

The Greek Review of Social Research

Vol 77 (1990)

77

ΕΠΙΔΕΩΡΗΣΗ ΚΟΙΝΩΝΙΚΩΝ ΕΡΕΥΝΩΝ

The Greek Review of Social Research

77
1990

P. ΒΟΥΡΔΙΕΥ
Η κοινή γνώμη δεν υπάρχει

ΝΤΙΝΑ ΒΑΪΟΥ, ΚΩΣΤΗΣ ΧΑΤΖΗΜΙΧΑΛΗΣ
Τοπικές αγορές εργασίας και άνιση περιφερειακή
ανάπτυξη στη Βόρεια Ελλάδα

ΗΛΙΑΣ ΜΠΕΡΙΑΤΟΣ
Εξελιξείς και επιπτώσεις της μεταναστευτικής
κίνησης στον νησιωτικό χώρο

ΒΥΡΩΝ ΚΟΤΖΑΜΑΝΗΣ
Η κινητικότητα του αγροτικού πληθυσμού
στη δεκαετία 1940-50 και η αναδιάρθρωση
του κοινωνικο-δημογραφικού χάρτη
της μεταπολεμικής Ελλάδας

ΚΛΕΩΝ ΤΣΙΜΠΟΣ, ΓΕΩΡΓΙΟΣ ΠΑΠΑΕΥΑΓΓΕΛΟΥ
Πίνακες επιβίωσης του ελληνικού πληθυσμού
κατά αιτία θανάτου (1960-80)

ΙΩΑΝΝΗΣ ΧΛΙΑΟΥΤΑΚΗΣ
Κοινωνιολογική προσέγγιση των στάσεων των κατοίκων
της Δ. Αττικής απέναντι στους προσβεβλημένους
από ΣΕΑΑ

ΧΑΡΗΣ Σ. ΛΑΜΠΡΟΠΟΥΛΟΣ, ΓΙΩΡΓΟΣ ΨΑΧΑΡΟΠΟΥΛΟΣ
Κοινωνικοοικονομικές διαστάσεις της τριτοβάθμιας
εκπαίδευσης

ΝΙΚΟΣ ΠΑΝΑΓΙΩΤΟΠΟΥΛΟΣ
Κοινωνικές ανισότητες και ποιτικές ταξινομήσεις

ΚΩΣΤΑΣ ΜΕΛΛΙΣ
Η θεωρία της αλλοτριώσεως και η μαρξική
θεωρία εργασίας-αξίας

ΜΙΧ. ΠΟΛΕΜΗΣ
Φιλοσοφική παράδοση και κλασική πολιτική θεωρία

ΕΚΔΟΣΗ ΕΘΝΙΚΟΥ ΚΕΝΤΡΟΥ ΚΟΙΝΩΝΙΚΩΝ ΕΡΕΥΝΩΝ

Πίνακες επιβίωσης του ελληνικού πληθυσμού κατά αιτία θανάτου 1960-1980

Κλέων Τσίμπος, Γεώργιος Παπαευαγγέλου

doi: [10.12681/grsr.916](https://doi.org/10.12681/grsr.916)

Copyright © 1990, Κλέων Τσίμπος, Γεώργιος Παπαευαγγέλου



This work is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/).

To cite this article:

Τσίμπος Κ., & Παπαευαγγέλου Γ. (1990). Πίνακες επιβίωσης του ελληνικού πληθυσμού κατά αιτία θανάτου 1960-1980. *The Greek Review of Social Research*, 77, 127-148. <https://doi.org/10.12681/grsr.916>

Κλέων Τσίμπος, Γεώργιος Παπαεναγγέλου

ΠΙΝΑΚΕΣ ΕΠΙΒΙΩΣΗΣ ΤΟΥ ΕΛΛΗΝΙΚΟΥ
ΠΛΗΘΥΣΜΟΥ ΚΑΤΑ ΑΙΤΙΑ ΘΑΝΑΤΟΥ
1960-1980

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η καθιερωμένη μεθοδολογία για μία λεπτομερή ανάλυση της θνησιμότητας κατά αιτία θανάτου είναι ο υπολογισμός και η μελέτη των ειδικών κατά ηλικία, φύλο και αιτία ποσοστών θνησιμότητας ή των ανάλογων προτυποποιημένων δεικτών οι οποίοι προσφέρονται κυρίως για διαχρονικές ή διαστρωματικές συγκρίσεις. Για τον υπολογισμό των τελευταίων, απαιτείται η υιοθέτηση κάποιου πρότυπου πληθυσμού (άμεση προτυποποίηση) ή κάποιων πρότυπων κατά ηλικία δεικτών θνησιμότητας (έμμεση προτυποποίηση). Η φύση και η λειτουργικότητα των πιο πάνω «αριθμοδεικτών» θνησιμότητας έχει στο παρελθόν επικριθεί τόσο σε ό,τι αφορά την επιλογή του πρότυπου πληθυσμού όσο και σε ό,τι αφορά τη συγκρισιμότητα των αποτελεσμάτων, ιδίως εκείνων που προκύπτουν από την έμμεση προτυποποίηση (Silcock, 1959, Kitagawa, 1964, 1966, Spiegelman και Marks, 1966).

Η θεωρία των Πινάκων Επιβίωσης προσφέρει δυνατότητες μελέτης της θνησιμότητας κατά αιτία θανάτου ξεπερνώντας τα προβλήματα της υιοθέτησης πρότυπων πληθυσμών ή δεικτών, περιγράφοντας με συνοπτικό και εύγλωττο τρόπο την επίδραση των εξεταζόμενων αιτιών στο όλο φάσμα της θνησιμότητας.

Οι πίνακες επιβίωσης αποτελούν, ως γνωστόν, μια δημογραφική τεχνική απεικόνισης της επίπτωσης που επιφέρει σωρευτικά η γενική θνησιμότητα πάνω στον ανθρώπινο πληθυσμό με την πάροδο της ηλικίας. Αυτοί είναι οι κοινοί ή Απλοί πίνακες επιβίωσης (Single Decrement), ανεξάρτητα αν αναφέρονται σε γενεαλογικούς ή χρονολογικούς πίνακες. Οι λεγόμενοι Πολλα-

Ο κ. Κλέων Τσίμπος είναι λέκτορας του Πανεπιστημίου Πειραιώς. Ο κ. Γεώργιος Παπαεναγγέλου είναι καθηγής του Πανεπιστημίου Αθηνών.

πλοίο πίνακες επιβίωσης (Multiple Decrement) λαμβάνουν υπόψη περισσότερους από έναν παράγοντες και περιγράφουν, συνδυασμένα ή αναλυτικά, τις αντίστοιχες επιδράσεις τους πάνω στην εξεταζόμενη πληθυσμιακή ομάδα (Schoen, 1975, Shryock κ.ά., 1975, Waters κ.ά., 1987). Τέτοιου είδους τεχνικές έχουν χρησιμοποιηθεί, για παράδειγμα, στην ανάλυση της γαμηλιότητας (Kumar, 1967, Saveland και Glick, 1969, Pressat, 1972) ή της οικονομικής δραστηριότητας του πληθυσμού (Saw, 1965, U.N., 1968, Kpedekpo, 1969) και κατεξοχήν στη μελέτη των αιτιών θανάτου. Στην τελευταία αυτή περίπτωση, η φθορά του πληθυσμού δεν θεωρείται ότι προέρχεται από έναν μόνο παράγοντα (θνησιμότητα από όλες τις αιτίες) αλλά από πολλούς παράγοντες (αιτίες) των οποίων η επιμέρους επίπτωση εκτιμάται.

2. ΕΙΔΗ ΠΙΝΑΚΩΝ

Γενικά στους πίνακες επιβίωσης η θνησιμότητα περιγράφεται με μία σειρά από πιθανότητες θανάτου οι οποίες και αποτελούν τον κορμό του Πίνακα.

Ειδικότερα στους πίνακες επιβίωσης αιτιών θανάτου υπάρχουν κυρίως δύο είδη πιθανοτήτων που μπορούν να υπολογιστούν: Το πρώτο αναφέρεται στο ποια είναι η πιθανότητα που έχει ένα άτομο να πεθάνει από μία συγκεκριμένη αιτία, έστω i , όταν οι υπόλοιπες αιτίες συνεπιδρούν· το δεύτερο είδος αφορά την πιθανότητα θανάτου από τη συγκεκριμένη αιτία (i) εάν οι υπόλοιπες αιτίες ($-i$) δεν υπήρχαν και, κατά συνέπεια, δεν επιδρούσαν καθόλου. Με βάση το πρώτο είδος πιθανοτήτων κατασκευάζονται οι Πολλαπλοί κατά αιτία Πίνακες Επιβίωσης, και με βάση το δεύτερο οι λεγόμενοι Συνδεδεμένοι - Απλοί κατά αιτία πίνακες (Associated - Single Decrement). Συγκεκριμένα, στη δεύτερη περίπτωση, αυτό που εξετάζεται είναι ποιες θα ήταν οι τιμές των πιθανοτήτων θανάτου, και των υπόλοιπων βιομετρικών συναρτήσεων του πίνακα, εάν η επίδραση δεδομένης αιτίας εξαλειφόταν τελείως.

Ας σημειώσουμε ότι παρόλο που τα προαναφερθέντα είδη πινάκων αποτελούν τις πιο καθιερωμένες μορφές ανάλυσης —στις οποίες βασίζεται και η εργασία αυτή— στη διεθνή βιβλιογραφία εμφανίζονται και άλλες παραλλαγές, κυρίως αναφορικά με τους Συνδεδεμένους - Απλούς πίνακες. Για παράδειγμα οι Krall και Hickman (1971) έχουν υποθέσει ότι όταν εξαλείφεται η επίπτωση κάποιας αιτίας, μέρος της θνησιμότητας, που οφειλόταν σε αυτή, παραμένει στον πληθυσμό και αντανακλάται από κάποια μικρή αύξηση της θνησιμότητας από άλλες αιτίες. Επίσης ο Kimball (1958) έχει υπολογίσει πιθανότητες θανάτου από αιτία (i) για τα άτομα αυτά τα οποία δεν πεθαίνουν

από κάποια άλλη αιτία (παρόλο δηλαδή που άλλες αιτίες συνεπιδρούν). Όπως όμως έχει σχολιαστεί από τους Preston κ.ά. (1972), κάτω από αυτές τις προϋποθέσεις υπάρχουν αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αιτιών θανάτου το αποτέλεσμα των οποίων δεν μπορεί να ελεγχθεί εμπειρικά.

Στη σύγχρονη δημογραφική ανάλυση εκτός από τους παραπάνω Πίνακες Πολλαπλών Παραγόντων απαντώνται και οι λεγόμενοι Πίνακες Πολλαπλών Καταστάσεων (Multi - State Life Tables). Στους πίνακες αυτούς κάτω από δεδομένες συνθήκες θνησιμότητας υπολογίζονται ορισμένες πιθανότητες «μετάβασης» από μία κατάσταση (π.χ. οικογενειακή, χωροταξική) σε άλλη (βλ. για παράδειγμα Rajulton και Wijewickrema, 1985) και έχουν χρησιμοποιηθεί κυρίως στις περιφερειακές πληθυσμιακές προβολές (Rogers, 1975, Rogers και Castro, 1976, Rees και Wilson, 1977, Willekens και Drewe, 1984) και στην ανάλυση της γαμηλιότητας (Criffith κ.ά., 1985, Rajulton, 1985, Zeng 1985, Willekens, 1987). Παρόμοιες τεχνικές έχουν όμως εφαρμοστεί και σε στοιχεία θνησιμότητας τα οποία είναι συνήθως συνδυασμένα και με άλλες πληθυσμιακές μεταβλητές — π.χ. οικογενειακή κατάσταση (Nour και Suchindran, 1984). Όπως γίνεται ίσως φανερό, η εφαρμογή τέτοιων πολύπλοκων τεχνικών απαιτεί λεπτομερή και αξιόπιστα δεδομένα θνησιμότητας διασταυρωμένα με άλλα δημογραφικά χαρακτηριστικά τα οποία στις περισσότερες χώρες δεν είναι διαθέσιμα.

Σύμφωνα με τη διεθνή βιβλιογραφία, οι πιο πολλοί κατά αιτία πίνακες επιβίωσης που έχουν κατασκευαστεί αφορούν Συνεπτυγμένους Χρονολογικούς Πίνακες, όμως σποραδικά, και για μεμονωμένους αιτίες, Πίνακες Γενεαλογικοί έχουν επίσης υπολογιστεί (Frost, 1940, Jacobson, 1964). Έτσι, τα στατιστικά στοιχεία, στα οποία βασίζεται συνήθως η ανάλυση, είναι ληξιαρχικά και απογραφικά δεδομένα, αν και στοιχεία διαχρονικών ερευνών (follow up) έχουν σε ορισμένες περιπτώσεις χρησιμοποιηθεί (Golini και Egidì, 1984). Στην πράξη οι κατά αιτία Πίνακες Επιβίωσης κατασκευάζονται δεδομένου κάποιου Εθνικού Απλού Χρονολογικού Πίνακα, και αυτή η διαδικασία έχει ακολουθηθεί στην παρούσα εργασία.

3. ΚΑΤΑΣΚΕΥΗ ΠΟΛΛΑΠΛΩΝ ΠΙΝΑΚΩΝ

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, στους πίνακες αυτούς τα άτομα εκτίθενται ταυτόχρονα στον κίνδυνο πολλών αιτιών θανάτου. Τα ενδεχόμενα εμφάνισης των διαφόρων αιτιών θανάτου θεωρείται ότι είναι «ασυμβίβαστα» μεταξύ τους, δηλαδή εάν ο θάνατος ενός ατόμου προέλθει από καρδιοπάθεια, αποκλείει το

ενδεχόμενο το άτομο αυτό να πεθάνει από κάποια άλλη αιτία (π.χ. ατύχημα).

Κάτω από συνθήκες στασιμότητας,^{1*} σε καθεμία ηλικία ή ομάδα ηλικιών, οι αναλογίες κατά αιτία θανάτου που παρατηρούνται στον πραγματικό πληθυσμό είναι ίσες με τις αντίστοιχες αναλογίες του πίνακα επιβίωσης (δηλαδή του στάσιμου πληθυσμού). Από την παραπάνω ισότητα εύκολα προκύπτει ότι ο αριθμός των θανόντων του πολλαπλού πίνακα επιβίωσης από μία αιτία, έστω i , που συμβαίνουν στο διάστημα των ηλικιών από x έως $x + n$ είναι:

$${}_n d_x^{(i)} = {}_n r_x^{(i)} \cdot {}_n d_x \quad (1)$$

όπου ${}_n r_x^{(i)}$ είναι η προαναφερθείσα αναλογία που παρατηρείται στους πραγματικούς (καταγραφόμενους δηλαδή από τα ληξιαρχικά δεδομένα) θανάτους και ${}_n d_x$ η γνωστή βιομετρική συνάρτηση των θανόντων του Εθνικού Απλού πίνακα επιβίωσης. Η πιθανότητα που έχει ένα άτομο που βρίσκεται στην αρχή της ηλικίας x να πεθάνει μέχρι το τέλος της ζωής του από την αιτία i , ${}_x q_x^{(i)}$, είναι ίση με το λόγο:

$${}_x q_x^{(i)} = \frac{\sum_x {}_n d_x}{I_x} = \frac{I_x^{(i)}}{I_x} \quad (2)$$

όπου I_x είναι οι επιζώντες στην αρχή της ηλικίας σύμφωνα με τον εθνικό πίνακα επιβίωσης.²

4. ΚΑΤΑΣΚΕΥΗ ΣΥΝΔΕΔΕΜΕΝΩΝ - ΑΠΛΩΝ ΠΙΝΑΚΩΝ

Με τον τύπο αυτό των πινάκων επιδιώκεται να εκτιμηθεί ποια θα ήταν η θνησιμότητα του πληθυσμού εάν απαλειφόταν τελείως η επίδραση κάποιας αιτίας θανάτου. Η όλη διεργασία των υπολογισμών γίνεται με την υπόθεση ότι η απαλοιφή της επίδρασης μιας επιλεγμένης αιτίας δεν επηρεάζει την επίπτωση των υπόλοιπων αιτιών θανάτου. Κάτω από τέτοιες συνθήκες «ανεξαρτησίας» αλλά και στασιμότητας του πληθυσμού, η πιθανότητα που θα είχαν τα άτομα του υπόψη πληθυσμού που βρίσκονται στην αρχή της ηλικίας x να ζήσουν n χρόνια ακόμα, εάν δεν υπήρχε η επίδραση της αιτίας θανάτου i , ${}_n P_x^{(-i)}$, προκύπτει ότι είναι ίση με:

$${}_n P_x^{(-i)} = {}_n P_x [1 - {}_n r_x^{(-i)}] \quad (3)$$

* Οι παραπομπές αφορούν το Παράρτημα, σ. 142-146.

όπου ${}_n P_x = 1 - {}_n q_x$ είναι η πιθανότητα επιβίωσης του Εθνικού Απλού πίνακα επιβίωσης, ενώ το ${}_n r_x^{(i)}$ έχει την ίδια έννοια όπως και στη σχέση (1).

Ένας τέτοιος πίνακας μπορεί να συμπεριλάβει όλες τις συνήθεις βιομετρικές συναρτήσεις που εμφανίζονται στους απλούς πίνακες επιβίωσης και οι οποίες υπολογίζονται με βάση τις γνωστές σχέσεις που τις συνδέουν. Για παράδειγμα, οι συναρτήσεις των $l_x^{(-i)}$ και $e_x^{(-i)}$ αντιπροσωπεύουν τον αριθμό των επιζώντων και την προσδοκώμενη ζωή στην ηλικία x αντίστροφα χωρίς την επίδραση της επιλεγμένης αιτίας i . Στους πίνακες αυτούς η διαφορά μεταξύ των $e_x^{(-i)}$ και e_x δείχνει ποιο θα ήταν το κέρδος (σε χρόνια) της προσδοκώμενης ζωής στην ηλικία x που θα είχε ο υπόψη πληθυσμός εάν δεν επιδρούσε η συγκεκριμένη αιτία i . Συνήθως το συνοπτικό αυτό στατιστικό μέτρο εκτιμάται συνολικά για την προσδοκώμενη ζωή κατά τη γέννηση.³

5. ΤΑ ΧΡΗΣΙΜΟΠΟΙΟΥΜΕΝΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ

Η παραπάνω μεθοδολογία εφαρμόστηκε στα δεδομένα του ελληνικού πληθυσμού αναφορικά με έξι κύριες αιτίες θανάτου, οι οποίες σήμερα αντιπροσωπεύουν πάνω από το 80% του συνολικού αριθμού των θανάτων. Οι εξεταζόμενες αιτίες με τους αντίστοιχους κωδικούς των ταξινομήσεων της Π.Ο.Υ. και τους σχετικούς συμβολισμούς δίδονται στον Πίνακα 1.

Για την κατασκευή των πινάκων των ετών 1960, 1970 και 1980, οι αναλογίες ${}_n r_x^{(i)}$ υπολογίστηκαν με βάση τις ληξιαρχικές καταγραφές των τριετιών 1959-61, 1969-71 και 1979-81 που δημοσιεύει κάθε χρόνο η ΕΣΥΕ στη *Φυσική κίνηση του πληθυσμού της Ελλάδος*. Οι Εθνικοί Πίνακες Επιβίωσης, στους οποίους βασίστηκαν οι υπολογισμοί, έχουν επίσης ληφθεί από επίσημα δημοσιεύματα (ΕΣΥΕ, 1980, 1985).

Η αξιοπιστία των εθνικών πινάκων επιβίωσης και κυρίως των στοιχείων θνησιτότητας κατά αιτία θανάτου παίζουν, όπως είναι ευνόητο, σημαντικό ρόλο στη φερεγγυότητα των αποτελεσμάτων. Ας σημειωθεί ότι στη χώρα μας το ποσοστό των θανάτων από άγνωστη ή ασαφή αιτία είναι, αν και μειούμενο διαχρονικά, σχετικά υψηλό (Σχήμα 1). Όπως έχουν δείξει εμπειρικές έρευνες (Preston, 1976), ένα μεγάλο μέρος αυτών των θανάτων αποδίδεται σε νεοπλασίες και κυρίως νοσήματα του κυκλοφορικού συστήματος. Έτσι τα αποτελέσματα, τουλάχιστον σε ό,τι αφορά τις δύο παραπάνω αιτίες, ενδέχεται να μην είναι απολύτως ακριβή. Οι πιθανές επιδράσεις που οφείλονται στην ποιότητα των στοιχείων αξιολογούνται σε επόμενη παράγραφο.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Εξεταζόμενες αιτίες και συμβολισμοί με τους αντίστοιχους κωδικούς του συνεπτυγμένου διεθνούς καταλόγου της Π.Ο.Υ.

Αιτίες	Σύμβολο	Έτος Πίνακα	Έτος Καταλόγου	Κωδικός Καταλόγου
Λοιμώδεις- παρασιτικές νόσοι	ΛΝΟ	1960	1955	B1-B17
		1970	1965	B1-B18
		1980	1975	01-07
Νεοπλάσματα	NEO	1960	1955	B18-B19
		1970	1965	B19-B20
		1980	1975	08-09
Νοσήματα του κυκλοφορικού συστήματος	ΚΥΚ	1960	1955	B22, B24-B29
		1970	1965	B25-B30
		1980	1975	25-30
Νοσήματα του αναπνευστικού συστήματος	ANA	1960	1955	B30-B32
		1970	1965	B31-B33
		1980	1975	31-32
Συγγενείς ανομαλίες	ANM	1960	1955	B41
		1970	1965	B42
		1980	1975	44
Εξωτερική αιτία κακώσεως	EAK	1960	1955	BE47-BE50
		1970	1965	BE47-BE50
		1980	1975	E47-E56

6. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Τα αποτελέσματα των υπολογισμών εμφανίζονται στους Πίνακες 2 και 3. Συγκεκριμένα δίδονται οι τιμές των $e_0^{(-i)}$ και των $1_x^{(i)}$ και $1_x^{(-i)}$ για επιλεγμένες ηλικίες λόγω οικονομίας χώρου. Οι ηλικίες αυτές είναι χαρακτηριστικές δεδομένου ότι καλύπτουν τη βρεφική και παιδική ηλικία, την είσοδο στο και την έξοδο από το εργατικό δυναμικό, την αρχή και στην ουσία το τέλος της αναπαραγωγικής περιόδου των γυναικών, και την καταληκτική ηλικία υπολογισμού των βιομετρικών συναρτήσεων που δίδουν συνήθως οι συνεπτυγμένοι πίνακες επιβίωσης. Ας σημειώσουμε ότι στην ηλικία αυτή ενώ στους Απλούς Πίνακες είναι

Θαυόντες ηλικίας χ και άνω από επιλεγμένες αιτίες θανάτου Ελλάδα 1960-1980

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Αιτίες θανάτου

χ	'Ανδρες 1960										Γυναίκες 1960									
	ΟΛΕΣ	ΑΝΟ	ΝΕΟ	ΚΥΚ	ΑΝΑ	ΑΝΜ	ΕΑΚ	ΟΛΕΣ	ΑΝΟ	ΝΕΟ	ΚΥΚ	ΑΝΑ	ΑΝΜ	ΕΑΚ						
0	100.000	4.061	1.6231	26.033	5.264	434	4.451	100.000	2.475	12.095	31.048	5.703	317	2.573						
1	94.337	3.495	16.208	16.010	4.069	60	4.395	94.858	1.930	12.073	31.034	4.595	43	2.525						
5	93.169	3.303	16.114	25.979	3.872	30	4.188	93.796	1.733	11.987	31.006	4.421	17	2.364						
15	92.619	3.241	16.031	25.940	3.840	21	4.015	93.354	1.669	11.915	30.959	4.388	12	2.284						
45	88.460	2.716	15.377	25.471	3.772	9	2.649	90.421	1.322	11.205	30.545	4.340	4	1.914						
65	71.347	1.510	10.470	21.181	3.428	4	1.595	77.698	887	7.268	26.765	4.000	1	1.483						
85	14.164	93	672	3.438	871	0	268	19.945	112	753	5.483	1.107	0	313						
χ											Γυναίκες 1970									
0	100.000	2.672	18.347	32.647	8.773	674	4.941	100.000	1.712	12.230	38.917	8.194	599	3.538						
1	95.838	2.189	18.329	32.631	8.144	84	4.868	96.471	1.312	12.218	38.907	7.593	88	3.476						
5	95.174	2.111	18.255	32.608	8.038	38	4.704	95.974	1.242	12.141	38.885	7.491	45	3.377						
15	94.762	2.089	18.169	32.582	8.015	25	4.559	95.638	1.221	12.071	38.860	7.462	34	3.316						
45	91.319	1.948	17.559	32.069	7.944	10	3.153	93.429	1.126	11.358	38.553	7.399	18	2.952						
65	76.314	1.391	12.990	27.501	7.256	4	2.148	83.519	931	8.026	35.513	6.974	11	2.560						
85	16.509	201	1.121	5.727	1.692	1	462	22.983	157	899	8.983	2.238	3	663						
χ											Γυναίκες 1980									
0	100.000	1.073	21.258	42.680	7.930	716	5.504	100.000	652	14.330	49.144	7.237	608	3.766						
1	97.734	1.016	21.252	42.679	7.834	120	5.423	98.160	601	14.321	49.142	7.156	98	3.687						
5	97.458	1.003	21.207	42.673	7.807	70	5.337	97.938	589	14.284	49.139	7.131	56	3.630						
15	97.090	994	21.130	42.659	7.787	44	5.177	97.693	581	14.230	49.124	7.116	34	3.557						
45	93.308	950	20.460	41.970	7.685	9	3.395	95.917	554	13.566	48.841	7.049	14	3.163						
65	77.441	724	14.978	35.958	7.039	5	2.185	85.457	436	9.367	45.511	6.639	5	2.648						
85	20.556	101	1.634	10.164	2.306	1	583	31.043	82	1.396	16.857	2.892	1	949						

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Επιζώντες στην αρχή της ηλικίας χ και προσδοκώμενη ζωή κατά τη γέννηση εάν επιλεγμένες αιτίες θανάτου δεν επιδόρουν καθόλου Ελλάδα 1960-1980

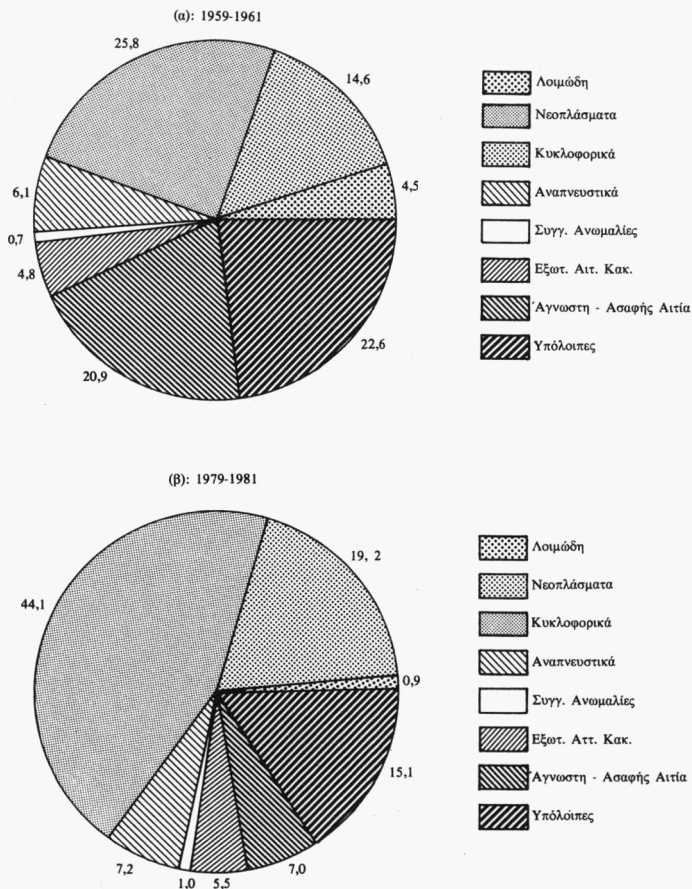
χ	Αιτίες θανάτου													
	Όλες μαζί	-ΛΝΟ	-ΝΕΟ	-ΚΥΚ	-ΑΝΑ	-ΑΝΜ	-ΕΑΚ	Όλες μαζί	-ΛΝΟ	-ΝΕΟ	-ΚΥΚ	-ΑΝΑ	-ΑΝΜ	-ΕΑΚ
	Γυναίκες 1960													
0	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000
1	94.337	94.889	94.359	94.359	95.506	94.701	94.391	94.858	95.390	94.880	94.872	95.943	95.125	94.905
5	93.169	93.906	93.285	93.222	94.521	93.558	93.429	93.796	94.520	93.903	93.837	95.044	94.086	94.003
15	92.619	93.414	92.816	92.710	93.996	93.015	93.050	93.354	94.138	93.532	93.442	94.629	93.648	93.640
45	88.460	89.739	89.294	89.008	89.842	88.850	90.216	90.421	91.525	91.299	90.915	91.704	90.713	91.062
65	71.347	73.469	76.606	75.790	72.779	71.666	73.710	77.698	79.051	82.197	81.743	79.123	77.952	78.648
85	14.164	15.074	19.313	24.748	15.615	14.229	15.169	19.945	20.622	24.122	34.491	21.818	20.010	20.743
ε(σ)	67.296	68.433	69.560	69.991	68.559	67.582	68.515	70.424	71.316	72.323	73.522	71.686	70.642	70.988
	Άνδρες 1960													

Χ	Άνδρες 1970										Γυναίκες 1970									
	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000
0	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	
1	95.838	96.312	95.856	95.854	96.456	96.417	95.909	96.471	96.864	96.483	96.481	96.483	96.481	96.483	96.481	96.483	96.481	96.483	96.532	
5	95.174	95.723	95.265	95.212	95.894	95.795	95.409	95.924	96.385	96.012	95.956	96.012	95.956	96.012	95.956	96.012	95.956	96.012	96.083	
15	94.762	95.331	94.939	94.827	95.502	95.394	95.141	95.638	96.118	95.796	95.695	95.796	95.695	96.118	95.796	95.695	96.118	95.796	95.858	
45	91.319	92.007	92.094	91.889	92.103	91.943	93.076	93.429	93.993	94.294	93.789	94.294	93.789	93.993	94.294	93.789	94.294	93.984	94.005	
65	76.314	77.400	81.292	81.112	77.613	76.841	78.703	83.519	84.208	87.512	86.788	84.610	84.022	84.405	84.610	84.022	84.405	84.610	84.405	
85	16.509	17.209	22.994	30.865	19.459	16.624	17.783	22.983	23.549	27.533	42.168	25.829	23.125	24.196	25.829	23.125	24.196	25.829	24.196	
e(ο)	70.129	70.806	72.533	73.349	71.256	70.596	71.362	73.638	74.148	75.442	77.046	74.677	74.066	74.204	75.442	77.046	74.677	74.066	74.204	

Χ	Άνδρες 1980										Γυναίκες 1980									
	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000
0	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	
1	97.734	97.788	97.740	97.735	97.829	98.325	97.814	98.160	98.210	98.169	98.162	98.210	98.169	98.162	98.210	98.169	98.162	98.210	98.238	
5	97.458	97.528	97.509	97.464	97.579	98.098	97.624	97.938	98.000	97.984	97.973	98.000	97.984	97.973	98.000	97.984	97.973	98.000	98.073	
15	97.090	97.168	97.218	97.111	97.230	97.753	97.415	97.693	97.763	97.793	97.713	97.813	98.261	97.900	97.813	98.261	97.900	97.813	97.900	
45	93.308	93.427	94.093	94.010	93.544	93.980	95.382	95.917	96.013	96.677	96.218	96.101	96.495	96.512	96.218	96.101	96.495	96.512	96.512	
65	77.441	77.744	83.294	83.740	78.235	78.002	80.271	85.457	85.653	90.200	88.953	86.012	85.980	86.472	85.653	86.012	85.980	86.472	86.472	
85	20.556	20.920	29.301	41.171	23.351	20.706	22.100	31.043	31.308	37.451	55.613	33.598	31.235	32.418	33.598	31.235	32.418	33.598	32.418	
e(ο)	72.152	72.326	75.083	76.557	72.819	72.654	73.602	76.551	76.676	78.818	80.758	77.105	77.002	77.182	78.818	80.758	77.105	77.002	77.182	

ΣΧΗΜΑ 1

Ποσοστιαία (%) Κατανομή μη θανάτων κατά αιτία:
Ελλάδα 1959-61 και 1979-81



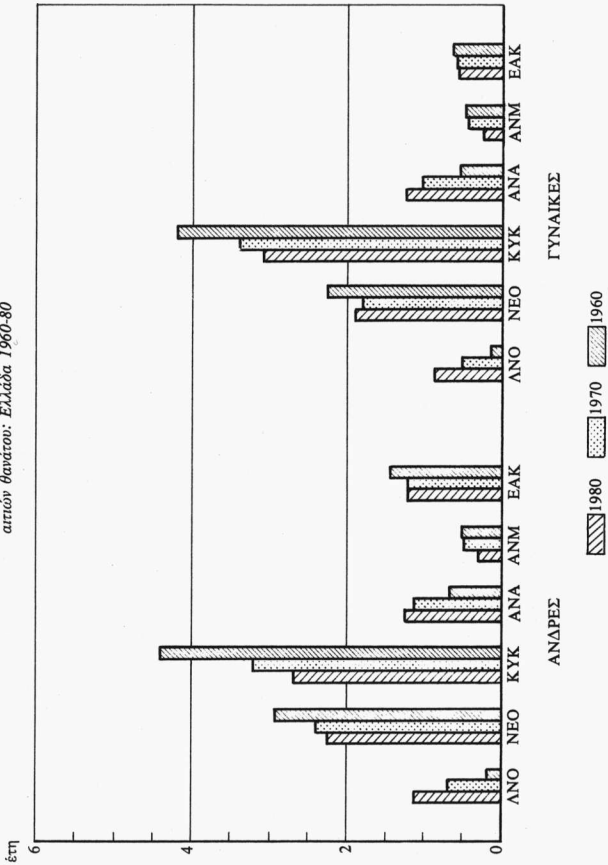
${}_{\infty}q_{85} = {}_{\infty}q_{85}^{(-i)} = 1$, στους Πολλαπλούς, όπως προκύπτει από τη σχέση (2), είναι ${}_{\infty}q_{85}^{(i)} < 1$.

Τα αποτελέσματα αντανακλούν με ευκρίνεια τη σημαντικότητα των χρόνιων παθήσεων στο επίπεδο της θνησιμότητας του ελληνικού πληθυσμού, χαρακτηριστικό άλλωστε των σύγχρονων κοινωνιών όπως έχουν επίσης δείξει παρόμοιες μελέτες (Preston κ.ά., 1972 Cheung κ.ά., 1984). Η επίδραση που επιφέρει καθεμία από τις εξεταζόμενες αιτίες γίνεται αντιληπτή μελετώντας τις διαφορές $\Delta(-i) = e_0^{(-i)} - e_0$, οι οποίες εκφράζουν την αύξηση στην προσδοκώμενη ζωή κατά τη γέννηση που θα προερχόταν εάν η επίδραση συγκεκριμένης αιτίας εξαφανιζόταν. Το «κέρδος» αυτό της e_0 απεικονίζεται γραφικά στο Σχήμα 2 το οποίο δείχνει την αυξανόμενη διαχρονικά σημασία των νεοπλασμάτων, των αγγειοκαρδιακών νοσημάτων και σε μικρότερο βαθμό των εξωτερικών κακώσεων αλλά και συγγενών ανωμαλιών. Από την άλλη πλευρά η επίπτωση των λοιμωδών και αναπνευστικών νόσων αμβλύνεται με την πάροδο του χρόνου. Σημειωτέον ότι οι διαφορές $e_0^{(-i)} - e_0$ είναι μεγαλύτερες για τους άνδρες από ό,τι για τις γυναίκες, με συνέπεια η διαφορική θνησιμότητα, μετρούμενη ως διαφορά της προσδοκώμενης ζωής κατά τη γέννηση μεταξύ γυναικών και ανδρών, να διαμορφώνεται σε χαμηλότερα επίπεδα, όταν συγκεκριμένη αιτία απαλείφεται (η μόνη εξαίρεση παρατηρείται στα νοσήματα του κυκλοφορικού συστήματος των ετών 1960 και 1970).

Εφαρμόζοντας τα ${}_nL_x^{(-i)}$ που εκτιμήσαμε (δεν εμφανίζονται εδώ) πάνω στα πραγματικά κατά ηλικία ποσοστά γονιμότητας των γυναικών, μπορούμε να υπολογίσουμε ποιος θα ήταν ο καθαρός δείκτης αναπαραγωγής (NRR) του ελληνικού πληθυσμού, εξουδετερώνοντας κάθε φορά την επίδραση αιτίας i . Τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον Πίνακα 4, και όπως είναι αναμενόμενο ισχύει πάντα: $NRR^{(-i)} < NRR$. Όμως αξίζει να σημειωθούν τα εξής δύο χαρακτηριστικά σημεία. Πρώτον, οι δείκτες $NRR^{(-i)}$ έχουν υπολογιστεί εφαρμόζοντας σταθερά, για κάθε χρονολογία, ποσοστά γονιμότητας, χωρίς δηλαδή να έχει ληφθεί υπόψη η πιθανή μείωση και αυτού του επιπέδου της αναπαραγωγικότητας λόγω των παθήσεων, και ιδίως των χρονίων. Δεύτερον, οι μεγαλύτερες διαφορές $\delta(-i)$ δεν ανταποκρίνονται στις μεγαλύτερες αποκλίσεις $\Delta(-i)$. Αυτό συμβαίνει διότι στα νεοπλάσματα και στις καρδιοπάθειες, η συμβολή τους στην όλη επίπτωση της θνησιμότητας οφείλεται κυρίως στις μεγάλες ηλικίες (50 και άνω) όπου πλέον η αναπαραγωγικότητα των γυναικών έχει τερματιστεί. Από την άλλη πλευρά, η επίδραση των λοιμωδών και αναπνευστικών νόσων και των συγγενών ανωμαλιών έχει σχεδόν ολοκληρωθεί σε μικρό χρονικό διάστημα από τη γέννηση, όπως φαίνεται από τους Πίνακες 2 και 3. Αποτέλεσμα αυτού είναι ότι τα ${}_nL_x^{(-i)}$ και ${}_nL_x^{(-i)}$ στις μικρές ηλικίες είναι μικρότερα όταν εξαλείφονται χρόνιες παθήσεις απ' ό,τι όταν εξαλεί-

ΣΧΗΜΑ 2

Κέρδος στην e_0 από την απαλειφή της επίδρασης επιλεγμένων αιτιών θανάτου: Ελλάδα 1960-80



φονται οι άλλες. Η επίδραση βέβαια των ατυχημάτων, ιδίως στην ομάδα των ηλικιών 20-35 ετών, είναι προφανής. Πρέπει να σημειωθεί όμως επιπλέον ότι, όπως φαίνεται από τον Πίνακα 4, η επίδραση όλων των αιτιών θανάτου πάνω στο NRR από το 1960 έως το 1980 μειώνεται σταδιακά, πράγμα το οποίο δείχνει τη σημασία της αυξανόμενης επιλογής του πληθυσμού για ελεγχόμενη γονιμότητα.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

Αδρός και καθαρός δείκτης αναπαραγωγής υπό την επίδραση όλων των αιτιών θανάτου (GRR, NRR) και όταν επιλεγμένες αιτίες απαλείφονται [NRR (-i)]: Ελλάδα 1960-1980

	1960	1970	1980	$\delta (-i)$		
				1960	1970	1980
GRR	1.058	1.140	1.029	—	—	—
NRR	0.977	1.083	1.000	—	—	—
NRR(-i)						
-ANO	0.986	1.089	1.001	9,2	5,5	1,0
-NEO	0.980	1.087	1.002	3,1	3,7	2,0
-KYK	0.979	1.085	1.001	2,0	1,8	1,0
-ANA	0.990	1.092	1.002	13,3	8,3	2,0
-ANM	0.980	1.090	1.006	3,1	6,5	6,0
-EAK	0.982	1.087	1.004	5,1	3,7	4,0

Σημ. $\delta(-i) = 1000 [NRR(-i)-NRR]/NRR$

7. ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗ

Στην εργασία αυτή εφαρμόστηκε η κλασική τεχνική των Πινάκων επιβίωσης κατά αιτία θανάτου με μία μικρή τροποποίηση σε ό,τι αφορά τη βρεφική θνησιμότητα.

Εξετάστηκαν συνολικά έξι «κατηγορίες» αιτιών θανάτων. Αυτή η επιλογή, αντί για τη μελέτη μεμονωμένων αιτιών, αποφασίστηκε για τρεις λόγους. Πρώτον, για να μπορέσουν τα αποτελέσματα της εργασίας αυτής να είναι συγκρίσιμα με τα αποτελέσματα άλλων πινάκων (π.χ. Preston κ.ά., 1972, Cheung κ.ά., 1984) ή ερευνών που έχουν αντιμετωπίσει το ίδιο θέμα από διαφορετική μεθοδολογική σκοπιά (π.χ. U.N., 1982b, Παπαευαγγέλου και Τσίμ-

πος, 1983). Δεύτερον, διότι με την ομαδοποίηση αυτή μειώνονται σημαντικά τα σφάλματα διάγνωσης και κωδικοποίησης των αιτιών θανάτου όπως έχει διαπιστωθεί εμπειρικά (Moriyama κ.ά., 1966). Τρίτον, η εφαρμογή της παραπάνω μεθόδου σε μεμονωμένη αιτία μπορεί να καταλήξει σε ασυνεπή αποτελέσματα ή η επίπτωση της εξαλειφόμενης αιτίας να μην μπορεί να μετρηθεί ποσοτικά (Keith και Smith, 1988). Πράγματι, όταν η παραπάνω μέθοδος εφαρμοστεί σε μεμονωμένη αιτία, ενδέχεται οι αναλογίες $\frac{n}{n} P_x^{(i)}$ να είναι πολύ μικρές σε όλο το φάσμα των ηλικιών, και αντίστοιχα οι $1 - \frac{n}{n} P_x^{(i)}$ πολύ μεγάλες. Σύμφωνα με τη σχέση (3), όσο μικρότερες είναι οι αναλογίες $\frac{n}{n} P_x^{(i)}$ τόσο η τιμή της πιθανότητας ${}_n P_x^{(-i)}$ τείνει προς την ${}_n P_x$.

Υπολογίσαμε δύο είδη πινάκων αλλά η συνολική επίπτωση που έχει καθεμία από τις εξεταζόμενες αιτίες πάνω στη θνησιμότητα του πληθυσμού μετρήθηκε συνοπτικά με τον υπολογισμό της προσδοκώμενης ζωής κατά τη γέννηση όταν εξαλείφεται εντελώς η επίδραση κάποιας αιτίας, και με τη διαφορά της από τη μέση ζωή που υπολογίζεται όταν επιδρούν όλες οι αιτίες μαζί. Σημειωτέον ότι η αναμενόμενη αύξηση στην e_0 δεν έχει υπολογιστεί για απαλοιφή συνδυασμού δύο ή περισσότερων αιτιών, όπως έχει γίνει σε ορισμένες άλλες μελέτες, διότι η συμβολή, σ' αυτή την περίπτωση, της καθεμιάς από τις απαλειφόμενες αιτίες δεν μπορεί να προσδιοριστεί, με επακόλουθο το τελικό αποτέλεσμα να παραμένει ασαφές (Wunsch και Termote, 1978). Εξάλλου κάτι τέτοιο δεν θα είχε ίσως έννοια από θεωρητικής και πρακτικής πλευράς. Όπως έχει υποστηριχθεί (Duchene και Wunsch, 1986), η εφαρμογή της μεθοδολογίας των Απλών - Συνδεδεμένων Πινάκων Επιβίωσης μπορεί να καταλήξει, σε ορισμένες περιπτώσεις, σε εξωπραγματικά αποτελέσματα λόγω του ότι υπάρχουν ορισμένα βιολογικά όρια για το μέγεθος της e_0 τα οποία προσδιορίζονται, μεταξύ των άλλων, και από την ενδογενή βρεφική θνησιμότητα.

Η αποτελεσματικότητα και αξιοπιστία της παραπάνω μεθόδου ως εργαλείου δημογραφικής ανάλυσης επικεντρώνεται σε δύο κύρια σημεία τα οποία αφορούν: α) τις υποθέσεις στις οποίες βασίζεται η όλη διαδικασία, και β) την ποιότητα των χρησιμοποιούμενων στατιστικών στοιχείων.

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, η εφαρμογή των από παρατήρηση αναλογιών κατά ηλικία και αιτία στον πληθυσμό του πίνακα επιβίωσης και η υπόθεση γύρω από τη σταθερότητα της δύναμης θνησιμότητας κατά τη διάρκεια ενός διαστήματος ηλικιών, ισχύει μόνο όταν ο εξεταζόμενος πληθυσμός είναι στάσιμος. Ο ελληνικός πληθυσμός βέβαια δεν μπορεί να θεωρηθεί στάσιμος, όμως για πρακτικούς λόγους το σφάλμα είναι αμελητέο. Αυτό φαίνεται και από τον Πίνακα 5 στον οποίο συγκρίνονται τα αποτελέσματα αυτής της έρευνας για το έτος 1960 με τα αντίστοιχα άλλης έρευνας που έχουν υπολογιστεί με τρόπο που λαμβάνει υπόψη του συνθήκες μη στασιμότητας.

ΠΙΝΑΚΑΣ 5

Κέρδος στην προσδοκώμενη ζωή κατά τη γέννηση, $\Delta (-i)$, από την
απαλοιφή επιλεγμένων αιτιών θανάτου: Ελλάδα 1960

Αιτία (-i)	Preston κ.ά. (1972) σ. 328-331		Παρούσα εργασία		Απόλυτες διαφορές	
	Άνδρες (1)	Γυναίκες (2)	Άνδρες (3)	Γυναίκες (4)	Άνδρες (1)-(3)	Γυναίκες (2)-(4)
- ANO	1.037	0.760	1.137	0.892	-0,10	-0,13
- NEO	2.379	1.773	2.264	1.899	0,12	-0,13
- KYK	3.388	3.438	2.695	3.098	0,69	0,34
- ANA	0.960	0.974	1.263	1.262	-0,30	-0,29
- EAK	1.160	0.475	1.219	0.564	-0,06	-0,09

Σημ. $\Delta (-i) = e_0^{(-i)} - e_0$.

Ας σημειώσουμε ότι οι διαφορές που παρουσιάζονται στις δύο τελευταίες στήλες του παραπάνω πίνακα μέχρι ένα βαθμό οφείλονται και στο γεγονός ότι στους πίνακες των Preston κ.ά. (1972) δεν έχει γίνει διόρθωση της παιδικής και κυρίως της βρεφικής θνησιμότητας, έχει υιοθετηθεί διαφορετική κατανομή των θανόντων, και, τέλος, οι υπολογισμοί έχουν βασιστεί σε στοιχεία ενός μόνο έτους και όχι τριετίας όπως στην εργασία αυτή. Έτσι σε ό,τι αφορά τις υποθέσεις της μεθόδου, η κριτική που μπορεί να γίνει επικεντρώνεται στην ανεξαρτησία μεταξύ των αιτιών i και $-i$. Η υπόθεση ότι όταν απαλείψουμε τελείως κάποια αιτία οι υπόλοιπες εξακολουθούν να έχουν την ίδια επίδραση, μπορεί να ισχύει για ορισμένες αιτίες (π.χ. εξωτερικές κακώσεις), όχι όμως για άλλες που συχνά υπάρχει αλληλεπίδραση (π.χ. καρδιακά και αναπνευστικά νοσήματα). Εάν αποδειχθεί ότι υπεισέρχονται τέτοιου είδους επηρεασμοί, τότε τα αποτελέσματα δεν είναι αμερόληπτα.

Αναφορικά με την ποιότητα των χρησιμοποιούμενων στατιστικών στοιχείων σημειώνεται ότι λόγω κυρίως του σχετικά υψηλού ποσοστού των θανάτων από άγνωστες ή ασαφείς αιτίες, οι εκτιμήσεις που έχουν προκύψει από την εφαρμογή της μεθόδου θα πρέπει να ερμηνεύονται με ιδιαίτερη προσοχή. Όπως δείχνουν τα στοιχεία της ΕΣΥΕ, τα ποσοστά της παραπάνω κατηγορίας θανάτων είναι μεγαλύτερα στις αγροτικές από τις αστικές περιοχές, καθώς επίσης και μεταξύ των γυναικών. Για ορισμένες όμως αιτίες, όπως τα λοιμώδη νοσήματα και οι εξωτερικές κακώσεις, δεν πρέπει να δημιουργείται πρόβλημα, δεδομένου ότι σύμφωνα με τις υπάρχουσες πληροφορίες η διάγνωση τους θεωρείται αξιόπιστη, η δε δήλωση επικεντρώνεται στις νεοπλασίες και ιδίως στις καρδιοπάθειες, εξαιτίας της φύσης των νοσημάτων αυτών αλλά και του γεγονότος ότι το μεγαλύτερο μέρος των θανάτων με αδήλωτη ή

ασαφή αιτιολογία αφορά άτομα μεγάλης ηλικίας, στα οποία τα χρόνια νοσήματα παρουσιάζονται με μεγάλη συχνότητα. Ακριβώς λόγω του σχετικά υψηλού αλλά μειούμενου διαχρονικά ποσοστού των θανάτων από άγνωστες και ασαφείς αιτίες, η επίπτωση θνησιμότητας από τα προαναφερθέντα νοσήματα ενδέχεται να υποεκτιμάται όταν εξετάζονται τα στοιχεία στατικά, και να υπερεκτιμάται όταν μελετάται η διαχρονική τους εξέλιξη. Ας σημειώσουμε όμως ότι δεν έχουν καθιερωθεί διεθνείς πρακτικές για τη διόρθωση τέτοιου είδους σφαλμάτων, και ίσως μόνο με τη διενέργεια επιτόπιας έρευνας θα μπορούσαν να προσδιοριστούν τεχνικοί συντελεστές κατάλληλοι για την αναδιανομή του αριθμού των θανάτων άγνωστης ή ασαφούς αιτιολογίας. Πάντως η βελτίωση της ποιότητας των ελληνικών στοιχείων θνησιμότητας συμβαδίζει με τη βελτίωση των υπηρεσιών υγείας, την αύξηση του ποσοστού των θανάτων που πιστοποιούνται από τον θεράποντα ή άλλο γιατρό, και τη συγκέντρωση του πληθυσμού στα αστικά κέντρα.

Γενικά, η ποιότητα των χρησιμοποιούμενων στοιχείων είναι προσδιοριστική για την αξιοπιστία των λαμβανόμενων αποτελεσμάτων, ανεξάρτητα από την εφαρμοζόμενη τεχνική ανάλυσης. Ωστόσο η μεθοδολογία των Πινάκων Επιβίωσης υπερτερεί έναντι των γνωστών προτυποποιημένων δεικτών σε ό,τι αφορά την υιοθέτηση προτύπων «κλιμάτων» αλλά και της τεχνικής πολυλογισμού των «Χαμένων Ετών Ζωής» που ενδείκνυται κυρίως για τη μέλητη της θνησιμότητας σε σχετικά μικρές ηλικίες και που, ως εκ τούτου, έχει μεγάλο τυπικό σφάλμα εκτίμησης (Haenszel, 1950, Inskip κ.ά., 1983). Στην πραγματικότητα, οι κατά αιτία πίνακες θνησιμότητας αντιμετωπίζουν το πρόβλημα με άλλη διάσταση απ' ό,τι οι καθιερωμένοι δημογραφικοί δείκτες. Οι τελευταίοι μετρούν τη συχνότητα των θανάτων μεμονωμένα για κάθε αιτία, ενώ οι πίνακες επιβίωσης αποτελούν ένα μοντέλο με το οποίο μελετάται το επίπεδο θνησιμότητας συναρτήσει πολλών αιτιών που συνεπιδρούν.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

1. *Στασιμότητα.* Όταν ένας πληθυσμός για ένα μεγάλο χρονικό διάστημα παραμένει κλειστός σε μεταναστευτικές εισροές και εκροές, και υπόκειται σε σταθερά κατά ηλικία πρότυπα γονιμότητας και θνησιμότητας τα οποία είναι έτσι διαμορφωμένα ώστε ο πραγματοποιούμενος ετήσιος αριθμός γεννήσεων να είναι ίσος με τον παρατηρούμενο ετήσιο αριθμό θανάτων, τότε ο πληθυσμός αυτός διέπεται από συνθήκες «στασιμότητας» σε ό,τι αφορά το μέγεθός του και την κατά ηλικία δομή του.

2. *Πολλαπλοί Πίνακες.* Έστω μ_x η δύναμη θνησιμότητας (δηλαδή η πι-

θανότητα θανάτου στο απειροστό του χρόνου) όταν επιδρούν όλες οι αιτίες μαζί, και $\mu_x^{(i)}$ η αντίστοιχη δύναμη θνησιμότητας για την αιτία (i). Τότε ο αριθμός των θανόντων του πίνακα επιβίωσης από την αιτία i στο διάστημα των ηλικιών από x έως x+n θα είναι:

$${}_n d_x^{(i)} = \int_0^n l_{x+t} \mu_{x+t}^{(i)} dt \quad (4)$$

όπου l_x είναι οι επιζώντες στην αρχή της ηλικίας x σύμφωνα με τον Εθνικό Πίνακα Επιβίωσης. Ολοκληρώνοντας για τις ηλικίες x και άνω παίρνουμε:

$$l_x^{(i)} = \sum_{t=0}^{\omega-x} d_{x+t}^{(i)} = \int_0^{\omega-x} l_{x+t} \mu_{x+t}^{(i)} dt \quad (5)$$

όπου $l_x^{(i)}$ είναι ο συνολικός αριθμός θανόντων ηλικίας x και άνω, και ω η οριακή ηλικία του πίνακα. Η στήλη των $l_x^{(i)}$ αποτελεί τη βασική βιομετρική συνάρτηση των πολλαπλών πινάκων επιβίωσης.

Στην πράξη τα ${}_n d_x^{(i)}$ και $l_x^{(i)}$ υπολογίζονται θεωρώντας ότι η αναλογία ${}_n r_x^{(i)}$ των πραγματικών θανάτων από αιτία i (${}_n D_x^{(i)}$) στο σύνολο των πραγματικών θανάτων (${}_n D_x$) στην ομάδα ηλικιών x έως x+n είναι η ίδια όπως και στον πληθυσμό του πίνακα επιβίωσης (Spiegelman, 1976). Με άλλα λόγια είναι:

$${}_n r_x^{(i)} = \frac{{}_n D_x^{(i)}}{{}_n D_x} = \frac{{}_n d_x^{(i)}}{{}_n d_x} \quad (6)$$

από την οποία παίρνουμε:

$${}_n d_x^{(i)} = {}_n r_x^{(i)} \cdot {}_n d_x \quad (7)$$

και

$$l_x^{(i)} = \sum_x^{\infty} {}_n d_x^{(i)} \quad (8)$$

ενώ η πιθανότητα θανάτου για τις ηλικίες x και άνω από αιτία (i) μπορεί να υπολογιστεί από τη σχέση:

$$\omega - x q_x^{(i)} = \frac{l_x^{(i)}}{l_x} \quad (9)$$

Η υπόθεση (6) είναι απολύτως ακριβής όταν ο πληθυσμός είναι στάσιμος. Όμως ακόμα και αν δεν είναι, το σφάλμα είναι πολύ, μικρότερο από 0,33%· έτσι η μέθοδος αυτή για πρακτικούς λόγους δίνει ικανοποιητικά αποτελέσματα, αν και προσεγγιστικές μέθοδοι έχουν χρησιμοποιηθεί για να βελ-

τιωθούν οι εκτιμήσεις (Cornfield, 1957, Preston κ.ά., 1972).

Εφόσον καθ' υπόθεση, τα ενδεχόμενα εμφάνισης των διαφόρων αιτιών θανάτου ($i = 1, 2, \dots, n$) είναι ασυμβίβαστα μεταξύ τους, η σχέση που συνδέει τις βιομετρικές συναρτήσεις είναι αθροιστική. Δηλαδή στο συνεχές είναι:

$$\mu_x = \sum_{i=1}^n \mu_x^{(i)} \quad (10)$$

και στο διακριτό:

$${}_n d_x = \sum_{i=1}^n d_x^{(i)} \quad (11)$$

$$l_x = \sum_{i=1}^n l_x^{(i)} \quad (12)$$

3. *Συνδεδεμένοι — Απλοί Πίνακες*. Εδώ επιδιώκουμε να εκτιμήσουμε ποιο θα ήταν το αποτέλεσμα πάνω στη θνησιμότητα του πληθυσμού εάν επιδρούσε μόνον η αιτία i . Σ' αυτή την περίπτωση βασική υπόθεση είναι ότι η απαλοιφή της επίδρασης των υπόλοιπων αιτιών δεν επηρεάζει την τιμή της $\mu_x^{(i)}$. Κάτω από αυτή τη συνθήκη ανεξαρτησίας ισχύει, κατ' αναλογία προς τους συνήθεις πίνακες, η σχέση:

$$\bar{l}_x^{(i)} = \bar{l}_0^{(i)} \cdot \exp \left[- \int_0^x \mu_t^{(i)} dt \right] \quad (13)$$

όπου με $\bar{l}_x^{(i)}$ συμβολίζεται ο αριθμός των επιζώντων στην αρχή της ηλικίας x εάν επιδρούσε μόνον η αιτία i ($\bar{l}_0^{(i)}$ είναι η ρίζα του πίνακα). Και εφόσον έχουμε ήδη υποθέσει ανεξαρτησία γεγονότων, η αθροιστική σχέση που συνδέει τις βιομετρικές συναρτήσεις των πολλαπλών πινάκων, εδώ μετατρέπεται σε πολλαπλασιαστική, δηλαδή:

$$l_x = \prod_{i=1}^n \bar{l}_x^{(i)} \quad (14)$$

Η πιθανότητα επιβίωσης $\bar{l}_{x+n}^{(i)} / \bar{l}_x^{(i)}$ μπορεί να θεωρηθεί σαν εκθετική συνάρτηση του $\mu_x^{(i)}$ (Neyman, 1950) και οι σχετικές εκτιμήσεις μπορεί να γίνουν είτε με τη μέθοδο της Μεγίστης Πιθανοφάνειας (Berkson και Elveback, 1960) είτε βάσει συναρτησιακών σχέσεων που μπορούν να προκύψουν εάν γίνει η υπόθεση ότι ο λόγος $\mu_{x+t}^{(i)} / \mu_{x+t}$ παραμένει σταθερός σε όλο το διάστημα των ηλικιών από x έως $x+n$ (Greville, 1948, Chiang, 1968).

Στην πραγματικότητα αυτό που συνήθως επιθυμούμε να εκτιμήσουμε,

και το οποίο έχει ίσως περισσότερο πρακτικό ενδιαφέρον, είναι το ποια θα ήταν η θνησιμότητα ενός πληθυσμού εάν απαλειφόταν τελείως η επίδραση της αιτίας i , δηλαδή δεδομένου του $l_x^{(-i)}$ ποιο θα ήταν το $l_x^{(-i)}$.

Εάν με ${}_n r_x^{(-i)}$ συμβολισθεί η αναλογία όλων των από παρατήρηση θαλάτων εκτός της αιτίας i , τότε, και με βάση τη σχέση (6) θα είναι:

$${}_n r_x^{(-i)} = 1 - {}_n r_x^{(i)} \quad (15)$$

Με την υπόθεση ότι ο λόγος $\mu_x^{(i)} / \mu_x$ παραμένει σταθερός στο διάστημα x έως $x+n$, η αντίστοιχη πιθανότητα επιβίωσης ${}_n p_x^{(-i)}$ χωρίς την επίδραση της αιτίας i προκύπτει από τη σχέση (Jordan, 1952):

$$\text{colog } {}_n p_x^{(-i)} = {}_n r_x^{(-i)} \cdot \text{colog } {}_n p_x \quad (16)$$

$$\text{ή} \quad {}_n p_x^{(-i)} = {}_n p_x^{n r_x^{(-i)}} \quad (17)$$

και οι υπόλοιπες βιομετρικές συναρτήσεις του πίνακα μπορούν να υπολογιστούν με βάση τις συνήθεις σχέσεις που τις συνδέουν, δηλαδή:

$$\begin{aligned} {}_n q_x^{(-i)} &= 1 - {}_n p_x^{(-i)} & l_{x+n}^{(-i)} &= l_x^{(-i)} \cdot {}_n p_x^{(-i)} \\ {}_n d_x^{(-i)} &= l_x^{(-i)} - l_{x+n}^{(-i)} & {}_n L_x^{(-i)} &= {}_n a_x^{(-i)} \cdot {}_n d_x^{(-i)} + n l_{x+n}^{(-i)} \\ T_x^{(-i)} &= \sum_x^{\infty} {}_n L_x^{(-i)} & e_x^{(-i)} &= T_x^{(-i)} / l_x^{(-i)} \end{aligned}$$

όπου με ${}_n a_x^{(-i)}$ συμβολίζεται ο αριθμός των ετών που κατά μέσο όρο έζησαν κατά το διάστημα x έως $x+n$ οι θανόντες ${}_n d_x^{(-i)}$. Η εκτίμηση των ${}_n a_x^{(-i)}$ μπορεί να γίνει είτε με βάση την υπόθεση της ισοκατανομής των θανόντων στο διάστημα x έως $x+n$, όπως δηλαδή και στους συνήθεις πίνακες επιβίωσης (Neill, 1983), είτε με διαδοχικές προσεγγίσεις (Preston κ.ά., 1972), ή ακόμη υιοθετώντας μια σειρά ${}_n a_x$ η οποία αναφέρεται σε ειδικά επιλεγμένους πίνακα (Spiegelman, 1976). Στην εργασία αυτή έχουμε θεωρήσει ότι τα ${}_n a_x^{(-i)}$ είναι ίδια με τα ${}_n a_x$ που υπολογίζονται από τους εθνικούς πίνακες που έχει καταρτίσει η ΕΣΥΕ, με εξαίρεση το πρώτο έτος ζωής, δηλαδή το $a_0^{(-i)}$. Στη βρεφική ηλικία, το a_0 εξαρτάται από το επίπεδο του q_0 (Coale - Demeny, 1983, U.N., 1982a) και κατά συνέπεια η απαλοιφή αιτιών, όπως για παράδειγμα συγγενών ανωμαλιών ή αναπνευστικών νόσων, μπορεί να επηρεάσει σημαντικά τη βρεφική θνησιμότητα και κατ' επέκταση την τιμή του

$a_0^{(-i)}$. Για το λόγο αυτό, στην ηλικία $x = 0$ ($n=1$) χρησιμοποιήθηκε η σχέση:

$$a_0 = 0,068024 + 1,847371q_0, \quad R^2 = 0,942$$

$$(t = 76,54)$$

η οποία εκτιμήθηκε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων με βάση τα αντίστοιχα στοιχεία των Preston κ.ά. (1972) που έχουν υπολογιστεί για 360 πληθυσμούς με διαδικασία διαδοχικών προσεγγίσεων.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Berkson J., Elveback L. (1960), «Competing exponential risks, with particular reference to smoking and lung cancer», *JASA* (55): 415-428.
- Cheung V., Kapoor R., NG.E., Lalu N., Krishnam P. (1984), *Life Tables by cause of death, Canada 1975-1977*, Population Research Laboratory, Discussion Paper No. 36, University of Alberta, Department of Sociology, Population Research Laboratory, Edmonton, Καναδάς.
- Chiang C. (1968), *Introduction to Stochastic Processes in Biostatistics*, J. Wiley and sons, Νέα Υόρκη.
- , *The Life Table and its Applications*, Robert E. Krieger Publishing.
- Coale A.J., Demeny P. (1983), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Academic Press, Νέα Υόρκη, Λονδίνο.
- Cornfield J. (1957), «The Estimation of the Probability of Developing a Disease in the Presence of Competing Risks», *Journal of the American Public Health Association* (47): 601-607.
- Duchene J., Wunsch G. (1986), «From the Demographer's cauldron: single-Decrement Life Tables and the Span of Life», Working Paper No. 132, Department de Demographie, Universite Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, Βέλγιο.
- ΕΣΥΕ (1980), *Ο πληθυσμός της Ελλάδος κατά το δεύτερο ήμισυ του 20ού αιώνας, Μέθοδοι και Μελέται*, Ζ: 14, σ. 136-143.
- , (1985), *Φυσική κίνησης του πληθυσμού της Ελλάδος έτους 1982*, σ. 43-47.
- Frost W.H. (1940), «The Age Selection of Mortality from tuberculosis in Successive Decades», *Milbank Memorial Fund Quarterly* 18 (1): 61-66.
- Golini A., Egidi V. (1984), «Effect of Mobility Changes on Mortality and Population Size and Structure» στο J. Vallin, J.H. Pollard και L. Heligman (επιμ.): *Methodologies for the Collection and Analysis of Mortality Data: Proceedings of a Seminar at Dakar, Σενεγάλη*, 7-10 Ιουλίου, 1981, Ordina Editions, Λέγη, Βέλγιο, IUSSP, σ. 405-448.
- Greville T.N.E. (1948), «Mortality Tables Analyzed by Cause of Death», *Recorded of the American Inst. of Actuaries* 37 (76): 283-294.
- Griffith J.D., Suchindran C.M., Helen P. (1985), *Cohort change in the marital life course: an analysis of marital life histories using multi-state life table techniques*, Carolina Population Center Paper No. 37, University of North Carolina, Carolina Population Center, Chapel Hill, Αμερική.
- Haenszel W. (1950), «A Standardized Rate for Mortality Defined in Units of Lost Years of Life», *Amer. Journal of Public Health*, 40: 17-26.
- Jacobson P.H. (1964), «Cohort Survival for Generation since 1840», *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 42 (3): 36-53.

- Jordan C.W. (1952), *Life Contingencies*, Chicago, The Society of Actuaries, κεφ. 15, σ. 251-269.
- Inskip H., Beral V., Fraser P. (1983), «Methods for age-adjustment of Rates», *Statistics in Medicine*, 2: 455-466.
- Keith V.M., Smith D.P. (1988), «The Current Differentials in Black and White Life Expectancy», *Demography*, 25 (4): 625-632.
- Kimball A.W. (1958), «Disease Incidence Estimation in Populations Subjects to Multiple Causes of Death», *Bulletin of the International Statistical Institute*, (36): 193-204.
- Kitagawa E.M. (1964), «Standardized Comparisons in Population Research», *Demography*, 1 (1): 296-315.
- , (1966), «Theoretical Considerations in the Selection of a Mortality Index and Some Empirical Comparisons», *Human Biology*, 38 (3): 293-308.
- Kpedekpo G.M.K. (1969), «Working Life Tables for Males in Ghana, 1960», *JASA* 64 (325): 102-110.
- Krall J.M., Hickman J.C. (1971), «Adjusting Multiple-Decrement Tables», *Transactions of the Society of Actuaries* (22): 163-179.
- Kumar J. (1967), «Method of Construction of Attrition Life Tables for the Single Population Based on two Successive Censuses», *JASA* 62 (320): 1433-1451.
- Moriyama I.M., Dawber T.R., Kannel W.B. (1966), «Evaluation of Diagnostic Information Supporting Medical Certification of Deaths from Cardiovascular Disease» στο W. Haenszel (επιμ.), *Epidemiological Approaches to the Study of Cancer and other Chronic Diseases*, National Cancer Institute Monograph αρ. 19, Αμερική.
- Neill A. (1983), *Life Cotingencies*, Heinemann, Λονδίνο, κεφ. 9.
- Neyman J. (1950), *First Course in Probability and Statistics*, Holt, Νέα Υόρκη.
- Nour El-S., Suchindran C.M. (1984), «Multi-State Mortality by Cause of Death: a Life Table Analysis», *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, 147 (4): 581-597, Λονδίνο.
- Παπαεναγγέλου Γ., Τσίμπος Κλ. (1983), *Κοινωνικές και υγειονομικές επιπτώσεις από τις εξελίξεις του ελληνικού πληθυσμού: 1960-2001*, Αθήνα.
- Pressat R. (1972), *Demographic Analysis, Methods, Results, Applications*, Alidne Publishing Company, Νέα Υόρκη, σ. 157-171.
- Preston S.H. (1976), *Mortality Patterns in National Populations with Special Reference to Recorded Causes of Death*, Academic Press, Νέα Υόρκη, σ. 2-6.
- Preston S.H., Keyfitz N., Schoen R. (1972), *Causes of Death, Life Tables for National Populations*, Seminar Press, Νέα Υόρκη.
- Rajulton F. (1985), «Heterogeneous Marital Behavior in Belgium, 1970 and 1977: an Application of the semi-Markov Model to Period Data», *Mathematical Biosciences*, 73 (2): 197-225.
- Rajulton F., Wijewickrema S. (1985), «An Enquiry into the two Basic Assumptions of Multistate Increment-Decrement Life Tables», IPD Working Paper αρ. 1985-8, Vrije Universiteit Brussel, Interuniversity Programme in Demography, Βρυξέλλες, Βέλγιο.
- Rees P.H., Wilson A.G. (1977), *Spatial Population Analysis*, Edward Arnols, Λονδίνο.
- Rogers A. (1975), *Introduction to Multiregional Mathematical Demography*, J. Wiley and Sons, Νέα Υόρκη.
- Rogers A., Castro L.J. (1976), *Model Multiregional Life Tables and Stable Populations*, RR-76-09, IIASA.
- Saveland W., Glick P.C. (1969) «First Marriage Decrement Tables by Color and Sex for the United States in 1958-69», *Demography* 6 (3): 243-260.
- Saw S.H. (1965), «Malaya: Tables for Male Working Life, 1957», *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, 128 (3): 421-438.
- Schoen R. (1975), «Constructing Increment Life Tables», *Demography*, 12: 313-324.
- Shryock H.S., Siegel J.S. και συνεργάτες (1975), *The Methods and Materials of Demography*,

- U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, U.S. Government Printing Office, Ουάσιγκτον, τ. 2, σ. 429-461.
- Silcock H. (1959), «The Comparison of Occupational Mortality Rates», *Population Studies*, 13 (2): 183-192.
- Spiegelman M. (1976), *Introduction to Demography*, Cambridge, Μασαχουσέτη, Harvard University Press, σ. 137-139.
- Spiegelman M., Marks H.H. (1966), «Empirical Testing of Standards for the Age-Adjustment of Death Rates by the Direct Method», *Human Biology*, 38 (3): 280-292.
- UN (1968), *Methods of Analyzing Census Data on Economic Activities of the Population*, ST/SOA/SER.A/43. Sales ap.: e. 69. XIII. 2, σ. 19-34.
- , (1982a), *Model Life Tables for Developing Countries*, ST/ESA/SER. A/77. Sales ap.: E. 81.7, Νέα Υόρκη.
- , (1982b), *Levels and Trends of Mortality since 1950*, ST/SER.A/74. Sales ap.: E. 81. XIII. 3, Νέα Υόρκη.
- Waters H.R., Wilkie A.D. (1987), «A Short Note on the Construction of Life Tables and Multiple Decrement Tables», *Journal of the Institute of Actuaries*, 114 (3): 569-580.
- Willekens F. (1987), «The Marital Status Life Table», στο J. Bongaarts, T.K. Burch και K.W. Wachter (επιμ.), *Family Demography: Methods and their Application, International Studies in Demography*, Oxford University Press, 125-149.
- Willekens, F., Drewe P. (1984), «A Multiregional Model for Regional Demographic Projection», στο H. ter Heide και F.J. Willekens (επιμ.), *Demographic Research and Spatial Policy, The Dutch Experience*, Academic Press, σ. 309-332.
- Wunsch G.J., Termote M.G. (1978), *Introduction to Demographic Analysis, Principles and Methods*, Plenum Press, Νέα Υόρκη και Λονδίνο, σ. 100-102.
- Zeng Y. (1985), *Marriage and Marriage Dissolution in China: a Marital Status Life Table Analysis*, Working Papers of the NIDI, ap. 57, Netherlands Interuniversity Demographic Institute, Voorburg, Netherlands.