ΤΕΧΝΙΚΕΣ ΚΑΙ ΠΡΟΒΛΗΜΑΤΑ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ ΤΩΝ ΚΟΙΝΩΝΙΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ: ΑΝΙΣΟΤΗΤΑ, ΦΤΩΧΕΙΑ ΚΑΙ ΚΟΙΝΩΝΙΚΗ ΕΥΗΜΕΡΙΑ

Μητράκος Μ. Θεόδωρος

1 Εισαγωγή

Η έννοια των επιμέρους κοινωνικών δεικτών (ανισότητα, φτώχεια κ.ά.) είναι πολυδιάστατη. Για το λόγο αυτό έχει λάβει διαχρονικά πολλές διαφορετικές ερμηνείες οι οποίες κατά κανόνα ενσωματώνουν τις ιστορικές, πολιτικές, κοινωνικές και ηθικές αξίες που επικρατούν τη στιγμή που οι ερμηνείες αυτές διατυπώνονται. Έτσι, κάθε προσπάθεια εκτίμησης των κοινωνικών δεικτών εμπεριέχει πολλές ενδογενείς αδυναμίες και αποτελεί αντικείμενο αμφισβητήσεων. Το ίδιο ακριβώς ισχύει, πιθανότατα σε μεγαλύτερο βαθμό, και για την έννοια της ατομικής και κοινωνικής ευημερίας. Μία τεχνική ερμηνεία, χρήσιμη για την εμπειρική διερεύνηση της των θεμάτων αυτών, είναι η θεώρηση της ανισότητας ως κάθε απομάκρυνση από την ιδεατή κατάσταση της "ισότητας", όπου το κάθε μέλος ενός πληθυσμού λαμβάνει ίσα μερίδια από αυτό που πρόκειται να κατανεμηθεί (εισόδημα, πλούτος, κ.λπ.).[1] Με την έννοια αυτή, έχουν αναπτυχθεί στη σχετική βιβλιογραφία διάφορες τεχνικές εκτίμησης του επιπέδου ανισότητας και ευημερίας μιας κοινωνικής ομάδας. Η καταγραφή και εφαρμογή των τεχνικών αυτών είναι το αντικείμενο της παρούσας μελέτης.

Ειδικότερα, στο υπόλοιπο μέρος της μελέτης παρουσιάζονται και αξιολογούνται οι δύο ευρέως χρησιμοποιούμενες προσεγγίσεις εκτίμησης του επιπέδου ανισότητας μιας κατανομής - καμπύλες Lorenz και δείκτες ανισότητας - καθώς και οι επιθυμητές ιδιότητες (αξιώματα) που, όπως γενικά γίνεται αποδεκτό, πρέπει να ικανοποιούν οι διάφοροι στατιστικοί δείκτες μέτρησης της ανισότητας. Η παρουσίαση των δεικτών ανισότητας που έχουν κατά καιρούς προταθεί στη βιβλιογραφία γίνεται στη συνέχεια και ακολουθεί μία κριτική προσέγγιση για την επιλογή του πλέον κατάλληλου δείκτη μέτρησης της ανισότητας. Με παρόμοιο τρόπο, στο υπόλοιπο μέρος της μελέτης παρουσιάζονται οι τεχνικές εκτίμησης του κινδύνου φτώχειας και του επιπέδου ευημερίας ενός πληθυσμού και εκτιμώνται οι αντίστοιχες γενικευμένες καμπύλες Lorenz και οι στατιστικοί δείκτες μέτρησης της ευημερίας και της φτώχειας.

2. Μεθοδολογικά προβλήματα

Κάθε προσπάθεια εμπειρικής διερεύνησης των φαινομένων της ανισότητας και της φτώχειας έχει να αντιμετωπίσει σοβαρά μεθοδολογικά προβλήματα. Ορισμένα από τα προβλήματα αυτά περιγράφονται στη συνέχεια, όπου γίνεται και προσπάθεια να παρουσιαστούν προσεγγίσεις επίλυσής τους με βάση τη διεθνή βιβλιογραφία.

Ένα από τα πρώτα μεθοδολογικά ερωτήματα που έχει να απαντήσει κάθε προσπάθεια εμπειρικής διερεύνησης του φαινομένου της ανισότητας και της φτώχειας (επίπεδο, εξέλιξη, χαρακτηριστικά, κ.λπ.) είναι "ανισότητα στην κατανομή ποιας μεταβλητής;". Όπως επισημαίνει ο Sen (1992), ανάλογα με το ακριβές ερώτημα που τίθεται κάθε φορά, διαφορετικές μεταβλητές μπορούν να δώσουν τις άριστες

[1] Για διευκόλυνση, στο θεωρητικό μέρος της παρούσας μελέτης θα αναφερόμαστε στην κατανομή του εισοδήματος ή απλά εισοδήματος. Για μία παρόμοια ανάλυση βλ. Μητράκος (2003).

απαντήσεις. Στη διεθνή βιβλιογραφία οι περισσότερες μελέτες αναφέρονται γενικά στην "κατανομή της ευημερίας μεταξύ των μελών του κοινωνικού συνόλου". Ωστόσο, λόγω του ότι η "ευημερία" δεν είναι άμεσα παρατηρήσιμη, το πρόβλημα ανάγεται στην επιλογή της μεταβλητής που θα προσεγγίζει περισσότερο αξιόπιστα το επίπεδο ευημερίας των μελών ενός πληθυσμού.

Γενικά, θα μπορούσε να συμφωνήσει κανείς, ότι το επίπεδο ευημερίας ενός ατόμου προσδιορίζεται βραχυχρόνια από την κατανάλωση και τον ελεύθερο χρόνο του, και μακροχρόνια από το επίπεδο του "μονίμου" ή "κύκλου ζωής" εισοδήματός του [Modigliani και Brumberg (1954), Friedman (1957)]. Έχοντας υπόψη τις δυσκολίες αποτίμησης του ελεύθερου χρόνου σε χρηματικούς όρους και την έλλειψη στατιστικών δεδομένων που να επιτρέπουν την ασφαλή μέτρηση του "μονίμου" εισοδήματος, οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες χρησιμοποιούν την τρέχουσα καταναλωτική δαπάνη ή το τρέχον εισόδημα ως δείκτες ευημερίας.[2] Η κάθε μία από τις δύο αυτές μεταβλητές έχει τα δικά της πλεονεκτήματα. Το τρέχον εισόδημα εκφράζει άμεσα την αγοραστική δύναμη των ατόμων και συνεπώς την ικανότητά τους να επιτύχουν ένα συγκεκριμένο επίπεδο ευημερίας, ενώ αντίθετα, η τρέχουσα καταναλωτική δαπάνη προσεγγίζει καλύτερα το "μόνιμο" ή μακροχρόνιο εισόδημά τους. Πολλά επιχειρήματα υποστηρίζουν ότι η κατανάλωση είναι μάλλον καλύτερος δείκτης ευημερίας σε σχέση με το εισόδημα. Το πιο ισχυρό από τα επιχειρήματα αυτά είναι η ύπαρξη μηχανισμού εξομάλυνσης της κατανάλωσης διαχρονικά. Οι προσωρινές διακυμάνσεις του εισοδήματος μπορούν να περιοριστούν σε όρους κατανάλωσης. Πράγματι, τα άτομα τείνουν να αποταμιεύουν και να εκταμιεύουν τα εισοδήματα τους στις διάφορες περιόδους του κύκλου ζωής τους, με σκοπό να εξομαλύνουν την κατανάλωσή τους και να μεγιστοποιήσουν την ευημερία τους. Για το λόγο αυτό, η τρέχουσα κατανάλωση παρουσιάζει μικρότερη διακύμανση από το τρέχον εισόδημα και θεωρείται, συνήθως, ως καλύτερη προσέγγιση του "μονίμου" εισοδήματος. Η υπόθεση του "μονίμου" εισοδήματος του Friedman αλλά και άλλες θεωρητικές συμβολές θεμελιώνουν τον ισχυρισμό αυτό, ο οποίος βέβαια στηρίζεται στην παραδοχή της ύπαρξης κατάλληλου χρηματοπιστωτικού μηχανισμού που να επιτρέπει στα μέλη του πληθυσμού να δανείζονται έναντι μελλοντικών τους εισοδημάτων ή/και να αποταμιεύουν τμήμα του τρέχοντος εισοδήματός τους με σκοπό να προστατευτούν από πιθανές διακυμάνσεις του. Ωστόσο στην πράξη, αυτός ο μηχανισμός εξομάλυνσης της κατανάλωσης λειτουργεί με ατέλειες τουλάχιστον για τους πιο φτωχούς, για τους οποίους οι περιορισμοί ρευστότητας φαίνεται να είναι συνηθισμένο φαινόμενο.[3] Σ' αυτή την περίπτωση η τρέχουσα κατανάλωση των αντιστοίχων στρωμάτων του πληθυσμού προσδιορίζεται από το τρέχον και όχι το "μόνιμο" εισόδημά τους. Όμως, και τότε η τρέχουσα κατανάλωση αποτελεί εξίσου καλή (ή κακή) προσέγγιση του "μονίμου" εισοδήματος των μελών του πληθυσμού όσο και το τρέχον εισόδημα [Sen (1976, 1992), Deaton (1980), Zeldes (1989), Atkinson (1991), Chaudhuri και Ravallion (1994), McGregor

---

[2] Στις περισσότερες χώρες τα διαθέσιμα στοιχεία αναφέρονται στις καταναλωτικές δαπάνες και όχι στην κατανάλωση. Αν και οι δύο αυτές έννοιες είναι στενά συνδεδεμένες μεταξύ τους, ωστόσο δεν ταυτίζονται. Πάντως, στη συνέχεια οι δύο αυτοί όροι χρησιμοποιούνται εναλλακτικά.

[3] Όπως προκύπτει από την ανάλυση του Zeldes (1989), η αδυναμία δανεισμού έναντι μελλοντικών εισοδημάτων εργασίας επηρεάζει την κατανάλωση ενός μεγάλου ποσοστού νοικοκυριών στις ΗΠΑ, γεγονός που καθιστά λιγότερο ισχυρό το επιχείρημα του μηχανισμού εξομάλυνσης. Η αδυναμία εξομάλυνσης της κατανάλωσης φαίνεται να είναι ιδιαίτερα έντονη στις λιγότερο ανεπτυγμένες οικονομίες όπου η αγορά καταναλωτικής πίστης είναι σχεδόν ανύπαρκτη [Patnaik (1997)]. Οι Chaudhuri και Ravallion (1994) τονίζουν ότι σε συνθήκες αβεβαιότητας, χρηματοπιστωτικών περιορισμών, και σφαλμάτων μέτρησης, η σχετική εξομάλυνση της κατανάλωσης αναφορικά με το εισόδημα είναι αμφίβολη. Έτσι, η κατανάλωση δεν είναι πάντα καλύτερος δείκτης ευημερίας από το εισόδημα.

και Borooah (1992), Hagenaars κ.ά. (1994), Blundell και Preston (1998), Pendakur (1998)]. Πάντως, ακόμα και κάτω από την υπόθεση του "μονίμου" εισοδήματος, η κατανάλωση είναι πιθανό να παρουσιάζει σημαντικές διακυμάνσεις διαχρονικά, αντανακλώντας έτσι τις απρόβλεπτες μεταβολές στις αξίες των περιουσιακών στοιχείων ή και μεταβολές στα αναμενόμενα μελλοντικά εισοδήματα. Τα αποτελέσματα αυτά εξαρτώνται άμεσα από στοιχεία ιδιοσυγκρασίας των ατόμων, σε μεγαλύτερο πιθανόν βαθμό από ότι τέτοια στοιχεία επηρεάζουν τη διαμόρφωση του τρέχοντος εισοδήματος.

Έτσι, στη διεθνή βιβλιογραφία, η τρέχουσα καταναλωτική δαπάνη και το εισόδημα χρησιμοποιούνται συνήθως ως μεταβλητές μέτρησης της ανισότητας και ευημερίας.[4] Όπως προκύπτει από πολλές εμπειρικές μελέτες, η επιλογή της μιας και ο αποκλεισμός της άλλης μεταβλητής, μπορεί να οδηγήσει σε διαφορετικά αποτελέσματα αναφορικά με το επίπεδο, τα χαρακτηριστικά και τη διαχρονική μεταβολή της ανισότητας. Για παράδειγμα, η εξέταση του καταναλωτικού προτύπου των νοικοκυριών που εμφανίζονται με μηδενικό ή αρνητικό εισόδημα, οδηγεί συχνά στη διαπίστωση ότι τα νοικοκυριά αυτά δεν εμφανίζουν και τη μικρότερη καταναλωτική δαπάνη. Έτσι η επιλογή του κατάλληλου δείκτη ευημερίας είναι σημαντική. Η επιλογή αυτή εξαρτάται εκτός από τα προηγούμενα πλεονεκτήματα και τα μειονεκτήματα των χρησιμοποιούμενων μεταβλητών, από τους σκοπούς της ανάλυσης, τη διαίσθηση του ερευνητή, την ποιότητα των στοιχείων, κ.λπ. Πέρα από την επιλογή αυτή το πρόβλημα του ορισμού και των σφαλμάτων μέτρησης του εισοδήματος και της κατανάλωσης είναι επίσης σημαντικό ζήτημα.

Στη σχετική βιβλιογραφία παρατηρείται μία συμφωνία ότι κατά τη διεξαγωγή συγκρίσεων των επιπέδων ευημερίας των μελών ενός πληθυσμού πρέπει να χρησιμοποιούνται όσο το δυνατόν "ευρύτεροι" ορισμοί εισοδήματος ή κατανάλωσης. Δηλαδή, οι ορισμοί αυτοί πρέπει να συμπεριλαμβάνουν τόσο τα πραγματικά όσο και τα τεκμαρτά εισοδήματα/καταναλωτικές δαπάνες των μελών του πληθυσμού, όπως για παράδειγμα, την κατανάλωση ιδίας παραγωγής, τα τεκμαρτά ενοίκια για ιδιοκατοικούντα νοικοκυριά, τις παροχές σε είδος, την αξία των παρεχομένων από το κράτος αγαθών και υπηρεσιών, κ.λπ. Ο αποκλεισμός των μη χρηματικών στοιχείων του εισοδήματος ή της καταναλωτικής δαπάνης είναι πολύ πιθανό να οδηγήσει σε μεροληπτική εκτίμηση (συνήθως υπερεκτίμηση) του επιπέδου ανισότητας και ευημερίας κυρίως στις λιγότερο ανεπτυγμένες οικονομίες όπου τέτοια στοιχεία είναι ιδιαίτερα σημαντικά. Για παράδειγμα, τα τεκμαρτά εισοδήματα συνεισφέρουν το 27% του συνολικού εισοδήματος των νοικοκυριών του κατώτερου δεκατημορίου και κατά συνέπεια η μέτρηση της ανισότητας με βάση μόνο το χρηματικό εισόδημα αντί του συνολικού θα οδηγήσει σε διαφορετικά αποτελέσματα. Το πρόβλημα βέβαια της αποτίμησης των μη αγοραίων στοιχείων του εισοδήματος και της καταναλωτικής δαπάνης όπως είναι τα τεκμαρτά ενοίκια, η αυτοκατανάλωση, ο ελεύθερος χρόνος, οι απολαβές από τα δημόσια αγαθά, κ.λπ. παραμένει δύσκολο και σημαντικό. Από την πλευρά της κατανάλωσης σημαντικά προβλήματα είναι για παράδειγμα, η εκτίμηση της κατανάλωσης για διαρκή αγαθά, η εκτίμηση της αυτοκατανάλωσης, ο χειρισμός των ασφαλιστικών εισφορών, κ.λπ. Τέλος, είναι γενικά αποδεκτό, ότι η καταγραφή ορισμένων εισοδημάτων και δαπανών

---

[4] Από τις 682 εκτιμήσεις του συντελεστή Gini που έχουν καταγράψει οι Deininger και Squire (1996) για 106 συνολικά οικονομίες, οι 546 χρησιμοποιούν πληροφορίες εισοδήματος και οι 136 πληροφορίες καταναλωτικών δαπανών. Αυτό οφείλεται κυρίως στη σχετικά μεγαλύτερη διαθεσιμότητα των στοιχείων εισοδήματος έναντι των στοιχείων καταναλωτικών δαπανών. Μερικές ακόμα μεταβλητές μέτρησης της ανισότητας και ευημερίας που έχουν χρησιμοποιηθεί κατά καιρούς στη βιβλιογραφία είναι το μερίδιο (ποσοστό) των δαπανών για τρόφιμα στη συνολική δαπάνη, η κατά κεφαλή κατανάλωση τροφίμων, η καταναλωτική δαπάνη για μη διαρκή αγαθά, η ιδιοκτησία γης στις αγροτικές περιοχές των αναπτυσσόμενων χωρών, κ.λπ.

ενέχει συχνά συστηματικά σφάλματα μέτρησης. Κάτι τέτοιο θα πρέπει φυσικά να λαμβάνεται υπόψη στην όλη ανάλυση.[5]

2.1 Η ασυμφωνία των δεικτών εισοδήματος και κατανάλωσης

Θα ήταν ενδιαφέρον στο σημείο αυτό να εξετάσουμε την έκταση στην οποία οι δύο προηγούμενοι δείκτες, εισόδημα και καταναλωτική δαπάνη, συσχετίζονται μεταξύ τους. Η συμφωνία / ασυμφωνία των δύο αυτών δεικτών, μπορεί εύκολα να ελεγχθεί εμπειρικά με βάση το βαθμό αναταξινόμησης των νοικοκυριών στα διάφορα κλιμάκια (δεκατημόρια), που επιφέρουν οι δείκτες αυτοί. Όπως προκύπτει από τον Πίνακα 1, με βάση τα δεδομένα της ΕΟΠ 2008, ο βαθμός συσχέτισης των ταξινομήσεων των νοικοκυριών με βάση το (ισοδύναμο) εισόδημα και την (ισοδύναμη) καταναλωτική δαπάνη είναι σχετικά χαμηλός (συντελεστής Spearman 0.710).[6] Συγκεκριμένα, μόνο το 56.3% των νοικοκυριών (3772 από τα 6702 νοικοκυριά) με βάση την κατανομή της καταναλωτικής δαπάνης, ανήκει στο ίδιο ή σε γειτονικό δεκατημόριο και με βάση την κατανομή του εισοδήματος, ενώ το υπόλοιπο 43.7% των νοικοκυριών, μετακινείται κατά δύο και πλέον δεκατημόρια. Στο ίδιο ακριβώς δεκατημόριο παραμένει μόνο το 24.3% του συνόλου των νοικοκυριών.[7] Είναι επίσης χαρακτηριστικό ότι στον Πίνακα 1 υπάρχουν δύο μόνο κενά κυψελίδες και αυτό σημαίνει ότι οι μετακινήσεις των νοικοκυριών καλύπτουν όλο σχεδόν το εύρος των δεκατημορίων. Για παράδειγμα, υπάρχουν έξι νοικοκυριά που ανήκουν στο ένατο δεκατημόριο εισοδήματος και ταυτόχρονα ταξινομούνται στο χαμηλότερο δεκατημόριο με βάση την καταναλωτική τους δαπάνη.

Αυτού του είδους τα αποτελέσματα, δημιουργούν σοβαρά ερωτηματικά ως προς την καταλληλότητα τουλάχιστον του ενός από τους δύο προηγούμενους ευρέως χρησιμοποιούμενους δείκτες ευημερίας.[8] Στην περίπτωση αυτή, είναι ίσως επιθυμητή η αναζήτηση ενός εναλλακτικού δείκτη. Μια ενδιαφέρουσα εναλλακτική προσέγγιση στην κατεύθυνση αυτή, ίσως είναι η άμεση χρησιμοποίηση του "μονίμου" εισοδήματος των νοικοκυριών, όπως αυτό προκύπτει από την υπόθεση του "μονίμου" εισοδήματος του Friedman (1957), με βάση τα δεδομένα του εισοδήματος και της καταναλωτικής δαπάνης των ΕΟΠ [Mitrakos και Tsakloglou (2011)].

---

5 Όπως προκύπτει από την ανάλυση των Van Praag, Hagenaars και Van Eck (1983), η ανισότητα στα παρατηρούμενα εισοδήματα υπερεκτιμά την πραγματική ανισότητα λόγω των σφαλμάτων μέτρησης. Οι συγγραφείς αναπτύσσουν μεθοδολογία διόρθωσης των σφαλμάτων αυτών.

6 Το συμπέρασμα αυτό φαίνεται να ισχύει και για τα δεδομένα άλλων χωρών. Για παράδειγμα, με βάση τα συμπεράσματα της Mercader (1998) για τα δεδομένα της ΕΟΠ 1980/81 της Ισπανίας, τα μισά περίπου από τα φτωχά νοικοκυριά με βάση την κατανομή του εισοδήματος εμφανίζονται ως μη φτωχά με βάση την καταναλωτική τους δαπάνη. Επιπλέον, μόνο το 22.4% του συνόλου των νοικοκυριών της Ισπανίας εξακολουθεί να παραμένει στο ίδιο δεκατημόριο και με τους δύο δείκτες, εισόδημα και κατανάλωση. Οι McGregor και Borooah (1992) με βάση τα στοιχεία της ΕΟΠ 1985 για τη Μ. Βρετανία, διαπιστώνουν ότι ο αριθμός των συνταξιούχων που βρίσκονται σε συνθήκες φτώχειας με βάση τα στοιχεία της καταναλωτικής δαπάνης είναι τριπλάσιος και πλέον από αυτόν που προκύπτει με βάση τα στοιχεία του εισοδήματος.

7 Σε παρόμοια αποτελέσματα καταλήγει η ίδια ανάλυση και για τις παλαιότερες ΕΟΠ. Για την ΕΟΠ 1987/88 βλ. Mitrakos και Tsakloglou (1997).

8 Ακόμα και στην περίπτωση που οι μεταβλητές του εισοδήματος και κατανάλωσης έδιναν την ίδια ακριβώς ιεράρχηση στα επιμέρους νοικοκυριά (συντελεστής συσχέτισης Spearman ίσος με τη μονάδα), η επιλογή της πλέον κατάλληλης από τις μεταβλητές αυτές παραμένει ως πρόβλημα. Και αυτό γιατί είναι πολύ πιθανό από πλευράς κοινωνικής ευημερίας να μην ενδιαφέρει μόνο η σειρά ταξινόμησης των διαφόρων νοικοκυριών αλλά και οι σχετικές αποστάσεις μεταξύ τους.

Πίνακας 1 Αναταξινόμηση των νοικοκυριών με βάση τους δείκτες του εισοδήματος και της καταναλωτικής δαπάνης

			Εισόδημα (% στο σύνολο) Δεκατημόρια									
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Κατανάλωτική δαπάνη	Δεκατημόρια	1	338 (5.0)	159 (2.4)	77 (1.2)	27 (0.4)	31 (0.5)	21 (0.3)	10 (0.1)	2 (0.0)	6 (0.1)	
		2	148 (2.2)	158 (2.4)	129 (1.9)	84 (1.3)	66 (1.0)	40 (0.6)	26 (0.4)	13 (0.2)	4 (0.1)	1 (0.0)
		3	75 (1.1)	121 (1.8)	123 (1.8)	104 (1.6)	97 (1.4)	60 (0.9)	43 (0.6)	38 (0.6)	7 (0.1)	4 (0.1)
		4	45 (0.7)	90 (1.3)	111 (1.7)	104 (1.6)	92 (1.4)	91 (1.4)	61 (0.9)	38 (0.6)	22 (0.3)	15 (0.2)
		5	28 (0.4)	45 (0.7)	88 (1.3)	115 (1.7)	94 (1.4)	92 (1.4)	77 (1.1)	64 (1.0)	44 (0.7)	22 (0.3)
		6	21 (0.3)	42 (0.6)	58 (0.9)	102 (1.5)	93 (1.4)	97 (1.5)	97 (1.5)	70 (1.0)	71 (1.1)	19 (0.3)
		7	7 (0.1)	28 (0.4)	34 (0.5)	62 (0.9)	75 (1.1)	102 (1.5)	113 (1.7)	117 (1.7)	95 (1.4)	38 (0.6)
		8	5 (0.1)	19 (0.3)	26 (0.4)	41 (0.6)	53 (0.8)	90 (1.3)	110 (1.6)	120 (1.8)	133 (2.0)	71 (1.1)
		9	1 (0.0)	8 (0.1)	19 (0.3)	23 (0.3)	45 (0.7)	58 (0.9)	80 (1.2)	115 (1.7)	151 (2.3)	171 (2.5)
		10	1 (0.0)		5 (0.1)	9 (0.1)	24 (0.4)	19 (0.3)	54 (0.8)	94 (1.4)	137 (2.0)	328 (4.9)

2.2 Μονάδα ανάλυσης και κλίμακες ισοδυναμίας

Η επιλογή της κατάλληλης μονάδας ανάλυσης ή αναφοράς αποτελεί ένα ακόμα πρόβλημα στην εκτίμηση των κοινωνικών δεικτών. Δηλαδή, η ανάλυση της ανισότητας και φτώχειας θα πρέπει να γίνεται σε επίπεδο ατόμου, νοικοκυριού ή οικογένειας; Το πρόβλημα της επιλογής μεταξύ ατόμων και νοικοκυριών γίνεται πιο σημαντικό όταν παρατηρείται συστηματική διαφορά ως προς το μέγεθος των πλουσίων και των φτωχών νοικοκυριών. Εάν, για παράδειγμα, το μέγεθος των σχετικά πιο φτωχών νοικοκυριών είναι μεγαλύτερο από το μέγεθος των πλουσίων, η ανάλυση σε επίπεδο νοικοκυριού θα οδηγήσει σε υποεκτίμηση της ανισότητας σε σχέση με την ανάλυση σε επίπεδο ατόμου. Λόγω του ότι το εισόδημα των μελών του νοικοκυριού αναδιανέμεται μεταξύ των μελών του, και η κατανάλωση πολλών αγαθών και υπηρεσιών είναι κατεξοχήν συλλογική διαδικασία, φαίνεται κατ' αρχάς λογικό να επιλεγεί ως μονάδα ανάλυσης το νοικοκυριό. Όμως, η προσέγγιση αυτή δίνει την ίδια βαρύτητα σε ολιγομελή και πολυμελή νοικοκυριά, γεγονός ανεπιθύμητο, ιδιαίτερα στην περίπτωση των συγκρίσεων επιπέδων ευημερίας. Γι' αυτό πολλοί ερευνητές επιλέγουν το άτομο ως μονάδα ανάλυσης για τη μέτρηση της ανισότητας σε ένα δεδομένο πληθυσμό. Στην πράξη η μετάβαση από μονάδα αναφοράς το νοικοκυριό στο άτομο γίνεται με την επαναστάθμιση του δείγματος των νοικοκυριών, με βάση τον αριθμό των μελών τους. Με τον τρόπο αυτό, ένα τετραμελές νοικοκυριό λαμβάνεται υπόψη στην ανάλυση τέσσερις φορές περισσότερο από ένα μονομελές. Το συμπέρασμα που προκύπτει είναι ότι καθώς κινούμαστε από μονάδα αναφοράς το νοικοκυριό σε μονάδα αναφοράς το άτομο η ανισότητα μειώνεται ανεξάρτητα από τη μεταβλητή (εισόδημα, κατανάλωση) και το δείκτη που χρησιμοποιείται στη μέτρηση της ανισότητας.

Είτε ως μονάδα ανάλυσης χρησιμοποιηθεί το άτομο είτε το νοικοκυριό, πρέπει να ληφθούν υπόψη τόσο η ύπαρξη οικονομιών κλίμακας στην κατανάλωση όσο και η ύπαρξη διαφορετικών αναγκών μεταξύ ενηλίκων

και ανηλίκων. Θα πρέπει, δηλαδή, οι κατανομές που θα χρησιμοποιηθούν για την ανάλυση της ανισότητας να έχουν εξομαλυνθεί χρησιμοποιώντας τις λεγόμενες **"οικογενειακές κλίμακες ισοδυναμίας"** (family equivalence scales). Το θέμα της επιλογής των καταλλήλων κλιμάκων ισοδυναμίας είναι ιδιαίτερα αμφιλεγόμενο και οι κλίμακες ισοδυναμίας που χρησιμοποιούνται στις σχετικές εμπειρικές μελέτες διαφέρουν σημαντικά τόσο ως προς το επίπεδο των οικονομιών κλίμακας που υποθέτουν όσο και ως προς τις σχετικές ανάγκες ανηλίκων και ενηλίκων [Deaton and Muellbauer (1980), Buhmann κ.ά. (1988), Blundell and Lewbel (1991), Coulter κ.ά. (1992α, 1992β), Banks και Johnson (1994), Hagenaars κ.ά. (1994)].[9] Συνήθως εκτείνονται μεταξύ δύο ακραίων θέσεων στις οποίες είτε δεν γίνεται καμία προσαρμογή ως προς το μέγεθος και τη σύνθεση του νοικοκυριού είτε χρησιμοποιείται το κατά κεφαλή εισόδημα/-κατανάλωση αγνοώντας την ύπαρξη οικονομιών κλίμακας στην κατανάλωση των αγαθών και υπηρεσιών. Κατά τον Atkinson κ.ά. (1995) το εύρος αυτό των κλιμάκων ισοδυναμίας θα μπορούσε να εκφραστεί με την παράμετρο, e, της ελαστικότητας του μεγέθους του νοικοκυριού ως προς τις ανάγκες του (family size elasticity of need), στην εξίσωση: $W = D/S^e$, όπου W είναι το ισοδύναμο εισόδημα/κατανάλωση του νοικοκυριού, D το συνολικό εισόδημα/κατανάλωση του νοικοκυριού και S το μέγεθος του νοικοκυριού.[10] Οι τιμές της ελαστικότητας e ποικίλουν από 0 όπου δεν υπάρχει καμία προσαρμογή στα αρχικά στοιχεία, έως 1 όπου χρησιμοποιείται το κατά κεφαλή εισόδημα/κατανάλωση. Όσο μεγαλύτερο είναι το e τόσο μικρότερες είναι οι οικονομίες κλίμακας που ενσωματώνονται στις κλίμακες ισοδυναμίας.

Μια πρώτη εικόνα της επίδρασης των κλιμάκων ισοδυναμίας στο μέγεθος της συνολικής ανισότητας δίνεται στο Διάγραμμα 1. Στο διάγραμμα αυτό απεικονίζονται οι εκτιμήσεις των δεικτών ανισότητας Gini (G) και Theil (T και N), με βάση την κατανομή της ισοδύναμης καταναλωτικής δαπάνης (G_c, T_c, N_c) και ισοδύναμου εισοδήματος (G_i, T_i, N_i) της ΕΟΠ, για εναλλακτικές κλίμακες ισοδυναμίας ή τιμές της παραμέτρου e στο διάστημα [0,1].[11] Το κύριο χαρακτηριστικό των εκτιμήσεων των δεικτών ανισότητας είναι ότι σε όλες τις περιπτώσεις παρουσιάζουν αντίστροφο κωδωνοειδές σχήμα U ανεξάρτητα, από τη μεταβλητή μέτρησης της ανισότητας (καταναλωτική δαπάνη, εισόδημα), από το χρησιμοποιούμενο δείκτη ανισότητας, και από τη μονάδα αναφοράς. Δηλαδή, καθώς η παράμετρος e αυξάνει, το επίπεδο της συνολικής ανισότητας αρχικά φθίνει αλλά μετά από κάποιο σημείο αρχίζει να αυξάνει. Η ερμηνεία που υπάρχει πίσω από το σχήμα αυτό είναι φανερή. Γενικά, οι κλίμακες ισοδυναμίας μειώνουν τα εισοδήματα των πολυμελών νοικοκυριών σχετικά περισσότερο από ότι των ολιγομελών. Εάν τα πολυμελή νοικοκυριά έχουν μεγαλύτερα συνολικά εισοδήματα σε σχέση με τα ολιγομελή, τότε καθώς η παράμετρος e αυξάνει η ανισότητα θα μειώνεται αφού θα μειώνονται σχετικά περισσότερο τα εισοδήματα των πολυμελών και σχετικά πιο πλούσιων νοικοκυριών. Όμως μετά από κάποιο σημείο, τα εισοδήματα των πολυμελών νοικοκυριών θα μειώνονται τόσο πολύ από τις κλίμακες ισοδυναμίας ώστε δεν θα εμφανίζονται πλέον ως πιο πλούσια σε σχέση με τα ολιγομελή νοικοκυριά. Καθώς το e θα αυξάνει, τα εισοδήματα των πολυμελών νοικοκυριών θα μειώνονται ακόμα περισσότερο και έτσι η απόλυτη διαφορά μεταξύ των εισοδημάτων των

---

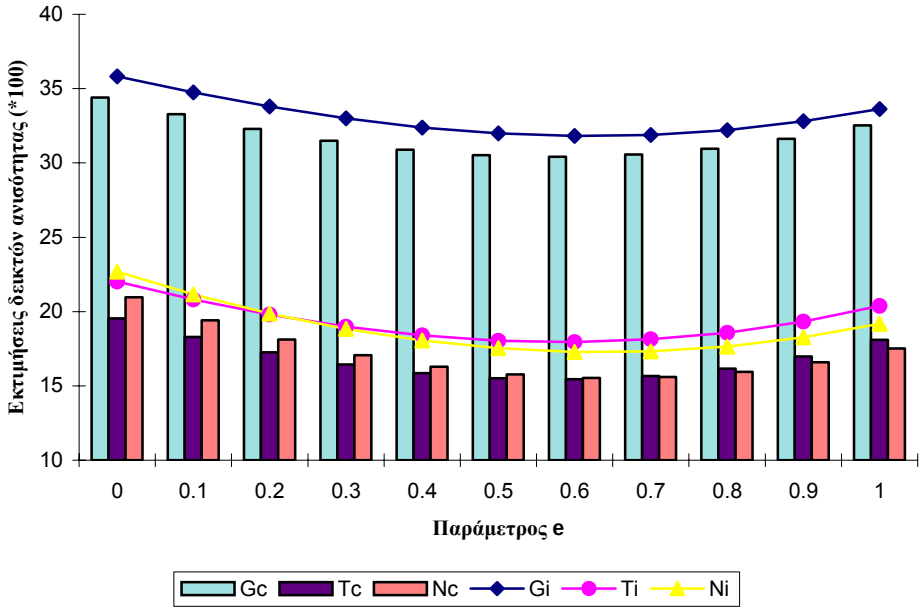
9 Για οικονομετρικές εκτιμήσεις κλιμάκων ισοδυναμίας για το σχετικό κόστος ενηλίκων και ανηλίκων στην Ελλάδα βλ. Tsakloglou (1990, 1991) και Livada κ.ά. (1996).

10 Την ίδια ακριβώς τυποποίηση για τους ελέγχους ευαισθησίας που κάνουν χρησιμοποιούν και οι Buhmann κ.ά. (1988), Coulter κ.ά. (1992α, 1992β), Banks και Johnson (1994), Jenkins και Cowell (1994), Cowell και Mercader-Prats (1997).

11 Για την κατασκευή του διαγράμματος ως μονάδα ανάλυσης χρησιμοποιήθηκε το νοικοκυριό.

πολυμελών και ολιγομελών νοικοκυριών θα αρχίσει και πάλι να αυξάνει, αυξάνοντας και την ανισότητα. Ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ του ισοδύναμου εισοδήματος/δαπάνης και του μεγέθους νοικοκυριού από αρχικά θετικός (e=0) πέφτει στο μηδέν (για e κοντά στο 0.6) και στη συνέχεια γίνεται αρνητικός καθώς το e αυξάνει. Ανάλογα επηρεάζει η παράμετρος e και την κατανομή της καταναλωτικής δαπάνης.[12] Το σημείο αντιστροφής της φθίνουσας πορείας των δεικτών ανισότητας φαίνεται να είναι σε όλες τις περιπτώσεις κοντά στο 0.6. Δηλαδή, το επίπεδο της συνολικής ανισότητας ελαχιστοποιείται όταν η ελαστικότητα του μεγέθους του νοικοκυριού ως προς τις ανάγκες του είναι e=0.6.[13]

Διάγραμμα 1 Ευαισθησία δεικτών ανισότητας στις μονομεταβλητές κλίμακες ισοδυναμίας (μέγεθος νοικοκυριού)



Η προηγούμενη ανάλυση ευαισθησίας δεν λαμβάνει υπόψη της τις διαφορετικές ανάγκες μεταξύ ενηλίκων και ανηλίκων, παρά μόνο τον αριθμό των μελών του νοικοκυριού. Για παράδειγμα, οι ίδιες ακριβώς κλίμακες ισοδυναμίας χρησιμοποιούνται για ένα νοικοκυριό με τέσσερις ενήλικες και ένα άλλο μονογονεακό νοικοκυριό με τρία παιδιά. Είναι γενικά αποδεκτό ότι οι ανάγκες μεταξύ παιδιών και ενηλίκων είναι διαφορετικές μεταξύ τους. Επιπλέον, οι διαφορετικοί τρόποι χειρισμού των αναγκών αυτών είναι φανερό ότι επηρεάζουν τις εκτιμήσεις των δεικτών ανισότητας. Οι Banks και Johnson (1994), για να ελέγξουν την επίδραση στη συνολική ανισότητα των διαφορετικών αναγκών μεταξύ ανηλίκων και ενηλίκων ταυτόχρονα με την επίδραση του αριθμού των μελών του νοικοκυριού εισαγάγουν τις κλίμακες ισοδυναμίας:

---

[12] Για παράδειγμα, καθώς η παράμετρος e αυξάνει από 0 σε 1 με βήμα 0.1, ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ της ισοδύναμης καταναλωτικής δαπάνης και του μεγέθους του νοικοκυριού παίρνει τιμές: 0.441, 0.384, 0.321, 0.250, 0.174, 0.094, 0.012, -0.070, -0.148, -0.221, -0.286. Οι αντίστοιχοι συντελεστές συσχέτισης μεταξύ ισοδύναμου εισοδήματος και μεγέθους του νοικοκυριού είναι: 0.378, 0.326, 0.270, 0.209, 0.143, 0.075, 0.006, -0.029, -0.097, -0.162, -0.223.

[13] Οι Banks και Johnson (1994) παρατηρούν ότι το σχήμα των εκτιμήσεων των δεικτών ανισότητας στις εναλλακτικές κλίμακες ισοδυναμίας εξαρτάται από τα δεδομένα. Είναι δυνατόν η συνδιακύμανση μεταξύ εισοδήματος και μεγέθους νοικοκυριού να παραμένει θετική ακόμα και για e=1. Αυτό μπορεί πράγματι να συμβεί στην ακραία περίπτωση όπου το κατά κεφαλή εισόδημα των πολυμελών νοικοκυριών παραμένει πάντα μεγαλύτερο από το κατά κεφαλή εισόδημα των ολιγομελών νοικοκυριών. Στην περίπτωση αυτή οι δείκτες ανισότητας θα μειώνονται για όλες τις τιμές της παραμέτρου e.

$M_s = (S_a + u\,S_{ch})^e$, όπου S_a είναι ο αριθμός των ενηλίκων, S_{ch} είναι ο αριθμός των παιδιών και $0 \le u \le 1$ είναι μία μεταβλητή που εκφράζει το μέγεθος της στάθμισης των αναγκών των παιδιών σε σχέση με τις ανάγκες των ενηλίκων. Εάν είναι u=1 τότε η στάθμιση που δίνεται στα παιδιά είναι η ίδια με τη στάθμιση των ενηλίκων και η προηγούμενη εξειδίκευση των κλιμάκων ισοδυναμίας δεν διαφέρει από τη μονομεταβλητή εξειδίκευση της προηγούμενης παραγράφου. Για u=0, καμία βαρύτητα δεν δίνεται στα παιδιά και οι κλίμακες ισοδυναμίας προσδιορίζονται μόνο από τον αριθμό των ενηλίκων. Στην προηγούμενη εξειδίκευση η παράμετρος $0 \le e \le 1$ μπορεί να θεωρηθεί ως οι οικονομίες κλίμακας στο κόστος των ισοδύναμων ενηλίκων παρά των ατόμων.

Πέντε κλίμακες ισοδυναμίας χρησιμοποιούνται συχνά στη διεθνή βιβλιογραφία για τη μέτρηση της ανισότητα είναι: οι κλίμακες διατροφής του Engel (food scales), οι παλιές κλίμακες του ΟΟΣΑ που δίνουν σταθμίσεις 1 στον αρχηγό του νοικοκυριού, 0.7 στα άλλα άτομα πάνω από 13 ετών και 0.5 στα παιδιά έως 13 ετών, οι κλίμακες της Eurostat με αντίστοιχες σταθμίσεις 1, 0.5 και 0.3, οι νέες κλίμακες του ΟΟΣΑ με σταθμίσεις την τετραγωνική ρίζα του μεγέθους του νοικοκυριού, και οι υποκειμενικές κλίμακες (subjective scales). Οι κλίμακες διατροφής (food scales) προκύπτουν από την εκτίμηση της σχέσης που συνδέει το ποσοστό της δαπάνης των νοικοκυριών για τρόφιμα (εξαρτημένη μεταβλητή) με τη συνολική δαπάνη και το μέγεθος των νοικοκυρών (ερμηνευτικές μεταβλητές), ενώ οι υποκειμενικές κλίμακες στηρίζονται στις απόψεις των ίδιων των νοικοκυριών για τη δική τους οικονομική κατάσταση. Στον Πίνακα 1, δίνονται οι σταθμίσεις που προκύπτουν για όλες τις προηγούμενες κλίμακες ισοδυναμίας με βάση το μέγεθος και τη σύνθεση των νοικοκυριών στην ΕΟΠ.[14] Οι σταθμίσεις αυτές γενικά εκφράζουν το λόγο του εισοδήματος ή κατανάλωσης που χρειάζονται τα νοικοκυριά με διαφορετικό μέγεθος και σύνθεση για να επιτύχουν το επίπεδο ευημερίας του νοικοκυριού αναφοράς, στην περίπτωσή μας μονομελές νοικοκυριό. Για παράδειγμα, εάν ένα μονομελές νοικοκυριό χρειάζεται μία μονάδα εισοδήματος για να επιτύχει ένα δεδομένο επίπεδο ευημερίας, ένα διμελές νοικοκυριό, με βάση την κλίμακα της Eurostat, χρειάζεται 1.497 μονάδες εισοδήματος, ενώ ένα τριμελές νοικοκυριό χρειάζεται 1.936 μονάδες.

Είναι φανερό από τον Πίνακα 2 ότι οι σταθμίσεις των κλιμάκων ισοδυναμίας διαφέρουν σημαντικά ανάλογα με το μέγεθος και τη σύνθεση του νοικοκυριού. Για το λόγο αυτό, όλα τα αποτελέσματα της ανάλυσης των κοινωνικών δεικτών θα πρέπει να ελέγχονται ως προς την ευαισθησία τους σε εναλλακτικές κλίμακες ισοδυναμίας. Όπως έχει φανεί πάντως, αν και η σχετική θέση ορισμένων πληθυσμιακών ομάδων επηρεάζεται από τη χρήση συγκεκριμένων κλιμάκων ισοδυναμίας, τα βασικά συμπεράσματα ως προς τη δομή και τη διαχρονική μεταβολή της συνολικής ανισότητας επηρεάζονται ελάχιστα από τις κλίμακες ισοδυναμίας και τη μονάδα αναφοράς. Επιπλέον, οι δύο αυτοί παράγοντες συνδέονται με μία σαφή σχέση αναφορικά με το επίπεδο της συνολικής ανισότητας και η σχέση αυτή θα πρέπει να λαμβάνεται σοβαρά υπόψη στις συγκρίσεις των επιπέδων ανισότητας και ευημερίας.

---

14 Οι σταθμίσεις των κλιμάκων διατροφής (food scales) έχουν προκύψει από οικονομετρική εκτίμηση της σχέσης που συνδέει το ποσοστό δαπάνης των νοικοκυριών για τρόφιμα με τους λογαρίθμους της συνολικής δαπάνης και του μεγέθους των νοικοκυρών. Για τον υπολογισμό των κλιμάκων του ΟΟΣΑ και της Eurostat έχει χρησιμοποιηθεί ο μέσος αριθμός ενηλίκων και παιδιών έως 13 ετών, για κάθε τάξη μεγέθους των νοικοκυριών. Δηλαδή, έχει γίνει η υπόθεση της ίδιας σύνθεσης (μέση σύνθεση) των νοικοκυριών ανάλογα με το μέγεθός τους. Οι υποκειμενικές κλίμακες έχουν εκτιμηθεί σε παλαιότερη μελέτη της ΕΣΥΕ και έχουν δημοσιευτεί από τους van Praag και Flik (1991). Μία παρόμοια εκτίμηση των υποκειμενικών κλιμάκων για την Ελλάδα έχει γίνει και από τους de Vos και Zaidi (1997).

Τέλος, οι οικογενειακές κλίμακες ισοδυναμίας που χρησιμοποιούνται συνήθως είναι πλέον αυτές της Eurostat που δίνουν σταθμίσεις 1.0 στον αρχηγό του νοικοκυριού, 0.5 στα άλλα μέλη του νοικοκυριού ηλικίας άνω των 13 ετών και 0.3 στα παιδιά έως 13 ετών. Σε σχέση με άλλες κλίμακες ισοδυναμίας που χρησιμοποιούνται σε παρόμοιες εμπειρικές μελέτες, οι κλίμακες της Eurostat υποθέτουν μέτριες οικονομίες κλίμακας στην κατανάλωση των νοικοκυριών [Buhmann κ.ά. (1988), Hagenaars κ.ά. (1994)].

Πίνακας 2 Σταθμίσεις εναλλακτικών κλιμάκων ισοδυναμίας ως προς το μέγεθος του νοικοκυριού

Μέγεθος νοικοκυριού	Κλίμακες διατροφής	ΟΟΣΑ (παλιά)	Eurostat	ΟΟΣΑ (νέα)	Υποκειμενικές κλίμακες
1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2	1.852	1.697	1.497	1.414	1.320
3	2.656	2.336	1.936	1.732	1.553
4	3.429	2.913	2.313	2.000	1.743
5	4.182	3.571	2.771	2.236	1.906
6	4.918	4.227	3.227	2.449	2.051
7	5.640	4.846	3.646	2.646	2.196
8	6.351	5.589	4.189	2.828	2.341

3 Μέτρηση της ανισότητας

Στη διεθνή βιβλιογραφία έχουν αναπτυχθεί δύο γενικές προσεγγίσεις μέτρησης του επιπέδου ανισότητας μεταξύ των μελών μιας κοινωνίας.[15] Η πρώτη προσπαθεί να περιγράψει και να ενσωματώσει τα χαρακτηριστικά και τη διασπορά μιας κατανομής σε έναν απλό στατιστικό δείκτη ανισότητας. Με βάση τον ορισμό του Cowell (1995), δείκτης ανισότητας είναι ένα μέτρο συνοπτικής απεικόνισης των διαφορών που παρατηρούνται στα εισοδήματα των μελών ενός πληθυσμού. Με άλλα λόγια, κάθε δείκτης ανισότητας προσπαθεί να περιγράψει, και να ενσωματώσει τα χαρακτηριστικά και τις διακυμάνσεις μιας κατανομής, σε ένα απλό στατιστικό μέτρο. Οι δείκτες αυτοί δεν δίνουν πάντα την ίδια ιεράρχηση στις διάφορες κατανομές εισοδήματος από πλευράς ανισότητας. Παρόλα αυτά, τέτοιοι δείκτες χρησιμοποιούνται συχνά για τη σύγκριση διαφόρων κατανομών (συνήθως του εισοδήματος), για την απόλυτη μέτρηση του βαθμού της ανισότητας ή για τη διατύπωση γενικότερων συμπερασμάτων σχετικά με το επίπεδο της ανισότητας (υψηλό, χαμηλό, κ.λπ.) ενός πληθυσμού.

Οι παραπάνω δείκτες χαρακτηρίζονται ως "θετικοί" (positive) αφού δεν ενσωματώνουν άμεσα το στοιχείο των κοινωνικών προτιμήσεων και της κοινωνικής ευημερίας. Σε αυτό ακριβώς το σημείο εστιάζεται και η κριτική στην προσέγγιση των δεικτών ανισότητας, η οποία διατυπώθηκε αρχικά στο πρωτοποριακό άρθρο

[15] Η βιβλιογραφία σχετικά με τη μέτρηση της ανισότητας είναι εξαιρετικά εκτεταμένη. Για ιδιαίτερα ενδιαφέρουσες επισκοπήσεις βλ. μεταξύ άλλων Gastwirth (1972), Sen (1973, 1992), Chanmpernowne (1974), Kakwani (1980), Kanbur (1984), Foster (1985), Jenkins (1991), Lambert (1993) και Cowell (1995).

του Dalton (1920) και πολύ αργότερα από τους Atkinson (1970), Bentzel (1970), και άλλους. Κατά τον Atkinson (1970), η "θετική" προσέγγιση της μέτρησης της ανισότητας είναι παραπλανητική και συσκοτίζει το γεγονός ότι μία πλήρης ιεράρχηση των κατανομών δεν μπορεί να επιτευχθεί χωρίς την πλήρη εξειδίκευση της συνάρτησης κοινωνικής ευημερίας. Όμοια ο Sen (1973) παρατηρεί ότι η διάκριση, μεταξύ "θετικών" και "κανονιστικών" δεικτών ανισότητας, με την έννοια ότι οι δεύτεροι, αντίθετα από τους πρώτους, ενσωματώνουν τις κοινωνικές προτιμήσεις, δεν είναι σαφής. Ακόμα και τα περιγραφικά μέτρα της πρώτης προσέγγισης βασίζονται τουλάχιστον έμμεσα σε κάποια συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας. Έτσι θεμελιώνεται ένας δεύτερος τρόπος προσέγγισης στη μέτρηση της ανισότητας, ο οποίος στηρίζεται άμεσα σε δεοντολογικές αξιολογικές κρίσεις όπως αυτές αντανακλώνται στη συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας. Για το λόγο αυτό, οι μετρήσεις αυτού του είδους χαρακτηρίζονται ως "κανονιστικές" (normative) και ανάλογα με τη μορφή και τις ιδιότητες της επιλεγόμενης συνάρτησης κοινωνικής ευημερίας παίρνουν διαφορετικές μορφές και εκφράσεις.[16] Μια τέτοια έκφραση είναι και η προσέγγιση των καμπυλών Lorenz η οποία θεμελιώθηκε με το θεώρημα του Atkinson (1970) κάτω από συγκεκριμένες και μάλλον περιοριστικές υποθέσεις σχετικά με τις συναρτήσεις ατομικής χρησιμότητας και κοινωνικής ευημερίας.

Με βάση τα προηγούμενα μπορεί κανείς να διακρίνει: α) μία αξιωματική προσέγγιση μέτρησης της ανισότητας που βασίζεται στους διάφορους συνοπτικούς στατιστικούς δείκτες (positive και normative) και η οποία καταλήγει σε μία πλήρη ιεράρχηση των συγκρινόμενων κατανομών και β) την προσέγγιση των καμπυλών Lorenz η οποία οδηγεί σε μία μερική μόνο ιεράρχηση των διαφόρων κατανομών. Ωστόσο, όπως θα αναλυθεί στη συνέχεια, όταν η προσέγγιση των καμπυλών Lorenz δεν οδηγεί σε ιεράρχηση των κατανομών, το πρόβλημα της μέτρησης της ανισότητας ανάγεται στην επιλογή του κατάλληλου δείκτη, αφού εναλλακτικοί δείκτες οδηγούν σε διαφορετικά αποτελέσματα. Η επιλογή του ενός ή του άλλου δείκτη συνεπάγεται διαφορετική έμφαση στο είδος της ανισότητας ανάλογα με το σύστημα στάθμισης που ο συγκεκριμένος δείκτης χρησιμοποιεί για να καταγράψει τις επιμέρους διαφορές στα διάφορα τμήματα της δεδομένης κατανομής. Κατά συνέπεια κάθε επιλογή δείκτη ή δεικτών ανισότητας ενσωματώνει στοιχεία υποκειμενικότητας. Σε πολλές περιπτώσεις η επιλογή αυτή καθορίζεται από τους ειδικούς στόχους της ανάλυσης.

3.1 Επιθυμητές ιδιότητες δεικτών ανισότητας

Η συνήθης προσέγγιση για την επιλογή ενός συγκεκριμένου δείκτη, για τη σύγκριση των επιπέδων ανισότητας διαφορετικών κατανομών, είναι αξιωματική. Δηλαδή, οι ερευνητές θεωρούν αποδεκτό ένα δείκτη ανισότητας αν αυτός έχει συγκεκριμένες ιδιότητες ή ικανοποιεί ορισμένα αξιώματα. Στη βιβλιογραφία φαίνεται γενικά να υπάρχει μία σχετική συμφωνία ως προς τις επιθυμητές ιδιότητες ή αξιώματα που πρέπει να ικανοποιεί ένας τέτοιος δείκτης ώστε να ανταποκρίνεται περισσότερο στο σκοπό του, που είναι η όσο το δυνατόν καλύτερη αποτύπωση των παρατηρούμενων εισοδηματικών διαφορών μεταξύ των μελών μιας κοινωνίας. Αυτό βέβαια δεν σημαίνει την καθολική αποδοχή των ιδιοτήτων αυτών,

---

[16] Διάφορες διερευνήσεις σχετικά με τη μορφή και τις ιδιότητες της συνάρτησης κοινωνικής ευημερίας που ενσωματώνουν οι δείκτες ανισότητας έχουν αναπτυχθεί από τους Atkinson (1970), Sheskinski (1972), Dasgupta κ.ά. (1973), Sen (1973), Muellbauer (1975), Blackordy και Donalson (1978), Kakwani (1980), Dagum (1990), Cowell (1995), και άλλους.

όμως τέσσερις από αυτές θεωρούνται ως εντελώς απαραίτητες για να θεωρηθεί ένας δείκτης αποδεκτός.[17] Οι ιδιότητες αυτές είναι:

α) *Ανεξαρτησία ως προς τα προσωπικά χαρακτηριστικά ή συμμετρία (symmetry)*. Το αξίωμα αυτό συνεπάγεται ότι ο δείκτης ανισότητας μένει ανεπηρέαστος από αντιμεταθέσεις εισοδημάτων μεταξύ των μελών του πληθυσμού. Με άλλα λόγια, ο δείκτης πρέπει να εξαρτάται μόνο από την κατανομή συχνότητας των εισοδημάτων και όχι από τη θέση στην οποία τα άτομα ιεραρχούνται μέσα στην κατανομή αυτή. Ορισμένοι συγγραφείς έχουν αμφισβητήσει την ιδιότητα αυτή, με την έννοια ότι δεν λαμβάνει υπόψη της τον τρόπο κτήσης του εισοδήματος, τις διαφορετικές συνθήκες που αντιμετωπίζουν τα διάφορα άτομα, ορισμένα προσωπικά και άλλα χαρακτηριστικά των ατόμων σε σχέση με τη θέση τους στην κατανομή, κ.λπ. [Sen (1979), Cowell (1980)].

β) *Ανεξαρτησία ως προς το μέγεθος του πληθυσμού (population-size independence)*. Ο δείκτης πρέπει να παραμένει αμετάβλητος, εάν ο αριθμός των ατόμων σε κάθε επίπεδο εισοδήματος μεταβάλλεται κατά την ίδια αναλογία. Με άλλα λόγια ο συνδυασμός δύο ή περισσοτέρων ολόιδιων κατανομών, πρέπει να δίνει την ίδια τιμή στο δείκτη ανισότητας, όπως και στις δύο κατανομές ξεχωριστά. Σύμφωνα με τον Cowell (1995) η ιδιότητα αυτή μπορεί να μην είναι πάντα επιθυμητή. Ένας περιορισμένος πληθυσμός με μεγάλες ανισότητες είναι αμφίβολο κατά πόσο είναι "εξ' ίσου άνισος" με έναν πολλαπλάσιο πληθυσμό με τις ίδιες μεγάλες ανισότητες. Η ανισότητα στην πρώτη περίπτωση μπορεί γενικά να γίνει πιο εύκολα αποδεκτή από ότι στη δεύτερη, πληθυσμιακά μεγαλύτερη, κοινωνική ομάδα. Πάντως οι περισσότεροι ευρέως χρησιμοποιούμενοι δείκτες ανισότητας ικανοποιούν την ιδιότητα αυτή.

γ) *Ανεξαρτησία ως προς το μέσο ή τις μονάδες μέτρησης (mean or scale independence)*. Εάν τα εισοδήματα όλων των μελών ενός πληθυσμού αυξηθούν κατά την ίδια αναλογία, η τιμή του δείκτη ανισότητας δεν θα πρέπει να αλλάξει. Με άλλα λόγια, ο δείκτης θα πρέπει να μένει ανεπηρέαστος από μια ομοιόμορφη αύξηση (ή μείωση) όλων των εισοδημάτων. Η ιδιότητα αυτή είναι θεμελιώδης και γενικά αποδεκτή γιατί καθιστά δυνατή τη σύγκριση της ανισότητας μεταξύ διαφορετικών χωρών, όπου οι μονάδες μέτρησης του εισοδήματος είναι διαφορετικές (δραχμές, δολάρια, κ.λπ.). Επιπλέον, διευκολύνει και τις διαχρονικές συγκρίσεις των κατανομών, αφού δεν είναι αναγκαίο να μετατραπούν τα εισοδήματα σε σταθερές τιμές αναζητώντας τον κατάλληλο αποπληθωριστή. Ωστόσο, η ιδιότητα αυτή είναι περιοριστική και προϋποθέτει ότι η συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας που βρίσκεται πίσω από το δείκτη ανισότητας, θα είναι ομογενής πρώτου βαθμού ως προς το διάνυσμα των εισοδημάτων. Επιπλέον, έχει εκφραστεί και η άποψη, ανεξαρτησίας των δεικτών ως προς ισόποσες και όχι αναλογικές αυξήσεις των εισοδημάτων [Kolm (1976)]. Στην περίπτωση όμως αυτή, οι τιμές των δεικτών ανισότητας μπορούν να μειωθούν με μείωση των μονάδων αναφοράς του εισοδήματος, κάτι που δύσκολα γίνεται αποδεκτό.

δ) *Συνθήκη των Pigou-Dalton ή αρχή των μεταβιβάσεων (principle of transfers)*. Σύμφωνα με τη συνθήκη αυτή, κάθε προοδευτική μεταβίβαση εισοδήματος μεταξύ δύο μελών του πληθυσμού, που δεν μεταβάλει τη σχετική τους θέση πρέπει να οδηγεί σε μείωση της τιμής του δείκτη ανισότητας. Πιο απλά, μία μεταβίβαση εισοδήματος, από ένα φτωχό άτομο σε ένα πλούσιο, θα πρέπει να αυξάνει το δείκτη ανισότητας, και

---

[17] Για μια αναλυτική παρουσίαση των ιδιοτήτων μεταξύ άλλων βλ. Kakwani (1980), Lambert (1993) και Cowell (1995).

αντίστροφα. Η αρχή των μεταβιβάσεων διακρίνεται σε "ασθενή", όπου γενικά έχουμε μείωση της ανισότητας άσχετα με το βαθμό της μείωσης αυτής, και σε "ισχυρή", όπου η μείωση της ανισότητας εξαρτάται από την απόσταση μεταξύ των εισοδημάτων των ατόμων ανάμεσα στα οποία λαμβάνει χώρα η μεταβίβαση. Συγκεκριμένα, όσο πιο χαμηλά στην κατανομή του εισοδήματος βρίσκεται το φτωχό άτομο στο οποίο μεταβιβάζεται το εισόδημα, τόσο πιο μεγάλη είναι και η μείωση στο δείκτη ανισότητας. Η ιδιότητα των δεικτών να είναι περισσότερο ευαίσθητοι σε μία μεταβίβαση δεδομένης ποσότητας στο κάτω άκρο παρά στο άνω άκρο της κατανομής, είναι γνωστή και ως αρχή των φθινουσών μεταβιβάσεων (principle of diminishing transfers) του Kolm (1976).[18]

Κάθε δείκτης ανισότητας δίνει μία αριθμητική ένδειξη του βαθμού ανισοκατανομής. Έχει εκφραστεί η άποψη, ότι η τιμή του δείκτη θα πρέπει να βρίσκεται στο διάστημα [0,1] και συγκεκριμένα, να είναι μηδέν όταν όλα τα άτομα έχουν το ίδιο εισόδημα, και να τείνει στη μονάδα καθώς ο αριθμός των ατόμων αυξάνει και ένα μόνο άτομο κατέχει όλο το εισόδημα. Μία τέτοια ιδιότητα καθιστά πιο εύκολη την ερμηνεία του δείκτη. Κατά τον Cowell (1980), δεν είναι ξεκάθαρο αν μία πεπερασμένη μέγιστη τιμή της ανισότητας, ανεξάρτητη από το μέγεθος του πληθυσμού, είναι πάντα επιθυμητή. Επιπλέον, υπάρχουν συνήθως πολλοί τρόποι μετασχηματισμού με διαφορετικές ιδιότητες, που μπορούν να δώσουν σε ένα δείκτη ανισότητας τιμές μεταξύ του μηδενός και της μονάδας.

Τέλος, ένα μεγάλο μέρος της βιβλιογραφίας σχετικά με τη μέτρηση της ανισότητας ασχολείται συστηματικά με τη διάσπαση της συνολικής ανισότητας στα επιμέρους στοιχεία της. Εκφράζεται από πολλούς η άποψη, ότι μία ιδιαίτερα χρήσιμη ιδιότητα των δεικτών ανισότητας είναι η δυνατότητά τους να διασπώνται, εκφράζοντας έτσι αναλυτικά τη συνεισφορά των επιμέρους παραγόντων στη διαμόρφωση της συνολικής ανισότητας. Γενικά μπορούμε να διακρίνουμε δύο διαφορετικές προσεγγίσεις διάσπασης της ανισότητας. Η πρώτη και συνηθέστερη, εξετάζει τη συνεισφορά των επιμέρους πληθυσμιακών ομάδων στη διαμόρφωση της συνολικής ανισότητας (inequality decomposition by population subgroups), ενώ η δεύτερη εξετάζει τη συνεισφορά των επιμέρους πηγών προέλευσης του εισοδήματος στη συνολική ανισότητα (inequality decomposition by factor components).

3.2 Η καμπύλη Lorenz και ο συντελεστής Gini

Η καμπύλη Lorenz είναι ένας γραφικός τρόπος παρουσίασης και ανάλυσης των χαρακτηριστικών μιας κατανομής και έχει χρησιμοποιηθεί ευρέως στη διαχρονική και χωροταξική σύγκριση των οικονομικών ανισοτήτων.[19] Ορίζεται δε, ως η σχέση μεταξύ του αθροιστικού ποσοστού των ατόμων ενός πληθυσμού (ταξινομημένων κατά αύξουσα σειρά με βάση το εισόδημά τους) και του αντίστοιχου ποσοστού του εισοδήματος που λαμβάνουν τα άτομα αυτά. Όπως φαίνεται και στο Διάγραμμα 3, η καμπύλη Lorenz εκτείνεται πάντα μεταξύ των σημείων (0,0) και (1,1) αφού προφανώς, το 0% (100%) του πληθυσμού κατέχει το 0% (100%) του εισοδήματος. Στην περίπτωση που κάθε μέλος του πληθυσμού κατέχει το ίδιο ακριβώς

---

[18] Με βάση την αρχή αυτή, μεταβιβάσεις μεταξύ δύο εισοδημάτων με δεδομένη διαφορά μεταξύ τους, είναι ισχυρότερη αν λαμβάνει χώρα στα κατώτερα κλιμάκια της κατανομής του εισοδήματος παρά στα ανώτερα. Για παράδειγμα, μεταβίβαση χιλίων δραχμών από εισόδημα 500 χιλιάδων σε εισόδημα 100 χιλιάδων έχει μεγαλύτερη επίδραση στο δείκτη ανισότητας, έναντι μεταβίβασης χιλίων δραχμών από εισόδημα 900 χιλιάδων σε εισόδημα 500 χιλιάδων.

[19] Η καμπύλη Lorenz εισήχθη για πρώτη φορά το 1905, ως μία μέθοδος γραφικής παρουσίασης της ανισότητας στην κατανομή του πλούτου.

εισόδημα, η καμπύλη Lorenz γίνεται απλά η διαγώνιος που συνδέει τα δύο ακραία σημεία (0,0) και (1,1), ενώ όταν δεν υπάρχει πλήρης ισότητα, το κατώτερο τμήμα του πληθυσμού θα λαμβάνει πάντα ένα αναλογικά μικρότερο μερίδιο εισοδήματος και έτσι η καμπύλη Lorenz θα βρίσκεται κάτω και δεξιά από τη διαγώνιο της ισοκατανομής.

Κατά τον Atkinson (1970), η προσέγγιση των καμπυλών Lorenz δεν καταλήγει πάντα στην πλήρη ιεράρχηση των διαφόρων κατανομών. Συγκεκριμένα, η αναγκαία και ικανή συνθήκη για την πλήρη ιεράρχηση δύο κατανομών είναι οι καμπύλες Lorenz των κατανομών αυτών να μην τέμνονται. Σύμφωνα με το θεώρημα του Atkinson (1970) όταν η καμπύλη Lorenz μίας κατανομής βρίσκεται εγγύτερα στην καμπύλη Lorenz που αντιστοιχεί στην πλήρη ισότητα από την καμπύλη Lorenz μίας άλλης κατανομής για κάθε αθροιστικό πληθυσμιακό μερίδιο, τότε κάθε δείκτης ανισότητας που έχει τις προαναφερθείσες επιθυμητές ιδιότητες (συμμετρία, ανεξαρτησία ως προς το μέσο και το μέγεθος του πληθυσμού και αρχή των μεταβιβάσεων) θα αξιολογεί την πρώτη κατανομή ως περισσότερο ίση από τη δεύτερη κατανομή. Με άλλα λόγια, η κατανομή που αντιστοιχεί στην καμπύλη Lorenz που βρίσκεται πιο κοντά στη γραμμή της πλήρους ισότητας είναι "κοινωνικά προτιμότερη" γιατί ενσωματώνει χαμηλότερο επίπεδο ανισότητας. Ωστόσο, εάν οι καμπύλες Lorenz των δύο κατανομών τέμνονται, για την πλήρη ιεράρχηση των κατανομών αυτών πρέπει να επιλεγεί κάποιος συγκεκριμένος δείκτης ανισότητας. Η διαφορετική όμως ευαισθησία των δεικτών ανάλογα με τη μορφή της ανισότητας είναι πιθανόν να οδηγήσει και σε διαφορετικά αποτελέσματα.

Στην περίπτωση των τεμνόμενων καμπυλών Lorenz, έχουν αναπτυχθεί στη σχετική βιβλιογραφία αρκετές προσπάθειες, όπου με τη χρήση πρόσθετων πληροφοριών, συνήθως του μέσου εισοδήματος και της διακύμανσης, προχωρούν στη διατύπωση αναγκαίων και ικανών συνθηκών για τη μερική ιεράρχηση των κατανομών αυτών [Lambert (1993)]. Έτσι, οι Shorrocks και Foster (1987) παρατηρούν ότι εάν δύο καμπύλες Lorenz τέμνονται μία φορά, τότε όλοι οι δείκτες ανισότητας που είναι περισσότερο ευαίσθητοι σε μεταβιβάσεις στο κάτω άκρο της κατανομής, δηλαδή ικανοποιούν την αρχή των φθινουσών μεταβιβάσεων, θα ιεραρχήσουν την κατανομή με τη μικρότερη διακύμανση ως πιο ίση εάν η καμπύλη Lorenz της κατανομής αυτής τέμνει από πάνω την αντίστοιχη καμπύλη της κατανομής με τη μεγαλύτερη διακύμανση. Οι Davies και Hoy (1991, 1995) διατυπώνουν κριτήρια ιεράρχησης και σε περιπτώσεις πολλαπλής τομής των καμπυλών Lorenz. Έδειξαν ότι εάν η καμπύλη Lorenz της κατανομής Α τέμνει την καμπύλη Lorenz της κατανομής Β σε n διαφορετικά σημεία (με το n ζυγό αριθμό και μάλιστα στο πρώτο σημείο τομής η Α είναι από πάνω της Β) και επιπλέον η διακύμανση της Α είναι μικρότερη της Β σε όλες τις υποομάδες του πληθυσμού μεταξύ των διαφόρων σημείων τομής, τότε κάθε δείκτης ανισότητας που ικανοποιεί την αρχή των φθινουσών μεταβιβάσεων θα ιεραρχεί την κατανομή Α ως πιο ίση σε σχέση με την κατανομή Β.

Γενικά, έχουν προταθεί στη βιβλιογραφία αρκετοί δείκτες ανισότητας με βάση την προσέγγιση των καμπυλών Lorenz. Οι περισσότεροι από αυτούς, προσπαθούν συνήθως να μετρήσουν την απόσταση μεταξύ της καμπύλης Lorenz για μια δεδομένη κατανομή εισοδήματος και της γραμμής της πλήρους ισότητας (διαγώνιος ΟΑ).[20] Ο συντελεστής Gini είναι ο πιο γνωστός δείκτης της κατηγορίας αυτής και ορίζεται

[20] Η μέγιστη απόσταση μεταξύ της γραμμής πλήρους ισότητας και της καμπύλης Lorenz, έχει χρησιμοποιηθεί σαν συντελεστής μέτρησης της ανισότητας. Η απόσταση αυτή γίνεται μέγιστη στο σημείο, όπου η κλίση της καμπύλης Lorenz είναι ίση με τη μονάδα. Η τιμή της μέγιστης αυτής απόστασης σχετίζεται άμεσα με το δείκτη της σχετικής μέσης απόκλισης (R), που παρουσιάζεται στην επόμενη ενότητα.

γεωμετρικά, ως το εμβαδόν της περιοχής μεταξύ της καμπύλης Lorenz και της γραμμής πλήρους ισότητας, διαιρεμένου με το εμβαδόν του τριγώνου που ορίζεται από τη γραμμή πλήρους ισότητας και τους άξονες (Διάγραμμα 3). Μαθηματικά, ο συντελεστής Gini (G), ορίζεται ως το μέσο άθροισμα των απολύτων διαφορών που υπάρχουν μεταξύ όλων των εισοδημάτων y_i ($i = 1, 2, ..., n$ και μ ο μέσος) εάν συγκριθούν ανά δύο. Δηλαδή,

$$G = \frac{1}{2n^2 \mu} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \left| y_i - y_j \right|.$$

Πολλές εναλλακτικές προσεγγίσεις υπολογισμού του συντελεστή Gini έχουν κατά καιρούς προταθεί στη διεθνή βιβλιογραφία. Ο δείκτης G όπως αρχικά προτάθηκε από τον Gini το 1912, ορίστηκε ως:

$$G = \frac{\Delta}{2\mu} \text{ όπου } \Delta = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \left| y_i - y_j \right|.$$

Το Δ είναι το άθροισμα των $n(n-1)$ απολύτων διαφορών των εισοδημάτων με μέγιστη τιμή 2μ (όταν ένα άτομο κατέχει όλο το εισόδημα) και ελάχιστη τιμή μηδέν (όταν κάθε άτομο λαμβάνει το ίδιο εισόδημα). Έτσι, η τιμή του συντελεστή Gini βρίσκεται στο διάστημα [0,1]. Είναι φανερό, με βάση τους προηγούμενους εναλλακτικούς ορισμούς, ότι ο συντελεστής Gini έχει όλες τις επιθυμητές ιδιότητες ενός αξιόπιστου δείκτη μέτρησης της ανισότητας. Όπως αποδεικνύει ο Kakwani (1980), για δεδομένη μεταβίβαση εισοδήματος, η ευαισθησία του δείκτη Gini αρχικά αυξάνει - καθώς αυξάνει το επίπεδο εισοδήματος στο οποίο λαμβάνει χώρα η συγκεκριμένη μεταβίβαση - έως το επίπεδο της διαμέσου και στη συνέχεια μειώνεται. Με άλλα λόγια ο δείκτης παρουσιάζει μεγαλύτερη ευαισθησία σε μεταβιβάσεις του εισοδήματος γύρω από τη διάμεσο, παρά στα άκρα της κατανομής.

Με τα άτομα ταξινομημένα κατά αύξουσα τάξη εισοδήματος, έτσι ώστε $y_1 \le y_2 \le ... \le y_n$, ο Sen (1973) ορίζει το συντελεστή Gini ως:

$$G = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2 \mu} \left[n y_1 + (n-1) y_2 + ... + 2 y_{n-1} + y_n \right] = \frac{n+1}{n} - \frac{2}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^{n} (n+1-i) y_i \ .$$

Η μορφή αυτή, κάνει φανερό ότι η συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας που βρίσκεται πίσω από το συντελεστή Gini είναι ένα σταθμισμένο άθροισμα όλων των εισοδημάτων του πληθυσμού. Το σύστημα των σταθμίσεων προσδιορίζεται από τη θέση του κάθε ατόμου στην κλίμακα των εισοδημάτων και συγκεκριμένα το φτωχότερο άτομο σταθμίζεται με n, το i φτωχότερο άτομο σταθμίζεται με $(n+1-i)$, και το πλουσιότερο με τη μονάδα. Κατά συνέπεια, η ευαισθησία του δείκτη G στις μεταβιβάσεις εισοδήματος μεταξύ δύο ατόμων, δεν εξαρτάται από το ύψος των εισοδημάτων των ατόμων αυτών, αλλά από τον αριθμό των ατόμων που βρίσκονται ανάμεσά τους στην κατανομή των εισοδημάτων.

3.3 Άλλοι δείκτες ανισότητας

Στην ενότητα αυτή θα περιγραφούν αρχικά τα απλά και περιγραφικά μέτρα ανισότητας και στη συνέχεια τα πιο σύνθετα και "κανονιστικά" μέτρα τα οποία, όπως ήδη τονίστηκε, στηρίζονται άμεσα στην εξειδίκευση μίας συνάρτησης κοινωνικής ευημερίας. Για ευκολία, έστω και πάλι η κατανομή των εισοδημάτων μεταξύ n ατόμων (ή νοικοκυριών) ταξινομημένων κατά αύξουσα τάξη εισοδήματος, δηλ. $y_1 \le y_2 \le ... \le y_n$, όπου y_i είναι το εισόδημα του ατόμου i $(i = 1,2,...,n)$ και $\mu = (1/n) \sum y_i$ ο αριθμητικός μέσος της κατανομής.

3.3α Απλοί "θετικοί" δείκτες ανισότητας

Οι δείκτες ανισότητας της κατηγορίας αυτής ορίζονται συνήθως με βάση τις αποκλίσεις των εισοδημάτων των ατόμων από ένα προεπιλεγμένο επίπεδο αναφοράς του εισοδήματος (συνήθως το μέσο εισόδημα). Συγκεκριμένα, αρχικά επιλέγεται ένα ενδεικτικό επίπεδο αναφοράς του εισοδήματος, στη συνέχεια υπολογίζονται, σταθμίζονται και αθροίζονται οι αποκλίσεις όλων των εισοδημάτων από το εισόδημα αναφοράς, και τέλος το σταθμισμένο άθροισμα εκφράζεται ως ποσοστό, συνήθως, του μέσου εισοδήματος [Kanbur (1984)].

Ένας περιγραφικός και ιδιαίτερα χρήσιμος τρόπος παρουσίασης των εισοδηματικών ανισοτήτων είναι και η ανάλυση των τεταρτημορίων, δεκατημορίων, εκατοστημορίων, κ.λπ. Η ανάλυση αυτή χρησιμοποιείται ευρέως στη βιβλιογραφία και περιγράφει την ποσοστιαία κατανομή του εισοδήματος στα διάφορα (τέσσερα, δέκα, εκατό, κ.λπ.) ισοπληθή εισοδηματικά κλιμάκια τα οποία ορίζονται όταν τα ατομικά εισοδήματα ταξινομηθούν κατά αύξουσα σειρά. Με βάση την τεχνική αυτή έχουν κατά καιρούς ορισθεί διάφορα περιγραφικά κυρίως μέτρα τα οποία αρκετές φορές δεν καταλήγουν σε μία συγκεκριμένη τιμή του βαθμού ανισοκατανομής. Για παράδειγμα, με βάση τα τεταρτημόρια έχουν προταθεί διάφοροι δείκτες, όπως ο δείκτης του Bowley ο οποίος ορίζεται από τη σχέση $B = (Q_3 - Q_1)/(Q_3 + Q_1)$, όπου Q_1 και Q_3 είναι το πρώτο και τρίτο τεταρτημόριο της κατανομής εισοδήματος, αντίστοιχα. Σε όρους δεκατημορίων, χρησιμοποιείται συχνά ο λόγος των μέσων εισοδημάτων του πλουσιότερου (ανώτερου) και του φτωχότερου (κατώτερου) δεκατημορίου ή του δεύτερου κατά σειρά πλουσιότερου και φτωχότερου δεκατημορίου, κ.λπ. Οι Gottschalk και Smeeding (1997) χρησιμοποιούν ως δείκτες ανισότητας τα σημεία της κατανομής που ορίζουν τα επιμέρους δεκατημόρια, εκφρασμένα σε ποσοστά επί της διαμέσου. Έτσι ορίζουν τους δείκτες P_i $(i = 10, 20, ..., 90)$ με βάση τον επί της εκατό λόγο του άνω ορίου του δεκατημορίου i προς τη διάμεσο της κατανομής. Πολλές φορές στη βιβλιογραφία για τη μέτρηση της συνολικής ανισότητας χρησιμοποιείται ο λόγος τέτοιων δεικτών παρά οι ίδιοι οι δείκτες (P_{90} / P_{10}, P_{80} / P_{20}, κ.λπ.). Τέτοιοι δείκτες είναι ιδιαίτερα χρήσιμοι για την "περιγραφική" παρουσίαση των χαρακτηριστικών μιας κατανομής και δίνουν μία συνοπτική εικόνα της όλης κατάστασης.

Το εύρος (E), αποτελεί το πιο απλό στατιστικό μέτρο της διασποράς μιας κατανομής και συνήθως ορίζεται ως η διαφορά μεταξύ της μέγιστης και ελάχιστης τιμής της κατανομής διαιρούμενη με τη μέση τιμή της, δηλαδή $E = (1/\mu)[\max y_i - \min y_i]$.[21] Είναι φανερό ότι η τιμή του εύρους κυμαίνεται από μηδέν (εάν τα εισοδήματα κατανέμονται εντελώς ίσα μεταξύ των ατόμων) έως n (εάν ένα άτομο κατέχει το σύνολο του εισοδήματος). Αν και το εύρος είναι πολύ απλό και εύκολα κατανοητό μέτρο, συνήθως δεν χρησιμοποιείται στις εμπειρικές αναλύσεις γιατί παρουσιάζει σοβαρά μειονεκτήματα. Συγκεκριμένα, αγνοεί το μεγαλύτερο τμήμα της κατανομής που βρίσκεται μεταξύ των δύο ακραίων τιμών και κατά συνέπεια δεν ικανοποιεί τη συνθήκη της μεταβίβασης (Pigou-Dalton). Επιπλέον, δεν έχει τις ιδιότητες της ανεξαρτησίας από το μέγεθος του πληθυσμού και είναι ιδιαίτερα ασταθές μέτρο, αφού η προσθήκη μιας και μόνο ακραίας τιμής διαφοροποιεί εντελώς την τιμή του.

---

[21] Ο κλασσικός ορισμός του εύρους είναι η διαφορά μεταξύ της μέγιστης και της ελάχιστης τιμής. Συνήθως όμως στη βιβλιογραφία προτείνεται η "κανονικοποίηση" της τιμής του εύρους είτε ως προς την ελάχιστη τιμή του είτε, συνήθως, ως προς τη μέση τιμή της κατανομής.

Με βάση την τυπική διαδικασία κατασκευής των "θετικών" δεικτών ανισότητας, η σχετική μέση απόκλιση (R) επιλέγει ως εισόδημα αναφοράς το μέσο εισόδημα της κατανομής του πληθυσμού, στη συνέχεια υπολογίζει το άθροισμα των απολύτων αποκλίσεων όλων των εισοδημάτων από το εισόδημα αναφοράς, και τέλος εκφράζει το άθροισμα αυτό ως ποσοστό του συνολικού εισοδήματος. Έτσι έχουμε τον τύπο: $R = (1/n\mu)\sum|y_i - \mu|$.[22] Η τιμή του δείκτη R βρίσκεται στο διάστημα [0, $(n-1)/n$]. Η σχετική μέση απόκλιση έχει όλες τις επιθυμητές ιδιότητες με εξαίρεση την αρχή των μεταβιβάσεων η οποία ικανοποιείται μερικά. Συγκεκριμένα, ο δείκτης R είναι ευαίσθητος στις μεταβιβάσεις του εισοδήματος μόνο εάν τα άτομα που λαμβάνουν μέρος στις μεταβιβάσεις αυτές δεν βρίσκονται και τα δύο στην ίδια πλευρά (πάνω ή κάτω) ως προς το μέσο εισόδημα της κατανομής. Σε όρους της καμπύλης Lorenz, όπως αποδεικνύει ο Kakwani (1980, σελ. 80), η σχετική μέση απόκλιση είναι ίση με τη μέγιστη απόσταση μεταξύ της καμπύλης Lorenz και της διαγωνίου της ισοκατανομής.

Στις περισσότερες στατιστικές αναλύσεις το πιο διαδεδομένο μέτρο της διασποράς μιας κατανομής συχνοτήτων είναι η διακύμανση. Το μέτρο αυτό χρησιμοποιείται και ως δείκτης ανισότητας και ο υπολογισμός του, ως γνωστό, στηρίζεται στο άθροισμα των τετραγώνων των αποκλίσεων της μεταβλητής που χρησιμοποιείται για τη μέτρηση της ανισότητας από τη μέση τιμή της, δηλ. $V = (1/n)\sum(y_i - \mu)^2$. Η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης, ορίζει την τυπική (ή μέση) απόκλιση τετραγώνου (σ). Το κύριο χαρακτηριστικό της διακύμανσης είναι οι υψηλές σταθμίσεις που δίνει στις μεγάλες αποκλίσεις των εισοδημάτων από το μέσο εισόδημα. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα, μια μεταβίβαση εισοδήματος γύρω από το μέσο της κατανομής να επιφέρει πολύ μικρότερη μεταβολή στην τιμή του V, σε σχέση με ισόποση μεταβίβαση στα άκρα της κατανομής του εισοδήματος. Η τιμή της διακύμανσης εξαρτάται από το μέγεθος του πληθυσμού του δείγματος και επιπλέον επηρεάζεται σημαντικά από τις μονάδες μέτρησης της κατανομής του εισοδήματος. Έτσι, εάν το εισόδημα όλων των ατόμων πολλαπλασιαστεί με μία σταθερά λ, τότε η διακύμανση πολλαπλασιάζεται με λ^2. Ωστόσο, εάν η διακύμανση διαιρεθεί με το τετράγωνο του μέσου εισοδήματος, ο συντελεστής που προκύπτει ικανοποιεί την αρχή της ανεξαρτησίας ως προς το μέσο ή τις μονάδες μέτρησης και χρησιμοποιείται πολλές φορές ως δείκτης ανισότητας.

Ένα άλλο συχνά χρησιμοποιούμενο μέτρο διασποράς και ανισότητας είναι ο συντελεστής μεταβλητότητας (C), ο οποίος προκύπτει άμεσα από τη διακύμανση και αντίθετα από αυτήν ικανοποιεί και την αρχή της ανεξαρτησίας ως προς το μέσο. Μαθηματικά ο δείκτης C ορίζεται, ως το πηλίκο της τετραγωνικής ρίζας της διακύμανσης (δηλ. την τυπική απόκλιση, σ) με τη μέση τιμή της κατανομής. Δηλαδή έχουμε, $C = \sqrt{V}/\mu = \sigma/\mu$. Ο συντελεστής μεταβλητότητας δίνει την ίδια βαρύτητα σε μεταβιβάσεις που απέχουν εξίσου από το μέσο της κατανομής, και με βάση το σύστημα στάθμισης της διακύμανσης, η βαρύτητα αυτή γίνεται μεγαλύτερη καθώς η απόσταση του εισοδήματος από το μέσο της κατανομής αυξάνει, δηλαδή στα άκρα της κατανομής. Δεδομένης μάλιστα της θετικής ασυμμετρίας που συνήθως διακρίνει τις πραγματικές κατανομές του εισοδήματος η ευαισθησία αυτή γίνεται σχετικά μεγαλύτερη στο άνω άκρο της κατανομής.[23]

---

[22] Ο δείκτης αυτός είναι γνωστός και ως συντελεστής του Schutz (1951).

[23] Ο Sen (1973), ασκώντας κριτική στην ιδιότητα αυτή του δείκτη C διατύπωσε την άποψη ότι είναι προτιμότερο τα μέτρα ανισότητας να δίνουν μεγαλύτερη βαρύτητα σε μεταβιβάσεις στο κατώτερο άκρο της κατανομής.

Οι τιμές του δείκτη C βρίσκονται στο διάστημα [0, $\sqrt{n-1}$] ενώ η τιμή του τείνει στο άπειρο καθώς ο αριθμός των ατόμων αυξάνει και ένα μόνο άτομο κατέχει το σύνολο του εισοδήματος.

Ένας άλλος τρόπος για να επιτευχθεί η ανεξαρτησία της διακύμανσης από το μέσο της κατανομής, εκτός από το συντελεστή μεταβλητότητας, είναι η χρήση της διακύμανσης των λογαρίθμων των αρχικών εισοδημάτων (L), η οποία ορίζεται ως εξής:

$$L = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(\log y_i - \log \mu^*)^2 ,$$

όπου, μ^* είναι ο γεωμετρικός μέσος της κατανομής των εισοδημάτων. Ο δείκτης L είναι ανεξάρτητος από τις μονάδες μέτρησης του εισοδήματος. Επιπλέον, η διακύμανση των λογαρίθμων ικανοποιεί την ιδιότητα της ανεξαρτησίας ως προς το μέγεθος του πληθυσμού και δείχνει μεγαλύτερη ευαισθησία σε μεταβιβάσεις που γίνονται στο κατώτερο άκρο της κατανομής του εισοδήματος. Ωστόσο, όπως αποδεικνύει ο Creedy (1977), η συνθήκη των Pigou-Dalton δεν ικανοποιείται για εισοδήματα μεγαλύτερα από $\mu^* e$, όπου e είναι η βάση των φυσικών λογαρίθμων ενώ ισχύει για το μεγαλύτερο μέρος των εισοδημάτων που είναι μικρότερα από την τιμή αυτή. Αυτό σημαίνει ότι μία αντίστροφα προοδευτική μεταβίβαση μεταξύ εισοδημάτων που είναι μεγαλύτερα από το 2.718 της τιμής του γεωμετρικού μέσου της κατανομής, θα έχει ως συνέπεια τη μείωση, αντί της αναμενόμενης αύξησης, της τιμής της διακύμανσης των λογαρίθμων. Στην πράξη, όπως παρατηρεί ο Creedy (1977), η πιθανότητα παραβίασης της αρχής των μεταβιβάσεων είναι πολύ μικρή. Οι δείκτες που βασίζονται στους λογαρίθμους των εισοδημάτων, έχουν ένα σοβαρό πρακτικό πρόβλημα. Συγκεκριμένα, δεν ορίζονται αν υπάρχει κάποιο άτομο με μηδενικό ή αρνητικό εισόδημα.[24] Τέλος, ένα σημαντικό χαρακτηριστικό του δείκτη της διακύμανσης των λογαρίθμων είναι ότι μπορεί να διασπασθεί σε δύο τμήματα, δίνοντας την ανισότητα εντός των διαφόρων πληθυσμιακών ομάδων και μεταξύ των ομάδων αυτών χωριστά.

3.3β Οι δείκτες εντροπίας του Theil

Ο Theil (1967) βασιζόμενος στη θεωρία της πληροφόρησης (information theory), υποστήριξε την ύπαρξη αναλογικότητας μεταξύ της εντροπίας ενός συστήματος και της μέτρησης της ανισότητας εισάγοντας με τον τρόπο αυτό μία διαφορετική ομάδα δεικτών ανισότητας οι οποίοι βασίζονται στην έννοια της εντροπίας. Συγκεκριμένα, ο Theil ορίζει το δείκτη ανισότητας T , ως:

$$T = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\mu}\right)\log\left(\frac{y_i}{\mu}\right).$$

Με ανάλογο τρόπο, ο Theil ορίζει έναν δεύτερο δείκτη ανισότητας N , γνωστό και ως μέση λογαριθμική απόκλιση, αντιστρέφοντας τους ρόλους των μεριδίων του εισοδήματος $y_i / n\mu$ και του πληθυσμού $1/n$, στην προηγούμενη σχέση. Έτσι έχουμε:

---

[24] Πολλοί συγγραφείς, για να ξεπεράσουν το πρόβλημα αυτό αντικαθιστούν τα μηδενικά εισοδήματα με ένα πολύ μικρό θετικό εισόδημα, συνήθως το ελάχιστο θετικό της κατανομής. Η ίδια πρακτική ακολουθείται και στην περίπτωση που στην κατανομή υπάρχουν αρνητικά εισοδήματα. Πρέπει πάντως να επισημανθεί ότι η πρακτική αυτή καθιστά τους δείκτες αυτούς ευαίσθητους στην επιλογή του ελάχιστου αυτού εισοδήματος.

$$N = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\left(\frac{\mu}{y_i}\right)=\log\left(\frac{\mu}{\mu^*}\right),$$

όπου μ^* είναι ο γεωμετρικός μέσος της κατανομής του εισοδήματος.

Οι δείκτες T και N ικανοποιούν τις αρχές της συμμετρίας, της ανεξαρτησίας ως προς το μέγεθος του δείγματος και τις μονάδες μέτρησης. Ικανοποιούν επίσης τη συνθήκη των Pigou-Dalton και παρουσιάζουν μεγαλύτερη ευαισθησία σε μεταβιβάσεις που λαμβάνουν χώρα στα άκρα της κατανομής του εισοδήματος. Ωστόσο οι δείκτες Theil δεν έχουν ένα σταθερό άνω όριο τιμών και συγκεκριμένα εάν ένα άτομο κατέχει το σύνολο του εισοδήματος, ο δείκτης T παίρνει τιμή logn ενώ ο δείκτης N δεν μπορεί να υπολογιστεί (η τιμή του τείνει στο άπειρο). Στην περίπτωση της πλήρους ισότητας, όπου το κάθε άτομο λαμβάνει το μέσο εισόδημα, οι τιμές και των δύο δεικτών είναι μηδέν. Τέλος, ένα άλλο ιδιαίτερα ενδιαφέρον χαρακτηριστικό των δεικτών Theil, είναι ότι επιτρέπουν τη διάσπαση της συνολικής ανισότητας σε ανισότητες "μεταξύ" και "εντός" των διαφόρων ομάδων του πληθυσμού.

3.4 "Κανονιστικοί" δείκτες ανισότητας

Όπως έχει ήδη τονιστεί, όλοι οι προηγούμενοι δείκτες ανισότητας έχουν χαρακτηριστεί στη βιβλιογραφία ως "περιγραφικοί" ή "θετικοί" (positive) δείκτες ανισότητας γιατί δεν προκύπτουν άμεσα από μία συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας. Ήδη από το 1920 ο Dalton υποστήριξε ότι η επιλογή του κατάλληλου δείκτη ανισότητας συνεπάγεται δεοντολογικές αξιολογικές κρίσεις οι οποίες ενσωματώνονται στην επιλεγόμενη συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας. Έτσι ο δείκτης που πρότεινε ο Dalton, βασίζεται στην ιδέα της αναλογικής απώλειας ευημερίας που προκαλείται από την ύπαρξη της ανισότητας. Στην προσέγγιση του Dalton η συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας είναι το άθροισμα των ατομικών συναρτήσεων χρησιμότητας (ίδιες για όλα τα άτομα), οι οποίες είναι αυστηρά κοίλες συναρτήσεις των ατομικών εισοδημάτων. Έτσι, η μέγιστη κοινωνική ευημερία επιτυγχάνεται όταν το συνολικό εισόδημα κατανέμεται εξ' ίσου σε όλα τα άτομα, ενώ κάθε εκτροπή από την κατάσταση της πλήρους ισότητας μειώνει την κοινωνική ευημερία. Με βάση τις προηγούμενες ιδιότητες της συνάρτησης κοινωνικής ευημερίας, ο δείκτης ανισότητας (D) του Dalton ορίζεται ως ο λόγος της πραγματικής κοινωνικής ευημερίας προς τη μέγιστη κοινωνική ευημερία που επιτυγχάνεται στην περίπτωση της ισοκατανομής.

Ο Atkinson (1970) εισάγει την έννοια του "ισοκατανεμημένου ισοδύναμου εισοδήματος" (equally distributed equivalent income), y_e, που είναι το επίπεδο του κατά κεφαλή εισοδήματος το οποίο αν κατανεμηθεί εξ΄ ίσου σε όλα τα άτομα θα δώσει το ίδιο επίπεδο κοινωνικής ευημερίας με την πραγματική κατανομή. Δεδομένης της προηγούμενης σχέσης, ο δείκτης ανισότητας του Atkinson (A) ορίζεται ως η διαφορά μεταξύ του αριθμητικού μέσου της κατανομής του εισοδήματος και του "ισοκατανεμημένου ισοδύναμου εισοδήματος", διαιρούμενη με τον αριθμητικό μέσο της κατανομής του εισοδήματος, δηλαδή έχουμε:

$$A = 1 - \left(\frac{y_e}{\mu}\right).$$

Η τιμή του δείκτη A κυμαίνεται μεταξύ του μηδενός (πλήρης ισότητα) και της μονάδας (πλήρης ανισότητα). Καθώς η κατανομή του εισοδήματος γίνεται πιο ίση, ο δείκτης μειώνεται και χρειάζεται ένα

υψηλότερο επίπεδο ισοδύναμου εισοδήματος (σε σχέση με το μέσο) για να επιτευχθεί το ίδιο επίπεδο κοινωνικής ευημερίας με αυτό της πραγματικής κατανομής. Κάθε τιμή του δείκτη έχει μία εύκολη ερμηνεία. Για παράδειγμα, μία τιμή A=0.3, σημαίνει ότι αν τα εισοδήματα ήταν ίσα κατανεμημένα, τότε μόνο το 70% του τρέχοντος εισοδήματος θα ήταν αρκετό για να επιτευχθεί το ίδιο επίπεδο κοινωνικής ευημερίας με αυτό που πραγματικά επιτυγχάνεται.

Με σκοπό να επιτύχει ο Atkinson την ανεξαρτησία του δείκτη A, ως προς το μέσο της κατανομής των εισοδημάτων, εξειδικεύει μία ίδια για όλα τα άτομα, αύξουσα και κοίλη ως προς τα ατομικά εισοδήματα συνάρτηση χρησιμότητας. Επιπλέον, ο Atkinson περιορίζει τη συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας (W) ώστε να είναι ομοθετική, συμμετρική, και αθροιστικά διαχωρίσιμη ως προς τις ατομικές χρησιμότητες.[25] Συνδυάζοντας τα προηγούμενα προκύπτει η παρακάτω παραμετρική μορφή του δείκτη ανισότητας του Atkinson:

$$A(\varepsilon) = 1 - \frac{1}{\mu}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \text{ για } \varepsilon \neq 1,\ \varepsilon \geq 0, \text{ και}$$

Η παράμετρος ε εκφράζει τον βαθμό αποστροφής προς την ανισότητα ή με άλλα λόγια, τη σχετική ευαισθησία της κοινωνίας σε μεταβιβάσεις στα διάφορα τμήματα της κατανομής του εισοδήματος. Συγκεκριμένα, όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή της παραμέτρου ε, τόσο μεγαλύτερη βαρύτητα δίνεται σε μεταβιβάσεις στο κάτω άκρο της κατανομής και μικρότερη στο άνω άκρο. Όταν είναι $\varepsilon = 0$ η ίδια ακριβώς βαρύτητα δίνεται σε όλα τα επίπεδα του εισοδήματος, ενώ καθώς το ε τείνει στο άπειρο η συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας γίνεται $W = \min(y_i)$ και λαμβάνει υπόψη της μόνο μεταβιβάσεις από και προς το χαμηλότερο εισόδημα. Γενικά, ο δείκτης του Atkinson ικανοποιεί τα αξιώματα της συμμετρίας, της ανεξαρτησίας ως προς το μέσο και το μέγεθος του πληθυσμού καθώς και την αρχή των μεταβιβάσεων (για $\varepsilon \neq 0$). Επιπλέον, όπως ήδη τονίστηκε, έχει μία εύκολη και χρήσιμη ερμηνεία. Η κριτική που ασκείται αναφέρεται κυρίως στις περιοριστικές υποθέσεις που χρησιμοποιεί ο Atkinson για την κατασκευή του δείκτη του. Ιδιαίτερα η υπόθεση της αθροιστικής συνάρτησης κοινωνικής ευημερίας θεωρείται από μερίδα συγγραφέων ως ιδιαίτερα περιοριστική η οποία θα μπορούσε να αντικατασταθεί από μία συμμετρική και όχι αυστηρά κοίλη συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας.

3.5 Επιλογή δεικτών μέτρησης της ανισότητας

Όπως προκύπτει από την προηγούμενη ανάλυση, δεν υπάρχει, τουλάχιστον μέχρι σήμερα, ένας "ιδεώδης" και γενικά αποδεκτός δείκτης ανισότητας. Κάθε δείκτης ανισότητας αντιστοιχεί άμεσα ή έμμεσα σε μία διαφορετική συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας και, επομένως, είναι περισσότερο ή λιγότερο ευαίσθητος σε διαφορετικούς τύπους μεταβιβάσεων. Εφόσον δεν μπορεί να υπάρξει μία ομόφωνα αποδεκτή άριστη συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας, δεν μπορεί να υπάρξει και ένας ομόφωνα αποδεκτός άριστος δείκτης

---

[25] Η πρώτη από τις υποθέσεις εξασφαλίζει ότι μία αύξηση σε οποιοδήποτε εισόδημα θα οδηγήσει σε αύξηση της κοινωνικής ευημερίας ή στη χειρότερη περίπτωση δεν θα την επηρεάσει (δεν μπορεί πάντως να τη μειώσει). Σύμφωνα με τη δεύτερη υπόθεση της συμμετρίας και καθώς όλα τα άτομα έχουν την ίδια συνάρτηση ατομικής χρησιμότητας, η συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας είναι ανεξάρτητη από το ποιο άτομο κατέχει κάθε συγκεκριμένο εισόδημα. Η τρίτη και ιδιαίτερα περιοριστική υπόθεση, υπονοεί ότι μεταβολές στην κοινωνική ευημερία που προέρχονται από τη μεταβολή κάποιου συγκεκριμένου ατομικού εισοδήματος είναι εντελώς ανεπηρέαστες από τυχόν μεταβολές των άλλων εισοδημάτων. Με άλλα λόγια αποκλείεται η κοινωνική αναγνώριση των συναισθημάτων του φθόνου, της ζήλιας κ.λπ, αλλά και του αλτρουισμού.

ανισότητας. Η μορφή και οι ιδιότητες της κάθε φορά επιλεγόμενης συνάρτησης κοινωνικής ευημερίας είναι καθοριστικοί παράγοντες και οδηγούν στην κατασκευή διαφορετικών "κανονιστικών" δεικτών ανισότητας οι οποίοι δεν οδηγούν κατ' ανάγκη στο ίδιο αποτέλεσμα. Συνεπώς κάθε προσπάθεια επιλογής ενός συγκεκριμένου δείκτη ανισότητας ενσωματώνει άμεσα ή έμμεσα υποκειμενικές αξιολογικές κρίσεις.

Εφόσον δεν μπορεί να υπάρχει γενική συμφωνία ως προς την επιλογή του πλέον κατάλληλου δείκτη για τη μέτρηση και ανάλυση του μεγέθους της ανισότητας μιας κατανομής, κρίνεται σκόπιμο να προκριθούν για την ανάλυση της ανισότητας έξι συνολικά δείκτες. Οι δείκτες αυτοί είναι: ο συντελεστής Gini (G), η διακύμανση των λογαρίθμων (L), ο δείκτης του Theil (T), η μέση λογαριθμική απόκλιση (N, γνωστή και ως δεύτερος δείκτης του Theil), και ο δείκτης του Atkinson (A) για τιμές της παραμέτρου αποστροφής της ανισότητας ε, 0.5 και 2. Η επιλογή των δεικτών αυτών έγινε με βάση τα παρακάτω κριτήρια: Πρώτον, οι δείκτες αυτοί ικανοποιούν όλα τα αξιώματα που θεωρούνται ιδιαίτερα επιθυμητά στη σχετική βιβλιογραφία (συμμετρία, ανεξαρτησία ως προς το μέσο, ανεξαρτησία ως προς το μέγεθος του πληθυσμού και αρχή των μεταβιβάσεων).[26] Δεύτερον, καλύπτουν ένα ευρύ φάσμα διαφορετικών μορφών ευαισθησίας ως προς τις μεταβολές της συνολικής ανισότητας. Πιο συγκεκριμένα, η διακύμανση των λογαρίθμων, η μέση λογαριθμική απόκλιση και ο δείκτης του Atkinson (ε=2), είναι σχετικά πιο ευαίσθητοι σε μεταβιβάσεις στο κάτω άκρο της κατανομής, ο δείκτης του Theil και ο δείκτης του Atkinson (ε=0,5) στο άνω άκρο και ο συντελεστής Gini γύρω από τη διάμεσο. Έτσι η συνδυασμένη χρήση των δεικτών αυτών ικανοποιεί ένα σημαντικό εύρος προτιμήσεων αναφορικά με το βαθμό ανταπόκρισης ενός δείκτη σε διαφορετικού τύπου μεταβιβάσεις. Τρίτον, οι περισσότεροι από αυτούς έχουν ιδιαίτερα χρήσιμα χαρακτηριστικά τα οποία μπορούν να αξιοποιηθούν για την καλύτερη διερεύνηση των χαρακτηριστικών της ανισότητας. Οι δείκτες L, T και N επιτρέπουν τη λεπτομερή εξέταση της δομής της ανισότητας σ' ένα συγκεκριμένο πληθυσμό και πιο συγκεκριμένα επιτυγχάνουν τη διάσπαση της συνολικής ανισότητας σε ανισότητα "μεταξύ" πληθυσμιακών ομάδων και ανισότητα "εντός" πληθυσμιακών ομάδων. Επιπλέον ο δείκτης L ακολουθεί γνωστή κατανομή και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας των αποτελεσμάτων της διάσπασης. Ο δείκτης G επιτρέπει την εκτίμηση της συνεισφοράς συγκεκριμένων πηγών εισοδήματος ή καταναλωτικών δαπανών στη διαμόρφωση της συνολικής ανισότητας και τέλος ο ευρέως χρησιμοποιούμενος δείκτης A καθιστά ολοφάνερη την επίδραση των κοινωνικών προτιμήσεων ως προς την αποστροφή της ανισότητας.

Στο Παράρτημα, συνοψίζονται τα βασικά χαρακτηριστικά, οι ιδιότητες, η ιδιαίτερη ευαισθησία και η δυνατότητα διάσπασης των έξι προηγούμενων δεικτών ανισότητας οι οποίοι προκρίθηκαν από την παρούσα μελέτη για την παραπέρα ανάλυση του φαινομένου των οικονομικών ανισοτήτων. Τέλος, πρέπει και πάλι να επισημανθεί ότι, ακριβώς λόγω του ότι διαφορετικοί δείκτες ανισότητας αντιστοιχούν σε διαφορετικές συναρτήσεις κοινωνικής ευημερίας, σε αρκετές περιπτώσεις τα αποτελέσματα της εμπειρικής ανάλυσης είναι δυνατόν να παρουσιάζουν αξιοσημείωτη ευαισθησία ως προς τους χρησιμοποιούμενους δείκτες.

---

[26] Για την ακρίβεια και όπως επισημάνθηκε, η διακύμανση των λογαρίθμων παραβιάζει την αρχή των μεταβιβάσεων στην εξαιρετικά σπάνια περίπτωση όπου η μεταβίβαση γίνεται μεταξύ δύο μελών του πληθυσμού με εισόδημα μεγαλύτερο από $e\mu^*$, όπου e η βάση των φυσικών λογαρίθμων [Cowell (1995)].

3.6 Διάσπαση της ανισότητας κατά πληθυσμιακή ομάδα

Τα τελευταία έτη, ένα μεγάλο μέρος της βιβλιογραφίας σχετικά με τη δομή της ανισότητας ασχολείται συστηματικά με τη διάσπαση της συνολικής ανισότητας στα επιμέρους στοιχεία της. Εκφράζεται η άποψη, ότι μία ιδιαίτερα χρήσιμη ιδιότητα των δεικτών ανισότητας είναι η δυνατότητα διάσπασής τους με τρόπο ώστε να εκτιμάται η συνεισφορά των επιμέρους παραγόντων στη διαμόρφωση της συνολικής ανισότητας. Γενικά μπορούμε να διακρίνουμε δύο διαφορετικές προσεγγίσεις διάσπασης της ανισότητας. Η πρώτη και συνηθέστερη, εξετάζει τη σχέση μεταξύ της συνολικής ανισότητας και των επιπέδων ανισότητας των επιμέρους πληθυσμιακών ομάδων (inequality decomposition by population subgroups), ενώ η δεύτερη εξετάζει τη συνεισφορά των επιμέρους πηγών εισοδήματος ή των επιμέρους κατηγοριών δαπάνης στη συνολική ανισότητα (inequality decomposition by factor components) [Tsakloglou (1988, 1992α, 1993), Mitrakos και Tsakloglou (1997)].

Μία ομάδα δεικτών ανισότητας επιτρέπει τη διάσπαση της συνολικής ανισότητας σε ανισότητα "μεταξύ πληθυσμιακών ομάδων" και ανισότητα "εντός πληθυσμιακών ομάδων", όταν ο πληθυσμός χωριστεί σε μη επικαλυπτόμενες ομάδες ("αθροιστικά διαχωρίσιμοι δείκτες ανισότητας"). Το μέρος της ανισότητας "μεταξύ" των ομάδων μπορεί να οριστεί ως η τιμή του δείκτη ανισότητας, όταν όλες οι διαφορές στα εισοδήματα "εντός" των ομάδων έχουν τεχνικά εξαφανισθεί.[27] Δηλαδή είναι η τιμή του δείκτη ανισότητας για την υποθετική κατανομή όπου κάθε άτομο στην ίδια ομάδα λαμβάνει εισόδημα ίσο με το μέσο εισόδημα της ομάδας. Με τον τρόπο αυτό η ανισότητα "εντός" των ομάδων εξαλείφεται και αυτό που μένει είναι οι διαφορές των εισοδημάτων "μεταξύ" των πληθυσμιακών ομάδων. Αντίστοιχα, η ανισότητα "εντός" των ομάδων ορίζεται ως η τιμή του δείκτη ανισότητας όταν οι εισοδηματικές διαφορές "μεταξύ" των ομάδων έχουν εξαφανισθεί αλλά οι εισοδηματικές διαφορές "εντός" των διαφόρων ομάδων παραμένουν σταθερές. Δηλαδή, είναι η τιμή του δείκτη για μια υποθετική κατανομή, στην οποία ο μέσος κάθε ομάδας είναι ίδιος με το γενικό μέσο. Αυτό μπορεί να προκύψει με αναλογική μεταβολή όλων των εισοδημάτων των ατόμων που βρίσκονται στην ίδια ομάδα και βέβαια έχει νόημα μόνο όταν ο συγκεκριμένος δείκτης ανισότητας ικανοποιεί την ιδιότητα της ανεξαρτησίας ως προς το μέσο της κατανομής. Όταν ένας δείκτης ανισότητας μπορεί να γραφεί σαν το άθροισμα των δύο επιμέρους ("μεταξύ" και "εντός" των ομάδων) ανισοτήτων, όπως αυτές ορίστηκαν προηγουμένως, τότε λέμε ότι ο δείκτης αυτός είναι "αυστηρά αθροιστικά διαχωρίσιμος". Χρησιμοποιώντας τέτοιους δείκτες ανισότητας μπορούμε να υπολογίσουμε την ποσοστιαία συνεισφορά κάθε πληθυσμιακής ομάδας στη διαμόρφωση του επιπέδου της συνολικής ανισότητας, καθώς επίσης και την ποσοστιαία συνεισφορά της διατομεακής ("μεταξύ" των ομάδων) ανισότητας.

Ένας λιγότερο αυστηρός ορισμός για τη μέτρηση της ανισότητας "εντός" των ομάδων υπολογίζει ξεχωριστά το δείκτη ανισότητας για κάθε ομάδα και ορίζει την ανισότητα "εντός" των ομάδων ως το άθροισμα των επιμέρους δεικτών, σταθμισμένων με τα εισοδηματικά μερίδια των ομάδων. Με άλλα λόγια, στην περίπτωση αυτή η ανισότητα "εντός" των ομάδων είναι μία αθροιστικά διαχωρίσιμη συνάρτηση των εισοδηματικών μεριδίων και των δεικτών ανισότητας των διαφόρων ομάδων του πληθυσμού. Έτσι, εάν η τιμή ενός δείκτη ανισότητας μπορεί να εκφραστεί ως το σταθμισμένο άθροισμα των ανισοτήτων "εντός" των ομάδων συν την

---

[27] Η αναφορά στην κατανομή του εισοδήματος γίνεται για λόγους απλούστευσης.

"μεταξύ" των ομάδων ανισότητα, τότε λέμε ότι ο δείκτης αυτός είναι "ασθενώς αθροιστικά διαχωρίσιμος". Γενικά στους αθροιστικά διαχωρίσιμους δείκτες ανισότητας οι σταθμίσεις των "εντός" των ομάδων ανισοτήτων μπορεί να είναι είτε τα εισοδηματικά μερίδια (ασθενής διάσπαση) ή τα μερίδια του πληθυσμού (ισχυρή διάσπαση) των αντιστοίχων ομάδων. Εάν ένας δείκτης είναι αυστηρά αθροιστικά διαχωρίσιμος, η εξάλειψη των ανισοτήτων "μεταξύ" των ομάδων δεν επηρεάζει την ανισότητα "εντός" των ομάδων, ενώ αντίθετα εάν είναι μόνο ασθενώς αθροιστικά διαχωρίσιμος, η εξάλειψη αυτή επηρεάζει την τιμή της ανισότητας "εντός" των ομάδων. Αυτό συμβαίνει γιατί μετά την εξάλειψη των ανισοτήτων "μεταξύ" των ομάδων, οι σταθμίσεις που χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό της ανισότητας "εντός" των ομάδων, για μεν τους αυστηρά διαχωρίσιμους δείκτες είναι τα μερίδια του πληθυσμού τα οποία παραμένουν αμετάβλητα, για δε τους ασθενώς διαχωρίσιμους δείκτες είναι τα εισοδηματικά μερίδια τα οποία μεταβάλλονται.

Εάν ένας πληθυσμός (με μέγεθος n και μέσο εισόδημα μ) είναι ομαδοποιημένος σε $j(=1,2,...,J)$ μη επικαλυπτόμενες ομάδες, κατά τον Shorrocks (1984) ένας δείκτης ανισότητας (I) είναι "γενικά διαχωρίσιμος" ("generally decomposable") εάν μπορεί απλά να γραφεί σαν μία γενική συνάρτηση των επιμέρους μέσων τιμών (μ_j), των πληθυσμιακών μεριδίων (n_j) και των επιπέδων ανισότητας (I_j) των j υποομάδων. Έτσι, οι εξισώσεις διάσπασης των "γενικευμένων δεικτών εντροπίας" μπορούν να γραφούν ως εξής [Mookherjee και Shorrocks (1982), Anand (1983), Shorrocks (1984)]:

$$I(0) = N = \sum_{j=1}^{J} \frac{n_j}{n} N_j + \sum_{j=1}^{J} \frac{n_j}{n} \ln\left(\frac{\mu}{\mu_j}\right)$$

$$I(1) = T = \sum_{j=1}^{J} \frac{n_j \mu_j}{n \mu} T_j + \sum_{j=1}^{J} \frac{n_j \mu_j}{n \mu} \ln\left(\frac{\mu_j}{\mu}\right).$$

Στη βάση της προηγούμενης ανάλυσης μπορούμε να ομαδοποιήσουμε τους δείκτες μέτρησης της ανισότητας ανάλογα με τη δυνατότητα διάσπασής τους σε τρεις ομάδες: (1) στους αυστηρά αθροιστικά διαχωρίσιμους, (2) στους αθροιστικά διαχωρίσιμους με την ασθενή έννοια και (3) στους γενικά διαχωρίσιμους. Η ομαδοποίηση αυτή είναι κατά φθίνουσα ισχύ της δυνατότητας διάσπασης των δεικτών με την πρώτη ομάδα να είναι υποσύνολο της δεύτερης και τη δεύτερη υποσύνολο της τρίτης.

Γενικά, όλοι οι αθροιστικά διαχωρίσιμοι δείκτες ανισότητας μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τους σκοπούς της διάσπασης της συνολικής ανισότητας κατά πληθυσμιακές ομάδες. Από την προηγούμενη ανάλυση γίνεται φανερό ότι η συνεισφορά της ανισότητας "μεταξύ" των ομάδων στη συνολική ανισότητα εξαρτάται από το δείκτη που χρησιμοποιείται στη διάσπαση της συνολικής ανισότητας. Για την επιλογή των πλέον κατάλληλων δεικτών θα πρέπει να συνεκτιμώνται οι ιδιότητες των δεικτών ανισότητας καθώς και η διαφορετική ευαισθησία των δεικτών αυτών σε μεταβιβάσεις στα διάφορα τμήματα της κατανομής.

$$L = \sum_{j=1}^{J} \frac{n_j}{n} L_j + \sum_{j=1}^{J} \frac{n_j}{n} \left(\ln \mu_j^* - \ln \mu^*\right)^2,$$

όπου μ^*, μ_j^* είναι ο γεωμετρικός μέσος της κατανομής του εισοδήματος ολόκληρου του πληθυσμού και της ομάδας j, αντίστοιχα. Με βάση τις προηγούμενες εξισώσεις, οι δείκτες ανισότητας T, N και L είναι αθροιστικά διαχωρίσιμοι και η συνολική ανισότητα μπορεί να εκφραστεί σαν το σταθμισμένο άθροισμα των ίδιων των δεικτών για τις διάφορες ομάδες ("ανισότητα εντός των ομάδων", πρώτοι όροι εξισώσεων), συν

την τιμή των δεικτών εάν όλα τα μέλη της κάθε ομάδας κατέχουν εισόδημα ίσο με το μέσο εισόδημα της ομάδας τους ("ανισότητα μεταξύ των ομάδων", δεύτεροι όροι εξισώσεων).[28] Από την τελευταία προκύπτει ότι ο δείκτης T είναι μόνο ασθενώς αθροιστικά διαχωρίσιμος, αφού οι σταθμίσεις που χρησιμοποιεί για την ανισότητα "εντός" των ομάδων είναι τα μερίδια του εισοδήματος των ομάδων στο συνολικό εισόδημα, $n_j\mu_j / n\mu$. Οι αντίστοιχες σταθμίσεις στους δείκτες L και N είναι οι πληθυσμιακές μερίδες, n_j / n και έτσι οι δείκτες αυτοί είναι αυστηρά αθροιστικά διαχωρίσιμοι. Η διαφορά τους βρίσκεται στο γεγονός ότι ο δείκτης N είναι διαχωρίσιμος γύρω από τον αριθμητικό μέσο μ της κατανομής και επιπλέον έχει όλες τις επιθυμητές ιδιότητες, ενώ αντίθετα ο δείκτης L είναι διαχωρίσιμος γύρω από το γεωμετρικό μέσο μ^* και δεν ικανοποιεί την αρχή των μεταβιβάσεων σε όλο το εύρος της κατανομής.

Πρέπει τέλος να τονίσουμε ότι ο τρόπος διάσπασης της συνολικής ανισότητας και ο υπολογισμός της συνεισφοράς των επιμέρους στοιχείων της στο σύνολο είναι καθαρά περιγραφικός. Δεν έχει γίνει προσπάθεια να βασιστεί η διάσπαση αυτή στη στατιστική θεωρία. Κάτι τέτοιο δεν είναι εύκολο να γίνει τουλάχιστον για τους δύο δείκτες T και N του Theil οι οποίοι δεν ακολουθούν κάποια γνωστή κατανομή. Αντίθετα, η διάσπαση της διακύμανσης των λογαρίθμων L, μπορεί να βασιστεί στην τυπική ανάλυση της διακύμανσης και επιπλέον ο λόγος της "μεταξύ" των ομάδων προς την "εντός" των ομάδων διακύμανση είναι γνωστό ότι ακολουθεί την F κατανομή. Έτσι είναι δυνατός ο έλεγχος της στατιστικής σημαντικότητας των εμπειρικά εκτιμημένων συνεισφορών των επιμέρους στοιχείων της συνολικής ανισότητας.

Η πολυμεταβλητή διάσπαση της ανισότητας αναλύει τη συνδυασμένη συνεισφορά πολλών παραγόντων στη συνολική ανισότητα. Στην περίπτωση αυτή το επίπεδο της ανισότητας "μεταξύ" ομάδων είναι μεγαλύτερο ή ίσο από τα επιμέρους "μεταξύ" ομάδων επίπεδα ανισότητας της μονομεταβλητής διάσπασης και μικρότερο ή ίσο με το άθροισμά τους. Όσο μικρότερη η συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών που χρησιμοποιούνται στην πολυμεταβλητή διάσπαση της ανισότητας τόσο περισσότερο το "μεταξύ" ομάδων επίπεδο της ανισότητας της πολυμεταβλητής διάσπασης θα πλησιάζει το άθροισμα των "μεταξύ" ομάδων επιπέδων της ανισότητας της μονομεταβλητής διάσπασης. Στην ακραία περίπτωση των ορθογώνιων μεταξύ τους μεταβλητών, το "μεταξύ" ομάδων επίπεδο της πολυμεταβλητής διάσπασης θα είναι ίσο με το άθροισμα των επιπέδων των "μεταξύ" ομάδων ανισοτήτων. Η ποσοστιαία συνεισφορά (στη συνολική ανισότητα) της "μεταξύ" των ομάδων συνιστώσας της πολυμεταβλητής διάσπασης είναι ανάλογη με το R^2 της πολλαπλής παλινδρόμησης. Στην ανάλυση της παλινδρόμησης το R^2 αυξάνει όταν νέες ερμηνευτικές μεταβλητές εισάγονται στην εκτιμώμενη εξίσωση. Κατά παρόμοιο τρόπο, στην πολυμεταβλητή διάσπαση της ανισότητας η συνεισφορά της "μεταξύ" ομάδων συνιστώσας αυξάνει καθώς ο πληθυσμός χωρίζεται σε περισσότερες ομοιογενείς ομάδες με τη χρησιμοποίηση και άλλων κριτηρίων (μεταβλητών). Στην ανάλυση της παλινδρόμησης το R^2 τείνει στο 100% καθώς ο αριθμός των ερμηνευτικών μεταβλητών προσεγγίζει τον αριθμό των παρατηρήσεων. Στην ανάλυση της διάσπασης της ανισότητας, η συνεισφορά της "μεταξύ"

---

[28] Σε γενικές γραμμές, όσο περισσότερες και όσο περισσότερο ομογενείς οι ομάδες στις οποίες ταξινομείται ο πληθυσμός, τόσο υψηλότερη η συνεισφορά των ανισοτήτων "μεταξύ ομάδων" στη συνολική ανισότητα. Στην ακραία περίπτωση όπου ο πληθυσμός ταξινομείται σε τόσες ομάδες όσες και τα μέλη του πληθυσμού, τότε όλη η ανισότητα αποδίδεται σε διαφορές "μεταξύ ομάδων" ενώ, αντίθετα, όταν όλος ο πληθυσμός ανήκει σε μία ομάδα η συνολική ανισότητα ταυτίζεται με την ανισότητα "εντός ομάδων".

ομάδων συνιστώσας στη συνολική ανισότητα, τείνει στο 100% καθώς ο αριθμός των μη κενών ομάδων του πληθυσμού προσεγγίζει τον αριθμό των μελών του.[29]

4 Ορισμός και μέτρηση της φτώχειας

Είναι ευρέως διαδεδομένη η άποψη ότι η φτώχεια εκφράζει ένα φαινόμενο με πολλές διαστάσεις. Γι αυτό κάθε προσπάθεια εμπειρικής διερεύνησης και ανάλυσης του φαινομένου της φτώχειας πρέπει εκ των πραγμάτων να λάβει υπόψη της μια σειρά μεθοδολογικών προβλημάτων. Τα προβλήματα αυτά ξεκινούν από τον ίδιο τον ορισμό της φτώχειας αλλά και τον τρόπο μέτρησής της, δηλαδή την εκτίμηση του συνόλου των φτωχών και την απεικόνιση της σχετικής πληροφορίας με κάποιον εύχρηστο στατιστικό δείκτη (Sen, 1983, 1992, Atkinson, 1987). Τα δύο αυτά ζητήματα παρουσιάζονται στη συνέχεια της ενότητας μαζί με το χρησιμοποιούμενο στατιστικό υλικό.

Η φτώχεια που υπάρχει σε μια κοινωνία καταγράφεται γενικά με δυο μορφές: ως "απόλυτη" και ως "σχετική". Σύμφωνα με την έννοια της απόλυτης φτώχειας, ένα άτομο θεωρείται φτωχό όταν το εισόδημά του δεν επαρκεί για την επιβίωσή του, δηλαδή τη διατήρηση της φυσικής του δύναμης και υγείας. Με την έννοια αυτή, η απόλυτη φτώχεια δίνει έμφαση στις βιολογικές ανάγκες και παραβλέπει άλλες πτυχές που σχετίζονται με τις κοινωνικές και πολιτιστικές αναζητήσεις του ανθρώπου της σύγχρονης εποχής. Ένα άτομο, για να ξεφύγει από την απόλυτη φτώχεια, πρέπει να κατέχει και να καταναλώνει ένα ελάχιστο "καλάθι" αγαθών και υπηρεσιών ποσοτικά και ποιοτικά καθορισμένων, που να περιλαμβάνει διατροφή, ένδυση, στέγαση κ.ά. Η χρηματική αξία αυτού του καλαθιού θα αντιστοιχεί στη λεγόμενη γραμμή φτώχειας (poverty line). Αναμφισβήτητα, η ύπαρξη απόλυτης φτώχειας αποτελεί ανεπιθύμητη κατάσταση για κάθε κοινωνία και η εξάλειψή της θα πρέπει να είναι πρωταρχικός σκοπός για τους υπευθύνους της άσκησης οικονομικής και κοινωνικής πολιτικής.

Με την έννοια της σχετικής φτώχειας, ένα άτομο θεωρείται φτωχό όταν το εισόδημά του δεν επαρκεί για να του εξασφαλίσει ένα επίπεδο διαβίωσης συνεπές με τις συνήθειες και τα πρότυπα της συγκεκριμένης κοινωνίας στην οποία ζει. Έτσι, στην περίπτωση αυτή η γραμμή φτώχειας ορίζεται σε σχέση με τα οικονομικά και άλλα χαρακτηριστικά της ομάδας στην οποία ανήκει το άτομο και κατά συνέπεια μπορεί να διαφοροποιείται μεταξύ χωρών, ομάδων, αλλά και διαχρονικά. Όπως είναι φανερό, η έννοια της σχετικής φτώχειας δέχεται την ύπαρξη όχι μόνο βιολογικών αναγκών αλλά και κοινωνικών και πολιτιστικών, που μέχρι ένα βαθμό "ολοκληρώνουν" το άτομο και το καθιστούν παραγωγικό μέλος της κοινωνίας. Έτσι, η σχετική θεώρηση της φτώχειας δίνει έμφαση στην οικονομική ανισότητα μεταξύ των μελών μιας κοινωνικής ομάδας, σε αντίθεση με την απόλυτη, που δίνει έμφαση στην οικονομική ανεπάρκεια.

Είναι προφανές από τα προηγούμενα ότι το πρώτο ζητούμενο στον ορισμό και τη μέτρηση της φτώχειας είναι ο καθορισμός μιας γραμμής φτώχειας που αποτελεί τη διαχωριστική γραμμή μεταξύ φτωχών και μη φτωχών νοικοκυριών. Ορισμένες μελέτες έχουν υιοθετήσει ως γραμμή φτώχειας οικονομικά μεγέθη τα οποία ορίζονται από το κράτος ως το κατώτατο όριο εισοδήματος που πρέπει να απολαμβάνει κάθε άτομο ή

[29] Για μία αναλυτική παρουσίαση και εφαρμογή της πολυμεταβλητής διάσπασης βλ. Fields (1979).

νοικοκυριό. Π.χ. στο Ηνωμένο Βασίλειο ο ορισμός αυτός είχε παλαιότερα βασιστεί στις προϋποθέσεις επιλογής για τη λήψη "Εθνικής Βοήθειας", ενώ στη Γαλλία από αρκετές μελέτες έχει υιοθετηθεί ως γραμμή φτώχειας ο κατώτατος μισθός. Οι ορισμοί μιας άλλης σειράς γραμμών φτώχειας στηρίζονται στο γεγονός ότι οι φτωχοί έχουν διαφορετικό πρότυπο κατανάλωσης από τους υπόλοιπους και αφιερώνουν υψηλά ποσοστά του εισοδήματός τους για είδη διατροφής. Έτσι, έχουν οριστεί ως φτωχά τα άτομα που δαπανούν μεγάλο ποσοστό του εισοδήματος τους για είδη διατροφής, ένδυση και άλλα στοιχειώδη αγαθά. Τέλος, ορισμένοι μελετητές, υποστηρίζοντας ότι το εισόδημα ή η κατανάλωση από μόνα τους δεν αποτελούν επαρκείς δείκτες για τον ορισμό και τη μέτρηση της φτώχειας, έχουν χαρακτηρίσει ως φτωχούς όσους δεν κατέχουν διάφορα αγαθά ή ανέσεις κατοικίας (π.χ. ψυγείο, εσωτερική βρύση στην κατοικία τους, δεν πηγαίνουν διακοπές κ.λπ.).

Είναι γεγονός ότι ορισμοί της γραμμής φτώχειας με την απόλυτη έννοιά της χρησιμοποιούνται σπάνια στη διεθνή βιβλιογραφία –όταν μάλιστα αναφέρεται σε ανεπτυγμένες χώρες- καθώς υπάρχουν πολλές δυσκολίες για τη διατύπωσή τους και συνήθως οι ορισμοί αυτοί ενέχουν αρκετά στοιχεία υποκειμενικότητας και αυθαιρεσίας στις επιλογές τους. Για τους λόγους αυτούς, πολύ συχνά πλέον αξιοποιείται ο ευρέως διαδεδομένος ορισμός της γραμμής φτώχειας ο οποίος υιοθετείται και από τους περισσότερους διεθνείς οργανισμούς (ΟΟΣΑ, κ.ά.) αλλά και τη στατιστική υπηρεσία της ΕΕ (Eurostat). Με βάση την έννοια της σχετικής φτώχειας και τον ορισμό αυτό, η γραμμή φτώχειας ορίζεται ως το 60% της διαμέσου της κατανομής των εισοδημάτων για το σύνολο του πληθυσμού κάθε χώρας. Αφού έχει οριστεί η γραμμή φτώχειας, είναι πλέον εύκολο να χαρακτηριστεί ένα άτομο ως "φτωχό" όταν το εισόδημά του είναι χαμηλότερο από το όριο της γραμμής φτώχειας, και αντίστοιχα ως "μη φτωχό" αν το εισόδημά του είναι υψηλότερο από το όριο αυτό.[30]

Η έννοια και ο ορισμός της φτώχειας έχει ως ομάδα αναφοράς το σύνολο του πληθυσμού. Μάλιστα, στη διεθνή βιβλιογραφία ο ορισμός της φτώχειας γίνεται σχεδόν πάντοτε σε επίπεδο νοικοκυριού και όχι σε επίπεδο ατόμου. Αυτή η επιλογή υιοθετείται κυρίως επειδή γίνεται η λογική παραδοχή ότι το εισόδημα των μελών του νοικοκυριού αναδιανέμεται μεταξύ των μελών του και η κατανάλωση πολλών αγαθών και υπηρεσιών είναι κατ' εξοχήν συλλογική διαδικασία. Εξάλλου, θα ήταν παράδοξο να υπήρχαν φτωχά και μη φτωχά άτομα μέσα στο ίδιο νοικοκυριό. Με βάση την προηγούμενη υιοθέτηση του νοικοκυριού ως μονάδας αναφοράς για τον ορισμό της φτώχειας, ένα άτομο θεωρείται φτωχό εάν απλώς ζει μέσα σε ένα φτωχό νοικοκυριό.[31] Ωστόσο θα πρέπει να παρατηρηθεί ότι ένας πληρέστερος ορισμός της φτώχειας θα πρέπει να λαμβάνει υπόψη, εκτός από το συνολικό εισόδημα όλων των μελών του νοικοκυριού, και ορισμένες άλλες

30 Αξίζει να σημειωθεί ότι όλες οι μελέτες που έχουν ως αντικείμενο τη διερεύνηση της φτώχειας στην Ελλάδα στηρίζονται στη σχετική έννοια του φαινομένου και η γραμμή φτώχειας ορίζεται ως ποσοστό της μέσης τιμής ή της διαμέσου της κατανομής που χρησιμοποιείται κάθε φορά (κατά κεφαλή εισόδημα, κατά κεφαλή καταναλωτική δαπάνη κ.ά.). Η διάμεσος τιμή αντιστοιχεί στο εισόδημα του "μεσαίου" ατόμου ή νοικοκυριού πάνω από το οποίο βρίσκεται το 50% του πληθυσμού, όσο δηλαδή και κάτω από αυτό.

31 Η προσέγγιση της φτώχειας σε επίπεδο νοικοκυριού έχει ορισμένα προφανή πλεονεκτήματα, αλλά και σημαντικές αδυναμίες. Π.χ. ενδέχεται ορισμένα παιδιά που ζουν σε μη φτωχά νοικοκυριά να στερούνται επαρκών πόρων για την εκπαίδευσή τους, την υγεία τους κ.ά., και ως εκ τούτου στην πραγματικότητα να βιώνουν καταστάσεις φτώχειας και ένδειας. Από την άλλη πλευρά, άτομα που διαβιούν σε φτωχά νοικοκυριά είναι πιθανό να διαθέτουν υψηλά δικά τους εισοδήματα, συνήθως από κληρονομιά, και να μην είναι φτωχά. Επιπλέον, η προσέγγιση αυτή βασίζεται στην υπόθεση της ισοκατανομής του εισοδήματος μεταξύ των μελών του νοικοκυριού, ανεξάρτητα από το φύλο, την ηλικία ή άλλα σημαντικά χαρακτηριστικά που διαφοροποιούν τα άτομα ως προς τις επιθυμίες και τις ανάγκες τους. Πραγμάτευση για το ζήτημα αυτό βλ. σε Μπούζας (2006).

παραμέτρους, όπως οι συνθήκες διαβίωσης και στέγασης του νοικοκυριού, η υγεία των μελών του, το κοινωνικοοικονομικό περιβάλλον και οι σχέσεις των μελών του νοικοκυριού με άλλα άτομα κ.ά. Εξάλλου, το επίπεδο ευημερίας των μελών του πληθυσμού δεν προσδιορίζεται πάντοτε από τους διαθέσιμους οικονομικούς πόρους του νοικοκυριού αλλά από άλλους σημαντικούς παράγοντες, όπως είναι η ύπαρξη συγκεκριμένων αγαθών, η ύπαρξη φίλων και συγγενών κ.ά. Αυτή την αναγκαιότητα της διεύρυνσης του ορισμού της φτώχειας τονίζουν στις εκθέσεις τους και οι περισσότεροι διεθνείς οργανισμοί που ασχολούνται με το ζήτημα αυτό (UNICEF, Παγκόσμια Τράπεζα, Ηνωμένα Έθνη, Ευρωπαϊκή Επιτροπή, κ.ά.).

Επισημαίνεται τέλος ότι σε επίπεδο ΕΕ, η πρόοδος ως προς το στόχο για τη στρατηγική της Ευρωπαϊκής Ένωσης 'Ευρώπη 2020' (κοινωνική ένταξη) αξιολογείται με βάση τον αριθμό των ατόμων που βρίσκονται σε κίνδυνο ως προς την κατάσταση φτώχειας ή αποκλεισμού (πληθυσμός –στόχος) σύμφωνα με τους ακόλουθους τρεις δείκτες:

- Ποσοστό ατόμων που βρίσκονται σε κίνδυνο φτώχειας
- Ποσοστό ατόμων με υλικές στερήσεις - Ο δείκτης «ποσοστό ατόμων με υλικές στερήσεις» εκτιμά τα επίπεδα διαβίωσης μετρώντας το ποσοστό του πληθυσμού που στερείται τουλάχιστον 4 από ένα κατάλογο 9 αγαθών και υπηρεσιών.
    - Δυσκολίες ανταπόκρισης στην πληρωμή πάγιων λογαριασμών όπως ενοίκιο ή δόση δανείου, πάγιοι λογαριασμοί (ηλεκτρικού ρεύματος, νερού, αερίου κλπ.), δόσεις πιστωτικών καρτών ή δόσεις δανείου για οικοσκευή, διακοπές κ.ά., ή αγορές με δόσεις κύριας κατοικίας
    - Οικονομική αδυναμία για πληρωμή μιας εβδομάδας διακοπών
    - Οικονομική αδυναμία για διατροφή που να περιλαμβάνει κάθε δεύτερη ημέρα κοτόπουλο, κρέας, ψάρι ή λαχανικά ίσης θρεπτικής αξίας
    - Οικονομική αδυναμία για αντιμετώπιση έκτακτων, αλλά αναγκαίων δαπανών αξίας περίπου 540 ευρώ
    - Οικονομική αδυναμία να διαθέτουν τηλέφωνο (περιλαμβάνεται και το κινητό τηλέφωνο)
    - Οικονομική αδυναμία να διαθέτουν έγχρωμη τηλεόραση
    - Οικονομική αδυναμία να διαθέτουν πλυντήριο ρούχων
    - Οικονομική αδυναμία να διαθέτουν IX επιβατηγό αυτοκίνητο και
    - Οικονομική αδυναμία για ικανοποιητική θέρμανση
- Ποσοστό πληθυσμού που διαβιεί σε νοικοκυριά με χαμηλή ένταση εργασίας – Ο δείκτης αναφέρεται στο ποσοστό πληθυσμού ηλικίας 18-59 που διαβιούν σε νοικοκυριά που τα μέλη τους εργάστηκαν λιγότερο από 20% της συνήθους απασχόλησης κατά τη διάρκεια του προηγούμενου έτους. Η ένταση εργασίας του νοικοκυριού ορίζεται ως ο λόγος μεταξύ του αριθμού των μηνών που τα όλα τα μέλη εργάζονται κατά το προηγούμενο έτος και του συνολικού αριθμού των μηνών που θα μπορούσαν

θεωρητικά να έχουν εργαστεί κατά την ίδια περίοδο. Οικονομικά ενεργά μέλη θεωρούνται τα μέλη του νοικοκυριού ηλικίας 18-59 ετών. Τα νοικοκυριά που αποτελούνται μόνο από μαθητές ή σπουδαστές κλπ. κάτω των 25 ετών ή και άτομα ηλικίας 60 ετών και άνω εξαιρούνται από τον υπολογισμού του δείκτη.

Τις τελευταίες δεκαετίες, η επιστημονική έρευνα σχετικά με τον ορισμό και τη μέτρηση της φτώχειας εστιάζει στην πολυδιάστατη μέτρηση της φτώχειας (multidimensional poverty measurement) έναντι της παραδοσιακής εισοδηματικής - μονοδιάστατης προσέγγισης (unidemensional approach), ενώ ταυτόχρονα διερευνάται πιο συστηματικά η σύνδεση του φαινομένου της φτώχειας με αυτό του κοινωνικού αποκλεισμού τόσο σε θεωρητικό όσο και σε εμπειρικό πλαίσιο. Αυτή η ερευνητική μετατόπιση προήλθε κυρίως από τρεις παράγοντες: α) τη διεύρυνση των διαθέσιμων στατιστικών δεδομένων, β) την επικράτηση της σχετικής θεώρησης της φτώχειας έναντι της απόλυτης, γ) τη συνειδητοποίηση τόσο σε επιστημονικό όσο και σε πολιτικό επίπεδο ότι η σχετική στέρηση δεν ερμηνεύεται μόνο σε εισοδηματικούς όρους, αλλά αφορά σε πολλές περισσότερες παραμέτρους της κοινωνικής ζωής των ατόμων και των νοικοκυριών.

Αναφορικά με τον πρώτο παράγοντα, η επέκταση των στατιστικών ερευνών προς τη συγκέντρωση πληροφοριών για όλες τις πτυχές της οικονομικής και κοινωνικής ζωής του νοικοκυριού, έδωσε τη δυνατότητα στους ερευνητές να έχουν διαθέσιμες πληροφορίες όχι μόνο για τα εισοδήματα και τη γενικότερη οικονομική κατάσταση του νοικοκυριού, αλλά και για μία σειρά από άλλες παραμέτρους όπως την απασχόληση, την εκπαίδευση, την υγεία, τη στέγαση, τις καταναλωτικές δυνατότητες και συνήθειες, τη διασκέδαση, τα κοινωνικά δίκτυα των μελών του νοικοκυριού. Η δε πληροφορίες για τα άτομα και τα νοικοκυριά συλλέγονται για μία σειρά ετών (δεδομένα πάνελ) και αυτό επιτρέπει, πέρα από τη στατική απεικόνιση των οικονομικών και κοινωνικών φαινομένων (π.χ. φτώχεια, κοινωνικός αποκλεισμός, ανεργία) σε μία δεδομένη χρονική στιγμή και τη δυναμική ανάλυση αυτών μέσα στο χρόνο.

Ταυτόχρονα, η οικονομική ανάπτυξη των δυτικών οικονομιών, απομάκρυνε τον ορισμό της φτώχειας από την παραδοσιακή προσέγγιση της κάλυψης του επιπέδου επιβίωσης (survival benchmark) που ερμηνευόταν ως κατανάλωση συγκεκριμένου αριθμού θερμίδων (calories intake) ανά τη μέρα ή γενικότερα ως κάλυψη των βασικών αναγκών επιβίωσης (basic needs theory) προς μία πιο σχετική θεώρηση . Υπήρξε τόσο σε ακαδημαϊκό όσο και σε πολιτική επίπεδο, μία κοινή συναίνεση ότι αφού η οικονομική ανάπτυξη έχει επιτύχει, στις δυτικές κοινωνίες, την κάλυψη των βασικών αναγκών για σχεδόν το σύνολο του πληθυσμού, ο ορισμός της φτώχειας είναι πιο κοντά σε αυτόν της ανισότητας παρά σε έναν απόλυτο ορισμό. Με αυτό τον τρόπο, οι δυνατότητες κατανάλωσης ή οι εισοδηματικές δυνατότητες του νοικοκυριού δεν συγκρίνονται με ένα απόλυτο όριο επιβίωσης, αλλά με το διάμεσο εισόδημα της κοινωνίας στην οποία το άτομο ζει.

Τέλος, η ανάπτυξη των θεωριών του κοινωνικού αποκλεισμού ώθησαν τους ερευνητές να αποδείξουν ότι η σχετική στέρηση δεν αφορά μόνο στην απόκλιση από ένα επαρκές ή αποδεκτό από την κοινωνία εισόδημα, αλλά επεκτείνεται τόσο σε άλλες παραμέτρους της οικονομικής δραστηριότητας (πρόσβαση σε εργασία, επιχειρηματικότητα, χρηματοοικονομικές υπηρεσίες, κατανάλωση, αποταμίευση), όσο και σε άλλα πεδία. Τέτοια πεδία είναι για παράδειγμα το κοινωνικό (εργασία, εκπαίδευση, ιατρική περίθαλψη, κοινωνική φροντίδα), το πολιτικό (συμμετοχή στον δημόσιο διάλογο και στη λήψη αποφάσεων, άσκηση εκλογικού δικαιώματος, συμμετοχή σε δράσεις της κοινωνίας των πολιτών), το νομικό (άσκηση θεμελιωδών

δικαιωμάτων, αξιοποίηση δικαστικής προστασίας) και το πολιτιστικό (συμμετοχή σε παραδοσιακές κοινωνικές πρακτικές, διατήρηση κοινωνικού δικτύου, πολιτιστική δραστηριότητα). Κατά αυτή την έννοια, η αδυναμία των ατόμων να συμμετέχουν σε βασικές πολιτικές, οικονομικές και κοινωνικές λειτουργίες ή με άλλα λόγια η αποστέρηση του ατόμου από θεμελιώδη πολιτικά, οικονομικά και κοινωνικά δικαιώματα, συνιστά των πυρήνα της έννοιας του κοινωνικού αποκλεισμού.

Ως δείκτες φτώχειας χρησιμοποιούνται συνήθως το ποσοστό φτώχειας (P) και ο δείκτης (F) των Foster, Greer and Thorebecke (1984), ο οποίος αντίθετα από το ποσοστό φτώχειας είναι ευαίσθητος τόσο ως προς την ένταση ή το χάσμα της φτώχειας όσο και ως προς την κατανομή των πόρων μεταξύ των φτωχών. Οι δείκτες αυτοί ορίζονται ως εξής:

$$P = \frac{q}{n}, \qquad F = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}\left(\frac{z - y_i}{z}\right)^a,$$

όπου q ο αριθμός των νοικοκυριών (από το σύνολο των n νοικοκυριών) που βρίσκονται κάτω από το χρηματικό όριο της σχετικής φτώχειας z (γραμμή φτώχειας) και y_i το εισόδημα του i και α η παράμετρος «αποστροφής προς την φτώχεια».

Ο δείκτης P χρησιμοποιείται διότι, αν και παραβιάζει ορισμένες από τις επιθυμητές ιδιότητες των δεικτών φτώχειας (συμμετρία, ανεξαρτησία ως προς τον μέσο, ανεξαρτησία ως προς το μέγεθος του πληθυσμού και αρχή των μεταβιβάσεων μεταξύ των φτωχών, επικέντρωση, μονοτονικότητα), παρέχει μια σχετικά σαφή ένδειξη της έκτασης της φτώχειας σε έναν πληθυσμό. Οι ιδιότητες αυτές ικανοποιούνται από τον F, για την εκτίμηση του οποίου στην παράμετρο «αποστροφής προς την φτώχεια», σύμφωνα με τη σχετική βιβλιογραφία, δίνονται συνήθως τιμές α=0 (ισούται με το ποσοστό φτώχειας), α=1 (χάσμα φτώχειας) και α=2. Τόσο ο P όσο και ο F είναι "αθροιστικά διαχωρίσιμοι", δηλαδή αποδίδουν σε κάθε πληθυσμιακή ομάδα τη συμβολή της στη διαμόρφωση της συνολικής φτώχειας. Το σχετικό βάθος (χάσμα) του κινδύνου φτώχειας αναφέρεται στην εισοδηματική κατάσταση των ατόμων που βρίσκονται κάτω από το όριο της φτώχειας και ορίζεται ως η διαφορά του εισοδήματος των φτωχών ατόμων από το όριο της φτώχειας, δηλαδή μας παρέχει το μέσο έλλειμμα των φτωχών ατόμων ή το ποσό του εισοδήματος που είναι απαραίτητο να λάβει κάθε φτωχός για να φθάσει μέχρι το όριο της φτώχειας διαιρούμενο με το συνολικό πληθυσμό. Αυτό μπορεί να θεωρηθεί ως το ποσό που ένας μέσος άνθρωπος της οικονομίας θα πρέπει να καταβάλει ώστε να εξαλειφθεί η φτώχεια.

Με βάση τα πιο πρόσφατα στοιχεία της δειγματοληπτικής Έρευνας Εισοδήματος και Συνθηκών Διαβίωσης των Νοικοκυριών (EU-SILC)[32] για το 2012 που ανακοινώθηκαν από την ΕΛΣΤΑΤ και λαμβάνουν υπόψη τα εισοδήματα του 2011, το 23,1% του πληθυσμού της χώρας ή 914.873 νοικοκυριά με συνολικό αριθμό μελών 2.535.700 άτομα βρίσκονται κάτω από το χρηματικό όριο της σχετικής φτώχειας.[33] Ο δείκτης του κινδύνου

[32] Η EU-SILC αποτελεί τη βασική πηγή των συγκριτικών στατιστικών για την κατανομή του εισοδήματος, τον κίνδυνο φτώχειας και τον κοινωνικό αποκλεισμό στις χώρες της ΕΕ. Επισημαίνεται πάντως ότι στον ερευνώμενο πληθυσμό δεν περιλαμβάνονται ομάδες πληθυσμού που είναι, κατά τεκμήριο, φτωχές, όπως άστεγοι, διαβιούντες σε ιδρύματα, μεγάλος αριθμός παράνομων οικονομικών μεταναστών, Ρομά κ.ά. Βλ. δελτίο τύπου ΕΛΣΤΑΤ, 29.11.2013.

[33] Σύμφωνα με τη *σχετική* προσέγγιση, η γραμμή φτώχειας μεταβάλλεται κατ' αναλογία προς το μέσο βιοτικό επίπεδο του πληθυσμού, ενώ σύμφωνα με την *απόλυτη* προσέγγιση η γραμμή φτώχειας διατηρείται σταθερή διαχρονικά σε όρους πραγματικής

σχετικής φτώχειας για την Ελλάδα είναι πλέον σημαντικά υψηλότερος από ό,τι σε όλες τις υπόλοιπες χώρες της ΕΕ (ΕΕ-28: μέσος όρος 17,2%), καθώς τα δύο τελευταία έτη η σχετική θέση της Ελλάδος χειροτέρευσε έναντι των έξι χωρών στις οποίες η έρευνα του 2010 είχε καταγράψει υψηλότερο κίνδυνο (Βουλγαρία, Ισπανία, Κροατία, Λετονία, Λιθουανία και Ρουμανία). Το μέσο ετήσιο διαθέσιμο εισόδημα του συνόλου των νοικοκυριών για την Ελλάδα, που αποτελεί τη βάση για τον υπολογισμό του χρηματικού ορίου (γραμμή ή κατώφλι) της σχετικής φτώχειας, ανήλθε το 2011 σε 17.977 ευρώ και ήταν μειωμένο κατά 16,7% και 26,9% έναντι του 2010 και 2009 αντίστοιχα.[34]

Πολύ υψηλότερο είναι το ποσοστό του πληθυσμού της Ελλάδας που βρίσκεται σε κίνδυνο φτώχειας ή σε κατάσταση κοινωνικού αποκλεισμού, δηλαδή ζει με υλικές στερήσεις ή διαβιεί σε νοικοκυριά με χαμηλή ένταση εργασίας. Στην έρευνα για το 2012 ανέρχεται σε 34,6% και αντιστοιχεί σε 3.795.100 άτομα, ενώ είναι υψηλότερο από τις άλλες χώρες τις ΕΕ (ΕΕ-28: 25,1%) με εξαίρεση τη Βουλγαρία (49,3%), τη Ρουμανία (41,7%) και τη Λετονία (36,6%).[35]

Ορισμένοι ακόμα δείκτες σχετικής φτώχειας οδηγούν σε παρόμοια συμπεράσματα σε σχέση με τις διαστάσεις του φαινομένου στη χώρα μας αλλά και τη σχετική θέση της Ελλάδας μεταξύ των άλλων χωρών της ΕΕ. Το χάσμα ή βάθος της σχετικής φτώχειας που μετράει την απόσταση του ορίου της φτώχειας (για το σύνολο του πληθυσμού) από τη διάμεσο του εισοδήματος των ατόμων που βρίσκονται κάτω από το όριο της φτώχειας, ως ποσοστό της γραμμής φτώχειας, υπολογίζεται σε 29,9% το 2012 (ΕΕ-28: 24,1%). Αυτό σημαίνει ότι το 50% των φτωχών έχουν εισόδημα μικρότερο από το 70,1% της γραμμής φτώχειας, δηλαδή κάτω από 4.000 ευρώ ετησίως ανά άτομο. Επιπλέον, ο πληθυσμός που διαβιεί σε νοικοκυριά στα οποία δεν εργάζεται κανένα μέλος ή εργάζεται λιγότερο από 3 μήνες συνολικά το χρόνο ανέρχεται σε 1.010.900 άτομα ή σε 16,1% του πληθυσμού ηλικίας 18-59 ετών, ενώ το 2011 και το 2010 ήταν 837.300 και 544.800 άτομα αντίστοιχα.

5 Εκτίμηση της κοινωνικής ευημερίας

Η κοινωνική ευημερία (social welfare) είναι πολυδιάστατη και η ερμηνεία της εμπεριέχει υποκειμενικά, ιδεολογικά και φιλοσοφικά στοιχεία. Τέτοια στοιχεία είναι για παράδειγμα, η ύπαρξη ατομικών και πολιτικών δικαιωμάτων, η εθνική ασφάλεια, η κοινωνική ειρήνη, η ύπαρξη εθνικής ταυτότητας, κ.λπ. Όπως είναι φυσικό, τα στοιχεία αυτά είναι δύσκολο να ενσωματωθούν στην ανάλυση για την εκτίμηση της

αγοραστικής δύναμης. Το χρηματικό όριο της σχετικής φτώχειας ορίζεται στο 60% της διαμέσου του συνολικού διαθέσιμου ισοδύναμου εισοδήματος για το σύνολο των νοικοκυριών (ορισμός Eurostat). Για τον υπολογισμό του ισοδύναμου εισοδήματος του νοικοκυριού ο αρχηγός του λαμβάνει συντελεστή στάθμισης 1, τα άλλα ενήλικα μέλη 0,5 και τα παιδιά έως 14 ετών 0,3. Με τον τρόπο αυτό λαμβάνονται υπόψη τόσο οι οικονομίες κλίμακας στην κατανάλωση των νοικοκυριών όσο και η σύνθεση του νοικοκυριού και οι διαφορετικές ανάγκες ενηλίκων και παιδιών.

[34] Στην έρευνα του 2012 το χρηματικό όριο της σχετικής φτώχειας για ένα μονομελές νοικοκυριό ήταν 5.708 ευρώ το έτος (έναντι 6.591 και 7.178 ευρώ το 2011 και 2010 αντίστοιχα), ενώ για ένα τετραμελές νοικοκυριό με δύο ενήλικες και δύο παιδιά ηλικίας κάτω των 14 ετών ήταν 11.986 ευρώ (2011: 13.842 ευρώ, 2010: 15.073 ευρώ**).**

[35] Για τον ορισμό αυτό λαμβάνονται υπόψη τρεις δείκτες: (α) το ποσοστό ατόμων που βρίσκονται σε κίνδυνο φτώχειας (βλ. προηγούμενη υποσημείωση), (β) το ποσοστό ατόμων με υλικές στερήσεις, δηλ. το ποσοστό του πληθυσμού που στερείται τουλάχιστον 4 από ένα κατάλογο 9 αγαθών και υπηρεσιών (τηλέφωνο, έγχρωμη τηλεόραση, πλυντήριο ρούχων, IX επιβατηγό αυτοκίνητο, ικανοποιητική θέρμανση κ.ά), και (γ) το ποσοστό του πληθυσμού που διαβιεί σε νοικοκυριά με χαμηλή ένταση εργασίας, δηλ. το ποσοστό του πληθυσμού ηλικίας 18-59 που διαβιούν σε νοικοκυριά που τα μέλη τους εργάστηκαν λιγότερο από το 20% της συνήθους απασχόλησης κατά τη διάρκεια του προηγούμενου έτους.

κοινωνικής ευημερίας. Αυτό κυρίως οφείλεται τόσο στη δυσκολία καταγραφής τους, όσο και στο γεγονός ότι μεταβάλλονται διαχρονικά ενώ συχνά διαφέρουν σημαντικά μεταξύ διαφορετικών κοινωνιών ή και μεταξύ ατόμων της ίδιας κοινωνίας. Αν και στις περισσότερες προσπάθειες μέτρησης της ευημερίας υπάρχει σαφής επίγνωση της ύπαρξης τέτοιων υποκειμενικών στοιχείων, συνήθως μια πολύ περιοριστική διάσταση της ευημερίας αναζητείται και καταγράφεται. Η διάσταση αυτή θα μπορούσε απλά να αποδοθεί με τον όρο της "υλικής ευμάρειας ή απολαβής".

Η μεγιστοποίηση της ευημερίας με την έννοια της χρησιμότητας ή της ευχαρίστησης που της δίνουν συνήθως οι οικονομολόγοι και κυρίως οι ωφελιμιστές, αποτελεί τον αντικειμενικό σκοπό του ατόμου. Ωστόσο, το πρόβλημα της μεγιστοποίησης της ευημερίας με την έννοια αυτή παρουσιάζει σημαντικές δυσκολίες. Τρεις κυρίως δυσκολίες διακρίνει ο Λιανός (1999) στη χρήση του όρου της ευημερίας ως κριτήριο σύγκρισης κοινωνικών καταστάσεων. Η πρώτη δυσκολία, όπως ήδη τονίστηκε, βρίσκεται στην αδυναμία μέτρησης της ευημερίας με αντικειμενικό τρόπο καθώς και στην αδυναμία πραγματοποίησης συγκρίσεων μεταξύ ατόμων. Γενικά δεν μπορούμε να κάμουμε διαπροσωπικές συγκρίσεις της ευημερίας με επιστημονικό τρόπο. Η δεύτερη δυσκολία βρίσκεται στις σημαντικές διαφορές που υπάρχουν μεταξύ των ατόμων ως προς τις προτιμήσεις τους αλλά και την ικανότητά τους να αισθάνονται πιο εύκολα ή πιο δύσκολα ικανοποίηση από τη χρησιμοποίηση των διαφόρων αγαθών. Πρόκειται για στοιχεία της ίδιας της ιδιοσυγκρασίας των ατόμων όπως είναι για παράδειγμα η ευαισθησία κάθε ατόμου προς την ηδονή και τον πόνο, ο βαθμός στον οποίο τα άτομα είναι συντηρητικά, ολιγαρκή, ή απαιτητικά, το κατά πόσο διακατέχονται από αισθήματα ζήλιας, αλτρουισμού, ή φθόνου, κ.λπ. Η τρίτη δυσκολία βρίσκεται στο γεγονός ότι η ευημερία ως κριτήριο σύγκρισης διαφορετικών καταστάσεων λαμβάνει συνήθως υπόψη της τα αγαθά που βρίσκονται στη διάθεση των ατόμων και αγνοεί παντελώς τη συμβολή των ατόμων στην παραγωγή των αγαθών αυτών. Είναι προφανές και γίνεται γενικά αποδεκτό στη σχετική βιβλιογραφία ότι δεν υπάρχει στην έννοια της ευημερίας κάποιος απλός ή και πιο σύνθετος κανόνας που να είναι χρήσιμος οδηγός στη σύγκριση διαφορετικών κοινωνικών καταστάσεων και συνεπώς στην άσκηση οικονομικής και κοινωνικής πολιτικής.

Πολύ συχνά στο δημόσιο διάλογο το κατά κεφαλή εισόδημα μίας χώρας χρησιμοποιείται ως δείκτης του επιπέδου ευημερίας του πληθυσμού της. Η προσέγγιση αυτή αγνοεί την κατανομή του συνολικού εισοδήματος μεταξύ των μελών του πληθυσμού. Ιδιαίτερα αν υιοθετήσουμε την προσέγγιση των συναρτήσεων κοινωνικής ευημερίας των Bergson και Samuelson και υπό την αίρεση ότι η συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας που θα επιλεγεί είναι το άθροισμα των συναρτήσεων χρησιμότητας όλων των μελών του πληθυσμού, οι οποίες με τη σειρά τους, είναι θετικές αλλά φθίνουσες συναρτήσεις του εισοδήματος ή της κατανάλωσής τους, τότε χαμηλότερη ανισότητα (με δεδομένο μέσο εισόδημα) οδηγεί σε υψηλότερο επίπεδο κοινωνικής ευημερίας όπως επίσης και υψηλότερο μέσο εισόδημα (με δεδομένο το επίπεδο της συνολικής ανισότητας) οδηγεί σε υψηλότερο επίπεδο κοινωνικής ευημερίας. Με άλλα λόγια, διακρίνεται μία "ανταλλακτική" (trade off) σχέση μεταξύ υψηλότερης ανισότητας και υψηλότερου εισοδήματος. Όλα αυτά βέβαια ισχύουν υπό την αίρεση ότι οι συναρτήσεις χρησιμότητας των μελών του πληθυσμού είναι συναρτήσεις μόνο του εισοδήματός τους. Κάτι τέτοιο δεν γίνεται εύκολα αποδεκτό από ορισμένες σύγχρονες θεωρίες διανομής. Επιπλέον, τόσο οι συναρτήσεις χρησιμότητας όσο και, κατ' επέκταση στο δεδομένο πλαίσιο ανάλυσης, η κοινωνική ευημερία πιθανότατα εξαρτώνται από σειρά άλλων οικονομικών

και μη οικονομικών παραγόντων, οι οποίοι στο πλαίσιο της παρούσας ανάλυσης θεωρούνται εξωγενώς δεδομένοι. Γι' αυτό άλλωστε, ο όρος "υλική ευμάρεια" πιθανόν να είναι περισσότερο δόκιμος από τον όρο κοινωνική ευημερία, στο πλαίσιο της ανάλυσης που ακολουθεί.

Με την έννοια της "υλικής ευμάρειας" η ευημερία του ατόμου είναι άμεσα συνδεδεμένη με τα "μέσα" ή αγαθά που αυτό διαθέτει (εισόδημα, πλούτος, κ.λπ.) για την ικανοποίηση των αναγκών του ή την απόλαυση που τυχόν απολαμβάνει από την κατανάλωση. Είναι λογικό να σκεφτεί κανείς, ότι μια πιο ίση κατανομή του εισοδήματος ή της καταναλωτικής δαπάνης διαχρονικά, πιθανότατα θα συνδέεται και με αύξηση της κοινωνικής ευημερίας αφού η συνήθης υπόθεση που γίνεται στα εγχειρίδια της θεωρίας του καταναλωτή είναι η φθίνουσα οριακή χρησιμότητα της κατανάλωσης. Φαίνεται λοιπόν ότι η μία διάσταση της ευημερίας είναι άμεσα συνδεδεμένη με την κατανομή (διανομή) ή την ανισότητα. Από την άλλη πλευρά, το συνολικό μέγεθος του εισοδήματος και της κατανάλωσης που κάθε φορά κατανέμεται στα μέλη ενός πληθυσμού δεν είναι διαχρονικά σταθερό. Με άλλα λόγια, αυτό που συχνά αναφέρεται ως "πίτα" ή "καλάθι" προς διανομή μπορεί διαχρονικά να αυξάνει δημιουργώντας με τον τρόπο αυτό δυνατότητες για μεγαλύτερη κοινωνική ευημερία ή να μειώνεται περιορίζοντας τις δυνατότητες αυτές. Έτσι μια δεύτερη διάσταση που ενσωματώνεται στην ευημερία με την έννοια που διατυπώθηκε πριν είναι το μέγεθος του κατά κεφαλή εισοδήματος ή κατανάλωσης που αντιστοιχεί σε κάθε χρονική στιγμή στα μέλη του πληθυσμού.

Συνεπώς, με την προηγούμενη περιοριστική και ιδιαίτερα τεχνική έννοια, η ευημερία ενός πληθυσμού θα μπορούσε να θεωρηθεί ως θετική συνάρτηση του μέσου βιοτικού επιπέδου του πληθυσμού και αρνητική συνάρτηση του επιπέδου ανισότητας. Με την έννοια αυτή, γίνεται ουσιαστικά προσπάθεια συγκερασμού των απόψεων των οπαδών της ισότητας και των οπαδών της θεωρίας του ωφελιμισμού του J. S. Mill. Η βασική αρχή των ωφελιμιστών έγκειται στο ότι "κοινωνικά καλύτερη και δικαιότερη διανομή είναι αυτή που εξασφαλίζει τη μέγιστη ωφελιμότητα για το σύνολο της κοινωνίας". Αντίθετα από τους οπαδούς της ισότητας, οι ωφελιμιστές θεωρούν την ισότητα ως δευτερεύον κριτήριο και χρήσιμο μόνο στην περίπτωση ιεράρχησης δύο καταστάσεων διανομής με ίδιο ακριβώς το άθροισμα των ωφελιμοτήτων όλων των ατόμων μιας κοινωνίας. Με το συγκερασμό των δυο προηγούμενων απόψεων, η αξιολόγηση δύο διαφορετικών καταστάσεων ευημερίας εξαρτάται από την ανταλλακτική σχέση μεταξύ υψηλότερης ανισότητας και υψηλότερου μέσου καταναλωτικού προτύπου και αντίθετα. Η υιοθέτηση μιας συγκεκριμένης συνάρτησης κοινωνικής ευημερίας καθιστά εύκολο το πρόβλημα της ιεράρχησης των διαφορετικών καταστάσεων ευημερίας. Η αδυναμία όμως της ύπαρξης μιας γενικά αποδεκτής συνάρτησης κοινωνικής ευημερίας, καθιστά ενδιαφέρουσα την αναζήτηση κριτηρίων μερικής ιεράρχησης των επιπέδων ευημερίας των διαφόρων κατανομών, με βάση μόνο κάποιους γενικά αποδεκτούς περιορισμούς. Δεν πρέπει πάντως σε καμία περίπτωση, να παραγνωρίζεται ότι η ευημερία εξαρτάται και από πολλούς άλλους οικονομικούς και μη οικονομικούς παράγοντες που συνήθως στη σχετική βιβλιογραφία θεωρούνται εξωγενώς σταθεροί. Με την προηγούμενη περιοριστική έννοια της κοινωνικής ευημερίας έχουν αναπτυχθεί στη βιβλιογραφία δύο κυρίως προσεγγίσεις μέτρησης του επιπέδου της. Η πρώτη, έχει τη βάση της σ' έναν απλό μετασχηματισμό

των καμπυλών Lorenz, ενώ στο ίδιο πλαίσιο η δεύτερη ενσωματώνει τον ίδιο σχεδόν μετασχηματισμό στους στατιστικούς δείκτες ανισότητας.[36]

4.1 Η προσέγγιση των γενικευμένων καμπυλών Lorenz

Ο Shorrocks (1983) ισχυρίζεται ότι μερική ιεράρχηση των επιπέδων ευημερίας μπορεί να επιτευχθεί με τη χρήση των γενικευμένων καμπυλών Lorenz που δεν είναι τίποτα περισσότερο από τις απλές καμπύλες Lorenz αλλά με τη μία κλίμακα (του αθροιστικού ποσοστού εισοδήματος) προσαρμοσμένη στις μέσες τιμές των κατανομών. Για παράδειγμα, για την εξαγωγή της γενικευμένης καμπύλης Lorenz της κατανομής του εισοδήματος, τα αθροιστικά ποσοστά του εισοδήματος που κατέχουν τα επιμέρους δεκατημόρια και παριστάνονται στον κατακόρυφο άξονα της τυπικής καμπύλης Lorenz πολλαπλασιάζονται με το μέσο εισόδημα της κατανομής. Με βάση το θεώρημα του Shorrocks εάν οι γενικευμένες καμπύλες Lorenz δύο κατανομών δεν τέμνονται, τότε κάθε συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας η οποία είναι μη φθίνουσα συνάρτηση όλων των επιμέρους τιμών και επιπλέον ικανοποιεί το κριτήριο Lorenz για την ιεράρχηση των κατανομών με ίδιο μέσο, θα αποδώσει στην κατανομή που αντιστοιχεί στην υψηλότερη γενικευμένη καμπύλη Lorenz ένα υψηλότερο επίπεδο ευημερίας.

Όπως και στην περίπτωση των τεμνόμενων τυπικών καμπυλών Lorenz έτσι και στην περίπτωση των τεμνόμενων γενικευμένων καμπυλών Lorenz μια άλλη λύση θα πρέπει να αναζητηθεί για την ιεράρχηση των επιπέδων ευημερίας των αντίστοιχων κατανομών. Αρκετές προσπάθειες στη διεθνή βιβλιογραφία γίνονται με σκοπό να αναπτύξουν κριτήρια μερικής ιεράρχησης και στην περίπτωση των τεμνόμενων γενικευμένων καμπυλών Lorenz αξιοποιώντας πρόσθετες πληροφορίες, συνήθως, σχετικά με τους μέσους και τις διακυμάνσεις των συγκρινόμενων κατανομών στα επιμέρους δεκατημόρια.

4.2 Δείκτες μέτρησης της κοινωνικής ευημερίας

Όπως προέκυψε από την προηγούμενη ανάλυση, η προσέγγιση των γενικευμένων καμπυλών Lorenz, στο βαθμό που αυτές δεν τέμνονται, μπορεί να δώσει απάντηση στο ερώτημα "εάν υπάρχει βελτίωση του επιπέδου ευημερίας ενός πληθυσμού στη διάρκεια μιας περιόδου;". Ωστόσο, η προσέγγιση αυτή, δεν μπορεί να δώσει απάντηση στο ερώτημα "πόσο βελτιώθηκε το μέσο επίπεδο ευημερίας ενός πληθυσμού μεταξύ δύο περιόδων;". Η απάντηση στο ερώτημα αυτό ενέχει σημαντικά στοιχεία αξιολογικών κρίσεων γιατί εξαρτάται άμεσα από τη συνάρτηση κοινωνικής ευημερίας που κανείς υιοθετεί. Ακόμα και με την τεχνική και "υλιστική" έννοια της ευημερίας που τελικά υιοθετήθηκε στην παρούσα μελέτη, η διαφορετική βαρύτητα (στάθμιση) που δίνει κανείς στις δύο ενσωματωμένες διαστάσεις της ευημερίας - βιοτικό επίπεδο και ανισότητα - είναι φυσικό να οδηγεί κάθε φορά σε διαφορετικές εκτιμήσεις των διαστάσεων της κοινωνικής ευημερίας. Όπως και στην περίπτωση της μέτρησης της ανισότητας, η προσέγγιση των στατιστικών δεικτών αποτελεί μια πιθανή λύση. Στην περίπτωση της κοινωνικής ευημερίας ο χρησιμοποιούμενος δείκτης

---

[36] Αξίζει και πάλι να τονιστεί, ότι η ταύτιση της κοινωνικής ευημερίας με την ιδιαίτερα περιοριστική έννοια της "υλιστικής ευμάρειας ή απολαβής" που υιοθετείται εδώ, όπως και στις περισσότερες άλλωστε μελέτες, έως ένα βαθμό είναι καταχρηστική. Αυτό γίνεται δεδομένης της δυσκολίας ή και αδυναμίας ύπαρξης μιας εναλλακτικής προσέγγισης και πάντα με την επίγνωση ότι η ευημερία μιας κοινωνικής ομάδας, πέρα από την ανισότητα και το βιοτικό της επίπεδο, εξαρτάται και από πολλούς άλλους μη οικονομικούς κυρίως παράγοντες, οι περισσότεροι από τους οποίους έχουν ενσωματωμένη μία ενδογενή αδυναμία αντικειμενικής καταγραφής. Με έντονη την επίγνωση αυτή, στο υπόλοιπο μέρος της μελέτης, στον όρο κοινωνική ευημερία έχει αποδοθεί η προηγούμενη περιοριστική έννοια της "υλιστικής απολαβής" η οποία λαμβάνει υπόψη της τόσο το επίπεδο της οικονομικής ανισότητας όσο και το βιοτικό επίπεδο του πληθυσμού.

μέτρησης θα πρέπει ουσιαστικά να καταγράφει ταυτόχρονα, τόσο τη θετική σχέση που συνδέει το επίπεδο ευημερίας με το μέσο επίπεδο διαβίωσης του πληθυσμού, όσο και την αρνητική σχέση του επιπέδου ευημερίας με την ανισότητα.

Αυτά ακριβώς τα χαρακτηριστικά των δεικτών ευημερίας ενσωματώνονται και στην έννοια του "προσαρμοσμένου ως προς τη διανομή μέσου πραγματικού εισοδήματος" (distributionally adjusted real mean income) του Sen (1976). Οι Blackorby και Donaldson (1978) τυποποιούν τα ίδια χαρακτηριστικά με τη σχέση:

$$w=\mu(1-I)\,,$$

όπου w είναι ο δείκτης ευημερίας, δηλαδή το μέσο επίπεδο κατανάλωσης, εισοδήματος ή "μονίμου" εισοδήματος το οποίο αν ήταν ίσα κατανεμημένο σε όλα τα μέλη του πληθυσμού θα δημιουργούσε ένα επίπεδο ευημερίας ίδιο με το πραγματικό (εκτιμώμενο) και I είναι ο χρησιμοποιούμενος δείκτης μέτρησης της ανισότητας με τιμές στο διάστημα [0,1]. Με την τυποποίηση αυτή, στην περίπτωση της πλήρους ισότητας ($I=0$) το επίπεδο ευημερίας του πληθυσμού ισούται με το μέσο βιοτικό επίπεδο, μ, ενώ κάθε απομάκρυνση από την ισότητα θα μειώνει το επίπεδο κοινωνικής ευημερίας έως την τιμή μηδέν που αντιστοιχεί στην πλήρη ανισότητα όπου ένα άτομο κατέχει το σύνολο του εισοδήματος. Επιπλέον, η ποσοστιαία μείωση στην κοινωνική ευημερία από την ύπαρξη ανισότητας θα ισούται πάντα με την τιμή του δείκτη ανισότητας I.[37]

[37] Οι δείκτες ανισότητας I που χρησιμοποιούνται στην 4.6 θα πρέπει κανονικά να παίρνουν τιμές στο διάστημα [0,1]. Παρόλα αυτά, ακολουθώντας την πρακτική πολλών αντίστοιχων εμπειρικών μελετών, η ίδια εξίσωση χρησιμοποιείται στην παρούσα μελέτη για την εκτίμηση όλων των ευρέως χρησιμοποιούμενων δεικτών ανισότητας, χωρίς αυτό να δημιουργεί σοβαρά προβλήματα προσομοίωσης.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ, ΟΡΙΑ ΤΙΜΩΝ ΚΑΙ ΣΧΕΤΙΚΗ ΕΥΑΙΣΘΗΣΙΑ ΤΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ ΑΝΙΣΟΤΗΤΑΣ

Τιμές, ιδιότητες και σχετική ευαισθησία των δεικτών ανισότητας

ΔΕΙΚΤΗΣ ΑΝΙΣΟΤΗΤΑΣ	ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΟΣ ΤΥΠΟΣ	Ι Δ Ι Ο Τ Η Τ Ε Σ				ΟΡΙΑ ΤΙΜΩΝ	ΣΧΕΤΙΚΗ ΕΥΑΙΣΘΗΣΙΑ	ΔΥΝΑΤΟΤΗΤΑ ΔΙΑΣΠΑΣΗΣ
		Συμ-μετρία	Ανεξαρτησία ως προς το μέσο	Αρχή των Pigou-Dalton	Ανεξαρτησία μεγέθους δείγματος	min - max		
Συντελεστής Gini (G)	$\frac{1}{2n^2\mu}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\lvert y_i - y_j\rvert$	ισχύει	ισχύει	ασθενής	ισχύει	0 έως 1	γύρω από τη διάμεσο	κατά πηγή προέλευσης
Διακύμανση των λογαρίθμων (L)	$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(\log y_i - \log \mu^*)^2$	ισχύει	ισχύει	δεν ισχύει σπάνια (1)	ισχύει	0 έως άπειρο	στο κατώτερο άκρο	αυστηρά κατά ομάδες
Δείκτης Theil (T)	$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\mu}\right)\log\left(\frac{y_i}{\mu}\right)$	ισχύει	ισχύει	ισχυρή	ισχύει	0 έως $\log n$	στο άνω άκρο	ασθενώς κατά ομάδες
Μέση λογαριθμική απόκλιση (N)	$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\left(\frac{\mu}{y_i}\right)$	ισχύει	ισχύει	ισχυρή	ισχύει	0 έως άπειρο	στο κάτω άκρο	αυστηρά κατά ομάδες
Δείκτης Atkinson (A , $\varepsilon \neq 1$, $\varepsilon > 0$)	$1-\frac{1}{\mu}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$	ισχύει	ισχύει	ασθενής	ισχύει	0 έως $1-n^{-\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}}$ (2)	στο κάτω άκρο (καθώς αυξάνει η παράμετρος αποστροφής, ε)	όχι

(1) Παραβιάζει την αρχή της μεταβίβασης μόνο για τα πολύ υψηλά εισοδηματικά κλιμάκια και συγκεκριμένα για εισοδήματα μεγαλύτερα από $\mu^* e$, όπου μ^* ο γεωμετρικός μέσος και e η βάση των φυσικών λογαρίθμων.

(2) Η μέγιστη αυτή τιμή για μη συνεχή κατανομή ισχύει μόνο για $\varepsilon \neq 1$. Για $\varepsilon = 1$, η μέγιστη δυνατή τιμή είναι μονάδα.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Aaberge R. και Li X. (1997) "The trend in urban income inequality in two Chinese provinces, 1986-90", *Review of Income and Wealth* 43, σελ. 335-355.

Achdut L. (1996) "Income inequality, income composition and macroeconomic trends: Israel, 1979-93", *Economica* 63, σελ. 1-27.

Adams R. (1994) "Non-Farm income and inequality in Rural Pakistan: A decomposition analysis", *The Journal of Development Studies* 31, σελ. 110-133.

Adams R. και Alderman H. (1992) "Sources of income inequality in rural Pakistan: A decomposition analysis", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, σελ. 591-605.

Adams R. και He J. (1995) "Sources of income inequality and poverty in rural Pakistan", Research report 102, International Food Policy Research Institute, Washington.

Anand S. (1983) *Inequality and poverty in Malaysia: Measurement and decomposition*, Oxford University Press, New York.

Atkinson A. (1970) "On the measurement of inequality", *Journal of Economic Theory* 2, σελ. 244-263.

Atkinson A. (1991) "Comparing poverty rates internationally: Lessons from recent studies in developed countries", *World Bank Economic Review* 5, σελ. 3-21.

Atkinson A., Rainwater L. και Smeeding T. (1995) *Income distribution in OECD countries: The evidence from the Luxembourg income study (LIS)*, OECD, Paris.

Banks J. και Johnson P. (1994), "Equivalence scale relativities revisited", *The Economic Journal* 104 σελ. 883-900.

Bentzel R. (1970) "The Social Significance of Income Distribution Statistics" *Review of Income and Wealth* 16, σελ. 253-264.

Blackorby C. και Donaldson D. (1978) "Measures of relative equality and their meaning in terms of social welfare", *Journal of Economic Theory* 18, σελ. 59-80.

Blundell R. και Lewbel A. (1991), "The information content of equivalence scales", *Journal of Econometrics* 50 σελ. 49-68.

Blundell R. και Preston I. (1998) "Consumption inequality and income uncertainty", *Quarterly Journal of Economics* 113, σελ. 603-640.

Borooah V. και McGregor P. (1990) " The decomposition of income inequality: An analysis based on the Northern Ireland family expenditure survey for 1985", *Bulletin of Economics Research* 42, σελ. 265-283.

Borooah V., McKee P., Heaton N. και Collins G. (1995) "Catholic-Protestant income differences in Northern Ireland", *Review of Income and Wealth* 41, σελ. 41-56.

Bourguignon F. (1979) "Decomposable income inequality measures", *Econometrica* 47, σελ. 901-920.

Buhmann B., Rainwater L., Schmaus G. και Smeeding T. (1988) "Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: Estimates across ten countries using the LIS database", *Review of Income and Wealth* 34, σελ. 115-142.

Chanmpernowne D. (1974) "A comparison of Measures of Inequality of Income Distribution" *The Economic Journal* 84 787-816.

Chaudhuri S. και Ravallion M. (1994) "How well do static indicators identify the chronically poor?", *Journal of Public Economics* 53, σελ. 367-394.

Coulter F. Cowell F. και Jenkins S. (1992a) "Equivalence scale relativities and the extent of inequality and poverty", *Economic Journal* 102, σελ. 1067-1082.

Coulter F., Cowell F. και Jenkins S. (1992b) "Differences in needs and assessment of income distributions", *Bulletin of Economic Research* 44, σελ. 77-122.

Cowell F. (1980) "On the structure of additive inequality measures", *Review of Economic Studies* 47, σελ. 521-531.

Cowell F. (1995), *Measuring inequality*, (2nd ed.), Prentice Hall / Harvester Wheatsheaf.

Cowell F. και Jenkins S. (1995) "How much inequality can we explain? A methodology and an application to the USA", *The Economic Journal* 105, σελ. 421-430.

Cowell F. και Mercader -Prats M. (1997) "Equivalence of scales and inequality", Distributional Analysis Research Programme, Working Paper No 27, LSE, London.

Creedy J. (1977) " The principle of transfers and the variance of the logarithms", Oxford Bulletin of Economics and Statistics 39, σελ. 152-158.

Dagum C. (1990) "On the relationship between income inequality measures and social welfare functions", *Journal of Econometrics* 43, σελ. 91-102.

Dalton H. (1920) "The measurement of inequality of incomes", *Economic Journal* 30, σελ. 348-361.

Dardanoni V. και Lambert P. (1988) "Welfare rankings of income distribution: A role for the variance and some insights for tax reform", *Social Choice and Welfare* 5, σελ. 1-17.

Dasgupta P., Sen A. και Starrett D. (1973) "Notes on the measurement of inequality", *Journal of Economic Theory* 6, σελ. 180-187.

Davies J. και Hoy M. (1991) "Making inequality comparisons when Lorenz curves intersect", Economics Discussion Paper No. 1991/12, University of Guelph, Canada.

Davies J. και Hoy M. (1995) "Making inequality comparisons when Lorenz curves intersect", *American Economic Review* 85, σελ. 980-986.

de Vos K. και Zaidi A. (1997) "Equivalence scale sensitivity of poverty statistics for the member states of the European Community", *Review of Income and Welth* 43, σελ. 319-333.

Deaton A. (1980) "Measurement of welfare: theory and practical guidelines", World Bank Living Standards Measurement Study, Working Paper No 7.

Deaton A. και Muellbauer J. (1980) *Economics and consumer behaviour*, Cambridge University Press, New York.

Deininger K. και Squire L. (1996) "A new data set measuring income inequality", *The World Bank Economic Review* 10, σελ. 565-91.

Donaldson D. και Weymark J. (1983), "Ethically flexible Gini indices for income distributions in the continuum", *Journal of Economic Theory*29, σελ. 353-358.

Elteto O. και Frigyes E. (1968) "New income inequality measures as efficient tools for causal analysis", *Econometrica* 36, σελ. 383-396.

Fei J., Ranis G. και Kuo S. (1978) "Growth and the family distribution of income by factor components", *Quarterly Journal of Economics* 92, σελ. 16-53.

Fields G. (1979) "Income inequality in urban Colombia: A decomposition analysis", *Review of Income and Wealth* 25, σελ. 327-341.

Foster J. (1985) "Inequality measurement", στο H. P. Young (επιμ.) Fair allocation, American Mathematical Society, *Proceedings of Symposia in Applied Mathematics* 33.

Friedman M. (1957) *A theory of the consumption function*, Princeton University Press.

Garner T. (1993) "Consumer expenditures and inequality: An analysis based on decomposition of the Gini coefficient", *The Review of Economics and Statistics* 75, σελ. 134-138.

Garner T. (1994) "Changes in the distribution of welfare for households in transition economies: income and expenditures in the Czech and Slovak Republics ", Aldi Hagenaars Memorial

Conference Leyden, the Netherlands.

Gustafsson B. και Shi L. (1997) "Types of income and inequality in China at the end of the 1980s", *Review of Income and Wealth* 43, σελ. 211-226.

Hagenaars A., de Vos K. και Zaidi M. (1994) *Poverty statistics in the late 1980s: Research based on micro-data*, Theme 3, Series C, Eurostat, Luxembourg.

Jantti M. (1997) "Inequality in five countries in the 1980s: The role of demographic shifts, markets and government policies", *Economica* 64, σελ. 415-440.

Jenkins S. (1995) "Accounting for inequality trends: Decomposition analyses for the UK, 1971-86", *Economica* 62, σελ. 29-63.

Kakwani N. (1977), "Applications of Lorenz curves in economic analysis", *Econometrica* 45, σελ. 719-727.

Kakwani N. (1980) *Income inequality and poverty*, Oxford University Press, New York etc.

Kanbur S. (1984) "The measurement and decomposition of inequality and poverty", στο F. van der Ploeg (ed) *Mathematical methods in Economics*, Wiley, New York.

Kolm S. (1976) "Unequal inequalities I", *Journal of Economic Theory* 12, σελ. 416-442.

Kondor Y. (1971) "An old-new measure of inequality" *Econometrica* 39, σελ. 1041-42.

Kuznets S. (1957) "Quantitative aspects of the economic growth of nations II: Industrial distribution of national product and labour force", *Economic Development and Cultural Change* 5 (Supplement), σελ. 1-80.

Lambert P. (1993) *The distribution and redistribution of income: A mathematical analysis*, 2nd edition, Manchester University Press, Manchester.

Livada A., Kandilorou H. και Tzortzopoulos P. (1996) "Equivalence scales corrected for heteroscedasticity", *Sankya*, Series B 58.

Leones J. P. και Feldman S. (1998) "Nonfarm activity and rural household income: Evidence from Philippine Microdata", *Economic Development and Cultural Change*, σελ. 789-806.

Lerman R. και Yitzhaki S. (1985) "Income inequality effects by income source: A new approach and applications to the United States", *Review of Economics and Statistics* 67, σελ. 151-156.

McGregor P. και Borooah V. (1992) "Is low spending or low income a better indicator of whether or not a household is poor: Some results from the 1985 Family Expenditure Survey", *Journal of Social Policy* 21, σελ. 53-69.

Mercader M. (1998) "Identifying low standards of living: Evidence from Spain", in D. Slottje (επιμ.) *Research on Economic Inequality* 8, σελ. 155-173, JAI Press, Greenwich.

Mitrakos T. και Tsakloglou P. (1997), "An anatomy of inequality: Greece 1988", *Bulletin of the International Statistical Institute* LVII, σελ. 595-99.

Mitrakos T. και Tsakloglou P. (2011), "Analyzing and comparing the impact of alternative concepts of resources in distributional studies: Greece, 2004/5", in Balfoussias St., Hatzipanayotou P. and C. Kanellopoulos (eds), Essays in Economics: Applied studies on the Greek Economy, Centre of Planning and Economic Research, 50 years anniversary publication, pp 383-406, Athens 2011 (with P. Tsakloglou).

Modigliani F. και Brumberg R. (1954) "Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data", in K. Kurihara (ed) *Post-Keynesian Economics*, Rutgers University Press, New Brunswick.

Mookherjee D. και Shorrocks A. (1982) "A decomposition of the trend in U.K. income inequality", *Economic Journal* 92, σελ. 886-902.

Muellbauer, J. (1975) "Inequality measures, prices and household composition", *Review of Economic Studies* 41, σελ. 493-504.

Papatheodorou C. (1998) “Income inequality and development in Greece: A decomposition analysis”, National Centre for Social Research (EKKE), Working Paper 1998/4, Athens.

Patnaik I. (1997) “Poverty, excess sensitivity and the Permanent Income Hypothesis: Evidence from a developing country”, *Applied Economics Letters* 4, σελ. 521-524.

Pendakur (1998) “Changes in Canadian family income and family consumption inequality between 1978 and 1992”, *Review of Income and Wealth* 44, σελ. 259-283.

Podder N. (1993) “The desegregation of the Gini coefficient by factor components and its applications to Australia”, *Review of income and wealth* 39, σελ. 51-61.

Pyatt G., C. Chen και J. Fei (1980), “The distribution of income by factor components”, *Quarterly Journal of Economics* 94, σελ. 451-74.

Sastry D. και Kelkar U. (1994) “Note on the decomposition of Gini inequality”, *The Review of Economics and Statistics* 76, σελ. 584-586.

Sen A. (1973) *On economic inequality*, Clarendon Press, Oxford.

Sen A. (1976) “Real national income”, *Review of Economic Studies* 43, σελ. 19-39.

Sen A. (1979) “Personal utilities and public judgments: or what's wrong with welfare economics”, *Economic Journal* 89, σελ. 537-558.

Sen A. (1992) *Inequality reexamined*, Clarendon Press, Oxford.

Sheshinski E. (1972) “Relation between a social welfare function and the Gini index of income inequality”, *Journal of Economic Theory* 4, σελ. 98-100.

Shorrocks A. (1980) “The class of additively decomposable inequality measures”, *Econometrica* 48, σελ. 613-625.

Shorrocks A. (1982) “Inequality decomposition by factor components”, *Econometrica* 50, σελ. 193-211.

Shorrocks A. (1983) “Ranking income distributions”, *Economica* 50, σελ. 3-17.

Shorrocks A. (1984) “Inequality decomposition by population subgroups”, *Econometrica* 52, σελ. 1369-1385.

Shorrocks A. και Foster J. (1987) “Transfer sensitive inequality measures”, *Review of Economic Studies* 54, σελ. 485-497.

Shutz R. (1951) “On the Measurement of Income Inequality”, *American Economic Review* 41: 107-122.

Silber J. (1993) “Inequality decomposition by income source: A note”, *The Review of Economics and Statistics* 75, σελ. 545-547.

Sotomayor O. (1996) “Poverty and income inequality in Puerto Rico, 1969-89: Trends and sources”, *Review of income and wealth* 42, σελ. 49-61.

Theil H. (1967) *Economics and information theory*, North Holland Publishing Company, Amsterdam.

Tsakloglou P. (1988) *Aspects of inequality and poverty in Greece: 1974, 1982*, Διδακτορική Διατριβή, University of Warwick.

Tsakloglou P. (1990) “Estimating the Barten model of equivalence scales for the cost of children from microdata”, University of Bristol, Department of Economics Discussion Paper No 90/273.

Tsakloglou P. (1991) “Estimation and comparison of two simple models of equivalence scales for the cost of children”, *Economic Journal* 101, σελ. 343-357.

Tsakloglou P. (1992α) “Multivariate decomposition of inequality: Greece 1974, 1982”, *Greek Economic Review* 14, σελ. 89-102.

Tsakloglou P. (1993) “Aspects of inequality in Greece: Measurement, decomposition and inter-

temporal change: 1974, 1982", *Journal of Development Economics* 40, σελ. 53-74.

Van Praag B. M. και Flick R. J. (1991) "Towards a European poverty concept" Second Progress Report, Research Institute for Population Economics, Erasmus University, Rotterdam.

Van Praag B., Hagenaars A. και Van Eck W. (1983) "The influence of classification and observation errors on the measurement of income inequality", *Econometrica* 51, σελ. 1093-1108.

Yitzhaki S. (1983) "On an extension of the Gini inequality index", *International Economic Review* 24, σελ. 617-628.

Yitzhaki S. και J. Slemrod (1991), "Welfare Dominance: An application to commodity taxation" *The American Economic Review* 81, σελ. 480-96.

Yitzhaki S. και Thrisk W. (1990) "Welfare dominance and the design of excise taxation in the Cote d' Ivoire", *Journal of Development Economics* 33, σελ. 1-18.

Zeldes S. (1989) "Consumption and liquidity constraints: An empirical investigation", *Journal of Political Economy* 97, σελ. 305-346.

Λιανός Θ. (1999) *Κοινωνική δικαιοσύνη: Θεωρίες για την δίκαιη διανομή του εισοδήματος*, δοκίμιο υπό έκδοση, Αθήνα.

Μητράκος (1998) "Η συμβολή των επιμέρους εισοδημάτων στη διαμόρφωση της συνολικής ανισότητας", Τράπεζα της Ελλάδος, *Οικονομικό Δελτίο* 11, σελ. 57-77.

Μητράκος και Τσακλόγλου Π. (1999) "Η αναδιανεμητική επίδραση των ειδικών φόρων κατανάλωσης", Τράπεζα της Ελλάδος, *Οικονομικό Δελτίο* 13, σελ. 49-73.