης	153
Διάγραμμα 5.4. Διάγραμμα μέσω βάρους ανά εποχή σύλληψης	158
Διάγραμμα 5.5. Διάγραμμα μέσω κανονικού βάρους ανά εποχή σύλληψης	162
Διάγραμμα 5.6. Διάγραμμα μέσω μη κανονικού βάρους ανά εποχή σύλληψης	168
Διάγραμμα 6.1. Θερμοκρασία δευτέρου τριμήνου κύησης και βάρος κατά την γέννηση	174

Κατάλογος συντομογραφιών

SRB

Sex Ratio at Birth

τ.μ.

τυχαία μεταβλητή

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΡΑΙΑ

АНВЕКЪТНО ПЕПАА

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

Σκοπός και δομή της εργασίας

1.1. Σκοπός της εργασίας

Μελέτες έχουν δείξει ότι το φύλο του παιδιού κατά την γέννηση επηρεάζεται από τον μήνα ή την εποχή της σύλληψης/γέννησης. Επίσης το βάρος του παιδιού κατά την γέννηση διαφοροποιείται ανάλογα με τον μήνα ή την εποχή σύλληψης. Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι να διερευνήσει τις εποχικές κυμάνσεις στο φύλο και το βάρος του παιδιού σε σχέση με τον μήνα ή την εποχή σύλληψης, χρησιμοποιώντας στοιχεία ληξιαρχικών καταγραφών για τις γεννήσεις που έλαβαν χώρα στην Ελλάδα το έτος 2006 (στοιχεία της Ε.Σ.Υ.Ε.). Τα στοιχεία είναι σε ατομικό επίπεδο (μικροδεδομένα) σε αρχείο SPSS.

1.2. Δομή της εργασίας

Στο κεφάλαιο 2 της παρούσας εργασίας θα γίνει η θεωρητική ανάλυση για τους παράγοντες που επηρεάζουν το φύλο κατά την γέννηση και το βάρος κατά την γέννηση. Στην ανάλυση αυτή θα παρατεθούν οι προσεγγίσεις και τα σχετικά συμπεράσματα συναφών μελετών με το θέμα της εργασίας μας, με αναφορές από την Ελληνική και διεθνή βιβλιογραφία.

Η θεωρητική προσέγγιση θα γίνει ξεκινώντας από τους παράγοντες που δεν είναι εποχικοί, δηλαδή από τους παράγοντες που εξετάστηκαν ως προς την επίδρασή τους στο φύλο και το βάρος του παιδιού και αφορούν βιολογικούς και κοινωνικό-δημογραφικούς παράγοντες. Κατόπιν θα ακολουθήσουν οι παράγοντες που αφορούν την εποχικότητα.

Στο κεφάλαιο 3 θα γίνει μια περιγραφή των μεταβλητών του αρχείου των ληξιαρχικών καταγραφών των γεννήσεων στην Ελλάδα το έτος 2006, αυτών που εξετάζουν την σχέση του

φύλου και του βάρους του παιδιού κατά την γέννηση και που αναλύθηκαν στην θεωρητική μας προσέγγιση. Στην συνέχεια θα περιγραφεί η προσέγγιση των περιγραφικών στατιστικών των μεταβλητών και θα γίνει η θεωρητική θεμελίωση για το είδος των μοντέλων που επιλέχτηκαν για την εξυπηρέτηση του σκοπού της εργασίας.

Το κεφάλαιο 4 αφορά τα αποτελέσματα των περιγραφικών στατιστικών

Στο κεφάλαιο 5 θα παρατεθεί η εφαρμογή του μοντέλου της λογιστικής παλινδρόμησης για την διερεύνηση του εάν το φύλο του παιδιού κατά την γέννηση επηρεάζεται από τον μήνα ή την εποχή σύλληψης, και η εφαρμογή των μοντέλων ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα για την διερεύνηση του εάν το βάρος του παιδιού κατά την γέννηση επηρεάζεται από τον μήνα ή την εποχή σύλληψης.

Τέλος στο κεφάλαιο 6 θα παρατεθούν τα συμπεράσματα της παρούσας εργασίας

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

Προσδιοριστικοί παράγοντες του λόγου των φύλων κατά την γέννηση και του χαμηλού βάρους κατά την Γέννηση

2.1. Προσδιοριστικοί μη εποχικοί παράγοντες του λόγου των φύλων κατά τη γέννηση

2.1.1. Γενικά

Δευτερογενή λόγο των φύλων ονομάζουμε τον αριθμό των γεννήσεων αγοριών διαιρεμένων με το αριθμό των γεννήσεων κοριτσιών, ζώντων παιδιών, και αναφέρεται ως Λόγος των Φύλων κατά την Γέννηση. Ο Αγγλικός όρος που χρησιμοποιείται είναι Sex Ratio at Birth και η συντομογραφία του όρου είναι SRB.

Ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση κυμαίνεται συνήθως γύρω από τον λόγο των 105 αγοριών προς 100 κορίτσια και διαφοροποιείται μεταξύ πληθυσμών και μπορεί να αλλάξει με την πάροδο του χρόνου (Teitelbaum, 1972, James 1987, Chahnazarian, 1988, Allan et al. 1997, Dubuc & Coleman 2007, Garenne 2008).

Θεωρείται ένας ευαίσθητος δείκτης των περιβαλλοντικών συνθηκών και της αναπαραγωγικής υγείας των ανθρώπων αφού επηρεάζεται από συγκεκριμένα χημικά, τοξίνες και ρύπους (Lloyd et al. 1984, Lloyd et al. 1985, Whorton et al. 1994, Mackenzie et al. 2005, Van Larebeke et al. 2008).

Σε πολλές περιπτώσεις ωστόσο οι ανωτέρω επιδράσεις είναι αμελητέες ή τα αποτελέσματά τους είναι ασαφή και άλλες εξηγήσεις μπορούν να προκύψουν (Williams et al. 1995, Davis et al. 1998, James 1998, Vartiainen et al. 1999).

Πρώτος ο Graount (1662) παρατήρησε μια ανισότητα μεταξύ των αγοριών και των κοριτσιών που γεννιούνται, και από τότε πολλοί ερευνητές μελέτησαν τις διακυμάνσεις και τους παράγοντες που επηρεάζουν τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση.

Η ανάλυση των παραγόντων που επηρεάζουν τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση επικεντρώνεται στην ανάλυση δύο κατηγοριών παραγόντων: α) στους βιολογικούς παράγοντες και β) στους κοινωνικο-δημογραφικούς παράγοντες, οι οποίοι αναλύονται σε δύο υποομάδες, τους δημογραφικούς και τους κοινωνικοοικονομικούς.

Όσο αφορά τους δημογραφικούς παράγοντες η εξέταση συνήθως αφορά την ηλικία των γονέων και την σειρά γέννησης των παιδιών.

Οι κοινωνικοοικονομικοί παράγοντες αφορούν το κοινωνικοοικονομικό επίπεδο των γονέων.

Οι εξελίξεις στις επιστήμη της Στατιστικής έχουν συνεισφέρει στην αύξηση του αριθμού των ερευνών για την σχέση των ανωτέρω παραγόντων με τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση. Οι σχετικές έρευνες χρησιμοποιούν μεγάλου πλήθους δεδομένα παρμένα κυρίως από τις ληξιαρχικές καταγραφές των γεννήσεων.

Η παράθεση των παραγόντων που επηρεάζουν τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση θα γίνει κατωτέρω βάσει των δύο ανωτέρω κατηγοριών δηλαδή βάσει των βιολογικών παραγόντων και βάσει των κοινωνικο-δημογραφικών παραγόντων.

2.1.2. Βιολογικοί παράγοντες

Στον παρόν σημείο είναι χρήσιμο να παραθέσουμε τον ορισμό του Πρωτογενούς Λόγου των Φύλων.

Πρωτογενής Λόγος των Φύλων είναι ο λόγος των φύλων κατά την γονιμοποίηση και στην Αγγλική ορολογία αναφέρεται ως Primary Sex Ratio, σε συντομογραφία PSR.

Η εν λόγω παράθεση του ορισμού του Πρωτογενή Λόγου των Φύλων γίνεται για να γίνει κατανοητό ότι ο Λόγος των Φύλων κατά την Γέννηση είναι αυτός ενός πληθυσμού επιζώντων και πρέπει να εξαρτάται από τον αρχικό πληθυσμό-δηλαδή από τον Πρωτογενή Λόγο των

Φύλων-και από τις μετέπειτα ενδομητρικές απώλειες των εμβρύων κατά φύλο (Stevenson and Bobrow, 1967).

Οι βιολογικοί παράγοντες που επιδρούν στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση μπορούν να κατηγοριοποιηθούν σε δύο κατηγορίες.

Η πρώτη κατηγορία αφορά τους παράγοντες που επηρεάζουν τον Πρωτογενή Λόγο των Φύλων και η δεύτερη κατηγορία αφορά τους παράγοντες που επηρεάζουν την επιβίωση του εμβρύου στην μήτρα.

Η πρώτη κατηγορία παραγόντων σχετίζεται με τα φυσιολογικά χαρακτηριστικά του σπέρματος και του αναπαραγωγικού συστήματος της μητέρας και η δεύτερη κατηγορία παραγόντων σχετίζεται με τους παράγοντες που επηρεάζουν την βιωσιμότητα του εμβρύου και των ανοσολογικών επιδράσεων μεταξύ της μητέρας και του εμβρύου.

2.1.2.1. Προσδιοριστικοί παράγοντες του πρωτογενή λόγου των φύλων

Αρκετοί ερευνητές έχουν εξετάσει την πιθανότητα οι διακυμάνσεις στον Πρωτογενή Λόγο των Φύλων να είναι η κύρια πηγή των διακυμάνσεων στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση. Μελέτες πάνω στην φυσιολογία του σπέρματος έχουν δείξει ότι τα X και Y χρωμοσώματα μπορεί να έχουν τέτοια χαρακτηριστικά ώστε κάποιος τύπος να έχει περισσότερες πιθανότητες κατά την γονιμοποίηση. Τέτοια χαρακτηριστικά μπορεί να είναι διαφορετική κινητικότητα ή διαφορετικοί μέσοι χρόνοι ζωής των επιζώντων χρωμοσωμάτων (Seguy 1975, Rinehart 1975 Roberts 1978). Οι ανωτέρω παράγοντες όμως δεν είναι ικανοί από μόνοι τους να εξηγήσουν τις διακυμάνσεις στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση.

Αντίθετα η ηλικία του ωαρίου κατά την γονιμοποίηση και η χημική κατάσταση του γυναικείου αναπαραγωγικού συστήματος θεωρούνται πιο πιθανοί παράγοντες επίδρασης στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση μέσω της επίδρασής τους στον Πρωτογενή Λόγο των Φύλων κατά την σύλληψη. Συγκεκριμένα τα επίπεδα των γυναικείων ορμονών τον καιρό της σύλληψης μπορούν να εξηγήσουν τις φυλετικές διαφορές που έχουν ανιχνευθεί στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση. Ενώ η τιμή του Λόγου των Φύλων κατά την Γέννηση κυμαίνεται γύρω στο 105 αγόρια ανά 100 κορίτσια στους λευκούς πληθυσμούς, για τους έγχρωμους πληθυσμούς κυμαίνεται σταθερά χαμηλότερα, γύρω στα 102 με 104 αγόρια ανά 100 κορίτσια

(Visaria, 1967, Tarver and Lee 1968, Teitelbaum 1970, 1972, Erickson, 1976, Ruder 1986). Ο James (1980 a, b, c, d, 1983, 1984 a, b, 1985, 1986) υποθέτει ότι υψηλότερα επίπεδα γοναδοτροπίνης-που συναντώνται στους έγχρωμους πληθυσμούς-συνεπάγονται έναν χαμηλότερο Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση, ενώ χαμηλότερα επίπεδα συνεπάγονται υψηλότερο Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση. Υποστηρίζεται επίσης από τον James ότι στην αρχή και στο τέλος του έμμηνου κύκλου υπάρχουν μεγαλύτερες πιθανότητες για την σύλληψη αγοριού εξαιτίας των ταχέων μεταβολών στα επίπεδα των γυναικείων ορμονών.

Η ανωτέρω υπόθεση ίσως να εξηγεί την αύξηση του λόγου των φύλων κατά την γέννηση κατά την διάρκεια των πολεμικών περιόδων. Η αύξηση του Λόγου των Φύλων κατά την Γέννηση, σε εμπόλεμες χώρες κατά την διάρκεια και μετά από πολεμικές περιόδους, έχει περιγραφεί από αρκετές μελέτες (Russell, 1936, MacMahon and Pugh 1954, Bernstein, 1958, Houdaille, 1973).

Επίσης βάσει της υπόθεσης της Bernstein (1958) ότι οι γυναίκες με υψηλό επίπεδο γονιμότητας έχουν υψηλότερη πιθανότητα να γεννήσουν αγόρι και ότι αυτές οι γυναίκες έχουν το υψηλότερο ποσοστό γεννήσεων κατά την διάρκεια και μετά την πόλεμο, ο James (1983) υποστηρίζει ότι ένας παράγοντας συμπεριφοράς είναι η αιτία για τον υψηλότερο Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση. Αυτός ο παράγοντας είναι η υψηλή συχνότητα συνουσίας. Οι γυναίκες που έχουν υψηλά επίπεδα συνουσίας συλλαμβάνουν κατά μέσο όρο νωρίτερα στον έμμηνο κύκλο τους από άλλες γυναίκες και έτσι έχουν μεγαλύτερη πιθανότητα να συλλάβουν αγόρι.

2.1.2.2. Προσδιοριστικοί παράγοντες της προγεννητικής θνησιμότητας

Διαφορετικά επίπεδα επιβίωσης αρσενικών και θηλυκών εμβρύων κατά την διάρκεια της κύησης μπορούν θεωρητικά να παράγουν ένα διαφορετικό λόγο των φύλων κατά την γέννηση σε σχέση με τον Πρωτογενή Λόγο των Φύλων. Για παράδειγμα σε αρκετές Ευρωπαϊκές χώρες με την μείωση κατά την διάρκεια των χρόνων του επιπέδου θνησιγένειας, ο Λόγος των Φύλων κατά την θνησιγένεια έπεσε αρκετά από τιμές π.χ. 130 στην Σουηδία και το Βέλγιο στις αρχές του 20ου αιώνα σε επίπεδα κοντά στο 110 στην δεκαετία του 1970 (Teitelbaum 1971, Schtickzelle 1981, Ulizzi 1983) με συνεπαγόμενο την αύξηση του Λόγου των Φύλων κατά την Γέννηση.

Στην αρχή της κύησης η βιωσιμότητα των εμβρύων μπορεί να διαταραχθεί από γεννητικές και ανατομικές ανωμαλίες. Θεωρείται ότι πάνω από το μισό των αποβολών οφείλονται σε χρωμοσωματικές εκτροπές που πολύ συχνά επηρεάζουν τα χρωμοσώματα των φύλων.

Οι μηχανισμοί των αλληλεπιδράσεων των ανοσοποιητικών συστημάτων της μητέρας και του εμβρύου επίσης μπορεί να είναι μια πιθανή πηγή αποβολών με κριτήριο το φύλο, αποβολές οι οποίες εμφανίζονται στην αρχή της κύησης. Για παράδειγμα ανοσολογικές αντιδράσεις έχουν παρατηρηθεί στις μητέρες με ομάδα αίματος ABO οι οποίες επηρεάζουν τον λόγο των φύλων κατά την εμφύτευση του εμβρύου στην μήτρα (Hunt 1965, Hytten and Leitch 1971, Allan 1975, Gloria-Bottini 1979).

2.1.3. Κοινωνικο-δημογραφικοί παράγοντες

2.1.3.1. Δημογραφικοί παράγοντες

Οι κοινωνικο-δημογραφικοί παράγοντες που επηρεάζουν τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση είναι αυτοί που αφορούν τους δημογραφικούς παράγοντες και αυτοί που αφορούν το κοινωνικοοικονομικό επίπεδο.

Οι δημογραφικοί παράγοντες που θεωρείται ότι επηρεάζουν τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση είναι η ηλικία των γονέων και η σειρά γέννησης των παιδιών.

Το ενδιαφέρον γύρω από αυτούς τους παράγοντες χρονολογείται από την δεκαετία του 1920, εξαιτίας της διαθεσιμότητας των στοιχείων που αφορούν τις ληξιαρχικές καταγραφές των γεννήσεων.

Οι πιθανές επιδράσεις των ανωτέρω παραγόντων στον Πρωτογενή Λόγο των Φύλων δεν έχουν ακόμα τεκμηριωθεί. Ίσως να μπορεί να υποστηριχθεί ότι τα χαρακτηριστικά του σπέρματος και του επιπέδου των γυναικείων ορμονών μπορεί να διαφέρουν με την ηλικία ή η συχνότητα συνουσίας μπορεί να διαφέρει σε σχέση με την ηλικία των γονέων ή σε σχέση με την σειρά γέννησης των παιδιών.

Έτσι η ηλικία των γονέων και η σειρά γέννησης των παιδιών μπορεί έμμεσα να επηρεάσει τον Πρωτογενή Λόγο των Φύλων και κατά συνέπεια τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση. Κάποιες επιδράσεις της ηλικίας των γονέων και της σειράς γέννησης των παιδιών σε σχέση με

την προγεννητική θνησιμότητα και τα επίπεδα θνησιγένειας έχουν εξακριβωθεί. Για παράδειγμα η ηλικία της μητέρας και ο αριθμός των γεννήσεων της μοιάζει να έχει θετική συσχέτιση με την περιγεννητική και την προγεννητική θνησιμότητα (Shapiro et al. 1971, Leridon 1973, Nortman 1974, Adelstein et al. 1980). Ωστόσο ο ανωτέρω συσχετισμός δεν φαίνεται να είναι ισχυρός (Gendell and Hellegers 1973, Meirik et al. 1979, Edouard 1981, Edouard and Alberman, 1982).

Υποστηρίζεται επίσης ότι η σχέση μεταξύ του επιπέδου θνησιγένειας και της ηλικίας της μητέρας σε κάθε γέννηση που έχει κάνει μπορεί να εξηγηθεί από κοινωνικοοικονομικούς παράγοντες παρά από βιολογικές επιδράσεις της ηλικίας και αυτό γιατί μπορεί να θεωρηθεί ότι η ηλικία των γονέων και ο αριθμός των γεννήσεων είναι δείκτες κοινωνικοοικονομικών διαφορών (Resseguie, 1977).

Οι υψηλές συσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών της ηλικίας του πατέρα, της ηλικίας της μητέρας και της σειράς γέννησης των παιδιών οδηγούν σε ασάφειες και καθίσταται αναγκαίο να αφαιρούνται οι επιδράσεις αυτών των συσχετισμών όταν αυτό είναι δυνατό (Novitski and Sandler 1956). Για παράδειγμα συχνά έχει αναφερθεί ότι όταν η ηλικία της μητέρας αυξάνεται ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση μειώνεται. Ωστόσο όταν η ανάλυση έγινε με δεδομένα γεννήσεων όπου ταυτόχρονα υπήρχαν οι ηλικίες του πατέρα και της μητέρας στον χρόνο της γέννησης, έχουμε ενδείξεις ότι οι μεταβολές στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση σχετίζεται περισσότερο με την αύξηση της ηλικίας του πατέρα παρά με την αύξηση της ηλικίας της μητέρας (Novitski 1953).

Η απλούστερη ερμηνεία για την επίδραση της ηλικίας του πατέρα είναι ότι με την αύξηση της ηλικίας του μεταβάλλονται οι σχετικές συχνότητες των χρωμοσωμάτων τύπου X και Y.

Αρκετές μελέτες έχουν προσπαθήσει να καταδείξουν την επίδραση των δημογραφικών παραγόντων μέσα από την μεταξύ τους αλληλεπίδραση. Εξετάζοντας ταυτόχρονα την ηλικία της μητέρας και την σειρά γέννησης των παιδιών έχει δειχθεί ότι η σειρά γέννησης επιδρά περισσότερο. Ωστόσο σε μελέτες σε αρκετά μεγάλους πληθυσμούς φάνηκε μια ανεξάρτητη αρνητική επίδραση της ηλικίας της μητέρας στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση (Rostrom και James, 1977). Μελέτες για την επίδραση της ηλικίας του πατέρα και της ηλικίας της μητέρας την ίδια στιγμή επίσης έδειξαν έναν αρνητικό συσχετισμό με τον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση (Ruder 1985). Περιλαμβάνοντας και τις τρεις μεταβλητές ταυτόχρονα δηλαδή την ηλικία του πατέρα, την ηλικία της μητέρας και την σειρά γέννησης οι Garfinkel και Selvin

(1976) και οι James και Rostron (1985) έδειξαν μία ανεξάρτητη γραμμική επίδραση για την σειρά γέννησης και την ηλικία του πατέρα ενώ όσον αφορά την ηλικία της μητέρας η πρώτη μελέτη δεν βρήκε καμία σχέση ενώ η δεύτερη βρήκε σημαντικές μη γραμμικές επιδράσεις. Οι Novitski και Kimball (1958) δεν βρήκαν κανένα συσχετισμό με την ηλικία της μητέρας ενώ βρήκαν μια μη γραμμική σχέση με την ηλικία του πατέρα και την σειρά γέννησης σχέση την οποία διαπίστωσε και οι Imaizumi & Murata (1979). Αλληλεπίδραση που επιδρά μη γραμμικά μεταξύ σειράς γέννησης και ηλικίας του πατέρα αλλά και με της μητέρας βρήκαν οι Verropoulou & Tsimbos (2011). Οι Imaizumi και Murata (1979) βρήκαν μια μικρή θετική επίδραση για την ηλικία και αρνητική στην αλληλεπίδραση ηλικίας με την σειρά γέννησης αποτελέσματα σχεδόν όμοια με των Verropoulou & Tsimbos (2011).

Η ηλικία της μητέρας σε αρκετές αναλύσεις έχει την μικρότερη ή καθόλου επίδραση (Erikson 1976, Garfinkel & Selvin 1976, Ruder 1985, Jacobsen et al. 1999) αντίθετα με τα αποτελέσματα της εργασίας των Verropoulou και Tsimbos όπου η ηλικία της μητέρας βρέθηκε να έχει σημαντική ανεξάρτητη και μη γραμμική αρνητική επίδραση, όπως επίσης και επίδραση μέσω της αλληλεπίδρασης με την σειρά γέννησης.

Σε σχέση με την διαφορά ηλικίας των γονέων ο Manning et al. (1997) βρήκε μια θετική σχέση με τον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση για τις πρώτες γεννήσεις ενώ οι Arnold et al. (1997) και Hakko et al. (1998) δεν βρήκαν καμία σχέση. Οι Verropoulou και Tsimbos (2011) βρήκαν μικρή αρνητική σχέση.

Η σειρά γέννησης των παιδιών φαίνεται ότι έχει αρνητική σχέση με τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση ειδικότερα από την πρώτη μέχρι την τρίτη γέννηση, η τέταρτη είναι ίδια με την Τρίτη και οι επόμενες έχουν σταθερή επίδραση αλλά πάντως επίσης χαμηλότερη (Novitski and Sandler 1956, Myers 1954). Βάσει της μελέτης του Novitski and Sandler, (1956), οι επιδράσεις από την αύξηση της σειράς γέννησης των παιδιών και οι επιδράσεις από την αύξηση της ηλικίας του πατέρα είναι τόσο ίδιες, που μοιάζει να είναι πολύ πιθανό να προκαλούνται από τον ίδιο παράγοντα. Επεξεργαζόμενος τα δεδομένα της μελέτης των Novitski και Kimball ο Teitelbaum et al. (1971) βρήκε μια σημαντική συσχέτιση μόνο με την σειρά γέννησης. Μερικές αναλύσεις έχουν βρει μια ανεξάρτητη αρνητική επίδραση της σειράς γέννησης (Erikson 1976, James & Rostron 1985, Chahnazarian 1988) όταν άλλες δεν βρίσκουν καμία σημαντική σχέση (Teitelbaum & Mantel, 1971, Jacobsen et al. 1999, Verropoulou & Tsimbos 2011)

Στην εργασία των Verropoulou και Tsimbos (2010, 2011) που αφορά στις γεννήσεις που έγιναν στην Ελλάδα κατά το έτος 2006 τα ευρήματα έδειξαν ότι οι επιδράσεις των δημογραφικών μεταβλητών είναι ισχυρές και μη γραμμικές. Η σειρά γέννησης δεν επιδρά ανεξάρτητα στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση αλλά επηρεάζει σημαντικά όταν συσχετίζεται με την ηλικία και το φύλο του γονέα. Συγκεκριμένα η σειρά γέννησης έχει θετική επίδραση στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση με την αύξηση της ηλικίας της μητέρας αλλά αρνητική επίδραση με την αύξηση της ηλικίας του πατέρα. Η ηλικία της μητέρας έχει ανεξάρτητη αρνητική επίδραση όταν η ηλικία του πατέρα δεν έχει σημαντική επίδραση.

Σχετικά με την μεταξύ των γονέων διαφορά στην ηλικία παρατηρήθηκε μια οριακή αρνητική επίδραση στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση, δηλαδή η αύξηση της διαφοράς της ηλικίας από την μητέρα στον πατέρα σχετίζεται με μείωση του Λόγου των Φύλων κατά την Γέννηση. Οι εν λόγω συσχετίσεις ισχύουν και όταν λαμβάνουμε υπόψη τις μεταβλητές του κοινωνικοοικονομικού επιπέδου και την εθνότητα της μητέρας.

Επίσης σε σχέση με την ταυτόχρονη επίδραση της ηλικίας των γονέων και της σειράς γέννησης η ανωτέρω μελέτη βρίσκει σημαντικές μη γραμμικές επιδράσεις από την συσχέτιση της σειράς γέννησης με την ηλικία του πατέρα και με την ηλικία της μητέρας επίσης.

2.1.3.2. Κοινωνικοοικονομικοί παράγοντες

Ο Λόγος των Φύλων κατά την Γέννηση φαίνεται να είναι σημαντικά και θετικά συσχετισμένος με τους κοινωνικοοικονομικούς παράγοντες. Η σχέση δεν είναι γραμμική αλλά χαρακτηρίζεται από μία καμπύλη «φθίνουσας απόδοσης».

Ένα θεωρητικό πλαίσιο για την σχέση μεταξύ Λόγου των Φύλων κατά την Γέννηση και των κοινωνικοοικονομικών παραγόντων όπως αναφέρεται στην εργασία των Teitelbaum και Mantel (1971), αποτελείται από δύο θεωρητικές συνιστώσες. Η πρώτη είναι ότι από την στιγμή που οι απώλειες κατά την αναπαραγωγή αφορούν κατά κύριο λόγο τα αρσενικά παιδιά, όσο πιο μεγάλες οι απώλειες τόσο θα επηρεάζεται αρνητικά ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση, όλων των άλλων παραγόντων σταθερών. Έτσι από την στιγμή που οι εν λόγω απώλειες θεωρείται ότι έχουν αρνητική συσχέτιση με το κοινωνικοοικονομικό επίπεδο τότε θα υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ του κοινωνικοοικονομικού επιπέδου και του Λόγου των Φύλων κατά την

Γέννηση. Η δεύτερη συνιστώσα υποστηρίζει ότι η χρήση του ελέγχου των γεννήσεων η οποία συνδέεται άμεσα με το κοινωνικοοικονομικό επίπεδο τείνει να αυξήσει τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση. Αυτό γιατί θεωρείται πιο πιθανό μια οικογένεια που κάνει οικογενειακό προγραμματισμό μέσω του ελέγχου των γεννήσεων να σταματήσει να κάνει παιδιά μετά την γέννηση ενός αγοριού παρά μετά την γέννηση ενός κοριτσιού. Ωστόσο ο Goodman (1961) έδειξε ότι η ανωτέρω θεώρηση είναι υπεραπλουστευμένη. Πιθανός μηχανισμός βάσει του οποίου ο έλεγχος των γεννήσεων μπορεί να επηρεάσει τον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση είναι μέσω του μειούμενου μέσου όρου της σειράς των γεννήσεων. Από την στιγμή που μπορεί να δειχθεί ότι η σειρά των γεννήσεων έχει αρνητική επίδραση στο Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση (Novitski & Kimball, 1958, Teitelbaum 1970) τότε ο έλεγχος των γεννήσεων έχει ως αποτέλεσμα μια μικρή μείωση στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση.

Πολλές φορές εμπλέκονται κοινωνικοοικονομικοί παράγοντες για να εξηγήσουν την διακύμανση της περιγεννητικής θνησιμότητας με την πάροδο του χρόνου και ανά περιοχές (Crann and Cavalli-Sforza 1968, Adelstein et al. 1980, Edouard and Alberman 1982). Βελτιώσεις στις κοινωνικοοικονομικές συνθήκες και στην ιατροφαρμακευτική περίθαλψη μπορεί να μεταβάλουν τις πιθανότητες επιβίωσης του εμβρύου μέσω των επιδράσεων στις ασθένειες της μητέρας και των επιπλοκών ή ατυχημάτων στην εργασία και επειδή η θνησιμότητα μεταξύ των αρρένων εμβρύων είναι υψηλότερη στην προγεννητική περίοδο η εν λόγω βελτίωση μπορεί να επηρεάσει θετικά τον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση. Ανεξαρτήτως από την όποια θεωρητική προσέγγιση γεγονός είναι ότι η επίδραση των κοινωνικοοικονομικών παραγόντων στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση είναι αυξητική όσο βελτιώνεται το κοινωνικοοικονομικό επίπεδο. Η ανωτέρω σχέση επιβεβαιώθηκε από αρκετές μελέτες (Winston 1931, Crew 1948, Russell 1936, Lawrence 1941, Martin 1948, Bernstein 1948, 1954, Fancher 1956), και συνοψίστηκαν από τον Teitelbaum (1970).

Στην εργασία τους οι Teitelbaum και Mantel (1971) χρησιμοποίησαν έναν κοινωνικοοικονομικό δείκτη ο οποίος απεικονίζει την κοινωνική θέση χρησιμοποιώντας τρεις συνιστώσες, το είδος της απασχόλησης, το εισόδημα και την μόρφωση. Το συμπέρασμα της εργασίας τους είναι ότι υπάρχει μια σημαντική και σχετικά ισχυρή επίδραση στον Λόγο των Φύλων κατά την γέννηση από το κοινωνικοοικονομικό επίπεδο όπως αυτό μετρήθηκε από τον ανωτέρω δείκτη. Τα συμπεράσματα ισχύουν και με τις επιδράσεις των μεταβλητών της φυλής και του αριθμού

των γεννήσεων της μητέρας. Επίσης χρησιμοποιήθηκαν επικουρικά με τον κοινωνικοοικονομικό δείκτη οι δείκτες του οικογενειακού εισοδήματος και της μόρφωσης της μητέρας. Σε σχέση με το οικογενειακό εισόδημα επίσης παρατηρήθηκε θετική σχέση με τον Λόγο των Φύλων κατά την γέννηση και σε σχέση με την μόρφωση της μητέρας δεν παρατηρήθηκε κάποια συσχέτιση γεγονός όμως που ίσως οφείλεται στο ότι το εύρος των τάξεων που χρησιμοποιήθηκαν για την μόρφωση της μητέρας ήταν πολύ μεγάλο. Επίσης τα συμπεράσματα ισχύουν και με τις επιδράσεις από τις μεταβλητές της φυλής και του αριθμού των γεννήσεων της μητέρας. Επίσης παρατηρήθηκε ότι οι επιδράσεις του κοινωνικο-οικονομικού επιπέδου εμφανίζονται μόνο σε ένα τμήμα της κλίμακας του κοινωνικο-οικονομικού φάσματος και συγκεκριμένα παρατηρούνται επιδράσεις από την μετακίνηση από το χαμηλό επίπεδο στο μεσαίο επίπεδο. Αντίθετα στο υψηλό επίπεδο σε σχέση με το μεσαίο δεν παρατηρείται κάποια αύξηση στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση. Αυτό είναι λογικό γιατί οι κοινωνικές ομάδες οι οποίες επηρεάζονται περισσότερο από τις διαφορές στο κοινωνικοοικονομικό επίπεδο είναι αυτές που ανήκουν στα χαμηλότερα κοινωνικοοικονομικά στρώματα δεδομένου ότι μπορεί να οριστεί ένα ελάχιστο επίπεδο πάνω από το οποίο οι όποιες διαφορές σε επίπεδο διατροφής, συνθηκών υγιεινής και προγεννητικής φροντίδας έχουν φθίνουσα επίδραση.

Στην εργασία των Rostron και James (1977) όταν για το κοινωνικο-οικονομικό επίπεδο χρησιμοποιήθηκε η μεταβλητή του επαγγέλματος του συζύγου δεν βρέθηκε καμία επίδραση στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση.

Επίσης στην εργασία του Erickson (1976) δεν βρέθηκε καμία σημαντική επίδραση της μόρφωσης του πατέρα στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση.

Για τους κοινωνικοοικονομικούς παράγοντες του πατέρα στην εργασία των Verropoulou & Tsimbos (2011) οι όποιες επιδράσεις είναι οριακές. Για τους κοινωνικοοικονομικούς παράγοντες που αφορούν την μητέρα βρέθηκε σημαντική επίδραση όμοια με αυτή που παρατηρήθηκε από τους Teitelbaum και Mantel (1971).

Σημαντικές αποκλίσεις φαίνονται να παρουσιάζονται σε σχέση με την φυλή και την εθνότητα. Στην ανάλυση των Teitelbaum και Mantel (1971) στον Αμερικανικό πληθυσμό βρέθηκε μια σημαντική επίδραση της φυλής. Γενικά ο Λόγος των Φύλων κατά την Γέννηση για τους έγχρωμους και τους Πορτορικάνους είναι αξιοσημείωτα μικρότερος από αυτόν των λευκών ακόμη και όταν η ανάλυση γίνεται λαμβάνοντας υπόψη και την επίδραση των

κοινωνικοοικονομικών μεταβλητών και του αριθμού των γεννήσεων Αντίθετα ελαφρώς υψηλότερος είναι ο Λόγος των Φύλων κατά την Γέννηση των Ασιατικών πληθυσμών από τους Λευκούς πληθυσμούς (Erikson 1976, James 1984, 1985, Mathews & Hamilton 2005).

Στην εργασία των Verropoulou & Tsimbos (2011) οι αλλοδαπές μητέρες έχουν περισσότερες πιθανότητες γέννησης αγοριού. Επίσης στην ίδια εργασία οι επιδράσεις των κοινωνικοοικονομικών παραγόντων διαφέρουν δείχνοντας μια μείωση στις πιθανότητες για την γέννηση αγοριού με την αύξηση του κοινωνικοοικονομικού επιπέδου του πατέρα και της μητέρας για τις αλλοδαπές μητέρες, ενώ το αντίστροφο ισχύει για τις ημεδαπές μητέρες.

2.1.4. Σύνοψη των συμπερασμάτων της Anouch Chahnazarian (1988)

Κλείνοντας την ανάλυση μας θα παραθέσουμε τα συμπεράσματα της εργασίας της Anouch Chahnazarian (1988) ο οποίος επανεξέτασε 30 περίπου εργασίες επάνω στους παράγοντες που επηρεάζουν τον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση για λόγους που αφορούν την συγκέντρωση των κυριότερων συμπερασμάτων και συνακόλουθα για την απόκτηση μιας τελικής και συγκεντρωτικής εικόνας για τους περισσότερους από αυτούς.

Τα συμπεράσματα που προέκυψαν είναι τα εξής:

- α) Η ηλικία της μητέρας έχει πιθανώς μικρή ή καθόλου επίδραση στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση, η εμφανής της επίδραση σε αναλύσεις όπου μετέχει ως μοναδική μεταβλητή πιθανώς οφείλεται στον ισχυρό συσχετισμό μεταξύ της ηλικίας της μητέρας, της ηλικίας του πατέρα και της σειράς γέννησης.
- β) Η ηλικία του πατέρα μπορεί να έχει αρνητική επίδραση στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση. Νεότεροι πατέρες μοιάζουν να έχουν υψηλότερη πιθανότητα να έχουν αγόρια παρά οι μεγαλύτεροι πατέρες.
- γ) Η σειρά γέννησης μοιάζει να έχει αρνητική επίδραση στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση. Ο Λόγος των Φύλων κατά την Γέννηση χαμηλότερων σε σειρά γεννήσεων είναι υψηλότερος από αυτόν των υψηλότερων σε σειρά γεννήσεων.
- δ) Δεν είναι ξεκάθαρο κατά πόσο το κοινωνικοοικονομικό επίπεδο συνδέεται πράγματι με τον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση. Αν συνδέεται θα μπορούσε να εξηγήσει τις επιδράσεις από την ηλικία του πατέρα και την σειρά γέννησης.

ε) Η διακύμανση που οφείλεται στην φυλή παραμένει ανεξάρτητη από κάθε άλλη επίδραση.

στ) Θα πρέπει να σημειωθεί ότι όλες οι επιδράσεις είναι πολύ μικρές.

ζ) Δεν φαίνεται ότι τα μοντέλα με μεταβλητές την ηλικία της μητέρας, την ηλικία του πατέρα και την σειρά γέννησης εμβρύων που πέθαναν προς το τέλος της κύησης μπορούν πλήρως να εξηγήσουν τις επιδράσεις αυτών των παραγόντων στον Λόγο των Φύλλων κατά την Γέννηση. Οι μηχανισμοί τέτοιων επιδράσεων πιθανώς επίσης επιδρούν και σε πρώιμα στάδια της κύησης.

2.2. Προσδιοριστικοί μη εποχικοί παράγοντες του χαμηλού βάρους κατά την γέννηση

2.2.1. Γενικά

Ο ορισμός του Παγκόσμιου Οργανισμού Υγείας για το χαμηλό βάρος κατά την γέννηση αναφέρεται στα βρέφη που γεννιούνται κάτω από τα 2.500 γραμ. ενώ η έννοια της προωρότητας αναφέρεται στις γεννήσεις που γίνονται πριν την 37^η εβδομάδα της κύησης-πρόωρες γεννήσεις.

Ο όρος που χρησιμοποιείται στην Αγγλική ορολογία για το χαμηλό βάρος κατά την γέννηση είναι Low Birth Weight και η συντομογραφία του είναι LBW.

Η προωρότητα και το χαμηλό βάρος έχει αποδειχθεί από επιδημιολογικές μελέτες ότι είναι καθοριστικοί παράγοντες για την νεογνική θνησιμότητα, την μετά-νεογνική θνησιμότητα και την βρεφική νοσηρότητα. Τα μωρά που γεννιούνται κάτω από τα 2.500 γραμ. είναι 20 φορές πιθανότερο να πεθάνουν από τα βαρύτερα μωρά (McCormick, 1985, Kramer, 1987, Wardlaw et al., 2004). Επίσης συνδέονται με βλαβερές συνέπειες για την υγεία τόσο στην πρώιμη όσο και στην μετέπειτα ζωή και συγκεκριμένα μοιάζουν να συνδέονται με καθυστερήσεις στην γνωσιολογική και συμπεριφορική ανάπτυξη (Straouss 2000), με καθυστέρηση στην βιολογική ανάπτυξη, νευρολογικά προβλήματα στην παιδική ηλικία (McCormick 1985), όπως επίσης και με χρόνιες παθήσεις όπως υπέρταση, εγκεφαλικά επεισόδια, στεφανιαία καρδιακή ανεπάρκεια και σχετικές διαταραχές και διαβήτη στην ενήλικη ζωή (Barker, 1994, 1998; Huxley et al., 2000).

Το χαμηλό βάρος κατά την γέννηση συνδέεται με δύο διαφορετικές καταστάσεις: α) μπορεί να είναι το αποτέλεσμα μιας πρόωρης γέννησης και β) μπορεί να παρατηρηθεί και σε γεννήσεις κανονικές όσον αφορά το διάστημα της κυοφορίας.

Για την δεύτερη περίπτωση ο όρος που χρησιμοποιείται είναι «ενδομητριακή καθυστέρηση ανάπτυξης», στην Αγγλική ορολογία “intra-uterine growth retardation” (IUGR) ή “restriction” και υποδηλώνει τον χαμηλό ρυθμό ανάπτυξης του εμβρύου στην περίοδο της κύησης (Kramer, 2003; Meggiolaro, 2009).

Ο διαχωρισμός μεταξύ των δύο αυτών συνιστώσων του χαμηλού βάρους κατά την γέννηση είναι καθοριστικός γιατί συνδέεται με διαφορετικούς κινδύνους όσον αφορά την θνησιμότητα και την νοσηρότητα του βρέφους όπως επίσης συνδέεται και με διαφορετική αιτιολογία. Το να αντιμετωπίζονται αυτές οι συνιστώσες του χαμηλού βάρους κατά την γέννηση ως ένα, μπερδεύει τα πράγματα και εμποδίζει την ανάπτυξη προληπτικών στρατηγικών (Kramer, 1987, 1990; Kramer et al., 2000).

Εδώ θα πρέπει να παρατηρήσουμε ότι υπάρχει ένα αξιοσημείωτο ποσοστό βρεφών που γεννιούνται πρόωρα-κυρίως την 36^η εβδομάδα της κυοφορίας-αλλά με κανονικό βάρος. Η ομάδα αυτών των βρεφών σπανίως αναγνωρίζεται σαν μία ξεχωριστή ομάδα κινδύνου και έχει πολύ λίγο διερευνηθεί. Οι Frisbie, et al., (1996) παρατήρησαν ότι δεν υπάρχουν εθνικά αντιπροσωπευτικές εκτιμήσεις για τον κίνδυνο θνησιμότητας αυτών των βρεφών και εκτίμησε ότι αυτά έχουν 2-3 φορές υψηλότερη βρεφική θνησιμότητα συγκρινόμενα με τα βρέφη που γεννήθηκαν μετά από κανονικό χρόνο κύησης και με κανονικό βάρος και κατέληξε ότι οι σχετικές αναλύσεις πρέπει να περιλαμβάνουν και αυτή την ομάδα βρεφών.

Οι παράγοντες κινδύνου που σχετίζονται με το χαμηλό βάρος κατά την γέννηση και την προωρότητα περιλαμβάνουν μεταξύ άλλων το φύλο και τον αριθμό των φορών κυοφορίας, κοινωνικο-δημογραφικά χαρακτηριστικά της μητέρας, επικίνδυνες για την υγεία της μητέρας συμπεριφορές, ανεπαρκή προγεννητική φροντίδα, ψυχολογικό άγχος, χαμηλό δείκτη σωματικής μάζας για την μητέρα, κακή διατροφή, ασθένειες κατά την διάρκεια της εγκυμοσύνης, γενετικούς παράγοντες και ατμοσφαιρική μόλυνση (Kramer et al., 2000).

2.2.2. Κοινωνικο-δημογραφικοί παράγοντες

2.2.2.1. Δημογραφικοί παράγοντες

Πολλές μελέτες έχουν δείξει ότι τα πρωτότοκα βρέφη είναι ελαφρύτερα και έχουν υψηλότερες πιθανότητες να γεννηθούν πρόωρα συγκρινόμενα με τις γεννήσεις υψηλότερης σειράς (Astolfi & Zonta, 1999; Meggiolaro, 2009). Για τον ίδιο χρόνο κύησης τα αγόρια είναι βαρύτερα από τα κορίτσια. Το βάρος επίσης διαφοροποιείται ανάλογα με την πολλαπλότητα των γεννήσεων, τα δίδυμα και τα τρίδυμα είναι συνήθως ελαφρύτερα από τις απλές γεννήσεις (Mohsin et al., 2003). Το βάρος και ο χρόνος της κυοφορίας επηρεάζονται επίσης από το ύψος και το βάρος της μητέρας-πριν την σύλληψη. Ειδικότερα χαμηλός δείκτης σωματικής μάζας-πριν την εγκυμοσύνη-ή χαμηλή αύξηση του βάρους κατά την εγκυμοσύνη συνδέονται με IUGR και πρόωρες γεννήσεις (Bener et al. 1996, Kramer 2003).

Η ηλικία της μητέρας είναι ένας άλλος σημαντικός παράγοντας. Οι έφηβες μητέρες και αυτές με ηλικία άνω 35 ετών και άνω έχουν υψηλότερες πιθανότητες να έχουν χαμηλού βάρους πρόωρες γεννήσεις (Astolfi & Zonta, 1999; Machado, 2006).

Η εργασία των Tsimbos & Verroroulou (2010) σχετικά με τους δημογραφικούς και κοινωνικοοικονομικούς προσδιοριστικούς παράγοντες που επηρεάζουν το χαμηλό βάρος κατά την γέννηση και τις πρόωρες γεννήσεις μεταξύ των ημεδαπών και αλλοδαπών μητέρων στην Ελλάδα, κατέδειξε ότι το θηλυκό φύλο, η πρώτη γέννηση και η μεγαλύτερη ηλικία της μητέρας (35 ετών και άνω) εμφανίζουν τις αναμενόμενες δυσμενείς και σημαντικές συσχετίσεις με το χαμηλό βάρος κατά την γέννηση.

Το θηλυκό φύλο έχει μια πιο ουσιαστική επίδραση στην «ενδομητριακή καθυστέρηση ανάπτυξης» (IUGR), ενώ η ηλικία της μητέρας είναι περισσότερο σημαντική για τις χαμηλού βάρους κατά την γέννηση πρόωρες γεννήσεις, αποτέλεσμα που συνάδει με άλλες έρευνες (Kramer, 1987; Meggiolaro, 2009).

Οι επιδράσεις του θηλυκού φύλου και της πρώτης γέννησης στις πιθανότητες για μια πρόωρη κανονικού βάρους γέννηση, δείχνουν να συσχετίζονται αρνητικά, αποτέλεσμα σε συμφωνία με τον Frisbie et al., (1996).

Ένας σημαντικός παράγοντας που συμβάλει σε αύξηση της πιθανότητας πρόωρων γεννήσεων είναι σύμφωνα με την βιβλιογραφία το ιστορικό προηγούμενων πρόωρων γεννήσεων (Adams et al., 2000; Kramer, 1987, 2003), ενώ οι συγγενείς ανωμαλίες και συγκεκριμένοι γενετικοί παράγοντες μοιάζουν να αυξάνουν τον κίνδυνο μιας γέννησης IUGR (Kramer et al., 2000, Kramer, 2003). Οι λοιμώξεις κατά την διάρκεια της εγκυμοσύνης σχετίζονται με πρόωρες γεννήσεις (Chaim et al., 1997). Υπέρταση που προκαλείται από την εγκυμοσύνη συνδέεται με IUGR και με την προωρότητα (Wessel et al., 1996; Kramer, 2003).

Οι ερμηνευτικές μεταβλητές για γεννήσεις κανονικού βάρους αλλά πρόωρες, διαφέρουν ουσιαστικά συγκρινόμενες με τις κανονικού βάρους και κανονικής σε διάρκεια κύησης γεννήσεις. Συγκεκριμένα μια σημαντική απόκλιση παρατηρήθηκε για συγκεκριμένους δημογραφικούς παράγοντες όπως το φύλο κατά την γέννηση, την πρώτη γέννηση (primiparity), την ηλικία της μητέρας, την εγκυμοσύνη έξω από τον θεσμό του γάμου και το ιστορικό παιδικής θνησιμότητας (Tsimbos & Verropoulou, 2010).

2.2.2.2. Κοινωνικοοικονομικοί παράγοντες

Τα κοινωνικοοικονομικά χαρακτηριστικά της μητέρας που αντανακλούν μέχρι ένα σημείο τον τρόπο ζωής, την συμπεριφορά που επηρεάζει την υγεία, την αφθονία, το επίπεδο υγείας, την συχνότητα και αποτελεσματικότητα της χρήσης των υπηρεσιών υγείας, λειτουργούν ως μεταβλητές (παράγοντες) που ασκούν ισχυρή επίδραση πάνω στο χαμηλό βάρος των νεογέννητων (Kramer et al., 2000).

Το κάπνισμα, η χρήση ναρκωτικών ουσιών και η κατανάλωση αλκοόλ συμβάλουν στην υψηλή συχνότητα δυσμενών κυοφοριών (Rodriguez et al., 1995; Kesmodel et al., 2002) καθώς επίσης, το χαμηλό επίπεδο μόρφωσης της μητέρας (Cheung & Yip, 2001; Meggiolaro, 2009) και το ψυχολογικό άγχος (Mulder et al., 2002).

Δυσμενείς κοινωνικοοικονομικές συνθήκες όπως απουσία γονέων, ανεργία, απασχόληση σε χαμηλού επιπέδου εργασία και λίγα ακαδημαϊκά προσόντα, συνδέονται με το χαμηλό βάρος κατά την γέννηση (Pattenden et al., 1999; Reime et al., 2006; Meggiolaro, 2009).

Το επίπεδο εκπαίδευσης αντιπροσωπεύει μια από τις πιο κατάλληλες διαστάσεις του κοινωνικοοικονομικού επιπέδου για την πρόβλεψη της υγείας των μητέρων και των απογόνων

τους (Bloomberg et al., 1994). Η προαναφερόμενη εργασία των Tsimbos & Verroroulou (2010) έδειξε ότι περισσότερα ακαδημαϊκά προσόντα-τουλάχιστον ολοκλήρωση της ανώτερης δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης-έχουν μια πολύ σημαντική προστατευτική επίδραση για τις Ελληνίδες μητέρες. Η επίδραση είναι σημαντικότερη για τις γεννήσεις χαμηλού βάρους βρεφών. Αντίθετα είναι τα αποτελέσματα για τις χαμηλού βάρους κατά την γέννηση πρόωρες γεννήσεις για τις αλλοδαπές μητέρες, γεγονός που ίσως μερικώς να σχετίζεται με τον μικρό αριθμό-των διαθέσιμων παρατηρήσεων-των γεννήσεων, αλλά και με αναντιστοιχίες που προκύπτουν στο μορφωτικό επίπεδο όταν συγκρίνουμε διαφορετικά εκπαιδευτικά συστήματα. Επίσης μοιάζει αμφίβολο ότι η μόρφωση αντιπροσωπεύει ικανοποιητικό κοινωνικοοικονομικό επίπεδο μεταξύ των πρόσφατων μεταναστών, που αποτελούν τον κύριο όγκο των μεταναστών στην Ελλάδα, δεδομένου ότι μπορεί να μην σχετίζεται με απασχόλησή τους ή το εισόδημα τους (Acevedo-Garcia et al., 2007).

Οι γεννήσεις εκτός γάμου έχουν αρκετές αρνητικές απολήξεις. Μία τέτοια κατάσταση μπορεί να συμβάλει σε δυσμενείς ψυχολογικές συνθήκες και ανθυγιεινό τρόπο ζωής μέσω υλικών στερήσεων καθώς και αυξημένου άγχους και κατάθλιψης (Kramer et al., 2000; Reime et al., 2006). Αναφορικά με τον ημεδαπό πληθυσμό της Ελλάδας συνήθως συνδέονται με μοναχική μητρότητα και αντιπροσωπεύει μια μη αποδεκτή ευρέως τακτική (Tsimbos & Verroroulou, 2010). Οι γεννήσεις εκτός γάμου έχουν ένα πολύ σημαντικό μη ευνοϊκό αποτέλεσμα για όλες τις δυσμενείς γεννήσεις και για τις Ελληνίδες και για τις αλλοδαπές μητέρες (Tsimbos & Verroroulou, 2010), αποτέλεσμα σύμφωνο και με άλλες έρευνες (Kramer et al., 2000; Reime et al., 2006; Meggiolaro, 2009).

Επίπονη εργασία, σωματική δραστηριότητα και παρατεταμένη ορθοστασία κατά την διάρκεια της εγκυμοσύνης συνδέονται με ελαφρώς αυξημένο κίνδυνο πρόωρων τοκετών (Homer et al., 1990). Επίπονη οικοκυρική εργασία μπορεί να συμβάλει ακόμη περισσότερο στον κίνδυνο πρόωρου τοκετού (Pritchard & Teo, 1994).

Οι οικοκυρικές εργασίες αυξάνουν στατιστικά σημαντικά (αλλά όχι ουσιαστικά) τον κίνδυνο μιας IUGR γέννησης μεταξύ των Ελληνίδων ενώ έχουν το αντίθετο αποτέλεσμα για τις αλλοδαπές μητέρες. Ωστόσο το τελευταίο αποτέλεσμα μπορεί να σχετίζεται με εκούσια μη αναφορά της απασχόλησης από την μεριά των αλλοδαπών γυναικών. Συσχετίσεις αναφορικά με τις πρόωρες γεννήσεις δεν είναι σημαντικές (Tsimbos & Verroroulou, 2010).

Μελέτες που εστιάζουν στα επίπεδα της περιβαλλοντικής ρύπανσης μέσω διαφόρων πηγών έχουν δείξει μια αιτιώδη επίδραση στα αποτελέσματα δυσμενών εγκυμοσυνών, αν και οι ακριβείς μηχανισμοί και η κρίσιμη περίοδος της έκθεσης μιας εγκύου γυναίκας στις εν λόγω συνθήκες είναι ακόμη προς προσδιορισμό (Lee et al., 2003; Štrám et al., 2005).

Έχει διαπιστωθεί ότι υπάρχει μια πολύ σημαντική αρνητική συσχέτιση της διαβίωσης σε μεγάλα μητροπολιτικά κέντρα με το IUGR, ιδίως μεταξύ των Ελληνίδων γυναικών (Tsimbos & Verropoulou, 2010). Το αποτέλεσμα αυτό είναι σύμφωνο με την σχετική βιβλιογραφία επάνω στα αποτελέσματα της ατμοσφαιρικής ρύπανσης (Maisonet et al., 2004).

Αναφορικά με την υπηκοότητα, στην εργασία των Tsimbos & Verropoulou (2010) για όλα τα αποτελέσματα των κυοφοριών υπάρχει μια σημαντική διαφοροποίηση υπέρ των μεταναστριών γυναικών η οποία ισχύει μόνο για τις χαμηλού βάρους πρόωρες γεννήσεις και αυτό όταν όροι αλληλεπίδρασης συμπεριλήφθηκαν στο μοντέλο.

Έρευνες έχουν δείξει ότι συγκεκριμένες εθνικές και φυλετικές ομάδες έχουν χειρότερα αποτελέσματα στις εγκυμοσύνες τους συγκρινόμενα με τα αποτελέσματα των ημεδαπών και λευκών πληθυσμών. Για παράδειγμα, χαμηλότερη εμβρυακή ανάπτυξη έχει παρατηρηθεί μεταξύ των εγχρώμων στις Ηνωμένες Πολιτείες, στους αυτόχθονες στην Αυστραλία και στους Ασιάτες στο Ηνωμένο Βασίλειο (Sayers & Powers, 1993; Parker et al., 1994). Αυτά τα ευρήματα μπορεί εν μέρει να σχετίζονται με χειρότερες κοινωνικοοικονομικές συνθήκες που επικρατούν σε αυτές τις μειονότητες, αλλά μπορεί επίσης να συνδέονται με πραγματικές βιολογικές και γενετικές διαφορές (Wen et al., 1995).

2.3. Παράγοντας Εποχικότητα και Λόγος των Φύλων κατά την Γέννηση

2.3.1. Γενικά

Η συζήτηση για την σχέση μεταξύ της εποχικότητας και του λόγου των φύλων κατά την γέννηση, η οποία στηρίζεται στις σχετικές μελέτες που χρησιμοποιήθηκαν, θα λάβει έκταση λαμβάνοντας υπόψη ότι η εποχικότητα επηρεάζεται από το γεωγραφικό πλάτος, δηλαδή η εναλλαγή των μηνών και των εποχών σε διαφορετικά γεωγραφικά πλάτη δεν ακολουθούν το ίδιο μοτίβο όσον αφορά τις διαφοροποιήσεις στο κλίμα, στο περιβάλλον και στην θερμοκρασία του

περιβάλλοντος. Ειδικότερα η συζήτησή μας θα εστιαστεί στις επιδράσεις από τις κλιματικές και περιβαλλοντικές διαφοροποιήσεις και θα επιμείνουμε στην εξέταση της επίδρασης της θερμοκρασίας του περιβάλλοντος με σκοπό να αναδειχθεί η επίδρασή της άμεσα ή έμμεσα στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση.

2.3.2. Επίδραση της εποχικότητας στον Λόγο των Φύλων κατά την Γέννηση

Είναι σημαντικό για τους γενετιστές να γνωρίζουν την έκταση της επιρροής του εξωτερικού περιβάλλοντος πάνω στα γενετικώς καθορισμένα χαρακτηριστικά στον άνθρωπο. Για χαρακτηριστικά που είναι ορατά κατά την γέννηση η δράση του περιβάλλοντος μπορεί να είναι είτε να επηρεάσει τον φαινότυπο (διεισδυτικότητα, εκφραστικότητα) ή να επηρεάσει την συχνότητα της εμφάνισης ενός τύπου χαρακτήρα εξαλείφοντας τον, μέσω της διαφοροποίησης του κατά την διάρκεια της κύησης. Η αλλαγή των εποχών είναι οι περιβαλλοντικοί παράγοντες που είναι πιθανότερο να επιδρούν σε τέτοιο βαθμό, που η επίδρασή τους στην ανθρώπινη φυσιολογία να μπορεί να παρατηρηθεί. Έχουμε τα δεδομένα για την μελέτη της εποχικής διακύμανσης στην επίπτωση ενός συγκεκριμένου χαρακτηριστικού για το οποίο ο γενετικός μηχανισμός είναι κατανοητός και το χαρακτηριστικό αυτό είναι το φύλο.

Από την εργασία του Herman M. Slatis (1953) για την εποχική διακύμανση στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση στις Η.Π.Α. για την περίοδο 1915 έως 1936 και 1942 έως 1948, βρέθηκε ότι ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση ποικίλλει εποχικά. Ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση είναι υψηλότερος στην περίοδο μεταξύ Μαΐου και Ιουλίου και χαμηλότερος μεταξύ Οκτωβρίου και Μαρτίου με εξαίρεση κατά τον μήνα Ιανουάριο όπου ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση είναι ο τέταρτος υψηλότερος.

Η κύμανση στον πρωτογενή, δευτερογενή και τριτογενή λόγο των φύλων-λόγος των φύλων στους σεξουαλικά ώριμους ως προς την αναπαραγωγή οργανισμούς-είναι ένα καλά τεκμηριωμένο γεγονός και τέτοιες κυμάνσεις εμφανίζονται εντός όσο και μεταξύ των πληθυσμών. Αυτές οι κυμάνσεις έχουν συσχετιστεί με ένα πλήθος παραγόντων (Teitelbaum M., 1970) και η εποχική κύμανση είναι ένας από αυτούς.

Οι Russel (1936), Ciocco (1938), και Slatis (1953) στις Η.Π.Α., Colombo (1957) στην Ιταλία και Σουηδία, Sidhu και Anand (1972) στην Ινδία και Takahashi (1972) στην Ιαπωνία, παρατήρησαν κυμάνσεις στον λόγο των φύλων στις διαφορετικές εποχές του χρόνου.

Στην εργασία των J. R. Kumari και T. V. Rao (1982) που αφορά την εποχική κύμανση του λόγου των φύλων κατά την γέννηση, για τις γεννήσεις στην περιφέρεια της Βισακχαπατνάμ στην Ινδία για την περίοδο από το 1972 έως το 1974, συγκεκριμένη τάση δεν εμφανίζεται για τις μηνιαίες κατανομές του λόγου των φύλων κατά την γέννηση και του λόγου των γεννήσεων (ή δείκτης γεννητικότητας)-ο αριθμός των γεννήσεων για μία συγκεκριμένη περίοδο διαιρεμένος με τον πληθυσμό που έζησε αυτή την περίοδο, εκφράζεται ως αριθμός γεννήσεων ανά 1000 άτομα. Επίσης τα ευρήματα των Russel (1936), Ciocco (1938) και Sidhu και Anand (1972) έδειξαν ότι η μηνιαία κατανομή του λόγου των φύλων κατά την γέννηση δεν ακολουθεί καμία συγκεκριμένη τάση. Ωστόσο όταν τα δεδομένα στην εργασία των J. R. Kumari και T. V. Rao (1982) κατανεμήθηκαν σύμφωνα με τις εποχές, αρνητική συσχέτιση παρατηρήθηκε μεταξύ του λόγου των φύλων κατά την γέννηση και του λόγου των γεννήσεων. Στην ίδια εργασία και με βάση την υπόθεση του James WH. (1971) ότι η συχνότητα της συνουσίας σχετίζεται με τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση, διατυπώθηκε ότι οι εποχικές διακυμάνσεις της θερμοκρασίας μπορούν να έχουν συγκεκριμένες επιδράσεις στην αναπαραγωγική λειτουργία. Όταν η μέση ημερήσια θερμοκρασία πλησιάζει τους 30 βαθμούς κελσίου και πάνω, που συμβαίνει κατά τους καλοκαιρινούς μήνες, οι άνθρωποι χάνουν την ζωτικότητά τους και η αναπαραγωγική λειτουργία μπορεί να ελαττωθεί. Από την άλλη μεριά όταν η μέση ημερήσια θερμοκρασία κατέβει κάτω από τους 30 βαθμούς κελσίου όπως συμβαίνει τον χειμώνα, οι κλιματολογικές συνθήκες είναι ευνοϊκές για την ανάκτηση της ζωτικότητας καθώς και της αναπαραγωγικής λειτουργίας και αυτό φυσιολογικά θα οδηγήσει σε αύξηση των συλλήψεων. Τα ευρήματα της εργασίας έδειξαν ότι το υψηλό στην καμπύλη του λόγου των γεννήσεων είναι στον μήνα Νοέμβριο ή μεταξύ Σεπτεμβρίου και Νοεμβρίου που αντιστοιχεί σε περίοδο σύλληψης μεταξύ Δεκεμβρίου και Φεβρουαρίου, τον χειμώνα. Το χαμηλό της καμπύλης είναι το Μάρτιο ή μεταξύ Ιανουαρίου και Μαρτίου και η αντίστοιχη περίοδος σύλληψης είναι μεταξύ Απριλίου και Ιουνίου, ζεστοί περίοδοι. Μετά από ένα θερμό καλοκαίρι θα ακολουθήσει μία σταδιακή μείωση της θερμοκρασίας από τον Ιούλιο και μετά και αντίστοιχα θα υπάρξει μια σταδιακή αύξηση στον αριθμό των συλλήψεων με τις γεννήσεις να εμφανίζονται στην κορύφωσή τους κατά τους

χειμερινούς μήνες. Έτσι η εποχική κύμανση στον λόγο των γεννήσεων μπορεί να αποδοθεί στις κλιματικές διακυμάνσεις και η εποχική κύμανση στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση συνδέεται αντιστρόφως με τον λόγο των γεννήσεων.

Τα δεδομένα από την εργασία του A. Lerchl (1998) για την επίδραση της εποχικότητας στην κύμανση του λόγου των φύλων κατά την γέννηση στην Γερμανία, για την περίοδο από το 1946 έως το 1995, έδειξαν ότι υπάρχουν σαφείς αποδείξεις ότι ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση παρουσιάζει μια αδύναμη αλλά εξαιρετικά στατιστικά σημαντική δικόρυφη εποχική συνιστώσα με τα μέγιστα να εμφανίζονται τον Μάιο και τον Δεκέμβριο (τα ελάχιστα εμφανίζονται τον Μάρτιο και τον Οκτώβριο). Το χαμηλό πλάτος της μεταβολής στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση βρίσκεται σε συμφωνία με τις μόνες επί του θέματος εργασίες που επίσης βρίσκουν επίδραση της εποχικότητας στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση, για τις Η.Π.Α., με το μέγιστο να εντοπίζεται στις αρχές καλοκαιριού και με δεύτερη κορυφή τον Δεκέμβριο/Ιανουάριο, η οποία όμως εμφανίζεται μόνο μέχρι τα μέσα της δεκαετίας του '40 (Slatis 1953; Lyster 1972).

Τα αποτελέσματα της εργασίας των V. N. Melnikov και V. Grech (2003) για την σχέση του λόγου των φύλων κατά την γέννηση και της εποχικότητας στην νοτιοδυτική Σιβηρία για τα έτη 1959 έως 2001, έδειξαν μείωση του λόγου των φύλων κατά την γέννηση στο τελευταίο τρίμηνο, που ισοδυναμεί με λιγότερες συλλήψεις αγοριών εννιά μήνες πριν, δηλαδή κατά το πρώτο τρίμηνο. Οι κλιματικές κυμάνσεις στην δυτική Σιβηρία είναι ακραίες, με βαριές χιονοπτώσεις τον χειμώνα. Το καθάρισμα του χιονιού απαιτεί πολύ ενέργεια, και οι θερμοκρασίες παραμένουν χαμηλές την άνοιξη και αυξάνουν απότομα από τα μέσα Απριλίου. Εάν η παρατηρηθείσα κύμανση στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση είναι πράγματι σχετιζόμενη με την θερμοκρασία, τότε φαίνεται ότι χαμηλές θερμοκρασίες είτε μειώνουν την σύλληψη αγοριών, είτε μέσω άγνωστου μηχανισμού μειώνουν την πιθανότητα επιβίωσης των συλλήψεων αρσενικού φύλου.

2.3.3. Γεωγραφικό πλάτος και λόγος των φύλων κατά την γέννηση

Από την στιγμή που οι Düssing (1884) και Fisher (1930) παρείχαν πρώτοι ένα θεωρητικό πλαίσιο που εξηγεί τα μοτίβα του λόγου των φύλων, οι επιστήμονες έχουν «παλέψει» για να

καταλάβουν την διακύμανση στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση μεταξύ των ανθρώπινων πληθυσμών. Οι συσχετίσεις μεταξύ του λόγου των φύλων κατά την γέννηση και ενός μεγάλου εύρους κοινωνικοοικονομικών παραγόντων και πληθυσμιακός εξαρτώμενων μεταβλητών όπως ο πόλεμος, η οικονομική πίεση, τα διατροφικά πρότυπα και η ηλικία της μητέρας και του πατέρα (επανεξέταση από τον Jacobsen et al. 1999, Jongbloet et al. 2001) έχουν τεκμηριωθεί. Ωστόσο η κατανόηση των λειτουργιών των πολιτιστικών και των κοινωνικοοικονομικών μεταβλητών ως δυνητικοί κατευθυντήριοι παράγοντες στην διαμόρφωση του λόγου των φύλων κατά την γέννηση είναι απείρως πολύπλοκη γιατί επιπρόσθετα με την κύμανση που παρουσιάζουν οι πολιτιστικοί παράγοντες οι συμπεριφορικές και οι φυσιολογικές αντιδράσεις των ανθρώπων σε αυτές τις μεταβλητές διαφέρουν μεταξύ των ατόμων και μεταξύ των πληθυσμών. Έτσι οι νύξεις για μια περισσότερο φυσική προέλευση, οι οποίες είναι διάχυτες σε όλους τους ανθρώπινους και ζωικούς πληθυσμούς, μπορούν καλύτερα να προβλέψουν την κύμανση του λόγου των φύλων στους ανθρώπους σε ολόκληρο τον κόσμο.

Από την μεριά της προσαρμοστικότητας, τα ζώα πρέπει να βελτιστοποιήσουν τις αναπαραγωγικές στρατηγικές τους και συχνά να προσαρμόσουν τον λόγο των φύλων σύμφωνα με τις αλλαγές στις περιβαλλοντικές συνθήκες, οι οποίες σηματοδοτούν αλλαγές στην διαθεσιμότητα των πόρων (Trivers & Willard 1973, Ricklefs 2000, επανεξέταση από τον Cockburn *et al.* 2001). Αυτό γιατί κάθε φύλο έχει το δικό του «βιολογικό κόστος» και τα δικά του προτερήματα σε σχέση με την επιλεκτική ευδοκίμησή του σε περιβάλλοντα όπου για παράδειγμα, οι πόροι είναι σε αφθονία και/ή ο ανταγωνισμός για αυτούς είναι μικρός. Από γεωγραφική άποψη τα τροπικά και τα εύκρατα περιβάλλοντα παρουσιάζουν πολύ διαφορετικές προκλήσεις σε όρους επάρκειας των πόρων και πυκνότητας καταναλωτών (Ricklefs 2000). Περιβαλλοντικοί παράγοντες που υποβόσκουν κάτω από διαφοροποιήσεις στο γεωγραφικό πλάτος όπως η διάρκεια της ημέρας και η θερμοκρασία περιβάλλοντος, χρησιμοποιούνται από τα ζώα, σε γεωγραφικό και εποχικό πλαίσιο για τον συγχρονισμό και την βελτιστοποίηση των καθημερινών δραστηριοτήτων τους (Bartness *et al.* 2002). Οι άνθρωποι επίσης ανταποκρίνονται συμπεριφορικά και φυσιολογικά ως προς την φωτοπερίοδο και την θερμοκρασία παρά την τεράστια διαφοροποίηση που υπάρχει στις πολιτιστικές μεταβλητές και τις μεταβλητές που αφορούν την παραγωγική διαδικασία (Rojansky et al. 1992). Επειδή οι συνθήκες που σχετίζονται με το γεωγραφικό πλάτος παραμένουν σταθερές παρά τις οικονομικές και

πολιτιστικές διακυμάνσεις, αυτές μπορεί να χρησιμεύσουν ως καλές υποψήφιες για την στήριξη των μοντέλων κατανομής του φύλου των ανθρώπων.

Στην εργασία του Kristen J. Navara (2009) συγκεντρώθηκαν δεδομένα από 202 χώρες για περίοδο πάνω από μία δεκαετία, τα οποία έδειξαν ότι το γεωγραφικό πλάτος είναι ένας πρωταρχικός παράγοντας που επηρεάζει τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση. Χώρες σε τροπικά γεωγραφικά πλάτη παράγουν-σε ετήσια βάση-σημαντικά λιγότερα αγόρια (51,1%) από ότι σε αυτές που ανήκουν σε εύκρατα και υποαρκτικά γεωγραφικά πλάτη (51,3%). Αυτή η ισχυρή και επίμονη σχέση μεταξύ του λόγου των φύλων κατά την γέννηση και του γεωγραφικού πλάτους, παραμένει σε ισχύ παρά τις τεράστιες ανά τις χώρες και ηπείρους διαφορές στον τρόπο ζωής και στις κοινωνικοοικονομικές συνθήκες, υποδεικνύοντας ότι οι μεταβλητές που σχετίζονται με το γεωγραφικό πλάτος μπορεί να επενεργούν ως πρωταρχικά αίτια για την διαφοροποίηση στον λόγο των φύλων στο ανθρώπινο είδος.

Δύο εργασίες πριν την προαναφερόμενη έχουν εξετάσει τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση σε σχέση με το γεωγραφικό πλάτος σε τοπική κλίμακα. Μία μελέτη, μόνο Ευρωπαϊκών χωρών, έδειξε τον αντίθετο συσχετισμό, όπου, ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση σχετιζόταν αρνητικά με το γεωγραφικό πλάτος (Grech et al. 2000), όταν μία άλλη μελέτη που ενσωμάτωνε δεδομένα από το Μεξικό τις Η.Π.Α. και τον Καναδά έδειξε μία θετική σχέση του λόγου των φύλων κατά την γέννηση και του γεωγραφικού πλάτους (Grech et al. 2002). Ο Kristen J. Navara (2009) τόνισε ότι αν στην εργασία του είχαν ληφθεί υπόψη μόνο οι Ευρωπαϊκές χώρες, μία αντίστροφη σχέση θα είχε αναδειχθεί. Ωστόσο οι Ευρωπαϊκές χώρες καλύπτουν μόνο 15 μοίρες από το παγκόσμιο γεωγραφικό πλάτος και δεν περιέχουν καμία τροπική χώρα, σε αντίθεση με το εύρος του γεωγραφικού πλάτους που καλύπτει η εργασία του Grech et al. (2002) και η δική του που περιέχουν τροπικές και εύκρατες χώρες, και για τις οποίες εργασίες φάνηκε μία θετική σχέση μεταξύ του λόγου των φύλων κατά την γέννηση και του γεωγραφικού πλάτους. Ειδικότερα για την εργασία του Kristen J. Navara οι μεγαλύτερες διαφορές στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση βρέθηκαν μεταξύ των τροπικών και των εύκρατων χωρών, ενώ δεν υπάρχει διαφορά μεταξύ εύκρατων και υποαρκτικών χωρών.

Προηγούμενες μελέτες έχουν δείξει παρόμοιες διαφορές στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση ανά ήπειρο. Οι Αφρικανικές χώρες με συνέπεια αναφέρουν λιγότερες γεννήσεις αγοριών συγκρινόμενες με όλες τις άλλες ηπείρους (Gerenne 2002), και οι Ασιατικές χώρες με

συνέπεια αναφέρουν περισσότερες γεννήσεις αγοριών (Hull 1990). Οι ανωτέρω τάσεις μπορεί απλά να αντικατοπτρίζουν μία επιλογή του φύλου μέσω έκτρωσης ή μία εγγενή γενετική ή φυλετική διαφοροποίηση στην ικανότητα παραγωγής αρσενικών απογόνων σε σχέση με τους θηλυκούς απογόνους (James 1984, Khoufy et al. 1984). Ωστόσο ενώ οι γενετικές και τεχνητές επιδράσεις στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση δεν μπορούν να αποκλειστούν, μελέτες έχουν δείξει ότι ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση μεταξύ των Αφρικανικών χωρών έχει διαφοροποιήσεις όπως και στα άλλα μέρη του κόσμου (Gerenne 2002), και δείχνουν μία θετική συσχέτιση με το γεωγραφικό πλάτος και τις συνδεδεμένες με αυτό μεταβλητές όπως αυτή παρατηρείται παγκόσμια. Έτσι είναι πιθανό άλλοι φυσικοί, μη γενετικοί παράγοντες, να συμβάλουν στην διαμόρφωση του λόγου των φύλων κατά την γέννηση (Kristen J. Navara, 2009).

Η σχέση λόγου των φύλων κατά την γέννηση και γεωγραφικού πλάτους μπορεί να αντιπροσωπεύει το κατάλοιπο μιας προηγούμενης επιλογής που βασίστηκε σε παράγοντες που εξαρτώνται από το γεωγραφικό πλάτος, όπως η διάρκεια της ημέρας και η θερμοκρασία περιβάλλοντος. Υπάρχουν στοιχεία ότι ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση διαφέρει με την θερμοκρασία (Lerchl 1999, Catalano et al. 2008, Helle et al. 2008) καθώς επίσης και με μεταβλητές που αφορούν την εποχικότητα (Lerchl 1998). Αυτές οι μελέτες-παρότι έχουν γίνει σε μικρή κλίμακα-δείχνουν ότι η θερμοκρασία και ενδεχομένως η διάρκεια της ημέρας παίζει έναν ρόλο για το πως κατανέμεται το φύλο. Στην εργασία του Kristen J. Navara (2009), περισσότερα κορίτσια γεννήθηκαν σε τροπικά περιβάλλοντα, τα οποία έχουν την υψηλότερη κατά μέσο όρο θερμοκρασία περιβάλλοντος, την χαμηλότερη ετήσια κύμανση της διάρκειας της ημέρας και τα υψηλότερα ετήσια επίπεδα πόρων που προέρχονται από το περιβάλλον.

2.3.4. Θερμοκρασία περιβάλλοντος και λόγος των φύλων κατά την γέννηση

Τα ευρήματα της εργασίας του Alexander Lerchl (1999) για την σχέση της μέσης μηνιαίας θερμοκρασίας του αέρα και του λόγου των φύλων κατά την γέννηση, για τις γεννήσεις στην Γερμανία-χώρα που ανήκει στην εύκρατη ζώνη-για την περίοδο από το 1946 έως το 1995, δείχνουν ότι ο λόγος των φύλων επηρεάζεται από τις περιβαλλοντικές θερμοκρασίες οδηγώντας

σε υψηλότερο λόγο των φύλων κατά την γέννηση σε υψηλότερες περιβαλλοντικές θερμοκρασίες.

Ωστόσο-σύμφωνα με τον Alexander Lerchl-θα πρέπει να αναφερθεί ότι εικάζεται αν αυτές οι επιδράσεις είναι άμεσα εξαρτώμενες από την θερμοκρασία ή είναι έμμεσες επιδράσεις. Ο υποκείμενος μηχανισμός που είναι υπεύθυνος για αυτά τα φαινόμενα παραμένει ασαφής. Μπορεί να θεωρηθεί ότι τα αποτελέσματα οφείλονται σε διαδικασίες εντός των όρχεων:, για παράδειγμα έχει δειχθεί ότι αυξημένες θερμοκρασίες επηρεάζουν τον αποχωρισμό των X και Y χρωμοσωμάτων κατά την διάρκεια της διαδικασίας της μίτωσης, σε αρουραίους και ποντίκια (Van Zelst et al 1995). Δεδομένου ότι οι θερμοκρασίες του δέρματος του όσχεου στου άνδρες παρουσιάζουν εποχικές διακυμάνσεις που προκαλούνται από τις περιβαλλοντικές θερμοκρασίες (Lerchl, 1996), είναι πολύ πιθανό ότι οι θερμοκρασίες εντός των όρχεων επίσης να διαφοροποιούνται εποχικά. Θα μπορούσε να υποστηριχθεί ότι οι περιβαλλοντικές θερμοκρασίες έχουν καταστεί λιγότερο σημαντικές τις τελευταίες δεκαετίες από τότε που η θερμομόνωση από τα ρούχα και την κεντρική θέρμανση αποτρέπει τους ανθρώπους από το να εκτίθενται σε χαμηλές θερμοκρασίες. Αν και μια τάση προς ένα ισορροπημένο θερμικά περιβάλλον είναι ξεκάθαρη, κάποιος ακόμα θα μπορούσε να παρατηρήσει εξαρτώμενες από την θερμοκρασία εποχικές τάσεις, όπως τα επίπεδα θνησιμότητας (Lerchl, 1998a).

Επίσης εάν για παράδειγμα, οι υψηλότερες θερμοκρασίες επηρεάζουν ελαφρώς την συχνότητα της συνουσίας, αυτό μπορεί να μικρύνει το διάστημα μεταξύ της γονιμοποίησης και της ωορρηξίας, για το οποίο είναι γνωστό ότι δυνητικά μπορεί να επηρεάσει τον λόγο των φύλων στους ανθρώπους (James, 1994). Ωστόσο μία μελέτη του Lerchl (1998b) δεν βρήκε καμία ένδειξη για σύνδεση μεταξύ δείκτη γεννητικότητας και λόγου των φύλων κατά την γέννηση, που θα αναμενόταν, εάν η συχνότητα της συνουσίας ήταν ο κύριος λόγος για τις επιπτώσεις στον λόγο των φύλων. Επίσης σε αυτό το πλαίσιο, εναλλακτικά, μπορεί οι ορμόνες να παίζουν κάποιο ρόλο επίσης (James 1986). Εκτός από αυτά που αναφέρθηκαν προηγούμενα, θα πρέπει να αναφερθεί ότι είναι σχεδόν αδύνατο να αποφασισθεί αν οι παρατηρούμενες θερμοκρασίες εξαρτούν τον λόγο των φύλων λόγω διαδικασιών που λαμβάνουν χώρα πριν ή μετά την σύλληψη από την στιγμή που ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση μπορεί να διαφέρει από τον πρωτογενή λόγο των φύλων, πράγμα που οφείλεται στην απώλεια εμβρύων (Jongbloet et al.1996, Mittwoch 1996).

Οι επιδράσεις της περιβαλλοντικής θερμοκρασίας στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση μπορεί να έχουν και σημαντικές δημογραφικές συνέπειες. Έχει για παράδειγμα σημειωθεί ότι η παγκόσμια αύξηση στην μέση θερμοκρασία μπορεί να οδηγήσει σε μία αύξηση του ποσοστού στο αρσενικό φύλο των ερπετών μέσω του εξαρτώμενου από την θερμοκρασία καθορισμού του φύλου (Janzen, 1994). Ότι αυτές οι αλλαγές είναι σημαντικές για τις δημογραφικές παραμέτρους σε ανθρώπινους πληθυσμούς έχει φανεί από τις επιπτώσεις των αυξημένων θερμοκρασιών στο επίπεδο της θνησιμότητας των ανθρώπων (Kalkstein and Greene, 1997).

Στην εργασία των Samuli Helle, Samuli Helama και Jukka Jokela (2007) για τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση σε σχέση με την θερμοκρασία περιβάλλοντος για τα έτη από το 1795 έως το 1890, για τον πληθυσμό των Σάμι στην βόρεια Φινλανδία-χώρα που ανήκει στην υποαρκτική ζώνη-τα ευρήματά τους υποστήριξαν ότι και οι λίγες προηγούμενες εργασίες, ότι δηλαδή θερμό κλίμα μπορεί να φέρει περισσότερα αγόρια (Lerchl 1999, Grech et al. 2002). Το εύρημα αυτό μπορεί να αποδειχθεί πολύ πολύπλοκο να κατανοηθεί καθώς βρέθηκαν αντικρουόμενες επιδράσεις συμπίπτουσών θερμοκρασιών προηγούμενων ετών επάνω στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση. Αυτό μπορεί να σχετίζεται με την δράση των μηχανισμών που λαμβάνουν χώρα πριν και μετά την σύλληψη και επιδρούν στην διακύμανση του λόγου των φύλων κατά την γέννηση (Jimenez et al., 2003). Η θερμοκρασία μπορεί να επηρεάσει τον πρωτογενή καθορισμό του φύλου μέσω της διακύμανσης στην επιτυχία της γονιμοποίησης των X και Y χρωμοσωμάτων που φέρει το σπέρμα (McLachlan & Storey 2003). Στα θηλαστικά η θερμοκρασία περιβάλλοντος επηρεάζει τις στεροειδείς συγκεντρώσεις των ωοθυλακίων (Wolfenson et al. 2000, De Rensis & Scaramuzzi 2003) και για παράδειγμα, υψηλή θυλακιώδη συγκέντρωση τεστοστερόνης μπορεί να σχετίζεται με το να είναι το γονιμοποιημένο ωάριο αρσενικό (Grant & Irwin 2005). Ακραίες περιβαλλοντικές συνθήκες μπορούν επίσης να βλάψουν την κινητικότητα του σπέρματος και δυνητικά να προωθήσουν τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση μεροληπτικά προς το θηλυκό (Fukuda et al. 1996, 1998, Gomendio et al. 2006).

Επιπρόσθετα η σχετιζόμενη με την θερμοκρασία κύμανση στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση έχει βρεθεί ότι μπορεί να είναι αποτέλεσμα μίας προσανατολισμένης ως προς το φύλο εμβρυικής θνησιμότητας, δηλαδή μία αυξημένη θνησιμότητα των περισσότερο ευάλωτων αρσενικών εμβρύων κατά την διάρκεια στρες, προκαλούμενου από την θερμοκρασία, θα

μπορούσε να δράσει μεροληπτικά στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση υπέρ των θηλυκών (Catalano et al. 2005). Τα δεδομένα της εργασίας των Samuli Helle, Samuli Helama και Jukka Jokela (2007) δεν έδειξαν τι μηχανισμός-μηχανισμοί-είναι υπεύθυνος για αυτά τα αποτελέσματα. Είναι πιθανό ότι οι πριν και μετά την σύλληψη μηχανισμοί που λαμβάνουν χώρα είναι πιθανό να ανταποκρίνονται διαφορετικά στις επικρατούσες θερμοκρασίες. Έτσι θα μπορούσε να θεωρηθεί ότι από την στιγμή που οι περισσότεροι των απογόνων που γεννιούνται σε κάθε δεδομένο έτος-γεννήσεις πριν τον Σεπτέμβριο-έχουν συλληφθεί αργά-μετά τον Μάιο-κατά το προηγούμενο έτος, ψυχρό προηγούμενο έτος μπορεί να επιδρά υπέρ της σύλληψης αγοριών, και αν ακολουθήσει ένα ζεστό έτος-θεωρώντας ότι ισχύει ότι περισσότερα αγόρια γεννιούνται κατά τα θερμά έτη-τότε θα οδηγηθούμε σε μία έξαρση γέννησης αγοριών στο συγκεκριμένο έτος.

Δεν μπορούμε να αποκλείσουμε το ενδεχόμενο ότι η θερμοκρασία, ή άλλοι παράγοντες σχετιζόμενοι με την θερμοκρασία επηρεάζουν έμμεσα τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση. Υπάρχουν κάποιες ενδείξεις ότι οι καλά τρεφόμενες μητέρες μπορεί να είναι πιο επιρρεπείς στο να κυοφορήσουν αγόρια παρά κορίτσια (Williams & Gloster 1992, Andersson & Bergstrom 1998, Gibson & Mace 2003, Cagnacci et al. 2004). Για παράδειγμα επειδή οι Σάμι στηρίχθηκαν για την κάλυψη των διατροφικών τους αναγκών, στα επηρεαζόμενα από το κλίμα φυτά και ζώα, η φυσιολογική κατάσταση που ευνοεί την γέννηση κοριτσιών-και η οποία επηρεάζεται από τύπο της διατροφής-και ως εκ τούτου ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση μπορεί να έχει σχέση με τις διακυμάνσεις της θερμοκρασίας. Ωστόσο, σε ετερογενείς πληθυσμούς, η προσαρμογή του φύλου των απογόνων από τη σχετική κατάσταση της μητέρας είναι απίθανο να αποφέρει οποιοδήποτε μοτίβο σε επίπεδο πληθυσμού (West & Sheldon 2002).

Το φύλο των απογόνων μπορεί να είναι μία περιβαλλοντικά ευαίσθητη συνιστώσα της γυναικείας αναπαραγωγικότητας, παρά της γονιμότητας από μόνη της (Cagnacci et al. 2005). Ωστόσο, ένας εξαρτώμενος από τη θερμοκρασία φυσιολογικός μηχανισμός-μηχανισμοί- μπορεί να εξουδετερώσει τη μητρική ικανότητα της επιλεκτικής προσαρμογής του φύλου και έτσι να παραχθούν ουδέτερες ή ακόμα και δυσπροσαρμοστικές κυμάνσεις στην αναλογία των φύλων (James 2006).

2.4. Παράγοντας Εποχικότητα και επίδραση στο Βάρος κατά την Γέννηση

2.4.1. Γενικά

Το βάρος κατά την γέννηση είναι ένα βασικό μέτρο που επηρεάζει την βρεφική νοσηρότητα, θνησιμότητα, και τον ρυθμό ανάπτυξης κατά την διάρκεια της παιδικής ηλικίας και της ενηλικίωσης (Kramer 1987; Wilcox 2001), παρουσιάζοντας μία σύνθετη αλληλεπίδραση μεταξύ βιολογικών, κοινωνικών και ψυχολογικών παραγόντων (Spencer 2003). Στην ενδομήτρια ανάπτυξη επηρεάζεται από μία σύνθετη διάρθρωση γενετικών και επιγενετικών παραγόντων που λειτουργούν επάνω στην μητρική-βρεφική οντότητα και επίσης σχετίζεται με κινδύνους χρόνιων ασθενειών όπως η ισχαιμική καρδιοπάθεια (Frankel et al. 1996; Leon et al. 1998), ο διαβήτης (Forsen et al. 2000) και ο καρκίνος, περιλαμβανομένων του καρκίνου του προστάτη (Tibblin et al. 1995), καρκίνο των όρχεων (Akre et al. 1996; Moller and Skakkebaek 1997) και προεμμηνοπαυσιακό καρκίνο του στήθους (McCormack et al. 2005; Michels et al. 1996).

Οι επιστήμονες γνωρίζουν αρκετά για τους περιβαλλοντικούς παράγοντες που επηρεάζουν το βάρος κατά την γέννηση. Μία από τις πιο συνήθεις μεθόδους για την διακρίβωση των παραγόντων που μπορεί να επιδρούν στο βάρος κατά την γέννηση είναι η εξέταση των εποχικών κυμάνσεων. Οι σύγχρονες επιστημονικές προσπάθειες για την μελέτη εποχικών μοτίβων στο βάρος κατά την γέννηση, ξεκίνησαν από τις αρχές της δεκαετίας του '20, με την εργασία του Faber (1920) στην εποχική κύμανση του βάρους κατά την γέννηση στις Η.Π.Α., για περίοδο 13 ετών, που περιελάμβανε το βάρος κατά την γέννηση 299 αγοριών και 281 κοριτσιών. Τα αποτελέσματά του δεν εμφάνισαν εποχική κύμανση στο βάρος κατά την γέννηση για τα κορίτσια, αλλά μεταξύ των αγοριών, τα μέσα βάρη κατά την γέννηση κατά την διάρκεια του χειμώνα υπερέβαιναν τα μέσα βάρη κατά την γέννηση κατά την διάρκεια του καλοκαιριού, κατά 150 γραμ. Ο Faber ανέφερε παρόμοια ευρήματα σε αρκετές εργασίες που έλαβαν χώρα στην Ευρώπη και τα αποτελέσματά του επιβεβαιώθηκαν επίσης από τον Bivings (1934), σε εργασία που περιελάμβανε το βάρος κατά την γέννηση 4.799 βρεφών. Ωστόσο δύο μεταγενέστερες εργασίες που πραγματοποιήθηκαν στις Η.Π.Α. (Bakwin and Bakwin 1929, 1934), δεν βρήκαν σημαντική ή με συνέπεια εποχική κύμανση στο βάρος κατά την γέννηση σε κανένα από τα

φύλα. Αυτά τα αντιφατικά ευρήματα που αφορούν τις κυμάνσεις στο βάρος κατά την γέννηση σε σχέση με την εποχή της γέννησης, συναντώνται σε μεγάλο αριθμό συγχρόνων εργασιών που πραγματοποιήθηκαν σε διάφορα γεωγραφικά υποσύνολα που εκτίνονται από τις τροπικές και υποτροπικές περιοχές, και στις αναπτυγμένες χώρες, και έχουν οδηγήσει σε αιτιάσεις σε σχέση με πιθανές επιδράσεις της έκθεσης του νεογνού σε διάφορα ερεθίσματα-αίτια που επιδρούν στο βάρος των βρεφών κατά την γέννηση.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι θα πρέπει να έχουμε υπόψη μας, ότι θα πρέπει να γίνεται διάκριση ανάμεσα στα αποτελέσματα των ερευνών που αφορούν αναπτυγμένες χώρες και σε αυτά που αφορούν αναπτυσσόμενες χώρες γιατί στις αναπτυσσόμενες χώρες είναι γνωστά τα αίτια που θεωρούνται υπεύθυνα για τις κυμάνσεις στο βάρος κατά την γέννηση, ενώ οι αιτίες των διακυμάνσεων στο βάρος κατά την γέννηση στις αναπτυγμένες χώρες δεν είναι ακόμη πλήρως κατανοητές. Σε αντίθεση με τις αναπτυγμένες περιοχές, στις αναπτυσσόμενες χώρες ο υποσιτισμός είναι ενδημικός και η εποχική κύμανση στο βάρος κατά την γέννηση έχει αναγνωριστεί ότι είναι αποτέλεσμα της κύμανσης στις φυσικές δραστηριότητες του ανθρώπου, όπως π.χ. οι αγροτικές εργασίες, η επάρκεια των τροφίμων (Bantje 1987, Rayco-Solon et al. 2005, Sarkar 1968) και οι μεταδοτικές ασθένειες, όπως π.χ. η ελονοσία (Stekette et al. 1996).

2.4.2. Εποχικότητα και βάρος κατά την γέννηση στις αναπτυσσόμενες χώρες

Για το βάρος κατά την γέννηση στις αναπτυσσόμενες χώρες, σε περιοχές τροπικές και υποτροπικές, αρκετές εργασίες έχουν καταδείξει ότι οι εποχικές κυμάνσεις στο μέσο βάρος κατά την γέννηση εξαρτώνται σε πολύ μεγάλο βαθμό από την τοπική γεωργία. Αυτές οι κυμάνσεις έχουν αποδοθεί στην εποχική επιδείνωση του διατροφικού επιπέδου, ως αποτέλεσμα των έλλειψης τροφίμων, και σε αλλαγές στην αγροτική παραγωγή (Rayco-Solon et al. 2005). Για παράδειγμα στο Ζαΐρ το μηνιαίο μέσο βάρος κατά την γέννηση, σε 8.815 γεννήσεις, είχε ένα υψηλό 2.806 γραμ. στην αρχή της περιόδου της ξηρασίας (Ιούνιος) και κατόπιν μειώθηκε, φτάνοντας ένα χαμηλό των 2.610 γραμ. μέσα στην περίοδο των μουσώνων (Νοέμβριος), (Fallis and Hilditch 1989). Στην περίοδο της ξηρασίας η συγκομιδή θα έχει ήδη λάβει χώρα και έτσι η επάρκεια των τροφίμων είναι η μέγιστη ενώ η δύσκολη σωματική εργασία θα είναι η ελάχιστη, πράγμα το οποίο έχει ως αποτέλεσμα την μεγιστοποίηση της εμβρυακής ανάπτυξης κατά την

διάρκεια του τελευταίου τριμήνου, τρίμηνο όπου το έμβρυο έχει την μέγιστη ανάπτυξή του. Παρόμοια ευρήματα αναφέρθηκαν στην Γκάμπια (Ceasay et al. 1997, Prentice et al. 1987) και σε άλλες αναπτυσσόμενες χώρες, όπως η Τανζανία (Kinabo 1993), η Ινδία (Ramaiah and Harasimham 1967), το αγροτικό τμήμα της Ταϊβάν (Adair and Pollitt 1983), η περιοχή Κίμπερλι της δυτικής Αυστραλίας (Rousham and Gracey 1998)-μια από τις πιο απομονωμένες και υποανάπτυκτες περιοχές-και το αγροτικό τμήμα του Μπαγκλαντές, για το οποίο τα αποτελέσματα αποδόθηκαν σε έναν συνδυασμό μιας αύξησης των πρόωρων γεννήσεων και μίας μείωσης στο βάρος κατά την γέννηση για τις κανονικές γεννήσεις (Shaheen et al. 2006).

Έτσι έχει προταθεί ότι η φτωχή διατροφή της μητέρας κατά την διάρκεια του τελευταίου τριμήνου της εγκυμοσύνης, είναι υπεύθυνη για την μείωση του βάρους κατά την γέννηση (Rayco-Solon et al. 2005). Ωστόσο η παραπάνω πρόταση παραμένει στα πλαίσια μιας υπόθεσης και διάφοροι άλλοι παράγοντες όπως μια υψηλότερη συχνότητα εμφάνισης λοιμωδών ασθενειών κατά την διάρκεια της εποχής των μουσώνων μπορεί επίσης να είναι υπεύθυνη για το μειωμένο βάρος κατά την γέννηση. Επίσης μια άλλη μεταβλητή που σχετίζεται εποχικά είναι η εμφάνιση της ελονοσίας, η οποία έχει μεγαλύτερη συχνότητα εμφάνισης την εποχή των μουσώνων-Οκτώβριο μέχρι Μάιο. Η ελονοσία κατά την διάρκεια της εγκυμοσύνης είναι η αιτία για το 35% της αναμενόμενης εμφάνισης χαμηλού βάρους κατά την γέννηση στις ενδημικές περιοχές με επακόλουθο την βρεφική θνησιμότητα, και κυρίως επηρεάζει τις κυοφορούσες μητέρες κατά την διάρκεια του πρώτου και τρίτου τριμήνου της κυοφορίας (Olliaro and Bloland 2001, Rayco-Solon et al. 2005).

2.4.3. Εποχικότητα και βάρος κατά την γέννηση στις αναπτυγμένες χώρες

Αν και οι παράγοντες που επηρεάζουν το βάρος κατά την γέννηση στις αναπτυσσόμενες χώρες έχουν εξαλειφθεί στις σύγχρονες κοινωνίες, τα μοτίβα της εποχικότητας στο βάρος κατά την γέννηση έχουν επίσης παρατηρηθεί σε αυτές. Ευρήματα από τις αναπτυγμένες χώρες δείχνουν ευδιάκριτα διαφορετικά μοτίβα στην εποχική κύμανση στο βάρος κατά την γέννηση, τα οποία μπορούν να ομαδοποιηθούν σύμφωνα με το γεωγραφικό πλάτος.

2.4.3.1. Γεωγραφικό πλάτος μικρότερο των 40°

Σε σχέση με τις αναπτυγμένες χώρες σε γεωγραφικό πλάτος μικρότερο των 40° (βόρεια και νότια), στην εργασία του Chodick et al. (2007), παρατηρήθηκε ένα σημαντικό εποχικό μοτίβο στο βάρος κατά την γέννηση σε 225.545 γεννήσεις στο Ισραήλ για την περίοδο από το 1998 έως το 2004, με υψηλά βάρη κατά την γέννηση να εμφανίζονται κατά το καλοκαίρι-Ιούλιος-και χαμηλά βάρη κατά την γέννηση τον χειμώνα-Ιανουάριο. Ωστόσο ο Chodick δεν προέβει στις απαιτούμενες διορθώσεις αναφορικά με τον χρόνο κύησης και έτσι δεν μπόρεσε να κάνει την διάκριση αναφορικά με την εποχική κύμανση στο βάρος κατά την γέννηση και τους κινδύνους για πρόωρη γέννηση ανά τις εποχές. Τα ευρήματα των Matsuda et al.'s (1995) για περιοχές με παρόμοιο γεωγραφικό πλάτος στην Ιαπωνία-Τόκυο-επίσης έδειξαν ότι οι γεννήσεις κατά την διάρκεια της άνοιξης και νωρίς το καλοκαίρι συνδέονται με υψηλότερο βάρος κατά την γέννηση, το οποίο λίγο οφείλεται στις διακυμάνσεις στο χρόνο της κύησης, προτείνοντας ότι οι εποχικές κυμάνσεις στο βάρος κατά την γέννηση είναι λιγότερο πιθανό να εξηγούνται από διακυμάνσεις στον χρόνο της κύησης. Επίσης παρατηρήθηκε μία γεωγραφική τάση στα εποχικά μοτίβα, συγκεκριμένα μείωση της διακύμανσης στο βάρος κατά την γέννηση σε αυξανόμενο γεωγραφικό πλάτος.

Επίσης η ανάλυση 350.171 γεννήσεων που έγιναν μετά την 37^η εβδομάδα κύησης, στην νοτιοανατολική περιοχή του Κουήνσλαντ, στην Αυστραλία, αποκάλυψε ότι τα βρέφη που γεννήθηκαν την άνοιξη ήταν ελαφρώς βαρύτερα με αυτά που γεννήθηκαν το φθινόπωρο (McGrath et al. 2005). Το αποτέλεσμα αυτό έχει μια ισχυρή περιοδικότητα σε 12μηνιαία βάση.

2.4.3.2. Γεωγραφικό πλάτος 40°-55°

Οι περισσότερες εργασίες για τα μοτίβα στο βάρος κατά την γέννηση στις αναπτυγμένες χώρες αφορούν περιοχές με μεσαίο γεωγραφικό πλάτος 40°-55°.

Ο Murray et al. (2000) για τα καταγεγραμμένα βάρη κατά την γέννηση για όλες τις γεννήσεις ζώντων παιδιών, μετά από 36 εβδομάδες κύησης στην Βόρεια Ιρλανδία μεταξύ 1971 και 1986, παρατήρησε ένα ξεκάθαρο εποχικό μοτίβο στο βάρος κατά την γέννηση και για τα δύο φύλα, με

το ελάχιστο μέσο βάρος κατά την γέννηση στο τέλος της ανοίξεως και στις αρχές καλοκαιριού. Η εποχική κύμανση στο βάρος κατά την γέννηση δεν εξηγήθηκε από μία επίδραση της εποχικότητας επάνω στον χρόνο της κυοφορίας. Ο Muggay εξετάζοντας έναν μεγάλο αριθμό κλιματικών παραγόντων όπως την ημερήσια χαμηλότερη και υψηλότερη θερμοκρασία, την βροχόπτωση και τις ώρες ηλιοφάνειας, βρήκε ότι οι διακυμάνσεις στο βάρος κατά την γέννηση σχετίζονται περισσότερο με την ημερήσια μέγιστη θερμοκρασία, η οποία είναι πιο αντιπροσωπευτική της έκθεσης στην θερμοκρασία από την ελάχιστη ημερήσια θερμοκρασία-η οποία συνήθως λαμβάνει χώρα την νύχτα όπου οι άνθρωποι είναι στα σπίτια τους. Επίσης βρέθηκε ότι η σχέση ήταν πιο έντονη το δεύτερο τρίμηνο της κύησης, τρίμηνο ταχείας αύξησης του βάρους του εμβρύου. Ένας περιορισμός που πρέπει να ληφθεί υπόψη για την ανωτέρω εργασία όσον αφορά τις επιδράσεις του γεωγραφικού πλάτους, είναι ότι η Βόρειος Ιρλανδία ωφελείται κλιματικά τον χειμώνα από την επίδραση του ρεύματος του Βόρειου Ατλαντικού και σπάνια δοκιμάζει πολύ χαμηλές θερμοκρασίες.

Σε μελέτη που έγινε στις Η.Π.Α. για τις καταγεγραμμένες γεννήσεις Καυκάσιων παιδιών από το 1959 έως το 1967, περίπου 1,5 εκ. γεννήσεις, η εποχική τάση στο βάρος κατά την γέννηση χαρακτηρίστηκε από υψηλό βάρος κατά την γέννηση για τα βρέφη που γεννήθηκαν την άνοιξη και σημαντικά χαμηλό βάρος κατά την γέννηση για τα βρέφη που γεννήθηκαν το καλοκαίρι. Το φαινόμενο αυτό μπορεί να αντικατοπτρίζει την επίδραση παραγόντων κατά την διάρκεια των πρώτων σταδίων της κύησης δηλαδή κατά το φθινόπωρο και νωρίς το χειμώνα (Selvin and Janerich 1971).

Παρόμοια αποτελέσματα έδειξε και η ανάλυση των γεννήσεων 3.333 ζώντων παιδιών μετά από 36 συμπληρωμένες εβδομάδες κύησης, για τα έτη από το 1992 έως το 2003 στην Κωνσταντινούπολη (Τουρκία), όπου η εξωτερική θερμοκρασία κατά την διάρκεια του δεύτερου τριμήνου της κυοφορίας ήταν η μόνη ανεξάρτητη μεταβλητή που σχετιζόταν με το βάρος κατά την γέννηση (Elter et al. 2004). Οι μητέρες που είχαν την τελευταία έμμηνο περίοδό τους το χειμώνα και την άνοιξη, εκτέθηκαν σε υψηλότερες θερμοκρασίες κατά την διάρκεια του δεύτερου τριμήνου και έφεραν στον κόσμο μωρά με υψηλότερο βάρος κατά την γέννηση από τις μητέρες που είχαν την τελευταία έμμηνο περίοδό τους το καλοκαίρι και την άνοιξη.

Οι προηγούμενες δύο εργασίες καθώς και δεδομένα από την Ιταλία (Gloria-Bottini et al. 2000) οδήγησαν κάποιους ερευνητές να συμπεράνουν ότι τα βρέφη που γεννιούνται στα τέλη

της άνοιξης και στις αρχές καλοκαιριού μπορεί να ζυγίζουν λιγότερο από αυτά που γεννιούνται, τον χειμώνα, εξαιτίας της έκθεσης στις χαμηλές χειμερινές θερμοκρασίες για το μέσο περίπου της κυοφορίας. Το συμπέρασμα αυτό είναι σύμφωνο και με τις μελέτες που έχουν γίνει σε περιοχές μέσου γεωγραφικού πλάτους, στο νότιο ημισφαίριο.

Η επανεξέταση έξι μελετών από τους Gabriel Chodick, Shira Flash, Yonit Deoitch και Varda Shalev (2009) για τα εποχικά μοτίβα στο βάρος κατά την γέννηση σε περιοχές με μεσαίο γεωγραφικό πλάτος για μεγάλο εύρος χρονολογικών περιόδων και σε διάφορες γεωγραφικές περιοχές, όλες έδειξαν την ύπαρξη εποχικών μοτίβων, με το χαμηλότερο βάρος κατά την γέννηση κατά την διάρκεια του καλοκαιριού.

2.4.3.3. Γεωγραφικό πλάτος μεγαλύτερο των 55°

Σε αντίθεση με τις μελέτες για τις περιοχές με μεσαίο γεωγραφικό πλάτος, οι έρευνες από τις περιοχές με υψηλό γεωγραφικό πλάτος-μεγαλύτερο των 55°-έδειξαν ότι το χαμηλό βάρος κατά την γέννηση συναντάται περισσότερο τον χειμώνα. Προγεννητικά δεδομένα που αφορούσαν 12.150 γεννήσεις στο Άμπερντην (Σκωτία) για την δεκαετία του '50 συνδέθηκαν με τα δεδομένα της ημερήσιας εξωτερικής θερμοκρασίας. Το βάρος κατά την γέννηση είχε εποχική κατανομή, με το χαμηλό να εμφανίζεται ανάμεσα στα μωρά που γεννήθηκαν κατά τους χειμερινούς μήνες (Δεκέμβριος-Φεβρουάριος) και το υψηλό να εμφανίζεται ανάμεσα στα μωρά που γεννήθηκαν τους φθινοπωρινούς μήνες (Σεπτέμβριος-Νοέμβριος), (Lawlor et al. 2005). Παρόμοιες εποχικές κυμάνσεις παρατηρήθηκαν στην βόρεια Φινλανδία (Rantakallio 1971). Μια μελέτη από την Δανία σε περισσότερο από 1,5 εκ. γεννήσεις, μεταξύ του 1973 και του 2002, έδειξαν μια δικόρυφη εποχική κατανομή με 6μηνη και 12μηνη περιοδικότητα με το χαμηλότερο όμως μέσο βάρος κατά την γέννηση να εμφανίζεται πάντα στον Δεκέμβριο ή Ιανουάριο (McGrath et al. 2007).

2.4.4. Επισκόπηση της σχέσης μεταξύ γεωγραφικού πλάτους και εποχικότητας στο βάρος κατά την γέννηση στις αναπτυγμένες χώρες

Την σχέση μεταξύ γεωγραφικού πλάτους και εποχικότητας στο βάρος κατά την γέννηση, έρχεται επίσης να στηρίξει μια μελέτη από την Ιαπωνία, όπου το κλίμα διαφέρει σημαντικά από τις υποτροπικές περιοχές του Νότου μέχρι τις περιοχές στην υποαρκτική ζώνη στον Βορρά (Matsuda et al. 1993, 1995). Στην εξέταση του βάρους κατά την γέννηση 7.621.922 ζώντων βρεφών σε 15 νομαρχίες της Ιαπωνίας από το 1974 έως το 1983, τα ευρήματα έδειξαν ότι η κορυφή που παρατηρείται το Φθινόπωρο/Χειμώνα στο βάρος κατά την γέννηση «πλαταίνει» όσο κάποιος πηγαίνει από το Βορρά στον Νότο. Για παράδειγμα στην περιοχή του Σαπόρο (43° B) το υψηλό στο βάρος κατά την γέννηση εμφανίζεται το φθινόπωρο ή το χειμώνα και το χαμηλό εμφανίζεται το καλοκαίρι, ενώ για την περιοχή του Τόκυο (35° N) το υψηλό του μέσου βάρους κατά την γέννηση εμφανίζεται την άνοιξη/καλοκαίρι και φτάνει στο χαμηλό του τον χειμώνα. Επειδή αυτό το μοτίβο εμφανίζεται όμοιο και στα δύο ημισφαίρια κάποιοι κοινοί παράγοντες πρέπει να επιδρούν. Ωστόσο μελέτες που έχουν γίνει στο βόρειο ημισφαίριο έχουν εμφανίσει αντιφατικά ευρήματα που παρουσιάζουν ότι τα παιδιά που γεννιούνται μεταξύ Ιουλίου και Μαρτίου και τα παιδιά που γεννιούνται μεταξύ Οκτωβρίου και Μαρτίου (χειμώνας) είναι σημαντικά υψηλότερα και βαρύτερα σε σχέση με αυτά που γεννιούνται τους υπόλοιπους μήνες (Shephard et al. 1979 και Koscinski et al. 2004). Αυτή η ανακολουθία μπορεί να αναδύεται από διαφορές στον γεωγραφικό τόπο, την εποχή και το κλίμα, τον μήνα των ανθρωπομετρικών μετρήσεων, από γενετικούς, περιβαλλοντικούς και κοινωνικοοικονομικούς παράγοντες (Tanaka et al. 2007).

2.4.5. Ερμηνείες για την επίδραση της εποχικότητας στο βάρος κατά την γέννηση

Από τους αρκετούς παράγοντες που σχετίζονται με το γεωγραφικό πλάτος και την επίδρασή του στο βάρος κατά την γέννηση οι Gabriel Chodick, Shira Flash, Yonit Deoitch και Varda Shalev (2009), υποθέτουν ότι δύο κύριοι, ανταγωνιστικοί μεταξύ τους παράγοντες, μπορεί να επηρεάζουν την εποχική κύμανση στο βάρος κατά την γέννηση, α) οι αλλαγές στο κλίμα και β)

το μέγεθος της έκθεσης στο ηλιακό φως. Προχωρώντας παραπέρα υποστηρίζουν ότι αυτοί οι δύο παράγοντες επιδρούν διαφορετικά σε διαφορετικά γεωγραφικά πλάτη. Αν και οι αλλαγές στο κλίμα είναι περισσότερο ακραίες σε μεσαίες ως προς το γεωγραφικό πλάτος περιοχές (40°-55°) και έτσι ίσως παίζουν έναν πιο ουσιαστικό ρόλο σε αυτές τις περιοχές, οι θερμοκρασίες στα υψηλά γεωγραφικά πλάτη είναι σχεδόν πάντα χαμηλές με μικρή διακύμανση όπως επίσης και στις περιοχές με χαμηλό γεωγραφικό πλάτος. Από την άλλη μεριά οι αλλαγές στην έκθεση στο ηλιακό φως είναι περισσότερο έντονες στα υψηλά και χαμηλά γεωγραφικά πλάτη από ότι στις χώρες με μεσαίο γεωγραφικό πλάτος.

Οι άνθρωποι, όπως και τα άλλα πρωτεύοντα θηλαστικά έχουν ένα σχετικά χαμηλό ρυθμό εμβρυακής ανάπτυξης, και το έμβρυο ενδεχομένως εκτίθεται σε θερμική καταπόνηση για σχετικά μεγάλη περίοδο. Έτσι η θερμοδυναμική της εγκυμοσύνης μπορεί να παίζει έναν σημαντικό ρόλο στο αποτέλεσμα της κυοφορίας. Στις περιοχές με μεσαίο γεωγραφικό πλάτος οι αλλαγές στο κλίμα μεταξύ των εποχών είναι περισσότερο ακραίες και μπορεί να έχουν μεγαλύτερη επίδραση στην ανάπτυξη του εμβρύου από ότι η έκθεση στον ήλιο η οποία είναι μάλλον σταθερή καθ' όλη την διάρκεια του έτους. Σε όλες τις μελέτες που αφορούν περιοχές με μεσαίο γεωγραφικό πλάτος, το βάρος κατά την γέννηση σχετίζεται με την εποχικότητα, με το χαμηλότερο βάρος κατά την γέννηση να είναι μεταξύ των μωρών που γεννήθηκαν κατά την διάρκεια του καλοκαιριού, όταν η μέση εξωτερική θερμοκρασία περιβάλλοντος κατά την διάρκεια του δεύτερου τριμήνου της εγκυμοσύνης (που λαμβάνει χώρα τον χειμώνα) ήταν θετικά συσχετισμένη με το βάρος κατά την γέννηση.

Μία πιθανή εξήγηση για αυτό το αποτέλεσμα είναι ότι η εμβρυακή ανάπτυξη φαίνεται να επηρεάζεται κατά κύριο λόγο από το επίπεδο αιματικής ροής στον πλακούντα κατά την διάρκεια του πρώτου τριμήνου της κύησης παρά από την συγκέντρωση θρεπτικών συστατικών στο αίμα των μεσολάχιων διαστημάτων (Vorherr, 1982). Η έκθεση σε χαμηλές θερμοκρασίες αυξάνει τα επίπεδα του πλάσματος του ινωδογόνου (Neild et al. 1994), αυξάνει το ιξώδες του αίματος (Keatinge et al. 1984) και ενδέχεται να προξενήσει αγγειοσύσπαση στον πλακούντα με αποτέλεσμα την φθίνουσα ροή του αίματος σε αυτόν και ακόλουθα την μείωση στην ανάπτυξη του εμβρύου. Μερικοί ερευνητές έχουν υποθέσει ότι επιπρόσθετα με την έκθεση σε χαμηλές θερμοκρασίες, ο τύπος του ρέζους του αίματος μπορεί να επηρεάσει την εποχική κύμανση στο

βάρος κατά την γέννηση, επηρεάζοντας την μεταφορά της γλυκόζης στα ερυθρά αιμοσφαίρια (Gloria-Bottini et al. 2000).

Οι Gabriel Chodick, Shira Flash, Yonit Deoitch και Varda Shalev (2009) σημειώνουν σε σχέση με τα δεδομένα που αφορούν τους μέσους όρους των εξωτερικών μετεωρολογικών παραγόντων, ότι δεν είναι αντιπροσωπευτικοί για να δείξουν την πραγματική έκθεση των ατόμων στο κρύο ή στη ζέστη, ιδίως κατά την διάρκεια της εγκυμοσύνης. Αυτό οφείλεται στο γεγονός της απότομης αύξησης στον αριθμό των νοικοκυριών που έχουν κλιματισμό και έτσι οι σύγχρονες μελέτες περιορίζονται στην εξέταση των επιδράσεων της θερμοκρασίας στους εσωτερικούς χώρους επάνω στις διακυμάνσεις του βάρους κατά την γέννηση. Τα αποτελέσματα αυτών των εργασιών θα πρέπει να συγκρίνονται με τα μοτίβα που παρατηρήθηκαν βάση των δεδομένων από τις δεκαετίες του '50 και του '60, όταν ο κλιματισμός δεν ήταν διαδεδομένος. Έτσι εάν ισχύει η επίδραση της εξωτερικής θερμοκρασίας περιβάλλοντος στο βάρος κατά την γέννηση, τότε οι εποχικές κυμάνσεις στο βάρος κατά την γέννηση θα μπορούσαν να θεωρηθούν ως το προϊόν εξασθενημένων επιδράσεων εξαιτίας της χρήσης τεχνικά ελεγχόμενων θερμοκρασιών.

Η έκθεση σε χαμηλές θερμοκρασίες στην αρχή της εγκυμοσύνης δεν μπορεί από μόνη της να εξηγήσει την εποχική κύμανση στο βάρος κατά την γέννηση στις τροπικές χώρες και σε περιοχές με υγρά, χαμηλού γεωγραφικού πλάτους κλίματα (όπως στο Ισραήλ για παράδειγμα), εξαιτίας του σχετικά μικρού ετήσιου εύρους της θερμοκρασίας μεταξύ χειμώνα και καλοκαιριού. Σε αυτές τις περιοχές οι εποχικές κυμάνσεις στο βάρος κατά την γέννηση μπορούν να εξηγηθούν από την εισροή φωτός και από τις διαφορές στην έκθεση στον ήλιο. Η εποχική εισροή του φωτός είναι γνωστό ότι ρυθμίζει διάφορες λειτουργίες του σώματος και την ανάπτυξη στα θηλαστικά. Αρκετοί ερευνητές έχουν υποθέσει ότι η έκθεση στον ήλιο κατά την διάρκεια του πρώτου τριμήνου της κύησης μπορεί να προκαλέσει την απελευθέρωση αυξητικής ορμόνης μέσω της αναστολής της παραγόμενης μελατονίνης, πράγμα που είναι πολύ σημαντικό στο τρίτο τρίμηνο, όταν οι υποδοχείς της αυξητικής ορμόνης έχουν γίνει πλήρως λειτουργικοί (Tustin et al. 2004).

Η φωτοπερίοδος επίσης μπορεί να σχετίζεται με το βάρος κατά την γέννηση μέσω της επίδρασης των επιπέδων της βιταμίνης D. Ο McGrath et al. (2005), εξήγησε την παρατηρηθείσα εποχική κύμανση στο βάρος κατά την γέννηση στην Αυστραλία, βάση της επίδρασης της

διακύμανσης των επιπέδων της βιταμίνης D στην ετήσια ανάπτυξη του πλάτους του αυξητικού χόνδρου. Η λειτουργία του συστήματος παραγωγής της βιταμίνης D3 είναι μοναδική, με την έννοια ότι η παραγωγή της εξαρτάται πρωτίτως από την δράση του ηλιακού φωτός επάνω στο δέρμα (DeLuca and Zierold 1998). Ο McGrath υποστήριξε την υπόθεσή του με μία προηγούμενη μελέτη του που έλαβε χώρα στο νοτιοδυτικό Κουήνσλαντ, όπου βρήκε ότι τα επίπεδα της βιταμίνης D3 είχαν σημαντικές εποχικές κυμάνσεις με χαμηλό τον χειμώνα και την άνοιξη.

Οι απαιτήσεις του εμβρύου για βιταμίνη D αυξάνονται κατά την διάρκεια της εγκυμοσύνης (που σχετίζονται με την αυξημένη ανάγκη του εμβρύου για ασβέστιο), έτσι όταν τα επίπεδα της βιταμίνης D της μητέρας έχουν την τάση να πέφτουν κατά την διάρκεια του τρίτου τριμήνου της κύησης, και εάν το τρίτο τρίμηνο συμπίπτει με τον χειμώνα (MacLennan et al. 1980), αυτό θα έχει ως αποτέλεσμα χαμηλό βάρος κατά την γέννηση και μήκος των κόκκαλων για τα μωρά που γεννιούνται κατά την διάρκεια του χειμώνα. Μερικοί ερευνητές υποστηρίζουν για πιθανές επιδράσεις από την έκθεση στο ηλιακό φως στο βάρος κατά την γέννηση των νεογέννητων, με βάση μία έρευνα που έλαβε χώρα σε 12 τοποθεσίες στις Η.Π.Α. μεταξύ του 1959 και του 1965. Αυτές οι έρευνες βρήκαν μία σημαντική αλληλεπίδραση της εποχής της γέννησης και της εθνότητας στο επίπεδο του βάρους κατά την γέννηση (van Hanswijck de Jonge et al. 2003). Αν και φαινόταν να υπάρχει ξεκάθαρη εποχική κύμανση στο βάρος κατά την γέννηση, με χαμηλά τον χειμώνα μεταξύ των Καυκάσιων που τείνουν να έχουν υψηλότερα επίπεδα βιταμίνης D, καμία εποχική κύμανση δεν βρέθηκε μεταξύ των Αφροαμερικάνων (Yetley 2008). Αυτή η παρατήρηση ενισχύθηκε περαιτέρω από το γεγονός ότι οι διαφορές στα επίπεδα της βιταμίνης D μεταξύ των εθνοτήτων, είναι πιο εμφανείς στην κατάσταση της κυοφορίας (Bondar et al. 2007).

Πρόσθετες πιθανές αιτίες για τις ανά τον κόσμο κυμάνσεις στο βάρος κατά την γέννηση που εξαρτώνται από την εποχικότητα είναι οι διατροφικοί παράγοντες και οι περιβαλλοντικές εκθέσεις. Όπως έχει περιγραφεί νωρίτερα οι διατροφικοί παράγοντες μπορούν να εξηγήσουν τις εποχικές κυμάνσεις στο βάρος κατά την γέννηση στις αναπτυσσόμενες χώρες, αλλά επίσης και οι εποχικές τάσεις στο διατροφικό επίπεδο επίσης μπορούν να επηρεάσουν το βάρος κατά την γέννηση ακόμη και σε αναπτυγμένες χώρες. Στην Ιαπωνία για παράδειγμα οι διατροφικές συνήθειες και η ποσότητα της τροφής που προσλαμβάνεται (επίπεδα ενέργειας και ποσό των πρωτεϊνών, λιπίδια, βιταμίνες και διάφορα μέταλλα) έχουν επηρεαστεί από τις αλλαγές στο

κλίμα και την θερμοκρασία σε όλη την διάρκεια των τεσσάρων εποχών (Kasai 1980). Μερικές έρευνες έχουν καταδείξει ότι οι ενήλικες τείνουν να αυξάνουν την συνολική πρόσληψη ενέργειας και υδατανθράκων το φθινόπωρο (de Castro 1991), και ο Godfrey et al. (1996) βρήκε ότι υψηλή πρόσληψη υδατανθράκων στο πρώτο και δεύτερο τρίμηνο της κύησης συνδεόταν με το χαμηλό βάρος κατά την γέννηση. Έτσι χαμηλό βάρος κατά την γέννηση στα μωρά που γεννιούνται κατά την διάρκεια του χειμώνα μπορεί να συνδέεται με την φθινοπωρινή αύξηση στην κατανάλωση υδατανθράκων από τις μητέρες τους στο δεύτερο τρίμηνο της κύησης. Ωστόσο άλλες μελέτες δεν έχουν βρει να συνδέεται η πρόσληψη υδατανθράκων με το βάρος του νεογέννητου (Mathews et al. 1999).

Μία άλλη πιθανή εξήγηση για τις παρατηρηθέντες σε σχέση με το γεωγραφικό πλάτος εποχικές κυμάνσεις στο βάρος κατά την γέννηση που δεν έχει διερευνηθεί ως τώρα, είναι η συμμετοχή της ατμοσφαιρικής ρύπανσης, όπως υψηλές ποσότητες μονοξειδίου του άνθρακα (CO). Επιδημιολογικές μελέτες προτάσσουν ότι υψηλότερα επίπεδα στο CO στο πρώτο τρίμηνο της κύησης σχετίζονται με αυξημένο κίνδυνο για χαμηλό βάρος κατά την γέννηση (Brauer et al. 2008, Ha et al. 2001). Οι συγκεντρώσεις CO παρουσιάζουν ένα ξεκάθαρο εποχιακό μοτίβο και στα δύο ημισφαίρια, με μέγιστα να εμφανίζονται στα τέλη του χειμώνα και ελάχιστα να εμφανίζονται στην αρχή του καλοκαιριού, με την μέγιστη τιμή να είναι διπλάσια από την ελάχιστη (National Center for Environmental Assessment 1999). Το CO αναμειγνύεται εύκολα με τον αέρα στα υψηλά γεωγραφικά πλάτη, έχοντας ως αποτέλεσμα μία απότομη κλιμάκωση μεταξύ των γεωγραφικών πλατών, ιδιαίτερα μεταξύ των μεσαίων και χαμηλών επιπέδων. Το CO μπορεί συνεπώς να κυμαίνεται μεταξύ 30 ppm (μέρη στο εκατομμύριο) στις περιοχές χαμηλού γεωγραφικού πλάτους το καλοκαίρι, έως περίπου 200 ppm σε περιοχές υψηλού γεωγραφικού πλάτους τον χειμώνα. Σε μία έρευνα, ένα επίπεδο CO 5,5 ppm ή υψηλότερο στο πρώτο τρίμηνο της κύησης συνδεόταν με έναν λόγο σχετικής πιθανότητας 1,22 για το χαμηλό βάρος κατά την γέννηση (Ritz et al. 2002), πράγμα το οποίο μπορεί να εξηγήσει τις παρατηρηθείσες εποχικές κυμάνσεις σε επίπεδα μεσαίου γεωγραφικού πλάτους.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

Υλικό και Μεθοδολογία

3.1. Ληξιαρχικές καταγραφές

Η παρούσα εργασία χρησιμοποιεί μικροδεδομένα σε εθνικό επίπεδο για τις γεννήσεις ζώντων παιδιών όπως καταγράφηκαν από το σύστημα ληξιαρχικών καταγραφών στην Ελλάδα το έτος 2006. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν είναι περιορισμένης πρόσβασης και ευγενικά προσφέρθηκαν από την Εθνική Στατιστική Υπηρεσία της Ελλάδος.

Πριν προχωρήσουμε στην περιγραφή των μεταβλητών που συνιστούν το ανωτέρω αρχείο των μικροδεδομένων, είναι χρήσιμο να αναφερθούμε στην έννοια των ληξιαρχικών καταγραφών έτσι ώστε να αποκτήσουμε μια εικόνα για την φύση και την αξιοπιστία των δεδομένων που θα χρησιμοποιήσουμε για τους σκοπούς της εργασίας.

Η ανάλυσή μας επί των ληξιαρχικών καταγραφών θα στηριχθεί στην ανάλυση των Παπαδάκη Μ. και Τσίμπος Κ. (2004), «Δημογραφική Ανάλυση, Αρχές-Μέθοδοι-Υποδείγματα, Αθήνα, εκδ. Σταμούλη».

Με την έννοια της φυσικής κίνησης ενός πληθυσμού εννοούμε όλα τα γεγονότα βιολογικής προέλευσης (γεννήσεις, θάνατοι) και κοινωνικής φύσης (γάμοι, διαζύγια) που συνιστούν την δημογραφική εξέλιξη αυτού του πληθυσμού και επενεργούν θετικά ή αρνητικά στην διαμόρφωση της κίνησης αυτής.

Οι ληξιαρχικές καταγραφές συνιστούν την κύρια και στις περισσότερες χώρες την μοναδική πηγή άντλησης πληροφοριών σχετικά με την φυσική κίνηση του πληθυσμού.

Σύμφωνα με τον ορισμό του Οργανισμού Ηνωμένων Εθνών, το σύστημα των ληξιαρχικών καταγραφών ορίζεται ως το σύνολο των νόμιμων ενεργειών που περιλαμβάνουν την καταγραφή, καταχώριση και αναφορά της εμφάνισης, καθώς και την 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 που αφορούν τις γεννήσεις, τους θανάτους, τους γάμους, τους εμβρυϊκούς θανάτους, τα διαζύγια, τις υιοθεσίες, τις νομιμοποιήσεις, τις αναγνωρίσεις, τις ακυρώσεις και τις δηλώσεις νόμιμης διάστασης των εγγάμων ατόμων. Η στατιστική παρακολούθηση των ληξιαρχικών γεγονότων προϋποθέτει τη συνεχή και μόνιμη καταχώριση 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. 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. Οι συλλεγόμενες πληροφορίες αξιολογούνται ως προς την ποσοτική και ποιοτική τους επάρκεια. Η πληρότητα και ποιότητα των ληξιαρχικών στοιχείων εκτιμάται με την εφαρμογή καθιερωμένων δημογραφικών και στατιστικών μεθόδων ή μέσω διοικητικών ελέγχων από την κεντρική στατιστική υπηρεσία.

Σύστημα ληξιαρχικών καταγραφών έχει θεσπιστεί και λειτουργεί στη 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.

3.2. Περιγραφή των μεταβλητών του αρχείου των μικροδεδομένων για τις γεννήσεις στην Ελλάδα το έτος 2006

Κατωτέρω θα ακολουθήσει η περιγραφή των μεταβλητών του αρχείου των μικροδεδομένων για τις γεννήσεις στην Ελλάδα το έτος 2006.

Η περιγραφή θα αφορά τις μεταβλητές-εξαρτημένες και ανεξάρτητες-που εξετάστηκαν στην θεωρητική ανάλυση για τους παράγοντες-εποχικούς και μη-που επηρεάζουν το φύλο του παιδιού και το βάρος κατά την γέννηση.

Στην περιγραφή των μεταβλητών θα παρατεθούν επίσης οι μεταβλητές οι οποίες κατασκευάστηκαν βάσει των μεταβλητών του αρχείου, είτε με σκοπό να έχουμε μια πιο ολοκληρωμένη και σαφή εικόνα της δομής ενός χαρακτηριστικού μέσα στον πληθυσμό, είτε για να δημιουργηθούν εκείνες οι μεταβλητές που είναι απαραίτητες ως ερμηνευτικές μεταβλητές για την εκπλήρωση του σκοπού της εργασίας.

Η περιγραφή των μεταβλητών περιλαμβάνει το όνομα της μεταβλητής στο αρχείο, την ετικέτα της μεταβλητής όταν υπάρχει, την περιγραφή της μεταβλητής και τις τιμές της μεταβλητής, με αυτή την σειρά. Ειδικότερα για τις τιμές των μεταβλητών, θα αναφερθούν οι τιμές των μεταβλητών όταν αυτές είναι είναι κατηγορικές ή ποιοτικές.

3.2.1. Μεταβλητές δημογραφικών χαρακτηριστικών

- **MOTHER_AGE_NR** / age of mother / Ηλικία μητέρας
- **Age_of_mother_3_levels** / Ηλικία μητέρας σε τρεις ηλικιακές ομάδες /
1 = <25,
2 = 25-34,
3 = 35+
- **Mother_age_old_young** / Young mother and old mother / Κατηγοριοποίηση βάση ηλικίας για τις μητέρες /
1 = 20-34,
2 = 35+
- **FATHER_AGE_NR** / age of father / Ηλικία πατέρα
- **Age_of_father_3_levels** / Ηλικία πατέρα σε τρεις ηλικιακές ομάδες /
1 = <25,
2 = 25-44,
3 = 45+
- **Diff_father_age_mother_age** / Διαφορά ηλικίας πατέρα και μητέρας
- **birthorder** / birth order = alive+ deceased / Σειρά γέννησης (ζώντα και αποθανόντα βρέφη)
- **sex** / sex of newborn / Μεταβλητή δείκτης του φύλου του βρέφους /

0 = αρσενικό,

1 = θηλυκό

- **Parity** / Αριθμός φορών που η μητέρα έχει τεκνοποιήσει /

0 = αριθμός φορών τεκνοποίησης 2+,

1 = αριθμός φορών τεκνοποίησης 1

- **illegitimate** / Γεννήσεις εντός και εκτός γάμου /

0 = γεννήσεις εντός γάμου,

1 = γεννήσεις εκτός γάμου

3.2.2. Μεταβλητές κοινωνικοοικονομικών χαρακτηριστικών

- **MOTHER_NATIONALITY_CL** / citizenship of mother detailed (code) / Τόπος προέλευσης μητέρας ανά γεωγραφική περιοχή (κωδικός)

- **greek_migrant_mother** / Υπηκοότητα μητέρας σε δύο επίπεδα, Ελληνική και άλλες /

0 = μετανάστης,

1 = Ελληνίδα

- **FATHER_NATIONALITY_CL** / citizenship of father detailed (code) / Τόπος προέλευσης πατέρα ανά γεωγραφική περιοχή (κωδικός)

- **mother_occup** / Επάγγελμα μητέρας σε 4 κατηγορίες, βάσει της κωδικοποίησης του Ελληνικού Συστήματος Ταξινόμησης Επαγγελμάτων ISCO-88 /

0 = οικονομικά ανενεργές,

1 = υψηλό επαγγελματικό προφίλ (11-29),

2 = μεσαίο επαγγελματικό προφίλ (10, 30-59),

3 = χαμηλό επαγγελματικό προφίλ (60+)

- **occup_mother_3groups** / Επάγγελμα μητέρας σε 3 κατηγορίες /

0 = οικονομικά ανενεργές,

1 = χαμηλό & μεσαίο προφίλ επαγγέλματος,

2 = υψηλό προφίλ επαγγέλματος

- **Occupation_mother** / Επαγγελματική απασχόληση μητέρων σε δύο επίπεδα /

0 = οικονομικά ενεργές,

- 1 = νοικοκυρές
- **education_mother_4levels** / Επίπεδο εκπαίδευσης μητέρας σε 4 επίπεδα /
 - 1 = καθόλου & πρωτοβάθμια,
 - 2 = κατώτερη δευτεροβάθμια,
 - 3 = ανώτερη δευτεροβάθμια,
 - 4 = τριτοβάθμια
 - **education_mother_3_dc** / Επίπεδο εκπαίδευσης μητέρων σε τρία επίπεδα /
 - 1 = μέχρι κατώτερη δευτεροβάθμια,
 - 2 = ανώτερη δευτεροβάθμια,
 - 3 = τριτοβάθμια
 - **father_occup** / Επάγγελμα πατέρα σε 4 κατηγορίες βάσει της κωδικοποίησης του Ελληνικού Συστήματος Ταξινόμησης Επαγγελματών ISCO-88 /
 - 0 = οικονομικά ανενεργές,
 - 1 = υψηλό επαγγελματικό προφίλ,
 - 2 = μεσαίο επαγγελματικό προφίλ,
 - 3 = χαμηλό επαγγελματικό προφίλ
 - **father_occup2** / Επάγγελμα πατέρα σε 3 κατηγορίες /
 - 1 = υψηλό επαγγελματικό προφίλ,
 - 2 = μεσαίο επαγγελματικό προφίλ,
 - 3 = χαμηλό επαγγελματικό προφίλ και οικονομικά ανενεργοί
 - **Father_occupation_3groups** / Επάγγελμα πατέρα σε τρεις κατηγορίες /
 - 1 = χαμηλό,
 - 2 = μεσαίο,
 - 3 = υψηλό
 - **education_father_4levels** / Επίπεδο εκπαίδευσης πατέρα σε 4 επίπεδα /
 - 1 = καθόλου & πρωτοβάθμια,
 - 2 = κατώτερη δευτεροβάθμια,
 - 3 = ανώτερη δευτεροβάθμια,
 - 4 = τριτοβάθμια
 - **big_cities** / Πόλεις κατοικίας για κατηγοριοποίηση μεγάλων πόλεων /

0 = όλες οι υπόλοιπες πόλεις,

1 = Αθήνα & Θεσσαλονίκη

3.2.3. Μεταβλητές εποχικών χαρακτηριστικών

- **DATE_GENNHSHS** / date of birth / Ημερομηνία γέννησης
- **gestation_period** / weeks of gestation / Εβδομάδες κύησης
- **day_birth** / day of birth of the child (1,...,31) /
Ημέρα γέννησης του παιδιού (1,2,...,31)
- **month_birth** / month of birth of baby (1,...,12) /
Μήνας γέννησης του παιδιού (1,2,...,12)
- **MONTH_OF_CONCEPTION_CAL** / Μήνας της σύλληψης /
1 = Ιανουάριος,
2 = Φεβρουάριος,
3 = Μάρτιος,
4 = Απρίλιος,
5 = Μάιος,
6 = Ιούνιος,
7 = Ιούλιος,
8 = Αύγουστος,
9 = Σεπτέμβριος,
10 = Οκτώβριος,
11 = Νοέμβριος,
12 = Δεκέμβριος
- **SEASON_OF_CONCEPTION** / Εποχή της σύλληψης /
1 = Χειμώνας,
2 = Άνοιξη,
3 = Καλοκαίρι,
4 = Φθινόπωρο

3.2.4. Μεταβλητές απόκρισης

- **sex** / sex of newborn / δίτιμη μεταβλητή του φύλου του βρέφους /
0 = αρσενικό,
1 = θηλυκό
- **birthweight** / birth weight in grams / Βάρος βρέφους σε γραμμάρια
- **premature** / Μεταβλητή δείκτης για τις πρόωρες γεννήσεις βάσει του ορισμού για την προωρότητα του Παγκόσμιου Οργανισμού Υγείας /
0 = 37+ εβδομάδες,
1 = λιγότερο από 37 εβδομάδες

3.3. Περιγραφικά στατιστικά

Για τις μεταβλητές του αρχείου των μικροδεδομένων που περιγράφηκαν στην προηγούμενη ενότητα και αφορούν τα δημογραφικά χαρακτηριστικά, τα κοινωνικοοικονομικά χαρακτηριστικά και τις μεταβλητές απόκρισης, θα εξετάσουμε τα περιγραφικά στατιστικά τους.

Συγκεκριμένα για τις ποσοτικές μεταβλητές θα υπολογίσουμε τον δειγματικό μέσο, την δειγματική τυπική απόκλιση, την κύρτωση, την χαμηλότερη και την υψηλότερη τιμή της μεταβλητής στο δείγμα. Επίσης θα παραθέσουμε και τα αντίστοιχα ιστογράμματα. Για τις κατηγορικές και ποιοτικές μεταβλητές θα υπολογιστεί η κατανομή συχνότητας των τιμών τους, καθώς και τα αντίστοιχα ραβδογράμματα. Τα ανωτέρω περιγραφικά στατιστικά θα υπολογιστούν ξεχωριστά μεταξύ των πολιτών Ελληνικής υπηκοότητας και των αλλοδαπών πολιτών.

Τέλος θα παρατεθούν οι κατανομές του λόγου των φύλων κατά την γέννηση ανά μήνα και εποχή όπως αυτές παρατηρούνται από τα δεδομένα του αρχείου.

3.4. Επιλογή του μοντέλου για την διερεύνηση της επίδρασης των εποχικών κυμάτων στην σύλληψη του παιδιού, στο φύλο του παιδιού κατά την γέννηση

Σκοπός της εργασίας μας είναι η διερεύνηση του εάν το φύλο και το βάρος του παιδιού κατά την γέννηση επηρεάζονται από την εποχικότητα της σύλληψης, δηλαδή εάν ο μήνας της σύλληψης ή η εποχή της σύλληψης επιδρούν στο φύλο και στο βάρος του παιδιού κατά την γέννηση.

Για την περίπτωση της διερεύνησης της επίδρασης της εποχικότητας της σύλληψης στο φύλο του παιδιού κατά την γέννηση, το μοντέλο το οποίο θα χρησιμοποιήσουμε είναι το μοντέλο της Λογιστικής Παλινδρόμησης (Logistic Regression model). Κατωτέρω θα παρατεθεί το θεωρητικό πλαίσιο του μοντέλου και το γιατί ταιριάζει η εφαρμογή του στο ζητούμενό μας.

3.4.1. Λογιστική Παλινδρόμηση (Logistic Regression)

1. Γενικευμένα Γραμμικά Μοντέλα (ΓΓΜ)

Τα γραμμικά μοντέλα μπορούν να μελετηθούν ενιαία κάτω από την υπόθεση ότι η κατανομή της μεταβλητής απόκρισης ανήκει στην εκθετική οικογένεια κατανομών.

Για όλες τις κατανομές μέσα στην οικογένεια αυτή οι εκτιμητές μέγιστης πιθανοφάνειας των παραμέτρων του μοντέλου μπορούν να βρεθούν με τον ίδιο αλγόριθμο.

Τα γραμμικά μοντέλα τα οποία μελετώνται κάτω από την υπόθεση ότι η κατανομή της μεταβλητής απόκρισης ανήκει στην εκθετική οικογένεια κατανομών ονομάζονται Γενικευμένα Γραμμικά Μοντέλα (ΓΓΜ) και πλεονεκτούν έναντι του κλασικού μοντέλου παλινδρόμησης γιατί έχουν πολύ μεγαλύτερο φάσμα εφαρμογών.

Επίσης οι εκτιμητές των παραμέτρων των ερμηνευτικών μεταβλητών προκύπτουν με τη μέθοδο μέγιστης πιθανοφάνειας και άρα έχουν μια σειρά από επιθυμητές ιδιότητες.

Στις περισσότερες των περιπτώσεων δεν χρειάζεται να υποθέσουμε σταθερή διακύμανση για τις τιμές της μεταβλητής απόκρισης.

Επειδή η διωνυμική κατανομή ανήκει στην εκθετική οικογένεια κατανομών τα ΓΓΜ χρησιμοποιούνται και στις περιπτώσεις όπου δεν μπορεί να υποτεθεί ότι η κατανομή της

μεταβλητής απόκρισης είναι κανονική όπως στην περίπτωση που η μεταβλητή απόκρισης είναι δίτιμη, όπως δηλαδή στην περίπτωσή μας όπου η μεταβλητή απόκρισης είναι το φύλο του παιδιού κατά την γέννηση.

Με τα ΓΓΜ δεν χρειάζεται να χρησιμοποιήσουμε διαφορετικό μοντέλο ανάλογα με το αν οι ερμηνευτικές μεταβλητές είναι ποσοτικές ή διακριτές ή μείξη των δύο., οπότε ταιριάζουν στην περίπτωσή μας όπου η ερμηνευτική μεταβλητή είναι κατηγορική, ο «μήνας σύλληψης», η «εποχή σύλληψης».

2. Συναρτήσεις σύνδεσης (link functions)

Στο σημείο αυτό θα κάνουμε μια απαραίτητη παρένθεση που θα μας χρησιμεύσει για την κατανόηση του πως δημιουργείται το μοντέλο της λογιστικής παλινδρόμησης.

Η παρένθεσή αυτή αφορά την έννοια της συνάρτησης σύνδεσης (link function).

Σε ένα ΓΓΜ μία συνάρτηση σύνδεσης g είναι μια συνάρτηση η οποία συνδέει το στοχαστικό τμήμα του μοντέλου (μέση τιμή της τ. μ. Y) με το μη στοχαστικό τμήμα (γραμμικός συνδυασμός των ερμηνευτικών μεταβλητών X_j).

Συγκεκριμένα έστω $m_i = E(Y_i)$ η μέση τιμή της μεταβλητής απόκρισης. Υποθέτουμε ότι αυτή εξαρτάται από τις τιμές των X_j για $j = 1, 2, \dots, k$.

Θεωρούμε τη γραμμική συνάρτηση πρόβλεψης

$$n_i = b_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_{ij}$$

όπου X_{ij} είναι η τιμή της μεταβλητής X_j για την παρατήρηση i .

Τότε η συνάρτηση σύνδεσης συνδέει την μέση τιμή της μεταβλητής απόκρισης με την παραπάνω συνάρτηση πρόβλεψης,

$$n_i = g(m_i) = b_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_{ij}.$$

3. Λογιστική παλινδρόμηση-δίτιμη μεταβλητή απόκρισης

Απλούστερο παράδειγμα διακριτής κατανομής από την εκθετική οικογένεια κατανομών είναι η διωνυμική κατανομή.

Για δίτιμα δεδομένα, η συνάρτηση πιθανότητας είναι η

$$P(Y_i = y_i) = p_i^{y_i} (1 - p_i)^{1 - y_i}, \quad y_i = 0, 1.$$

Η τιμή της Y ($y = 0$ ή $y = 1$) μπορεί να επηρεάζεται από μία ή περισσότερες (ερμηνευτικές ή επεξηγηματικές) μεταβλητές X_1, X_2, \dots, X_k .

Ένα κλασικό μοντέλο παλινδρόμησης για δίτιμα δεδομένα αναφέρεται ως το γραμμικό μοντέλο πιθανότητας (linear probability model) αφού θεωρεί μια γραμμική σχέση ανάμεσα στην πιθανότητα επιτυχίας ($y = 1$) για κάθε άτομο στο δείγμα και στις επεξηγηματικές μεταβλητές.

Αν θεωρήσουμε ότι προσεγγιστικά η μεταβλητή Y_i για το άτομο i στο δείγμα ακολουθεί κατανομή $N(p_i, s^2)$,

$$p_i = E(Y_i) = b_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_{ij}$$

θα μπορούσαμε να πάρουμε εκτιμήσεις για τις παραμέτρους b_i με μεθόδους συνήθους παλινδρόμησης.

Είναι σαφές όμως ότι δεν μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την κανονική προσέγγιση στην διωνυμική κατανομή $B_i(n, p_i)$ όταν $n = 1$.

Επίσης η διακύμανση της Y_i είναι $p_i \cdot (1 - p_i)$ και συνεπώς δεν είναι σταθερή.

Τέλος η εκτιμώμενη τιμή

$$\hat{p}_i = \hat{b}_0 + \sum_{j=1}^k \hat{b}_j X_{ij}$$

μπορεί να μην ανήκει στο διάστημα $[0, 1]$ όπως θα έπρεπε.

Αντί για το παραπάνω, χρησιμοποιούμε σαν μεταβλητή απόκρισης έναν μετασχηματισμό της μέσης τιμής της μεταβλητής Y_i

$$n_i = g(p_i) = b_0 + b_1 X_{i1} + \dots + b_k X_{ik}$$

όπου g είναι μία συνάρτηση που απεικονίζει το διάστημα $[0, 1]$ στην πραγματική ευθεία έτσι ώστε

$$g^{-1}(n_i) = p_i \quad \Xi [0, 1].$$

Η συνάρτηση g είναι η συνάρτηση σύνδεσης.

Τρεις συναρτήσεις σύνδεσης χρησιμοποιούμε για δίτιμα (ή διωνυμικά) δεδομένα, τις Logit, Probit και Complementary log-log.

$$\text{Logit} : n_i = \text{logit}(p_i) = \log \frac{p_i}{1 - p_i}$$

Όταν χρησιμοποιούμε σαν συνάρτηση σύνδεσης τη συνάρτηση Logit τότε μιλάμε για ένα μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης.

4. Ερμηνεύοντας το μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης

Υποθέτουμε ότι υπάρχει μία ερμηνευτική μεταβλητή X , η οποία είναι ποσοτική. Για μία μεταβλητή δίτιμης απόκρισης Y η p δηλώνει την πιθανότητα «επιτυχίας» για την τιμή x . Η πιθανότητα p είναι η παράμετρος της διωνυμικής κατανομής. Το μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης έχει γραμμική μορφή για την συνάρτηση Logit αυτής της πιθανότητας,

$$\text{logit}(p) = \log \frac{p}{1 - p} = b_0 + b x$$

Ο τύπος της λογιστικής παλινδρόμησης υπονοεί τον ακόλουθο τύπο για την πιθανότητα p χρησιμοποιώντας την εκθετική συνάρτηση $\exp(b_0 + b x) = e^{b_0 + b x}$,

$$p = \frac{\exp(b_0 + b x)}{1 + \exp(b_0 + b x)}$$

5. Ερμηνεία των παραμέτρων και σχέση με την σχετική πιθανότητα (odds) και τον λόγο σχετικών πιθανοτήτων

Είναι σημαντικό εδώ να αναφερθεί ο ορισμός της σχετικής πιθανότητας (odds) καθώς και ο ορισμός του λόγου της σχετικής πιθανότητας (odds ratio).

Γενικά, η σχετική πιθανότητα ενός ενδεχομένου A ορίζεται ως ο λόγος

$$\frac{P(A)}{1 - P(A)} = \frac{P(A)}{P(A^c)}$$

όπου $P(A)$ δηλώνει την πιθανότητα να συμβεί το ενδεχόμενο A .

Τιμή της σχετικής πιθανότητας μεγαλύτερη του 1 δηλώνει ότι το ενδεχόμενο στον αριθμητή είναι πιο πιθανό να συμβεί από αυτό στον παρονομαστή (το συμπληρωματικό του A).

Η έννοια της σχετικής πιθανότητας είναι σημαντική για την ερμηνεία των παραμέτρων σε ένα μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης.

Βασικός λόγος που η συνάρτηση Logit προτιμάται σε σχέση με άλλες συναρτήσεις σύνδεσης σε λογικά μοντέλα είναι η εύκολη διαισθητική ερμηνεία των αποτελεσμάτων με βάση τη σχετική πιθανότητα.

Επειδή

$$\text{logit}(p) = \log \frac{p}{1-p},$$

άρα η συνάρτηση logit αναφέρεται στο λογάριθμο της σχετικής πιθανότητας του ενδεχομένου που μας ενδιαφέρει («επιτυχία»).

Αν έχουμε τώρα δύο ενδεχόμενα A, B τότε ο λόγος σχετικών πιθανοτήτων του A ως προς το B είναι

$$q_{AB} = \frac{\frac{P(A)}{1-P(A)}}{\frac{P(B)}{1-P(B)}} = \frac{P(A)(1-P(B))}{P(B)(1-P(A))},$$

και δείχνει πόσες φορές η σχετική πιθανότητα του ενδεχομένου A είναι μεγαλύτερη από τη σχετική πιθανότητα του ενδεχομένου B .

Για το μοντέλο της λογιστικής παλινδρόμησης

$$\text{logit}(p) = \log \frac{p}{1-p} = b_0 + b x$$

η σχετική πιθανότητα της απόκρισης 1 είναι

$$\frac{p}{1-p} = \exp(b_0 + b c) = e^{b_0} (e^b)^x$$

Η εκθετική σχέση δίνει την εξής ερμηνεία για το β : η σχετική πιθανότητα πολλαπλασιάζεται με e^b για κάθε 1 μονάδα αύξησης του x . Έτσι, η σχετική πιθανότητα στο $x+1$ ισούται με την

σχετική πιθανότητα στο x πολλαπλασιασμένη με $e^{\beta x}$. Όταν $\beta = 0$, $e^{\beta x} = 1$, και η σχετική πιθανότητα δεν αλλάζει όταν το x αλλάζει.

Έτσι η αύξηση κατά 1 μονάδα της τιμής x προκαλεί μεταβολή στην σχετική πιθανότητα $e^{\beta x}$, άρα η μεταβολή $e^{\beta x}$ της σχετικής πιθανότητας για την αύξηση κατά μία μονάδα του x ισούται με τον λόγο σχετικών πιθανοτήτων για την πιθανότητα της «επιτυχίας» για την τιμή $x+1$ ως προς την πιθανότητα της «επιτυχίας» για την τιμή x .

6. Έλεγχος καλής προσαρμογής του μοντέλου της λογιστικής παλινδρόμησης

Για τον έλεγχο της καλής προσαρμογής του μοντέλου της λογιστικής παλινδρόμησης θα χρησιμοποιήσουμε το χ^2 (chi-square) τεστ καλής προσαρμογής Hosmer & Lemeshow. Το Hosmer and Lemeshow test (H-L) είναι ένα στατιστικό τεστ για τον έλεγχο της καλής προσαρμογής των μοντέλων λογιστικής παλινδρόμησης. Ο H-L έλεγχος καλής προσαρμογής, καταδεικνύει τον βαθμό στον οποίο το μοντέλο προσαρμόζεται στα δεδομένα σε σχέση με ένα μοντέλο με καθόλου ερμηνευτικές μεταβλητές, ή αλλιώς πόσο καλά το μοντέλο εξομοιώνει τα δεδομένα ως μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης. Η διαδικασία του ελέγχου καλής προσαρμογής του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης έγκειται στην σύγκριση του αριθμού των $Y = 1$ (για την δίτιμη μεταβλητή απόκρισης, όταν με 1 έχουμε ορίσει την τιμή της «επιτυχίας» και 0 την τιμή για την «αποτυχία»), για τα επίπεδα της ανεξάρτητης μεταβλητής X , με τον αριθμό των εκτιμήσεων για την πιθανότητα να έχει η μεταβλητή απόκρισης την τιμή 1, με την χρήση του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης. για τα επίπεδα των τιμών της ανεξάρτητης μεταβλητής.

Ο έλεγχος H-L γίνεται ως εξής: εκτιμώνται με το μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης οι πιθανότητες να πάρει η μεταβλητή Y την τιμή 1, για κάθε επίπεδο της ανεξάρτητης μεταβλητής και κατόπιν οι εκτιμήσεις διαιρούνται σε g δεκατημόρια με τρόπο ώστε το πρώτο δεκατημόριο να περιέχει τις μικρότερες εκτιμώμενες πιθανότητες, το δεύτερο τις αμέσως μεγαλύτερες εκτιμώμενες πιθανότητες, και ούτω καθ' εξής έως το τελευταίο δεκατημόριο (που θα περιέχει τις μεγαλύτερες εκτιμώμενες πιθανότητες). Κατόπιν το H-L τεστ χρησιμοποιεί την στατιστική συνάρτηση

$$C = \sum_{k=1}^g \frac{(o_k - e_k)^2}{e_k (1 - e_k / n_k)^2}$$

όπου,

$$o_k = \sum_{j=1}^{n_k} y_{kj}$$

ο αριθμός των φορών που βρίσκεται υπολογισμένη η πιθανότητα η μεταβλητής Y να πάρει την τιμή 1, στο k δεκατημόριο ($k = 1, 2, \dots, g$),

$$e_k = \sum_{j=1}^{n_k} p_{kj}^{\square}$$

το άθροισμα των υπολογισμένων πιθανοτήτων για την πιθανότητα η μεταβλητή Y να πάρει την τιμή 1, στο k δεκατημόριο ($k = 1, 2, \dots, g$), και n_k είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων στο k δεκατημόριο.

Η στατιστική συνάρτηση του τεστ ακολουθεί ασυμπτωτικά την κατανομή χ^2 (Chi-square) με $n-2$ βαθμούς ελευθερίας. Αν το αποτέλεσμα του τεστ δεν είναι στατιστικά σημαντικό τότε το μοντέλο εξομοιώνει καλώς τα δεδομένα, το αντίθετο στην αντίθετη περίπτωση.

7. Έλεγχος σημαντικότητας μίας ερμηνευτικής μεταβλητής σε ένα μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης.

Με τον έλεγχο του Wald ελέγχουμε τη σημαντικότητα μίας ερμηνευτικής μεταβλητής σε ένα μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης.

Από την θεωρία εκτιμητικής οι εκτιμητές μεγίστης πιθανοφάνειας για τις παραμέτρους ενός γενικευμένου γραμμικού μοντέλου έχουν ασυμπτωτικά την κανονική κατανομή.

Συνεπώς για μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την κανονική κατανομή για να εξετάσουμε αν μία παράμετρος β διαφέρει σημαντικά από το μηδέν.

Η στατιστική συνάρτηση που χρησιμοποιούμε για τον έλεγχο του Wald είναι η:

$$z = \frac{b}{s.e.(b)},$$

που ακολουθεί ασυμπτωτικά την $N(0, 1)$ κατανομή.

3.5. Επιλογή του μοντέλου για την διερεύνηση της επίδρασης των εποχικών κυμάτων στην σύλληψη του παιδιού, στο βάρος του παιδιού κατά την γέννηση

Για την περίπτωση της διερεύνησης της επίδρασης της εποχικότητας της σύλληψης στο βάρος του παιδιού κατά την γέννηση, τα μοντέλα τα οποία θα χρησιμοποιήσουμε είναι τα μοντέλα της παραμετρικής ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) και το μη παραμετρικό μοντέλο ανάλυσης διακύμανσης Kruskal-Wallis. Κατωτέρω θα παρατεθεί το θεωρητικό πλαίσιο των μοντέλων και το γιατί ταιριάζει η εφαρμογή του στο ζητούμενό μας.

3.5.1. Ανάλυση Διακύμανσης κατά ένα Παράγοντα (One way ANOVA)

1. Το βασικό μοντέλο για ANOVA κατά ένα παράγοντα

Για την εξέταση της επίδρασης της εποχικότητας στο βάρος του βρέφους κατά την γέννηση, όπου οι ερμηνευτικές μεταβλητές είναι ο μήνας της σύλληψης και η εποχή της σύλληψης, ποιοτικές-κατηγορικές εδω-μεταβλητές, το μοντέλο που εξετάζει την επίδραση της κατηγορικής μεταβλητής στην εξαρτημένη μεταβλητή είναι το μοντέλο της ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One way ANOVA), όπου η ανεξάρτητη μεταβλητή είναι ο παράγοντας (factor) και οι διαφορετικές τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής είναι το επίπεδο του παράγοντα (factor level).

Στο βασικό μοντέλο της ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) σε κάθε επίπεδο του παράγοντα αντιστοιχεί μία κατανομή. Οι βασικές υποθέσεις που γίνονται είναι ότι :

α) η κατανομή για κάθε επίπεδο είναι κανονική

β) κάθε κατανομή έχει την ίδια διακύμανση

γ) Οι παρατηρήσεις για κάθε επίπεδο αποτελούν τυχαίο δείγμα από την αντίστοιχη κατανομή και είναι ανεξάρτητες από τις παρατηρήσεις που αντιστοιχούν στα άλλα επίπεδα.

Έτσι η μόνη διαφορά που παρατηρείται από επίπεδο σε επίπεδο του προς μελέτη παράγοντα οφείλεται στους διαφορετικούς μέσους των αντίστοιχων κατανομών.

Οι στόχοι της ANOVA είναι να ελέγξουμε αν οι μέσοι των διαφόρων επιπέδων είναι ίσοι. Αν είναι ίσοι τότε ο αντίστοιχος παράγοντας δεν επηρεάζει την εξαρτημένη μεταβλητή. Για την περίπτωση που οι μέσοι είναι διαφορετικοί, τότε εξετάζουμε τις διαφορές τους και τον βαθμό της επίδρασής τους στην εξαρτημένη μεταβλητή.

2. Το μαθηματικό/στατιστικό μοντέλο ANOVA –συμβολισμοί

Με r συμβολίζουμε το πλήθος των διαφορετικών επιπέδων του προς μελέτη παράγοντα, με n_1, n_2, \dots, n_r συμβολίζουμε τον αριθμό των παρατηρήσεων σε κάθε επίπεδο.

Έτσι στο επίπεδο i ($i = 1, 2, \dots, r$) θα έχουμε n_i παρατηρήσεις που θα συμβολίζονται με Y_{ij} , $j = 1, 2, \dots, n_i$

Η βασική υπόθεση του ANOVA είναι:

$$Y_{ij} : N(m_i, s^2).$$

Η διατύπωση του μοντέλου είναι:

$$Y_{ij} = m_i + e_{ij}$$

όπου m_i είναι η μέση τιμή της κανονικής κατανομής της τ.μ. Y_{ij} για το επίπεδο i του παράγοντα (παράμετρος μη τυχαία), e_{ij} σφάλμα (τυχαία μεταβλητή), όπου e_{ij} ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές που ακολουθούν την κατανομή $N(0, s^2)$ για $i = 1, 2, \dots, r$ και $j = 1, 2, \dots, n_i$.

Συνέπειες των βασικών υποθέσεων:

- $E(Y_{ij}) = m_i + E(e_{ij}) = m_i + 0 = m_i$,

οι παρατηρήσεις που αντιστοιχούν στο i επίπεδο έχουν τον ίδιο μέσο.

- $V(Y_{ij}) = V(e_{ij}) = s^2$.
- Οι τυχαίες μεταβλητές Y_{ij} είναι ανεξάρτητες και ακολουθούν τις κατανομές $N(m_i, s^2)$.

3. Εκτιμήτριες ελαχίστων τετραγώνων

Ζητάμε να ελαχιστοποιηθεί η ποσότητα

$$Q(m_1, m_2, \dots, m_r) = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - m_i)^2.$$

Παραγωγίζοντας βρίσκουμε

$$\bar{m}_1 = \bar{U}_{1.}, \bar{m}_2 = \bar{U}_{2.}, \dots, \bar{m}_r = \bar{U}_{r.} \text{ οπότε } Y_{ij}^{\square} = \bar{m}_i = \bar{U}_{i.},$$

$i = 1, 2, \dots, r$ και $j = 1, 2, \dots, n_i$ και $\bar{U}_{i.}$ ο μέσος για το i επίπεδο.

Υπόλοιπα:

$$e_{ij}^{\square} = U_{ij} - Y_{ij}^{\square} = U_{ij} - \bar{U}_{i.}, \quad i = 1, 2, \dots, r \text{ και } j = 1, 2, \dots, n_i$$

Για τα υπόλοιπα ισχύει πάντοτε ότι $\sum_{j=1}^{n_i} e_{ij}^{\square} = 0$ για όλα τα $i = 1, 2, \dots, r$.

4. Έλεγχος κανονικότητας των κατανομών στα διάφορα επίπεδα

Για τον έλεγχο της κανονικότητας των κατανομών στα διάφορα επίπεδα θα χρησιμοποιήσουμε το τεστ καλής προσαρμογής Kolmogorov-Smirnov.

Το Kolmogorov-Smirnov (K-S) τεστ βασίζεται στην Εμπειρική Συνάρτηση Κατανομής (ECDF). Δεδομένων N διατεταγμένων παρατηρήσεων Y_1, Y_2, \dots, Y_n η ECDF ορίζεται ως:

$$E_N = n(i) / N$$

όπου $n(i)$ είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων των μικρότερων από Y_i και τα Y_i είναι διατεταγμένα από την μικρότερη τιμή στην μεγαλύτερη. Είναι μια συνάρτηση βηματισμού που αυξάνει με $1/N$ στην κάθε τιμή των διατεταγμένων παρατηρήσεων.

Το τεστ Kolmogorov-Smirnov ορίζεται από την μηδενική υπόθεση H_0 ότι τα δεδομένα ακολουθούν μια συγκεκριμένη κατανομή, έναντι της εναλλακτικής H_1 ότι τα δεδομένα δεν ακολουθούν μια συγκεκριμένη κατανομή. Η στατιστική συνάρτηση του τεστ ορίζεται ως:

$$D = \max_{1 \leq i \leq N} \left| F(Y_i) - \frac{i-1}{N}, \frac{i}{N} - F(Y_i) \right|$$

όπου F είναι η θεωρητική σφαιρική κατανομή της κατανομής που ελέγχεται η οποία θα πρέπει να είναι συνεχής κατανομή και θα πρέπει να είναι πλήρως ορισμένη (ορισμένη ως προς την μέση τιμή, την διακύμανση και την κυρτότητα).

Η υπόθεση που αφορά την μορφή της κατανομής απορρίπτεται αν η τιμή της στατιστικής συνάρτησης D είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή για συγκεκριμένο επίπεδο σημαντικότητας α .

5. Έλεγχος ισότητας διακυμάνσεων στα διάφορα επίπεδα

Για να ελέγξουμε αν οι διακυμάνσεις των παρατηρήσεων είναι ίδιες στα διάφορα επίπεδα μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε το τεστ Levene. Ο έλεγχος θα πρέπει να γίνεται στην αρχή της ανάλυσης για να βεβαιωθούμε ότι το μοντέλο στο οποίο βασιζόμαστε είναι σωστό, (οι διακυμάνσεις των e_{ij} είναι ίσες για όλες τις ομάδες). Ο έλεγχος αυτός είναι περισσότερο ευσταθής από άλλα παρόμοια τεστ, όπως τα Bartlett, Cochran, Hartley, στην περίπτωση μη κανονικότητας των παρατηρήσεων.

Το τεστ Levene γίνεται ως εξής: δημιουργούνται οι απόλυτες διαφορές

$$X_{ij} = |Y_{ij} - \bar{Y}_i|, i = 1, 2, \dots, r, j = 1, 2, \dots, n_i,$$

όπου \bar{Y}_i είναι η διάμεσος των παρατηρήσεων που αντιστοιχούν στο i επίπεδο και εκτελείται ανάλυση διακύμανσης στις διαφορές αυτές. Το Levene statistic είναι το F-ratio του πίνακα ANOVA που προκύπτει.

6. Παραβίαση των υποθέσεων

Η ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) είναι αξιόπιστη ακόμη και όταν παραβιάζονται οι υποθέσεις της κανονικότητας και των ίσων διακυμάνσεων όταν τα

δειγματικά μεγέθη είναι ίσα (J. F. Reed III και D. B. Stark, 1988)-ίσα δειγματικά μεγέθη θεωρούνται αυτά που το μεγαλύτερο δεν υπερβαίνει κατά 1,5 φορές το μικρότερο (Robert A. Horn, 2006).

7. F-test για τον έλεγχο της ισότητας των μέσων των επιπέδων

Ενδιαφερόμαστε να κάνουμε τον έλεγχο

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_r$$

H_1 : όχι ίσοι όλοι οι μέσοι.

Τα $\frac{SSTR}{s^2}$, $\frac{SSE}{s^2}$ είναι ανεξάρτητα και ακολουθούν τις κατανομές χ^2_{r-1} και $\chi^2_{n_T-r}$

αντίστοιχα, οπότε

$$F^* = \frac{MSTR}{MSE} = \frac{\frac{SSTR}{r-1}}{\frac{SSE}{n_T-r}} = \frac{(SSTR/s^2)}{(SSE/s^2)} : F_{r-1, n_T-r}$$

Έτσι η κρίσιμη περιοχή (περιοχή απόρριψης της H_0) για έλεγχο σε επίπεδο σημαντικότητας 1- α θα ορίζεται από την σχέση $F^* > F_{r-1, n_T-r}(\alpha)$.

8. Έλεγχοι ευρωστίας της ισότητας των μέσων

Όταν η υπόθεση της ίδιας διακύμανσης για κάθε κατανομή παραβιάζεται ή ισοδύναμα όταν παραβιάζεται η υπόθεση της σταθερής διακύμανσης των σφαλμάτων που αντιστοιχούν στο i επίπεδο, τότε μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε τους ελέγχους ευρωστίας της ισότητας των μέσων, Welch και Brown-Forsythe.

8.1. Welch έλεγχος ευρωστίας της ισότητας των μέσων

Ο Welch πρότεινε τον έλεγχο της ισότητας των μέσων k δειγματικών πληθυσμών χωρίς να επιβάλλει την υπόθεση της ισότητας των διακυμάνσεων των κατανομών. Προϋποθέτει την ισχύ της κανονικής κατανομής για κάθε επίπεδο και την ανεξαρτησία μεταξύ των παρατηρήσεων για κάθε επίπεδο. Ο Welch προσεγγίζει την κατανομή της στατιστικής συνάρτησής του W^* από την κατανομή F .

Η W^* ορίζεται ως:

$$W^* = \frac{\varepsilon \frac{w_i (X_{i.} - \bar{X}_{..})^2}{(k-1)}}{1 + \frac{2(k-2)}{(k^2-1)} \varepsilon \frac{1}{n_i-1} \left(1 - \frac{w_i}{U}\right)^2}$$

όπου:

$$w_i = n_i / s_i^2$$

$$U = \varepsilon_i w_i$$

$$\bar{X}_{..} = \varepsilon_i w_i X_{i.} / U$$

Όταν

$$H_0 : m_1 = m_2 = \dots = m_k,$$

η W^* κατανέμεται όπως μία κατανομή F με $k-1$ και f βαθμούς ελευθερίας με:

$$f = \frac{1}{k} \frac{3}{k^2-1} \varepsilon \frac{1}{n_i-1} \left(1 - \frac{w_i}{U}\right)^2$$

8.2. Brown-Forsythe έλεγχος ευρωστίας της ισότητας των μέσων

Οι Brown και Forsythe πρότειναν μία στατιστική συνάρτηση όπου ο αριθμητής είναι ο ίδιος με αυτόν της κατανομής F^* της ANOVA με την διαφορά ότι υποκαθιστούν τον παρονομαστή με μία αναμενόμενη τιμή ίση με αυτή του αριθμητή όταν η H_0 είναι αληθινή. Η κατανομή της στατιστικής συνάρτησης του τεστ είναι σιωπηρώς ορισμένη από την προσέγγιση Satterhwaite. Η στατιστική συνάρτηση του BF^* ορίζεται ως:

$$BF^* = \frac{\varepsilon_i^k n_i (X_{i.} - \bar{X}_{..})^2}{\varepsilon_i^{i=1} (1 - n_i / N) s_i^2}$$

Όταν

$$H_0 : m_1 = m_2 = \dots = m_k,$$

η BF^* κατανέμεται περίπου ως μία κατανομή F με $k-1$ και f' βαθμούς ελευθερίας όπου:

$$f' = \frac{\sum_{i=1}^k \frac{c_i^2}{(n_i - 1)}}{\sum_{i=1}^k \frac{c_i^2}{(n_i - 1)}} \bar{\omega}^{-1}$$

και

$$c_i = \frac{\sum_{j=1}^k \frac{n_j \bar{y}_j^2}{N} - \frac{n_i \bar{y}_i^2}{N}}{\sum_{j=1}^k \frac{n_j \bar{y}_j^2}{N} - \frac{n_i \bar{y}_i^2}{N}}$$

3.5.2. Μη παραμετρική ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα Kruskal-Wallis

Η ανάλυση Kruskal-Wallis μπορεί να χρησιμοποιηθεί στην περίπτωση όπου k δείγματα ενός πληθυσμού δεν προέρχονται από κανονικές κατανομές και τα k δείγματα έχουν ετερογενείς διακυμάνσεις. Αν και η ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) είναι αξιόπιστη και όταν παραβιάζονται οι ανωτέρω υποθέσεις υπό τον περιορισμό ότι το πλήθος των παρατηρήσεων ανά επίπεδο του παράγοντα είναι το ίδιο, η ανάλυση κατά ένα παράγοντα Kruskal-Wallis είναι επιτακτική όταν παραβιάζονται οι ανωτέρω υποθέσεις και έχουμε διαφορετικό πλήθος παρατηρήσεων ανά επίπεδο του παράγοντα.

Η στατιστική συνάρτηση είναι η:

$$H^* = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1)$$

όπου n_i είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων στην i ομάδα και $N = \sum_{i=1}^k n_i$.

R_i είναι το άθροισμα των βαθμίδων (τάξη ή σειρά κατάταξης) των n_i παρατηρήσεων στην ομάδα i . Στην περίπτωση ισοπαλίας στην σειρά κατάταξης, η H^* ρυθμίζεται για αυτές τις ισοπαλίες χρησιμοποιώντας την ακόλουθη στατιστική συνάρτηση Kruskal-Wallis H_c^* .

$$H_c^* = H^* / C$$

όπου

$$C = 1 - \frac{\varepsilon T}{N^3 - N}$$

και

$$\varepsilon T = \sum_{i=1}^m (t_i^3 - t_i),$$

t_i είναι ο αριθμός των ισοπαλιών στην i ομάδα και m είναι ο αριθμός των ομάδων με ισόπαλες βαθμίδες.

Για μεγάλα δείγματα ή για $k > 5$, η H^* προσεγγίζεται από μια χ^2 (chi-square) κατανομή με $k-1$ βαθμούς ελευθερίας.

3.5.3. Πολλαπλές συγκρίσεις (Multiple comparisons)

1. Duncan τεστ

Υποθέτουμε ότι κάνουμε μια ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) και έχουμε μία οικογένεια από υποσύνολα υποθέσεων

$H_P : m_i = m_j, " i, j \in P \text{ N } K = \{1, 2, K, k\}$, η οποία έχει ιεραρχική διάταξη. Έστω Z_P μία στατιστική συνάρτηση και c_P μία κριτική σταθερά για τον έλεγχο της υπόθεσης H_P .

Η διαδικασία του Duncan ανάγεται στην περίπτωση της γενικής διαδικασίας ελέγχου με καθοδικό βηματισμό (step-down).

Βήμα 1. Ελέγχουμε την υπόθεση $H_K : m_1 = \dots = m_k$. Απορρίπτουμε την H_K εάν $Z_K > c_k$ και προχωρούμε στο βήμα 2, αλλιώς αν δεν απορρίψουμε την H_K , δεχόμαστε όλες τις υποθέσεις H_P και σταματάμε εκεί.

Βήμα 2. Ελέγχουμε τις υποθέσεις H_P για όλα τα υποσύνολα $P \text{ M } K$, με $P = k-1$. Απορρίπτω την H_P εάν $Z_P > c_{k-1}$. Εάν κάποια υπόθεση δεν απορριφθεί, τότε δεν απορρίπτουμε και όλες τις υποθέσεις που η μη απόρριψή τους προκύπτει από αυτή την μη

απόρριψη. Σταματάμε όταν δεν υπάρχουν άλλες υποθέσεις να ελεγχθούν, άλλως προχωράμε στο επόμενο βήμα για να ελέγξουμε την υπόθεση H_P με $P = k-2$.

Γενικά ελέγχουμε και απορρίπτουμε την H_P εάν την έχουμε απορρίψει σε ένα πρότερο βήμα (π.χ. εάν $Z_{P'} > c_{P'}$, " $P' \text{ I } P$ ") και $Z_P > c_P$. Σταματάμε μόνο όταν δεν υπάρχουν άλλες υποθέσεις να ελεγχθούν, διαφορετικά προχωράμε στο επόμενο βήμα για να ελέγξουμε υποθέσεις H_P που έχουμε απορρίψει για P αμέσως χαμηλότερου πλήθους.

Οι κριτικές σταθερές c_P καθορίζονται από την εξίσωση

$$a_p = P \{ Z_P > c_p / H_P \},$$

όπου a_p είναι ένα καθορισμένο ονομαστικό επίπεδο σημαντικότητας για τον έλεγχο των H_P . Ο λόγος που το a_p ονομάζεται ονομαστικό είναι διότι δεν αντιπροσωπεύει την πιθανότητα για σφάλμα τύπου I. Αυτή η πιθανότητα είναι το supremum όλων των συνδυασμών που ικανοποιούν την υπόθεση H_P για την πιθανότητα του γεγονότος $Z_{P'} > c_{P'}$, " $P' \text{ K } P$ ", και είναι μικρότερη από a_p , εκτός όταν $P = K$. Η επιλογή του Duncan για το ονομαστικό επίπεδο σημαντικότητας είναι το

$$a_p = 1 - (1 - a)^{p-1} \quad (2 \leq p \leq k).$$

Η στατιστική συνάρτηση Z_P είναι η:

$$Z_P = Q_P = \frac{(\max_{i \in P} \bar{Y}_i - \min_{i \in P} \bar{Y}_i) \sqrt{n}}{S},$$

όπου Q_P η τυποποιημένη κατά Student κατανομή εύρους, και $c_p = q_{p,n}^{(a_p)}$.

Το Duncan τεστ θα το εφαρμόσουμε στην περίπτωση που θα έχουμε ίσες διακυμάνσεις.

2. Games-Howell τεστ

Το τεστ Games-Howell είναι τεστ πολλαπλών συγκρίσεων των μέσων των κατανομών που αντιστοιχούν στα διάφορα επίπεδα του παράγοντα. Μπορεί να χρησιμοποιηθεί όταν δεν ισχύει η

υπόθεση της ίδιας διακύμανσης και με διαφορετικό πλήθος παρατηρήσεων σε κάθε επίπεδο και όταν δεν ισχύει η υπόθεση της κανονικότητας των κατανομών για κάθε επίπεδο.

Θεωρώντας το μοντέλο της ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα

$$Y_{ij} = m_i + e_{ij}$$

και συμβολίζοντας \bar{y}_i τον i δειγματικό μέσο και με s_i^2 τις αμερόληπτες εκτιμήσεις των s_i^2 βασισμένες σε n_i βαθμούς ελευθερίας, ανεξάρτητες των \bar{y}_i . Θέλουμε να καθορίσουμε ένα σύνολο κοινών διαστημάτων εμπιστοσύνης για τις $r(r-1)/2$ διαφορές $m_i - m_j$.

Για την περίπτωση των διαφορετικών s_i^2 θεωρούμε εκτιμήσεις διαστημάτων εμπιστοσύνης της μορφής:

$$\bar{y}_i - \bar{y}_j = \pm A_{ij,a,r} (s_i^2 / n_i + s_j^2 / n_j)^{\frac{1}{2}}$$

όπου $A_{ij,a,r}$ επιλέγεται για να επιτύχει, εάν είναι δυνατό, το επιθυμητό κοινό διάστημα εμπιστοσύνης $1-\alpha$.

Για την επιλογή του $A_{ij,a,r}$ η διαδικασία των Games-Howell θεωρεί:

$$A_{ij,a,r} = SR_{a,r,\bar{n}_{ij}} / \sqrt{2},$$

όπου $SR_{a,r,\bar{n}_{ij}}$ είναι το α σημείο της κατανομής q (η τυποποιημένη κατά Student κατανομή εύρους) για τις r κανονικές μεταβλητές, και \bar{n}_{ij} δηλώνει τον τύπο των Smith (1936), Welch (1938) και Satterthwaite (1946) για τον κατά προσέγγιση υπολογισμό των βαθμών ελευθερίας,

$$\bar{n}_{ij} = \frac{(s_i^2 / n_i + s_j^2 / n_j)^2}{s_i^4 / n_i^2 n_i + s_j^4 / n_j^2 n_j}.$$

3. Mann-Whitney U τεστ

Το τεστ Mann-Whitney U εκτιμά πότε οι διάμεσοι μίας τυχαίας μεταβλητής διαφέρουν σημαντικά μεταξύ δύο δειγματικών πληθυσμών. Είναι ένα μη παραμετρικό τεστ για τον

στατιστικό έλεγχο υποθέσεων. Επειδή η ανάλυση για το Mann-Whitney U τεστ στηρίζεται σε βαθμίδες (σειρά κατάταξης) οι κατανομές της μεταβλητής που εξετάζεται-κατανομές που αντιστοιχούν στα δύο επίπεδα ενός παράγοντα (ανεξάρτητη μεταβλητή)-δεν κατανέμονται αναγκαστικά κανονικά.

Οι υποθέσεις που θα πρέπει να ισχύουν για να προχωρήσουμε στο Mann-Whitney U τεστ είναι οι:

1. Οι συνεχείς κατανομές των δύο δειγματικών πληθυσμών πρέπει να είναι οι αυτές (πλην της παραμέτρου θέσης, διάμεσος).
2. Οι παρατηρήσεις προέρχονται από 2 ανεξάρτητα δείγματα πληθυσμών, και οι βαθμίδες κατάταξης των παρατηρήσεων της τυχαίας μεταβλητής για τους δύο δειγματικούς πληθυσμούς πρέπει να είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους.
3. Η στατιστική συνάρτηση z του τεστ (στατιστική συνάρτηση που ακολουθεί την κανονική κατανομή) χρησιμοποιείται όταν τα δείγματα έχουν μέγεθος μεγαλύτερο των 20 παρατηρήσεων.

Το τεστ εφαρμόζει μια στατιστική συνάρτηση που συνήθως συμβολίζεται U , της οποίας η κατανομή κατά από την μηδενική υπόθεση είναι γνωστή.

Για μεγάλα δείγματα η U προκύπτει ως εξής:

- Κατατάσσονται όλες οι παρατηρήσεις-ανεξάρτητα από την ομάδα που ανήκουν-κατά αύξουσα σειρά και βαθμολογείται η σειρά κατάταξης της
- Προστίθενται οι βαθμίδες των παρατηρήσεων από το 1^ο δείγμα. Το άθροισμα των βαθμίδων του 2^{ου} δείματος προκύπτει υπολογιστικά αφού το άθροισμα όλων των βαθμίδων ισούται με $N(N+1)/2$, όπου N είναι ο συνολικός αριθμός των παρατηρήσεων.
- Το U δίνεται από τον τύπο:

$$U_1 = R_1 - \frac{n_1(n_1 + 1)}{2}$$

όπου n_1 είναι το μέγεθος του δείματος 1 και R_1 είναι το άθροισμα των βαθμίδων στο δείγμα 1. Το ποιο δείγμα θα χαρακτηριστεί 1 ή 2 δεν έχει σημασία.

Ο ισοδύναμος τύπος για το U είναι ο

$$U_2 = R_2 - \frac{n_2(n_2 + 1)}{2}.$$

Η μικρότερη τιμή των U_1 και U_2 είναι αυτή που θα χρησιμοποιηθεί όταν θα προστρέξουμε στους πίνακες των τιμών που παίρνει η συνάρτηση κατανομής της ανεξάρτητης μεταβλητής.

Το άθροισμα των δύο τιμών U_1 και U_2 δίνεται από τον τύπο

$$U_1 + U_2 = R_1 - \frac{n_1(n_1 + 1)}{2} + R_2 - \frac{n_2(n_2 + 1)}{2}.$$

Γνωρίζοντας ότι $R_1 + R_2 = N(N + 1)/2$ και $N = n_1 + n_2$, βρίσκουμε ότι

$$U_1 + U_2 = n_1 n_2.$$

- Για μεγάλα δείγματα η U κατανέμεται-προσεγγιστικά-κανονικά. Η στατιστική συνάρτηση

$$z = \frac{U - m_U}{s_U},$$

όπου m_U και s_U είναι η μέση τιμή και η τυπική απόκλιση της U , δίνει τιμές που κατανέμονται προσεγγιστικά με τυποποιημένη κανονική κατανομή.

m_U και s_U δίνονται από τους τύπους

$$m_U = \frac{n_1 n_2}{2},$$

$$s_U = \frac{\sqrt{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}}{12}.$$

Ο τύπος για την τυπική απόκλιση είναι πιο περίπλοκος για τις περιπτώσεις που έχουμε ισοπαλίες στην σειρά κατάταξης.

4. Διόρθωση Bonferroni (Bonferroni correction)

Επειδή η ανάλυση κατά ένα παράγοντα Kruskal-Wallis, είναι τεστ όπου η μηδενική υπόθεση ελέγχεται ταυτόχρονα, δηλαδή είναι $H_0 : m_1 = m_2 = \dots = m_r$, αν το αποτέλεσμα του είναι στατιστικά σημαντικό θα πρέπει κατά την εφαρμογή του Mann-Whitney U τεστ να κάνουμε την διόρθωση Bonferroni (Bonferroni correction).

Η διόρθωση Bonferroni (Bonferroni correction) είναι μία μέθοδος που χρησιμοποιείται στα τεστ πολλαπλών συγκρίσεων. Στηρίζεται στο ότι εάν σε ένα πείραμα ελέγχονται n υποθέσεις,

τότε ένας τρόπος να διατηρηθεί σταθερή η πιθανότητα να οδηγηθούμε σε σφάλμα τύπου I μεταξύ όλων των υποθέσεων όταν εκτελούμε τεστ πολλαπλών συγκρίσεων, είναι να κάνεις τον έλεγχο για κάθε υπόθεση σε ένα επίπεδο σημαντικότητας $1/n$, δηλαδή το επίπεδο που θα είχαμε εάν ελέγγαμε μόνο μία υπόθεση. Έτσι εάν το επίπεδο σημαντικότητας για το σύνολο των ελέγχων ήταν α , τότε η διόρθωση Bonferroni θα ήταν να ελέγξουμε κάθε μία από τις n υποθέσεις, σε επίπεδο σημαντικότητας α/n

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

Περιγραφικά στατιστικά

4.1. Περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών που αφορούν τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες

Πίνακας 4.1. Μέσος όρος, τυπική απόκλιση και σχετικές συχνότητες για τις μεταβλητές που αφορούν τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες

	Ελληνική υπηκοότητα	Αλλοδαποί
Λόγος των φύλων κατά την γέννηση (SRB)	105,4	110,8
Δημογραφικά χαρακτηριστικά		
Ηλικία της μητέρας	30,38 (5,16)	27,08 (5,53)
Ηλικία του πατέρα	34,49 (5,73)	31,80 (5,21)
Σειρά γέννησης	1,73 (0,90)	1,65 (0,77)
Διαφορά ηλικίας πατέρα και μητέρας	3,84 (4,47)	5,29 (4,32)
<i>Ηλικία της μητέρας (%)</i>		
<25	12,45	36,25
25-34	66,62	53,27
35 και άνω	20,93	10,48

<i>Ηλικία του πατέρα (%)</i>		
<25	2,91	5,94
25-44	92,06	92,25
45 και άνω	5,03	1,81
Κοινωνικοοικονομικά χαρακτηριστικά		
Χαρακτηριστικά της μητέρας		
<i>Επαγγελματική ταξινόμηση (%)</i>		
Οικονομικά ανενεργές	38,80	82,66
Χαμηλά & Μεσαία επαγγέλματα	34,69	14,10
Υψηλά επαγγέλματα	26,51	3,24
<i>Επίπεδο εκπαίδευσης (%)</i>		
Πρωτοβάθμια ή κατώτερη	7,53	35,67
Κατώτερη δευτεροβάθμια	9,58	26,34
Ανώτερη δευτεροβάθμια	53,75	30,71
Τριτοβάθμια	29,10	7,28
Χαρακτηριστικά του πατέρα		
<i>Επαγγελματική ταξινόμηση (%)</i>		
Χαμηλά επαγγέλματα	29,52	78,09
Μεσαία επαγγέλματα	31,99	14,16
Υψηλά επαγγέλματα	38,49	7,74
<i>Επίπεδο εκπαίδευσης (%)</i>		
Πρωτοβάθμια ή κατώτερη	8,15	37,28
Κατώτερη δευτεροβάθμια	14,30	27,84
Ανώτερη δευτεροβάθμια	50,49	28,72
Τριτοβάθμια	27,06	6,15

<i>Υπηκοότητα της μητέρας (%)</i>		
Ελληνική	82,81	
Αλλοδαπή		17,19
<i>N</i>	92.440	19.185

4.1.1. Μεταβλητή απόκρισης

- **Δίτιμη μεταβλητή απόκρισης: sex / φύλο του παιδιού κατά την γέννηση για τις Ελληνίδες μητέρες**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την δίτιμη μεταβλητή απόκρισης sex / φύλο του παιδιού κατά την γέννηση για τις 92.440 γεννήσεις από Ελληνίδες μητέρες.

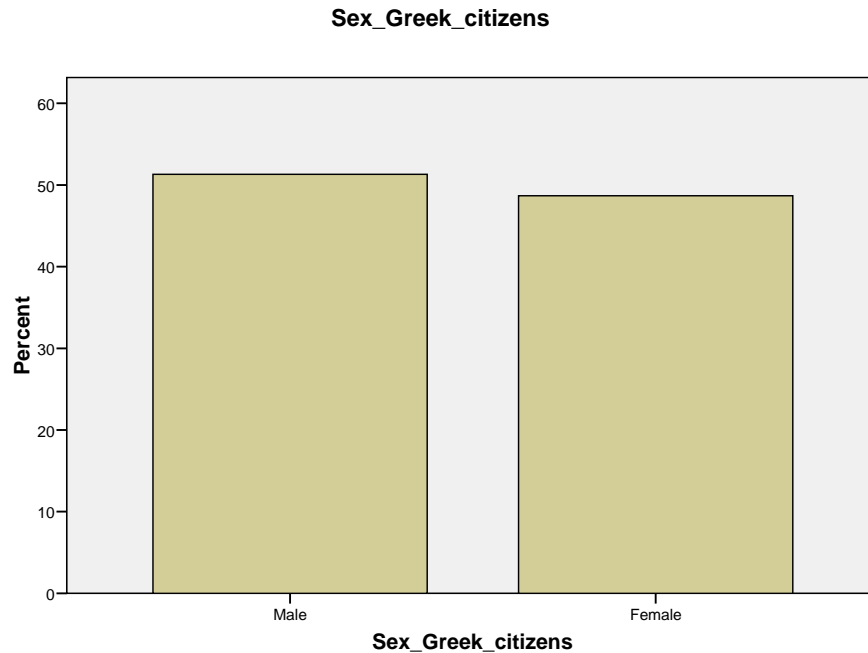
Οι γεννήσεις αγοριών είναι 47.434, ποσοστό 51,31% επί των γεννήσεων.

Οι γεννήσεις κοριτσιών είναι 45.006, ποσοστό 48,68% επί των γεννήσεων.

Άρα ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση (SRB) είναι: $(47.434/45.006) \times 100 = 105,39$

Το ραβδόγραμμα της εν λόγω σχετικής συχνότητας είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.1.
Μεταβλητή **sex** για Ελληνίδες μητέρες



- **Δίτιμη μεταβλητή απόκρισης: sex / φύλο του παιδιού κατά την γέννηση για τις αλλοδαπές μητέρες**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την δίτιμη μεταβλητή απόκρισης «Φύλο του παιδιού κατά την γέννηση» για τις 19.185 γεννήσεις από Ελληνίδες μητέρες.

Οι γεννήσεις αγοριών είναι 10.084, ποσοστό 52,56% επί των γεννήσεων.

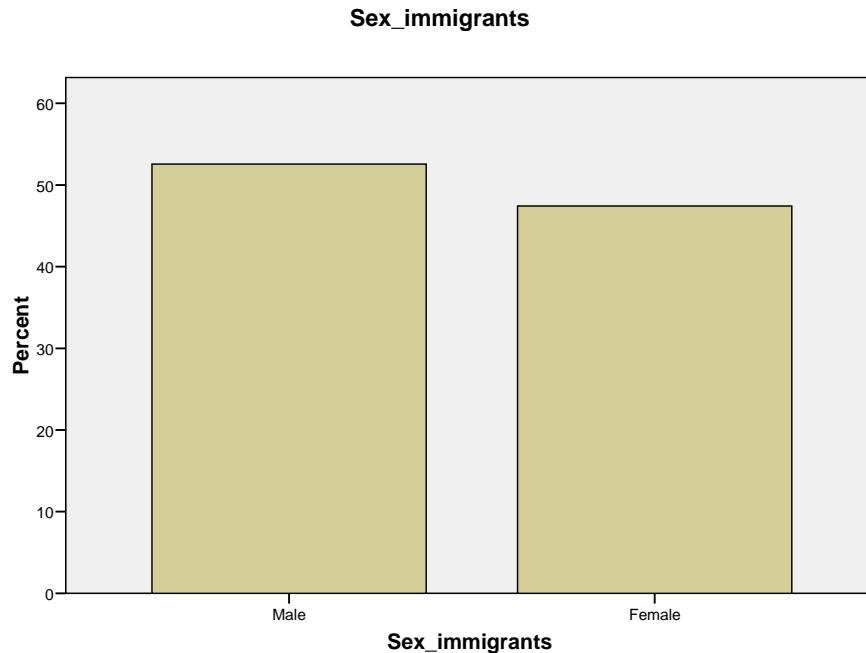
Οι γεννήσεις κοριτσιών είναι 9.101, ποσοστό 47,44% επί των γεννήσεων.

Άρα ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση (SRB) είναι: $(10.084/9.101) \times 100 = 110,80$

Το ραβδόγραμμα της εν λόγω σχετικής συχνότητας είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.2.

Μεταβλητή sex για αλλοδαπές μητέρες



Παρατηρούμε ότι ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση είναι μεγαλύτερος για τις αλλοδαπές μητέρες κατά 5,12%.

4.1.2. Ερμηνευτικές μεταβλητές δημογραφικών χαρακτηριστικών

- **Μεταβλητή: MOTHER_AGE_NR / Ηλικία της μητέρας για Ελληνίδες μητέρες**

Οι Ελληνίδες μητέρες επί του πληθυσμού των μητέρων από τα μικροδεδομένα του αρχείου που αφορούν τις γεννήσεις στην Ελλάδα για το έτος 2006 είναι 92.440 (19.185 είναι οι αλλοδαπές μητέρες).

Η μέση ηλικία τους είναι 30,38 χρόνια, με τυπική απόκλιση 5,16.

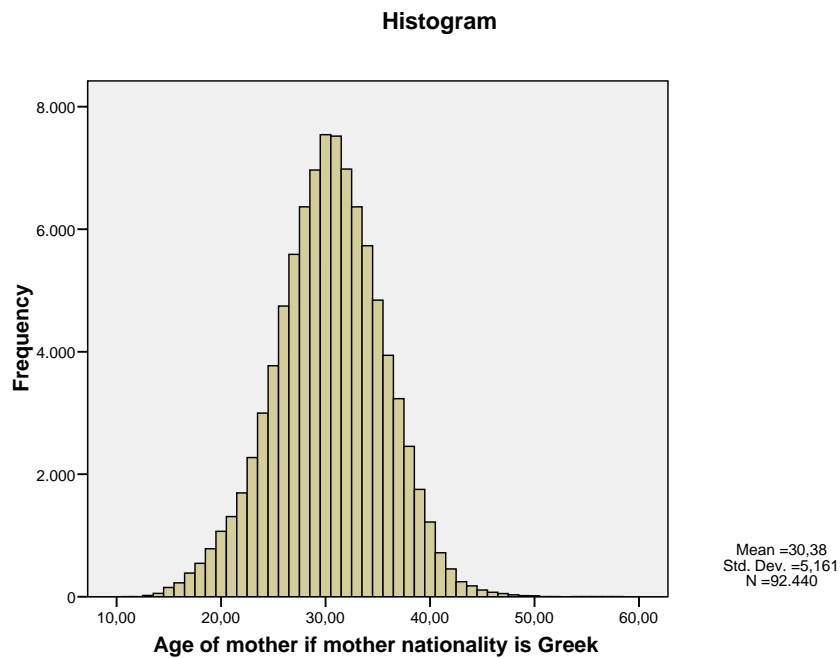
Η καμπύλη συχνότητας είναι λεπτόκυρτη (Συντελεστής κυρτότητας του Pearson 0,179).

Η μικρότερη ηλικία είναι 11 χρόνων και η μεγαλύτερη 58.

Το ιστόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.3.

Μεταβλητή **MOTHER_AGE_NR** για Ελληνίδες μητέρες



- **Μεταβλητή: MOTHER_AGE_NR / Ηλικία της μητέρας για αλλοδαπές μητέρες**

Οι αλλοδαπές μητέρες είναι 19.185

Η μέση ηλικία τους είναι 27,08 χρόνια, με τυπική απόκλιση 5,53.

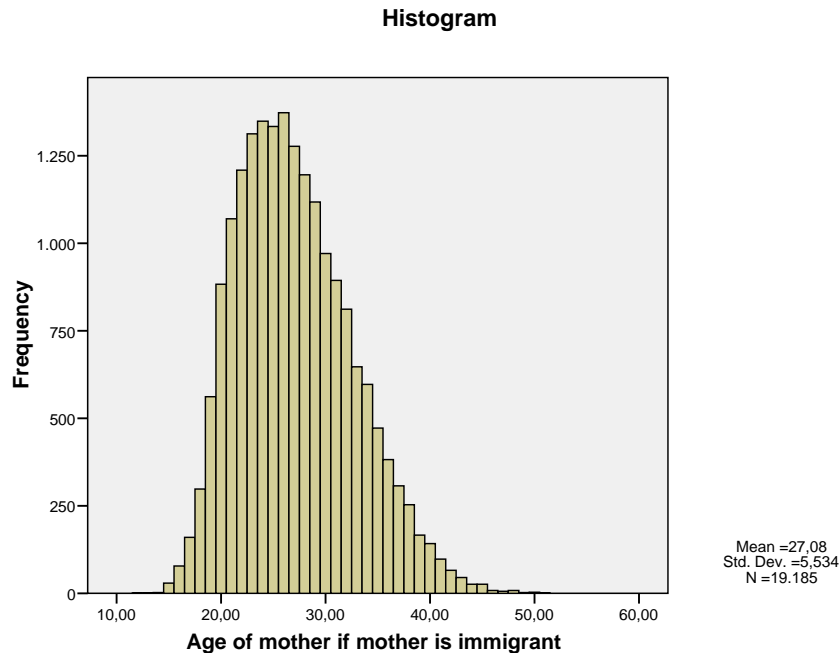
Η καμπύλη συχνότητας είναι πλατύκυρτη (Συντελεστής κυρτότητας του Pearson=0,005).

Η μικρότερη ηλικία είναι 12 χρόνων και η μεγαλύτερη 51.

Το ιστόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.4.

Μεταβλητή **MOTHER_AGE_NR** για αλλοδαπές μητέρες



Παρατηρούμε ότι η μέση ηλικία των αλλοδαπών μητέρων είναι 3,32 χρόνια μικρότερη από των Ελληνίδων μητέρων.

- **Μεταβλητή: FATHER_AGE_NR / Ηλικία του πατέρα για τους Έλληνες πατέρες**

Οι Έλληνες πατέρες επί του πληθυσμού των πατέρων είναι 90.785. (14.970 είναι οι αλλοδαποί πατέρες, λείπουν 5870 παρατηρήσεις για τον χαρακτηρισμό της εθνικότητας του πατέρα).

Η μέση ηλικία τους είναι 34,49 χρόνια, με τυπική απόκλιση 5,73.

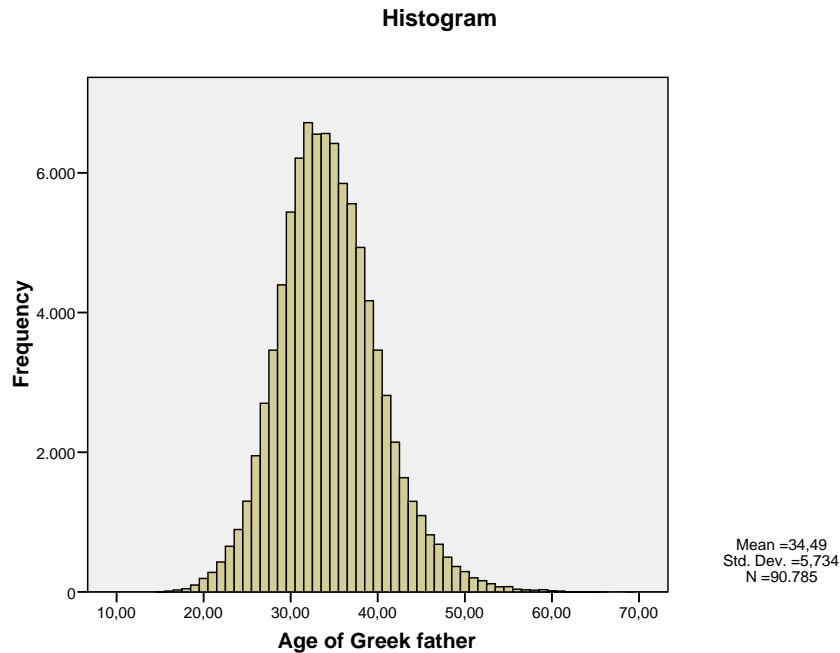
Η καμπύλη συχνότητας είναι λεπτόκυρτη (Συντελεστής κυρτότητας του Pearson 0,753).

Η μικρότερη ηλικία είναι 15 χρόνων και η μεγαλύτερη 69.

Το ιστόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.5.

Μεταβλητή **FATHER_AGE_NR** για Έλληνες πατέρες



- **Μεταβλητή: FATHER_AGE_NR / Ηλικία του πατέρα για αλλοδαπούς πατέρες**

Οι αλλοδαποί πατέρες είναι 14.970

Η μέση ηλικία τους είναι 31,80 χρόνια, με τυπική απόκλιση 5,21.

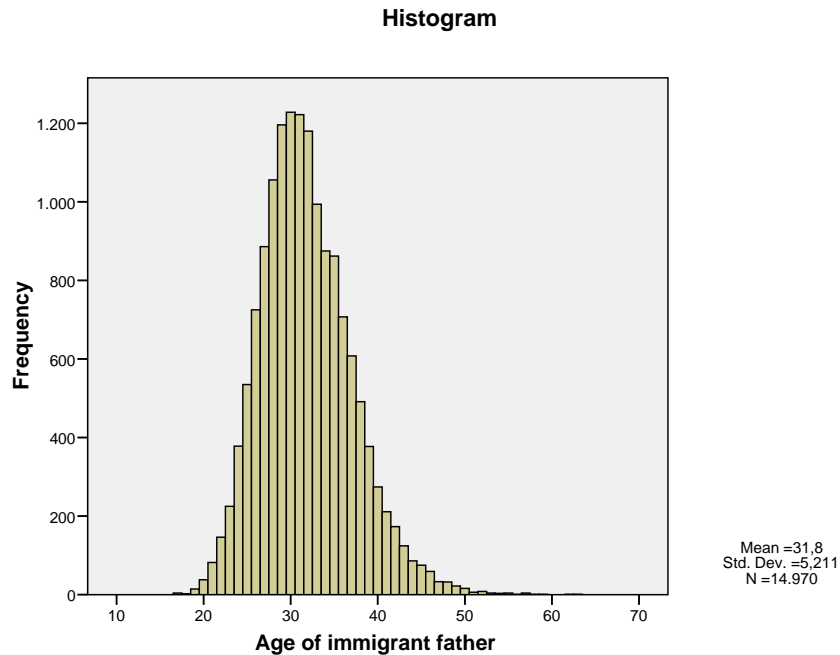
Η καμπύλη συχνότητας είναι λεπτόκυρτη (Συντελεστής κυρτότητας του Pearson 0,827).

Η μικρότερη ηλικία είναι 17 χρόνων και η μεγαλύτερη 63.

Το ιστόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.6.

Μεταβλητή **FATHER_AGE_NR** για αλλοδαπούς πατέρες



Παρατηρούμε ότι η μέση ηλικία των αλλοδαπών πατέρων είναι 2,69 χρόνια μικρότερη από των Ελλήνων πατέρων.

- **Μεταβλητή: birthorder / Σειρά γέννησης για Ελληνίδες μητέρες**

Η σειρά γέννησης επί του πληθυσμού των μητέρων από τα μικροδεδομένα του αρχείου αφορούν 92.440 Ελληνίδες (19.185 αλλοδαπές μητέρες).

Η μέση σειρά γέννησης είναι 1,73 χρόνια, με τυπική απόκλιση 0,90.

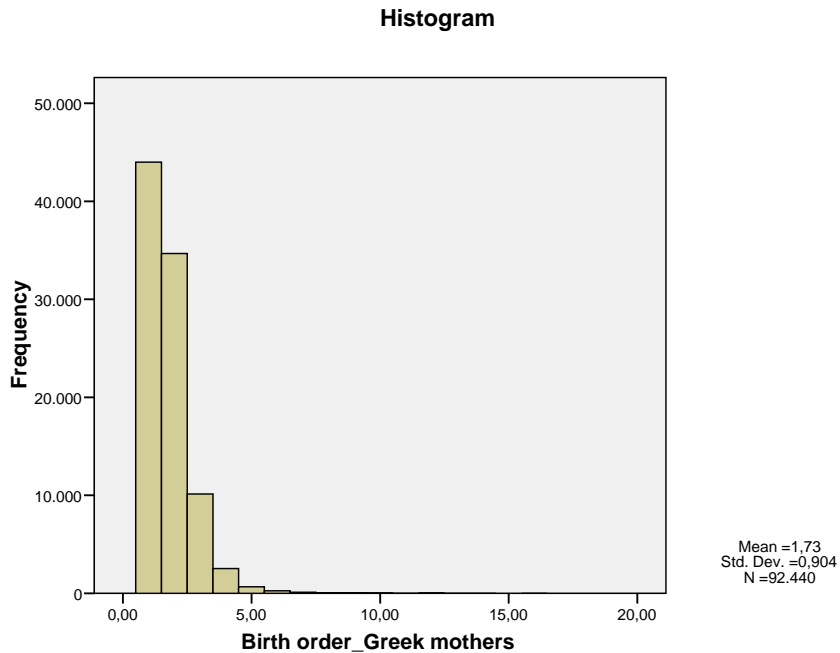
Η καμπύλη συχνότητας είναι λεπτόκυρτη (Συντελεστής κυρτότητας του Pearson 9,428).

Η μικρότερη σειρά γέννησης είναι 1 χρόνων και η μεγαλύτερη 16.

Το ιστόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.7.

Μεταβλητή **birthorder** για Ελληνίδες μητέρες



- **Μεταβλητή: birthorder / Σειρά γέννησης για αλλοδαπές μητέρες**

Η σειρά γέννησης αναφέρεται σε 19.185 αλλοδαπές μητέρες

Η μέση σειρά γέννησης είναι 1,65 με τυπική απόκλιση 0,77.

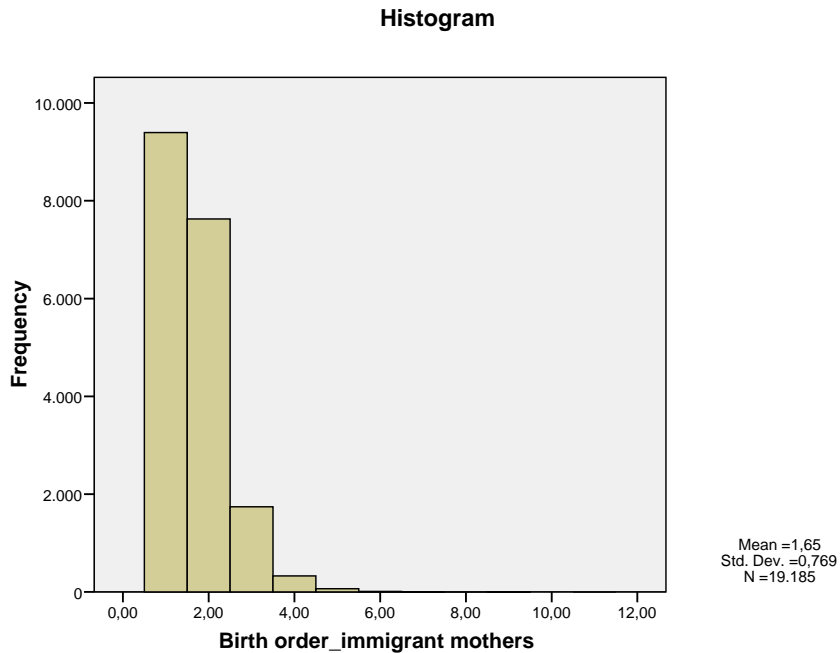
Η καμπύλη συχνότητας είναι λεπτόκυρτη (Συντελεστής κυρτότητας του Pearson 5,104).

Η μικρότερη σειρά γέννησης είναι 1 χρόνων και η μεγαλύτερη 11.

Το ιστόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.8.

Μεταβλητή **birthorder** για αλλοδαπές μητέρες



- **Μεταβλητή: Diff_father_age_mother_age / Διαφορά ηλικίας μεταξύ γονέων-τουλάχιστον Ελληνίδα μητέρα**

Οι Ελληνίδες μητέρες 87.045, (24.580 είναι οι αλλοδαπές μητέρες).

Η μέση διαφορά ηλικίας είναι 3,84 χρόνια, με τυπική απόκλιση 4,47.

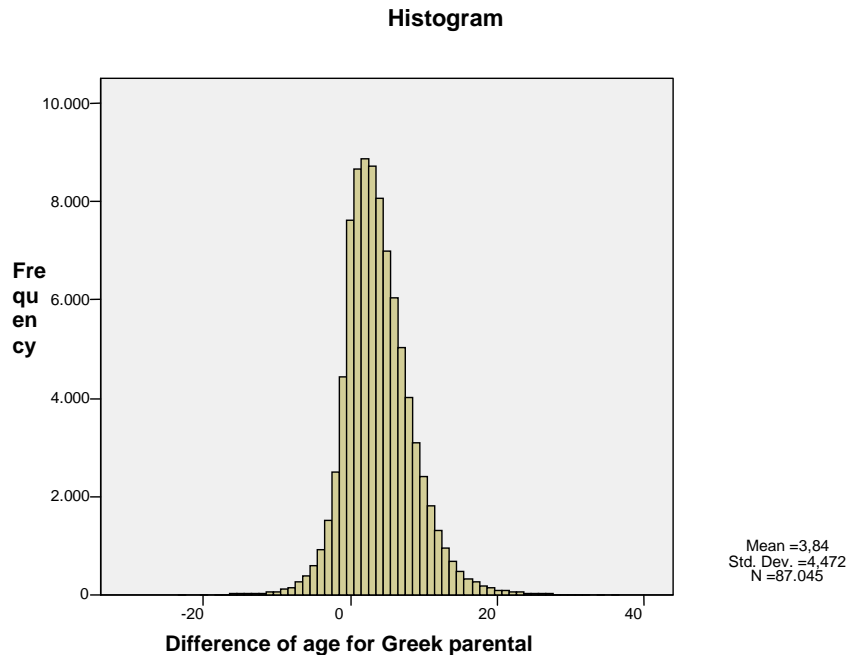
Η καμπύλη συχνότητας είναι λεπτόκυρτη (Συντελεστής κυρτότητας του Pearson 1,747).

Η μικρότερη διαφορά ηλικίας (αρνητική)-23 χρόνια και η μεγαλύτερη 36.

Το ιστόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.9.

Μεταβλητή **Diff_father_age_mother_age** Διαφορά ηλικίας-Ελληνίδα μητέρα



- **Μεταβλητή: Diff_father_age_mother_age / Διαφορά ηλικίας μεταξύ γονέων-τουλάχιστον αλλοδαπή μητέρα.**

Οι αλλοδαπές μητέρες είναι 24.850.

Η μέση διαφορά ηλικίας είναι 5,29 χρόνια, με τυπική απόκλιση 4,32.

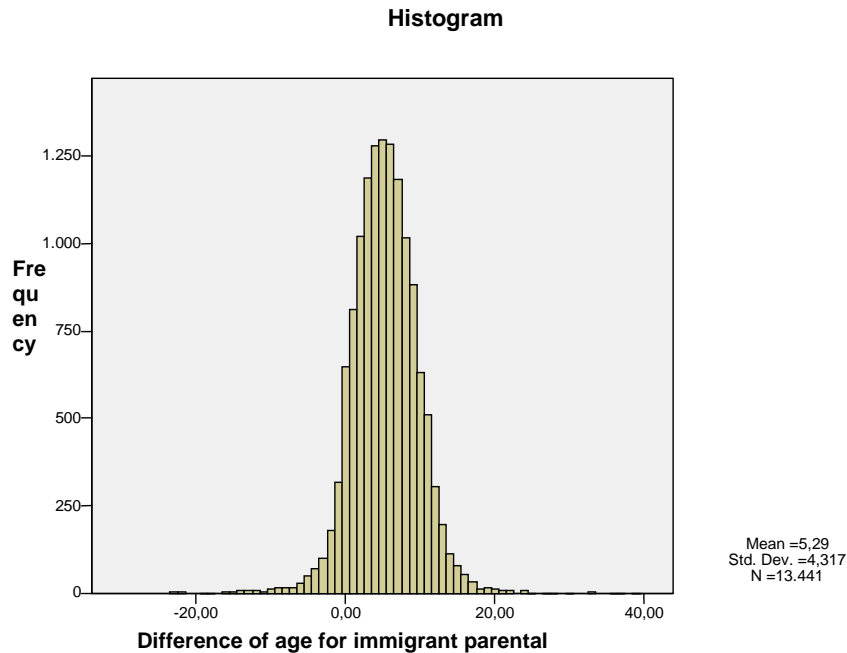
Η καμπύλη συχνότητας είναι λεπτόκυρτη (Συντελεστής κυρτότητας του Pearson 2,822).

Η μικρότερη διαφορά ηλικίας (αρνητική)-23 χρόνια και η μεγαλύτερη 39.

Το ιστόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.10.

Μεταβλητή **Diff_father_age_mother_age** Διαφορά ηλικίας-αλλοδαπή μητέρα



- **Μεταβλητή: Age_of_mother_3_levels / Ηλικία της μητέρας για Ελληνίδες μητέρες για τα πλάτη <25, 25-34, 35 και άνω**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή ηλικία της μητέρας για τα πλάτη <25, 25-34, 35 και άνω, επί των Ελληνίδων μητέρων. Οι Ελληνίδες μητέρες είναι 92.440 (19.185 είναι οι αλλοδαπές μητέρες).

Οι μητέρες κάτω των 25 ετών είναι 11.510, ποσοστό 12,45%.

Οι μητέρες μεταξύ 25-34 είναι 61.581, ποσοστό 66,62%.

Οι μητέρες από 35 ετών και άνω είναι 19.349, ποσοστό 20,93%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.11.

Μεταβλητή `Age_of_mother_3_levels` για Ελληνίδες μητέρες



- **Μεταβλητή:** `Age_of_mother_3_levels` / Ηλικία της μητέρας για τις αλλοδαπές μητέρες για τα πλάτη <25, 25-34, 35 και άνω

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή ηλικία της μητέρας για τα πλάτη <25, 25-34, 35 και άνω, επί των αλλοδαπών μητέρων. Οι αλλοδαπές μητέρες είναι 19.185.

Οι μητέρες κάτω των 25 ετών είναι 6.955, ποσοστό 36,25%.

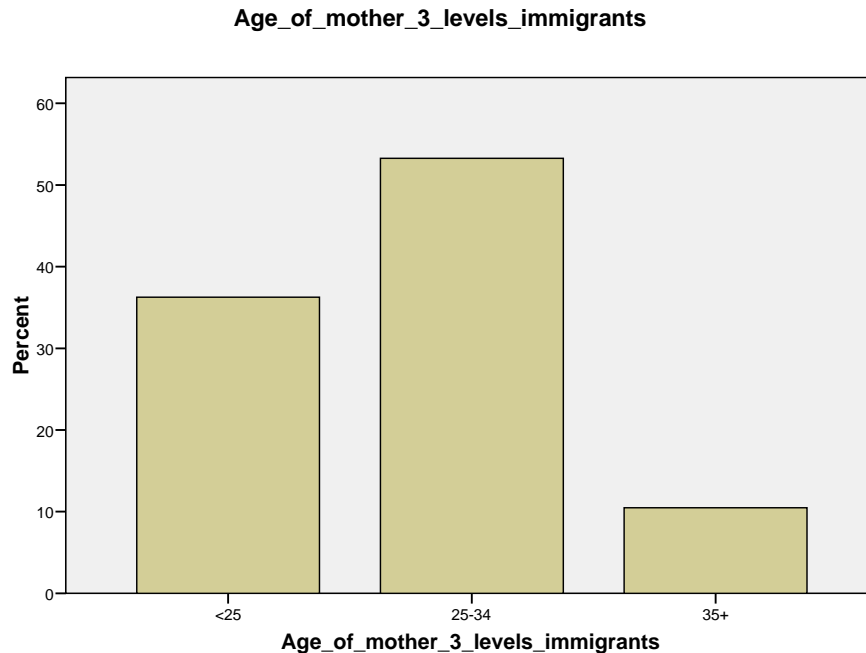
Οι μητέρες μεταξύ 25-34 είναι 10.219, ποσοστό 53,27%.

Οι μητέρες από 35 ετών και άνω είναι 2.011, ποσοστό 10,48%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.12.

Μεταβλητή **Age_of_mother_3_levels** για αλλοδαπές μητέρες



Παρατηρούμε ότι υπάρχει, προς τα κάτω ηλικιακή μετατόπιση, των αλλοδαπών μητέρων σε σχέση με τις Ελληνίδες μητέρες.

Συγκεκριμένα το ποσοστό των αλλοδαπών μητέρων σε σχέση με τις Ελληνίδες μητέρες για το ηλικιακό πλάτος <25 έτη είναι 36,25% έναντι 12,45%, για το ηλικιακό πλάτος 25-34 έτη 53,27% έναντι 66,62% και για το ηλικιακό πλάτος 35 και άνω 10,48% έναντι 20,93%.

- **Μεταβλητή: Age_of_father_3_levels / Ηλικία του πατέρα για Έλληνες πατέρες για τα πλάτη <25, 25-44, 45 και άνω**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή ηλικία του πατέρα για τα πλάτη <25, 25-44, 45 και άνω, επί των Ελλήνων πατέρων. Οι Έλληνες πατέρες είναι 90.785 (14.970 είναι οι αλλοδαποί πατέρες, λείπουν 5870 παρατηρήσεις για τον χαρακτηρισμό της εθνικότητας του πατέρα).

Οι πατέρες κάτω των 25 ετών είναι 2.644, ποσοστό 2,91%.

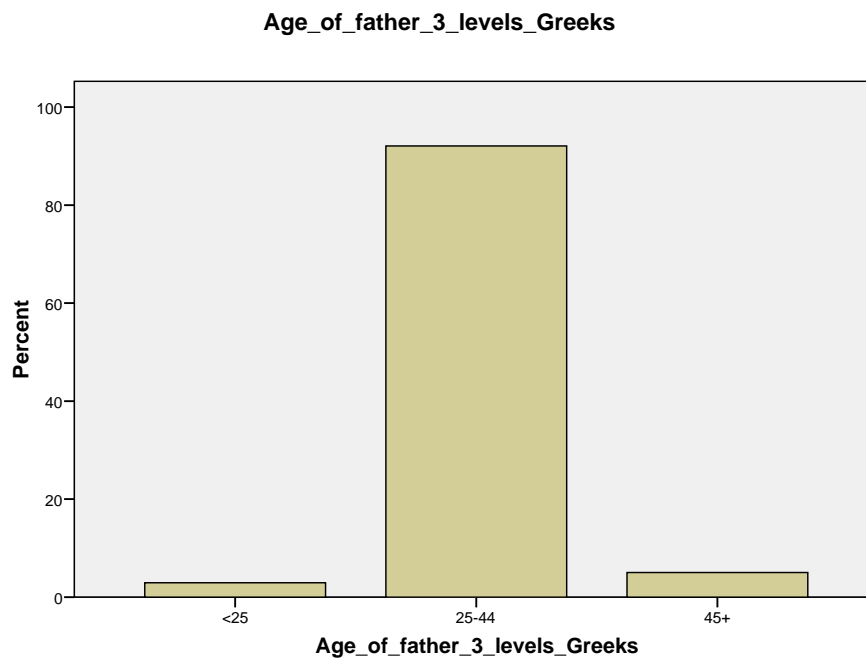
Οι πατέρες μεταξύ 25-44 είναι 83.578, ποσοστό 92,06%.

Οι πατέρες από 45 ετών και άνω είναι 4.563, ποσοστό 5,03%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.13.

Μεταβλητή **Age_of_father_3_levels** για Έλληνες πατέρες



- **Μεταβλητή: Age_of_father_3_levels / Ηλικία του πατέρα για αλλοδαπούς πατέρες για τα πλάτη <25, 25-44, 45 και άνω**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή, ηλικία του πατέρα, για τα πλάτη <25, 25-44, 45 και άνω, επί των 14.970 αλλοδαπών πατέρων.

Οι πατέρες κάτω των 25 ετών είναι 8.889, ποσοστό 5,94%.

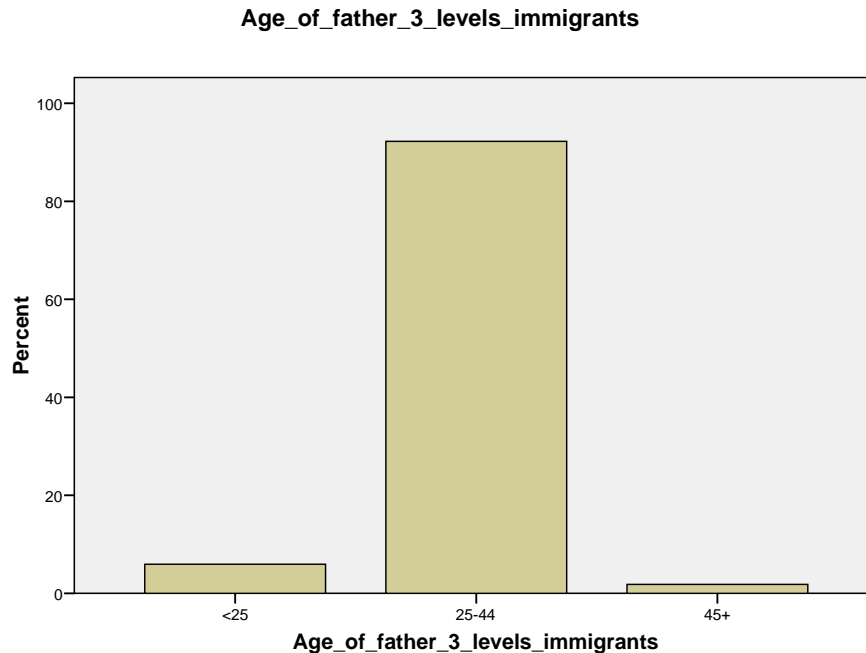
Οι πατέρες μεταξύ 25-44 είναι 13.180, ποσοστό 92,25%.

Οι πατέρες από 45 ετών και άνω είναι 271, ποσοστό 1,81%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.14.

Μεταβλητή *Age_of_father_3_levels* για αλλοδαπούς πατέρες



Παρατηρούμε ότι υπάρχει, προς τα κάτω ηλικιακή μετατόπιση, των αλλοδαπών πατέρων σε σχέση με τους Έλληνες πατέρες, για το ηλικιακό πλάτος του <25.

Συγκεκριμένα το ποσοστό των αλλοδαπών πατέρων σε σχέση με τους Έλληνες πατέρες για το ηλικιακό πλάτος <25 έτη είναι 2,91% έναντι 5,94%, για το ηλικιακό πλάτος 25-44 έτη είναι 92,06% έναντι 92,25% και για το ηλικιακό πλάτος 35 και άνω είναι 5,03% έναντι 1,81%.

4.1.3. Ερμηνευτικές μεταβλητές κοινωνικοοικονομικών χαρακτηριστικών

- **Μεταβλητή: *occup_mother_3groups* / Επαγγελματική απασχόληση της μητέρας για Ελληνίδες μητέρες για τα επίπεδα επαγγελματικής απασχόλησης: οικονομικά ανενεργές, χαμηλό και μεσαίο επίπεδο και υψηλό επίπεδο.**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή, επαγγελματική απασχόληση της μητέρας για τις 92.440 Ελληνίδες μητέρες, για τα επίπεδα επαγγελματικής απασχόλησης: οικονομικά ανενεργές, χαμηλό και μεσαίο επίπεδο και υψηλό επίπεδο.

Η ταξινόμηση των επαγγελμάτων έχει γίνει βάση της Ελληνικής απογραφικής ταξινόμησης κωδικών επαγγελμάτων (ISCO-88), όπου στις οικονομικά ανενεργές γυναίκες περιλαμβάνονται κυρίως οι νοικοκυρές, στο υψηλό επίπεδο περιλαμβάνονται οι γυναίκες με υψηλό επαγγελματικό προφίλ (διευθυντικά επαγγέλματα και επαγγέλματα υψηλής επαγγελματικής ειδίκευσης), και στο χαμηλό και μεσαίο επίπεδο περιλαμβάνονται οι γυναίκες όλων των άλλων επαγγελμάτων.

Οι οικονομικά ανενεργές μητέρες είναι 35.867, ποσοστό 38,80%.

Οι χαμηλού και μεσαίου επιπέδου επαγγελματικής απασχόλησης μητέρες, είναι 32.068, ποσοστό 34,69%.

Οι υψηλού επιπέδου επαγγελματικής απασχόλησης μητέρες, είναι 24.505, ποσοστό 26,51%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.15.

Μεταβλητή **occup_mother_3groups** για Ελληνίδες μητέρες



- **Μεταβλητή: occup_mother_3groups / Επαγγελματική απασχόληση της μητέρας για αλλοδαπές μητέρες για τα επίπεδα επαγγελματικής απασχόλησης: οικονομικά ανενεργές, χαμηλό και μεσαίο επίπεδο και υψηλό επίπεδο.**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή, επαγγελματική απασχόληση της μητέρας για τις 19.185 αλλοδαπές μητέρες, για τα επίπεδα επαγγελματικής απασχόλησης: οικονομικά ανενεργές, χαμηλό και μεσαίο επίπεδο και υψηλό επίπεδο.

Οι οικονομικά ανενεργές μητέρες είναι 15.858, ποσοστό 82,66%.

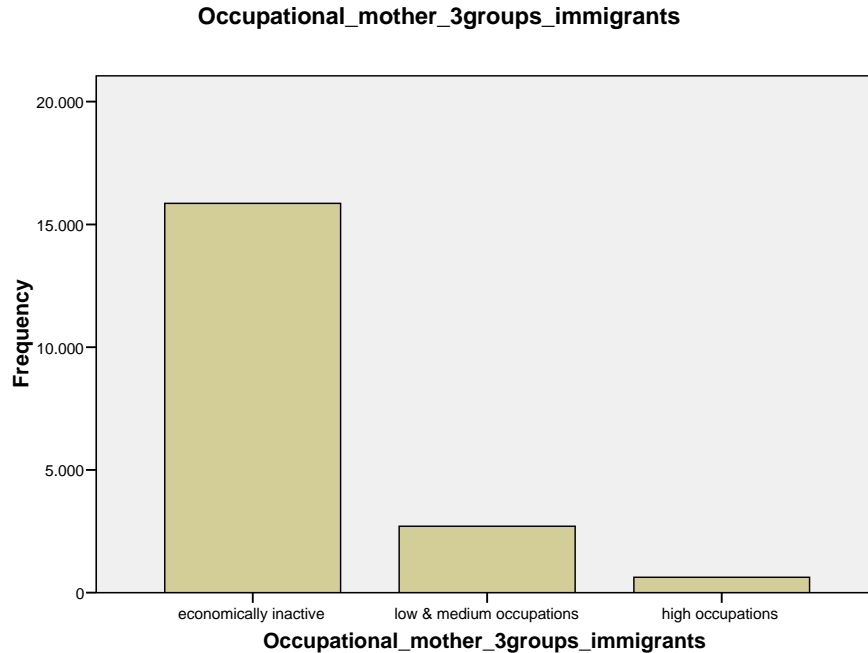
Οι χαμηλού και μεσαίου επιπέδου επαγγελματικής απασχόλησης μητέρες, είναι 2.706, ποσοστό 14,10%.

Οι υψηλού επιπέδου επαγγελματικής απασχόλησης μητέρες, είναι 621, ποσοστό 3,24%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.16.

Μεταβλητή **occup_mother_3groups** για αλλοδαπές μητέρες



Παρατηρούμε από τις σχετικές συχνότητες των μεταβλητών της επαγγελματικής απασχόλησης για τις Ελληνίδες και τις αλλοδαπές μητέρες, ότι για την κατηγορία της επαγγελματικής απασχόλησης οικονομικά ανενεργές, οι αλλοδαπές μητέρες έχουν ποσοστό 82,66% έναντι 38,80% των Ελληνίδων μητέρων. Αυτή η διαφορά μπορεί να οφείλεται στις μητέρες που δουλεύουν ως υπηρετικό προσωπικό και δεν δηλώνουν την εργασία τους στις αρμόδιους φορείς ή σε αυτές που εργάζονται χωρίς άδεια εργασίας.

Επίσης υπάρχουν μεγάλες διαφορές στα ποσοστά για τις κατηγορίες του χαμηλού και μεσαίου επαγγελματικού επιπέδου με 34,69% και 14,10% καθώς και του υψηλού επαγγελματικού επιπέδου με 26,51% και 3,24%, αντίστοιχα για τις Ελληνίδες και αλλοδαπές μητέρες.

- **Μεταβλητή: education_mother_4levels / Επίπεδο εκπαίδευσης της μητέρας για Ελληνίδες μητέρες για τα επίπεδα εκπαιδευτικού επιπέδου: Πρωτοβάθμια ή κατώτερη, Κατώτερη δευτεροβάθμια, Ανώτερη δευτεροβάθμια, Τριτοβάθμια**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή Επίπεδο εκπαίδευσης της μητέρας, για Ελληνίδες μητέρες (92.440), για τα επίπεδα εκπαίδευσης: Πρωτοβάθμια ή κατώτερη (μέχρι 6 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης), Κατώτερη δευτεροβάθμια (9 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης), Ανώτερη δευτεροβάθμια (12 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης), Τριτοβάθμια (τουλάχιστον 13 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης).

Οι μητέρες με Πρωτοβάθμια ή κατώτερη εκπαίδευση είναι 6.958, ποσοστό 7,53%.

Οι μητέρες με Κατώτερη δευτεροβάθμια εκπαίδευση είναι 8.859, ποσοστό 9,58%.

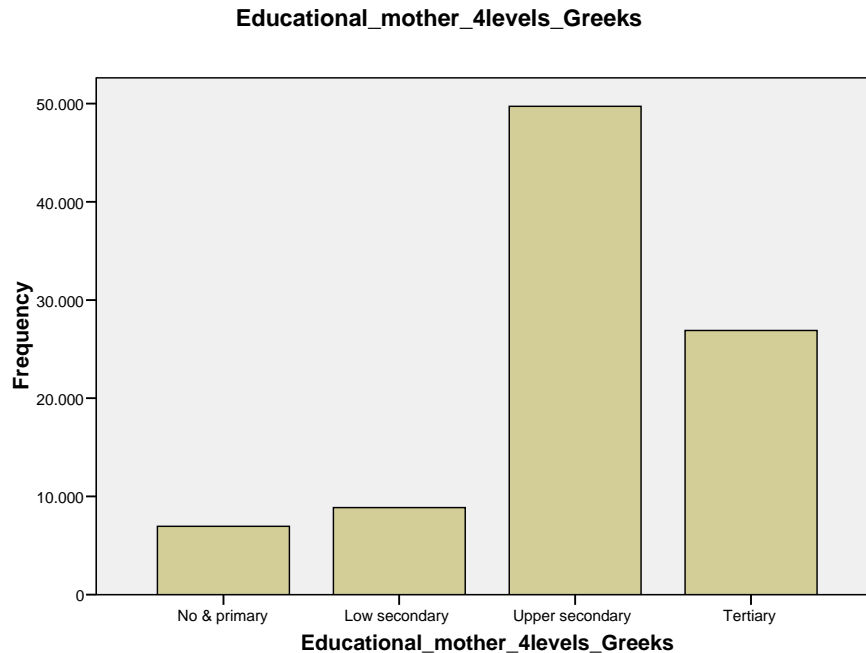
Οι μητέρες με Ανώτερη δευτεροβάθμια εκπαίδευση είναι 49.726, ποσοστό 53,79%.

Οι μητέρες με Τριτοβάθμια εκπαίδευση είναι 26.897, ποσοστό 29,10%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.17.

Μεταβλητή **education_mother_4levels** για Ελληνίδες μητέρες



- **Μεταβλητή: education_mother_4levels / Επίπεδο εκπαίδευσης της μητέρας για αλλοδαπές μητέρες για τα επίπεδα εκπαιδευτικού επιπέδου: Πρωτοβάθμια ή κατώτερη, Κατώτερη δευτεροβάθμια, Ανώτερη δευτεροβάθμια, Τριτοβάθμια**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή Επίπεδο εκπαίδευσης της μητέρας, για αλλοδαπές μητέρες (19.185), για τα επίπεδα εκπαίδευσης: Πρωτοβάθμια ή κατώτερη (μέχρι 6 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης), Κατώτερη δευτεροβάθμια (9 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης), Ανώτερη δευτεροβάθμια (12 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης), Τριτοβάθμια (τουλάχιστον 13 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης).

Οι μητέρες με Πρωτοβάθμια ή κατώτερη εκπαίδευση είναι 6.844, ποσοστό 35,67%.

Οι μητέρες με Κατώτερη δευτεροβάθμια εκπαίδευση είναι 5053, ποσοστό 26,34%.

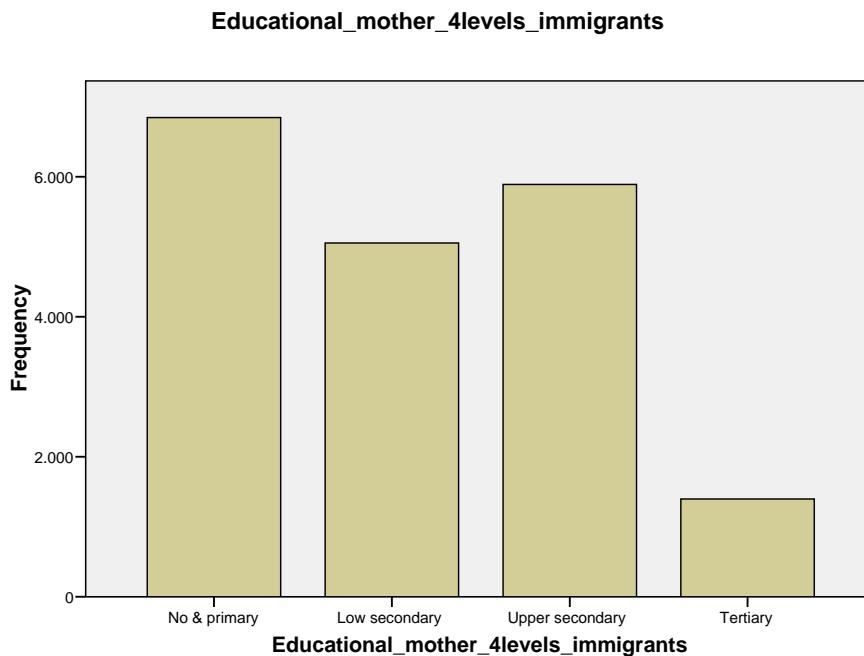
Οι μητέρες με Ανώτερη δευτεροβάθμια εκπαίδευση είναι 5.891, ποσοστό 30,71%.

Οι μητέρες με Τριτοβάθμια εκπαίδευση είναι 1.397, ποσοστό 7,28%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.18.

Μεταβλητή **education_mother_4levels** για αλλοδαπές μητέρες



Παρατηρούμε ότι το επίπεδο εκπαίδευσης των αλλοδαπών μητέρων είναι σημαντικά χαμηλότερο σε σχέση με τις Ελληνίδες μητέρες.

- **Μεταβλητή: *Father_occupation_3groups* / Επαγγελματική απασχόληση του πατέρα για Έλληνες πατέρες για τα επίπεδα επαγγελματικής απασχόλησης: χαμηλό, μεσαίο και υψηλό.**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή, επαγγελματική απασχόληση του πατέρα για τους 90.489 Έλληνες πατέρες για τους οποίους έχουμε στο αρχείο των μικροδεδομένων τον κωδικό της επαγγελματικής τους απασχόλησης (οι αντίστοιχοι αλλοδαποί πατέρες είναι 14.877, και οι πατέρες που δεν έχουν κωδικό είναι 6.259), για τα επίπεδα επαγγελματικής απασχόλησης: χαμηλό, μεσαίο και υψηλό.

Η ταξινόμηση των επαγγελμάτων έχει γίνει βάση της Ελληνικής απογραφικής ταξινόμησης κωδικών επαγγελμάτων (ISCO-88), όπου στο χαμηλό επίπεδο περιλαμβάνονται οι αγρότες, τα τεχνικά και τα χαμηλής εποπτείας επαγγέλματα, τα επαγγέλματα ρουτίνας οι άνεργοι και οι οικονομικά ανενεργοί. Στο υψηλό επίπεδο περιλαμβάνονται τα διευθυντικά επαγγέλματα και τα επαγγέλματα υψηλής επαγγελματικής ειδίκευσης και στο μεσαίο επίπεδο περιλαμβάνονται τα ενδιάμεσα επαγγέλματα, οι υπάλληλοι και οι αυτοαπασχολούμενοι.

Οι πατέρες με χαμηλό επαγγελματικό επίπεδο είναι 26.714, ποσοστό 29,52%.

Οι πατέρες με μεσαίο επαγγελματικό επίπεδο είναι 28.946, ποσοστό 31,99%.

Οι πατέρες με υψηλό επαγγελματικό επίπεδο είναι 34.829, ποσοστό 38,49%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.19.

Μεταβλητή **Father_occupation_3groups** για Έλληνες πατέρες



- **Μεταβλητή: Father_occupation_3groups / Επαγγελματική απασχόληση του πατέρα για αλλοδαπούς πατέρες για τα επίπεδα επαγγελματικής απασχόλησης: χαμηλό, μεσαίο και υψηλό.**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή επαγγελματική απασχόληση του πατέρα για τους 14.877 αλλοδαπούς πατέρες, για τα επίπεδα επαγγελματικής απασχόλησης: χαμηλό, μεσαίο, υψηλό.

Οι πατέρες με χαμηλό επαγγελματικό επίπεδο είναι 11.618, ποσοστό 78,09%.

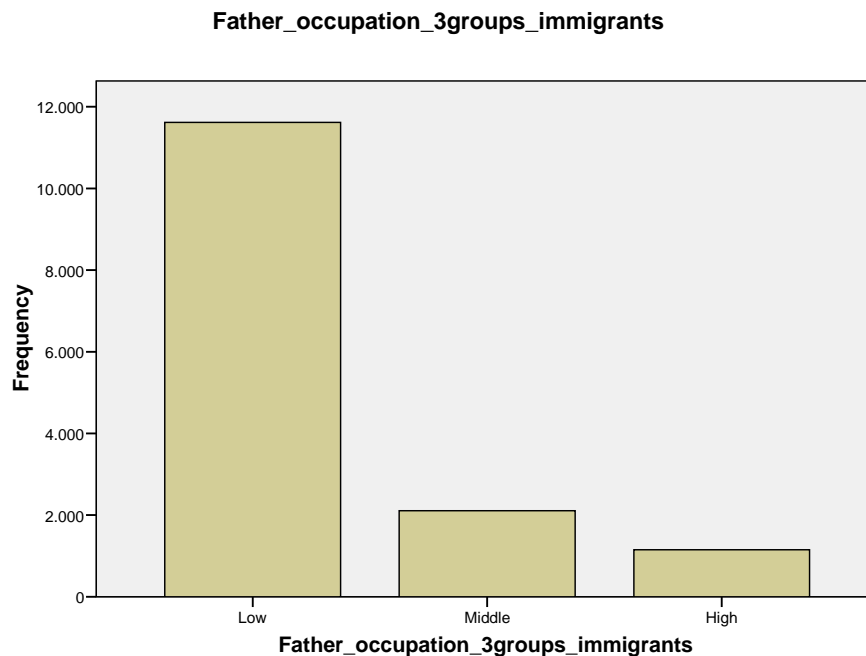
Οι πατέρες με μεσαίο επαγγελματικό επίπεδο είναι 2.107, ποσοστό 14,16%.

Οι πατέρες με υψηλό επαγγελματικό επίπεδο είναι 1.152, ποσοστό 7,74%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.20.

Μεταβλητή **Father_occupation_3groups** για αλλοδαπούς πατέρες



Παρατηρούμε για τους αλλοδαπούς πατέρες, ότι το 78,09% των επαγγελματιών είναι επαγγέλματα χαμηλού επιπέδου (29,52% για τους Έλληνες πατέρες), το 14,16% είναι

επαγγέλματα μεσαίου επιπέδου (31,99% για τους Έλληνες πατέρες), και το 7,74% είναι επαγγέλματα υψηλού επιπέδου (38,49% για τους Έλληνες πατέρες).

- **Μεταβλητή: education_father_4levels / Επίπεδο εκπαίδευσης του πατέρα για τους Έλληνες πατέρες για τα επίπεδα εκπαιδευτικού επιπέδου: Πρωτοβάθμια ή κατώτερη, Κατώτερη δευτεροβάθμια, Ανώτερη δευτεροβάθμια, Τριτοβάθμια**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή Επίπεδο εκπαίδευσης του πατέρα, για 90.785 Έλληνες πατέρες (14.970 αλλοδαποί πατέρες, λείπουν 5870 παρατηρήσεις για τον χαρακτηρισμό του επιπέδου εκπαίδευσης του πατέρα), για τα επίπεδα εκπαίδευσης: Πρωτοβάθμια ή κατώτερη (μέχρι 6 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης), Κατώτερη δευτεροβάθμια (9 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης), Ανώτερη δευτεροβάθμια (12 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης), Τριτοβάθμια (τουλάχιστον 13 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης).

Οι πατέρες με Πρωτοβάθμια ή κατώτερη εκπαίδευση είναι 7.398, ποσοστό 8,15%.

Οι πατέρες με Κατώτερη δευτεροβάθμια εκπαίδευση είναι 12.981, ποσοστό 14,30%.

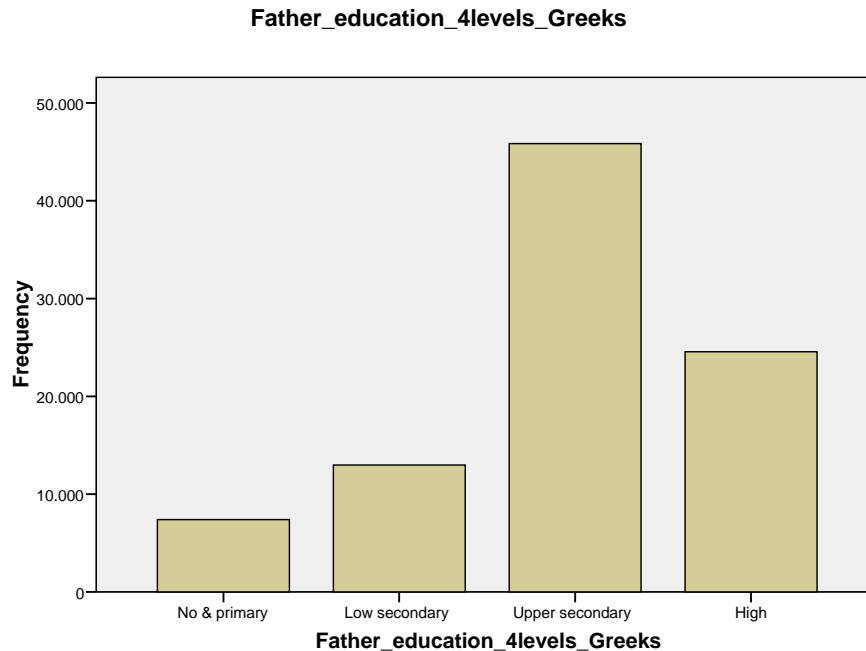
Οι πατέρες με Ανώτερη δευτεροβάθμια εκπαίδευση είναι 45.839, ποσοστό 50,49%.

Οι πατέρες με Τριτοβάθμια εκπαίδευση είναι 24.567, ποσοστό 27,06%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.21.

Μεταβλητή **education_father_4levels** για Έλληνες πατέρες

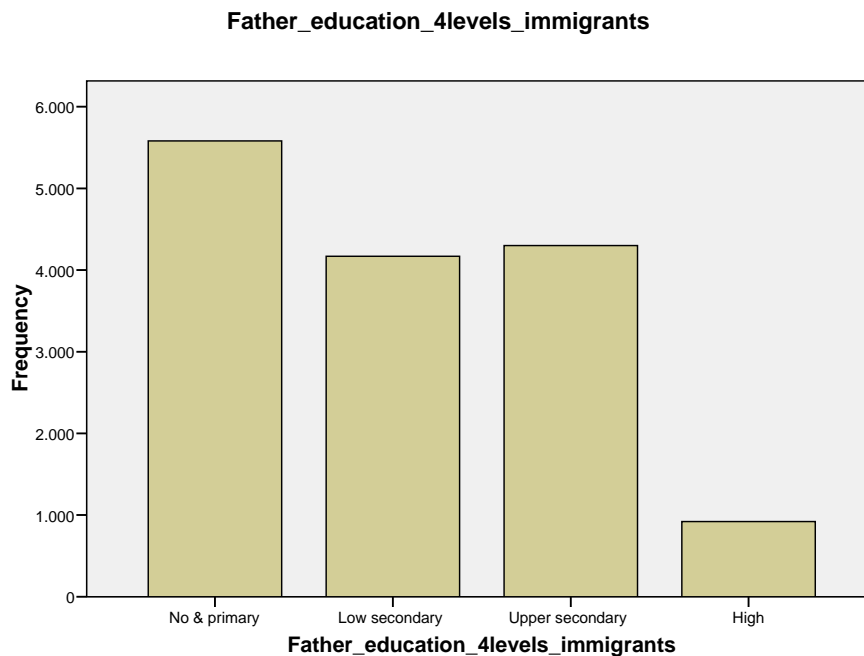


- **Μεταβλητή: education_father_4levels / Επίπεδο εκπαίδευσης του πατέρα για τους αλλοδαπούς πατέρες για τα επίπεδα εκπαιδευτικού επιπέδου: Πρωτοβάθμια ή κατώτερη, Κατώτερη δευτεροβάθμια, Ανώτερη δευτεροβάθμια, Τριτοβάθμια**
Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή επίπεδο εκπαίδευσης του πατέρα, για τους 14.970 αλλοδαπούς πατέρες, για τα επίπεδα εκπαίδευσης: Πρωτοβάθμια ή κατώτερη (μέχρι 6 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης), Κατώτερη δευτεροβάθμια (9 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης), Ανώτερη δευτεροβάθμια (12 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης), Τριτοβάθμια (τουλάχιστον 13 χρόνια σχολικής εκπαίδευσης).
Οι πατέρες με Πρωτοβάθμια ή κατώτερη εκπαίδευση είναι 5.581, ποσοστό 37,28%.
Οι πατέρες με Κατώτερη δευτεροβάθμια εκπαίδευση είναι 4.168, ποσοστό 27,84%.
Οι πατέρες με Ανώτερη δευτεροβάθμια εκπαίδευση είναι 4.300, ποσοστό 28,72%.
Οι πατέρες με Τριτοβάθμια εκπαίδευση είναι 921, ποσοστό 6,15%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.22.

Μεταβλητή **education_father_4levels** για αλλοδαπούς πατέρες



Παρατηρούμε για το επίπεδο εκπαίδευσης για τους αλλοδαπούς πατέρες, ότι το 37,28% είναι Πρωτοβάθμια ή κατώτερη (8,15% για τους Έλληνες πατέρες), το 27,84% είναι Κατώτερη δευτεροβάθμια (14,30% για τους Έλληνες πατέρες), το 28,72% είναι Ανώτερη δευτεροβάθμια (50,49% για τους Έλληνες πατέρες) και το 6,15% είναι Τριτοβάθμια (27,06% για τους Έλληνες πατέρες). Οι αλλοδαποί πατέρες έχουν χαμηλότερο επίπεδο εκπαίδευσης από του Έλληνες πατέρες.

4.2. Περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών που αφορούν το βάρος κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες

Πίνακας 4.2. Σχετικές συχνότητες των μεταβλητών για τις μεταβλητές που αφορούν το βάρος κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες

	Ελληνική υπηκοότητα	Αλλοδαποί
Μεταβλητή απόκρισης		
Επίπεδο βάρους ανά επίπεδο εβδομάδων κυοφορίας		
³ 2.500 γραμ., ³ 37 εβδομάδες (κανονική)	87,76	91,25
³ 2.500 γραμ., < 37 εβδομάδες (κανονικό βάρος, πρόωρη)	3,48	2,77
< 2.500 γραμ., ³ 37 εβδομάδες (IUGR)	4,59	3,11
< 2.500 γραμ., < 37 εβδομάδες (χαμηλό βάρος, πρόωρη)	4,16	2,87
Δημογραφικά χαρακτηριστικά		
Φύλο του νεογέννητου		
Αρσενικό	51,31	52,56
Θηλυκό	48,68	47,44
Αριθμός φορών		

τεκνοποίησης (Parity)		
Μία φορά	47,46	48,70
Δύο φορές και άνω	52,54	51,30
Ηλικία της μητέρας		
20-34	78,57	88,86
35 και άνω	21,43	11,14
Γέννηση εντός γάμου		
Εντός γάμου	95,82	89,55
Εκτός γάμου	4,18	10,45
Κοινωνικοοικονομικά χαρακτηριστικά		
Επαγγελματική ταξινόμηση της μητέρας		
Οικονομικά ενεργή	61,20	17,34
Νοικοκυρά	38,80	82,66
Επίπεδο εκπαίδευσης της μητέρας		
Έως κατώτερη δευτεροβάθμια	17,11	62,01
Ανώτερη δευτεροβάθμια	53,79	30,71
Τριτοβάθμια	29,10	7,28
Τόπος κατοικίας της μητέρας		
Αθήνα & Θεσσαλονίκη	41,00	43,62
Άλλες πόλεις	59,00	56,38
Υπηκοότητα της μητέρας		
Ελληνική	82,81	
Αλλοδαπή		17,19

<i>N</i>	92.440	19.185
----------	--------	--------

4.2.1. Μεταβλητή απόκριση

Μεταβλητή απόκρισης: birthweight / επίπεδο βάρους κατά την γέννηση ανά επίπεδο εβδομάδων κυοφορίας

Επίπεδα:

- ³ 2.500 γραμ.,³ 37 εβδομάδες (κανονική)
- ³ 2.500 γραμ., < 37 εβδομάδες (κανονικό βάρος, πρόωρη)
- < 2.500 γραμ.,³ 37 εβδομάδες (IUGR)
- < 2.500 γραμ., < 37 εβδομάδες (χαμηλό βάρος κατά την γέννηση, πρόωρη)

- **Μεταβλητή απόκρισης: birthweight / επίπεδο βάρους κατά την γέννηση ανά επίπεδο εβδομάδων κυοφορίας για τις Ελληνίδες μητέρες**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή απόκρισης «επίπεδο βάρους κατά την γέννηση ανά επίπεδο εβδομάδων κυοφορίας» για τις 92.440 Ελληνίδες μητέρες.

Για το επίπεδο «³ 2.500 γραμ.,³ 37 εβδομάδες (κανονική)» η συχνότητα είναι 81.130, ποσοστό 87,76%.

Για το επίπεδο «³ 2.500 γραμ., < 37 εβδομάδες (κανονικό βάρος, πρόωρη)» η συχνότητα είναι 3.216, ποσοστό 3,48%.

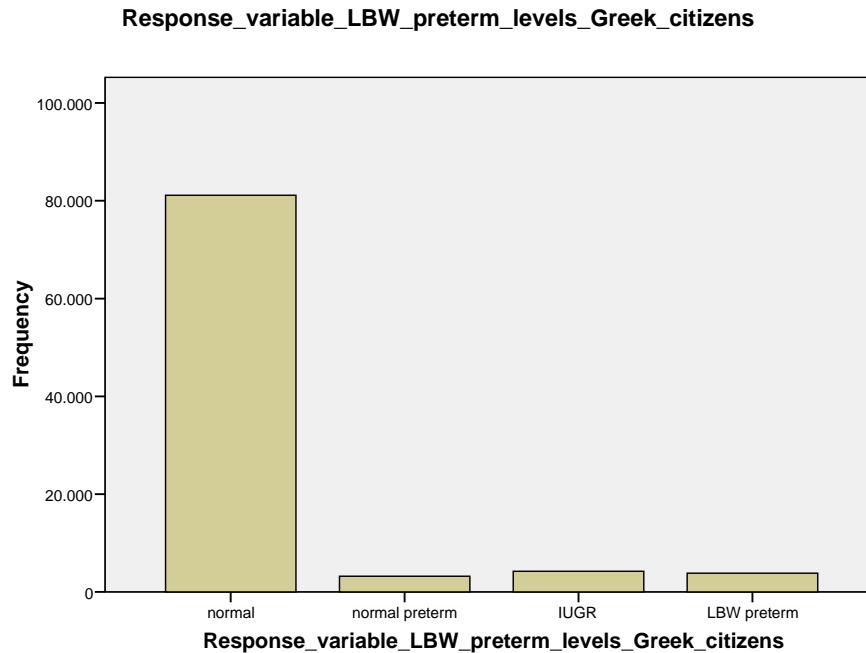
Για το επίπεδο «< 2.500 γραμ.,³ 37 εβδομάδες (IUGR)» η συχνότητα είναι 4.247, ποσοστό 4,59%.

Για το επίπεδο «< 2.500 γραμ., < 37 εβδομάδες (χαμηλό βάρος κατά την γέννηση, πρόωρη)» η συχνότητα είναι 3.847, ποσοστό 4,16%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.23.

Μεταβλητή **birthweight** για Ελληνίδες μητέρες ανά επίπεδο κυοφορίας



- **Μεταβλητή απόκρισης: birthweight / επίπεδο βάρους κατά την γέννηση ανά επίπεδο εβδομάδων κυοφορίας για τις αλλοδαπές μητέρες**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή απόκρισης «επίπεδο βάρους κατά την γέννηση ανά επίπεδο εβδομάδων κυοφορίας» για τις 19.185 αλλοδαπές μητέρες.

Για το επίπεδο «³ 2.500 γραμ.,³ 37 εβδομάδες (κανονική)» η συχνότητα είναι 17.506, ποσοστό 91,25%.

Για το επίπεδο «³ 2.500 γραμ., < 37 εβδομάδες (κανονικό βάρος, πρόωρη)» η συχνότητα είναι 532, ποσοστό 2,77%.

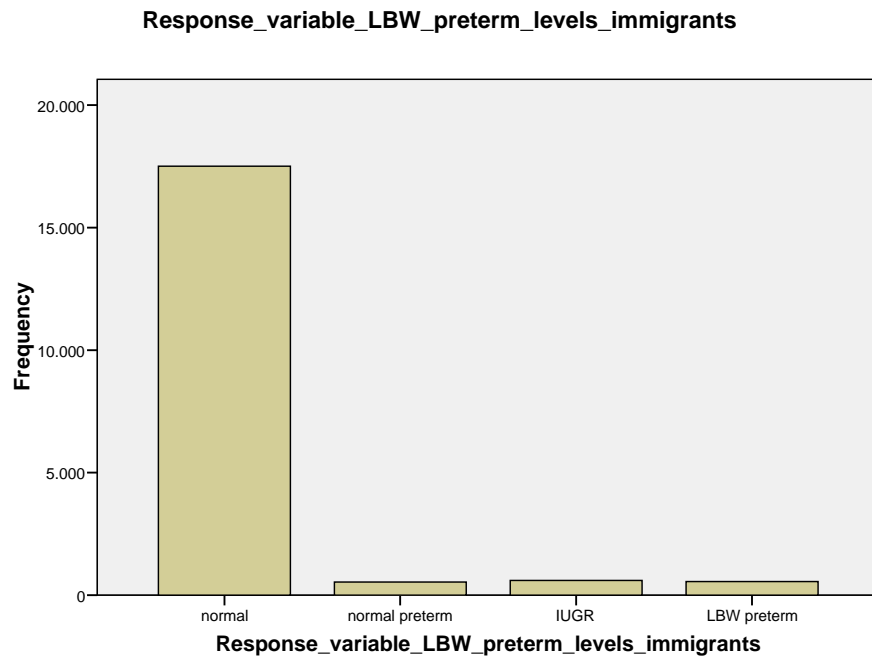
Για το επίπεδο « < 2.500 γραμ.,³ 37 εβδομάδες (IUGR)» η συχνότητα είναι 597, ποσοστό 3,11%.

Για το επίπεδο « < 2.500 γραμ., < 37 εβδομάδες (χαμηλό βάρος κατά την γέννηση, πρόωρη)» η συχνότητα είναι 550, ποσοστό 2,87%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.24.

Μεταβλητή **birthweight** για αλλοδαπές μητέρες ανά επίπεδο κυοφορίας



Παρατηρούμε ότι το ποσοστό των κανονικών γεννήσεων στις αλλοδαπές μητέρες είναι υψηλότερο από το αντίστοιχο ποσοστό στις Ελληνίδες μητέρες, κατά 3,49%. Επίσης χαμηλότερα ποσοστά παρουσιάζουν οι αλλοδαπές μητέρες και στα υπόλοιπα επίπεδα της μεταβλητής απόκρισης. Το γεγονός αυτό ίσως να εξηγείται από την θεωρία του «υγιή μετανάστη» σύμφωνα με την οποία οι υγιέστεροι άνθρωποι είναι περισσότερο πιθανό να μεταναστεύσουν. Περαιτέρω έχει υποστηριχθεί ότι οι πιο πρόσφατοι μετανάστες έχουν την τάση να διατηρούν τις ευνοϊκότερες για την υγεία τους συνήθειες και δίαιτες, τις οποίες ακολουθούσαν στην χώρα καταγωγής τους με συνέπεια να αποφεύγουν έτσι τους κινδύνους που σχετίζονται με το χαμηλό κοινωνικοοικονομικό επίπεδό τους

4.2.2. Ερμηνευτικές μεταβλητές δημογραφικών χαρακτηριστικών

- **Μεταβλητή: sex / Φύλο του βρέφους για τις Ελληνίδες μητέρες**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την ερμηνευτική μεταβλητή «Φύλο του βρέφους» για τις 92.440 Ελληνίδες μητέρες.

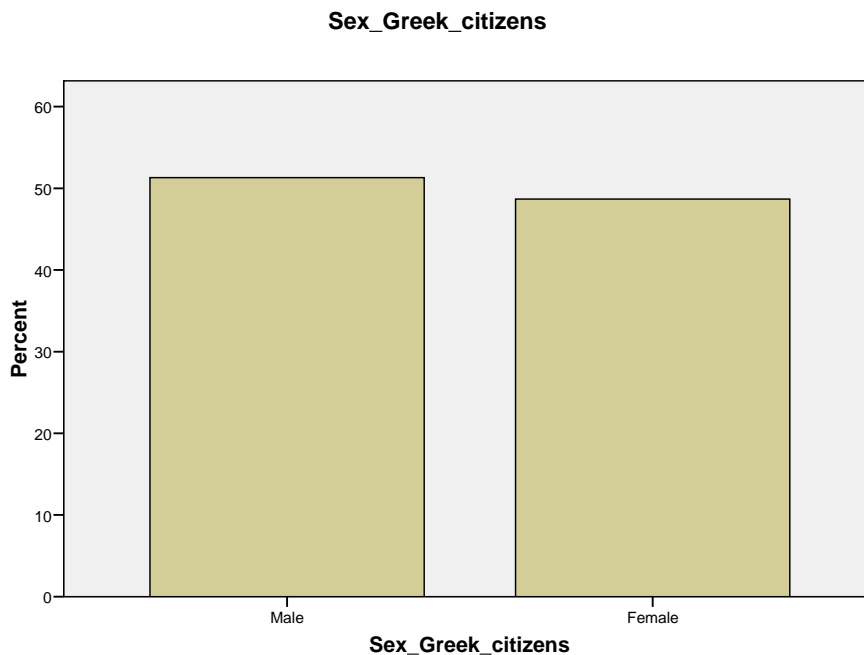
Τα αγόρια είναι 47.434, ποσοστό 51,31% επί των γεννήσεων.

Τα κορίτσια είναι 45.006, ποσοστό 48,68% επί των γεννήσεων.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.25.

Μεταβλητή sex για Ελληνίδες μητέρες



- **Μεταβλητή: sex / Φύλο του βρέφους για τις αλλοδαπές μητέρες**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την ερμηνευτική μεταβλητή «Φύλο του βρέφους» για τις 19.185 αλλοδαπές μητέρες.

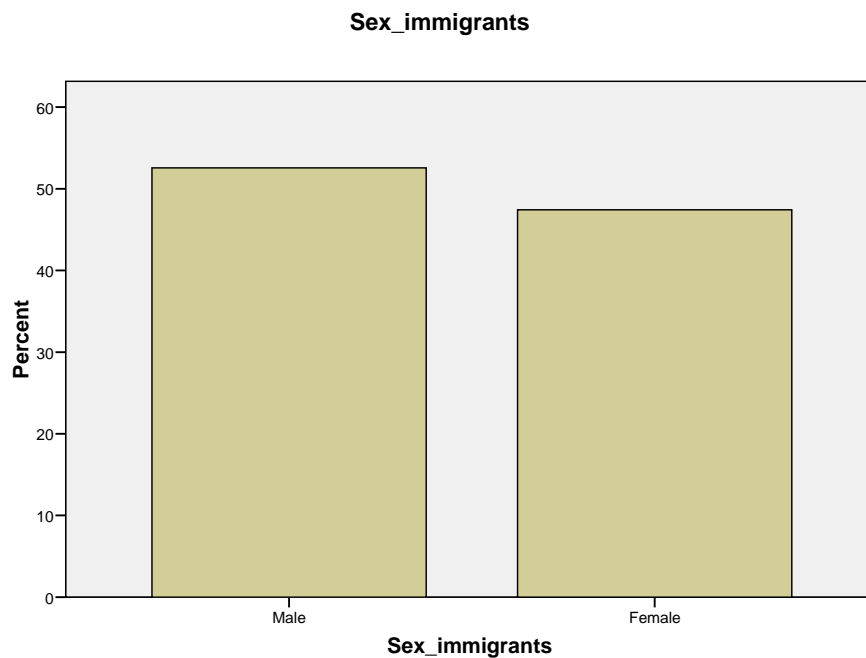
Τα αγόρια είναι 10.0084, ποσοστό 52,56% επί των γεννήσεων.

Τα κορίτσια είναι 9.101, ποσοστό 47,44% επί των γεννήσεων.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.26.

Μεταβλητή sex για αλλοδαπές μητέρες



- **Μεταβλητή: Parity / αριθμός φορών τεκνοποίησης (Parity) για τις Ελληνίδες μητέρες**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την ερμηνευτική μεταβλητή «αριθμός φορών τεκνοποίησης (Parity)» για τις 92.440 Ελληνίδες μητέρες

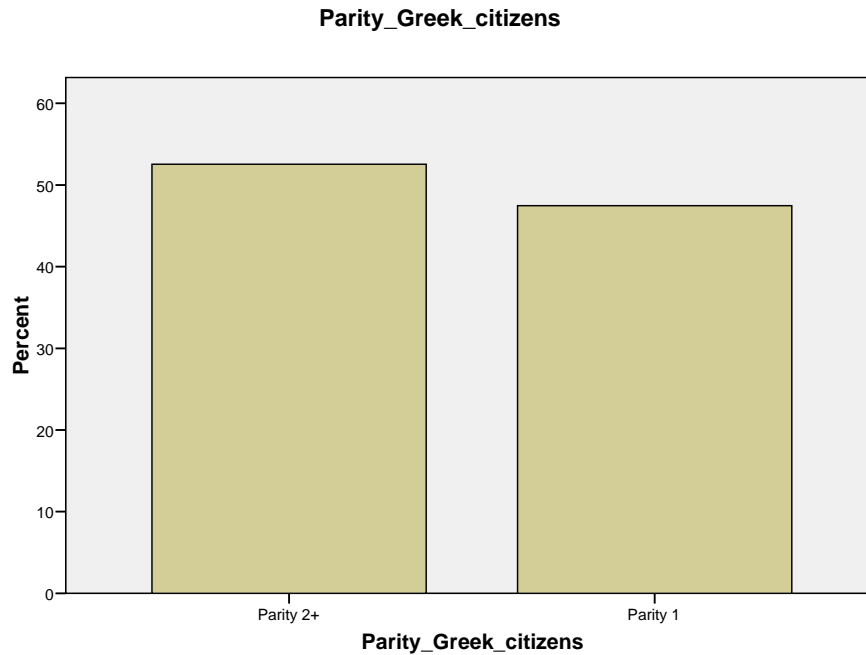
Μία φορά τεκνοποίηση, 43.873 περιπτώσεις, ποσοστό 47,46%.

Δύο φορές τεκνοποίηση και άνω 48.567 περιπτώσεις, ποσοστό 52,54%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.27.

Μεταβλητή **Parity** για Ελληνίδες μητέρες



- **Μεταβλητή: «αριθμός φορών τεκνοποίησης (Parity)» για τις αλλοδαπές μητέρες**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την ερμηνευτική μεταβλητή «αριθμός φορών τεκνοποίησης (Parity)» για τις 19.185 αλλοδαπές μητέρες

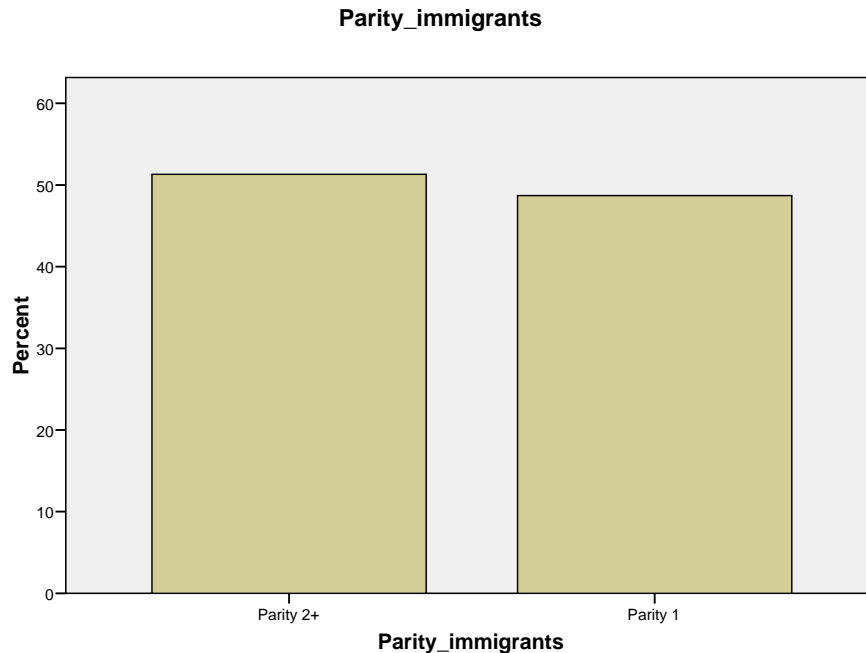
Μία φορά τεκνοποίηση, 9.344 περιπτώσεις, ποσοστό 48,70%.

Δύο φορές τεκνοποίηση και άνω 9.841 περιπτώσεις, ποσοστό 51,30%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.28.

Μεταβλητή **Parity** για αλλοδαπές μητέρες



- **Μεταβλητή: Mother_age_old_young / Ηλικία της μητέρας για τις Ελληνίδες μητέρες για τα επίπεδα 20-34 ετών και 35 ετών και άνω**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την ερμηνευτική μεταβλητή «Ηλικία της μητέρας» για τις 90.274 Ελληνίδες μητέρες για τα επίπεδα 20-34 ετών και 35 ετών και άνω.

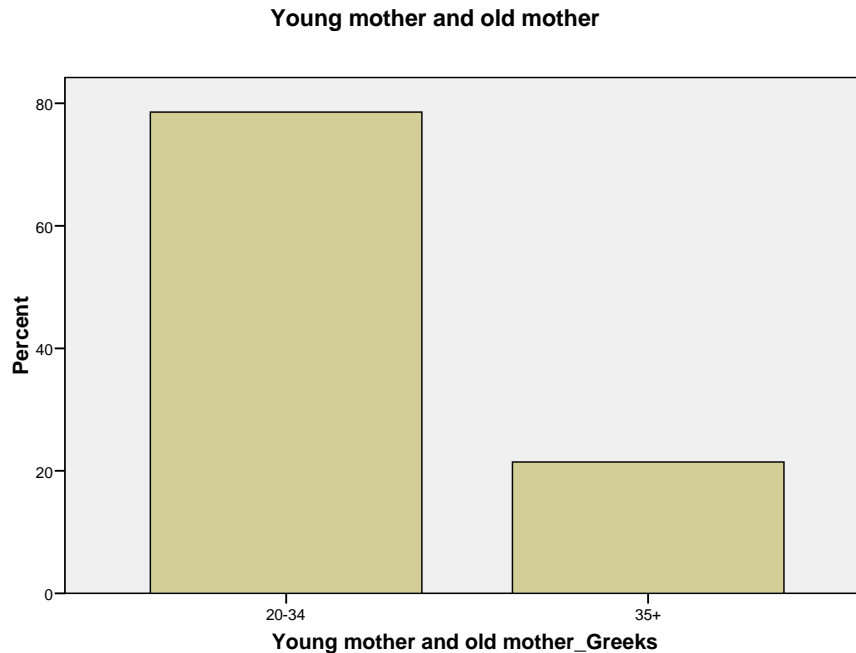
Για ηλικία 20-34 ετών έχουμε 70.925 μητέρες, ποσοστό 78,57%.

Για ηλικία 35 ετών και άνω έχουμε 19.349 μητέρες, ποσοστό 21,43%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.29.

Μεταβλητή **Mother_age_old_young** για Ελληνίδες μητέρες



- **Μεταβλητή: Mother_age_old_young / Ηλικία της μητέρας για τις αλλοδαπές μητέρες για τα επίπεδα 20-34 ετών και 35 ετών και άνω**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την ερμηνευτική μεταβλητή «Ηλικία της μητέρας» για τις 18.054 αλλοδαπές μητέρες για τα επίπεδα 20-34 ετών και 35 ετών και άνω.

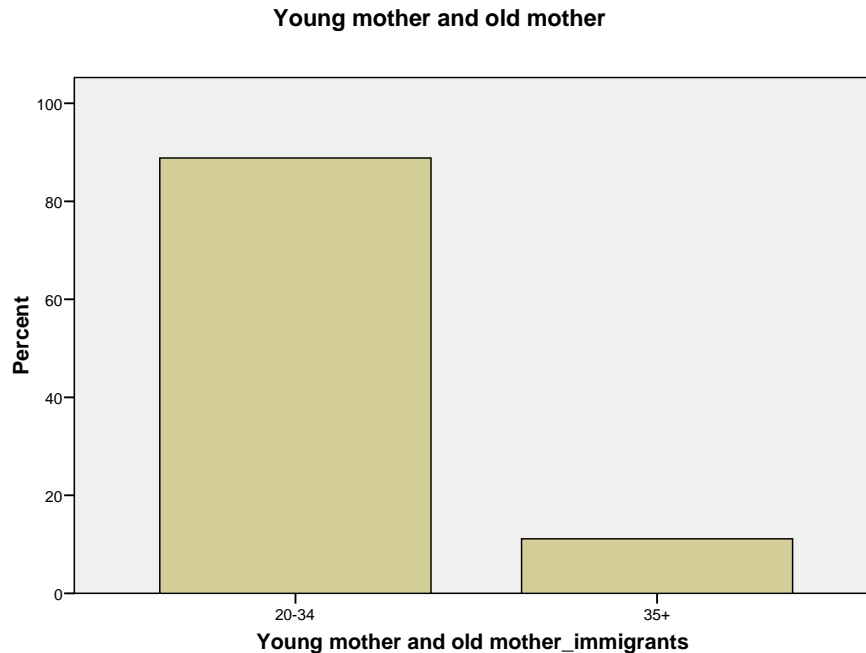
Για ηλικία 20-34 ετών έχουμε 16.043 μητέρες, ποσοστό 88,86%.

Για ηλικία 35 ετών και άνω έχουμε 2.011 μητέρες, ποσοστό 11,14%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.30.

Μεταβλητή **Mother_age_old_young** για αλλοδαπές μητέρες



4.2.3. Ερμηνευτικές μεταβλητές κοινωνικοοικονομικών χαρακτηριστικών

- **Μεταβλητή: illegitimate / Γέννηση εντός γάμου για τις Ελληνίδες μητέρες**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την ερμηνευτική μεταβλητή «γέννηση εντός γάμου» για τις 92.440 Ελληνίδες μητέρες.

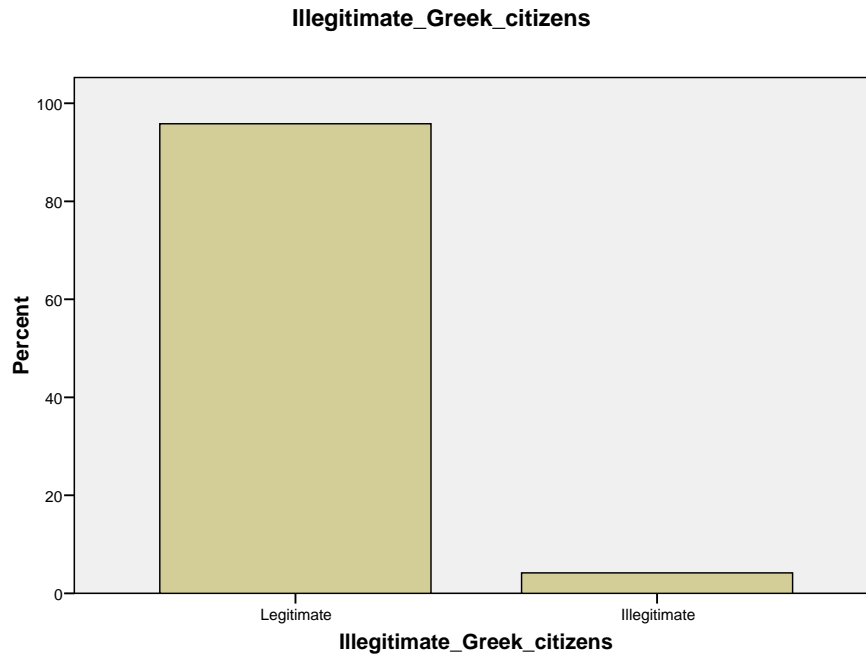
Εντός γάμου έχουμε 88.574 γεννήσεις, ποσοστό 95,82% επί των γεννήσεων.

Εντός γάμου έχουμε 3.866 γεννήσεις, ποσοστό 4,18% επί των γεννήσεων.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.31.

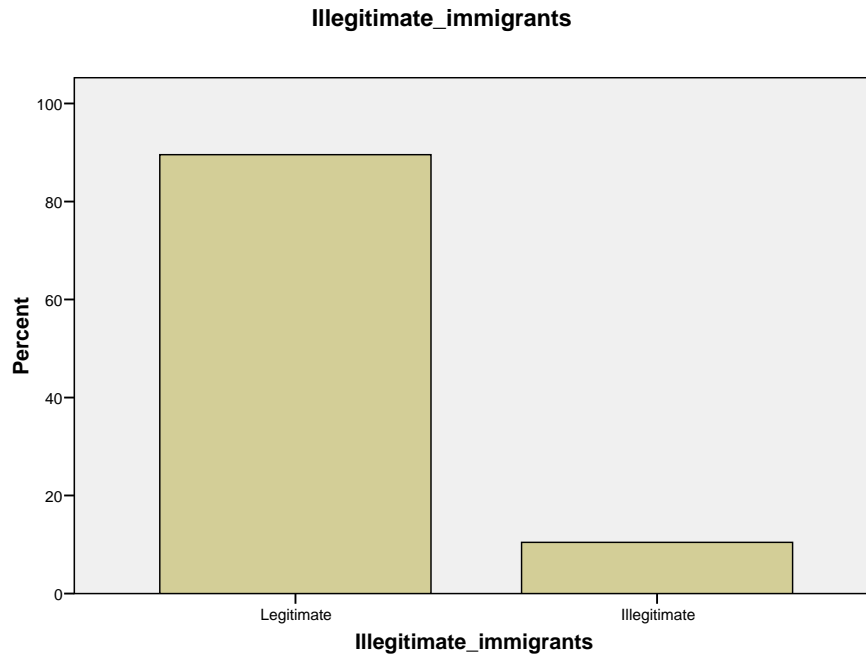
Μεταβλητή **illegitimate** για Ελληνίδες μητέρες



- **Μεταβλητή: illegitimate / Γέννηση εντός γάμου για τις αλλοδαπές μητέρες**
Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την ερμηνευτική μεταβλητή «γέννηση εντός γάμου» για τις 19.185 αλλοδαπές μητέρες.
Εντός γάμου έχουμε 17.181 γεννήσεις, ποσοστό 89,55% επί των γεννήσεων.
Εντός γάμου έχουμε 2.004 γεννήσεις, ποσοστό 10,45% επί των γεννήσεων.
Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.32.

Μεταβλητή **illegitimate** για αλλοδαπές μητέρες



Παρατηρούμε μια διαφορά γεννήσεων εκτός γάμου κατά ποσοστό 6,27% υπέρ των αλλοδαπών μητέρων.

- **Μεταβλητή: Occupation_mother / Επαγγελματική απασχόληση μητέρας για τις Ελληνίδες μητέρες για τα επίπεδα «οικονομικά ενεργή» και «νοικοκυρές»**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την ερμηνευτική μεταβλητή «Επαγγελματική απασχόληση μητέρας» για τις 92.440 Ελληνίδες μητέρες για τα επίπεδα «οικονομικά ενεργή» και «νοικοκυρές».

Για το επίπεδο «οικονομικά ενεργή» έχουμε 56.573 μητέρες, ποσοστό 61,20%.

Για το επίπεδο «νοικοκυρές» έχουμε 35.867 μητέρες, ποσοστό 38,80%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.33.

Μεταβλητή **Occupation_mother** για Ελληνίδες μητέρες



- **Μεταβλητή: Occupation_mother / Επαγγελματική απασχόληση μητέρας για τις αλλοδαπές μητέρες για τα επίπεδα «οικονομικά ενεργή» και «νοικοκυρές»**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την ερμηνευτική μεταβλητή «Επαγγελματική απασχόληση μητέρας» για τις 19.185 αλλοδαπές μητέρες για τα επίπεδα «οικονομικά ενεργή» και «νοικοκυρές».

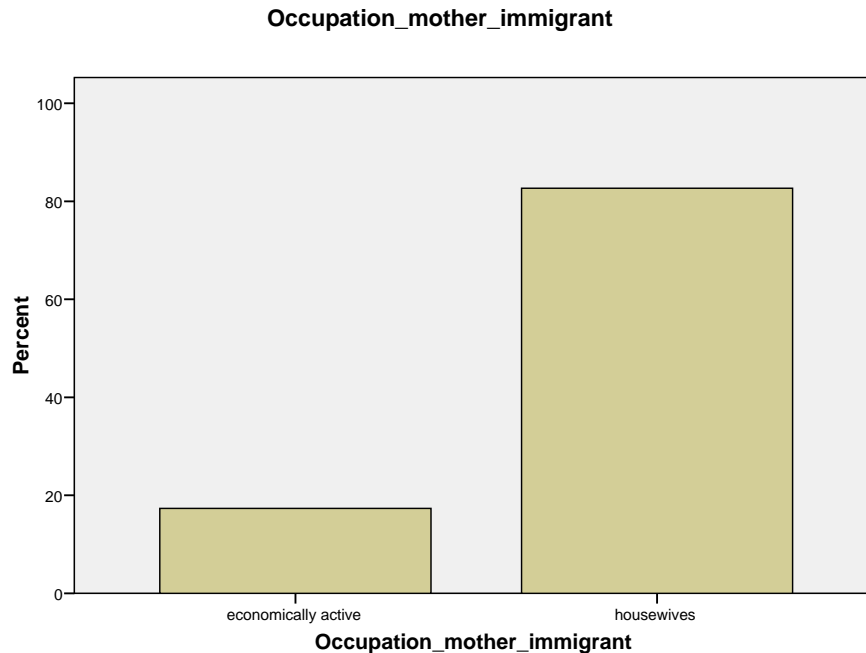
Για το επίπεδο «οικονομικά ενεργή» έχουμε 3.327 μητέρες, ποσοστό 17,34%.

Για το επίπεδο «νοικοκυρές» έχουμε 15.858 μητέρες, ποσοστό 82,66%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.34.

Μεταβλητή **Occupation_mother** για αλλοδαπές μητέρες



Η μεγάλη διαφορά που παρατηρείται στα επίπεδα επαγγελματικής απασχόλησης των Ελληνίδων και των αλλοδαπών μητέρων πιθανώς εν μέρει οφείλεται στις γυναίκες που εργάζονται ως υπηρέτριες ή βρίσκονται υπό παράνομης/αδήλωτης εργασίας.

- **Μεταβλητή: education_mother_3_dc / Μορφωτικό επίπεδο μητέρας για τις Ελληνίδες μητέρες για τα επίπεδα «μέχρι κατώτερη δευτεροβάθμια», «ανώτερη δευτεροβάθμια» και «τριτοβάθμια»**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή «Μορφωτικό επίπεδο μητέρας» για τις 92.440 Ελληνίδες μητέρες για τα επίπεδα «μέχρι κατώτερη δευτεροβάθμια», «ανώτερη δευτεροβάθμια» και «τριτοβάθμια».

Για το επίπεδο «μέχρι κατώτερη δευτεροβάθμια» έχουμε 15.817 μητέρες, ποσοστό 17,11%.

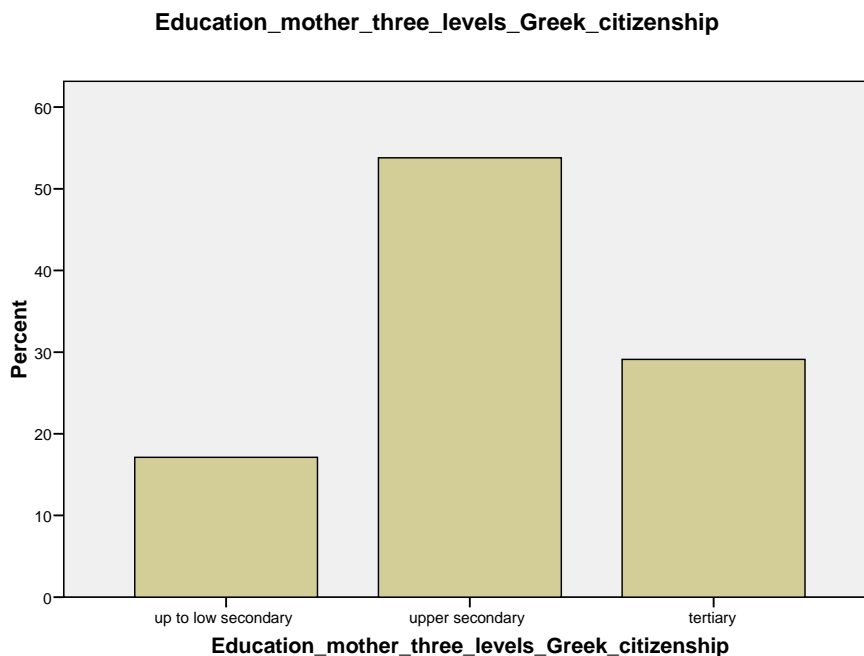
Για το επίπεδο «ανώτερη δευτεροβάθμια» έχουμε 49.726 μητέρες, ποσοστό 53,79%.

Για το επίπεδο «τριτοβάθμια» έχουμε 26.897 μητέρες, ποσοστό 29,10%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.35.

Μεταβλητή `education_mother_3_dc` για Ελληνίδες μητέρες



- **Μεταβλητή: `education_mother_3_dc` / Μορφωτικό επίπεδο μητέρας για τις αλλοδαπές μητέρες για τα επίπεδα «μέχρι κατώτερη δευτεροβάθμια», «ανώτερη δευτεροβάθμια» και «τριτοβάθμια»**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα για την μεταβλητή «Μορφωτικό επίπεδο μητέρας» για τις 19.185 αλλοδαπές μητέρες για τα επίπεδα «μέχρι κατώτερη δευτεροβάθμια», «ανώτερη δευτεροβάθμια» και «τριτοβάθμια».

Για το επίπεδο «μέχρι κατώτερη δευτεροβάθμια» έχουμε 11.897 μητέρες, ποσοστό 62,01%.

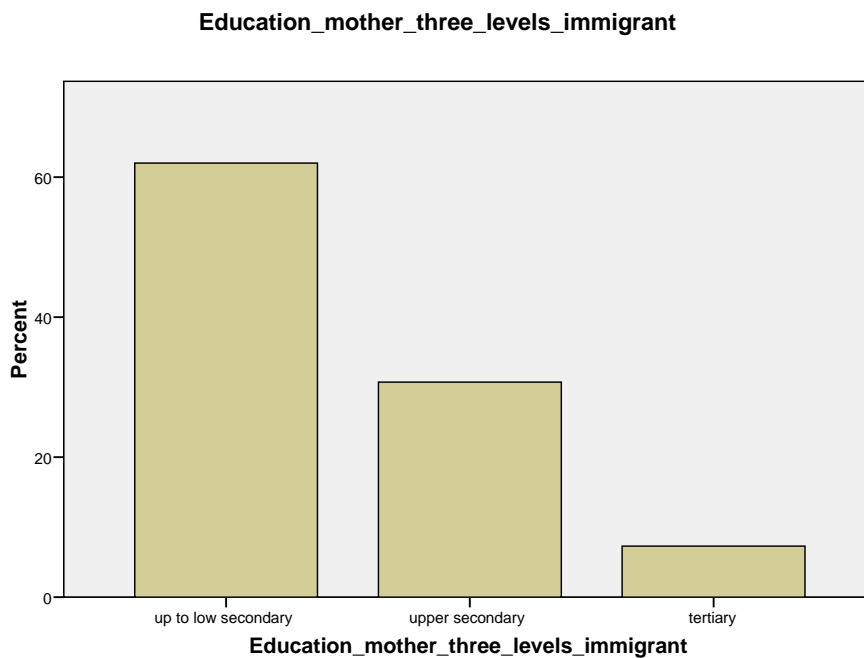
Για το επίπεδο «ανώτερη δευτεροβάθμια» έχουμε 5.891 μητέρες, ποσοστό 30,71%.

Για το επίπεδο «τριτοβάθμια» έχουμε 1.397 μητέρες, ποσοστό 7,28%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.36.

Μεταβλητή `education_mother_3_dc` για αλλοδαπές μητέρες



- **Μεταβλητή: `big_cities` / Τόπος κατοικίας για τις Ελληνίδες μητέρες, με επίπεδα «Αθήνα και Θεσσαλονίκη» και «οι άλλες πόλεις»**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα της μεταβλητής «Τόπος κατοικίας» για τις 92.440 Ελληνίδες μητέρες, με επίπεδα «Αθήνα και Θεσσαλονίκη» και «οι άλλες πόλεις».

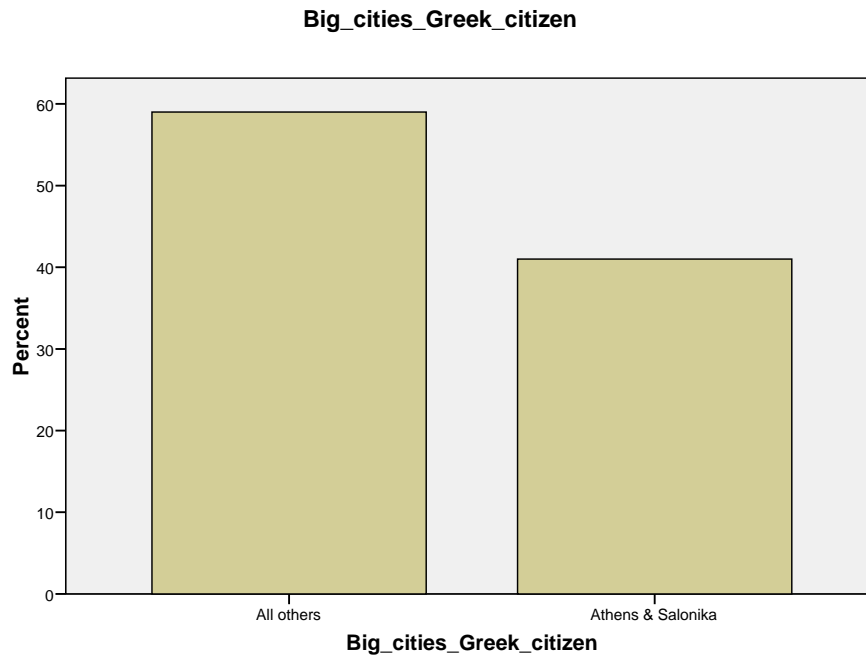
Στην Αθήνα και Θεσσαλονίκη κατοικούν 37.893 μητέρες, ποσοστό 41%.

Στις υπόλοιπες πόλεις κατοικούν 54.547 μητέρες, ποσοστό 59%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.37.

Μεταβλητή **big_cities** για Ελληνίδες μητέρες



- **Μεταβλητή: big_cities / Τόπος κατοικίας για τις αλλοδαπές μητέρες, με επίπεδα «Αθήνα και Θεσσαλονίκη» και «οι άλλες πόλεις»**

Κατανομή συχνότητας και σχετική συχνότητα της μεταβλητής «Τόπος κατοικίας» για τις 19.185 αλλοδαπές μητέρες, με επίπεδα «Αθήνα και Θεσσαλονίκη» και «οι άλλες πόλεις».

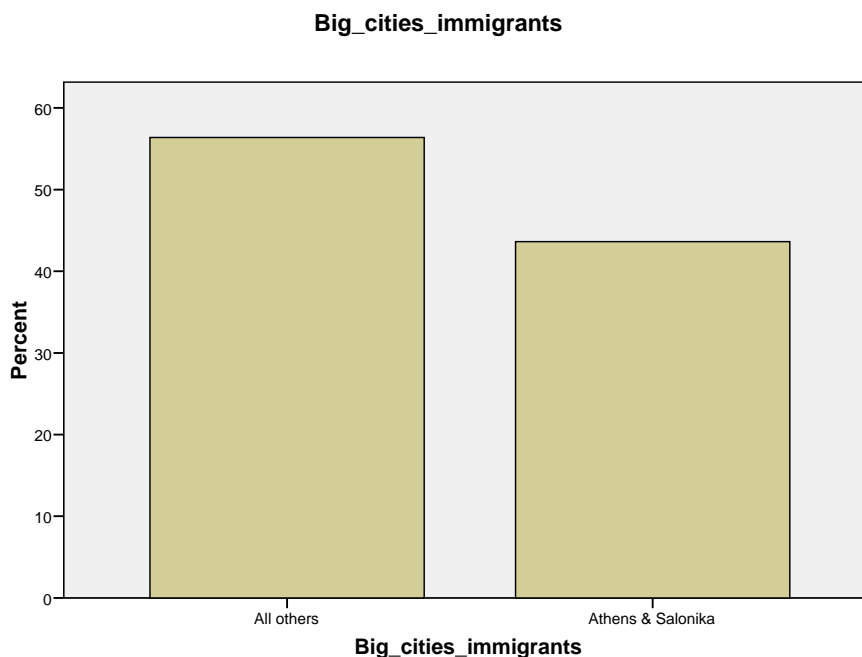
Στην Αθήνα και Θεσσαλονίκη κατοικούν 8.368 μητέρες, ποσοστό 43,62%.

Στις υπόλοιπες πόλεις κατοικούν 10.817 μητέρες, ποσοστό 56,38%.

Το ραβδόγραμμα είναι το κατωτέρω:

Διάγραμμα 4.38.

Μεταβλητή **big_cities** για αλλοδαπές μητέρες



4.3. Κατανομή του λόγου των φύλων κατά την γέννηση ανά μήνα σύλληψης από τις παρατηρήσεις

Πίνακας 4.3. Κατανομή του λόγου των φύλων κατά την γέννηση ανά μήνα σύλληψης από τις παρατηρήσεις

Μήνας σύλληψης	Αγόρι	Κορίτσι	SRB
Ιανουάριος	5.640	5.202	108,42
Φεβρουάριος	4.528	4.247	106,62
Μάρτιος	4.649	4.314	107,77
Απρίλιος	4.000	3.904	102,46
Μάιος	4.692	4.338	108,16
Ιούνιος	4.582	4.345	105,45

Ιούλιος	4.566	4.164	109,65
Αύγουστος	4.439	4.078	108,85
Σεπτέμβριος	4.787	4.491	106,59
Οκτώβριος	5.356	5.241	102,19
Νοέμβριος	5.138	4.869	105,52
Δεκέμβριος	5.141	4.914	104,62
Σύνολο	57.518	54.107	106,30

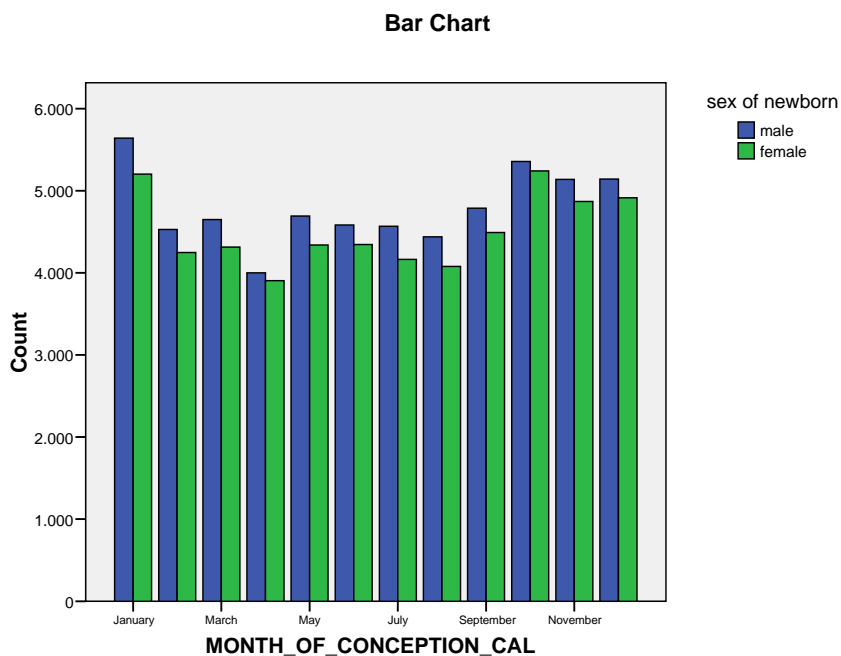
Παρατηρούμε από τα δεδομένα των 111.625 γεννήσεων όπως κατανέμονται ανά μήνα που έγινε η σύλληψη, ότι ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση έχει τιμή πάνω από 105 αγόρια ανά 100 κορίτσια για όλους τους μήνες σύλληψης πλην του Απριλίου, του Οκτωβρίου και του Δεκεμβρίου.

Παρουσιάζει την μέγιστη τιμή των 109,65 αγοριών ανά 100 κορίτσια για τον μήνα σύλληψης Ιούλιο και την χαμηλότερη τιμή των 102,19 αγοριών ανά 100 κορίτσια για τον μήνα σύλληψης Οκτώβριο.

Ακολουθεί το ραβδόγραμμα της ανωτέρω κατανομής:

Διάγραμμα 4.39.

SRB ανά μήνα σύλληψης από τις παρατηρήσεις



4.4. Κατανομή του λόγου των φύλων κατά την γέννηση ανά εποχή σύλληψης από τις παρατηρήσεις

Πίνακας 4.4. Κατανομή του λόγου των φύλων κατά την γέννηση ανά εποχή σύλληψης από τις παρατηρήσεις

Εποχή σύλληψης	Αγόρι	Κορίτσι	SRB
Χειμώνας	15.309	14.363	106,59
Άνοιξη	13.341	12.556	106,25
Καλοκαίρι	13.587	12.587	107,94
Φθινόπωρο	15.281	14.601	104,66
Σύνολο	57.518	54.107	106,30

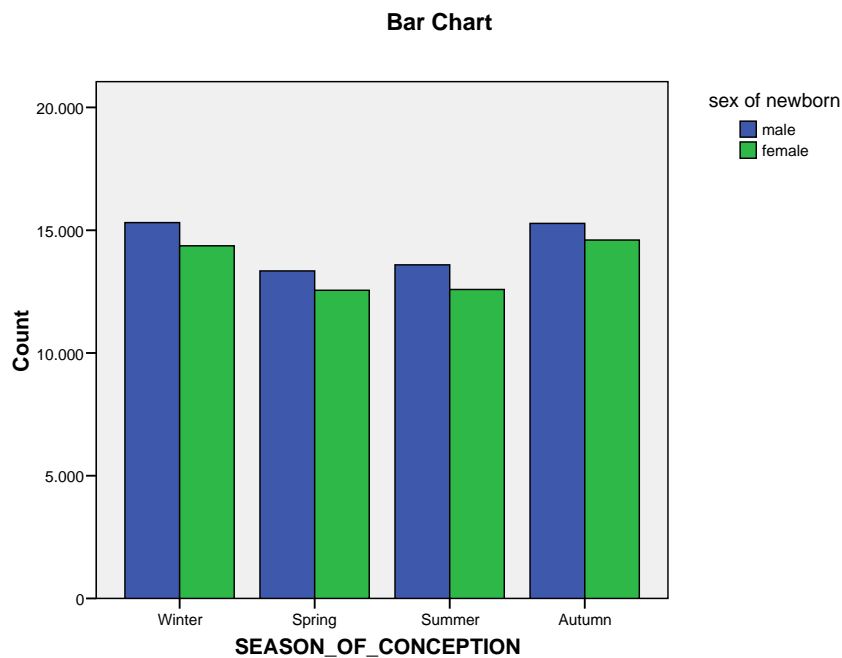
Παρατηρούμε από τα δεδομένα των 111.625 γεννήσεων όπως κατανέμονται ανά εποχή που έγινε η σύλληψη ότι, ο λόγος των φύλων κατά την γέννηση έχει τιμή πάνω από 105 αγόρια ανά 100 κορίτσια για όλους τις εποχές σύλληψης πλην του Φθινοπώρου.

Παρουσιάζει την μέγιστη τιμή των 107,94 αγοριών ανά 100 κορίτσια για την εποχή σύλληψης Καλοκαίρι και την χαμηλότερη τιμή των 104,66 αγοριών ανά 100 κορίτσια για την εποχή σύλληψης Φθινόπωρο.

Ακολουθεί το ραβδόγραμμα της ανωτέρω κατανομής:

Διάγραμμα 4.40.

SRB ανά εποχή σύλληψης από τις παρατηρήσεις



ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

Αποτελέσματα Λογιστικής Παλινδρόμησης και Ανάλυσης Διακύμανσης κατά ένα Παράγοντα

5.1. Αποτελέσματα λογιστικής παλινδρόμησης

5.1.1. Αποτελέσματα λογιστικής παλινδρόμησης με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης

Το στατιστικό πρόγραμμα που χρησιμοποιήθηκε για την ανάλυση που θα ακολουθήσει είναι το SPSS 15.0 for Windows Evaluation Version.

Από το αρχείο των μικροδεδομένων για τις γεννήσεις στην Ελλάδα το έτος 2006 στην ανάλυσή μας περιλαμβάνονται όλες οι παρατηρήσεις που αφορούν τις γεννήσεις, αφού υπάρχουν για όλες το φύλο του παιδιού κατά την γέννηση καθώς και ο μήνας της σύλληψης. Ο αριθμός των γεννήσεων είναι 111.625.

Η κωδικοποίηση της δίτιμης μεταβλητής «φύλο κατά την γέννηση» είναι για το θηλυκό φύλο 1-τιμή αναφοράς-και για το αρσενικό φύλο 0. Η ανωτέρω κωδικοποίηση για την Λογιστική Παλινδρόμηση δηλώνει ότι εστιάζουμε στην πιθανότητα του να έχουμε θηλυκό φύλο κατά την γέννηση, δηλαδή φύλο κατά την γέννηση = 1 (επιτυχία).

Στον πίνακα που ακολουθεί εμφανίζεται η κωδικοποίηση της ανεξάρτητης κατηγορικής μεταβλητής «μήνας σύλληψης» για τα επίπεδα της μεταβλητής που είναι οι μήνες του έτους. Το πρόγραμμα δεν κωδικοποιεί το επίπεδο «μήνας σύλληψης Ιανουάριος» γιατί η παρατήρηση θα ανήκει σε αυτό το επίπεδο όταν όλα τα άλλα επίπεδα έχουν την τιμή 0. Έτσι θα έχουμε 11 μεταβλητές δείκτες για το κάθε επίπεδο της ανεξάρτητης κατηγορικής μεταβλητής «μήνας

σύλληψης», που θα παίρνουν την τιμή 1 ή 0, ανάλογα αν μια παρατήρηση ανήκει ή δεν ανήκει σε αυτό το επίπεδο. Στο μοντέλο της Λογιστικής Παλινδρόμησης οι παράμετροι κάθε κατηγορικής μεταβλητής όταν αυτή παίρνει την τιμή 1, δείχνουν την επίδραση που η κατηγορική μεταβλητή έχει στον λογάριθμο της σχετικής πιθανότητας

$$\log \frac{p}{1-p}$$

όπου p η πιθανότητα να έχει η μεταβλητή απόκρισης την τιμή 1 (θηλυκό φύλο).

Πίνακας 5.1. Κωδικοποίηση ανεξάρτητων κατηγορικών μεταβλητών
Categorical Variables Codings

		Frequency	Parameter coding																					
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)											
MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	January	10842	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	
	February	8775	1,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	March	8963	,000	1,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	April	7904	,000	,000	1,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	May	9030	,000	,000	,000	1,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	June	8927	,000	,000	,000	,000	1,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	July	8730	,000	,000	,000	,000	,000	,000	1,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	August	8517	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	1,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	September	9278	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	1,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	October	10597	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	1,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	November	10007	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	1,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	December	10055	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	1,000

Η ερμηνεία των αποτελεσμάτων (output) του SPSS που ακολουθεί, αφορά το πλήρες μοντέλο, το μοντέλο με τις ερμηνευτικές μεταβλητές και την σταθερά.

Έλεγχος χ^2 (Chi-square)

Πίνακας 5.2. Έλεγχος Chi-square

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	13,189	11	,281
	Block	13,189	11	,281
	Model	13,189	11	,281

Στον ανωτέρω πίνακα έχουμε τον έλεγχο της στατιστικής συνάρτησης χ^2 (Chi-square) για το αν ισχύει η μηδενική υπόθεση ότι η παράμετρος β στο μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης είναι 0 έναντι της εναλλακτικής ότι είναι διάφορη του 0. Για το μοντέλο μας λογιστικής παλινδρόμησης δεν έχουμε διαφοροποιήσεις στα στοιχεία του πίνακα γιατί δεν «τρέξαμε» το μοντέλο χρησιμοποιώντας «stepwise logistic regression» ή «blocking logistic regression». Για την περίπτωση μας δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι η παράμετρος β είναι 0 ($p\text{-value} = 0,281 > \alpha = 0,05$), άρα δεν υπάρχει επίδραση του μήνα σύλληψης στο φύλο κατά την γέννηση.

Hosmer και Lemeshow τεστ καλής προσαρμογής του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης.

Το Hosmer and Lemeshow τεστ καλής προσαρμογής του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης, καταδεικνύει τον βαθμό στον οποίο το μοντέλο προσαρμόζεται στα δεδομένα, δηλαδή πόσο καλά το μοντέλο εξομοιώνει τα δεδομένα ως μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης. Η μηδενική υπόθεση είναι ότι δεν υπάρχει διαφορά μεταξύ των παρατηρηθέντων και των προβλεπομένων τιμών για την εξαρτημένη μεταβλητή έναντι της εναλλακτικής ότι υπάρχει. Αν το αποτέλεσμα του τεστ δεν είναι στατιστικά σημαντικό τότε το μοντέλο εξομοιώνει καλώς τα δεδομένα, το αντίθετο στην αντίθετη περίπτωση.

Πίνακας 5.3. Hosmer and Lemeshow τεστ

Hosmer and Lemeshow Test			
Step	Chi-square	df	Sig.
1	,000	8	1,000

Εδώ επειδή το $p\text{-value}$ του τεστ είναι 1,000 δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, δηλαδή οι εκτιμήσεις που προκύπτουν από το μοντέλο για το λογάριθμο της σχετικής πιθανότητας να έχω κορίτσι για τα επίπεδα της ανεξάρτητης μεταβλητής «μήνας σύλληψης» ή ισοδύναμα η σχετική πιθανότητα να έχω κορίτσι, πλησιάζει αρκετά την σχετική πιθανότητα που προκύπτει από τα δεδομένα των παρατηρήσεων.

Ο κατωτέρω πίνακας (Classification Table) είναι ένας πίνακας 2 X 2 ο οποίος παρουσιάζει τις παρατηρηθέντες περιπτώσεις των δύο τιμών της μεταβλητής απόκρισης-γραμμές του πίνακα- και τις προβλεπόμενες περιπτώσεις των δύο τιμών της μεταβλητής απόκρισης-στήλες του πίνακα.. Οι προβλεπόμενες περιπτώσεις των δύο τιμών της μεταβλητής απόκρισης

υπολογίστηκαν βάση του μοντέλου μας λογιστικής παλινδρόμησης. Ο πίνακας δείχνει ότι 57.518 περιπτώσεις παρατηρήθηκαν να είναι γεννήσεις αγοριών και το μοντέλο τις προέβλεψε τόσες, ενώ για τις περιπτώσεις των 54.107 γεννήσεων κοριτσιών που παρατηρήθηκαν, το μοντέλο τις πρόβλεψε ως γεννήσεις αγοριών. Έτσι το μοντέλο προέβλεψε το 100% των περιπτώσεων γεννήσεων αγοριών και καμία γεννήσεων κοριτσιών. Το μοντέλο προέβλεψε το 51,5% του συνόλου των παρατηρηθέντων περιπτώσεων, δηλαδή ισοδύναμα προέβλεψε όλες των περιπτώσεις γεννήσεων αγοριών, άρα το μοντέλο προβλέπει τις περιπτώσεις των τιμών της μεταβλητής απόκρισης όπως αυτές έχουν παρατηρηθεί και άρα για το μοντέλο η εξαρτημένη μεταβλητή ερμηνεύεται από την κατηγορική μεταβλητή «μήνας σύλληψης».

Πίνακας 5.4. Πίνακας ταξινόμησης (Classification Table)

Classification Table^a

Observed			Predicted		
			sex of newborn		Percentage Correct
			male	female	
Step 1	sex of newborn	male	57518	0	100,0
		female	54107	0	,0
	Overall Percentage				51,5

a. The cut value is ,500

Έλεγχος του Wald

Πίνακας 5.5. Ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση λογιστικής παλινδρόμησης

		Variables in the Equation					
Step		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
1 ^a	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL			13,188	11	,281	
	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL(1)	,017	,029	,341	1	,559	1,017
	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL(2)	,006	,029	,045	1	,832	1,006
	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL(3)	,057	,030	3,652	1	,056	1,058
	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL(4)	,002	,029	,007	1	,933	1,002
	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL(5)	,028	,029	,940	1	,332	1,028
	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL(6)	-,011	,029	,155	1	,694	,989
	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL(7)	-,004	,029	,019	1	,891	,996
	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL(8)	,017	,028	,361	1	,548	1,017
	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL(9)	,059	,027	4,681	1	,030	1,061
	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL(10)	,027	,028	,952	1	,329	1,027
	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL(11)	,036	,028	1,659	1	,198	1,036
	Constant	-,081	,019	17,685	1	,000	,922

a. Variable(s) entered on step 1: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL.

Επειδή για την τιμή της στατιστικής συνάρτησης του Wald, $p\text{-value} = 0,281 > \alpha = 0,05$, δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι η παράμετρος β της κατηγορικής μεταβλητής είναι ίση με 0, άρα η κατηγορική μεταβλητή «μήνας σύλληψης» δεν επιδρά στην πιθανότητα του να έχουμε κορίτσι.

Διατύπωση του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης και συμπεράσματα

Από τον ανωτέρω πίνακα στην στήλη B έχουμε τις παραμέτρους των μεταβλητών δεικτών, επίπεδα της μεταβλητής «μήνας σύλληψης». Έτσι η εξίσωση του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης θα είναι:

$$\log \frac{p}{1-p} = -0,081 + 0,017 * Febr. + 0,006 * Mart. + 0,057 * Apr. + \\ + 0,002 * Maio + 0,028 * Ioun. - 0,011 * Ioul. - 0,004 * Aug. + 0,017 * Sept. + \\ + 0,059 * Oktwb. + 0,027 * Noemb. + 0,036 * Dekemb.$$

όπου p η πιθανότητα η μεταβλητή φύλο κατά την γέννηση να έχει την τιμή 1 (θηλυκό φύλο). Οι ανωτέρω εκτιμήσεις των παραμέτρων των μεταβλητών δεικτών μας λένε την επίδραση που θα έχει ο κάθε μήνας αν σε αυτόν έγινε η σύλληψη, στην προβλεπόμενη λογαριθμική σχετική πιθανότητα να έχω κορίτσι. Εδώ θα πρέπει να προσέξουμε ότι οι παράμετροι των μεταβλητών δεικτών είναι κοντά στο 0, πράγμα που σημαίνει ότι οι μεταβλητές δείκτες, δηλαδή οι μήνες κατά την σύλληψη δεν επιδρούν σημαντικά στην εξαρτημένη μεταβλητή.

Παρατηρούμε ότι η κατηγορική ανεξάρτητη μεταβλητή «μήνας σύλληψης» δεν έχει παράμετρο και αυτό γιατί δεν είναι μεταβλητή στο μοντέλο. Μεταβλητές στο μοντέλο είναι τα επίπεδα των τιμών αυτής της μεταβλητής, δηλαδή οι μεταβλητές δείκτες των μηνών σύλληψης εκτός του Ιανουαρίου που παραλείφθηκε (μήνας αναφοράς).

Βάση της p -value της τιμής της στατιστικής του Wald για την μεταβλητή «μήνας σύλληψης», δεν απορρίψαμε την H_0 , δηλαδή δεν απορρίψαμε ότι η παράμετρος β ισούται με το μηδέν. Επειδή όμως ο μήνας σύλληψης αντιπροσωπεύει τις μεταβλητές δείκτες στο σύνολό τους, θα κοιτάξουμε και τα τεστ με 1 βαθμό ελευθερίας. Κοιτώντας τα τεστ με 1 βαθμό ελευθερίας παρατηρούμε ότι για τον μήνα Οκτώβριο η τιμή της στατιστικής συνάρτησης έχει p -value = 0,030 < α = 0,05, άρα ο μήνας Οκτώβριος είναι σημαντικός στο μοντέλο μας λογιστικής παλινδρόμησης. Αυτό σημαίνει ότι ο μήνας Οκτώβριος επιδρά θετικά στην λογαριθμική σχετική πιθανότητα να έχω φύλο κατά την γέννηση κορίτσι.

Συγκεκριμένα για τον μήνα Οκτώβριο το μοντέλο είναι το

$$\log \frac{p}{1-p} = -0,081 + 0,059 * Okt. \quad \ddot{Y} \quad \frac{p}{1-p} = e^{-0,081+0,059*Okt.} = \\ = e^{-0,081} * (e^{0,059})^1 = 0,922 * 1,061$$

που σημαίνει ότι η σύλληψη κατά τον μήνα Οκτώβριο αυξάνει την σχετική πιθανότητα του να έχω κορίτσι κατά 0,061 ή κατά 6,1%.

5.1.2. Αποτελέσματα λογιστικής παλινδρόμησης με ανεξάρτητη μεταβλητή την εποχή σύλληψης

Χρησιμοποιώντας ως ανεξάρτητη μεταβλητή την κατηγορική μεταβλητή «εποχή σύλληψης», με μεταβλητές δείκτες τις τέσσερις εποχές του χρόνου, εφαρμόζουμε στα δεδομένα μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης.

Η κωδικοποίηση της δίτιμης μεταβλητής «φύλο κατά την γέννηση» είναι για το θηλυκό φύλο 1-τιμή αναφοράς-και για το αρσενικό φύλο 0. Η ανωτέρω κωδικοποίηση για την Λογιστική Παλινδρόμηση δηλώνει ότι εστιάζουμε στην πιθανότητα του να έχουμε θηλυκό φύλο κατά την γέννηση, δηλαδή φύλο κατά την γέννηση = 1 (επιτυχία).

Στον πίνακα που ακολουθεί εμφανίζεται η κωδικοποίηση της ανεξάρτητης κατηγορικής μεταβλητής «εποχή σύλληψης» για τα επίπεδα της μεταβλητής που είναι οι εποχές του χρόνου. Το πρόγραμμα δεν κωδικοποιεί το επίπεδο «εποχή σύλληψης χειμώνας» γιατί η παρατήρηση θα ανήκει σε αυτό το επίπεδο όταν όλα τα άλλα επίπεδα έχουν την τιμή 0. Έτσι θα έχουμε 3 μεταβλητές δείκτες για το κάθε επίπεδο της ανεξάρτητης κατηγορικής μεταβλητής «εποχή σύλληψης», που θα παίρνουν την τιμή 1 ή 0, ανάλογα αν μια παρατήρηση ανήκει ή δεν ανήκει σε αυτό το επίπεδο. Στο μοντέλο της Λογιστικής Παλινδρόμησης η παράμετρος κάθε κατηγορικής μεταβλητής όταν αυτή παίρνει την τιμή 1, δείχνει την επίδραση που η κατηγορική μεταβλητή έχει στον λογάριθμο της σχετικής πιθανότητας

$\log \frac{p}{1-p}$ όπου p η πιθανότητα να έχει η μεταβλητή απόκρισης την τιμή 1 (θηλυκό φύλο).

Πίνακας 5.6. Κωδικοποίηση ανεξάρτητων κατηγορικών μεταβλητών

		Frequency	Parameter coding		
			(1)	(2)	(3)
SEASON_OF_CONCEPTION	Winter	29672	,000	,000	,000
	Spring	25897	1,000	,000	,000
	Summer	26174	,000	1,000	,000
	Autumn	29882	,000	,000	1,000

Η ερμηνεία των αποτελεσμάτων (output) του SPSS που ακολουθεί, αφορά το πλήρες μοντέλο, το μοντέλο με τις ερμηνευτικές μεταβλητές και την σταθερά.

Έλεγχος χ^2 (Chi-square)

Πίνακας 5.7. Έλεγχος Chi-square

		Omnibus Tests of Model Coefficients		
		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	3,407	3	,333
	Block	3,407	3	,333
	Model	3,407	3	,333

Στον ανωτέρω πίνακα έχουμε τον έλεγχο της στατιστικής συνάρτησης χ^2 (Chi-square) για το αν ισχύει η μηδενική υπόθεση ότι η παράμετρος της ανεξάρτητης κατηγορικής μεταβλητής β είναι 0 έναντι της εναλλακτικής ότι είναι διάφορη του 0. Για το μοντέλο μας λογιστικής παλινδρόμησης δεν έχουμε διαφοροποιήσεις στα στοιχεία του πίνακα γιατί δεν «τρέξαμε» το μοντέλο χρησιμοποιώντας «stepwise logistic regression» ή «blocking logistic regression». Για την περίπτωση μας δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι η παράμετρος β είναι 0 (p-value = 0,333 > α = 0,05), άρα δεν υπάρχει επίδραση της εποχής σύλληψης στο φύλο κατά την γέννηση.

Hosmer και Lemeshow τεστ καλής προσαρμογής του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης.

Το Hosmer and Lemeshow τεστ καλής προσαρμογής του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης, καταδεικνύει τον βαθμό στον οποίο το μοντέλο προσαρμόζεται στα δεδομένα, δηλαδή πόσο καλά το μοντέλο εξομοιώνει τα δεδομένα ως μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης.

Η μηδενική υπόθεση είναι ότι δεν υπάρχει διαφορά μεταξύ των παρατηρηθέντων και των προβλεπομένων τιμών για την εξαρτημένη μεταβλητή έναντι της εναλλακτικής ότι υπάρχει. Αν το αποτέλεσμα του τεστ δεν είναι στατιστικά σημαντικό τότε το μοντέλο εξομοιώνει καλώς τα δεδομένα, το αντίθετο στην αντίθετη περίπτωση.

Πίνακας 5.8. Hosmer and Lemeshow τεστ

Hosmer and Lemeshow Test			
Step	Chi-square	df	Sig.
1	,000	2	1,000

Εδώ επειδή το p-value του τεστ είναι 1,000 δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, δηλαδή οι εκτιμήσεις που προκύπτουν από το μοντέλο για το λογάριθμό της σχετικής πιθανότητας να έχω κορίτσι για τα επίπεδα της ανεξάρτητης μεταβλητής «εποχή σύλληψης» ή ισοδύναμα η σχετική πιθανότητα να έχω κορίτσι, πλησιάζει αρκετά την σχετική πιθανότητα που προκύπτει από τα δεδομένα των παρατηρήσεων.

Ο κατωτέρω πίνακας (Classification Table) όμοια όπως στην ανάλυση μας για ερμηνευτική μεταβλητή τον «μήνα σύλληψης», παρουσιάζει τις παρατηρηθέντες περιπτώσεις των δύο τιμών της μεταβλητής απόκρισης-γραμμές του πίνακα-και τις προβλεπόμενες περιπτώσεις των δύο τιμών της μεταβλητής απόκρισης-στήλες του πίνακα.. Οι προβλεπόμενες περιπτώσεις των δύο τιμών της μεταβλητής απόκρισης υπολογίστηκαν βάση του μοντέλου μας λογιστικής παλινδρόμησης. Ο πίνακας δείχνει ότι 57.518 περιπτώσεις παρατηρήθηκαν να είναι γεννήσεις αγοριών και το μοντέλο τις προέβλεψε τόσες, ενώ για τις περιπτώσεις των 54.107 γεννήσεων κοριτσιών που παρατηρήθηκαν, το μοντέλο τις πρόβλεψε ως γεννήσεις αγοριών. Έτσι το μοντέλο προέβλεψε το 100% των περιπτώσεων γεννήσεων αγοριών και καμία γεννήσεων κοριτσιών. Το μοντέλο προέβλεψε το 51,5% του συνόλου των παρατηρηθέντων περιπτώσεων, δηλαδή ισοδύναμα προέβλεψε όλες των περιπτώσεις γεννήσεων αγοριών, άρα το μοντέλο προβλέπει τις περιπτώσεις των τιμών της μεταβλητής απόκρισης όπως αυτές έχουν παρατηρηθεί και άρα για το μοντέλο η εξαρτημένη μεταβλητή ερμηνεύεται από την κατηγορική μεταβλητή «μήνας σύλληψης».

Πίνακας 5.9. Πίνακας ταξινόμησης (Classification Table)

Classification Table^a

Observed			Predicted		
			sex of newborn		Percentage Correct
			male	female	
Step 1	sex of newborn	male	57518	0	100,0
		female	54107	0	,0
Overall Percentage					51,5

a. The cut value is ,500

Έλεγχος του Wald

Πίνακας 5.10. Ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση λογιστικής παλινδρόμησης

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1	SEASON_OF_CONCEPTION			3,406	3	,333	
	SEASON_OF_CONCEPTION(1)	,003	,017	,034	1	,854	1,003
	SEASON_OF_CONCEPTION(2)	-,013	,017	,557	1	,456	,987
	SEASON_OF_CONCEPTION(3)	,018	,016	1,241	1	,265	1,018
	Constant	-,064	,012	30,150	1	,000	,938

a. Variable(s) entered on step 1: SEASON_OF_CONCEPTION.

Επειδή για την τιμή της στατιστικής συνάρτησης του Wald, $p\text{-value} = 0,333 > \alpha = 0,05$, δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι η παράμετρος β της κατηγορικής μεταβλητής είναι ίση με 0, άρα η κατηγορική μεταβλητή «εποχή σύλληψης» δεν επιδρά στην πιθανότητα του να έχουμε κορίτσι.

Διατύπωση του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης και συμπεράσματα

Από τον ανωτέρω πίνακα στην στήλη B έχουμε τις παραμέτρους των μεταβλητών δεικτών, επίπεδα της μεταβλητής «εποχή σύλληψης». Έτσι η εξίσωση του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης θα είναι:

$$\log \frac{p}{1-p} = -0,064 + 0,003 * Anoixh - 0,013 * Kal okairi + 0,018 * Fqinopwro$$

$$\hat{Y} \frac{p}{1-p} = 0,938 + 1,003 * Anoixh + 0,987 * Kal okairi + 1,018 * Fqinopwro,$$

όπου p η πιθανότητα η μεταβλητή φύλο κατά την γέννηση να έχει την τιμή 1 (θηλυκό φύλο). Οι ανωτέρω εκτιμήσεις των παραμέτρων των μεταβλητών δεικτών μας λένε την επίδραση που θα έχει η κάθε εποχή αν σε αυτή έγινε η σύλληψη, στην προβλεπόμενη λογαριθμική σχετική πιθανότητας να έχω κορίτσι, ή ισοδύναμα στην προβλεπόμενη σχετική πιθανότητα να έχω κορίτσι. Εδώ θα πρέπει να προσέξουμε ότι οι παράμετροι των μεταβλητών δεικτών είναι κοντά στο 0, πράγμα που σημαίνει ότι οι μεταβλητές δείκτες, δηλαδή οι εποχές κατά την σύλληψη δεν επιδρούν σημαντικά στην εξαρτημένη μεταβλητή.

Παρατηρούμε ότι η κατηγορική ανεξάρτητη μεταβλητή «εποχή σύλληψης» δεν έχει παράμετρο και αυτό γιατί δεν είναι μεταβλητή στο μοντέλο. Μεταβλητές στο μοντέλο είναι τα επίπεδα των τιμών αυτής της μεταβλητής, δηλαδή οι μεταβλητές δείκτες των εποχών σύλληψης εκτός του Χειμώνα που παραλείφθηκε (εποχή αναφοράς).

Βάση της p-value της τιμής της στατιστικής του Wald για την μεταβλητή «εποχή σύλληψης», δεν απορρίψαμε την H_0 , δηλαδή δεν απορρίψαμε ότι η παράμετρος β ισούται με το μηδέν. Επειδή όμως η εποχή σύλληψης αντιπροσωπεύει τις μεταβλητές δείκτες στο σύνολό τους, θα κοιτάξουμε και τα τεστ με 1 βαθμό ελευθερίας. Κοιτώντας τα τεστ με 1 βαθμό ελευθερίας παρατηρούμε ότι όλες οι τιμές της στατιστικής συνάρτησης έχουν p-value $> \alpha = 0,05$, άρα καμία εποχή δεν είναι σημαντική στο μοντέλο μας λογιστικής παλινδρόμησης, δηλαδή καμία εποχή δεν επιδρά στον λογάριθμο της σχετικής πιθανότητας να έχω φύλο κατά την γέννηση κορίτσι, ή ισοδύναμα καμία εποχή δεν επιδρά στην σχετική πιθανότητα να έχω φύλο κατά την γέννηση κορίτσι.

5.2. Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα

5.2.1. Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης

5.2.1.1. Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης-εφαρμογή σε όλες τις παρατηρήσεις του βάρους

Πίνακας 5.11. Περιγραφικά στατιστικά για τις παρατηρήσεις του βάρους ανά μήνα

	Descriptives								
	birth weight in grammes								
	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum	
Lower Bound					Upper Bound				
January	10842	3171,99	517,500	4,970	3162,25	3181,73	550	5280	
February	8775	3155,22	540,746	5,773	3143,91	3166,54	550	5800	
March	8963	3158,76	531,894	5,618	3147,74	3169,77	300	5300	
April	7904	3173,08	538,568	6,058	3161,20	3184,95	490	5330	
May	9030	3171,07	534,134	5,621	3160,06	3182,09	500	5320	
June	8927	3170,72	529,396	5,603	3159,74	3181,70	570	5450	
July	8730	3175,11	499,976	5,351	3164,62	3185,60	600	5300	
August	8517	3191,66	492,683	5,339	3181,19	3202,12	600	5530	
September	9278	3138,90	525,121	5,452	3128,21	3149,59	600	5670	
October	10597	3143,95	522,878	5,079	3133,99	3153,90	500	5200	
November	10007	3144,73	529,134	5,289	3134,36	3155,10	534	5590	
December	10055	3187,21	515,533	5,141	3177,13	3197,28	600	5150	
Total	111625	3164,77	523,424	1,567	3161,70	3167,84	300	5800	

Από τον ανωτέρω πίνακα παρατηρούμε ότι ο μέσος όρος των παρατηρήσεων για το βάρος κατά την γέννηση ανά μήνα σύλληψης παρουσιάζει την χαμηλότερη τιμή για τις γεννήσεις με μήνα σύλληψης τον μήνα Σεπτέμβριο με 3.138,90 γραμ. και την υψηλότερη τιμή για τις γεννήσεις με μήνα σύλληψης τον μήνα Αύγουστο με 3.191,66 γραμ.

Έλεγχος της υπόθεσης της κανονικότητας της κατανομής για κάθε επίπεδο

Πίνακας 5.12. Τεστ κανονικότητας των κατανομών

		Tests of Normality		
		Kolmogorov-Smirnov ^a		
	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	Statistic	df	Sig.
birth weight in grammes	January	,063	10842	,000
	February	,068	8775	,000
	March	,070	8963	,000
	April	,054	7904	,000
	May	,067	9030	,000
	June	,062	8927	,000
	July	,056	8730	,000
	August	,064	8517	,000
	September	,065	9278	,000
	October	,060	10597	,000
	November	,057	10007	,000
	December	,058	10055	,000

a. Lilliefors Significance Correction

Από τον ανωτέρω πίνακα παρατηρούμε ότι οι p-value των τιμών της στατιστικής συνάρτησης για τις κατανομές του βάρους κατά την γέννηση για κάθε μήνα είναι μικρότερες από $\alpha = 0,05$, άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι κατανομές κατανέμονται κανονικά έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν κατανέμονται κανονικά.

Έλεγχος ομογένειας των διακυμάνσεων

Πίνακας 5.13. Τεστ για την ομογένεια της διακύμανσης

Test of Homogeneity of Variances			
birth weight in grammes			
Levene Statistic	df1	df2	Sig.
8,219	11	111613	,000

Ο ανωτέρω πίνακας αφορά τον έλεγχο του Levene για την ομογένεια της διακύμανσης, δηλαδή αφορά τον έλεγχο της ισχύς της υπόθεσης του μοντέλου ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) ότι οι κατανομές της μεταβλητής απόκρισης-που

αντιστοιχούν στα επίπεδα του παράγοντα-έχουν την ίδια διακύμανση έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν είναι όλες ίσες. Εδώ για την τιμή της στατιστικής συνάρτησης του τεστ η p-value είναι 0,000, πράγμα που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι διακυμάνσεις των κατανομών είναι ίσες, έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν είναι όλες ίσες .

Ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) και τεστ αξιοπιστίας Welch και Brown-Forsythe

Επειδή οι έλεγχοι των Kolmogorov-Smirnov και Levene έδειξαν ότι δεν ισχύουν οι υποθέσεις της κανονικότητας και της ίδιας διακύμανσης, και επειδή όπως προαναφέραμε η ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) είναι αξιόπιστη ακόμη και όταν παραβιάζονται οι υποθέσεις της κανονικότητας και των ίσων διακυμάνσεων, όταν τα δειγματικά μεγέθη ανά επίπεδο του παράγοντα είναι ίσα, πράγμα που ισχύει στα δείγματά μας, θα προχωρήσουμε στην εκτέλεση της ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα.

Επίσης θα εκτελέσουμε τα τεστ αξιοπιστίας για την ισότητα των μέσων Welch και Brown-Forsythe τα οποία εκτελούνται όταν δεν ισχύει η υπόθεση της ισότητας των διακυμάνσεων.

Πίνακας 5.14. Πίνακας ANOVA

ANOVA

birth weight in grammes					
	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	29887990	11	2717089,988	9,926	,000
Within Groups	3,1E+010	111613	273732,414		
Total	3,1E+010	111624			

Με βάσει την p-value του F τεστ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων, που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο μήνες-κατά τους οποίους έγινε η σύλληψη-επηρεάζουν το βάρος κατά την γέννηση.

Πίνακας 5.15. Τεστ ευρωστίας για την ισότητα των μέσων

Robust Tests of Equality of Means

birth weight in grammes

	Statistic(a)	df1	df2	Sig.
Welch	10,181	11	43543,399	,000
Brown-Forsythe	9,921	11	110091,212	,000

a. Asymptotically F distributed.

Από τις p-value των τεστ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων, που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο μήνες-κατά τους οποίους έγινε η σύλληψη-επηρεάζουν το βάρος κατά την γέννηση.

Kruskal-Wallis μη παραμετρική ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα

Επειδή παραβιάζονται οι υποθέσεις-του μοντέλου One Way ANOVA, α) της κανονικότητας των κατανομών για κάθε επίπεδο του παράγοντα και β) των ίδιων διακυμάνσεων για κάθε κατανομή, θα εφαρμόσουμε επίσης και την μη παραμετρική ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα Kruskal-Wallis για ασφαλέστερα συμπεράσματα.

Η μηδενική υπόθεση στην ανάλυση διακύμανσης Kruskal-Wallis θα είναι ότι οι διάμεσοι των κατανομών ανά επίπεδο είναι ίσοι, έναντι της εναλλακτικής ότι οι διάμεσοι των κατανομών δεν είναι όλοι ίσοι.

Πίνακας 5.16. Kruskal-Wallis τεστ

Test Statistics^{a,b}

	birth weight in grammes
Chi-Square	102,689
df	11
Asymp. Sig.	,000

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Επειδή $p\text{-value} < \alpha = 0,05$ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των διαμέσων που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο διάμεσοι διαφέρουν μεταξύ τους, και με χαλαρή ερμηνεία τουλάχιστον δύο μήνες διαφέρουν ως προς την επίδρασή τους στο βάρος κατά την γέννηση.

Games-Howell τεστ

Πίνακας 5.17. Games-Howell τεστ

Multiple Comparisons

Dependent Variable: birth weight in grammes

Games-Howell

(I) MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	(J) MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.
January	February	16,769	7,617	0,549
	March	13,234	7,501	0,837
	April	-1,086	7,836	1,000
	May	0,916	7,503	1,000
	June	1,272	7,490	1,000
	July	-3,122	7,303	1,000
	August	-19,667	7,294	0,228
	September	33,093(*)	7,377	0,000
	October	28,046(*)	7,106	0,005
	November	27,264(*)	7,258	0,009
	December	-15,215	7,151	0,603
	February	January	-16,769	7,617
March		-3,535	8,055	1,000
April		-17,855	8,368	0,598
May		-15,853	8,057	0,716
June		-15,497	8,045	0,743
July		-19,891	7,871	0,323
August		-36,436(*)	7,863	0,000
September		16,323	7,940	0,655
October		11,276	7,689	0,950
November		10,494	7,830	0,974
December		-31,984(*)	7,730	0,002
March		January	-13,234	7,501
	February	3,535	8,055	1,000
	April	-14,320	8,262	0,853
	May	-12,318	7,947	0,926
	June	-11,962	7,935	0,939
	July	-16,357	7,759	0,617
	August	-32,902(*)	7,750	0,001
	September	19,858	7,828	0,317
	October	14,811	7,574	0,724
	November	14,029	7,716	0,808
	December	-28,449(*)	7,616	0,010
	April	January	1,086	7,836
February		17,855	8,368	0,598
March		14,320	8,262	0,853

	May	2,002	8,264	1,000
	June	2,358	8,252	1,000
	July	-2,036	8,083	1,000
	August	-18,581	8,075	0,476
	September	34,178(*)	8,150	0,002
	October	29,131(*)	7,906	0,012
	November	28,349(*)	8,042	0,022
	December	-14,129	7,945	0,830
May	January	-0,916	7,503	1,000
	February	15,853	8,057	0,716
	March	12,318	7,947	0,926
	April	-2,002	8,264	1,000
	June	0,356	7,937	1,000
	July	-4,038	7,761	1,000
	August	-20,583	7,752	0,249
	September	32,176(*)	7,830	0,002
	October	27,129(*)	7,576	0,018
	November	26,347(*)	7,718	0,032
	December	-16,131	7,618	0,610
June	January	-1,272	7,490	1,000
	February	15,497	8,045	0,743
	March	11,962	7,935	0,939
	April	-2,358	8,252	1,000
	May	-0,356	7,937	1,000
	July	-4,394	7,748	1,000
	August	-20,939	7,739	0,223
	September	31,820(*)	7,818	0,003
	October	26,773(*)	7,563	0,021
	November	25,991(*)	7,705	0,036
	December	-16,487	7,604	0,573
July	January	3,122	7,303	1,000
	February	19,891	7,871	0,323
	March	16,357	7,759	0,617
	April	2,036	8,083	1,000
	May	4,038	7,761	1,000
	June	4,394	7,748	1,000
	August	-16,545	7,559	0,558
	September	36,215(*)	7,639	0,000
	October	31,168(*)	7,378	0,001
	November	30,386(*)	7,524	0,003
	December	-12,092	7,421	0,898
August	January	19,667	7,294	0,228
	February	36,436(*)	7,863	0,000
	March	32,902(*)	7,750	0,001
	April	18,581	8,075	0,476
	May	20,583	7,752	0,249

	June	20,939	7,739	0,223
	July	16,545	7,559	0,558
	September	52,760(*)	7,630	0,000
	October	47,713(*)	7,369	0,000
	November	46,931(*)	7,515	0,000
	December	4,452	7,412	1,000
September	January	-33,093(*)	7,377	0,000
	February	-16,323	7,940	0,655
	March	-19,858	7,828	0,317
	April	-34,178(*)	8,150	0,002
	May	-32,176(*)	7,830	0,002
	June	-31,820(*)	7,818	0,003
	July	-36,215(*)	7,639	0,000
	August	-52,760(*)	7,630	0,000
	October	-5,047	7,451	1,000
	November	-5,829	7,596	1,000
	December	-48,307(*)	7,494	0,000
October	January	-28,046(*)	7,106	0,005
	February	-11,276	7,689	0,950
	March	-14,811	7,574	0,724
	April	-29,131(*)	7,906	0,012
	May	-27,129(*)	7,576	0,018
	June	-26,773(*)	7,563	0,021
	July	-31,168(*)	7,378	0,001
	August	-47,713(*)	7,369	0,000
	September	5,047	7,451	1,000
	November	-0,782	7,333	1,000
	December	-43,260(*)	7,227	0,000
November	January	-27,264(*)	7,258	0,009
	February	-10,494	7,830	0,974
	March	-14,029	7,716	0,808
	April	-28,349(*)	8,042	0,022
	May	-26,347(*)	7,718	0,032
	June	-25,991(*)	7,705	0,036
	July	-30,386(*)	7,524	0,003
	August	-46,931(*)	7,515	0,000
	September	5,829	7,596	1,000
	October	0,782	7,333	1,000
	December	-42,478(*)	7,376	0,000
December	January	15,215	7,151	0,603
	February	31,984(*)	7,730	0,002
	March	28,449(*)	7,616	0,010
	April	14,129	7,945	0,830
	May	16,131	7,618	0,610
	June	16,487	7,604	0,573
	July	12,092	7,421	0,898

August	-4,452	7,412	1,000
September	48,307(*)	7,494	0,000
October	43,260(*)	7,227	0,000
November	42,478(*)	7,376	0,000

*. The mean difference is significant at the .05 level.

Από τον πίνακα του Games-Howell τεστ παρατηρούμε ότι οι μήνες κατά την σύλληψη Ιανουάριος, Απρίλιος, Μάιος, Ιούνιος, Ιούλιος, Αύγουστος, Δεκέμβριος, έχουν διαφορετικά μέσα βάρη κατά την γέννηση με τους μήνες Σεπτέμβριο, Οκτώβριο, Νοέμβριο, με τους τελευταίους να παρουσιάζουν τα χαμηλότερα βάρη.

Οι μήνες Φεβρουάριος και Μάρτιος παρουσιάζουν επίσης διαφορετικά μέσα βάρη κατά την γέννηση-χαμηλότερα-με τους μήνες Αύγουστο και Δεκέμβριο. Οι μήνες Αύγουστος και Δεκέμβριος παρουσιάζουν τα υψηλότερα μέσα βάρη κατά την γέννηση.

Ο κατωτέρω πίνακας παρουσιάζει την συγκέντρωση των ζευγών των μηνών που έχουν διαφορετικούς μέσους

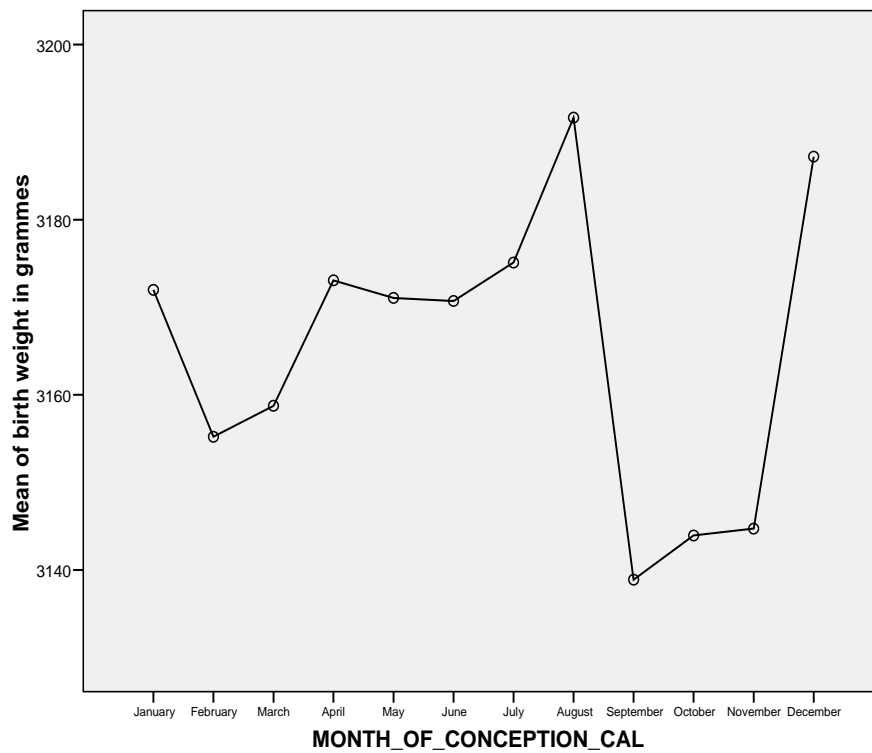
Πίνακας 5.18. Ζεύγη μηνών με διαφορετικούς μέσους

(I) MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	(J) MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.
December	February	31,984(*)	7,730	0,002
August	February	36,436(*)	7,863	0,000
December	March	28,449(*)	7,616	0,010
August	March	32,902(*)	7,750	0,001
June	September	31,820(*)	7,818	0,003
May	September	32,176(*)	7,830	0,002
January	September	33,093(*)	7,377	0,000
April	September	34,178(*)	8,150	0,002
July	September	36,215(*)	7,639	0,000
December	September	48,307(*)	7,494	0,000
August	September	52,760(*)	7,630	0,000
June	October	26,773(*)	7,563	0,021
May	October	27,129(*)	7,576	0,018
January	October	28,046(*)	7,106	0,005
April	October	29,131(*)	7,906	0,012
July	October	31,168(*)	7,378	0,001
December	October	43,260(*)	7,227	0,000
August	October	47,713(*)	7,369	0,000
June	November	25,991(*)	7,705	0,036
May	November	26,347(*)	7,718	0,032

January	November	27,264(*)	7,258	0,009
April	November	28,349(*)	8,042	0,022
July	November	30,386(*)	7,524	0,003
December	November	42,478(*)	7,376	0,000
August	November	46,931(*)	7,515	0,000

*.The mean difference is significant at the .05 level.

Διάγραμμα 5.1. Διάγραμμα μέσων βάρους ανά μήνα σύλληψης



5.2.1.2. Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης-εφαρμογή στις παρατηρήσεις για κανονικό βάρος

Πίνακας 5.19. Περιγραφικά στατιστικά για βάρος \geq των 2.500 γραμ.

Descriptives

birth weight in grammes

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
January	9989	3268,15	397,757	3,980	3260,35	3275,95	2500	5280
February	7996	3266,55	400,681	4,481	3257,76	3275,33	2500	5800
March	8157	3267,52	399,079	4,419	3258,86	3276,19	2500	5300
April	7220	3279,18	411,673	4,845	3269,68	3288,67	2500	5330
May	8249	3279,35	399,109	4,394	3270,74	3287,96	2500	5320
June	8196	3270,96	407,415	4,500	3262,14	3279,78	2500	5450
July	8104	3260,02	395,738	4,396	3251,40	3268,63	2500	5300
August	7946	3271,33	391,499	4,392	3262,72	3279,94	2500	5530
September	8430	3248,26	392,995	4,280	3239,87	3256,65	2500	5670
October	9624	3251,98	396,099	4,038	3244,07	3259,90	2500	5200
November	9138	3249,51	403,571	4,222	3241,24	3257,79	2500	5590
December	9335	3276,16	400,974	4,150	3268,02	3284,29	2500	5150
Total	102384	3265,39	399,727	1,249	3262,94	3267,84	2500	5800

Από τον ανωτέρω πίνακα παρατηρούμε ότι ο μέσος όρος των παρατηρήσεων για το βάρος κατά την γέννηση ανά μήνα σύλληψης, για τις γεννήσεις με βάρος μεγαλύτερο ή ίσο των 2.500 γραμ., παρουσιάζει την χαμηλότερη τιμή για τις γεννήσεις με μήνα σύλληψης τον μήνα Σεπτέμβριο με 3.248,26 γραμ. Και την υψηλότερη τιμή για τις γεννήσεις με μήνα σύλληψης τον μήνα Μάιο με 3.279,35 γραμ.

Έλεγχος της υπόθεσης της κανονικότητας της κατανομής για κάθε επίπεδο

Πίνακας 5.20. Τεστ κανονικότητας των κατανομών

Tests of Normality

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	Kolmogorov-Smirnov(a)		
		Statistic	df	Sig.
birth weight in grammes	January	,048	9989	,000
	February	,042	7996	,000
	March	,044	8157	,000
	April	,042	7220	,000
	May	,042	8249	,000
	June	,049	8196	,000
	July	,048	8104	,000
	August	,052	7946	,000
	September	,047	8430	,000
	October	,046	9624	,000
	November	,049	9138	,000
	December	,041	9335	,000

a Lilliefors Significance Correction

Από τον ανωτέρω πίνακα παρατηρούμε ότι οι p-value των τιμών της στατιστικής συνάρτησης για τις κατανομές του βάρους κατά την γέννηση για κάθε μήνα είναι μικρότερες από $\alpha = 0,05$, άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι κατανομές κατανέμονται κανονικά έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν κατανέμονται κανονικά.

Έλεγχος ομογένειας των διακυμάνσεων

Πίνακας 5.21. Τεστ για την ομογένεια της διακύμανσης

Test of Homogeneity of Variances

birth weight in grammes

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
3,634	11	102372	,000

Ο ανωτέρω πίνακας αφορά τον έλεγχο του Levene για την ομογένεια της διακύμανσης, δηλαδή αφορά τον έλεγχο της ισχύς της υπόθεσης του μοντέλου One Way ANOVA ότι οι κατανομές της μεταβλητής απόκρισης-που αντιστοιχούν στα επίπεδα του παράγοντα-έχουν την

ίδια διακύμανση έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν είναι όλες ίσες. Εδώ για την τιμή της στατιστικής συνάρτησης του τεστ η p-value είναι 0,000, πράγμα που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι διακυμάνσεις των κατανομών είναι ίσες, έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν είναι όλες ίσες

Ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) και τεστ αξιοπιστίας Welch και Brown-Forsythe

Επειδή οι έλεγχοι των Kolmogorov-Smirnov και Levene έδειξαν ότι δεν ισχύουν οι υποθέσεις της κανονικότητας και της ίδιας διακύμανσης και επειδή έχουμε ίσα δειγματικά μεγέθη στις παρατηρήσεις των βαρών ανά μήνα, θα προχωρήσουμε στην εκτέλεση της ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα.

Επίσης θα εκτελέσουμε τα τεστ αξιοπιστίας για την ισότητα των μέσων Welch και Brown-Forsythe.

Πίνακας 5.22. Πίνακας ANOVA

ANOVA

birth weight in grammes

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	11463231	11	1042111,916	6,526	,000
Within Groups	1,6E+010	102372	159686,727		
Total	1,6E+010	102383			

Με βάση την p-value του F τεστ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων, που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο μήνες-κατά τους οποίους έγινε η σύλληψη-επηρεάζουν το βάρος κατά την γέννηση.

Πίνακας 5.23. Τεστ ευρωστίας για την ισότητα των μέσων
Robust Tests of Equality of Means

birth weight in grammes				
	Statistic(a)	df1	df2	Sig.
Welch	6,521	11	39938,421	,000
Brown-Forsythe	6,521	11	101129,529	,000

a Asymptotically F distributed.

Από τις p-value των τεστ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων, που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο μήνες-κατά τους οποίους έγινε η σύλληψη-επηρεάζουν το βάρος κατά την γέννηση.

Kruskal-Wallis μη παραμετρική ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα

Επειδή παραβιάζονται οι υποθέσεις του μοντέλου One Way ANOVA, α) της κανονικότητας των κατανομών για κάθε επίπεδο του παράγοντα και β) των ίδιων διακυμάνσεων για κάθε κατανομή, θα εφαρμόσουμε επίσης και την μη παραμετρική ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα Kruskal-Wallis για ασφαλέστερα συμπεράσματα.

Η μηδενική υπόθεση στην ανάλυση διακύμανσης Kruskal-Wallis θα είναι ότι οι διάμεσοι των κατανομών ανά επίπεδο είναι ίσοι, έναντι της εναλλακτικής ότι οι διάμεσοι των κατανομών δεν είναι όλοι ίσοι.

Πίνακας 5.24. Kruskal-Wallis τεστ
Test Statistics(a,b)

	birth weight in grammes
Chi-Square	69,357
df	11
Asymp. Sig.	,000

a Kruskal Wallis Test

b Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Επειδή $p\text{-value} < \alpha = 0,05$ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των διαμέσων που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο διάμεσοι διαφέρουν μεταξύ τους, και με χαλαρή ερμηνεία τουλάχιστον δύο μήνες διαφέρουν ως προς την επίδρασή τους στο βάρος κατά την γέννηση.

Games-Howell τεστ

Πίνακας 5.25. Games-Howell τεστ

Multiple Comparisons

Dependent Variable: birth weight in grammes

Games-Howell

(I) MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	(J) MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.
January	February	1,600	5,993	1,000
	March	0,624	5,947	1,000
	April	-11,029	6,270	0,840
	May	-11,202	5,929	0,766
	June	-2,812	6,008	1,000
	July	8,132	5,930	0,969
	August	-3,186	5,927	1,000
	September	19,889(*)	5,845	0,033
	October	16,167	5,669	0,159
	November	18,637	5,802	0,059
	December	-8,010	5,750	0,965
	February	January	-1,600	5,993
March		-0,976	6,293	1,000
April		-12,629	6,599	0,751
May		-12,802	6,276	0,666
June		-4,412	6,351	1,000
July		6,532	6,277	0,997
August		-4,786	6,274	1,000
September		18,289	6,197	0,123
October		14,566	6,032	0,396
November		17,037	6,156	0,194
December		-9,610	6,108	0,919
March		January	-0,624	5,947
	February	0,976	6,293	1,000
	April	-11,653	6,557	0,831
	May	-11,826	6,232	0,761
	June	-3,436	6,307	1,000
	July	7,508	6,233	0,989
	August	-3,810	6,230	1,000
	September	19,264	6,152	0,075
	October	15,542	5,986	0,281
	November	18,012	6,111	0,125
	December	-8,634	6,062	0,959
	April	January	11,029	6,270
February		12,629	6,599	0,751
March		11,653	6,557	0,831

	May	-0,173	6,541	1,000
	June	8,217	6,612	0,986
	July	19,161	6,542	0,131
	August	7,843	6,539	0,989
	September	30,917(*)	6,465	0,000
	October	27,195(*)	6,307	0,001
	November	29,665(*)	6,426	0,000
	December	3,019	6,379	1,000
May	January	11,202	5,929	0,766
	February	12,802	6,276	0,666
	March	11,826	6,232	0,761
	April	0,173	6,541	1,000
	June	8,390	6,290	0,975
	July	19,334	6,216	0,080
	August	8,016	6,213	0,980
	September	31,091(*)	6,134	0,000
	October	27,368(*)	5,968	0,000
	November	29,839(*)	6,094	0,000
	December	3,192	6,044	1,000
June	January	2,812	6,008	1,000
	February	4,412	6,351	1,000
	March	3,436	6,307	1,000
	April	-8,217	6,612	0,986
	May	-8,390	6,290	0,975
	July	10,944	6,291	0,850
	August	-0,374	6,288	1,000
	September	22,700(*)	6,211	0,014
	October	18,978	6,046	0,074
	November	21,448(*)	6,171	0,026
	December	-5,198	6,122	1,000
July	January	-8,132	5,930	0,969
	February	-6,532	6,277	0,997
	March	-7,508	6,233	0,989
	April	-19,161	6,542	0,131
	May	-19,334	6,216	0,080
	June	-10,944	6,291	0,850
	August	-11,318	6,214	0,807
	September	11,756	6,136	0,749
	October	8,034	5,969	0,973
	November	10,505	6,095	0,858
	December	-16,142	6,046	0,241
August	January	3,186	5,927	1,000
	February	4,786	6,274	1,000
	March	3,810	6,230	1,000
	April	-7,843	6,539	0,989
	May	-8,016	6,213	0,980

	June	0,374	6,288	1,000
	July	11,318	6,214	0,807
	September	23,074(*)	6,133	0,009
	October	19,352	5,966	0,054
	November	21,822(*)	6,092	0,018
	December	-4,824	6,043	1,000
September	January	-19,889(*)	5,845	0,033
	February	-18,289	6,197	0,123
	March	-19,264	6,152	0,075
	April	-30,917(*)	6,465	0,000
	May	-31,091(*)	6,134	0,000
	June	-22,700(*)	6,211	0,014
	July	-11,756	6,136	0,749
	August	-23,074(*)	6,133	0,009
	October	-3,722	5,884	1,000
	November	-1,252	6,012	1,000
	December	-27,898(*)	5,962	0,000
October	January	-16,167	5,669	0,159
	February	-14,566	6,032	0,396
	March	-15,542	5,986	0,281
	April	-27,195(*)	6,307	0,001
	May	-27,368(*)	5,968	0,000
	June	-18,978	6,046	0,074
	July	-8,034	5,969	0,973
	August	-19,352	5,966	0,054
	September	3,722	5,884	1,000
	November	2,470	5,842	1,000
	December	-24,176(*)	5,790	0,002
November	January	-18,637	5,802	0,059
	February	-17,037	6,156	0,194
	March	-18,012	6,111	0,125
	April	-29,665(*)	6,426	0,000
	May	-29,839(*)	6,094	0,000
	June	-21,448(*)	6,171	0,026
	July	-10,505	6,095	0,858
	August	-21,822(*)	6,092	0,018
	September	1,252	6,012	1,000
	October	-2,470	5,842	1,000
	December	-26,646(*)	5,920	0,000
December	January	8,010	5,750	0,965
	February	9,610	6,108	0,919
	March	8,634	6,062	0,959
	April	-3,019	6,379	1,000
	May	-3,192	6,044	1,000
	June	5,198	6,122	1,000
	July	16,142	6,046	0,241

August	4,824	6,043	1,000
September	27,898(*)	5,962	0,000
October	24,176(*)	5,790	0,002
November	26,646(*)	5,920	0,000

*. The mean difference is significant at the .05 level.

Από τον πίνακα του Games-Howell τεστ παρατηρούμε ότι οι μήνες κατά την σύλληψη Σεπτέμβριος, Οκτώβριος, Νοέμβριος, παρουσιάζουν τις μεγαλύτερες διαφορές στο μέσο βάρος κατά την γέννηση με τους μήνες Απρίλιο, Μάιο, Δεκέμβριο. Οι μήνες Σεπτέμβριος, Οκτώβριος, Νοέμβριος, παρουσιάζουν τα χαμηλότερα μέσα βάρη κατά την γέννηση και οι μήνες Απρίλιος, Μάιος και Δεκέμβριος παρουσιάζουν τα υψηλότερα.

Οι μήνες Σεπτέμβριος, Νοέμβριος έχουν επίσης διαφορετικό μέσο βάρος-χαμηλότερο-με τους μήνες Ιούνιο, Αύγουστο.

Τέλος ο μήνας Σεπτέμβριος έχει την μικρότερη διαφορά-αρνητική-με τον μήνα Ιανουάριο.

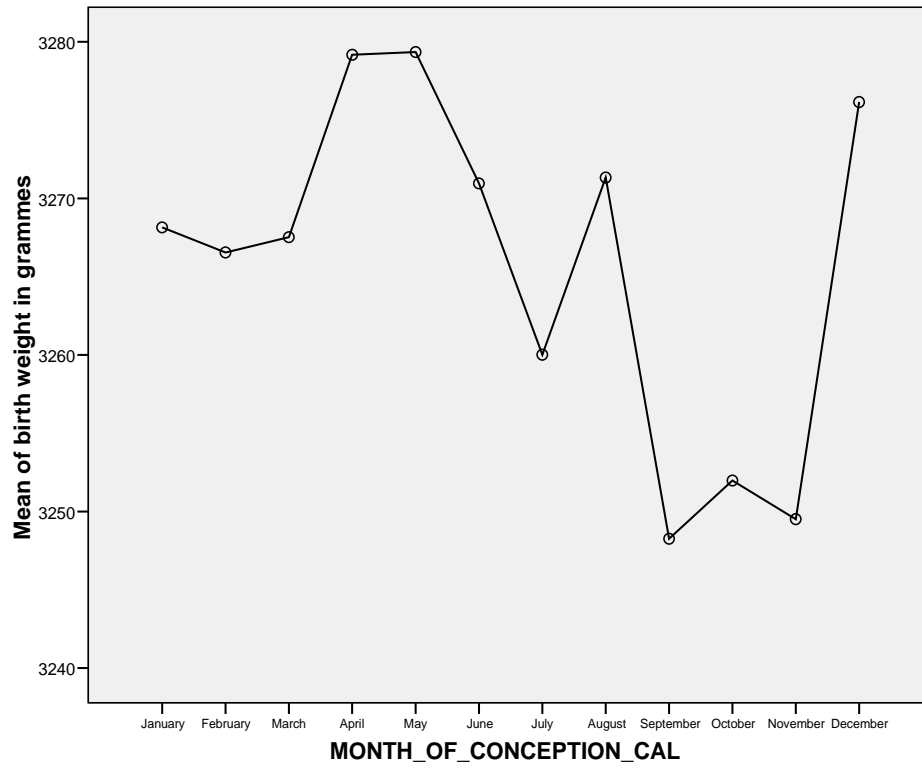
Ο κατωτέρω πίνακας παρουσιάζει την συγκέντρωση των ζευγών των μηνών που έχουν διαφορετικούς μέσους

Πίνακας 5.26. Ζεύγη μηνών με διαφορετικούς μέσους

(I) MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	(J) MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.
January	September	19,889(*)	5,845	0,033
June	September	22,700(*)	6,211	0,014
August	September	23,074(*)	6,133	0,009
December	September	27,898(*)	5,962	0,000
April	September	30,917(*)	6,465	0,000
May	September	31,091(*)	6,134	0,000
December	October	24,176(*)	5,790	0,002
April	October	27,195(*)	6,307	0,001
May	October	27,368(*)	5,968	0,000
June	November	21,448(*)	6,171	0,026
August	November	21,822(*)	6,092	0,018
December	November	26,646(*)	5,920	0,000
April	November	29,665(*)	6,426	0,000
May	November	29,839(*)	6,094	0,000

*. The mean difference is significance at the .05 level

Διάγραμμα 5.2. Διάγραμμα μέσων κανονικού βάρους ανά μήνα σύλληψης



5.2.1.3. Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης-εφαρμογή στις παρατηρήσεις για μη κανονικό βάρος

Πίνακας 5.27. Περιγραφικά στατιστικά για βάρος < των 2.500 γραμ.

Descriptives

birth weight in grammes

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
January	853	2045,95	418,395	14,326	2017,83	2074,07	550	2490
February	779	2012,52	461,537	16,536	1980,06	2044,98	550	2495
March	806	2058,00	450,512	15,869	2026,85	2089,15	300	2495
April	684	2053,13	435,732	16,661	2020,42	2085,85	490	2495
May	781	2027,46	429,711	15,376	1997,28	2057,65	500	2495
June	731	2046,82	431,014	15,942	2015,52	2078,11	570	2490
July	626	2075,99	396,747	15,857	2044,85	2107,13	600	2490
August	571	2082,90	412,529	17,264	2048,99	2116,81	600	2490
September	848	2051,74	425,362	14,607	2023,07	2080,41	600	2495
October	973	2075,36	410,492	13,160	2049,53	2101,18	500	2495
November	869	2042,87	426,643	14,473	2014,47	2071,28	534	2495
December	720	2033,92	441,054	16,437	2001,65	2066,19	600	2490
Total	9241	2049,94	429,099	4,464	2041,19	2058,69	300	2495

Από τον ανωτέρω πίνακα παρατηρούμε ότι ο μέσος όρος των παρατηρήσεων για το βάρος κατά την γέννηση ανά μήνα σύλληψης, για τις γεννήσεις με βάρος κάτω των 2.500 γραμ., παρουσιάζει την χαμηλότερη τιμή για τις γεννήσεις με μήνα σύλληψης τον μήνα Φεβρουάριο με 2.012,52 γραμ. και την υψηλότερη τιμή για τις γεννήσεις με μήνα σύλληψης τον μήνα Αύγουστο με 2.082,90 γραμ.

Έλεγχος της υπόθεσης της κανονικότητας της κατανομής για κάθε επίπεδο

Πίνακας 5.28. Τεστ κανονικότητας των κατανομών

MONTH_OF_CONCEPTION_CAL		Tests of Normality		
		Kolmogorov-Smirnov(a)		
		Statistic	df	Sig.
birth weight in grammes	January	0,144	853	0,000
	February	0,164	779	0,000
	March	0,168	806	0,000
	April	0,165	684	0,000
	May	0,145	781	0,000
	June	0,152	731	0,000
	July	0,155	626	0,000
	August	0,176	571	0,000
	September	0,155	848	0,000
	October	0,155	973	0,000
	November	0,146	869	0,000
	December	0,165	720	0,000

a. Lilliefors Significance Correction

Από τον ανωτέρω πίνακα παρατηρούμε ότι οι p-value των τιμών της στατιστικής συνάρτησης για τις κατανομές του βάρους κατά την γέννηση για κάθε μήνα είναι μικρότερες από $\alpha = 0,05$, άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι κατανομές κατανέμονται κανονικά έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν κατανέμονται κανονικά.

Έλεγχος ομογένειας των διακυμάνσεων

Πίνακας 5.29. Τεστ για την ομογένεια της διακύμανσης

Test of Homogeneity of Variances			
birth weight in grammes			
Levene Statistic	df1	df2	Sig.
2,876	11	9229	,001

Ο ανωτέρω πίνακας αφορά τον έλεγχο του Levene για την ομογένεια της διακύμανσης, δηλαδή αφορά τον έλεγχο της ισχύς της υπόθεσης του μοντέλου One Way ANOVA ότι οι κατανομές της μεταβλητής απόκρισης-που αντιστοιχούν στα επίπεδα του παράγοντα-έχουν την

ίδια διακύμανση έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν είναι όλες ίσες. Εδώ για την τιμή της στατιστικής συνάρτησης του τεστ η p-value είναι 0,001, πράγμα που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι διακυμάνσεις των κατανομών είναι ίσες, έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν είναι όλες ίσες

Ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα Kruskal-Wallis

Επειδή οι έλεγχοι των Kolmogorov-Smirnov και Levene έδειξαν ότι δεν ισχύουν οι υποθέσεις της κανονικότητας και της ίδιας διακύμανσης αλλά και επειδή ο αριθμός των παρατηρήσεων των βαρών κατά την γέννηση ανά μήνα σύλληψης δεν είναι ίσος (ο αριθμός των παρατηρήσεων του Οκτωβρίου που είναι ο μεγαλύτερος-971-υπερβαίνει κατά 1,71 φορές τον αριθμό των παρατηρήσεων του μήνα Αύγουστου που είναι ο μικρότερος-571), η εφαρμογή του μοντέλου ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) δεν παράγει αξιόπιστο αποτέλεσμα. Έτσι θα προχωρήσουμε στην εφαρμογή του μη παραμετρικού μοντέλου ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα Kruskal-Wallis.

Η μηδενική υπόθεση στην ανάλυση διακύμανσης Kruskal-Wallis είναι ότι οι διάμεσοι των κατανομών ανά επίπεδο είναι ίσοι, έναντι της εναλλακτικής ότι οι διάμεσοι των κατανομών δεν είναι όλοι ίσοι.

Πίνακας 5.30. Kruskal-Wallis τεστ

Test Statistics(a,b)

	birth weight in grammes
Chi-Square	20,452
df	11
Asymp. Sig.	,040

a Kruskal Wallis Test

b Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

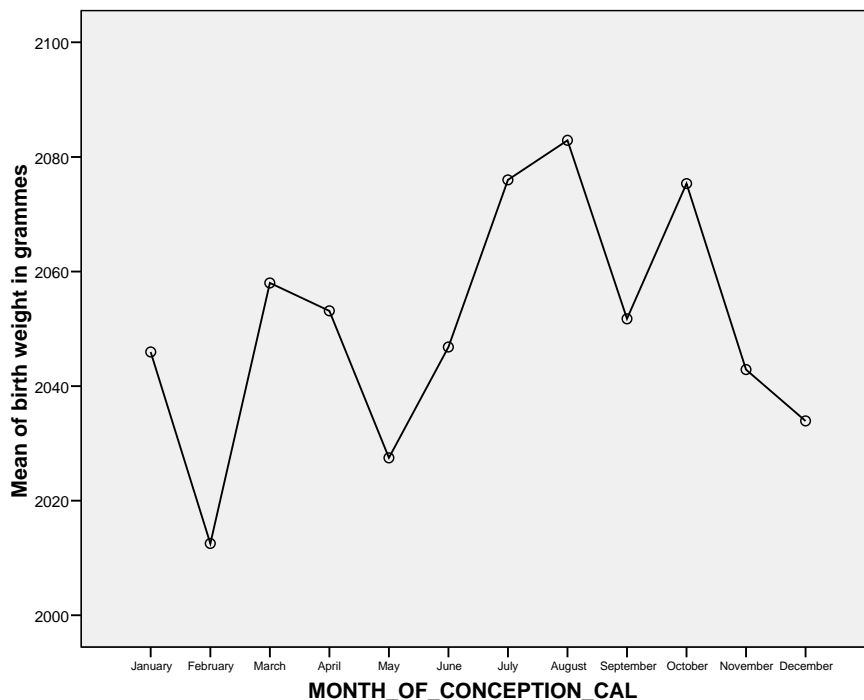
Επειδή $p\text{-value} = 0,040 < \alpha = 0,05$ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των διαμέσων που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο διάμεσοι διαφέρουν μεταξύ τους, και με μη αυστηρή ερμηνεία τουλάχιστον δύο μήνες διαφέρουν ως προς την επίδρασή τους στο βάρος κατά την γέννηση.

Mann-Whitney U τεστ

Επειδή το Kruskal-Wallis τεστ είναι τεστ που όπως προαναφέραμε ελέγχει ταυτόχρονα την υπόθεση $H_0 : m_1 = m_2 = \dots = m_r$, για να διαπιστώσουμε την ύπαρξη ή όχι διαφορετικών διαμέσων θα κάνουμε το τεστ Mann-Whitney U για όλα τα ζεύγη των διαμέσων σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,00075$ (επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05/66$ -διόρθωση Bonferroni).

Το Mann-Whitney U τεστ δεν έδειξε (βλ. παράρτημα) να διαφέρουν οι διάμεσοι μεταξύ τους, δηλαδή με μη αυστηρή ερμηνεία ο μήνας κατά την γέννηση δεν επιδρά στα βάρη κατά την γέννηση όταν μιλάμε για μη κανονικά βάρη (<2.500 γραμ.).

Διάγραμμα 5.3. Διάγραμμα μέσων μη κανονικού βάρους ανά μήνα σύλληψης



5.2.2. Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή την εποχή σύλληψης

5.2.2.1. Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή την εποχή σύλληψης-εφαρμογή σε όλες τις παρατηρήσεις του βάρους

Πίνακας 5.31. Περιγραφικά στατιστικά για τις παρατηρήσεις του βάρους ανά εποχή

Descriptives

birth weight in grammes

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
Winter	29672	3172,19	523,962	3,042	3166,23	3178,15	550	5800
Spring	25897	3167,42	534,736	3,323	3160,91	3173,94	300	5330
Summer	26174	3179,00	507,947	3,140	3172,84	3185,15	570	5530
Autumn	29882	3142,64	525,665	3,041	3136,68	3148,60	500	5670
Total	111625	3164,77	523,424	1,567	3161,70	3167,84	300	5800

Από τον ανωτέρω πίνακα παρατηρούμε ότι ο μέσος όρος των παρατηρήσεων για το βάρος κατά την γέννηση ανά εποχή σύλληψης παρουσιάζει την χαμηλότερη τιμή για τις γεννήσεις με εποχή σύλληψης το φθινόπωρο με 3142,64 γραμ., και την υψηλότερη τιμή για τις γεννήσεις με εποχή σύλληψης το καλοκαίρι με 3179 γραμ.

Έλεγχος της υπόθεσης της κανονικότητας της κατανομής για κάθε επίπεδο

Πίνακας 5.32. Τεστ κανονικότητας των κατανομών

Tests of Normality

	SEASON_OF_CONCEPTION	Kolmogorov-Smirnov(a)		
		Statistic	df	Sig.
birth weight in grammes	Winter	,063	29672	,000
	Spring	,064	25897	,000
	Summer	,061	26174	,000
	Autumn	,060	29882	,000

a Lilliefors Significance Correction

Από τον ανωτέρω πίνακα παρατηρούμε ότι οι p-value των τιμών της στατιστικής συνάρτησης για τις κατανομές του βάρους κατά την γέννηση για κάθε εποχή είναι μικρότερες από $\alpha = 0,05$, άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι κατανομές κατανέμονται κανονικά έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν κατανέμονται κανονικά.

Έλεγχος ομογένειας των διακυμάνσεων

Πίνακας 5.33. Τεστ για την ομογένεια της διακύμανσης

Test of Homogeneity of Variances

birth weight in grammes

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
14,883	3	111621	,000

Ο ανωτέρω πίνακας αφορά τον έλεγχο του Levene για την ομογένεια της διακύμανσης, δηλαδή αφορά τον έλεγχο της ισχύς της υπόθεσης του μοντέλου One Way ANOVA ότι οι κατανομές της μεταβλητής απόκρισης-που αντιστοιχούν στα επίπεδα του παράγοντα-έχουν την ίδια διακύμανση έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν είναι όλες ίσες. Εδώ για την τιμή της στατιστικής συνάρτησης του τεστ η p-value είναι 0,000, πράγμα που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι διακυμάνσεις των κατανομών είναι ίσες, έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν είναι όλες ίσες

Ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) και τεστ αξιοπιστίας Welch και Brown-Forsythe

Επειδή οι έλεγχοι των Kolmogorov-Smirnov και Levene έδειξαν ότι δεν ισχύουν οι υποθέσεις της κανονικότητας και της ίδιας διακύμανσης και επειδή έχουμε ίσα δειγματικά μεγέθη στις παρατηρήσεις των βαρών ανά μήνα, θα προχωρήσουμε στην εκτέλεση της ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα.

Επίσης θα εκτελέσουμε τα τεστ αξιοπιστίας για την ισότητα των μέσων Welch και Brown-Forsythe.

Πίνακας 5.34. Πίνακας ANOVA

ANOVA

birth weight in grammes

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	21747415	3	7249138,213	26,477	,000
Within Groups	3,1E+010	111621	273785,725		
Total	3,1E+010	111624			

Με βάσει την p-value του F τεστ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων, που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο εποχές-κατά τις οποίες έγινε η σύλληψη-επηρεάζουν το βάρος κατά την γέννηση.

Πίνακας 5.35. Τεστ ευρωστίας για την ισότητα των μέσων

Robust Tests of Equality of Means

birth weight in grammes

	Statistic(a)	df1	df2	Sig.
Welch	26,686	3	61527,837	,000
Brown-Forsythe	26,488	3	110644,959	,000

a Asymptotically F distributed.

Από τις p-value των τεστ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων, που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο εποχές-κατά τις οποίες έγινε η σύλληψη-επηρεάζουν το βάρος κατά την γέννηση.

Kruskal-Wallis μη παραμετρική ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα

Επειδή παραβιάζονται οι υποθέσεις του μοντέλου One Way ANOVA, α) της κανονικότητας των κατανομών για κάθε επίπεδο του παράγοντα και β) των ίδιων διακυμάνσεων για κάθε κατανομή, θα εφαρμόσουμε επίσης και την μη παραμετρική ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα Kruskal-Wallis για ασφαλέστερα συμπεράσματα.

Η μηδενική υπόθεση στην ανάλυση διακύμανσης Kruskal-Wallis θα είναι ότι οι διάμεσοι των κατανομών ανά επίπεδο είναι ίσοι, έναντι της εναλλακτικής ότι οι διάμεσοι των κατανομών δεν είναι όλοι ίσοι.

Πίνακας 5.36. Kruskal-Wallis τεστ

Test Statistics(a,b)

	birth weight in grammes
Chi-Square	79,829
df	3
Asymp. Sig.	,000

a Kruskal Wallis Test

b Grouping Variable: SEASON_OF_CONCEPTION

Επειδή $p\text{-value} < \alpha = 0,05$ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των διαμέσων που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο διάμεσοι διαφέρουν μεταξύ τους, και με μη αυστηρή ερμηνεία τουλάχιστον δύο εποχές διαφέρουν ως προς την επίδρασή τους στο βάρος κατά την γέννηση.

Games-Howell τεστ

Πίνακας 5.37. Games-Howell τεστ

Multiple Comparisons

Dependent Variable: birth weight in grammes

Games-Howell

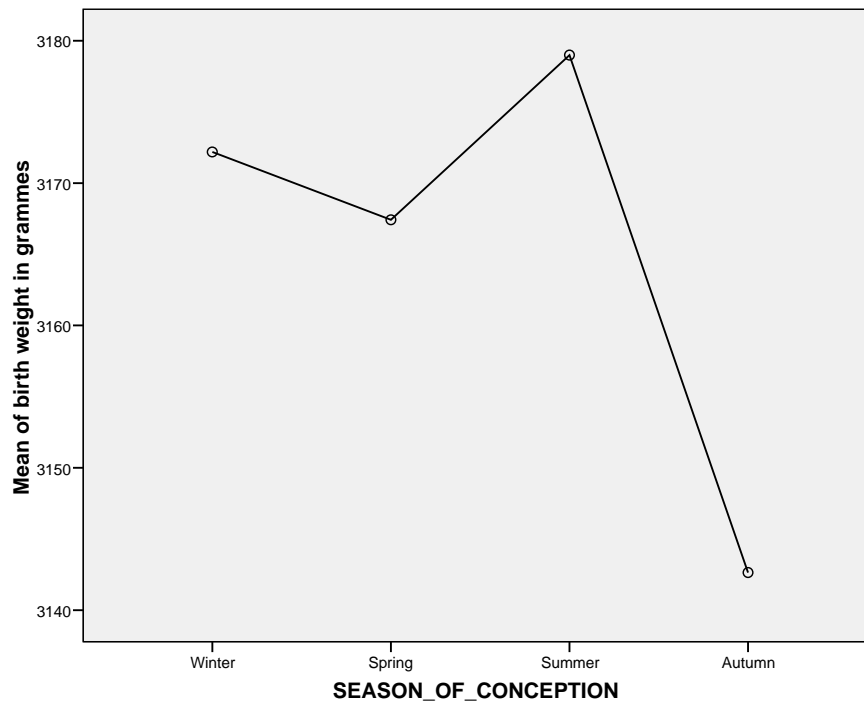
(I) SEASON_OF_CONCEPTION	(J) SEASON_OF_CONCEPTION	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.
Winter	Spring	4,765	4,505	0,715
	Summer	-6,811	4,371	0,403
	Autumn	29,547(*)	4,301	0,000
Spring	Winter	-4,765	4,505	0,715
	Summer	-11,576	4,572	0,055
	Autumn	24,782(*)	4,504	0,000
Summer	Winter	6,811	4,371	0,403
	Spring	11,576	4,572	0,055
	Autumn	36,358(*)	4,371	0,000
Autumn	Winter	-29,547(*)	4,301	0,000
	Spring	-24,782(*)	4,504	0,000
	Summer	-36,358(*)	4,371	0,000

*. The mean difference is significant at the .05 level.

Από τον πίνακα του Games-Howell τεστ παρατηρούμε ότι οι εποχές κατά την σύλληψη Χειμώνας, Άνοιξη, Καλοκαίρι, παρουσιάζουν διαφορές στα μέσα βάρη κατά την γέννηση με το

Φθινόπωρο, με το Φθινόπωρο να δίνει χαμηλότερη μέση τιμή στο βάρος κατά την γέννηση από τις άλλες τρεις εποχές.

Διάγραμμα 5.4. Διάγραμμα μέσων βάρους ανά εποχή σύλληψης



5.2.2.2. Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή την εποχή σύλληψης-εφαρμογή στις παρατηρήσεις για κανονικό βάρος

Πίνακας 5.38. Περιγραφικά στατιστικά για βάρος \geq των 2.500 γραμ.

Descriptives

birth weight in grammes

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
Winter	27320	3270,42	399,722	2,418	3265,68	3275,16	2500	5800
Spring	23626	3275,21	403,001	2,622	3270,07	3280,35	2500	5330
Summer	24246	3267,42	398,371	2,558	3262,41	3272,44	2500	5530
Autumn	27192	3250,00	397,661	2,412	3245,27	3254,72	2500	5670
Total	102384	3265,39	399,727	1,249	3262,94	3267,84	2500	5800

Από τον ανωτέρω πίνακα παρατηρούμε ότι ο μέσος όρος των παρατηρήσεων για το βάρος κατά την γέννηση ανά εποχή σύλληψης παρουσιάζει την χαμηλότερη τιμή για τις γεννήσεις με εποχή σύλληψης το φθινόπωρο με 3.250 γραμ. και την υψηλότερη τιμή για τις γεννήσεις με εποχή σύλληψης την άνοιξη 3.275,21 γραμ.

Έλεγχος της υπόθεσης της κανονικότητας της κατανομής για κάθε επίπεδο

Πίνακας 5.39. Τεστ κανονικότητας των κατανομών

Tests of Normality

	SEASON_OF_CONCEPTION	Kolmogorov-Smirnov(a)		
		Statistic	df	Sig.
birth weight in grammes	Winter	,044	27320	,000
	Spring	,041	23626	,000
	Summer	,050	24246	,000
	Autumn	,046	27192	,000

a Lilliefors Significance Correction

Από τον ανωτέρω πίνακα παρατηρούμε ότι οι p-value των τιμών της στατιστικής συνάρτησης για τις κατανομές του βάρους κατά την γέννηση για κάθε εποχή είναι μικρότερες από $\alpha = 0,05$, άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι κατανομές κατανέμονται κανονικά έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν κατανέμονται κανονικά.

Έλεγχος ομογένειας των διακυμάνσεων

Πίνακας 5.40. Τεστ για την ομογένεια της διακύμανσης

Test of Homogeneity of Variances

birth weight in grammes

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
1,543	3	102380	,201

Ο ανωτέρω πίνακας αφορά τον έλεγχο του Levene για την ομογένεια της διακύμανσης, δηλαδή αφορά τον έλεγχο της ισχύς της υπόθεσης του μοντέλου One Way ANOVA ότι οι κατανομές της μεταβλητής απόκρισης-που αντιστοιχούν στα επίπεδα του παράγοντα-έχουν την ίδια διακύμανση, έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν είναι όλες οι διακυμάνσεις ίσες. Εδώ για την τιμή της στατιστικής συνάρτησης του τεστ η p-value είναι 0,201, πράγμα που σημαίνει ότι δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι διακυμάνσεις των κατανομών είναι ίσες.

Ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA)

Αν και ο έλεγχος των Kolmogorov-Smirnov έδειξε ότι δεν ισχύει η υπόθεση της κανονικότητας, θα προχωρήσουμε στην εκτέλεση της ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα λόγω της αξιοπιστίας της όταν παραβιάζεται η υπόθεση της κανονικότητας. Εδώ παραβιάζεται η υπόθεση της κανονικότητας ενώ ισχύει η υπόθεση των ίσων διακυμάνσεων σε ίσα δειγματικά μεγέθη.

Πίνακας 5.41. Πίνακας ANOVA

ANOVA

birth weight in grammes

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	9513378	3	3171125,904	19,858	,000
Within Groups	1,6E+010	102380	159693,294		
Total	1,6E+010	102383			

Με βάσει την p-value του F τεστ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων, που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο εποχές-κατά τις οποίες έγινε η σύλληψη-επιηρεάζουν το βάρος κατά την γέννηση.

Duncan τεστ

Πίνακας 5.42. Duncan τεστ

birth weight in grammes

Duncan^{a,b}

SEASON_OF_CONCEPTION	N	Subset for alpha = .05		
		1	2	3
Autumn	27192	3250,00		
Summer	24246		3267,42	
Winter	27320		3270,42	3270,42
Spring	23626			3275,21
Sig.		1,000	,398	,175

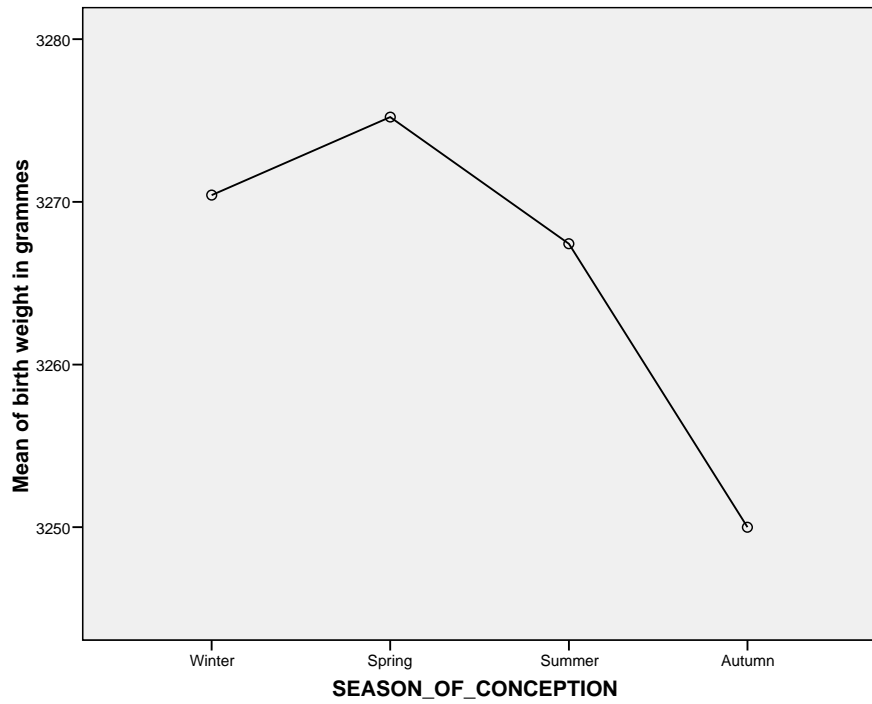
Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 25486,000.

b. The group sizes are unequal. The harmonic mean of the group sizes is used. Type I error levels are not guaranteed.

Για να δούμε ποιοί μέσοι είναι διαφορετικοί μεταξύ τους θα κάνουμε το Duncan Post Hoc test. Από το Duncan τεστ βλέπουμε ότι ο μέσος του Φθινοπώρου διαφέρει σημαντικά από τους μέσους των τριών άλλων εποχών, οι οποίοι επικαλύπτονται μεταξύ τους, δηλαδή η σύλληψη στο Φθινόπωρο επιδρά στο μέσο βάρος κατά την γέννηση δίνοντας το χαμηλότερο μέσο βάρος από ότι οι άλλες τρεις εποχές.

Διάγραμμα 5.5. Διάγραμμα μέσων κανονικού βάρους ανά εποχή σύλληψης



5.2.2.3. Αποτελέσματα ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα με ανεξάρτητη μεταβλητή την εποχή σύλληψης-εφαρμογή στις παρατηρήσεις για μη κανονικό βάρος

Πίνακας 5.43. Περιγραφικά στατιστικά για βάρος < των 2.500 γραμ.

Descriptives								
birth weight in grammes								
	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
Winter	2352	2031,20	440,023	9,073	2013,41	2048,99	550	2495
Spring	2271	2046,03	439,015	9,212	2027,97	2064,10	300	2495
Summer	1928	2066,98	414,758	9,446	2048,45	2085,50	570	2490
Autumn	2690	2057,42	420,539	8,108	2041,52	2073,32	500	2495
Total	9241	2049,94	429,099	4,464	2041,19	2058,69	300	2495

Από τον ανωτέρω πίνακα παρατηρούμε ότι ο μέσος όρος των παρατηρήσεων για το βάρος κατά την γέννηση ανά εποχή σύλληψης παρουσιάζει την χαμηλότερη τιμή για τις γεννήσεις με εποχή σύλληψης το χειμώνα με 2031,20 γραμ. και την υψηλότερη τιμή για τις γεννήσεις με εποχή σύλληψης το καλοκαίρι 2.066,98 γραμ.

Έλεγχος της υπόθεσης της κανονικότητας της κατανομής για κάθε επίπεδο

Πίνακας 5.44. Τεστ κανονικότητας των κατανομών

Tests of Normality				
		Kolmogorov-Smirnov(a)		
		Statistic	df	Sig.
birth weight in grammes	SEASON_OF_CONCEPTION			
	Winter	0,152	2.352	0,000
	Spring	0,156	2.271	0,000
	Summer	0,154	1.928	0,000
	Autumn	0,150	2.690	0,000

a. Lilliefors Significance Correction

Από τον ανωτέρω πίνακα παρατηρούμε ότι οι p-value των τιμών της στατιστικής συνάρτησης για τις κατανομές του βάρους κατά την γέννηση για κάθε εποχή είναι μικρότερες

από $\alpha = 0,05$, άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι κατανομές κατανέμονται κανονικά έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι δεν κατανέμονται κανονικά.

Έλεγχος ομογένειας των διακυμάνσεων

Πίνακας 5.45. Τεστ για την ομογένεια της διακύμανσης

Test of Homogeneity of Variances			
birth weight in grammes			
Levene Statistic	df1	df2	Sig.
4,548	3	9237	,003

Ο ανωτέρω πίνακας αφορά τον έλεγχο του Levene για την ομογένεια της διακύμανσης, δηλαδή αφορά τον έλεγχο της ισχύς της υπόθεσης του μοντέλου One Way ANOVA ότι οι κατανομές της μεταβλητής απόκρισης-που αντιστοιχούν στα επίπεδα του παράγοντα-έχουν την ίδια διακύμανση, έναντι της εναλλακτικής ότι δεν είναι όλες οι διακυμάνσεις ίσες. Εδώ για την τιμή της στατιστικής συνάρτησης του τεστ η p-value είναι 0,003, πράγμα που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι διακυμάνσεις των κατανομών είναι ίσες.

Ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) και τεστ αξιοπιστίας Welch και Brown-Forsythe

Οι έλεγχοι των Kolmogorov-Smirnov και Levene έδειξαν ότι δεν ισχύουν οι υποθέσεις της κανονικότητας και των ίσων διακυμάνσεων. Επειδή όμως τα μεγέθη των παρατηρήσεων ανά επίπεδο του παράγοντα είναι ίσα-το μεγαλύτερο μέγεθος δεν υπερβαίνει κατά 1,5 φορές το μικρότερο-η ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα θα είναι αξιόπιστη παρόλο την παραβίαση των υποθέσεων, και για αυτό θα την εκτελέσουμε. Επίσης επειδή το τεστ του Levene έχει $p\text{-value} < \alpha = 0,05$, θα εκτελέσουμε τα τεστ αξιοπιστίας για την ισότητα των μέσων Welch και Brown-Forsythe.

Πίνακας 5.46. Πίνακας ANOVA

ANOVA

birth weight in grammes

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	1570894	3	523631,377	2,846	,036
Within Groups	1,7E+009	9237	184016,084		
Total	1,7E+009	9240			

Με βάσει την p-value του F τεστ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων, που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο εποχές-κατά τις οποίες έγινε η σύλληψη-επηρεάζουν το βάρος κατά την γέννηση.

Πίνακας 5.47. Τεστ ευρωστίας για την ισότητα των μέσων

Robust Tests of Equality of Means

birth weight in grammes

	Statistic(a)	df1	df2	Sig.
Welch	2,843	3	5009,622	,036
Brown-Forsythe	2,850	3	9033,737	,036

a Asymptotically F distributed.

Από τις p-value των τεστ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων, που σημαίνει ότι τουλάχιστον δύο εποχές-κατά τις οποίες έγινε η σύλληψη-επηρεάζουν το βάρος κατά την γέννηση.

Games-Howell τεστ

Πίνακας 5.48. Games-Howell τεστ

Multiple Comparisons

Dependent Variable: birth weight in grammes

(I) SEASON_OF_CONCEPTION	(J) SEASON_OF_CONCEPTION	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.
Games-Howell Winter	Spring	-14,835	12,930	0,660
	Summer	-35,779(*)	13,098	0,032
	Autumn	-26,220	12,168	0,136
Spring	Winter	14,835	12,930	0,660
	Summer	-20,944	13,194	0,386
	Autumn	-11,385	12,272	0,790
Summer	Winter	35,779(*)	13,098	0,032
	Spring	20,944	13,194	0,386
	Autumn	9,560	12,449	0,869
Autumn	Winter	26,220	12,168	0,136
	Spring	11,385	12,272	0,790
	Summer	-9,560	12,449	0,869

*. The mean difference is significant at the .05 level.

Από τον πίνακα του τεστ Games-Howell παρατηρούμε ότι διαφέρουν σημαντικά τα μέσα βάρη κατά την γέννηση ($p\text{-value} = 0,032 < \alpha = 0,05$) μεταξύ της σύλληψης στον Χειμώνα και της σύλληψης στο Καλοκαίρι, με το μέσο βάρος κατά την γέννηση τον χειμώνα να παρουσιάζει την μικρότερη μέση τιμή και το μέσο βάρος κατά την γέννηση το καλοκαίρι να παρουσιάζει την μεγαλύτερη μέση τιμή.

Kruskal-Wallis μη παραμετρική ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα

Επειδή παραβιάζονται οι υποθέσεις του μοντέλου One Way ANOVA, α) της κανονικότητας των κατανομών για κάθε επίπεδο του παράγοντα και β) των ίδιων διακυμάνσεων για κάθε κατανομή, θα εφαρμόσουμε επίσης και την μη παραμετρική ανάλυση διακύμανσης κατά ένα παράγοντα Kruskal-Wallis για ασφαλέστερα συμπεράσματα.

Η μηδενική υπόθεση στην ανάλυση διακύμανσης Kruskal-Wallis θα είναι ότι οι διάμεσοι των κατανομών ανά επίπεδο είναι ίσοι, έναντι της εναλλακτικής ότι οι διάμεσοι των κατανομών δεν είναι όλοι ίσοι.

Πίνακας 5.49. Kruskal-Wallis τεστ

Test Statistics(a,b)

	birth weight in grammes
Chi-Square	7,288
df	3
Asymp. Sig.	,063

a Kruskal Wallis Test

b Grouping Variable: SEASON_OF_CONCEPTION

Επειδή $p\text{-value} = 0,063 > \alpha = 0,05$ δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της ισότητας των διαμέσων, δηλαδή δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι διάμεσοι είναι ίσοι, και με μη αυστηρή ερμηνεία όλες οι εποχές δεν διαφέρουν ως προς την επίδρασή τους στο βάρος κατά την γέννηση.

Mann-Whitney U τεστ

Επειδή το Kruskal-Wallis τεστ είναι τεστ που όπως προαναφέραμε ελέγχει ταυτόχρονα την υπόθεση $H_0 : m_1 = m_2 = \dots = m_r$, για να διαπιστώσουμε την ύπαρξη ή όχι διαφορετικών διαμέσων θα κάνουμε το τεστ Mann-Whitney U για όλα τα ζεύγη των διαμέσων σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,0083$ (επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05/6$ -διόρθωση Bonferroni).

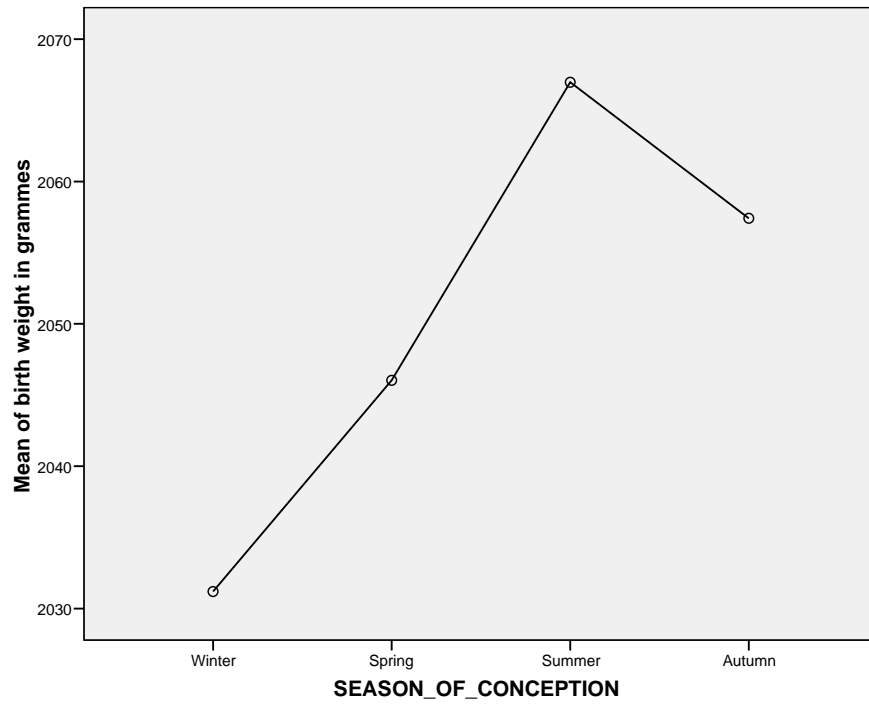
Από όλα τα Mann-Whitney U τεστ (βλ. παράρτημα) έχουμε $p\text{-value} > \alpha$ και άρα για κανένα ζεύγος εποχών δεν υπάρχει σημαντική διαφορά.

Σύγκριση F -test, Welch τεστ, Brown-Forsythe τεστ, με Kruskal-Wallis τεστ

Παρατηρούμε ότι το αποτέλεσμα της μη παραμετρικής ανάλυσης διακύμανσης Kruskal-Wallis με την παραμετρική ανάλυση διακύμανσης One Way ANOVA, είναι διαμετρικά αντίθετο. Ίσως αυτό να οφείλεται στο ότι η υπόθεση που ελέγχεται έναντι της εναλλακτικής της στην ανάλυση Kruskal-Wallis αφορά τους διαμέσους και όχι τους μέσους (One Way ANOVA).

Εδώ βλέποντας και τις εκτιμήσεις των μέσων (όπου οι εκτιμήσεις των μέσων στο μοντέλο One Way ANOVA κατά ένα παράγοντα είναι ίσες με τους δειγματικούς μέσους) θα δεχτούμε τα αποτελέσματα των ελέγχων που αφορούν το μοντέλο One Way ANOVA κατά ένα παράγοντα.

Διάγραμμα 5.6. Διάγραμμα μέσων μη κανονικού βάρους ανά εποχή σύλληψης



ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

Συμπεράσματα

Για τις εποχικές επιδράσεις του μήνα και της εποχής σύλληψης στο φύλο του παιδιού κατά την γέννηση εφαρμόσαμε το μοντέλο της λογιστικής παλινδρόμησης.

Από την εφαρμογή του μοντέλου στις παρατηρήσεις με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης βρέθηκε ότι μόνο ο μήνας Οκτώβριος επιδρά στην σχετική πιθανότητα του να έχω κορίτσι. Συγκεκριμένα όταν η σύλληψη γίνεται τον μήνα Οκτώβριο η σχετική πιθανότητα του να έχω κορίτσι αυξάνεται κατά 6,1%. Βλέπουμε ότι ο μήνας που αυξάνει την σχετική πιθανότητα να έχουμε κορίτσι είναι ένας φθινοπωρινός μήνας, στοιχείο που ίσως να σχετίζεται με την επίδραση της θερμοκρασίας περιβάλλοντος στο λόγο των φύλων κατά την γέννηση. Στην θεωρητική μας ανάλυση είδαμε ότι ο λόγος των φύλων επηρεάζεται από τις περιβαλλοντικές θερμοκρασίες οδηγώντας σε υψηλότερο λόγο των φύλων κατά την γέννηση σε υψηλότερες περιβαλλοντικές θερμοκρασίες σε χώρες με μεσαίο γεωγραφικό πλάτος (Alexander Lerchl 1999). Στα μεσαία γεωγραφικά πλάτη οι μεταβολές στην θερμοκρασία είναι πιο ακραίες από τα ψηλότερα ή χαμηλότερα γεωγραφικά πλάτη και η Ελλάδα έχει παρόμοια κλιματολογικά χαρακτηριστικά με τις χώρες που βρίσκονται σε αυτά τα γεωγραφικά πλάτη. Ακραίες περιβαλλοντικές συνθήκες, όπως ακραίες μεταβολές στην θερμοκρασία περιβάλλοντος, μπορούν να βλάψουν την κινητικότητα του σπέρματος και δυνητικά να προωθήσουν τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση μεροληπτικά προς το θηλυκό (Fukuda et al. 1996, 1998, Gomendio et al. 2006). Επιπρόσθετα η σχετιζόμενη με την θερμοκρασία κύμανση στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση έχει βρεθεί ότι μπορεί να είναι αποτέλεσμα μίας προσανατολισμένης ως προς το φύλο εμβρυϊκής θνησιμότητας, δηλαδή μία αυξημένη θνησιμότητα των περισσότερο ευάλωτων αρσενικών εμβρύων κατά την διάρκεια στρες, προκαλούμενου από την θερμοκρασία, θα μπορούσε να δράσει μεροληπτικά στον λόγο των φύλων κατά την γέννηση υπέρ των θηλυκών

(Catalano et al. 2005). Έτσι ίσως ο μήνας σύλληψης Οκτώβριος, ο οποίος έχει δεύτερο τρίμηνο κύησης μέσα στο χειμώνα όπου έχουμε χαμηλότερες θερμοκρασίες και όταν το δεύτερο τρίμηνο της κύησης είναι το πιο σημαντικό στην ανάπτυξη του βρέφους, να οδηγεί σε αύξηση της σχετικής πιθανότητας να έχω κορίτσι.

Από την εφαρμογή του μοντέλου στις παρατηρήσεις με ανεξάρτητη μεταβλητή την εποχή σύλληψης δεν βρέθηκε να επιδρά η εποχή της σύλληψης στην σχετική πιθανότητα να έχουμε κορίτσι.

Για την επίδραση του μήνα ή της εποχής σύλληψης στο βάρος του παιδιού κατά την γέννηση εφαρμόσαμε το μοντέλο της ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) ή/και το μοντέλο ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα Kruskal-Wallis.

Από την εφαρμογή των μοντέλων ανάλυσης διακύμανσης-παραμετρικού (One Way ANOVA) και μη παραμετρικού (Kruskal-Wallis)-σε όλες τις παρατηρήσεις του δείγματος και με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης βρέθηκε ότι οι μήνες σύλληψης του φθινοπώρου, δηλαδή οι μήνες Σεπτέμβριος, Οκτώβριος, Νοέμβριος, δίνουν το χαμηλότερο μέσο βάρος κατά την γέννηση από τους μήνες Ιανουάριο, Απρίλιο, Μάιο, Ιούνιο, Ιούλιο, Αύγουστο, Δεκέμβριο. Επίσης παρατηρούμε ότι οι μήνες Αύγουστος και Δεκέμβριος δίνουν το υψηλότερο μέσο βάρος κατά την γέννηση και διαφοροποιούνται επίσης ως προς το μέσο βάρος κατά την γέννηση και από τους μήνες Φεβρουάριο και Μάρτιο, οι οποίοι δίνουν χαμηλότερο μέσο βάρος.

Το ανωτέρω αποτέλεσμα ως προς την επίδραση των μηνών Σεπτεμβρίου, Οκτωβρίου και Νοεμβρίου βλέπουμε ότι είναι σε συμφωνία με τα αποτελέσματα των μελετών που έχουν γίνει σε αναπτυγμένες χώρες που βρίσκονται σε μεσαίο γεωγραφικό πλάτος 40° έως 55°-και που τα κλιματολογικά χαρακτηριστικά τους προσεγγίζουν αρκετά αυτά της Ελλάδας-και οι οποίες έχουν δείξει εποχικά μοτίβα στις γεννήσεις, με τις γεννήσεις που γίνονται τους καλοκαιρινούς μήνες-φθινοπωρινοί μήνες σύλληψης-να παρουσιάζουν τα χαμηλότερα βάρη από τις γεννήσεις που γίνονται τους υπόλοιπους μήνες..

Από την εφαρμογή των μοντέλων ανάλυσης διακύμανσης-παραμετρικού (One Way ANOVA) και μη παραμετρικού (Kruskal-Wallis)-στις παρατηρήσεις κανονικού βάρους (μεγαλύτερο ή ίσο των 2.500 γραμ.) και με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης, όπου οι εποχικές επιδράσεις στο βάρος κατά την γέννηση θα είναι πιο ξεκάθαρες, βρέθηκε ότι οι μήνες κατά την σύλληψη Σεπτέμβριος, Οκτώβριος, Νοέμβριος, παρουσιάζουν τις μεγαλύτερες διαφορές στο

μέσο βάρος κατά την γέννηση με τους μήνες Απρίλιο, Μάιο, Δεκέμβριο. Οι μήνες Σεπτέμβριος, Οκτώβριος, Νοέμβριος, παρουσιάζουν το χαμηλότερο μέσο βάρος κατά την γέννηση και οι μήνες Απρίλιος, Μάιος και Δεκέμβριος παρουσιάζουν το υψηλότερο. Το ανωτέρω εποχικό μοτίβο-με εξαίρεση τον μήνα σύλληψης Δεκέμβριο-συμβαδίζει με τα ευρήματα των προαναφερόμενων μελετών για χαμηλότερα βάρη για εποχή σύλληψης Φθινόπωρο καθώς και με τις μελέτες των Selvin και Janerich 1971, Gloria-Bottini et al. 2000, Elter et al. 2004 επίσης σε αναπτυγμένες χώρες με μεσαίο γεωγραφικό πλάτος, στις οποίες τα βρέφη που γεννιούνται τέλος ανοίξεως και το καλοκαίρι, σύλληψη τέλος καλοκαιριού και Φθινόπωρο, μπορεί να ζυγίζουν λιγότερο από αυτά που γεννιούνται τον χειμώνα, όπου η σύλληψη γίνεται την Άνοιξη, εξαιτίας της έκθεσής τους σε χαμηλές θερμοκρασίες κατά την διάρκεια του μεσοδιαστήματος της κύησης (δεύτερο τρίμηνο). Οι μήνες Σεπτέμβριος και Νοέμβριος διαφοροποιούνται επίσης από την επίδραση των μηνών κατά την σύλληψη Ιούνιο και Αύγουστο, όταν οι πρώτοι δίνουν χαμηλότερο μέσο βάρος κατά την γέννηση από τους δεύτερους. Και σε αυτή την περίπτωση όμως θα μπορούσαμε να πούμε ότι δύο φθινοπωρινοί μήνες σύλληψης δίνουν μικρότερο μέσο βάρος από δύο καλοκαιρινούς μήνες σύλληψης οι οποίοι ακολουθούν την άνοιξη, με τον Ιούνιο μάλιστα να είναι ο αμέσως επόμενος μήνας της άνοιξης. Ο μήνας Σεπτέμβριος έχει διαφορά στο βάρος κατά την γέννηση με τον μήνα Ιανουάριο, με τον Ιανουάριο να δίνει μεγαλύτερο μέσο βάρος κατά την γέννηση. Και εδώ θα μπορούσαμε επίσης να παρατηρήσουμε ότι ένας χειμερινός μήνας σύλληψης ο οποίος «απομακρύνεται» από έναν Φθινοπωρινό δίνει μεγαλύτερο μέσο βάρος κατά την γέννηση.

Από την εφαρμογή του μοντέλου ανάλυσης διακύμανσης-μη παραμετρικού-Kruskal-Wallis στις παρατηρήσεις για μη κανονικό βάρος κατά την γέννηση (μικρότερο των 2.500 γραμ.) και με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης, δεν βρέθηκε ο μήνας σύλληψης να επηρεάζει το βάρος κατά την γέννηση.

Από την εφαρμογή των μοντέλων ανάλυσης διακύμανσης-παραμετρικού (One Way ANOVA) και μη παραμετρικού (Kruskal-Wallis)-σε όλες τις παρατηρήσεις του δείγματος και με ανεξάρτητη μεταβλητή την εποχή σύλληψης βρέθηκε ότι για εποχή σύλληψης Φθινόπωρο, το μέσο βάρος κατά την γέννηση είναι χαμηλότερο από το μέσο βάρος που δίνουν οι υπόλοιπες εποχές σύλληψης, αποτέλεσμα που συμφωνεί για την επίδραση της εποχής σύλληψης

Φθινόπωρο με τις μελέτες που προαναφέραμε ανωτέρω, στην ανάλυση μας για όλες τις παρατηρήσεις με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης.

Στο αυτό αποτελέσματα και συμπέρασμα καταλήγουμε όταν στην εφαρμογή του μοντέλου ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (One Way ANOVA) χρησιμοποιήθηκαν οι παρατηρήσεις για τα κανονικά βάρη.

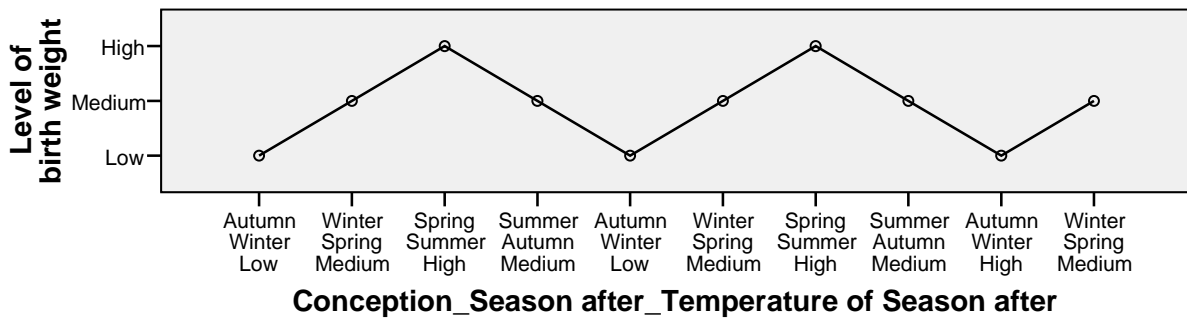
Από την εφαρμογή του μοντέλου One Way ANOVA, για τις παρατηρήσεις για τα μη κανονικά βάρη (< 2.500 γραμ.), βρέθηκε ότι η εποχή σύλληψης Καλοκαίρι δίνει το υψηλότερο μέσο βάρος κατά την γέννηση από ότι η επίδραση του Χειμώνα που δίνει το χαμηλότερο μέσο βάρος κατά την γέννηση. Ίσως στην περίπτωση των γεννήσεων με μη κανονικό βάρος όπου οι γεννήσεις είναι συνήθως πρόωρες και εξαιτίας αυτού να παίζουν μεγαλύτερο ρόλο τα αρχικά στάδια της κύησης, να ευνοείται η κύηση από τις μεγαλύτερες θερμοκρασίες που επιδρούν στην κύηση όταν η σύλληψη γίνεται καλοκαίρι με το αντίθετο να συμβαίνει όταν η σύλληψη γίνεται χειμώνα.

Από την ανάλυσή μας στις παρατηρήσεις με κανονικό βάρος και με ανεξάρτητη μεταβλητή τον μήνα σύλληψης διαφαίνεται ένα εποχικό μοτίβο κατά το οποίο οι φθινοπωρινοί μήνες δίνουν τα χαμηλότερα βάρη κατά την γέννηση, οι χειμερινοί υψηλότερα, οι ανοιξιάτικοι μήνες τα υψηλότερα και οι καλοκαιρινοί μήνες χαμηλότερα. Διαφαίνεται έτσι μια σχέση μεταξύ της εποχής σύλληψης και του βάρους κατά την γέννηση, με περίοδο τις τέσσερις εποχές, με ελάχιστο στην εποχή σύλληψης Φθινόπωρο και μέγιστο στην εποχή σύλληψης Άνοιξη. Όσο απομακρυνόμαστε από το φθινόπωρο αυξάνει το βάρος κατά την γέννηση με μέγιστο την άνοιξη και κατόπιν συνεχίζοντας την μετακίνηση, το βάρος κατά την γέννηση μειώνεται έως το φθινόπωρο.

Ίσως αυτή η σχέση να εξηγείται από την σχέση του γεωγραφικού πλάτους με τα κλιματολογικά χαρακτηριστικά κάθε εποχής και κυρίως με την θερμοκρασία περιβάλλοντος, και από την σχέση θερμοκρασίας περιβάλλοντος και βάρους κατά την γέννηση. Όπως αναφέραμε προηγουμένα, κάθε εύρος γεωγραφικού πλάτους έχει εποχές με διαφορετικά κλιματολογικά χαρακτηριστικά, και για τις χώρες όπως η Ελλάδα. με μεσαίο γεωγραφικό πλάτος, τα κλιματολογικά χαρακτηριστικά και συγκεκριμένα η θερμοκρασία του περιβάλλοντος παρουσιάζει πιο ακραίες διακυμάνσεις ανά εποχή από τις χώρες με γεωγραφικό πλάτος < 40° και > 55°. Αν ισχύει η θετική σχέση μεταξύ της θερμοκρασίας περιβάλλοντος και του βάρους κατά

την γέννηση τότε η επίδραση της θερμοκρασίας περιβάλλοντος θα είναι καθοριστική κυρίως κατά την διάρκεια του δευτέρου τριμήνου της κύησης, περίοδος ταχείας ανάπτυξης του βρέφους, και άρα η θερμοκρασία περιβάλλοντος κατά το δεύτερο τρίμηνο θα επιδρά θετικά στο βάρος κατά την γέννηση. Η σχέση αυτή θα μπορούσε να απεικονιστεί στην ιδεατή της μορφή με το ακόλουθο διάγραμμα.

Διάγραμμα 6.1. Θερμοκρασία δευτέρου τριμήνου κύησης και βάρος κατά την γέννηση



Μετά την ανάλυσή μας για την επίδραση της εποχικότητας της σύλληψης στο λόγο των φύλων κατά την γέννηση και στο βάρος κατά την γέννηση, θα μπορούσαμε να πούμε ότι η επίδραση της εποχικότητας της σύλληψης και κατά συνέπεια η επίδραση της θερμοκρασίας περιβάλλοντος κατά το δεύτερο τρίμηνο της κύησης σχετίζεται θετικά με το βάρος κατά την γέννηση και με την πιθανότητα να έχω αγόρι κατά την γέννηση αντί κορίτσι. Δηλαδή κάτω από υψηλές θερμοκρασίες κατά την κύηση το βάρος κατά την γέννηση μεγαλώνει και η πιθανότητα του να έχω αγόρι αντί κορίτσι αυξάνει και το αντίθετο. Άρα θα μπορούσαμε ίσως να πούμε ότι αν το χαμηλό βάρος κατά την γέννηση είναι το αποτέλεσμα επιβαρυντικών συνθηκών κατά την κύηση τότε το ισοδύναμο αποτέλεσμα για το φύλο κατά την γέννηση είναι το θηλυκό φύλο.

Θα ήταν ενδιαφέρον να χρησιμοποιηθούν δεδομένα περισσότερων ετών ώστε να αναδυθούν πιο ευδιάκριτα τα μοτίβα των εποχικών επιδράσεων στο φύλο και το βάρος του παιδιού κατά την γέννηση.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ

- Π1 Πίνακας πληροφοριών που συλλέγονται μέσω των στατιστικών ατομικών δελτίων των γάμων, γεννήσεων και θανάτων
- Π2 Πίνακες περιγραφικών στατιστικών των μεταβλητών που αφορούν το λόγο των φύλων κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες
- Π3 Πίνακες περιγραφικών στατιστικών των μεταβλητών που αφορούν το βάρος κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες
- Π4 Πίνακας κατανομής φύλου ανά μήνα σύλληψης
- Π5 Πίνακας κατανομής φύλου ανά εποχή σύλληψης
- Π6 Πίνακες Mann-Whitney U τεστ

Π1 Πίνακας πληροφοριών που συλλέγονται μέσω των στατιστικών ατομικών δελτίων των γάμων, γεννήσεων και θανάτων

Πληροφορίες ατομικών δελτίων	Χαρακτηριστικά των κύριων ληξιαρχικών γεγονότων και των ατόμων που τα βιώνουν
Χρόνος συμβάντος	Ημερομηνία που συνέβη ο γάμος, η γέννηση, ο θάνατος.
Τόπος συμβάντος	Τόπος που συνέβη το γεγονός
Τόπος μόνιμης διαμονής	Γαμπρού-νύφης στην περίπτωση των γάμων/μητέρας του νεογνού στην περίπτωση των γεννήσεων/του θανόντος.
Ηλικία	Γαμπρού-νύφης στην περίπτωση των γάμων/μητέρας του νεογνού στην περίπτωση των γεννήσεων/του θανόντος. Η ηλικία μετράται σε συμπληρωμένα έτη (στην περίπτωση θανάτων βρεφών μετράται σε συμπληρωμένες ημέρες).
Φύλο	Αφορά το φύλο του νεογνού/του θανόντος/των νεόνυμφων.
Επίπεδο εκπαίδευσης	Γαμπρού-νύφης στην περίπτωση των γάμων/των γονέων στην περίπτωση των γεννήσεων/του θανόντος.
Οικογενειακή κατάσταση	Της μητέρας του νεογνού/του θανόντος/η προηγούμενη οικογενειακή κατάσταση στην περίπτωση των γάμων.
Μέρες που συνέβη το γεγονός	Για τις γεννήσεις και θανάτους δηλώνεται αν συνέβησαν σε μαιευτήριο, κλινική ή νοσοκομείο, ατομική κατοικία, συλλογική κατοικία ή κάποιο άλλο μέρος.
Ιατρική συμπαράσταση	Πρόσωπα που παρίστανται και προσφέρουν ιατρικές υπηρεσίες κατά τον τοκετό (μαιευτήρας, μαία, νοσοκόμος, άλλο πρόσωπο) ή που πιστοποιούν τον θάνατο (θεράπων ή άλλος ιατρός).
Ειδικά χαρακτηριστικά επί των γεννήσεων	Γέννηση ζώντος ή νεκρού, είδος του τοκετού (απλός ή πολλαπλός-δίδυμα, τρίδυμα, κ.λπ.), σειρά γέννησης, διάρκεια γάμου, διάρκεια κύησης, βάρος του νεογνού.
Ειδικά χαρακτηριστικά επί των θανάτων	Αιτία θανάτου (κωδικοποίηση σύμφωνα με τη Διεθνή Στατιστική Ταξινόμηση των Ασθενειών, Κακώσεων και Αιτιών Θανάτου της ΠΟΥ).

Π2 Πίνακες περιγραφικών στατιστικών των μεταβλητών που αφορούν τον λόγο των φύλων κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες

Sex_Greek_citizens

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Male	47434	51,3	51,3	51,3
	Female	45006	48,7	48,7	100,0
	Total	92440	100,0	100,0	

Sex_immigrants

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Male	10084	52,6	52,6	52,6
	Female	9101	47,4	47,4	100,0
	Total	19185	100,0	100,0	

Statistics

variable Age of mother if mother nationality_CL = 7

N	Valid	92440
	Missing	19185
Mean		30,3763
Std. Deviation		5,16095
Kurtosis		,179
Std. Error of Kurtosis		,016
Minimum		11,00
Maximum		58,00

Statistics

Age of mother if mother is immigrant

N	Valid	19185
	Missing	92440
Mean		27,0777
Std. Deviation		5,53449
Kurtosis		-,005
Std. Error of Kurtosis		,035
Minimum		12,00
Maximum		51,00

Statistics

Age of Greek father

N	Valid	90785
	Missing	20840
Mean		34,4911
Std. Deviation		5,73375
Kurtosis		,753
Std. Error of Kurtosis		,016
Minimum		15,00
Maximum		69,00

Statistics

Age of immigrant father

N	Valid	14970
	Missing	96655
Mean		31,80
Std. Deviation		5,211
Variance		27,151
Kurtosis		,827
Std. Error of Kurtosis		,040
Minimum		17
Maximum		63

Statistics

Birth order_Greek mothers

N	Valid	92440
	Missing	19185
Mean		1,7338
Std. Deviation		,90399
Kurtosis		9,428
Std. Error of Kurtosis		,016
Minimum		1,00
Maximum		16,00

Statistics

Birth order_immigrant mothers

N	Valid	19185
	Missing	92440
Mean		1,6517
Std. Deviation		,76927
Kurtosis		5,104
Std. Error of Kurtosis		,035
Minimum		1,00
Maximum		11,00

Statistics

Difference of age for Greek parental

N	Valid	87045
	Missing	24580
Mean		3,8356
Std. Deviation		4,47221
Kurtosis		1,747
Std. Error of Kurtosis		,017
Minimum		-23,00
Maximum		36,00

Statistics

Difference of age for immigrant parental

N	Valid	13441
	Missing	98184
Mean		5,2913
Std. Deviation		4,31687
Kurtosis		2,822
Std. Error of Kurtosis		,042
Minimum		-23,00
Maximum		39,00

Age_of_mother_3_levels_Greeks

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	<25	11510	12,5	12,5	12,5
	25-34	61581	66,6	66,6	79,1
	35+	19349	20,9	20,9	100,0
	Total	92440	100,0	100,0	

Age_of_mother_3_levels_immigrants

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	<25	6955	36,3	36,3	36,3
	25-34	10219	53,3	53,3	89,5
	35+	2011	10,5	10,5	100,0
	Total	19185	100,0	100,0	

Age_of_father_3_levels_Greeks

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	<25	2644	2,9	2,9	2,9
	25-44	83578	92,1	92,1	95,0
	45+	4563	5,0	5,0	100,0
	Total	90785	100,0	100,0	

Age_of_father_3_levels_immigrants

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	<25	889	5,9	5,9	5,9
	25-44	13810	92,3	92,3	98,2
	45+	271	1,8	1,8	100,0
	Total	14970	100,0	100,0	

Occupational_mother_3groups_Greeks

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	economically inactive	35867	38,8	38,8	38,8
	low & medium occupations	32068	34,7	34,7	73,5
	high occupations	24505	26,5	26,5	100,0
	Total	92440	100,0	100,0	

Occupational_mother_3groups_immigrants

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	economically inactive	15858	82,7	82,7	82,7
	low & medium occupations	2706	14,1	14,1	96,8
	high occupations	621	3,2	3,2	100,0
	Total	19185	100,0	100,0	

Educational_mother_4levels_Greeks

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	No & primary	6958	7,5	7,5	7,5
	Low secondary	8859	9,6	9,6	17,1
	Upper secondary	49726	53,8	53,8	70,9
	Tertiary	26897	29,1	29,1	100,0
	Total	92440	100,0	100,0	

Educational_mother_4levels_immigrants

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	No & primary	6844	35,7	35,7	35,7
	Low secondary	5053	26,3	26,3	62,0
	Upper secondary	5891	30,7	30,7	92,7
	Tertiary	1397	7,3	7,3	100,0
	Total	19185	100,0	100,0	

Father_occupation_3groups_Greeks

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Low	26714	29,5	29,5	29,5
	Middle	28946	32,0	32,0	61,5
	High	34829	38,5	38,5	100,0
	Total	90489	100,0	100,0	

Father_occupation_3groups_immigrants

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Low	11618	78,1	78,1	78,1
	Middle	2107	14,2	14,2	92,3
	High	1152	7,7	7,7	100,0
	Total	14877	100,0	100,0	

Father_education_4levels_Greeks

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	No & primary	7398	8,1	8,1	8,1
	Low secondary	12981	14,3	14,3	22,4
	Upper secondary	45839	50,5	50,5	72,9
	High	24567	27,1	27,1	100,0
	Total	90785	100,0	100,0	

Father_education_4levels_immigrants

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	No & primary	5581	37,3	37,3	37,3
	Low secondary	4168	27,8	27,8	65,1
	Upper secondary	4300	28,7	28,7	93,8
	High	921	6,2	6,2	100,0
	Total	14970	100,0	100,0	

Π3 Πίνακες περιγραφικών στατιστικών των μεταβλητών που αφορούν το βάρος κατά την γέννηση και τους μη εποχικούς παράγοντες

Response_variable_LBW_preterm_levels_Greek_citizens

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	normal	81130	87,8	87,8	87,8
	normal preterm	3216	3,5	3,5	91,2
	IUGR	4247	4,6	4,6	95,8
	LBW preterm	3847	4,2	4,2	100,0
	Total	92440	100,0	100,0	

Response_variable_LBW_preterm_levels_immigrants

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	normal	17506	91,2	91,2	91,2
	normal preterm	532	2,8	2,8	94,0
	IUGR	597	3,1	3,1	97,1
	LBW preterm	550	2,9	2,9	100,0
	Total	19185	100,0	100,0	

Sex_Greek_citizens

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Male	47434	51,3	51,3	51,3
	Female	45006	48,7	48,7	100,0
	Total	92440	100,0	100,0	

Sex_immigrants

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Male	10084	52,6	52,6	52,6
	Female	9101	47,4	47,4	100,0
	Total	19185	100,0	100,0	

Parity_Greek_citizens

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Parity 2+	48567	52,5	52,5	52,5
	Parity 1	43873	47,5	47,5	100,0
	Total	92440	100,0	100,0	

Parity_immigrants

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Parity 2+	9841	51,3	51,3	51,3
	Parity 1	9344	48,7	48,7	100,0
	Total	19185	100,0	100,0	

Young mother and old mother_Greeks

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	20-34	70925	78,6	78,6	78,6
	35+	19349	21,4	21,4	100,0
	Total	90274	100,0	100,0	

Young mother and old mother_immigrants

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	20-34	16043	88,9	88,9	88,9
	35+	2011	11,1	11,1	100,0
	Total	18054	100,0	100,0	

Illegitimate_Greek_citizens

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Legitimate	88574	95,8	95,8	95,8
	Illegitimate	3866	4,2	4,2	100,0
	Total	92440	100,0	100,0	

Illegitimate_immigrants

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Legitimate	17181	89,6	89,6	89,6
	Illegitimate	2004	10,4	10,4	100,0
	Total	19185	100,0	100,0	

Occupation_mother_Greek_citizenship

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	economically active	56573	61,2	61,2	61,2
	housewives	35867	38,8	38,8	100,0
	Total	92440	100,0	100,0	

Occupation_mother_immigrant

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	economically active	3327	17,3	17,3	17,3
	housewives	15858	82,7	82,7	100,0
	Total	19185	100,0	100,0	

Education_mother_three_levels_Greek_citizenship

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	up to low secondary	15817	17,1	17,1	17,1
	upper secondary	49726	53,8	53,8	70,9
	Tertiary	26897	29,1	29,1	100,0
	Total	92440	100,0	100,0	

Education_mother_three_levels_immigrant

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	up to low secondary	11897	62,0	62,0	62,0
	upper secondary	5891	30,7	30,7	92,7
	Tertiary	1397	7,3	7,3	100,0
	Total	19185	100,0	100,0	

Big_cities_Greek_citizen

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	All others	54547	59,0	59,0	59,0
	Athens & Salonika	37893	41,0	41,0	100,0
	Total	92440	100,0	100,0	

Big_cities_Greek_immigrant

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	All others	10817	56,4	56,4	56,4
	Athens & Salonika	8368	41,6	41,6	100,0
	Total	19185	100,0	100,0	

Π4 Πίνακας κατανομής φύλου ανά μήνα σύλληψης

MONTH_OF_CONCEPTION_CAL * sex of newborn Crosstabulation

Count

		sex of newborn		Total
		male	female	
MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	January	5640	5202	10842
	February	4528	4247	8775
	March	4649	4314	8963
	April	4000	3904	7904
	May	4692	4338	9030
	June	4582	4345	8927
	July	4566	4164	8730
	August	4439	4078	8517
	September	4787	4491	9278
	October	5356	5241	10597
	November	5138	4869	10007
	December	5141	4914	10055
Total		57518	54107	111625

Π5 Πίνακας κατανομής φύλου ανά εποχή σύλληψης

SEASON_OF_CONCEPTION * sex of newborn Crosstabulation

Count

		sex of newborn		Total
		male	female	
SEASON_OF_CONCEPTION	Winter	15309	14363	29672
	Spring	13341	12556	25897
	Summer	13587	12587	26174
	Autumn	15281	14601	29882
Total		57518	54107	111625

Π6 Πίνακας Mann-Whitney U τεστ

Ranks

MONTH_OF_CONCEPTION_CAL		N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	January	853	823,07	702080,00
	February	779	809,30	630448,00
	Total	1632		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	326638,000
Wilcoxon W	630448,000
Z	-,590
Asymp. Sig. (2-tailed)	,555

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	January	853	807,06	688423,50
	March	806	854,28	688546,50
	Total	1659		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	324192,500
Wilcoxon W	688423,500
Z	-2,007
Asymp. Sig. (2-tailed)	,045

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	January	853	758,20	646743,50
	April	684	782,47	535209,50
	Total	1537		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	282512,500
Wilcoxon W	646743,500
Z	-1,066
Asymp. Sig. (2-tailed)	,287

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	January	853	824,83	703584,00
	May	781	809,49	632211,00
	Total	1634		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	326840,000
Wilcoxon W	632211,000
Z	-,657
Asymp. Sig. (2-tailed)	,511

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	January	853	787,19	671473,00
	June	731	798,70	583847,00
	Total	1584		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	307242,000
Wilcoxon W	671473,000
Z	-,499
Asymp. Sig. (2-tailed)	,618

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	January	853	725,88	619177,00
	July	626	759,24	475283,00
	Total	1479		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	254946,000
Wilcoxon W	619177,000
Z	-1,484
Asymp. Sig. (2-tailed)	,138

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	January	853	692,59	590780,00
	August	571	742,24	423820,00
	Total	1424		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	226549,000
Wilcoxon W	590780,000
Z	-2,234
Asymp. Sig. (2-tailed)	,026

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	January	853	841,85	718101,00
	September	848	860,20	729450,00
	Total	1701		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	353870,000
Wilcoxon W	718101,000
Z	-,770
Asymp. Sig. (2-tailed)	,441

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	January	853	888,34	757757,50
	October	973	935,55	910293,50
	Total	1826		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	393526,500
Wilcoxon W	757757,500
Z	-1,909
Asymp. Sig. (2-tailed)	,056

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	January	853	860,10	733669,00
	November	869	862,87	749834,00
	Total	1722		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	369438,000
Wilcoxon W	733669,000
Z	-,115
Asymp. Sig. (2-tailed)	,908

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	January	853	787,75	671947,50
	December	720	786,12	566003,50
	Total	1573		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	306443,500
Wilcoxon W	566003,500
Z	-,071
Asymp. Sig. (2-tailed)	,943

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	February	779	764,00	595153,00
	March	806	821,03	661752,00
	Total	1585		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	291343,000
Wilcoxon W	595153,000
Z	-2,481
Asymp. Sig. (2-tailed)	,013

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	February	779	715,96	557732,50
	April	684	750,27	513183,50
	Total	1463		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	253922,500
Wilcoxon W	557732,500
Z	-1,550
Asymp. Sig. (2-tailed)	,121

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	February	779	780,59	608076,00
	May	781	780,41	609504,00
	Total	1560		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	304133,000
Wilcoxon W	609504,000
Z	-,007
Asymp. Sig. (2-tailed)	,994

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	February	779	744,81	580210,50
	June	731	766,89	560594,50
	Total	1510		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	276400,500
Wilcoxon W	580210,500
Z	-,983
Asymp. Sig. (2-tailed)	,326

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	February	779	684,16	532961,00
	July	626	726,44	454754,00
	Total	1405		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	229151,000
Wilcoxon W	532961,000
Z	-1,942
Asymp. Sig. (2-tailed)	,052

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	February	779	651,77	507726,50
	August	571	707,88	404198,50
	Total	1350		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	203916,500
Wilcoxon W	507726,500
Z	-2,613
Asymp. Sig. (2-tailed)	,009

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	February	779	798,16	621763,00
	September	848	828,56	702615,00
	Total	1627		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	317953,000
Wilcoxon W	621763,000
Z	-1,304
Asymp. Sig. (2-tailed)	,192

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	February	779	844,79	658091,50
	October	973	901,89	877536,50
	Total	1752		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	354281,500
Wilcoxon W	658091,500
Z	-2,348
Asymp. Sig. (2-tailed)	,019

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	February	779	816,09	635736,50
	November	869	832,04	723039,50
	Total	1648		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	331926,500
Wilcoxon W	635736,500
Z	-,679
Asymp. Sig. (2-tailed)	,497

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	February	779	744,70	580118,50
	December	720	755,74	544131,50
	Total	1499		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	276308,500
Wilcoxon W	580118,500
Z	-,494
Asymp. Sig. (2-tailed)	,622

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	March	806	754,28	607951,50
	April	684	735,15	502843,50
	Total	1490		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	268573,500
Wilcoxon W	502843,500
Z	-,855
Asymp. Sig. (2-tailed)	,392

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	March	806	822,97	663315,50
	May	781	764,10	596762,50
	Total	1587		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	291391,500
Wilcoxon W	596762,500
Z	-2,559
Asymp. Sig. (2-tailed)	,010

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	March	806	784,25	632109,00
	June	731	752,18	549844,00
	Total	1537		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	282298,000
Wilcoxon W	549844,000
Z	-1,415
Asymp. Sig. (2-tailed)	,157

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	March	806	721,73	581710,50
	July	626	709,77	444317,50
	Total	1432		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	248066,500
Wilcoxon W	444317,500
Z	-,543
Asymp. Sig. (2-tailed)	,587

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	March	806	687,30	553965,00
	August	571	691,40	394788,00
	Total	1377		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	228744,000
Wilcoxon W	553965,000
Z	-,188
Asymp. Sig. (2-tailed)	,851

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	March	806	843,68	680009,50
	September	848	812,12	688675,50
	Total	1654		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	328699,500
Wilcoxon W	688675,500
Z	-1,344
Asymp. Sig. (2-tailed)	,179

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	March	806	894,00	720564,50
	October	973	886,69	862745,50
	Total	1779		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	388894,500
Wilcoxon W	862745,500
Z	-,299
Asymp. Sig. (2-tailed)	,765

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	March	806	860,92	693901,00
	November	869	816,74	709749,00
	Total	1675		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	331734,000
Wilcoxon W	709749,000
Z	-1,868
Asymp. Sig. (2-tailed)	,062

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	March	806	785,13	632815,00
	December	720	739,29	532286,00
	Total	1526		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	272726,000
Wilcoxon W	532286,000
Z	-2,029
Asymp. Sig. (2-tailed)	,042

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	April	684	751,80	514229,50
	May	781	716,54	559615,50
	Total	1465		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	254244,500
Wilcoxon W	559615,500
Z	-1,592
Asymp. Sig. (2-tailed)	,111

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	April	684	714,61	488792,50
	June	731	701,82	513027,50
	Total	1415		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	245481,500
Wilcoxon W	513027,500
Z	-,589
Asymp. Sig. (2-tailed)	,556

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	April	684	652,00	445966,50
	July	626	659,33	412738,50
	Total	1310		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	211696,500
Wilcoxon W	445966,500
Z	-,350
Asymp. Sig. (2-tailed)	,726

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	April	684	617,75	422542,00
	August	571	640,28	365598,00
	Total	1255		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	188272,000
Wilcoxon W	422542,000
Z	-1,097
Asymp. Sig. (2-tailed)	,273

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	April	684	770,82	527239,50
	September	848	763,02	647038,50
	Total	1532		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	287062,500
Wilcoxon W	647038,500
Z	-,343
Asymp. Sig. (2-tailed)	,731

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	April	684	821,32	561782,00
	October	973	834,40	811871,00
	Total	1657		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	327512,000
Wilcoxon W	561782,000
Z	-,548
Asymp. Sig. (2-tailed)	,584

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	April	684	789,66	540125,50
	November	869	767,04	666555,50
	Total	1553		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	288540,500
Wilcoxon W	666555,500
Z	-,987
Asymp. Sig. (2-tailed)	,324

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	April	684	714,23	488530,00
	December	720	691,36	497780,00
	Total	1404		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	238220,000
Wilcoxon W	497780,000
Z	-1,056
Asymp. Sig. (2-tailed)	,291

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	May	781	745,13	581947,50
	June	731	768,65	561880,50
	Total	1512		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	276576,500
Wilcoxon W	581947,500
Z	-1,047
Asymp. Sig. (2-tailed)	,295

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	May	781	684,31	534445,00
	July	626	728,57	456083,00
	Total	1407		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	229074,000
Wilcoxon W	534445,000
Z	-2,031
Asymp. Sig. (2-tailed)	,042

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	May	781	651,83	509082,50
	August	571	710,24	405545,50
	Total	1352		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	203711,500
Wilcoxon W	509082,500
Z	-2,717
Asymp. Sig. (2-tailed)	,007

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	May	781	798,21	623405,50
	September	848	830,46	704229,50
	Total	1629		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	318034,500
Wilcoxon W	623405,500
Z	-1,382
Asymp. Sig. (2-tailed)	,167

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	May	781	844,49	659548,00
	October	973	903,99	879587,00
	Total	1754		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	354177,000
Wilcoxon W	659548,000
Z	-2,446
Asymp. Sig. (2-tailed)	,014

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	May	781	816,31	637538,00
	November	869	833,76	724537,00
	Total	1650		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	332167,000
Wilcoxon W	637538,000
Z	-,743
Asymp. Sig. (2-tailed)	,458

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	May	781	745,12	581942,50
	December	720	757,37	545308,50
	Total	1501		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	276571,500
Wilcoxon W	581942,500
Z	-,547
Asymp. Sig. (2-tailed)	,584

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	June	731	669,66	489523,00
	July	626	689,90	431880,00
	Total	1357		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	221977,000
Wilcoxon W	489523,000
Z	-,949
Asymp. Sig. (2-tailed)	,343

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	June	731	636,08	464976,00
	August	571	671,24	383277,00
	Total	1302		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	197430,000
Wilcoxon W	464976,000
Z	-1,675
Asymp. Sig. (2-tailed)	,094

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	June	731	786,79	575146,00
	September	848	792,76	672264,00
	Total	1579		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	307600,000
Wilcoxon W	575146,000
Z	-,260
Asymp. Sig. (2-tailed)	,795

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	June	731	835,04	610416,00
	October	973	865,62	842244,00
	Total	1704		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	342870,000
Wilcoxon W	610416,000
Z	-1,270
Asymp. Sig. (2-tailed)	,204

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	June	731	805,27	588654,00
	November	869	796,49	692146,00
	Total	1600		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	314131,000
Wilcoxon W	692146,000
Z	-,379
Asymp. Sig. (2-tailed)	,705

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	June	731	731,41	534662,00
	December	720	720,51	518764,00
	Total	1451		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	259204,000
Wilcoxon W	518764,000
Z	-,496
Asymp. Sig. (2-tailed)	,620

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

MONTH_OF_CONCEPTION_CAL		N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	July	626	592,21	370724,00
	August	571	606,44	346279,00
	Total	1197		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	174473,000
Wilcoxon W	370724,000
Z	-,712
Asymp. Sig. (2-tailed)	,477

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

MONTH_OF_CONCEPTION_CAL		N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	July	626	747,15	467713,00
	September	848	730,38	619362,00
	Total	1474		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	259386,000
Wilcoxon W	619362,000
Z	-,748
Asymp. Sig. (2-tailed)	,455

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

MONTH_OF_CONCEPTION_CAL		N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	July	626	796,87	498840,50
	October	973	802,01	780359,50
	Total	1599		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	302589,500
Wilcoxon W	498840,500
Z	-,218
Asymp. Sig. (2-tailed)	,828

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

MONTH_OF_CONCEPTION_CAL		N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	July	626	765,27	479058,00
	November	869	735,56	639202,00
	Total	1495		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	261187,000
Wilcoxon W	639202,000
Z	-1,313
Asymp. Sig. (2-tailed)	,189

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

MONTH_OF_CONCEPTION_CAL		N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	July	626	689,96	431917,00
	December	720	659,19	474614,00
	Total	1346		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	215054,000
Wilcoxon W	474614,000
Z	-1,449
Asymp. Sig. (2-tailed)	,147

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	August	571	729,85	416742,50
	September	848	696,64	590747,50
	Total	1419		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	230771,500
Wilcoxon W	590747,500
Z	-1,498
Asymp. Sig. (2-tailed)	,134

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	August	571	781,21	446070,50
	October	973	767,39	746669,50
	Total	1544		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	272818,500
Wilcoxon W	746669,500
Z	-,588
Asymp. Sig. (2-tailed)	,556

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	August	571	748,62	427460,00
	November	869	702,03	610060,00
	Total	1440		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	232045,000
Wilcoxon W	610060,000
Z	-2,080
Asymp. Sig. (2-tailed)	,037

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	August	571	671,46	383402,50
	December	720	625,81	450583,50
	Total	1291		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	191023,500
Wilcoxon W	450583,500
Z	-2,186
Asymp. Sig. (2-tailed)	,029

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	September	848	897,15	760781,50
	October	973	923,07	898149,50
	Total	1821		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	400805,500
Wilcoxon W	760781,500
Z	-1,050
Asymp. Sig. (2-tailed)	,294

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	September	848	866,73	734989,50
	November	869	851,45	739913,50
	Total	1717		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	361898,500
Wilcoxon W	739913,500
Z	-,639
Asymp. Sig. (2-tailed)	,523

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	September	848	792,68	672194,00
	December	720	774,86	557902,00
	Total	1568		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	298342,000
Wilcoxon W	557902,000
Z	-,777
Asymp. Sig. (2-tailed)	,437

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	October	973	941,38	915960,00
	November	869	899,24	781443,00
	Total	1842		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	403428,000
Wilcoxon W	781443,000
Z	-1,698
Asymp. Sig. (2-tailed)	,090

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	October	973	865,22	841863,00
	December	720	822,37	592108,00
	Total	1693		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	332548,000
Wilcoxon W	592108,000
Z	-1,784
Asymp. Sig. (2-tailed)	,074

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	MONTH_OF_CONCEPTION_CAL	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	November	869	796,47	692135,50
	December	720	793,22	571119,50
	Total	1589		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	311559,500
Wilcoxon W	571119,500
Z	-,141
Asymp. Sig. (2-tailed)	,888

a Grouping Variable: MONTH_OF_CONCEPTION_CAL

Ranks

	SEASON_OF_CONCEPTION	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	Winter	2352	2278,66	5359412,00
	Spring	2271	2346,53	5328964,00
	Total	4623		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	2592284,000
Wilcoxon W	5359412,000
Z	-1,729
Asymp. Sig. (2-tailed)	,084

a Grouping Variable: SEASON_OF_CONCEPTION

Ranks

	SEASON_OF_CONCEPTION	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	Winter	2352	2096,35	4930614,50
	Summer	1928	2194,36	4230725,50
	Total	4280		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	2163486,500
Wilcoxon W	4930614,500
Z	-2,582
Asymp. Sig. (2-tailed)	,010

a Grouping Variable: SEASON_OF_CONCEPTION

Ranks

	SEASON_OF_CONCEPTION	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	Winter	2352	2478,99	5830573,00
	Autumn	2690	2558,67	6882830,00
	Total	5042		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	3063445,000
Wilcoxon W	5830573,000
Z	-1,940
Asymp. Sig. (2-tailed)	,052

a Grouping Variable: SEASON_OF_CONCEPTION

Ranks

	SEASON_OF_CONCEPTION	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	Spring	2271	2085,35	4735830,50
	Summer	1928	2117,26	4082069,50
	Total	4199		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	2155974,500
Wilcoxon W	4735830,500
Z	-,850
Asymp. Sig. (2-tailed)	,395

a Grouping Variable: SEASON_OF_CONCEPTION

Ranks

	SEASON_OF_CONCEPTION	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	Spring	2271	2478,81	5629383,50
	Autumn	2690	2482,85	6678857,50
	Total	4961		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	3049527,500
Wilcoxon W	5629383,500
Z	-,099
Asymp. Sig. (2-tailed)	,921

a Grouping Variable: SEASON_OF_CONCEPTION

Ranks

	SEASON_OF_CONCEPTION	N	Mean Rank	Sum of Ranks
birth weight in grammes	Summer	1928	2327,98	4488347,50
	Autumn	2690	2296,25	6176923,50
	Total	4618		

Test Statistics(a)

	birth weight in grammes
Mann-Whitney U	2557528,500
Wilcoxon W	6176923,500
Z	-,798
Asymp. Sig. (2-tailed)	,425

a Grouping Variable: SEASON_OF_CONCEPTION

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ελληνική

- Παπαδάκης Μ. και Τσίμπος Κ. (2004) *Δημογραφική Ανάλυση, Αρχές-Μέθοδοι-Υποδείγματα*, Αθήνα, εκδ. Σταμούλη.
- Πολίτης Κ. (2008) *Σημειώσεις μαθήματος Γενικευμένα Γραμμικά Μοντέλα*, ΠΜΣ στην Εφαρμοσμένη Στατιστική, Πανεπιστήμιο Πειραιώς.
- Κούτρας Μ. (2008) *Σημειώσεις μαθήματος Ανάλυση παλινδρόμησης και ανάλυση διακύμανσης*, ΠΜΣ στην Εφαρμοσμένη Στατιστική, Πανεπιστήμιο Πειραιώς.

Ξένη

- Acevedo-Garcia, D., Soobader, M. J. & Berkman, L. F. (2007) Low birthweight among US Hispanic/Latino subgroups: the effect of maternal foreign-born status and education. *Social Science & Medicine* 65, 2503–2516.
- Abdi, H. (2007). "Bonferroni and Šidák corrections for multiple comparisons". In N.J. Salkind (ed.). *Encyclopedia of Measurement and Statistics*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Adair, L., and E. Pollitt. (1983). Seasonal variation in pre- and postpartum maternal body measurements and infant birth weights. *Am. J. Phys. Anthropol.* 62:325–331.
- Adams, M. M., Elam-Evans, L. D., Wilson, H. G. & Gilbertz, D. A. (2000) Rates of and factors associated with recurrence of preterm delivery. *Journal of the American Medical Association* 283, 1591–1596.
- Adelstein, A. M., I. M. McDonnald Davies and J. A. C. Weatherall (1980). *Perinatal and infant mortality: Social and biological factors 1975-1977*, Studies on medical and population subjects No. 41. Her Majesty's Stationary Office, London.
- Agresti Alan (2007): *An Introduction to Categorical Data Analysis*, Second Edition. John Wiley & Sons, Inc.
- Akre O., A. Ekblom, C. Hsieh et al. (1996). Testicular non seminoma and seminoma in relation to perinatal characteristics. *J. Natl. Cancer Inst.* 88:883–889.
- Allan, T. M. (1975). ABO blood groups and human sex ratio at birth. *J. Reprod. Fertil.* 45: 209-219.

- Allan, B. B., Brant, R., Seidel, J. E. & Jarrell, J. F. (1997) Declining sex ratios in Canada. *Canadian Medical Association Journal* 156(1), 37-41.
- Andersson, R. & Bergstrom, S. (1998) Is maternal malnutrition associated with a low sex ratio at birth? *Hum.Biol.* 70, 1101–1106.
- Arnold, F., Rutstein, S., James, W. H. & Boklage, C. E. (1997). Sex ratio unaffected by parental age gap. *Nature* 390, 242-243.
- Astolfi, P. & Zonta, L. A. (1999) Risks of preterm delivery and association with maternal age, birth order and fetal gender. *Human Reproduction* 14(11), 2891–2894.
- Bakwin, H., and R. Bakwin. (1929). Seasonal variation in weight loss of newborn. *Am. J. Obst. Gynecol.* 18: 863–867.
- Bakwin, H. and R. Bakwin (1934). Body build in infants. *Hum. Biol.* 6:612–626.
- Bantje H. (1987). Seasonality of births and birth weights in Tanzania. *Soc. Sci. Med.* 24:733–739.
- Barker D. J. P. (1994). The fetal origins of adult disease. *Fetal and Maternal Medicine Review* 6, 71–80.
- Barker, D. J. P. (1998) In utero programming of chronic disease. *Clinical Science* 95, 115–128. Determinants of adverse pregnancy outcomes in Greece 11.
- Bartness, T. J., Demas, G. E. & Song, C. K. (2002) Seasonal changes in adiposity; the roles of photoperiod, melatonin and other hormones, and sympathetic nervous system. *Exp. Biol. Med.* 227, 363–376.
- Bener, A., Abdulrazzaq, Y. M. & Dawodu, A. (1996) Sociodemographic risk factors associated with low birthweight in United Arab Emirates. *Journal of Biosocial Science* 28, 339–346.
- Bernstein, M.D. (1948) Recent changes in the secondary sex ratio of the upper social strata. *Hum. Biol.* 20, 182.
- Bernstein, M.D. (1954). Studies in the human sex ratio: 4. Evidence of genetic variation of the primary sex ratio in man. *Hered.* 45, 59.
- Bernstein, M. E. (1958). Studies in the human sex ratio. *Amer. J. Hum. Genet.* (March): 68-70.
- Bivings, L. (1934). Racial, geographic, annual, and seasonal variations in birth weight. *Am. J. Phys. Anthropol.* 27:725–728.
- Bloomberg, L., Meyers, J. & Braverman, M. T. (1994) The importance of social interaction: a new perspective on social epidemiology, social risk factors, and health. *Health Education Quarterly* 21, 447–463.
- Bondar, L., H. Simhan, R. Powers et al. (2007). High prevalence of vitamin D insufficiency in black and white pregnant women residing in the northern United States and the neonates. *J. Nutr.* 137: 447–452.
- Brauer, M., C. Lencar, L. Tamburic et al. (2008). A cohort study of traffic-related air pollution impacts on birth outcomes. *Environ. Health Perspect.* 116:680–686.
- Brown M.B. and A.B. Forsythe, Robust tests for the equality of variances, *J. Am. Stat. Assoc.* 69 (1974) 364-367.

- Cagnacci, A., Renzi, A., Arangino, S., Alessandrini, C. & Volpe, A. (2004). Influences of maternal weight on the secondary sex ratio of human offspring. *Hum. Reprod.* 19, 442–444.
- Cagnacci, A., Renzi, A., Arangino, S., Alessandrini, C. & Volpe, A. (2005) Interplay between maternal weight and seasons in determining the secondary sex ratio of human offspring. *Fertil. Steril.* 84, 246–248.
- Catalano, R., Bruckner, T. & Smith, K. R. (2008) Ambient temperature predicts sex ratios and male longevity. *Proc. Natl. Acad. Sci. USA* 105, 2244–2247.
- Ceesay, S., A. Prentice, T. Cole et al. (1997). Effects on birth weight and perinatal mortality of maternal dietary supplements in rural Gambia: 5 year randomized controlled trial. *Br. Med. J.* 315: 786–790.
- Chahnazarian, A. (1988) Determinants of the sex ratio at birth: review of recent literature. *Social Biology* 35(3-4), 214-235.
- Chaim, W., Mazor, M. & Lieberman, J. R. (1997) The relationship between bacterial vaginosis and preterm birth: a review. *Archives of Gynecology and Obstetrics* 259, 51–58.
- Chakravarti, Laha, and Roy, (1967). *Handbook of Methods of Applied Statistics, Volume I*, John Wiley and Sons, pp. 392-394.
- Cheung, Y. B. & Yip, P. S. F. (2001) Social patterns of birth weight in Hong Kong, 1984–1997. *Social Science & Medicine* 52, 1135–1141.
- Chodick, G., V. Shalev, I. Goren et al. (2007). Seasonality in birth weight in Israel: New evidence suggests several global patterns and different etiologies. *Ann. Epidemiol.* 17:440–446.
- Chodick G., Flash S., Deoitch Y., Shalev V. (2009) Seasonality in Birth Weight: Review of Global Patterns and Potential Causes. *Human Biology, Volume 81, Number 4*, pp. 463-477.
- Ciocco A: Variation in the sex ratio at birth in United States. *Hum Bid* 10; 36 (1938).
- Cockburn, A., Legge, S. & Double, M. C. (2001) Sex ratios in birds and mammals: can the hypotheses be disentangled? In *Sex ratios, concepts and research methods* (ed. I. C. W. Hardy), pp. 266–286. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Colombo B: on the sex ratio in man. *Cold Spring Harbor Symp. Qntua Bio* 22; 193, (1957).
- Crann H. M. and L. L. Cavalli-Sforza (1968). Effects of grandparental and parental age, birth order, and geographic variation on the sex ratio of liveborn and stillborn infants. *Amer. J. Hum. Genet.* 20: 381-391.
- Crew, F.A.E. (1948) *Measurements of the Public Health*. Oliver & Boyd, Edinburgh.
- Davis, D. L., Gottlieb, M. B. & Stampnitzky, J. R. (1998) Reduced Ratio of Male to Female Births in Several Industrial Countries: A Sentinel Health Indicator? *Journal of the American Medical Association* 279, 1018-1023.
- De Castro, J. (1991). Seasonal rhythms of human nutrient intake and meal pattern. *Physiol. Behav.* 50: 243–248.
- De Rensis, F. & Scaramuzzi, R. J. (2003). Heat stress and seasonal effects on reproduction in the dairy cow—are view. *Theriogenology* 60, 1139–1151.

- DeLuca, H., and C. Zierold. (1998). Mechanisms and functions of vitamin D. *Nutr. Rev.* 56: S54–S75.
- Doblhammer, G. (2004). *The Late Life Legacy of Very Early Life*. Berlin: Springer.
- Dubuc, S. & Coleman, D. (2007) An increase in the sex ratio of births to India-born mothers in England and Wales: Evidence for sex-selective abortion. *Population and Development Review* 33(2), 383-400.
- Duncan, D. B. (1955). Multiple range and multiple F tests. *Biometrics* 11, 1-42.
- Dunnett Charles W. Pairwise Multiple Comparisons in the Unequal Variance Case. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 75, No. 372 (Dec., 1980), pp. 796-800.
- Düssing, C. (1884) Die Regulierung des Geschlechtsverhältnisses bei der Vermehrung der Menschen, Tiere und Pflanzen. *Jenaische Zeitschrift für Naturwissenschaft* 17, 593–940.
- Edouard L. (1981). The dynamics of perinatal mortality, maternal age, parity, and legitimacy. *Scand. J. Soc. Med.* 9(2):59-61.
- Edouard, L., and E. Alberman. (1982). Changing maternal age, parity, and causes of fetal wastage. *Revue d' Epidemiologie et de Sante Publique* 30(3):355-362.
- Elter, K., E. Ay, E. Uyar et al. (2004). Exposure to low outdoor temperature in the midtrimester is associated with low birth weight. *Austral. NZ J. Obstet. Gynecol.* 44:553–557.
- Energy Information Administration (2005). *Trends in Air-Conditioning Usage from 1978 to 1997*. Washington, DC: Energy Information Administration.
- Erikson, J.D. (1976) The secondary sex ratio in the United States 1969-71: association with race, parental ages, birth order, parental education and legitimacy. *Human Genetics* 40, 205-212.
- Faber, H. (1920). A study of growth of infants in San Francisco with a new form weight chart. *Arch. Pediatr.* 37:244–254.
- Fallis, G., and J. Hilditch. (1989). A comparison of seasonal variation in birth weights between rural Zaire and Ontario. *Can. J. Public Health* 80:205–208.
- Fancher, H.L. (1956) The relation between the occupational status of individuals and the sex ratio of their offspring. *Hum. Biol.* 28, 316.
- Fisher, R. A. (1930) *The genetical theory of natural selection*. Oxford, UK: Clarendon Press; Oxford University Press. Fund For Peace 2007 The failed states index. *Foreign Policy Magazine*.
- Forsen, T., J. Eriksson, J. Tuomilehto et al. (2000). The fetal and childhood growth of persons who develop type 2 diabetes. *Ann. Intern. Med.* 133:176–182.
- Frankel, S., P. Elwood, P. Sweetnam et al. (1996). Birth weight, body mass index in middle age, and incident coronary heart disease. *Lancet* 348:1278–1280.
- Frisbie, W. P., Forbes, D. & Pullum, S. G. (1996) Compromised birth outcomes and infant mortality among racial and ethnic groups. *Demography* 33(4), 469–481.
- Fukuda, M., Fukuda, K., Shimizu, T., Yomura, W. & Shimizu, S. (1996). Kobe earthquake and reduced sperm motility. *Hum. Reprod.* 11, 1124–1246.

- Fukuda, M., Fukuda, K., Shimizu, T. & Møller, H. (1998) Decline in sex ratio at birth after Kobe earthquake. *Hum.Reprod.* 13, 2321–2322.
- Garenne, M. (2002) Sex ratios at birth in African populations: a review of survey data. *Hum. Biol.* 74, 889–900.
- Garenne, M. (2008) Poisson variations of the sex ratio at birth in African demographic surveys. *Human Biology* 80(5), 473-482.
- Garfinkel, J. & Selvin, S. (1976) A multivariate analysis of the relationship between parental age and birth order and the human secondary ratio. *Journal of Biosocial Science* 8, 113-121.
- Gendell, M. and A. E. Hellegers. (1973). The influence of changes in maternal age, birthorder and color on the changing perinatal mortality, Baltimore 1961-1966. *Hlth.Serv. Rep.* 88: 733-742.
- Gibson, M. A. & Mace, R. (2003). Strong mothers bear more sons in rural Ethiopia. *Proc. R. Soc. B* 270(Suppl.), S108–S109.
- Gloria-Bottini, F., A. Polzonetti, and N. Lucarini. (1979). Sex ratio in man: An analysis of the relationship with ABO blood groups and placental alkaline phosphatasephenotype. *Hum. Hered.* 29(3):143-146.
- Gloria-Bottini, F., G. Meloni, A. Finocchi et al. (2000). Rh system and intrauterine growth: Interaction with season of birth. *Dis. Markers* 16:139–142.
- Godfrey, K., S. Robinson, D. Barker et al. (1996). Maternal nutrition in early and late pregnancy in relation to placental and fetal growth. *Br. Med. J.* 312:410–414.
- Gomendio, M., Malo, A. F., Soler, A. J., Ferná ndes-Santos, M. R., Estes, M. C., Garcí a, A. J., Roldan, E. R. S. & Garde, J. (2006). Male fertility and sex ratio at birth in red deer. *Science* 314, 1445–1447.
- Goodman, L.A. (1961) Some possible effects of birth control on the human sex ratio. *Ann.hum. Genet.* 25, 81.
- Grant, V. J. & Irwin, R. J. (2005) Follicular fluid steroid levels and subsequent sex of bovine embryos. *J. Exp. Zool. Part A* 303, 1120–1125.
- Grech, V., Vassallo-Agius, P. & Savona-Ventura, C. (2000). Declining male births with increasing geographical latitude in Europe. *J. Epidemiol. Community Health* 54,244–246.
- Grech, V., Savona-Ventura, C. & Vassallo-Agius, P. (2002). Unexplained differences in the sex ratio at birth in Europe and North America. *Br. Med. J.* 324, 1010–1011.
- Ha E., Y. Hong, B. Lee et al. (2001). Is air pollution a risk factor for low birth weight in Seoul? *Epidemiology* 12: 643–648.
- Hakko, H., Rasanen, P., Jarvelin, M. & Tiihonen, J. (1998) Parental age gap and child sex ratio – Fact or fiction? *International Journal of Epidemiology* 27(5), 929-930.
- Helle, S., Helama, S. & Jokela, J. (2008) Temperature-related birth sex ratio bias in historical Sami: warm years bring more sons. *Biol. Lett.* 4, 60–62.

- Homer, C. J., Beresford, S. A. A., James, S. A., Siegel, W. & Wilcox, S. (1990). Work-related physical exertion and risk of preterm, low birthweight delivery. *Paediatric & Perinatal Epidemiology* 4, 161–174.
- Horn Robert Allen. *Understanding the One-way ANOVA*. Courses at Northern Arizona University (2006).
- Houdaille, J. (1973). Le rapport de masculinite. *Population et Societes*. 611-3.
- Hull, T. H. (1990). Recent trends in sex ratios at birth in China. *Popul. Dev. Rev.* 16, 63–83.
- Hunt, E. E. (1965). Polymorphisms of the ABO blood groups and sex ratios of live births in seven human populations. *Hum. Biol.* 37, 156-161.
- Huxley, R. R., Shiell, A. W. & Law, C. M. (2000) The role of size at birth and postnatal catch-up growth in determining systolic blood pressure: a systematic review of the literature. *Journal of Hypertension* 18, 815–831.
- Hytten, F. E., and I. Leitch (1971). *The physiology of human pregnancy*. Blackwell, Oxford.
- Imaizumi, Y. & Murata, M. (1979) The secondary sex ratio, paternal age, maternal age and birth order in Japan. *Annals of Human Genetics* 42(4), 457-465.
- Rajani Kumari J. and Veukateswar Rao T. (1982) Seasonal variation of human sex ratio at birth and the modifying factors. *Indian J. Pediat.* 49: 541-546.
- Jacobsen, R., Møller, H. & Mouritsen, A. (1999) Natural variation in the human sex ratio. *Hum. Reprod.* 14, 3120–3125.
- James W. H.: Cycle day of insemination, coital rate, and sex ratio. *Lancet* i, (1971).
- James. W. H. (1980a). Gonadotrophin and sex ratio. *Lancet* 2:430.
- James. W. H. (1980b). Race, season, gonadotrophin and sex ratio. *Lancet* 2P: 1032.
- James. W. H. (1980c). Gonadotrophin and the human secondary sex ratio. *Brit. Med. J.* 281:711-712.
- James. W. H. (1980d) Seasonality in twin and triplet births. *Ann. Hum. Biol.* 7:163-175.
- James W. H. (1983) Timing of fertilization and the sex ratio of offspring, p. 73-79. In N. G. Bennett (ed.), *Sex selection of children*. Academic Press, New York/London.
- James W. H. (1984a) The sex ratio of black births. *Ann. Hum. Biol.* 11(1):39-44.
- James W. H. (1984b) Seasonality in the sex ratio of U.S. black births. *Ann. Hum. Biol.* 11 (1): 67-69.
- James W. H. (1985) The sex ratio of Oriental births. *Ann. Hum. Biol.* 12(5):485-487.
- James W. H. (1986) Hormonal control of sex ratio. *J. Theoret. Biol.* 118:427-441.
- James, W. H (1987) *The Human Sex Ratio. Part I: A review of the literature*. *Human Biology* 59(5), 721-752.
- James W. H. (1994) Cycle day of insemination, sex ratio of offspring and duration of gestation. *Ann Hum Biol* 21: 263–266.
- James, W. H (1998) Was the widespread decline in sex ratios at birth caused by reproductive hazards? *Human Reproduction* 13(4), 1083-1084.

- James, W. H. (2006). Possible constraints on adaptive variation in sex ratio at birth in humans and other primates. *J. Theor. Biol.* 180, 271–286.
- James, W. H. & Rostron, J. (1985) Parental age, parity and sex ratio in births in England and Wales, 1968-77. *Journal of Biosocial Science* 17, 47-56.
- Janzen FJ (1994) Climate change and temperature-dependent sex determination in reptiles. *Proc Natl Acad Sci USA* 91: 7487–7490.
- Jimenez, A., Fernandez, R., Madrid-Bury, N., Moreira, P. N., Borque, C., Pintado, B. & Gutierrez-Adán, A. (2003). Experimental demonstration that pre- and post-conceptual mechanisms influence sex ratio in mouse embryos. *Mol. Reprod. Dev.* 66, 162–165.
- Jongbloet PH, Groenewoud JMM, ZielhuisGA (1996) Non-optimal maturation of oocytes and the sex ratio. *Hum Reprod* 11: 2–7.
- Jongbloet, P. H., Zielhuis, G. A., Groenewoud, H. M. M. & Pasker-de Jong, P. C. M. (2001). The secular trends in male: female ratio at birth in postwar industrialized countries. *Environ. Health Perspect.* 109, 749–752.
- Kalkstein LS, Greene JS (1997) An evaluation of climate/mortality relationships in large U.S. cities and the possible impacts of a climate change. *Environ Health Perspect* 105: 84–93.
- Kasai, K. (1980). *Meteorological Medicine*. Tokyo: Kanehara.
- Keatinge, W., S. Coleshaw, F. Cotter et al. (1984). Increases in platelet and red cell counts, blood viscosity, and arterial pressure during mild surface cooling: Factors in mortality from coronary and cerebral thrombosis in winter. *Br. Med. J.* 289:1405–1408.
- Kesmodel, U., Wisborg, K., Olsen, S. F., Henriksen, T. B. & Secher, N. J. (2002) Moderate alcohol intake during pregnancy and the risk of stillbirth and death in the first year of life. *American Journal of Epidemiology* 155, 305–312.
- Khoury, M. J., Erickson, D. & James, L. M. (1984). Paternal effects on the human sex ratio at birth: evidence from interracial crosses. *Am. J. Hum. Genet.* 36, 1103–1111.
- Kinabo, J. (1993). Seasonal variation of birth weight distribution in Morogoro, Tanzania. *East Afr. Med. J.* 70:152–155.
- Koscinski, K., M. Krenz-Niedbala, and A. Kozłowska-Rajewicz. (2004). Month-of-birth effect on height and weight in Polish rural children. *Am. J. Hum. Biol.* 16:31–42.
- Kramer, M. S. (1987) Determinants of low birth weight: methodological assessment and meta-analysis. *Bulletin of the World Health Organization* 65(5), 663–737.
- Kramer, M. S. (1990) Birth weight and infant mortality: perceptions and pitfalls. *Paediatric & Perinatal Epidemiology* 4, 381–390.
- Kramer, M. S. (2003) The epidemiology of adverse pregnancy outcomes: an overview. *Journal of Nutrition* 133, 1592–1596S.
- Kramer, M. S., Séguin, L., Lydon, J. & Goulet, L. (2000) Socio-economic disparities in pregnancy outcome: why do the poor fare so poorly? *Paediatric & Perinatal Epidemiology* 14, 194–210.
- Kruskal W. H. and W. A. Wallis. Use of ranks in one-criterion analysis of variance, *J. Am. Stat.*

- Assoc. 47 (1952) 583-621.
- Lawlor, D., D. Leon, and G. Davey Smith. (2005). The association of ambient outdoor temperature throughout pregnancy and offspring birth weight: Findings from the Aberdeen children of the 1950s cohort. *Br. J. Obstet. Gynecol.* 112:647–657.
- Lawrence, P.S. (1941) The sex ratio, fertility, and ancestral longevity. *Q. Rev. Biol.* 16, 35.
- Lee, B. E., Ha, E. H., Park, H. S., Kim, Y. J., Hong, Y. C., Kim, H. & Lee, J. T. (2003). Exposure to air pollution during different gestational phases contributes to risks of low birthweight. *Human Reproduction* 18(3), 638–643.
- Lehmann, Erich L. (1975); *Nonparametrics: Statistical Methods Based on Ranks*.
- Leon, D., H. Lithell, D. Vagero et al. (1998). Reduced fetal growth rate and increased risk of death from ischemic heart disease: Cohort study of 15,000 Swedish men and women born 1915–19. *Br. Med. J.* 317:241–245.
- Lerchl A. (1996). Impact of environmental temperature on human scrotal temperatures. In: Hocevar A, Crepinsek Z, Kajfez-Bogataj L (eds) 14th International Congress of Biometeorology, pp 215–221.
- Lerchl A. (1998a) Changes in the seasonality of mortality in Germany from 1946 to 1995: the role of temperature. *Int J Biometeorol* 42: 84–88.
- Lerchl A. (1998b) Seasonality of sex ratio in Germany. *Hum Reprod* 13:1401–1402.
- Lerchl, A. (1999) Sex ratios at birth and environmental temperatures. *Naturwissenschaften* 86, 340–342.
- Leridon, H. (1973). *Aspects biometriques de la fecondite humaine*. INED, Travaux et Documents, Cahier No. 65. Presses Universitaires de France, Paris.
- Lloyd, O. L., Lloyd, M. M., Holland, Y. & Lyster, W. R. (1984) An unusual sex ratio of births in an industrial town with mortality problems. *British Journal of Obstetrics & Gynaecology* 91, 901-907.
- Lloyd, O. L., Smith, G., Lloyd, M. M., Holland, Y. & Garley, F. (1985) Raised mortality from lung cancer and high sex ratios of births associated with industrial pollution. *British Journal of Industrial Medicine* 42, 475-480.
- Lyster, W.R. (1971) Three patterns of seasonality in American births. *Am. J. Obstet. Gynecol.*, 110, 1025–1028.
- Machado, C. J. (2006) Impact of maternal age on birth outcomes: a population-based study of primiparous Brazilian women in the city of Sao Paulo. *Journal of Biosocial Science* 38,523–535.
- Mackenzie, C. A., Lockridge, A. & Keith, M. (2005) Declining Sex Ratio in a First Nation Community. *Environmental Health Perspectives* 113(10), 1295-1298.
- MacLennan, W., J. Hamilton, and J. Darmady. (1980). The effects of season and stage of pregnancy on plasma 25-hydroxyvitamin D concentrations in pregnant women. *Postgrad. Med. J.* 56:75–79.
- Macmahon, B., and T. F. Pugh. (1954). Sex ratio of white births in the United States during the Second World War. *Amer. J. Hum. Genet.* 6:284-292.

- Maisonet, M., Correa, A., Misra, D. & Jaakkola, J. J. K. (2004) A review of the literature on the effects of ambient air pollution on fetal growth. *Environmental Research* 95, 106–115.
- Manning, J. T., Anderton, R. H. & Shutt, M. (1997) Parental age gap skews child sex ratio. *Nature* 389, 344.
- Martin, W. J. (1948). The sex ratio. *Med. Offr*, 79, 153.
- Mathews, F., P. Yudkin, and A. Neil. (1999). Influence of maternal nutrition on outcome of pregnancy: Prospective cohort study. *Br. Med. J.* 319:339–343.
- Mathews, T.J. & Hamilton B. E. (2005). Trend analysis of the Sex Ratio at Birth in the United States. *National Vital Statistics Reports* 53(20).
- Matsuda, S., T. Sone, T. Doi et al. (1993). Seasonality of mean birth weight and mean gestational period in Japan. *Hum. Biol.* 65:481–501.
- Matsuda, S., Y. Hiroshige, M. Furuta et al. (1995). Geographic differences in seasonal variation of mean birth weight in Japan. *Hum. Biol.* 67:641–656.
- McCormick, M. C. (1985) The contribution of low birth weight to infant mortality and childhood morbidity. *New England Journal of Medicine* 312(2), 82–90.
- McCormack, V., I. dos Santos Silva, I. Koupil et al. (2005). Birth characteristics and adult cancer incidence: Swedish cohort of over 11,000 men and women. *Int. J. Cancer* 115:611–617.
- McGrath, J., D. Keeping, S. Saha et al. (2005). Seasonal fluctuations in birth weight and neonatal limb length: Does prenatal vitamin D influence neonatal size and shape? *Early Hum. Dev.* 81:609–618.
- McGrath, J., A. Barnett, D. Eyles et al. (2007). The impact of nonlinear exposure-risk relationships on seasonal time-series data: Modeling Danish neonatal birth anthropometric data. *BMC Med. Res. Methodol.* 7:45–54.
- McLachlan, J. C. & Storey, H. (2003) Hot male: can sex in humans be modified by temperature? *J. Theor. Biol.* 222, 71–72.
- Meggiolaro, S. (2009) Low birth weight and parental resources in Italy. *Genus* 65(1), 103–21.12
C. Tsimbos and G. Verropoulou.
- Meirik, O., B. Smedby, and A. Ericson. (1979). Impact of changing age and parity distributions of mothers on perinatal mortality in Sweden, 1953-1975. *Internat. J. Epidemiol.* 8 (4): 361-364.
- Melnikov N.V. and V. Grech. (2003). Seasonality of live birth sex ratio in south western Siberia, Russia, 1959–2001.
- Mercer, J. (2003). Cold, an underrated risk factor for health. *Environ. Res.* 92:8–13.
- Michels, K., D. Trichopoulos, J. Robins et al. (1996). Birth weight as a risk factor for breast cancer. *Lancet* 348:1542–1546.
- Mittwoch U. (1996). Differential implantation rates and variations in the sex ratio. *Hum. Reprod* 11: 8–9.
- Mohsin, M., Wong, F., Bauman, A. & Bai, J. (2003) Maternal and neonatal factors influencing premature birth and low birth weight in Australia. *Journal of Biosocial Science* 35, 161–174.

- Moller, H., and N. Skakkebaek. (1997). Testicular cancer and cryptorchidism in relation to prenatal factors: Case-control studies in Denmark. *Cancer Causes Control* 8:904–912.
- Mulder, E. J., Robles de Medina, P. G., Huizink, A. C., Van de Bergh, B. R., Buitelaar, J. K. & Visser, G. H. (2002) Prenatal maternal stress: effects on pregnancy and the (unborn) child. *Early Human Development* 70(1–2), 3–14.
- Murray, L., D. O'Reilly, N. Betts et al. (2000). Season and outdoor ambient temperature: Effects on birthweight. *Obstet. Gynecol.* 96:689–695.
- Myers, Robert. J. (1954). The effect of age of mother and birth order on sex ratio at birth. *Millbank Mem.Fd Quart. Bull.* 32, 215.
- National Center for Environmental Assessment. (1999). Air Quality Criteria for Carbon Monoxide. Research Triangle Park, NC: United States Environmental Protection Agency.
- Navara J. K. (2009) Humans at tropical latitudes produce more females.
- Neild, P., D. Syndercombe-Court, W. Keatinge et al. (1994). Cold-induced increases in erythrocyte count, plasma cholesterol, and plasma fibrinogen of elderly people without a comparable rise in protein C or factor X. *Clin. Sci.* 86:43–48.
- Nortman, D. (1974). Parental age as a factor in pregnancy outcome and child development. *Reports on Population/Family Planning*, No. 16. Population Council, New York.
- Novitski E., (1953). The dependence of the secondary sex ratio in humans on the age of the father. *Science*, 117, 531.
- Novitski E. and Sandler L. (1956) The Relationship between parental age, birthorder and the secondary sex ratio in humans.
- Novitski, E. & Kimball, A. W. (1958). Birth order, parental ages and sex of offspring. *American Journal of Human Genetics* 41, 205.10, 268.
- Olliaro, P. L., and P. B. Bloland. (2001). Clinical and public health implications of antimalarial drugresistance. In *Antimalarial Chemotherapy: Mechanisms of Action, Resistance, and New Directions in Drug Discovery*, P. J. Rosenthal, ed. Totowa, NJ: Humana Press, 65–83.
- Parker, J. D., Schoendorf, K. C. & Kiely, J. L. (1994) Associations between measures of socioeconomic status and low birth weight, small for gestational age, and premature delivery in the United States. *Annals of Epidemiology* 4, 271–278.
- Pattenden, S., Dolk, H. & Vrijheid, M. (1999) Inequalities in low birth weight: parental social class, area deprivation, and “lone mother” status. *Journal of Epidemiology and Community Health* 53, 355–358.
- Prentice, A., T. Cole, F. Foord et al. (1987). Increased birth weight after prenatal dietary supplementation of rural African women. *Am. J. Clin. Nutr.* 46:912–925.
- Pritchard, C. W. & Teo, P. Y. K. (1994) Preterm birth, low birthweight and the stressfulness of the household role for pregnant women. *Social Science & Medicine* 38(1), 89–96.
- Ramaiah, T., and V. Harasimham. (1967). Birth weight as a measure of prematurity and its relationship with certain maternal factors. *Indian J. Med. Res.* 55:513–524.

- Rantakallio, P. (1971). The effect of a northern climate on seasonality of births and the outcome of pregnancies. *Acta Paediatr. Scand. Suppl.* 218:1–67.
- Rayco-Solon, P., A. Fulford, and A. Prentice. (2005). Differential effects of seasonality on preterm birth and intrauterine growth restriction in rural Africans. *Am. J. Clin. Nutr.* 81:134–139.
- Reed J. F. III and David B. Stark. Robust alternatives to traditional analysis of variance: Welch W*, James Ji*, James Jii*, Brown-Forsythe BF*. *Computer Methods and Programs in Biomedicine* 26 (1988) 233-238.
- Reime, B., Ratner, P. A., Tomaselli-Reime, S. N., Kelly, A., Schuecking, B. A. & Wenzlaff, P.(2006) The role of mediating factors in the associations between social deprivation and lowbirth weight in Germany. *Social Science & Medicine* 62, 1731–1744.
- Resseguie, L. J. (1977). The artificial nature of effects of maternal age on risk of stillbirth. *J. Biosoc. Sci.* 9:191-200.
- Ricklefs, R. E. (2000) Lack, Skutch, and Moreau: the early development of life-history thinking. *Condor* 102, 3–8.
- Rinehart, W. (1975). Sex preselection not yet practical. *Population Reports, Series I (2):* 21-32. George Washington University Medical Center, Population Information Program, Washington, D. C.
- Ritz, B., F. Yu, S. Fruin et al. (2002). Ambient air pollution and risk of birth defects in Southern California. *Am. J. Epidemiol.* 155:17–24.
- Roberts, A. M. (1978). The origins of fluctuation in the human secondary sex ratio. *J. Biosoc. Sri.* 10: 169-182.
- Rodriguez, C., Regidor, E. & Gutierrez-Fisac, J. L. (1995) Low birth weight in Spain associated with sociodemographic factors. *Journal of Epidemiology and Community Health* 49, 38–42.
- Rojansky, N., Brzezinski, A. & Schenker, J. G. (1992). Seasonality in human reproduction; an update. *Hum.Reprod.* 7, 734–745.
- Rostron, J. & James, W. H. (1977) Maternal age, parity, social class and sex ratio. *Annals of Human Genetics* 41, 205.
- Rousham, E., and M. Gracey, (1998). Differences in growth among remote and town-dwelling aboriginal children in the Kimberley region of western Australia. *Austral. NZ J. Public Health* 22:690–694.
- Ruder, A. (1985) Paternal-Age and Birth Order Effect on the Human Secondary Sex Ratio. *American Journal of Human Genetics* 37, 362-372.
- Russell, W.T. (1936). Statistical study of the sex ratio at birth. *Hyg., Camb.* 36, 381.
- Samuli H., Samuli H. and Jukka J. (2007) Temperature-related birth sex ratio bias in historical Sami: warm years bring more sons. *Biol. Lett.* (2008) 4, 60–62.
- Sarkar, D. (1968). Birth weight in a hospital sample from South India. *Indian J. Pediatr.* 35:266–275.
- Sayers, S. M. & Powers, J. R. (1993) Birth size of Australian aboriginal babies. *Medical Journal of Australia* 159, 586–591.

- Schtickzelle, M. (1981a). L'etre humain de laconception a la naissance: La masculinitevue par les geneticiens, les biologistes et lesmedecins. Document de Recherche No. 53, Departement de Demographie, Universite Catholique de Louvain, Belgium.
- Schtickzelle, M. (1981b). Facteurs associes a des variationsdu rapport de masculinite a la naissance.Working Papers No. 102, Departementde Demographie, Universite Catholique de Louvain, Belgium.
- Schtickzelle, M. (1981c). Evolution de la mortinatalite etde la masculinite des naissances vivantes: Lecas de la Belgique et de la Suede. Documentde recherche No. 52, Departement de Demographie, Universite Catholique de Louvain, Belgium.
- Seguy, B. (1975a). Les methodes de selection na turelle et volontaire des sexes. Journal de Gynecologie, Obstetrique et Biologie de la Reproduction 4 (1): 145-149.
- Seguy, B. (1975b). La determinacion du sexe. Facteursinfluancant la naissance des filles. Revue Francaise de Gynecologie et d'Obstetrique70: 617-621.
- Selvin, S., and D. Janerich (1971). Four factors influencing birth weight. Br. J. Prev. Soc. Med. 25:12–16.
- Shaheen, R., A. de Francisco, S. El Arifeen et al. (2006). Effect of prenatal food supplementation on birth weight: An observational study from Bangladesh. Am. J. Clin. Nutr. 83:1355–1361.
- Shapiro, S., H. S. Levine, and M. Abramowicz.(1971). Factors associated with early and late fetal loss, p. 45-63. In A. J. Sobreroand R. M. Harvey (eds.), Proceedings of the Eighth Annual Meeting of the American Association of Planned Parenthood Physicians. Boston, Massachusetts, April 9-10, 1970. Excerpt a Medica, Amsterdam and New York.
- Shephard, R., H. Lavallee, J. Jequier et al. (1979). Season of birth and variations in stature, body mass, and performance. Hum. Biol. 51:299–316.
- Sidhu LS, Anand S Secondary sex ratio in Punjab population. The East Antrop 25; 29, (1972).
- Slatkin, H. M. (1953). Seasonal variation in the American live birth sex ratio. Am.J. Hum. Genet., 5, 21–33.
- Spencer, N. (2003). Weighing the Evidence: How Is Birth Weight Determined? Oxon, U.K.: Radcliffe.
- Stekette, R., C. Stephen, J. Wirima et al. (1996). The effect of malaria and malaria prevention in pregnancyon offspring birth weight, prematurity, and intrauterine growth retardation in rural Malawi. Am. J. Trop. Med. Hyg. 55:33–41.
- Stevenson, A. C., and M. Bobrow. (1967). Determinants of sex proportions in man, with consideration of the evidence concerning a contribution from X-linked mutations to intrauterine death. J. Med. Genet. 4:190-221.
- Štrám, R. J., Binková, B., Dejmek, J. & Bobak, M. (2005) Ambient air pollution and pregnancy outcomes: a review of the literature. Environmental Health Perspectives 113(4), 375–382.

- Strauss, R. S. (2000) Adult functional outcome of those born small for gestational age :twenty-six-year follow-up of the 1970 British birth cohort. *Journal of the American Medical Association* 283, 625–632.
- Takahashi E: Geographer distribution and seasonal variation of sex ratio at birth in India. *Hum Eco Race. Hyg* 38; 210, (1972).
- Tamhane Ajit C. A Comparison of Procedures for Multiple Comparisons of Means With Unequal Variances. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366 (Jun., 1979), pp. 471-480.
- Tamhane C. Ajit. Multiple Comparisons. S. Ghosh and C. R. Rao, eds., *Handbook of Statistics*, Vol. 13 (1996).
- Tanaka, H., M. Sei, T. Quan Binh et al. (2007). Correlation of month and season of birth with height, weight, and degree of obesity of rural Japanese children. *J. Med. Invest.* 54:133–139.
- Tarver, J. D., and C. F. Lee. (1968). Sex ratio of registered live births in the U.S., 1942-1963. *Demography* 5(1):374-381.
- Teitelbaum, M. S. (1970). Factors affecting the sex ratio in large populations. *J. Biosoc. Sci. Suppl.* 2:61-71.
- Teitelbaum, M. S. (1971). Male and female components of perinatal mortality: International trends, 1901-1963. *Demography* 8 (4): 541-548.
- Teitelbaum, M.S. (1972). Factors Associated with the sex ratio in human populations. In Harrison, G. A. & Boyce, A. J. (eds) *The structure of human populations*. Clarendon Press, Oxford, pp. 90-109.
- Teitelbaum, M.S. & Mantel, N. (1971) Socio-economic factors and the sex ratio at birth. *Journal of Biosocial Science* 3, 23-41.
- Teitelbaum, M.S., Mantel, N. & Stark, C.R. (1971) Limited dependence of the human sex ratio on birth order and parental ages. *American Journal of Human Genetics* 23, 271.
- Tibblin, G., M. Eriksson, S. Cnattingius et al. 1995). High birth weight as a predictor of prostate cancer risk. *Epidemiology* 6:423–424.
- Trivers, R. L. & Willard, D. E. (1973) Natural selection of parental ability to vary the sex ratio of offspring. *Science* 179, 90–92.
- Tsimbos C. and Verropoulou G. (2010). Demographic and socioeconomic determinants of low birth weight and preterm births among natives and immigrants in Greece: an analysis using nationwide vital registration micro-data. *J. Biosoc. Sci.*, (2011) 00, 1–13, Cambridge University Press. 2010.
- Van Zelst SJ, Zupp JL, Hayman DL, Setchell BP (1995). X-Y chromosome dissociation in mice and rats exposed to increased testicular or environmental temperatures. *Reprod. Fertil. Dev.* 7: 1117–1121.
- Vartiainen, T., Kartovaara, L. & Tuomisto, J. (1999) Environmental Chemicals and Changes in Sex Ratio: Analysis Over 250 Years in Finland. *Environmental Health Perspectives* 107(10), 813-815.

- Verropoulou G. and Tsimbos C. (2011). Socio-demographic determinants of the sex ratio at birth among natives and immigrants in Greece: a multivariate analysis employing nationwide micro-data.
- Visaria, P. M. (1967). Sex ratio at birth in territories with a relatively complete registration. *Eugen. Quart.* 4:132-142.
- Vorherr, H. (1982). Factors influencing fetal growth. *Am. J. Obstet. Gynecol.* 142:577–588.
- Waldie, K., R. Poulton, I. Kirk et al. (2000). The effects of pre- and post-natal sunlight exposure on human growth: Evidence from the Southern Hemisphere. *Early Hum. Dev.* 60:35–42.
- Wardlaw, T., Blanc, A., Zupan, J. & Ahman, A. (2004) Low Birthweight: Country, Regional and Global Estimates. United Nations Children’s Fund (UNICEF), New York, and WHO, Geneva.
- Welch B., On the comparison of several mean values: an alternative approach, *Biometrika* 38 (1951) 330-336.
- Wen, S. W., Kramer, M. S. & Usher, R. H. (1995) Comparison of birth weight distributions between Chinese and Caucasian infants. *American Journal of Epidemiology* 141, 1177–1187.
- Wessel, H., Cnattingius, S., Bergstrom, S., Dupret, A. & Reitmaier, P. (1996) Maternal risk factors for preterm birth and low birth weight in Cape Verde. *Acta Obstetricia et Gynecologica Scandinavica* 75(4), 360–366.
- West, S. A. & Sheldon, B. C. (2002) Constraints in the evolution of facultative sex ratio adjustment. *Science* 295, 1685–1688.
- Whorton, M. D., Haas, J. L., Trent, L. & Wong, O. (1994) Reproductive effects of sodium borates on male employees: birth rate assessment. *Occupational & Environmental Medicine* 51, 761-775.
- Wilcox, A. (2001). On the importance—and the unimportance—of birth weight. *Int. J. Epidemiol.* 30: 1233–1241.
- Williams, R. J. & Gloster, S. P. (1992). Human sex-ratio as it relates to caloric availability. *Soc. Biol.* 39, 285–291.
- Williams, F. L. R., Ogston, S. A., Lloyd, O. L., (1995). Sex ratios of births, mortality and air pollution: Can measuring the sex ratios of births help to identify health hazards from air pollution in industrial environments? *Occupational & Environmental Medicine* 52, 164-169.
- Winston, S. (1931) The influence of social factors upon the sex ratio at birth. *Am. J. Sociol.* 37,1.
- Wolfenson, D., Roth, Z. & Meidan, R. (2000) Impaired reproduction in heat-stressed cattle: basic and applied aspects. *Anim. Reprod. Sci.* 60–61, 535–547.
- Yetley, E. (2008). Assessing the vitamin D status of the U.S. population. *Am. J. Clin. Nutr.* 88: 558S–564S.

