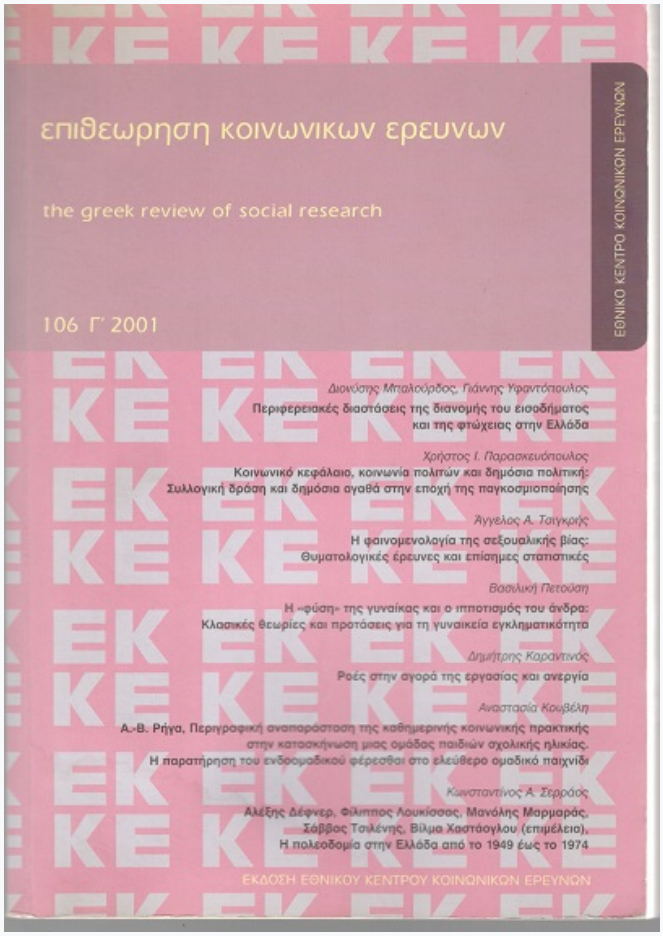
ePublishing
ΕΘΝΙΚΟ ΚΕΝΤΡΟ ΤΕΚΜΗΡΙΩΣΗΣ
NATIONAL DOCUMENTATION CENTRE

The Greek Review of Social Research

Vol 106 (2001)

106 Γ'



Περιφερειακές διαστάσεις της διανομής του εισοδήματος και της φτώχειας στην Ελλάδα β' ενότητα

Διονύσης Μπαλούρδος, Γιάννης Υφαντόπουλος

doi: 10.12681/grsr.8834

Copyright © 2001, Διονύσης Μπαλούρδος, Γιάννης Υφαντόπουλος

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0.

To cite this article:

Μπαλούρδος Δ., & Υφαντόπουλος Γ. (2001). Περιφερειακές διαστάσεις της διανομής του εισοδήματος και της φτώχειας στην Ελλάδα β' ενότητα. *The Greek Review of Social Research*, *106*, 3–42. https://doi.org/10.12681/grsr.8834

https://epublishing.ekt.gr | **e-Publisher:** EKT | **Downloaded at:** 12/10/2024 07:32:35

Επιθ. Κοιν. Ερευνών, 106, 2001, 3-42

Διονύσης Μπαλούρδος, Γιάννης Υφαντόπουλος***

ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΕΣ ΔΙΑΣΤΑΣΕΙΣ ΤΗΣ ΔΙΑΝΟΜΗΣ ΤΟΥ ΕΙΣΟΔΗΜΑΤΟΣ ΚΑΙ ΤΗΣ ΦΤΩΧΕΙΑΣ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Ο σκοπός της παρούσας εργασίας είναι διττός: α) να εξετάσει και να αναλύσει τις περιφερειακές διαστάσεις της φτώχειας στην Ελλάδα, και β) να διερευνήσει την υπόθεση της δυαδικής αγοράς εργασίας με δεδομένα από τη δειγματοληπτική έρευνα του εισοδήματος και των συνθηκών διαβίωσης που διενεργήθηκε από το ΕΚΚΕ το έτος 1988.

Η φτώχεια σε περιφερειακό επίπεδο εξετάζεται με δύο διαφορετικές μεθοδολογίες (μέθοδος της Ευρωπαϊκής Επιτροπής και Υποκειμενική Μέθοδος). Όπως προκύπτει, υπάρχουν έντονες περιφερειακές διαφοροποιήσεις. Η περιφέρεια Δ. Μακεδονίας, τα Ιόνια Νησιά, η Δ. Ελλάδα και η Πελοπόννησος εμφανίζουν τα υψηλότερα ποσοστά φτώχειας, ενώ η Αττική τα χαμηλότερα. Με ανάλυση διακύμανσης διαπιστώνεται ότι υπάρχουν σημαντικές διαφορές στην ανισότητα σε περιφερειακό επίπεδο. Με βάση το υπόδειγμα του ανθρωπίνου κεφαλαίου και την εμπειρική του εξειδίκευση από τον J. Mincer, διαπιστώνεται ότι τα εισοδήματα από απασχόληση των μη φτωχών νοικοκυριών επηρεάζονται σημαντικά από το επίπεδο εκπαίδευσης και προέρχονται από το πρωτεύον τμήμα της αγοράς εργασίας.

* Ερευνητής ΕΚΚΕ.

** Αναπληρωτής Καθηγητής στο Τμήμα Πολιτικών Επιστημών και Δημόσιας Διοίκησης του Πανεπιστημίου Αθηνών.

Β΄ ΕΝΟΤΗΤΑ
ΔΙΑΣΤΑΣΕΙΣ ΤΗΣ ΦΤΩΧΕΙΑΣ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

4. ΠΡΟΛΕΓΟΜΕΝΑ

Στην παρούσα εργασία* εξετάζεται εκτενέστερα το φαινόμενο της φτώχειας στις περιφέρειες της χώρας, με δύο διαφορετικές μεθοδολογικές προσεγγίσεις (Μέθοδος της Ευρωπαϊκής Επιτροπής και Υποκειμενική Μέθοδος). Ειδικότερα, με στοιχεία από δειγματοληπτική έρευνα του ΕΚΚΕ, με απλή ανάλυση, με ανάλυση διακύμανσης (ANOVA – one way) και με εφαρμογή του «τεστ» Dunnett's για πολλαπλές συγκρίσεις, προσδιορίζεται το πού ακριβώς υπάρχει μεγάλη ανισότητα. Κατόπιν, με την εξειδίκευση του κατάλληλου θεωρητικού πλαισίου αναζητούνται οι παράγοντες προσδιορισμού του εισοδήματος των νοικοκυριών (φτωχών-μη φτωχών) και παρουσιάζονται ως ανεξάρτητες μεταβλητές σε οικονομετρικά πρότυπα. Ειδικότερα, με την περιγραφή και την εμπειρική εξειδίκευση του υποδείγματος της δυαδικής αγοράς εργασίας[53] στην Ελλάδα, επιδιώκεται να ερμηνευθεί η ύπαρξη φτωχών και μη φτωχών πληθυσμιακών ομάδων και να αναπτυχθεί περαιτέρω ο αντίλογος με την παραδοσιακή νεοκλασική θεωρία και κυρίως με το υπόδειγμα του ανθρωπίνου κεφαλαίου. Επισημαίνεται ότι συνήθως σε εμπειρικές εξειδικεύσεις της δυαδικής αγοράς εργασίας το υπόδειγμα του ανθρωπίνου κεφαλαίου χρησιμοποιείται ως σημείο αναφοράς, με στόχο αφενός να διαφανούν ξεκάθαρα οι μεταξύ τους έντονες αντιπαραθέσεις, αφετέρου να δοκιμαστεί η στατιστική σημαντικότητα ή η μη σημαντικότητα της επένδυσης σε ανθρώπινο κεφάλαιο στη διαμόρφωση του εισοδήματος των νοικοκυριών που εργασιακά[54] τα μέλη τους είναι ενταγμένα σε διαφορετικά υποσύνολα της αγοράς εργασίας (Carnoy, 1980· Macnabb και Psacharopoulos, 1981· Psacharopoulos, 1977· Taubman και Wachter, 1986· Μπαλούρδος, 1995· Μπαλούρδος, 1997). Η λογική αυτή ακολουθείται και στην παρούσα εργασία. Δηλαδή, η νεοκλασική θεωρία εκλαμβάνεται ότι αποτελεί σημείο έντονων προβληματισμών και αντιπαραβολών πάνω στους οποίους στηρίζεται και αναπτύσσεται η προσέγγιση της δυαδικής αγοράς εργασίας.

---

* Η Α΄ ενότητα παρουσιάστηκε στο προηγούμενο τεύχος της *Επιθεώρησης Κοινωνικών Ερευνών*.

53. Επειδή σε γενικές γραμμές το εισόδημα από απασχόληση θεωρείται ότι καταλαμβάνει το μεγαλύτερο τμήμα του συνολικού εισοδήματος, η ερμηνεία του αποτελεί τη βάση των περισσότερων θεωρητικών προσεγγίσεων.

54. Και κατ' επέκταση οικονομικά και κοινωνικά.

Η σειρά με την οποία εξετάζονται εκτενέστερα οι παραπάνω προβληματισμοί έχει ως εξής:

Πρώτα αναπτύσσονται οι δύο μεθοδολογίες μέτρησης των ορίων και των ποσοστών φτώχειας και ακολουθεί η περιγραφή του θεωρητικού υποδείγματος της δυαδικής αγοράς εργασίας. Στη συνέχεια περιγράφονται τα αποτελέσματα της εμπειρικής ανάλυσης με απλές πινακοποιήσεις και ανάλυση διακύμανσης. Τέλος, παρουσιάζονται οι εμπειρικές εξειδικεύσεις και εκτιμήσεις του υποδείγματος της δυαδικής αγοράς εργασίας με δειγματοληπτικά στοιχεία για το σύνολο και τις περιφέρειες της χώρας.

5. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΜΕΤΡΗΣΗΣ ΤΩΝ ΟΡΙΩΝ ΦΤΩΧΕΙΑΣ

Η κρίση των τελευταίων δεκαετιών, που χαρακτηρίζεται από χαμηλά επίπεδα ανάπτυξης, έντονο πληθωρισμό, υψηλά επίπεδα ανεργίας και έντονα προβλήματα κοινωνικής προστασίας και ασφάλισης διατηρεί στο προσκήνιο τους προβληματισμούς γύρω από τη διανομή του εισοδήματος, τη φτώχεια και τον κοινωνικό αποκλεισμό. Οι πρώτες εμπειρικές ενδείξεις κατατάσσουν ανάμεσα στις ομάδες υψηλού κινδύνου τους λειτουργικά αναλφάβητους, τους αγρότες, τα άτομα με χρόνια προβλήματα υγείας, τις πολυμελείς οικογένειες, τους ηλικιωμένους και τα άτομα που είναι ευκαιριακά ή μόνιμα αποκλεισμένα από την επίσημη αγορά εργασίας.

Κατά τα τελευταία χρόνια εμφανίζονται νέες μορφές φτώχειας οι οποίες σχετίζονται περισσότερο με τους υψηλούς δείκτες και τη διάρκεια της ανεργίας καθώς επίσης και με την ασταθή απασχόληση. Ταυτόχρονα, η φτώχεια σχετίζεται με την ευρύτερη έννοια του κοινωνικού αποκλεισμού και φαίνεται να αποτελεί την οικονομική του διάσταση (Room, 1995). Στη χώρα μας η δημιουργία δικτύου κατά της φτώχειας και του κοινωνικού αποκλεισμού καθώς και η προετοιμασία του Εθνικού Σχεδίου Δράσης κατά της Φτώχειας και του Αποκλεισμού (NAP-inclusion) φαίνεται να αποτελούν στοιχεία πολιτικής καταπολέμησης του φαινομένου, αν και ακόμη δεν έχει επιτευχθεί η διασφάλιση ενός ελαχίστου επιπέδου διαβίωσης.[55]

Οι B.J. Whelan και T.W. Whelan (1995, σ. 30) αναφέρουν ότι η έννοια της φτώχειας από μόνη της συνιστά ένα σύνθετο και πολυδιάστατο φαινόμενο, όπου ακόμα και η μέτρησή της αποτελεί πεδίο έντονων προβλη-

55. Σημειώνεται ότι πολλές χώρες, λόγω της θέσπισης ενός «ελαχίστου εγγυημένου εισοδήματος», δεν αποδέχονται την ύπαρξη φτώχειας (Guimebtif, Bouget, 1997).

ματισμών και αντιπαραθέσεων.[56] Αν και έχουν αναπτυχθεί αρκετές εννοιολογικές και μεθοδολογικές προσεγγίσεις, εντούτοις καμία δεν είναι γενικά αποδεκτή (Callan και Nolan, 1991· Atkinson, 1970, 1974, 1992). Υπάρχουν αναλύσεις σύμφωνα με τις οποίες ο προσδιορισμός των φτωχών ομάδων βασίζεται στη μεταβλητή του εισοδήματος, ενώ σε άλλες περιπτώσεις χρησιμοποιούνται οι καταναλωτικές δαπάνες του νοικοκυριού (Whelan B. J. και T.W. Whelan, 1995· Teekens και Zaidi, 1989· Burniax et al., 1998· Whelan, Whelan, 1995). Υπάρχουν επίσης τεχνικές συνυπολογισμού υποκειμενικών στοιχείων-αξιολογήσεων-απόψεων που εκφράζουν τα μέλη του νοικοκυριού, ενώ σε άλλες περιπτώσεις η μέτρησή της αποτελεί αποκλειστικά αντικείμενο έρευνας και μελέτης ειδικών. Παράλληλα, ο S. Ringen (1985) ασκεί κριτική στο γεγονός ότι οι περισσότερες μετρήσεις της φτώχειας είναι έμμεσες, βασισμένες π.χ. σε εισοδηματικά κριτήρια, αν και ο ορισμός που χρησιμοποιείται αναφέρεται σε δείκτες αποστέρησης ή απόκλισης από συνηθισμένα καταναλωτικά πρότυπα.

Για να προσδιοριστεί ένα κοινωνικά αποδεκτό επίπεδο διαβίωσης, είναι απαραίτητο να οριστεί μία εισοδηματική γραμμή φτώχειας. Επιπλέον πρέπει να εκτιμηθεί το «πόσο φτωχοί είναι οι φτωχοί» ή με άλλα λόγια το πόσο κάτω από το όριο είναι το εισόδημα των φτωχών.[57] Ταυτόχρονα πρέπει να αναζητηθούν οι κατάλληλοι θεωρητικοί προβληματισμοί για τον εντοπισμό των αιτιών της φτώχειας καθώς και για το σχεδιασμό μέτρων καταπολέμησής τους.

Στην παρούσα εργασία υποτίθεται ότι η φτώχεια καταλαμβάνει το κατώτατο άκρο της διανομής του εισοδήματος. Με τον τρόπο αυτό συσχετίζεται με την οικονομική ανισότητα (Van Praag, 1971· Teekens, Van Praag, 1990· Sen, 1983· Kapteyen, Kooperman et al., 1987· Τσακλόγλου, 1991· Μπαλούρδος, 1997· Μπούζας, Μπαλούρδος, 2000· Υφαντόπουλος, Μπαλούρδος, 2001) και μπορεί να εκτιμηθεί με αμιγή εισοδηματικά κριτήρια. Το όριο της φτώχειας προσδιορίζεται με σχετικά κριτήρια,[58] ως το κατώτατο όριο του συνηθισμένου επιπέδου διαβίωσης του πληθυσμού της

56. Βλέπε, επίσης, Paugan, 1993· Paugan, 1993· Silver, 1994· Room, 1995· Teekens, Van Praag, 1990.

57. Αυτό επιτυγχάνεται με την εκτίμηση του χάσματος της φτώχειας, το οποίο αποτελεί τη διαφορά μεταξύ του χρηματικού ποσού που αντιστοιχεί στη γραμμή ή το όριο της φτώχειας και του εισοδήματος που πραγματικά έχουν οι φτωχοί.

58. Τόσο η φτώχεια όσο και ο κοινωνικός αποκλεισμός εκλαμβάνονται ως «σχετικά φαινόμενα» με την έννοια ότι ο χαμηλού εισοδήματος πληθυσμός και τα χαρακτηριστικά του είναι συγκρίσιμα με τα χαρακτηριστικά του υπόλοιπου πληθυσμού (Eurostat, 2000, σ. 1).

χώρας (Deleck et al., 1991· Wooley, Marsall, 1994· Goedehart, Halerstadt et al., 1977· Teekens, Van Praag, 1990· Hagenaars, 1987· Hagenaars, De Vos, Zaidi, 1992· Burniax, 1998· Callan, Nolan, Whelan, 1993· Yfantopoulos et al., 1989· Μπαλούρδος, 1977· Μπούζας, Μπαλούρδος, 2000· Υφαντόπουλος, Μπαλούρδος, 2001). Στη συνέχεια, σύμφωνα με την κοινή μεθοδολογία για τα κράτη-μέλη της Ευρωπαϊκής Ένωσης,[59] υπολογίζεται το αποκαλούμενο Μέσο Διαθέσιμο Ισοδύναμο Εισόδημα (ΜΔ):

ΜΔ = Σ (Ni/N)(Yi/Fi)

Όπου:
Ni= Αριθμός των νοικοκυριών του δείγματος με μέγεθος i
N= Συνολικός αριθμός των νοικοκυριών του δείγματος
Yi= Μέσο Διαθέσιμο Εισόδημα των νοικοκυριών του δείγματος με μέγεθος i
Fi= Κλίμακα ισοδυναμίας για τα νοικοκυριά του δείγματος με μέγεθος i:

Fi = 1+0.7(i-1)

Το όριο φτώχειας για τα μονομελή νοικοκυριά του δείγματος ορίζεται ως το 50% του ΜΔ και αυξάνει με 70% για κάθε επιπλέον μέλος.[60] Δηλαδή ισχύει:

Yi* = 0.50ΜΔ [1+0.70 (i.1)]

Όπου: Yi*= Το όριο φτώχειας για τα νοικοκυριά με μέγεθος[61] i (i=1,2,3, …)

Εκτός από την παραπάνω μεθοδολογία, το όριο της φτώχειας προσδιορίζεται επίσης με υποκειμενικά κριτήρια (Goedhart κ.ά., 1977· Van Praag, 1971· Kapteyen, Koreman, 1987· Υφαντόπουλος, Μπαλούρδος, 2001· Yfantopoulos et al., 1989· Μπαλούρδος, 1991· Μπαλούρδος, 1977). Η προσέγγιση αυτή[62] διαμορφώνεται στα πλαίσια του ερωτήματος:[63] «ποιο θεωρείται, κατά τη γνώμη σας, το ελάχιστο καθαρό εισόδημα για την κάλυψη των αναγκών του νοικοκυριού σας;». Με βάση τις απαντήσεις διαμορφώνεται η μεταβλητή του ελαχίστου εισοδήματος (Y_{min}):

59. Την οποία αποκαλούμε μέθοδο της ΕΕ.

60. Δηλαδή, για τα νοικοκυριά με 2,3, … μέλη.

61. Αν και θα μπορούσε να γίνει η ίδια εκτίμηση για κάθε περιφέρεια, λόγω του γεγονότος ότι το μέγεθος του δείγματος μειώνεται σημαντικά, η εκτίμηση που αφορά το σύνολο της χώρας γενικεύεται για όλες τις περιφέρειες.

62. Την οποία αποκαλούμε υποκειμενική ή μέθοδο SPL (Subjective Poverty Line).

63. Που απευθύνεται σε κάποιον ενήλικο ή στον υπεύθυνο του νοικοκυριού.

$$Y_{min} = aY^bX^c$$

Όπου:
Y= Συνολικό καθαρό εισόδημα του νοικοκυριού
X= Αριθμός των μελών του νοικοκυριού

Με απλούς υπολογισμούς, από την παραπάνω εξίσωση προκύπτουν τα όρια φτώχειας διαφοροποιημένα σύμφωνα με τον αριθμό μελών του νοικοκυριού.[64]

Μετά την παρουσίαση δύο βασικών μεθοδολογιών εκτίμησης της γραμμής φτώχειας, στη συνέχεια αναπτύσσεται το θεωρητικό υπόδειγμα της δυαδικής αγοράς εργασίας το οποίο είναι αντιπροσωπευτικό της ευρύτερης κατηγορίας των υποδειγμάτων της κατατμημένης αγοράς εργασίας.

6. ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ: Η ΔΥΑΔΙΚΗ ΑΓΟΡΑ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

Η προσέγγιση της δυαδικής αγοράς εργασίας δίνει μεγάλη έμφαση στην ανάπτυξη και την επίδραση θεσμικών περιορισμών και προσδιοριστικών παραγόντων στις ατομικές προτιμήσεις και επιλογές, οι οποίοι εμποδίζουν συστηματικά την ομαλή λειτουργία του ελεύθερου ανταγωνισμού και έχουν ως αποτέλεσμα την αποδυνάμωση της οριακής παραγωγικότητας ως του πλέον καθοριστικού παράγοντα στη διαμόρφωση των αμοιβών. Με τον τρόπο αυτόν πρακτικά αποφεύγεται και κατ' επέκταση απορρίπτεται το παραδοσιακό ή ορθόδοξο νεοκλασικό σχήμα ανάλυσης και ισορροπίας.

Υποτίθεται ότι η αγορά εργασίας δεν είναι ομοιογενής αλλά κατατμημένη σε υποσύνολα ή χωριστές υποαγορές στις οποίες η ατομική συμπεριφορά και η πολιτική των επιχειρήσεων εμφανίζονται διαφοροποιημένες. Ως εκ τούτου απαιτείται ένας διαφορετικός ή εναλλακτικός τρόπος ανάλυσης και ερμηνείας της διανομής του εισοδήματος και της φτώχειας.

Πιο αναλυτικά, η ευρύτερη αγορά εργασίας διασπάται σε δύο αυτόνομα υποσύνολα: την πρωτεύουσα, βασική ή εσωτερική (internal labour market), και τη δευτερεύουσα αγορά (secondary labour market). Η βασική αγορά περιέχει τις θέσεις εργασίας των μεγάλων ή των επικερδών επιχειρήσεων. Οι θέσεις αυτές είναι συνήθως μόνιμες, με καλές εργασιακές συνθήκες, παρέχουν ευνοϊκές προοπτικές προαγωγής και εξέλιξης και είναι υψηλά αμειβόμενες (Doeringer και Piore, 1971· Bowles, 1971· Bowles, Gintis, 1975· Berger, Piore, 1980). Όταν έλθει η σειρά του ατόμου να εργα-

64. Για το λόγο αυτόν τα όρια φτώχειας διαφοροποιούνται και κατά περιφέρεια.

στεί για πρώτη φορά (labor queue), ξεκινά από θέσεις που βρίσκονται χαμηλά στην ιεραρχία, ενώ ο μισθός καθορίζεται με βάση τις αρχές του εθίμου, δηλαδή από τη θέση εργασίας και όχι από την παραγωγικότητα. Υποτίθεται ότι υπάρχει ένα άτυπο σύστημα προστασίας και ανέλιξης των ήδη ενταγμένων, ενώ οι εκτός της εσωτερικής αγοράς εργασίας αποκλείονται από τον εσωτερικό ανταγωνισμό, πράγμα που επιτυγχάνεται με τη θεσμοθέτηση των βαθμίδων εισόδου (Reich, Gordon, Edwards, 1973· Σακέλλης, 1985).

Οι απασχολούμενοι στην πρωτεύουσα αγορά εργασίας προστατεύονται ακόμη και όταν λειτουργικά δεν ανήκουν σε αυτήν, με την εξασφάλιση υψηλών συνταξιοδοτικών παροχών και επιδομάτων από τους ασφαλιστικούς οργανισμούς (Μπαλούρδος, 1997).

Η δευτερεύουσα αγορά έχει μία διαφορετική δομή και περιέχει τις χαμηλά αμειβόμενες και τις ασταθείς θέσεις εργασίας. Η εκπαίδευση που οι επιχειρήσεις παρέχουν στους εργαζόμενους, οι οποίοι συνήθως έχουν χαμηλή εξειδίκευση, είναι περιορισμένη, η δυνατότητα προαγωγής ασήμαντη, επικρατεί εργασιακή ανασφάλεια και η είσοδος για την κάλυψη θέσεων στην επιχείρηση είναι πολλαπλή. Οι απασχολήσεις που ταξινομούνται στη δευτερεύουσα αγορά δεν διέπονται από κάποιους κανόνες, ενώ σε περιόδους κρίσης (ανεργίας) πλήττονται πρώτα τα άτομα που είναι ενταγμένα σε αυτήν. Κάτω από τις συνθήκες αυτές, η σύνδεση των δύο (υπο-) αγορών είναι ουσιαστικά ανύπαρκτη (Doeringer και Piore, 1971· Berger, Piore, 1980). Η εργασιακή ανασφάλεια συνοδεύει τα άτομα σε ολόκληρο τον κύκλο της ζωής τους. Διότι, όταν έχουν αποσυρθεί από την αγορά εργασίας, συνοδεύονται στη συνέχεια από συνταξιοδοτική ανασφάλεια και ανεπάρκεια και εν γένει πλημμελή κοινωνική ασφάλιση (Μπαλούρδος, 1997).

Οι P. Taubman και M.L. Wachter (1986) αναφέρουν ότι στη δευτερεύουσα αγορά οι αποδοχές είναι σημαντικά χαμηλότερες απ' ό,τι στην πρωτεύουσα και ως εκ τούτου οι απασχολούμενοι αποτελούν δύο μη ανταγωνιστικές ομάδες, με διαφοροποιημένες δυνατότητες και ευκαιρίες απασχόλησης.

Στο επίπεδο των εμπειρικών δοκιμασιών, οι προσπάθειες προσδιορισμού ενός διαχωριστικού ορίου ανάμεσα στις δύο υποαγορές δεν ήταν ιδιαίτερα ικανοποιητικές και αποτελεσματικές. Δύσκολα μπορεί κανείς να ορίσει πού εντάσσονται οι απασχολήσεις στους διάφορους τομείς της βιομηχανίας ή της οικονομίας γενικότερα και να γίνουν κατόπιν οι κατάλληλες στατιστικές δοκιμασίες. Επιπλέον δυσκολίες προκύπτουν από τη διατύπωση και τυποποίηση εναλλακτικών (σε σχέση με τις νεοκλα-

σικές) υποθέσεων, καθώς και από την έλλειψη αξιόπιστων διαθέσιμων στατιστικών δεδομένων.

Οι P. Taubman και M.L. Wachter (1986) αναφέρουν ότι, κυρίως λόγω των αξεπέραστων δυσκολιών προσδιορισμού της διαχωριστικής γραμμής ανάμεσα στις δύο υποαγορές (με κριτήριο τα χαρακτηριστικά των θέσεων απασχόλησης), *αυτό το οποίο αμφισβητείται και διερευνάται είναι η σχετικότητα του ανθρωπίνου κεφαλαίου στην ερμηνεία των εισοδημάτων απασχόλησης στα υποσύνολα της αγοράς εργασίας*. Αναμένεται ότι η εκπαίδευση και η επαγγελματική εμπειρία θα έχουν ασήμαντη ή μηδενική απόδοση στη δευτερεύουσα αγορά, ενώ, αντίθετα, υπάρχει μία γενική συναίνεση όσον αφορά τη σημαντικότητά τους στην πρωτεύουσα αγορά εργασίας (Taubman και Wachter, 1986· Corney, 1980· Psacharopoulos, 1977· Μπαλούρδος, 1995· Μπαλούρδος, 1997).

Ωστόσο, το πρόβλημα της κατάτμησης πάλι δεν αποφεύγεται, διότι απλά οι προβληματισμοί μεταφέρονται σε ένα άλλο επίπεδο. Ο G. Cain (1976, σ. 1245-1246) ήταν ο πρώτος που επεσήμανε ότι η στατιστική εξειδίκευση του ανθρωπίνου κεφαλαίου με οικονομετρικά πρότυπα τα οποία εκτιμώνται σε δύο τμήματα της αγοράς εργασίας συνδέεται με ένα σημαντικό μεθοδολογικό πρόβλημα. Διότι, σύμφωνα με τη μεθοδολογία που ακολουθείται, ο πληθυσμός του δείγματος διαχωρίζεται και κατανέμεται σε κάθε υποαγορά με κριτήριο τις τιμές του εισοδήματος[65] που είναι στη συνέχεια η εξαρτημένη μεταβλητή στα οικονομετρικά πρότυπα που εξειδικεύονται. Η σημαντική αυτή διαπίστωση του G. Cain αναφέρεται ως «σφάλμα κατάτμησης» (**trucation bias**), το οποίο εκλαμβάνεται ως δεδομένο σε αντίστοιχες εμπειρικές εξειδικεύσεις της δυαδικής αγοράς εργασίας (βλέπε Taubman και Wachter, 1986· Psacharopoulos, 1977· Corney, 1980· Μπαλούρδος, 1995).

Νεότερες εκδοχές της προσέγγισης αυτής διασπούν την αγορά εργασίας σε υποαγορές, οριζοντίως ή καθέτως μέσα στην επαγγελματική ιεραρχία και τα άτομα κατατάσσονται σε αυτές ανάλογα με τα χαρακτηριστικά τους (Reich, Gordon, Edwards, 1973). Σύμφωνα δε με μία άλλη άποψη (Berger, Piore, 1980), η αγορά εργασίας είναι ασυνεχής, με την έννοια ότι οι διαφοροποιήσεις που υπάρχουν σε αυτήν (π.χ., εσωτερική-εξωτερική αγορά εργασίας, εξειδικευμένη-ανειδίκευτη εργασία κ.ά.) αποτελούν και διαφορετική ή αντίθετη θέση με φραγμούς και δυσκολίες μετάβασης από τη μία στην άλλη.

---

65. Ή κάποια άλλη μεταβλητή η οποία παρουσιάζει υψηλή συσχέτιση με το εισόδημα.

Παρόλες τις μεθοδολογικές περιπλοκές, τα ερωτήματα τα οποία πρόκειται να εξεταστούν στην εμπειρική ανάλυση[66] με την εξειδίκευση των κατάλληλων οικονομετρικών προτύπων έχουν ως εξής: Μπορεί να προσδιοριστεί εμπειρικά η δυαδική αγορά εργασίας για τη χώρα μας; Διαφέρουν οι (νεοκλασικές) συναρτήσεις αμοιβών απασχόλησης σημαντικά ανάμεσα στα δύο διαφορετικά τμήματα της αγοράς εργασίας;

Στη συνέχεια ακολουθεί η εμπειρική ανάλυση, όπου πρώτα εντοπίζονται οι περιφερειακές διαφοροποιήσεις της φτώχειας με πινακοποιήσεις και ανάλυση διακύμανσης.

7. ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΕΣ ΔΙΑΣΤΑΣΕΙΣ ΤΗΣ ΦΤΩΧΕΙΑΣ: ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΕΚΤΙΜΗΣΕΙΣ

Η φτώχεια τόσο σε εθνικό όσο και σε περιφερειακό επίπεδο εξετάζεται με δύο δείκτες, ο πρώτος εκ των οποίων έχει προταθεί από την ΕΕ (μέθοδος ΕΕ), ενώ ο δεύτερος υπολογίζεται με υποκειμενικά κριτήρια (μέθοδος SPL). Εκτός από τα ποσοστά φτώχειας, τα οποία δείχνουν την έκταση του φαινομένου, παράλληλα εκτιμώνται τα όρια και το χάσμα φτώχειας με βάση το οποίο φανερώνεται η ένταση του φαινομένου.

7.1. Όρια, ποσοστά και χάσμα της φτώχειας

Οι εκτιμήσεις, τόσο με τη μέθοδο της ΕΕ όσο και με τη μέθοδο SPL, έγιναν με κοινά όρια. Δηλαδή, υπολογίζονται για το σύνολο της χώρας και κατόπιν χρησιμοποιούνται για υπολογισμούς στις περιφέρειες της χώρας. Επομένως, τα όρια και τα εισοδήματα των νοικοκυριών (στις περιφέρειες) διαφοροποιούνται ανάλογα με το μέγεθος και τη σύνθεσή τους καθώς και τις σταθμίσεις που πραγματοποιούνται με τις κλίμακες ισοδυναμίας (βλέπε Μπαλούρδος, 1997). Για ενδεικτικές κατηγορίες νοικοκυριών και με τις δύο μεθοδολογίες, υψηλότερος κίνδυνος φτώχειας εμφανίζεται στην περίπτωση των νοικοκυριών με δύο ενήλικες και τρία παιδιά καθώς και στα νοικοκυριά δύο ηλικωμένων (Πίνακας 16). Φαίνεται, δηλαδή, ότι τα άκρα της ηλικιακής πυραμίδας του πληθυσμού είναι ιδιαίτερα ευάλωτα σε σύγκριση με τα νοικοκυριά που έχουν στη σύνθεσή τους άτομα παραγωγικής ηλικίας (ενήλικες).

66. Βλέπε, ειδικότερα, το τμήμα με τις εκτιμήσεις των οικονομετρικών προτύπων.

ΠΙΝΑΚΑΣ 16
Όρια και ποσοστά φτώχειας κατά επιλεγμένο τύπο νοικοκυριού

Τύπος νοικοκυριού	Ποσοστά φτώχειας		Όρια φτώχειας, 2000*	Όρια φτώχειας, 1988	Μέσο εισόδημα φτωχών νοικοκυριών	Μέσο εισόδημα μη φτωχών νοικοκυριών	
	Μέθοδος ΕΕ	Μέθοδος SPL	**Μέθοδος ΕΕ**			Μέθοδος ΕΕ	Μέθοδος SPL
1 ηλικιωμένος (65 ετών και άνω)	31,5	55,0	175.860	54,7	116.704	362.220	71,6
2 ηλικιωμένοι	36,3	61,5	158.178	49,2	97.093	318.606	72,3
1 ενήλικας	20,5	36,3	158.821	49,4	127.314	428.559	70,0
2 ενήλικες	18,2	34,3	168.144	52,3	103.844	442.705	73,1
1 ενήλικας, 1 ηλικιωμένος	27,3	50,0	164.929	51,3	112.526	356.865	73,6
2 ενήλικες, 1 παιδί	17,0	29,0	212.190	66,0	157.535	502.826	84,0
2 ενήλικες , 2 παιδιά	19,8	26,7	264.916	82,4	187.113	573.877	93,2
2 ενήλικες, 3 παιδιά	40,4	50,0	333.074	103,6	229.872	635.927	104,7
2 ενήλικες, 2 παιδιά, 1 ηλικιωμένος	34,9	39,2	319.892	99,5	208.010	618.244	101,5

* Μόνο η στήλη αυτή αφορά το έτος 2000 (με προσαρμογή των στοιχείων του 1988).
Πηγή: Μπαλούρδος, 1997· Νταλιάνη, 2000· ίδιες εκτιμήσεις.

Στη συνέχεια η ανάλυση επικεντρώνεται στις περιφερειακές διαφοροποιήσεις. Από τα στοιχεία του Πίνακα 17 προκύπτει ότι, με βάση τη μέθοδο της ΕΕ, τα όρια φτώχειας[67] εμφανίζονται υψηλότερα στις περιφέρειες Ιονίων Νήσων (72,8 χιλ. δρχ.), Δ. Μακεδονίας (70,5 χιλ. δρχ.), Στερεάς Ελλάδας (69,6 χιλ. δρχ.) και Ηπείρου (69,1 χιλ. δρχ.). Ακόμη και οι 1η, 2η, 5η,10η και 13η περιφέρεια εμφανίζουν όρια φτώχειας τα οποία υπερέχουν από το αντίστοιχο όριο για το σύνολο των νοικοκυριών του δείγματος (64,4 χιλ. δρχ.).

Εξάλλου, με βάση την υποκειμενική μέθοδο SPL, υψηλά όρια φτώχειας εμφανίζονται πάλι στις περιφέρειες Ιονίων Νήσων (85,9 χιλ. δρχ.), Δ. Μακεδονίας (84,0 χιλ. δρχ.), Στερεάς Ελλάδας (83,8 χιλ. δρχ.) και Ηπείρου (83,4 χιλ. δρχ.). Μόνον οι περιφέρειες Πρωτευούσης, Β. Αιγαίου και Κρήτης εμφανίζουν όρια φτώχειας τα οποία είναι υψηλότερα του ορίου που αφορά το σύνολο της χώρας (80,9 χιλ. δρχ.).

Όπως προκύπτει από τα στοιχεία του ίδιου Πίνακα (17), τα υψηλά όρια φτώχειας συμβαδίζουν με πολύ υψηλά ποσοστά φτώχειας. Ως εκ

67. Σημειώνεται ότι τα όρια και τα ποσοστά φτώχειας υπολογίζονται με βάση το μηνιαίο εισόδημα του νοικοκυριού.

ΠΙΝΑΚΑΣ 17

Όρια και ποσοστά φτώχειας κατά περιφέρεια: Μέθοδος ΕΕ και SPL

Περιφέρειες	Όρια φτώχειας (χιλ. δρχ.)		Μέσο εισόδημα φτωχών νοικοκυριών (χιλ. δρχ.)		Χάσμα φτώχειας (χιλ. δρχ.)		Μέσο εισόδημα μη φτωχών νοικοκυριών (χιλ. δρχ.)		Ποσοστά φτώχειας	
	Έτος 1988									
	SPL	**ΕΕ**	**SPL**	**ΕΕ**	**SPL**	**ΕΕ**	**SPL**	**ΕΕ**	**SPL**	**ΕΕ**
1. Α. Μακεδονία- Θράκη	82,5	66,7	49,8	43,6	32,7	23,1	180,8	153,6	48,0	32,4
2. Κ. Μακεδονία	81,7	65,1	51,8	45,1	29,9	20,0	170,7	145,8	40,3	22,8
3. Δ. Μακεδονία	84,0	70,5	45,7	44,4	38,3	26,1	171,1	142,6	68,1	58,0
4. Ήπειρος	83,4	69,1	55,9	51,4	27,5	17,7	214,6	178,8	51,5	36,0
5. Θεσσαλία	83,1	67,8	47,8	43,4	35,3	24,4	216,1	189,5	35,5	22,7
6. Ιόνια Νησιά	85,9	72,8	52,5	52,4	33,4	20,4	138,7	119,0	65,0	54,4
7. Δυτική Ελλάδα	83,4	69,2	46,7	42,4	36,7	26,8	148,1	127,6	54,0	40,1
8. Στερεά Ελλάδα	83,8	69,6	45,8	44,0	38,0	25,6	167,6	151,5	44,0	35,0
9. Αττική	78,7	60,6	53,0	49,4	25,7	11,2	155,0	138,9	26,6	12,3
10. Πελοπόννησος	83,3	68,1	46,0	40,8	37,3	27,3	163,8	142,2	53,8	41,3
11. Βόρειο Αιγαίο	76,8	57,2	43,8	38,5	33,0	18,7	144,0	125,2	48,7	34,6
12. Νότιο Αιγαίο	79,9	62,3	47,4	45,8	32,5	16,5	198,5	180,5	31,7	22,2
13. Κρήτη	81,5	65,6	46,1	43,4	35,4	22,2	156,2	133,1	42,5	26,4
Σύνολο χώρας	80,9	64,4	49,9	45,3	31,0	19,1	166,0	145,6	38,3	24,0

Περιφέρειες	Όρια φτώχειας (χιλ. δρχ.)		Μέσο εισόδημα φτωχών νοικοκυριών (χιλ. δρχ.)		Χάσμα φτώχειας, (χιλ. δρχ.)		Μέσο εισόδημα μη φτωχών νοικοκυριών (χιλ. δρχ.)		Ποσοστά φτώχειας	
	Έτος 2000 (αναγωγή των στοιχείων)									
	SPL	**ΕΕ**	**SPL**	**ΕΕ**	**SPL**	**ΕΕ**	**SPL**	**ΕΕ**	**SPL**	**ΕΕ**
1. Α. Μακεδονία- Θράκη	265.237	214.440	160.107	140.174	105.130	74.266	578.700	493.824	48,0	32,4
2. Κ. Μακεδονία	262.665	209.296	166.537	144.996	96.127	64.300	548.800	468.747	40,3	22,8
3. Δ. Μακεδονία	270.060	226.657	146.925	142.746	123.145	83.661	550.086	458.459	68,1	58,0
4. Ήπειρος	268.131	222.156	179.718	165.251	88.413	56.905	689.939	574.842	51,5	36,0
5. Θεσσαλία	267.166	217.977	153.677	139.531	123.489	78.446	702.325	615.875	35,5	22,7
6. Ιόνια Νησιά	276.168	234.052	168.787	168.466	107.391	65.586	445.920	382.585	65,0	54,4
7. Δυτική Ελλάδα	268.131	222.478	150.140	136.316	117.991	86.162	476.141	410.234	54,0	40,1
8. Στερεά Ελλάδα	269.417	223.764	147.247	141.000	122.170	82.764	538.834	487.072	44,0	35,0
9. Αττική	253.020	194.829	170.395	158.821	82.625	36.008	498.646	446.563	26,6	12,3
10 . Πελοπόννησος	267.809	218.941	138.245	131.172	129.564	87.769	526.617	457.173	53,8	41,3
11. Βόρειο Αιγαίο	246.912	183.898	140.817	123.777	106.095	60.121	462.960	402.518	48,7	34,6
12. Νότιο Αιγαίο	256.878	200.294	152.391	147.247	104.487	53.047	638.177	580.307	31,7	22,2
13. Κρήτη	262.022	210.904	148.211	139.531	113.811	71.737	502.183	427.916	42,5	26,4

Εδώ, αντί για το κατά κεφαλήν εισόδημα από τις επίσημες στατιστικές που το έτος 1988 ανερχόταν σε 47.824 δραχμές (σε μηνιαία βάση), χρησιμοποιείται η αντίστοιχη τιμή από τα δεδομένα του δείγματος. Ως εκ τούτου, τα ποσοστά φτώχειας εμφανίζονται διαφοροποιημένα (σύγκρινε με: Yfantopoulos, Balourdos et al., 1989· Deleck et al., 1991· Μπαλούρδος, 1977· Νταλιάνη, 2000· ίδιες εκτιμήσεις).

τούτου, με βάση τη μέθοδο της ΕΕ, το ποσοστό φτωχών νοικοκυριών εμφανίζεται υψηλότερο στην περιφέρεια Δ. Μακεδονίας (58%). Ακολουθούν οι περιφέρειες Ιονίων Νήσων (54,4%), Πελοποννήσου (41,3%) και Δ. Ελλάδας (40,1%). Η ελάχιστη αναλογία φτωχών εμφανίζεται στην Αττική (12,3%), ενώ τα χαμηλότερα ποσοστά φτώχειας για το σύνολο της χώρας (24%) εμφανίζονται στην περιφέρεια Κ. Μακεδονίας (22,8%), στη Θεσσαλία (22,7%) και στην περιφέρεια Ν. Αιγαίου (22,2%).

Αντίστοιχα, με την υποκειμενική μέθοδο SPL, υψηλά ποσοστά φτώχειας εμφανίζουν οι ίδιες περιφέρειες: Δ. Μακεδονία (68,1%), Ιόνια Νησιά (65%), Δ. Ελλάδα (54%) και Πελοπόννησος (53,8%). Χαμηλότερα ποσοστά φτώχειας, σε σύγκριση με τα ποσοστά για το σύνολο της χώρας (38,3%), σημειώνονται στις περιφέρειες Πρωτευούσης (26,6%), Ν. Αιγαίου (31,7%) και Θεσσαλίας (35,5%).

Επομένως, φαίνεται ότι και με τις δύο μεθοδολογίες τα αποτελέσματα δεν διαφοροποιούνται ουσιαστικά, εφόσον υπάρχουν συγκεκριμένες περιφέρειες οι οποίες εμφανίζουν χαμηλά ποσοστά φτώχειας (Αττική, Ν. Αιγαίο, Θεσσαλία), ενώ σε άλλες περιφέρειες τα ποσοστά φτώχειας σημειώνουν τις υψηλότερες τιμές (Δ. Μακεδονία, Ιόνια Νησιά, Πελοπόννησος, Δ. Ελλάδα).

Επίσης, στον ίδιο Πίνακα (17) έχει υπολογιστεί το χάσμα φτώχειας, το οποίο εμφανίζει έντονες περιφερειακές διακυμάνσεις. Λαμβάνει την ελάχιστη τιμή στην Αττική (11,2 σύμφωνα με τη μέθοδο της ΕΕ και 25,7 χιλ. δρχ. σύμφωνα με την αντίστοιχη μέθοδο SPL) και εμφανίζεται υψηλό στην 3η, στην 7η και στην 8η περιφέρεια.

7.2. Χαρακτηριστικά των φτωχών

Ο Πίνακας 18 δείχνει ορισμένα βασικά χαρακτηριστικά των φτωχών νοικοκυριών (ηλικία, αριθμός παιδιών, αριθμός ηλικιωμένων, αριθμός απασχολουμένων κ.λπ.) ανάμεσα στις περιφέρειες της χώρας, με υπολογισμούς που βασίστηκαν στη μεθοδολογία της ΕΕ. Αρχικά επισημαίνεται ότι, με βάση την εν λόγω μεθοδολογία, ο αριθμός των παρατηρήσεων σε αρκετές περιφέρειες περιορίζεται σημαντικά, με αποτέλεσμα να μειώνονται οι δυνατότητες εκτενέστερης και περισσότερο αξιόπιστης ανάλυσης.

Όπως φαίνεται (Πίνακας 18), μεγαλύτερη μέση ηλικία υπεύθυνου εμφανίζεται στο Ν. Αιγαίο (62 έτη) και ακολουθούν η 11η περιφέρεια με 57,5 έτη και η 3η με 57,3 έτη. Μικρότερη εμφανίζεται η μέση ηλικία του υπεύθυνου στην Αττική (47,3 έτη) και ακολουθεί η περιφέρεια της Θεσσαλίας με 52 έτη. Εξάλλου, από τον ίδιο πίνακα φαίνεται ότι ο μέσος αριθ-

ΠΙΝΑΚΑΣ 18
Επιλεγμένα χαρακτηριστικά φτωχών νοικοκυριών κατά περιφέρεια (μέθοδος ΕΕ)

Περι-φέρειες	Μέση ηλικία υπεύθυνου	Μέσος αριθμός παιδιών	Μέσος αριθμός ηλικιωμένων	Μέση διάρκεια σπουδών	Μέσος αριθμός απασχο-λουμένων	Μέσος αριθμός συνταξιούχων	Μέσος αριθμός ατόμων με εισόδημα	Αριθμός παρα-τηρήσεων
1	53,0	0,8	0,7	5,8	1,3	0,6	1,8	56
2	54,0	0,8	0,6	5,6	1,3	0,5	1,7	103
3	57,3	0,8	0,9	4,9	1,3	0,8	2,0	40
4	55,3	1,2	0,8	5,6	1,3	0,9	2,0	35
5	52,0	0,.8	0,9	6,0	1,2	0,7	2,0	46
6	55,0	1,3	0,9	5,0	1,3	0,7	2,0	31
7	55,5	1,0	0,7	5,5	1,4	0,6	2,0	61
8	56,3	0,9	0,9	5,7	1,2	0,9	2,0	50
9	47,3	1,2	0,3	7,0	0,9	0,3	1,3	141
10	56,2	0,9	0,8	5,7	1,4	0,7	2,0	59
11	57,5	0,5	0,7	5,7	1,0	0,6	1,6	27
12	62,0	0,9	1,1	5,8	0,7	0,8	1,5	14
13	53,0	1,2	0,7	6,1	1,5	0,7	2,0	46
Σύνολο χώρας	53,4	1,0	0,7	5,9	1,2	0,6	1,8	709

Ίδιες εκτιμήσεις.

μός παιδιών ανάμεσα στις περιφέρειες κυμαίνεται μεταξύ 0,5 και 1,2. Ιδιαίτερα υψηλές εμφανίζονται οι τιμές στην 6η (1,3 παιδιά) και στην 9η περιφέρεια (1,2 παιδιά) και ελάχιστη (0,5 παιδιά) στην 11η περιφέρεια.

Σημειώνεται ότι στη 12η γεωγραφική περιφέρεια, όπου σημειώνεται η μεγαλύτερη μέση ηλικία υπεύθυνου, εμφανίζεται και η μεγαλύτερη μέση αναλογία ηλικιωμένων (1,1 κατά μέσο όρο). Στην Αττική, όπου ο μέσος αριθμός παιδιών εμφανίστηκε υψηλός, εντοπίζεται, αντίστοιχα, ο ελάχιστος μέσος αριθμός ηλικιωμένων (0,3).

Παρόμοιες και σχεδόν ταυτόσημες εμφανίζονται οι τάσεις και με τη μέθοδο SPL (Πίνακας 19), όπου η μέση ηλικία του υπεύθυνου των φτωχών νοικοκυριών εμφανίζεται σε όλες τις περιφέρειες σχετικά μεγάλη (μεγαλύτερη του μέσου όρου για το σύνολο της χώρας: 54,1 έτη). Εξαιρούνται από την περίπτωση αυτή οι περιφέρειες Θεσσαλίας και Αττικής για τις οποίες τα στοιχεία έχουν προκύψει σχετικά ικανοποιητικά, κατατάσσοντας τις εν λόγω περιφέρειες ανάμεσα στις πλουσιότερες της χώρας (Πίνακας 19).

Επιπρόσθετα, με τη μέθοδο SPL προκύπτει ότι κατά μέσο όρο περισσότερα παιδιά αποκτούν τα νοικοκυριά της 5ης (1,1) και της 3ης (1,0)

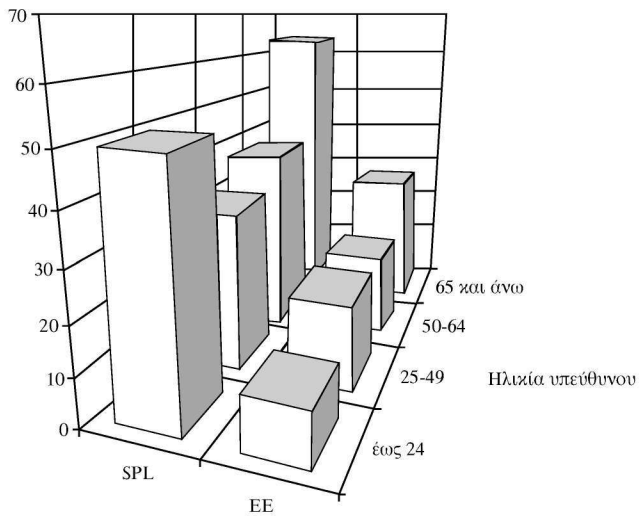
ΠΙΝΑΚΑΣ 19

Επιλεγμένα χαρακτηριστικά φτωχών νοικοκυριών κατά περιφέρεια (μέθοδος SPL)

Περι-φέρειες	Μέση ηλικία υπεύθυνου	Μέσος αριθμός παιδιών	Μέσος αριθμός ηλικιωμένων	Μέση διάρκεια σπουδών	Μέσος αριθμός απασχο-λουμένων	Μέσος αριθμός συνταξιούχων	Μέσος αριθμός ατόμων με εισόδημα	Αριθμός παρα-τηρήσεων
1	55,0	0,7	0,6	5,7	1,3	0,6	1,8	83
2	52,6	0,7	0,6	6,5	1,1	0,5	1,5	182
3	57,4	1,0	0,8	4,7	1,3	0,7	1,9	47
4	55,3	0,6	0,8	6,0	1,1	0,9	1.9	50
5	52,7	1,1	0,8	5,0	1,0	0,7	1,7	72
6	55,5	0,9	0,8	5,8	1,3	0,7	1,9	37
7	54,7	0,7	0,8	5,8	1,3	0,6	1,9	84
8	57,0	0,7	0,9	5,6	1,1	1,0	2,0	63
9	51,3	0,7	0,5	7,5	0,7	0,5	1,2	307
10	57,0	0,8	0,8	6,0	1,2	0,8	1,9	77
11	58,0	0,4	0,7	5,8	1,0	0,6	1,6	38
12	62,0	0,6	1,0	6,0	0,7	0,7	1,4	20
13	66,0	0,7	0,7	6,2	1,3	0,7	1,8	74
Σύνολο χώρας	54,1	0,7	0,7	6,3	1,0	0,6	1,6	1134

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 4

Ποσοστά φτώχειας κατά ηλικία υπεύθυνου του νοικοκυριού (μέθοδος ΕΕ και SPL, σύνολο χώρας)



περιφέρειας και λιγότερα (0,4) της 11ης περιφέρειας. Σημειώνεται ότι στη 12η περιφέρεια, όπου προσδιορίστηκε η μεγαλύτερη μέση ηλικία υπεύθυνου, εμφανίζεται ένας ηλικιωμένος κατά μέσο όρο σε κάθε νοικοκυριό.

Εξάλλου, ο μέσος αριθμός απασχολουμένων εμφανίζεται χαμηλότερος (0,7) στη 12η περιφέρεια που μπορεί να εκληφθεί ως δημογραφικά «γηρασμένη», ενώ η υψηλότερη τιμή εμφανίζεται στη 13η περιφέρεια (1,5 με τη μέθοδο της ΕΕ και 1,3 με την υποκειμενική μέθοδο).

Οι διαφοροποιήσεις που σε γενικές γραμμές παρατηρούνται για το σύνολο της χώρας ανάλογα με την εκάστοτε μεθοδολογία που χρησιμοποιείται (βλέπε Διάγραμμα 4) φαίνεται να διατηρούνται σε περιφερειακό επίπεδο.

Σε γενικές γραμμές, διαπιστώθηκε ότι ορισμένα χαρακτηριστικά των νοικοκυριών διαφοροποιούνται έντονα ανάμεσα στις περιφέρειες της χώρας. Οι περιφέρειες με υψηλό επίπεδο εισοδήματος εμφανίζουν κατά κανόνα χαμηλότερα ποσοστά φτώχειας. Αντίθετα, περιφέρειες με υψηλή συγκέντρωση φτωχών χαρακτηρίζονται παράλληλα από χαμηλή μέση διάρκεια σπουδών του υπεύθυνου του νοικοκυριού, υψηλή αναλογία ηλικιωμένων ατόμων και ύπαρξη χαμηλού αριθμού παιδιών και ατόμων με εισόδημα.

7.3. Δομικά χαρακτηριστικά της φτώχειας και της ανισότητας (decomposition analysis)

Υποστηρίζεται ότι η ευρύτερη κατηγορία των φτωχών δεν είναι ομοιογενής στο σύνολό της. Δηλαδή, μπορεί να γίνει διαχωρισμός μεταξύ των λιγότερο και των περισσότερο φτωχών[68] (Paugam, 1995· Paugam, 1993). Δημιουργείται ωστόσο το ερώτημα με τι κριτήριο θα γίνει ο διαχωρισμός. Πάνω στο θέμα ο S. Paugam (1995, 1993) αναφέρει ότι αυτό αποδεικνύεται μόνον με πολυμεταβλητές μεθοδολογικές προσεγγίσεις οι οποίες ξεφεύγουν από τη μονόπλευρη και μονοδιάσταση προσέγγιση του φαινομένου.

Για το λόγο αυτό, στην παρούσα εργασία, εκτός από απλές πινακοποιήσεις,[69] οι διαφοροποιήσεις στα ποσοστά φτώχειας σε περιφερειακό επίπεδο προσδιορίζονται με ανάλυση διακύμανσης[70] (ANOVA –one way). Ως εξαρτημένη μεταβλητή εκλαμβάνεται ο λογάριθμος του συνολικού καθαρού εισοδήματος των νοικοκυριών,[71] ενώ η περιφέρεια αποτελεί τον ανε-

68. Διατηρώντας ως ομοιογενή την κατηγορία των μη φτωχών.

69. Και τα οικονομετρικά υποδείγματα που εκτιμώνται παρακάτω.

70. Με την ANOVA συγκρίνονται δύο πηγές διακύμανσης: *μεταξύ* και *μέσα* στα δείγματα (ή τις περιφέρειες). Η διακύμανση μεταξύ των δειγμάτων αναφέρεται και ως η διακύμανση που ερμηνεύεται διότι εκτιμάται με βάση την κατηγορική μεταβλητή που στη συγκεκριμένη περίπτωση αφορά τις περιφέρειες. Αντίθετα, η διακύμανση μέσα στα δείγματα αναφέρεται και ως η διακύμανση που δεν ερμηνεύεται.

71. Που αποτελεί το άθροισμα των εισοδημάτων από κάθε πηγή.

ξάρτητο παράγοντα-μεταβλητή.[72] Αρχικά, η ανάλυση γίνεται για το σύνολο των νοικοκυριών του δείγματος, ενώ στη συνέχεια εξετάζεται ειδικότερα η περίπτωση των φτωχών.[73]

Το ερώτημα το οποίο εξετάζεται έχει ως εξής: Πόση από τη διακύμανση του εισοδήματος στην Ελλάδα σχετίζεται με τις υφιστάμενες διαφορές *μεταξύ* των διαφόρων περιφερειών και πόση με τις διαφορές *μέσα* στις περιφέρειες;

Σημειώνεται ότι η διακύμανση αποτελεί το άθροισμα τετραγώνων των αποκλίσεων διαιρεμένη με το μέσο όρο, ενώ ισχύουν οι σχέσεις:

$$SSy = SS_{\text{μεταξύ περιφερειών}} + SS_{\text{μέσα στις περιφέρειες}}$$

$$SSy = \sum_{j} \sum_{I} (Yji - \bar{Y})^2$$

$$SS_{\text{μεταξύ περιφερειών}} = \sum_{j} N_j (Yj - \bar{Y})^2$$

$$SS_{\text{μέσα στις περιφέρειες}} = \sum_{j} \sum_{I} (\bar{Y}ji - \bar{Y}_i)^2$$

Όπου:

$\bar{Y}$ = Μέσος όρος λογαρίθμου εισοδήματος Y για το σύνολο των δεδομένων. Ο δείκτης j αφορά τις περιφέρειες (1,2,3, …,13), ενώ ο δείκτης i αφορά τα νοικοκυριά (1,2,3,…,2951)

$\bar{Y}j$ = Μέσο εισόδημα (λογάριθμος) στην περιφέρεια j, και Nj = μέγεθος νοικοκυριών δείγματος στην περιφέρεια

SS = Άθροισμα τετραγώνων

Με την ανάλυση διακύμανσης, η σχετική σημαντικότητα της ανισότητας στα εισοδήματα μέσα στις περιφέρειες συγκρίνεται με την αντίστοιχη ανισότητα μεταξύ των περιφερειών. Ταυτόχρονα, με κατάλληλα «τεστ»

---

72. Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται ή δεν απορρίπτεται με βάση τις τιμές της «F» που ισούται με το πηλίκο της διακύμανσης *μεταξύ* και της διακύμανσης *μέσα* στις ομάδες.

73. Σύμφωνα με τον S. Jenkins (1995, σ. 29), δύο είναι οι μεθοδολογίες ανάλυσης ή διάσπασης της οικονομικής ανισότητας: κατά υπο-ομάδες (ηλικία υπεύθυνου, τύπος νοικοκυριού, περιφέρεια διαμονής, εργασιακή κατάσταση υπεύθυνου κ.ά.) και κατά πηγές εισοδήματος. Σε παρόμοιες και περισσότερο διακριτές κατηγοριοποιήσεις έγινε η ανάλυση της Α΄ ενότητας καθώς και παλαιότερη ανάλυση με στοιχεία από την ίδια δειγματοληπτική έρευνα (βλέπε Μπαλούρδος, 1997).

εξετάζεται η σημαντικότητα κάθε παράγοντα. Όπως φαίνεται από τις εκτιμήσεις του Πίνακα 20, η τιμή της «F» είναι υψηλή και σημαντική.[74] Δηλαδή, οι διαφορές στις μέσες τιμές του εισοδήματος[75] κατά περιφέρεια προκύπτουν στατιστικά σημαντικές. Ωστόσο, μόνον ένα μικρό τμήμα της συνολικής διακύμανσης του λογαρίθμου εισοδήματος (μόνον το 4,2%) ερμηνεύεται από τη διακύμανση *μεταξύ* των περιφερειών. Σχεδόν όλη η ανισότητα (95,8%) φαίνεται να προέρχεται από τη διακύμανση που παρατηρείται *μέσα* στις περιφέρειες.[76]

Το ίδιο συμπέρασμα προκύπτει για τις διακυμάνσεις της εξαρτημένης μεταβλητής, σύμφωνα με τα αποτελέσματα του «τεστ» ομοιογένειας[77] (βλέπε Levene Statistic, στο ενδιάμεσο τμήμα του Πίνακα 20).

Η έκταση ή η σπουδαιότητα της διαφοροποίησης που αφορά τις τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής κατά περιφέρεια εκτιμάται με βάση το δείκτη n^2, ο οποίος συχνά αναφέρεται και ως δείκτης συσχέτισης.[78] Η ερμηνεία του είναι σχετικά απλή και αφορά το ποσοστό της διακύμανσης της εξαρτημένης μεταβλητής που ερμηνεύεται από την ανεξάρτητη μεταβλητή. Οι τιμές που λαμβάνει κυμαίνονται μεταξύ 0 και 1 και είναι πάντα θετικές. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, φαίνεται ότι 98,7% της διακύμανσης του λογαρίθμου του καθαρού εισοδήματος μπορεί να αποδοθεί σε διακυμάνσεις που υφίστανται ανάμεσα στις περιφέρειες (βλέπε Πίνακα 19: Β. Υπολογισμός του δείκτη n^2). Πρόκειται για μία υψηλή αναλογία –τιμή του δείκτη– και στην ουσία χαρακτηρίζει μία πολύ ακραία περίπτωση ανισότητας, διότι το ποσοστό διακύμανσης που δεν ερμηνεύεται από τον ανεξάρτητο παράγοντα (περιφέρεια) είναι ελάχιστο: $1- n^2 = 1- 0,987=0,013$ ή 1,3%.

Στη συνέχεια εντοπίζονται οι σημαντικές διαφορές των εισοδημάτων στα νοικοκυριά κάθε περιφέρειας με τη βοήθεια του «τεστ» Dunnett's που εντάσσεται στην ευρύτερη κατηγορία των a posteriori ή post hoc «τεστ», τα οποία

---

74. Υποτίθεται ότι η διακύμανση ή η τυπική απόκλιση (σ) έχει μία χαρακτηριστική αναλυτική (decomposition) ιδιότητα. Έχουμε 13 περιφέρειες με δείγματα n_1, n_2, …, τα οποία αθροιστικά έχουν μέγεθος n και όσον αφορά τα εισοδήματα xi ισχύει: $\sigma^2 (x) = n_1/n\ \sigma_2(x_1) + \ldots + n_{13}/n\ \sigma^2(x_{13}) + \sigma^2(x_B)$. Όπου η μεταβλητή x_B αφορά τα μέσα εισοδήματα κάθε περιφέρειας, δηλαδή τον παράγοντα ανισότητας *μεταξύ* των περιφερειών. Αντίθετα, όλα τα υπόλοιπα στοιχεία που υπάρχουν στο δεξιό τμήμα της ισότητας αφορούν την ανισότητα *μέσα* σε κάθε περιφέρεια.

75. Σε λογαριθμική μορφή.

76. Αναφέρεται και ως υπόλοιπο, σφάλμα ή ποσοστό διακύμανσης που δεν ερμηνεύεται.

77. Πρόκειται για ένα «τεστ» που αφορά τις διακυμάνσεις. Επειδή κάθε περιφέρεια έχει διαφορετικό μέγεθος υποκειμένων, κρίνεται αναγκαία η χρησιμοποίηση ενός τέτοιου μη παραμετρικού «τεστ».

78. Ισχύει ότι: n2= SS μεταξύ περιφερειών /SS σύνολο = 27173,357/27520,133.

ΠΙΝΑΚΑΣ 20

Ανάλυση διακύμανσης, έλεγχος ομοιογένειας και δείκτης n²

Α. Ανάλυση διακύμανσης (ANOVA –one way) –Εξαρτημένη μεταβλητή: Λογάριθμος καθαρού εισοδήματος

Πηγή διακύμανσης	Άθροισμα τετραγώνων –SS	Μέσα τετράγωνα	F	Sig.
Μεταξύ περιφερειών (παράγοντας Α)	15,177	1,265	10,715	0,000
Μέσα στις περιφέρειες (υπόλοιπο ή σφάλμα)	346,776	0,118	Η μηδενική υπόθεση Ho είναι: Οι μέσοι όροι της εξαρτημένης μεταβλητής είναι ίσοι σε όλες τις περιφέρειες. Επειδή η τιμή της F = διακύμανση μεταξύ ομάδων/ διακύμανση μέσα σε κάθε ομάδα είναι υψηλή, η Ho απορρίπτεται	
Σύνολο	361,953			

Β. Υπολογισμός του δείκτη n²

Πηγή	Άθροισμα τετραγώνων (Type III)	Μέσα τετράγωνα	Βαθμοί ελευθερίας	F	Sig.	n² (Eta Squared)
Υπόδειγμα	27173,357	2090,258	13	17709,368	0,000	0,987
Περιφέρεια	27173,357	2090,258	13	17709,368	0,000	0,987
Σφάλμα	346,776	0,118	2938			
Σύνολο	27520,133		2951			

Γ. Έλεγχος ομοιογένειας

Levene Statistic	df 1	df2	Sig.	Ho: Οι διακυμάνσεις ανάμεσα στις περιφέρειες είναι ίσες
6,009	12	2938	0,000	
	df = Βαθμοί ελευθερίας			

εφαρμόζονται όταν τα δεδομένα έχουν ήδη αναλυθεί.[79] Όπως φαίνεται (Πίνακας 21), έχουμε δύο διαφορετικές εφαρμογές του «τεστ»: μία για το σύνολο των νοικοκυριών και μία για τα φτωχά νοικοκυριά των περιφερειών. Ειδικότερα, για την πρώτη περίπτωση, από τη μία πλευρά[80] στατιστικά σημαντικές διαφορές εντοπίζονται στα μέσα εισοδήματα των νοικοκυριών της περιφέρειας Κρήτης (2,9860) ως προς τα αντίστοιχα μέσα εισοδήματα των νοικοκυριών στις περιφέρειες Θεσσαλίας, Β. Αιγαίου και Αττικής.[81]

79. Με βάση το «τεστ» αυτό, το μέσο εισόδημα των νοικοκυριών κάθε περιφέρειας συγκρίνεται με το μέσο εισόδημα των νοικοκυριών της περιφέρειας Κρήτης (μεταβλητή ελέγχου).

80. Το «τεστ» είναι διπλής κατεύθυνσης. Δηλαδή, γίνεται έλεγχος σημαντικότητας για τις μέσες τιμές που είναι υψηλότερες και, αντίστοιχα, χαμηλότερες (εμφανίζεται αρνητικό πρόσημο στη διαφορά ανάμεσα στα μέσα εισοδήματα) από τη μέση τιμή του εισοδήματος για την περιφέρεια Κρήτης.

81. Οι διαφορές στις μέσες τιμές προκύπτουν θετικές, εφόσον τα μέσα εισοδήματα των νοικοκυριών στις εν λόγω περιφέρειες είναι υψηλότερα από ό,τι τα μέσα εισοδήματα των νοικοκυριών στην περιφέρεια Κρήτης.

Από την άλλη πλευρά, φαίνεται ότι το πρόβλημα είναι ιδιαίτερα έντονο στην περιφέρεια Δυτικής Μακεδονίας στην οποία αφενός εμφανίζεται η χαμηλότερη τιμή στην εξαρτημένη μεταβλητή (λογάριθμος καθαρού εισοδήματος), εφετέρου η διαφορά με την αντίστοιχη τιμή της περιφέρειας Κρήτης εμφανίζεται στατιστικά σημαντική.[82] Ακόμη και στις περιφέρειες Ιονίων Νήσων, Δ. Ελλάδας και Πελοποννήσου η διαφορά προκύπτει αρνητική αλλά όχι στατιστικά σημαντική.

Εφαρμόζοντας το ίδιο «τεστ» για τα *φτωχά νοικοκυριά* δεν φαίνεται να προκύπτει κάποια στατιστικά σημαντική διαφορά ανάμεσα στα μέσα εισοδήματα των νοικοκυριών της περιφέρειας Κρήτης και τα μέσα εισοδήματα των νοικοκυριών στις υπόλοιπες περιφέρειες. Άλλωστε, τα αποτελέσματα από την ανάλυση διακύμανσης (μιας κατεύθυνσης), που εμφανίζονται στο κάτω τμήμα του Πίνακα 21, δείχνουν ότι οι διαφορές στα μέσα εισοδήματα των φτωχών νοικοκυριών δεν είναι σημαντικές. Συνεπώς, δεν φαίνεται να υπάρχει η δυνατότητα περαιτέρω διαφοροποίησης των φτωχών περιφερειών και των νοικοκυριών σε επιπλέον κατηγορίες (π.χ., πολύ φτωχοί, λιγότερο φτωχοί).

Η περιφέρεια παρέχει μόνον ελάχιστη πληροφόρηση σχετικά με τη διακύμανση στα εισοδήματα των νοικοκυριών. Για το λόγο αυτόν, η ανάλυση διακύμανσης πλαισιώνεται με επιπλέον ερμηνευτικές-ανεξάρτητες μεταβλητές,[83] όπως η ηλικία[84] και τα έτη σπουδών του υπεύθυνου του νοικοκυριού[85] (Πίνακας 22).

Τα ερωτήματα τα οποία προκύπτουν είναι:

Κατά πόσο η ανισότητα στο λογάριθμο του εισοδήματος είναι μεγάλη μεταξύ των διαφόρων περιφερειών και ηλικιακών ομάδων, αν η εξαρτημένη μεταβλητή επηρεάζεται σημαντικά από την εκπαίδευση (έτη σπουδών) του υπεύθυνου του νοικοκυριού;[86] Αν οι κύριες επιδράσεις της περιφέρειας, της ηλικίας και της εκπαίδευσης του υπεύθυνου είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους, πόση από τη συνολική διακύμανση ερμηνεύεται για κάθε μία από τις ανεξάρτητες μεταβλητές και πόσο σημαντική είναι η διακύμανση μέσα και μεταξύ των διαφόρων ομάδων;

---

82. Η διαφορά στις μέσες τιμές του εισοδήματος προκύπτει αρνητική.

83. Οι οποίες, με βάση την ανάλυση που παρέχεται με το SPSS, αναφέρονται ως covariates. Αντίθετα, η περιφέρεια αναφέρεται ως παράγοντας (factor).

84. Έχουν δημιουργηθεί οι εξής ηλικιακές ομάδες: μέχρι 35, 36-49, 50-64, 65 ετών και άνω.

85. Σύμφωνα με το θεωρητικό πλαίσιο, τόσο η εκπαίδευση όσο και η επαγγελματική εμπειρία αποτελούν δύο από τις σπουδαιότερες ερμηνευτικές μεταβλητές του λογαρίθμου εισοδήματος (Μπαλούρδος, 1997).

86. Ως εξαρτημένη μεταβλητή εκλαμβάνεται ο λογάριθμος του συνολικού εισοδήματος του νοικοκυριού στο οποίο ούτως ή άλλως μεγαλύτερο μερίδιο καταλαμβάνει το εισόδημα από απασχόληση (βλέπε Μπαλούρδος, 1997).

ΠΙΝΑΚΑΣ 21

Κριτήριο Dunnett: σύγκριση λογαρίθμου μέσου καθαρού εισοδήματος περιφέρειας Κρήτης με τις υπόλοιπες περιπτώσεις. Σύνολο νοικοκυριών και φτωχά νοικοκυριά

Περι-φέρειες	Μέσο συνολικό εισόδημα (φτωχών και μη φτωχών)	Μέσο εισόδημα φτωχών (μέθοδος Ε.Ε.)	Τεστ Dunnett t (2-sided)					
			Σύγκριση μέσου συνολικού εισοδήματος των νοικοκυριών των υπόλοιπων περιφερειών με το εισόδημα των νοικοκυριών της περιφέρειας Κρήτης				Σύγκριση μέσου εισοδήματος των φτωχών νοικοκυριών των υπόλοιπων περιφερειών με το εισόδημα των νοικοκυριών της περιφέρειας Κρήτης	
			(I) Περι-φέρειες	(J) Περι-φέρεια (Κρήτη)	Μέση διαφορά (I-J)	Στατιστική σημαντικότητα (Sig.)	Μέση διαφορά (I-J)	Στατιστική σημαντικότητα (Sig.)
1	3,0032	2,6387	1	13	1,723E-02	1,00	5,140E-02	0,991
2	3,0300	2,6537	2	13	4,399E-02	0,640	6,644E-02	0,891
3	2,8405	2,6210	3	13	-0,1455*	0,013	3,372E-02	1,000
4	3,0044	2,6973	4	13	1,845E-02	1,00	0,1100	0,653
5	3,0800	2,6285	5	13	9,404E-02	0,040	4,125E-02	0,999
6	2,9003	2,7275	6	13	-8,5649E-02	0,475	0,1402	0,399
7	2,9136	2,6063	7	13	-7,2359E-02	0,289	1,906E-02	1,000
8	2,9729	2,5804	8	13	-1,3050E-02	1,00	-6,8412E-03	1,000
9	3,0987	2,7018	9	13	0,1128*	0,000	0,1145	0,270
10	2,9368	2,6047	10	13	-4,9134E-02	0,776	1,745E-02	1,000
11	2,9119	2,5554	11	13	-7,4084E-02	0,517	-3,1813E-02	1,000
12	3,1168	2,6503	12	13	0,1308*	0,048	6,304E-02	0,999
13	2,9860	2,5873						
Σύνολο	3,0337	2,6425						

Αποτελέσματα ANOVA με έναν παράγοντα (περιφέρεια), για τα φτωχά νοικοκυριά:

	Άθροισμα τετραγώνων	Μέσο τετράγωνο	F	Sig.
Μεταξύ	**1,568**	**0,131**	**1,209**	**0,272**
Μέσα	**75,258**	**0,108**		
Σύνολο	**76,826**			

* Η μέση διαφορά είναι σημαντική στο επίπεδο 0,05.
Dunnett t-tests treat one group as a control, and compare all other groups against it.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα,[87] φαίνεται ότι η τιμή «F=8,703» για το διορθωμένο υπόδειγμα είναι υψηλή και στατιστικά σημαντική (p<0,0005).

87. Διευκρινίζεται ότι το «διορθωμένο υπόδειγμα» αναφέρεται σε αποτελέσματα στα οποία δεν έχει συμπεριληφθεί ο σταθερός όρος, ενώ με τον όρο «σφάλματα» εννοείται η μη ερμηνεύσιμη αναλογία ή τα κατάλοιπα του υποδείγματος. Η «ολική» πηγή μεταβολής αναφέρεται σε όλες τις ανεξάρτητες μεταβλητές του υποδείγματος, ενώ το άθροισμα τετραγώνων για τη «διορθωμένη ολική» πηγή μεταβολής αφορά το άθροισμα τετραγώνων του «διορθωμένου υποδείγματος» και του «σφάλματος» (σειρά 1 + σειρά 9).

Δηλαδή, η υπόθεση ότι κάθε συντελεστής είναι διάφορος του 0 απορρίπτεται, ενώ όλες οι ανεξάρτητες μεταβλητές εμφανίζουν μικρή p τιμή (p value, μικρότερη του 0,01). Άρα, συνεισφέρουν στην ερμηνεία της διακύμανσης του λογαρίθμου εισοδήματος. Αντίθετα, δεν προκύπτουν σημαντικές οι επιδράσεις δευτέρου βαθμού[88] καθώς και η αλληλεπίδραση τρίτου βαθμού.[89] Ως εκ τούτου, η επίδραση της εκπαίδευσης στο εισόδημα δεν φαίνεται να σχετίζεται και να επηρεάζεται ή να διαφοροποιείται ανάλογα με την περιφέρεια διαμονής και την ηλικία του υπεύθυνου του νοικοκυριού.

Σε γενικές γραμμές, οι κύριες επιδράσεις[90] καθώς και οι αλληλεπιδράσεις ερμηνεύουν περίπου το 24% της συνολικής διακύμανσης του λογαρίθμου του εισοδήματος.[91] Με άλλα λόγια, το 24% της ανισότητας χαρακτηρίζεται από τις διακυμάνσεις του εισοδήματος *μεταξύ* των περιφερειών, των ηλικιακών ομάδων και των ετών σπουδών του υπεύθυνου του νοικοκυριού, ενώ το υπόλοιπο ερμηνεύεται ως διακύμανση *μέσα* σε κάθε ομάδα.[92]

ΠΙΝΑΚΑΣ 22

Ανάλυση διακύμανσης με δύο παράγοντες (factors) και μία ανεξάρτητη (covariate) μεταβλητή

Σειρά	Πηγή διακύμανσης	Άθροισμα τετραγώνων (Type III)	Βαθμοί ελευθερίας	Μέσα τετράγωνα	F	Sig. (p value)
1	Διορθωμένο υπόδειγμα	85,851*	103	0,834	8,703	0,000
2	Σταθερός όρος	851,526	1	851,526	8891,382	0,000
3	Περιφέρεια (factor 1)	2,814	12	0,235	2,449	0,004
4	Ηλικία υπεύθυνου (factor 2)	4,339	3	1,446	15,101	0,000
5	Έτη σπουδών υπεύθυνου (covariate)	5,036	1	5,036	52,575	0,000
6	Περιφέρεια* ηλικία υπεύθυνου	3,905	36	0,108	1,113	0,270
7	Περιφέρεια * έτη σπουδών υπεύθυνου	1,496	12	0,125	1,302	0,210
8	Περιφέρεια* ηλικία υπεύθυνου* έτη σπουδών υπεύθυνου	5,080	39	0,130	1,360	0,068
9	Σφάλματα	271,699	2837	0,09577		
10	Σύνολο	27452,421	2941			
11	Διορθωμένο σύνολο (85,851+ 271,699)	357,550	2940			
R^2=0,240						

88. Δηλαδή, η αλληλεπίδραση μεταξύ δύο ανεξάρτητων μεταβλητών.

89. Περιφέρεια* ηλικία υπεύθυνου* έτη σπουδών υπεύθυνου.

90. Δηλαδή, οι επιδράσεις που προέρχονται από κάθε μία μεμονωμένη ανεξάρτητη μεταβλητή.

91. Αυτό προκύπτει και από την τιμή του R^2=0,24.

92. Περιφέρεια, ηλικιακή ομάδα κ.ο.κ..

Σημειώνεται ότι τα πορίσματα συνάδουν με τα πορίσματα άλλων αντίστοιχων ερευνών, αν και το ποσοστό διακύμανσης που ερμηνεύεται είναι χαμηλότερο (Fields, 1979· Mincer, 1974· Psacharopoulos, 1973· Blaug, 1973· Μπαλούρδος, 1995· Μπαλούρδος, 1997). Ωστόσο, μεγαλύτερη βαρύτητα στο σημείο δίνεται κατά την εξειδίκευση του υποδείγματος που αφορά τη δυαδική αγορά εργασίας.

Από τη μέχρι στιγμής ανάλυση, οι τάσεις που διαγράφονται σε περιφερειακό επίπεδο έχουν ως εξής:

- Τα όρια φτώχειας διαφοροποιούνται ανάλογα με τη μεθοδολογία εκτίμησής τους. Με βάση την υποκειμενική μέθοδο εμφανίζονται υψηλότερα από ό,τι με τη μέθοδο της ΕΕ. Ωστόσο, σε γενικές γραμμές οι τάσεις που διαμορφώνονται ανάμεσα στις περιφέρειες δεν διαφοροποιούνται σημαντικά.
- Η σχετικά μεγάλη ηλικία του υπεύθυνου του νοικοκυριού αποτελεί παράγοντα υψηλού κινδύνου φτώχειας και χαμηλών αποδοχών. Κυρίως «κινδυνεύουν» η 3η, η 4η, η 10η και η 11η περιφέρεια.
- Το ανθρώπινο κεφάλαιο, μετρούμενο με τη μέση διάρκεια των σπουδών καθώς και με τη διάρκεια επαγγελματικής εμπειρίας του υπεύθυνου του νοικοκυριού, εμφανίζεται με χαμηλές τιμές στις νησιωτικές περιφέρειες (Ιόνια Νησιά, Β. Αιγαίο) καθώς και σε γεωγραφικά απομακρυσμένες ή ορεινές περιφέρειες (Δ. Μακεδονία, Ήπειρος).
- Με κριτήριο το χάσμα της φτώχειας, προκύπτει ότι η κατάσταση για τις πολυμελείς οικογένειες είναι πολύ δυσμενής και με τις δύο μεθοδολογίες, στοιχειοθετώντας την άποψη ότι τα δημογραφικά μεγέθη επιδρούν καθοριστικά στην ανισότητα και τη διαμόρφωση της φτώχειας.
- Το εισόδημα από απασχόληση αποτελεί σε όλες τις περιπτώσεις τη σημαντικότερη πηγή προέλευσης του εισοδήματος, ενώ σε σχετικά γηρασμένες περιφέρειες μεγάλη συμμετοχή έχουν και οι συντάξεις.
- Σε όλες τις περιφέρειες το 30% των νοικοκυριών με υψηλότερο εισόδημα κατέχουν μερίδιο μεγαλύτερο του 50% από το μέσο συνολικό, ενώ οι τιμές των συντελεστών Gini και Theil επισημαίνουν μεγάλη ανισότητα στις περιφέρειες όπου τα μέσα εισοδήματα είναι ιδιαίτερα χαμηλά (βλέπε και Α΄ ενότητα).
- Ανάμεσα στις περιφέρειες κυρίαρχη εμφανίζεται η θετική σχέση μεταξύ εισοδήματος και (μέσου) αριθμού παιδιών και, αντίστοιχα, αρνητική ανάλογα με τον αριθμό των ηλικιωμένων. Οι τάσεις αυτές είναι πανομοιότυπες με τις αντίστοιχες τάσεις του συνόλου των νοικοκυριών του δείγματος.

- Οι περιφέρειες που μπορεί να θεωρηθούν ως πλούσιες είναι: η 5η, η 12η και η 9η, ενώ φτωχότερη εμφανίζεται η 3η περιφέρεια και ακολουθεί η περίπτωση της 6ης περιφέρειας, στις οποίες εμφανίζονται, μεταξύ άλλων, τα χαμηλότερα εισοδήματα και τα υψηλότερα ποσοστά φτώχειας.
- Η Αττική φαίνεται να διαφοροποιείται σημαντικά σε σχέση με τις υπόλοιπες περιφέρειες. Η μεγάλη συγκέντρωση πληθυσμού, οικονομικής δραστηριότητας κ.λπ. διαφοροποιεί τη συμπεριφορά των νοικοκυριών ως προς το θέμα της εκπαίδευσης, της γονιμότητας, της συνύπαρξης με τους ηλικιωμένους στο ίδιο νοικοκυριό, της απασχόλησης κ.λπ..
- Αν και εντοπίστηκε ότι σε χειρότερη θέση βρίσκεται η περιφέρεια Δ. Μακεδονίας (με κριτήριο το ύψος του εισοδήματος και τα ποσοστά φτώχειας), εντούτοις, με βάση τα αποτελέσματα της ανάλυσης διακύμανσης, δεν φαίνεται να υπάρχει κάποια τάση διαφοροποίησης της ομάδας των φτωχών σε περιφερειακό επίπεδο.

Με δεδομένο το γεγονός ότι τα χαρακτηριστικά της φτώχειας δεν διαφοροποιούνται έντονα σε περιφερειακό επίπεδο, στη συνέχεια η ανάλυση επικεντρώνεται στην εμπειρική εξειδίκευση του υποδείγματος της δυαδικής αγοράς εργασίας.

8. ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΑ ΤΗΣ ΚΑΤΑΤΜΗΜΕΝΗΣ ΑΓΟΡΑΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ[93]

Μεθοδολογικά, σύμφωνα με τον G. Psacharopoulos (1977, σ. 425) και τους M. Carnoy, H. Levin και K. King (1980, σ. 59-77), τρεις είναι οι βασικότερες εμπειρικές δοκιμασίες της δυαδικής αγοράς εργασίας:[94]

(α) Η διαπίστωση (ή απόρριψη) σημαντικής επαγγελματικής κινητικότητας μεταξύ των υποαγορών **(socio-economic mobility test)**.

(β) Η διαπίστωση της ύπαρξης (ή μη ύπαρξης) διαφοροποιημένων χαρακτηριστικών των θέσεων απασχόλησης του βιομηχανικού τομέα της οικονομίας **(modality test)**. Δηλαδή, η ταξινόμηση σε «καλές» και «κακές» θέσεις απασχόλησης με βασικό άξονα αναφοράς το μισθό (συνήθως, χρησιμοποιούνται κλίμακες κοινωνικο-επαγελματικού γοήτρου, ενώ η στατιστική ανάλυση που χρησιμοποιείται είναι καθαρά περιγραφική).

93. Η έμφαση θα δοθεί σε χαρακτηριστικά που σχετίζονται με τις περιφέρειες.

94. Βλέπε, επίσης, Μπαλούρδος, 1977.

(γ) Η εξειδίκευση σχετικών οικονομετρικών υποδειγμάτων και η διερεύνηση της σημαντικότητας των ανεξάρτητων μεταβλητών, που προσδιορίζονται στο υπόδειγμα του ανθρωπίνου κεφαλαίου[95] στην ερμηνεία των εισοδηματικών ανισοτήτων ξεχωριστά σε κάθε υποαγορά (**truncated earnings function test**).

Λόγω περιορισμών, οι οποίοι προέρχονται από τα δειγματοληπτικά δεδομένα, η διερεύνηση για την Ελλάδα πραγματοποιείται μόνον για το **(γ)** ερώτημα και μερικώς για το ερώτημα **(β).**

Ως διαχωριστική γραμμή ανάμεσα στα δύο υποσύνολα της αγοράς εργασίας εκλαμβάνεται το όριο φτώχειας. Υποτίθεται, δηλαδή, ότι η αγορά εργασίας αποτελείται από ένα *φτωχό* ή δευτερεύον και ένα *μη φτωχό* πρωτεύον τμήμα. Ο τρόπος αυτός της κατάτμησης, σύμφωνα με τη δική μας άποψη, είναι καλύτερος από αυτόν, π.χ., που έχει χρησιμοποιήσει ο Psacharopoulos (1977) για το Ηνωμένο Βασίλειο, διότι:

α) Λαμβάνεται υπόψη η δημογραφική σύνθεση του νοικοκυριού (με τις κλίμακες ισοδυναμίας· βλέπε Μπαλούρδος, 1995 και Μπαλούρδος, 1997) κατά τη διαδικασία ταξινόμησης σε μία από τις δύο κατηγορίες, κάτι το οποίο δεν επιτυγχάνεται με έναν αδρό δείκτη όπως είναι ο μέσος όρος του εισοδήματος που συνήθως χρησιμοποιείται (βλέπε Psacharopoulos, 1977).

β) Βρίσκεται πλησιέστερα σε μία οικονομική θεώρηση του θέματος απ' ό,τι θα ήταν αν η κατάτμηση γινόταν με κριτήριο το γόητρο του επαγγέλματος ή κάποιο άλλο κοινωνικο-επαγγελματικό χαρακτηριστικό. Διότι ο διαχωρισμός του πληθυσμού σε φτωχούς και μη φτωχούς γίνεται με αμιγή εισοδηματικά κριτήρια και αφορά στην ουσία το σύνολο των εισοδηματικών πόρων των νοικοκυριών του δείγματος.

γ) Λαμβάνοντας υπόψη την κριτική που έχει ασκηθεί, αντί της χρησιμοποίησης ενός εντελώς αυθαίρετου και υποκειμενικού εισοδηματικού ορίου, επιλέχθηκε ένα σχετικό και αντικειμενικά προσδιοριζόμενο όριο φτώχειας.

Με βάση τη μεθοδολογία αυτή της κατάτμησης, στο υποθετικό Διάγραμμα 5 αναμένεται ότι στο πρωτεύον τμήμα της αγοράς η σχέση εισοδήματος και εκπαίδευσης θα είναι θετική. Αντίθετα, μετά τη διαχωριστική γραμμή (ή την καμπύλη ρήξης ανάμεσα στις δύο υποαγορές), στο δευτερεύον τμήμα, η απόδοση της εκπαίδευσης μειώνεται και ουσιαστικά δεν συνεισφέρει στην αύξηση του εισοδήματος.

Ορισμένες ενδείξεις σχετικά με τις διαφοροποιήσεις στα μέσα συνολικά εισοδήματα, στα εισοδήματα από απασχόληση καθώς και διάφορα

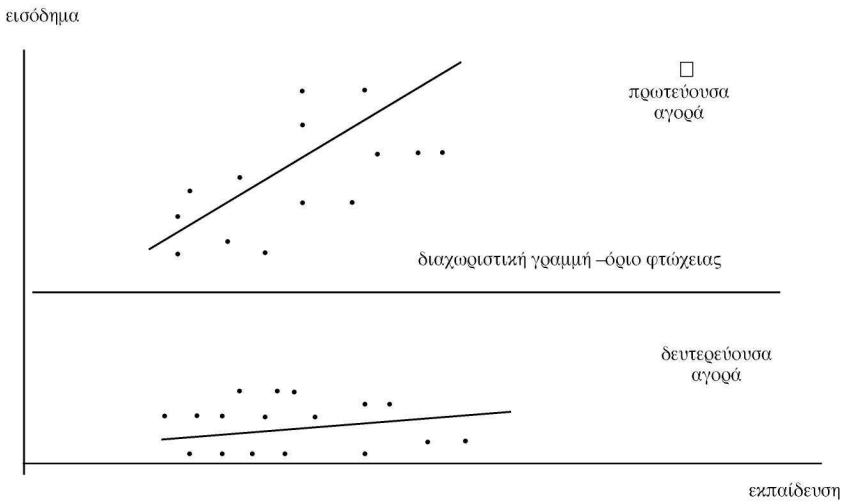
95. Πρόκειται για την εκδοχή του υποδείγματος του J. Mincer (1974).

άλλα χαρακτηριστικά (ατομικά ή του νοικοκυριού) ανάμεσα στις δύο υποαγορές εμφανίζονται στα στοιχεία του Πίνακα 22. Όπως προκύπτει, τα νοικοκυριά ή τα άτομα της δευτερεύουσας αγοράς εργασίας (σύμφωνα με τις δύο μεθοδολογίες κατάτμησης) κατά μέσο όρο είναι:

- Μεγαλύτερα σε ηλικία (οι υπεύθυνοι του νοικοκυριού).
- Με μεγαλύτερο μέγεθος νοικοκυριού καθώς και με περισσότερα παιδιά και ηλικιωμένους στη σύνθεσή τους.
- Με υπεύθυνους οι οποίοι κατά κανόνα έχουν χαμηλή μόρφωση αλλά μεγαλύτερη διάρκεια (επαγγελματική εμπειρία) στην αγορά εργασίας.
- Με χαμηλότερο γόητρο επαγγέλματος, όπως εκτιμάται με το δείκτη Treiman (1977).[96]

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5

Η εξέλιξη των εισοδημάτων σε μία δυαδική αγορά εργασίας



Πηγή: Μπαλούρδος, 1995· Psacharopoulos, 1977· Μπαλούρδος, 1997.

96. Ο διεθνής δείκτης μέτρησης γοήτρου των επαγγελμάτων Treiman σχηματίζεται με σύνθεση των μεταβλητών της εκπαίδευσης, του επαγγέλματος και του εισοδήματος. Χαμηλό γόητρο έχουν τα επαγγέλματα, π.χ., με τιμή του δείκτη <30 και υψηλό αν η τιμή είναι >70 (τα όρια είναι αυθαίρετα και ενδεικτικά).

- Με εισοδήματα να διαφοροποιούνται *σημαντικά* τόσο σε μέγεθος όσο και κατά πηγή προέλευσης (υπάρχουν, ενδεικτικά, οι πηγές εισοδήματος από απασχόληση και από σύνταξη[97]).

Ωστόσο, τα στοιχεία του Πίνακα 22 αποτελούν ενδείξεις έντονων διαφοροποιήσεων οι οποίες είναι χαρακτηριστικές και βασικές σε μία δυαδική αγορά εργασίας. Οι ενδείξεις αυτές ενισχύονται και εξετάζονται εκτενέστερα με την εκτίμηση οικονομετρικών προτύπων[98] που ακολουθεί.

9. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΩΝ ΠΡΟΤΥΠΩΝ ΚΑΙ ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΑ ΤΗΣ ΔΥΑΔΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

Το ερώτημα το οποίο είναι καθοριστικό για την εξειδίκευση των κατάλληλων οικονομετρικών υποδειγμάτων έχει ως εξής: Για ποιο λόγο κλασικοί παράγοντες, όπως π.χ. η εκπαίδευση, ασκούν διαφοροποιημένη δράση στη διαμόρφωση του ατομικού εισοδήματος από απασχόληση ή του εισοδήματος του νοικοκυριού των φτωχών και των μη φτωχών που στην περίπτωση αυτή αποτελούν δύο διαφορετικές κοινωνικές ομάδες;

Εμπειρικά, το παραπάνω ερώτημα εξειδικεύεται σε κάθε υποσύνολο της αγοράς εργασίας σύμφωνα με την εκδοχή της επένδυσης σε ανθρώπινο κεφάλαιο που αναπτύχθηκε από τον J. Mincer (1974,1976) και έχει ως εξής:

$$\mathbf{lnY = a_1 + a_2 ΕΚΠ + \alpha_3 T + \alpha_4 T^2}$$

Όπου:

lnY = Λογάριθμος εισοδήματος

ΕΚΠ = Εκπαίδευση (έτη σπουδών)

Τ= Επαγγελματική εμπειρία

T^2= Επαγγελματική εμπειρία στο τετράγωνο

Η επίδραση των ανεξάρτητων μεταβλητών στην εξαρτημένη μεταβλητή που είναι το συνολικό εισόδημα του νοικοκυριού[99] (lnY) υπολογίζεται με τη μεθοδολογία της στατιστικής παλινδρόμησης, ενώ οι τιμές των συντελεστών παλινδρόμησης εκτιμώνται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώ-

---

97. Υποτίθεται ότι οι χαμηλές συντάξεις αφορούν άτομα που κατά κανόνα είχαν κατά το παρελθόν δευτερεύουσες απασχολήσεις-θέσεις εργασίας.

98. Ακολουθείται, δηλαδή, μία πιο σύνθετη (πολυμεταβλητή) μεθοδολογία ανάλυσης.

99. Το οποίο θεωρούμε ως καλύτερη επιλογή από ό,τι το εισόδημα από απασχόληση. Διότι αφενός καλύπτει όλο το δειγματοληπτικό πληθυσμό και όχι μόνον τον υπεύθυνο που είναι σε εργάσιμη ηλικία, αφετέρου δεν προκύπτουν κάποιες σημαντικές διαφοροποιήσεις στα αποτελέσματα (βλέπε Μπαλούρδος, 1997).

ΠΙΝΑΚΑΣ 22

Πρωτεύουσα και δευτερεύουσα αγορά εργασίας στην Ελλάδα: Ορισμένα χαρακτηριστικά (όριο φτώχειας με τη μέθοδο της ΕΕ και τη μέθοδο SPL)

Χαρακτηριστικά	Αγορά εργασίας					
	Πρωτεύουσα		Δευτερεύουσα		Σύνολο	
	ΜΟ	ΤΑ	ΜΟ	ΤΑ	ΜΟ	ΤΑ
Ηλικία υπεύθυνου	49,6	15,0	53,4	16,0	50,5	15,0
Αριθμός ηλικιωμένων	0,44	0,7	0,67	0,7	0,50	0,73
Αριθμός παιδιών	0,8	1,0	1,0	1,2	0,8	1,1
Μέγεθος νοικοκυριού	3,0	1,3	3,3	1,6	3,01	1,4
Αριθμός ατόμων με εισόδημα στο νοικοκυριό	1,74	0,9	1,78	1,0	1,75	0,9
Έτη σπουδών	9,6	4,1	6,9	2,4	9,0	3,9
Συνολικό καθαρό εισόδημα	1747,8	1846,3	543,5	312,3	1458,4	1696,4
Συνολικό ακαθάριστο εισόδημα	1947,0	1936,7	607,1	376,3	1625,1	1792,0
Καθαρό εισόδημα από απασχόληση	1305,2	1887,7	368,5	361,0	1080,1	1702,4
Συντάξεις	309,0	752,0	131,4	190,0	266,0	666,0
Κατά κεφαλήν εισόδημα	636,5	626,1	168,4	63,5	524,0	582,0
Δείκτης επαγγελματικού γοήτρου Treiman	36,1	9,0	34,1	6,0	35,6	8,4
Επαγγελματική εμπειρία (μόνο για τα άτομα κάτω των 65 ετών)	29,0	14,0	33,0	12,2	30,0	14,0
Μέγεθος δείγματος N	2242		709		2951 (σύνολο πληθυσμού)	
Μέθοδος SPL						
Ηλικία υπεύθυνου	48,3	14,2	54,1	16,4		
Αριθμός ηλικιωμένων	0,39	0,67	0,67	0,8		
Αριθμός παιδιών	0,89	1,1	0,73	1,1		
Μέγεθος νοικοκυριού	2,90	1,4	3,4	1,9		
Αριθμός ατόμων με εισόδημα στο νοικοκυριό	1,84	0,91	1,60	0,88		
Έτη σπουδών	9,4	2,2	7,1	3,0		
Συνολικό καθαρό εισόδημα	1992,2	1968,0	598,3	276,6		
Συνολικό ακαθάριστο εισόδημα	2218,9	2048,0	668,2	379,9		
Καθαρό εισόδημα από απασχόληση	1529,7	2021,9	355,6	362,1		
Συντάξεις	322,2	603,8	188,2	256,2		
Κατά κεφαλήν εισόδημα	699,3	678,0	241,6	121,4		
Δείκτης επαγγελματικού γοήτρου Treiman	36,6	9,1	34,3	6,6		
Μέγεθος δείγματος (N)	1821		1130		2951 (σύνολο πληθυσμού)	

νων. Αρχικά, οι εκτιμήσεις αφορούν το σύνολο των νοικοκυριών, ενώ στη συνέχεια οι ίδιες ακριβώς εκτιμήσεις γίνονται για τα φτωχά και τα μη φτωχά νοικοκυριά.

Ένα αξιοσημείωτο χαρακτηριστικό της εξαρτημένης μεταβλητής είναι το ότι δεν περιλαμβάνει μόνο τα εισοδήματα από απασχόληση αλλά τα εισοδήματα από οποιαδήποτε πηγή. Είναι προφανές ότι, αν και είναι χρή-

σιμο και σκόπιμο, εντούτοις είναι ιδιαίτερα δύσκολο να εκτιμηθούν διαφορετικά υποδείγματα για κάθε τύπο και πηγή εισοδήματος. Όπως χαρακτηριστικά αναφέρει ο Κ. Κανελλόπουλος (1986, σ. 100): «Στην έκταση κατά την οποία δυνάμεις που εξηγούν το εισόδημα από μια συγκεκριμένη πηγή έχουν διαφορετικές συνέπειες για άλλους τύπους εισοδήματος, η ερμηνεία των αποτελεσμάτων καθίσταται δύσκολη». Το γεγονός ότι το εισόδημα Κοινωνικής Ασφάλισης δεν προσδιορίζεται άμεσα από την εκπαίδευση ή/και τη μεταβλητή της ηλικίας αυξάνει τις προϋποθέσεις για υποεκτιμήσεις και για την πιθανότητα σφάλματος εξειδίκευσης του υποδείγματος. Επιπρόσθετα, επισημαίνεται ότι, επειδή το συνολικό εισόδημα εμφανίζει μεγαλύτερη διασπορά από το εισόδημα από απασχόληση, οι τιμές του R^2 θα είναι σχετικά μικρότερες ακόμη και αν οι ανεξάρτητες μεταβλητές είναι προσεκτικά εξειδικευμένες. Για το λόγο αυτόν, εκτιμώνται και διευρυμένα οικονομετρικά υποδείγματα, στα οποία περιλαμβάνονται επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές (ad hoc).

Οι περιφερειακές διαφοροποιήσεις στα οικονομετρικά υποδείγματα προσεγγίζονται με ψευδομεταβλητές (βλέπε, αναλυτικότερα, Κανελλόπουλος, 1986). Για παράδειγμα, στην κλασική εξίσωση του J. Mincer (εξίσωση 2, του Πίνακα 23) για την περίπτωση της Αττικής, η ψευδομεταβλητή λαμβάνει την τιμή 1, ενώ για τις υπόλοιπες περιφέρειες η τιμή είναι μηδέν. Η γενική εντύπωση που δίνεται είναι ότι τα προσωπικά χαρακτηριστικά του υπεύθυνου έχουν σημαντικότητα για τον προσδιορισμό και την ερμηνεία του εισοδήματος του νοικοκυριού. Οι συντελεστές σε όλες τις ανεξάρτητες μεταβλητές είναι στατιστικά σημαντικοί (οι τιμές της «t» είναι υψηλές). Ειδικότερα, όσον αφορά την εξίσωση 1, ο συντελεστής μπροστά από τη μεταβλητή της εκπαίδευσης λαμβάνει την τιμή 0,04874, που σημαίνει ότι ο ρυθμός της απόδοσης για ένα πρόσθετο έτος στο σχολείο αυξάνει κατά 4,874%, πράγμα που βρίσκεται σε αποδεκτά όρια σε σχέση με αποτελέσματα άλλων ερευνών (Mincer, 1974· Κανελλόπουλος, 1986· Psacharopoulos, 1977· Μπαλούρδος, 1995· Μπαλούρδος, 1997).

Οι περιφερειακές διαφοροποιήσεις στο εισόδημα του νοικοκυριού εκτιμώνται αν κάποια από τις περιφέρειες εκληφθεί ως βάση σύγκρισης και δεν συμπεριληφθεί στις παλινδρομήσεις η αντίστοιχη ψευδομεταβλητή. Όπως δείχνουν τα στοιχεία του Πίνακα 23 (εξίσωση 2), τουλάχιστον στην Αττική τα νοικοκυριά απολαμβάνουν τουλάχιστον πάνω από 10,1% περισσότερα απ' ό,τι τα νοικοκυριά στις υπόλοιπες περιφέρειες (που δεν συμπεριλαμβάνονται στο υπόδειγμα), ενώ στην περιφέρεια Κ. Μακεδονίας (εξίσωση 3) οι αμοιβές είναι κατά 11,64% υψηλότερες. Δυστυχώς, η παρατήρηση αυτή πρέπει να μην είναι ασφαλής λόγω της μη σημαντικότη-

ΠΙΝΑΚΑΣ 23

Συναρτήσεις λογαρίθμου καθαρού εισοδήματος του νοικοκυριού

Ανεξάρτητες μεταβλητές	**Εξισώσεις για το σύνολο της χώρας**					
	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**
Σταθερός όρος	6,109 (84,3)	6,092 (83,45)	6,106 (83,45)	6,095 (84,0)	6,102 (84,3)	6,186 (84,7)
Έτη σπουδών	0,04874 (16,4)	0,04631 (15,2)	0,04879 (16,4)	0,04904 (16,5)	0,04888 (16,4)	0,04573 (15,3)
Εμπειρία υπεύθυνου	0,04015 (12,7)	0,04016 (12,8)	0,04019 (12,74)	0,04022 (12,8)	0,04019 (12,8)	0,04085 (13,0)
Εμπειρία^2	-0,000635 (-15,4)	-0,006354 (-15,5)	-0,0006353 (-15,4)	-0,000635 (-15,4)	-0,000636 (-15,5)	-0,0006411 (-15,64)
Αττική		0,101 (3,6)				
2η περιφέρεια			0,01164 (0,314)*			
5η περιφέρεια				0,134 (2,6)		
12η περιφέρεια					0,300 (3,24)	
Λοιπές περιφέρειες εκτός Π.Π., 2ης, 5ης και 12ης)						-0,175 (-6,3)
R^2	0,193	0,196	0,193	0,193	0,196	0,203
F	233,8	179,2	175,3	177,3	178,53	187,3

Σε παρένθεση, κάτω από τους συντελεστές παλινδρόμησης δίνεται η τιμή «t».
* Μη σημαντική επίδραση.

τας που παρατηρείται στην ψευδομεταβλητή για την εν λόγω περιφέρεια (η τιμή της «t» είναι χαμηλή).

Αντίθετα, στην εξίσωση 4, όπου έχει συμπεριληφθεί η αντίστοιχη ψευδομεταβλητή για τη Θεσσαλία, οι εισοδηματικές διαφοροποιήσεις προκύπτουν στατιστικά σημαντικές και τα νοικοκυριά απολαμβάνουν 13,4% περισσότερα από ό,τι τα νοικοκυριά στις άλλες περιφέρειες. Παρόμοια τάση εμφανίζεται και για τη 12η περιφέρεια (εξίσωση 5) που εμφανίζεται από τις πιο πλούσιες, με βάση το ύψος του καθαρού εισοδήματος. Τα νοικοκυριά σ' αυτή την περιφέρεια φαίνεται να απολαμβάνουν 30% υψηλότερο εισόδημα σε σύγκριση με τα νοικοκυριά στις υπόλοιπες περιφέρειες. Χαρακτηριστικά είναι επίσης τα αποτελέσματα που προκύπτουν με βάση την εξίσωση 6, όπου γίνεται εμφανής η τάση απολαβής χαμηλότερων εισοδημάτων σε όλες τις υπόλοιπες περιφέρειες[100] (εκτός της Αττικής, της

100. Οι οποίες έχουν υπεισέλθει στην εξίσωση ως ψευδομεταβλητές και έχουν ξεχωρίσει από τις υπόλοιπες ως οικονομικά πιο εύρωστες ή πιο πολυπληθείς.

2ης, της 5ης και της 12ης περιφέρειας). Επισημαίνεται ότι οι τιμές του R^2, αν και δεν είναι ιδιαίτερα υψηλές, εντούτοις σε όλες τις περιπτώσεις κυμαίνονται σε ικανοποιητικά επίπεδα σε σύγκριση με τα αποτελέσματα από άλλες έρευνες (Mincer, 1974· Κανελλόπουλος, 1986· Psacharopoulos, 1977· Μπαλούρδος, 1995· Μπαλούρδος, 1997).

Στον Πίνακα 24 περιλαμβάνονται οι ίδιες ακριβώς συναρτήσεις με τον προηγούμενο πίνακα, αλλά πρόκειται μόνο για τα νοικοκυριά τα οποία δεν ανήκουν στην κατηγορία των φτωχών και επομένως έχουν στη σύνθεσή τους υπεύθυνους ή άλλα άτομα τα οποία κατά κανόνα απασχολούνται στην πρωτεύουσα αγορά εργασίας. Όπως φαίνεται στην εξίσωση 7, στην οποία δεν συμπεριλαμβάνεται κάποια ανεξάρτητη ψευδομεταβλητή για τις περιφέρειες, όλοι οι συντελεστές προκύπτουν στατιστικά σημαντικοί και με το αναμενόμενο πρόσημο. Επίσης, παρόμοιες τάσεις, με τις αντίστοιχες για το σύνολο της χώρας, εμφανίζονται όταν εξετάζονται οι περιφερειακές εισοδηματικές διαφοροποιήσεις. Ειδικότερα, ο συντελεστής για την περίπτωση της περιφέρειας Κ. Μακεδονίας (εξίσωση 9) προκύπτει στατιστικά ασήμαντος, σε αντίθεση με τη σημαντικότητα που επιβεβαιώνεται ξανά για την Αττική, τη Θεσσαλία και τη 12η περιφέρεια.

Αυτό φυσικά το οποίο στην ουσία διαφοροποιείται –και ήταν αναμενόμενο– είναι η τιμή του εκάστοτε συντελεστή παλινδρόμησης που εμφανίζεται χαμηλότερη στην περίπτωση των μη φτωχών νοικοκυριών σε σύγκριση με τα αποτελέσματα που προέκυψαν για το σύνολο της χώρας. Ειδικότερα, η απόδοση της εκπαίδευσης λαμβάνει τιμές που κυμαίνονται μεταξύ 25,98% και 27,34%, οι οποίες ούτως ή άλλως δεν είναι ιδιαίτερα εντυπωσιακές.

Αν και στους προηγούμενους πίνακες εμφανίστηκαν παρόμοιες τάσεις, εντούτοις στα αποτελέσματα του Πίνακα 25, που αφορούν τα φτωχά νοικοκυριά, οι διαφοροποιήσεις είναι πολύ σημαντικές. Κατ' αρχάς βλέπουμε την τιμή του συντελεστή παλινδρόμησης στη μεταβλητή της εκπαίδευσης να λαμβάνει τις λογικά αναμενόμενες τιμές, αλλά η επίδραση δεν προκύπτει στατιστικά σημαντική. Ως εκ τούτου, η εκπαίδευση του υπεύθυνου δεν φαίνεται να συνεισφέρει καθόλου στην αύξηση του εισοδήματος του νοικοκυριού (σε όλες τις εξισώσεις).

Αντίθετα, το αντίστροφο πρόσημο (επίδραση) μεταξύ εμπειρίας και εμπειρίας στο τετράγωνο εμφανίζεται με συνέπεια και στατιστική σημαντικότητα. Φαίνεται, επομένως, ότι μόνο η μεταβλητή της επαγγελματικής εμπειρίας συνεισφέρει αυξητικά στο εισόδημα του νοικοκυριού, αν και η αύξηση αυτή δεν είναι ιδιαίτερα έντονη (οι τιμές του αντίστοιχου συντελεστή παλινδρόμησης εμφανίζονται μειωμένες).

ΠΙΝΑΚΑΣ 24

Συναρτήσεις λογαρίθμου καθαρού εισοδήματος του νοικοκυριού

Ανεξάρτητες μεταβλητές	**Εξισώσεις που αφορούν τα μη φτωχά νοικοκυριά (διάκριση με τη μέθοδο της ΕΕ)**					
	7	**8**	**9**	**10**	**11**	**12**
Σταθερός όρος	6,597 (112,5)	6,612 (112,33)	6,607 (111,4)	6,582 (112,2)	6,590 (112,6)	6,591 (111,4)
Έτη σπουδών	0,02614 (11,1)	0,02734 (11,4)	0,02598 (11,0)	0,0265 (11,2)	0,02626 (11,2)	0,02637 (11,1)
Εμπειρία υπεύθυνου	0,03726 (14,4)	0,0371 (14,3)	0,03715 (14,3)	0,03723 (14,4)	0,03722 (14,4)	0,03716 (14,28)
Εμπειρία^2	-0,0005901 (-16,7)	-0,0005861 (-16,6)	-0,0005891 (-16,7)	-0,0005884 (-16,71)	-0,0005893 (-16,74)	-0,0005886 (-16,651)
9η περιφέρεια		-0,0595 (-2,6)				
Αττική			-0,003336 (-1,1)*			
Κ. Μακεδονία				0,142 (3,3)		
12η Περιφέρεια					0,248 (3,3)	
Λοιπές περιφέρειες εκτός Π.Π., 2ης, 5ης και 12ης)						0,0185 (0,749)*
R^2	0,177	0,180	0,178	0,181	0,181	0,178
F	160,7	122,5	120,8	123,7	12,8	120,1

* Μη σημαντική επίδραση.

Κατά συνέπεια, οι φτωχοί ή οι εργαζόμενοι στη δευτεροβάθμια αγορά εργασίας, με την ευρύτερη έννοια του όρου, εμφανίζονται να απολαμβάνουν εισοδήματα που βασίζονται κατά μεγάλο βαθμό στην επαγγελματική εμπειρία τους καθώς και σε άλλους παράγοντες που είναι ενσωματωμένοι στα κατάλοιπα και δεν ερμηνεύονται μέσα στα πλαίσια του υποδείγματος. Μάλλον πρόκειται για άτομα περιθωριακά, δίχως τη στοιχειώδη εκπαίδευση και την ευχέρεια της μόνιμης και συνεχούς απασχόλησης.

Ειδικά, όσον αφορά το ρόλο της εκπαίδευσης στον προσδιορισμό του (ατομικού και οικογενειακού) εισοδήματος των φτωχών, σημειώνεται ότι τα ευρήματά μας συνάδουν με τα ευρήματα άλλων ερευνητικών προσπαθειών. Συγκεκριμένα, το ίδιο δεν φαίνεται να ισχύει και για τον αριθμό παιδιών στο νοικοκυριό, εφόσον η επίδραση στο ύψος του εισοδήματος είναι πάντα θετική και υψηλότερη για τα φτωχά νοικοκυριά (με βάση τη μέθοδο της ΕΕ και τις τιμές του συντελεστή παλινδρόμησης).

Αν διευρύνουμε τις αρχικές εξισώσεις και συμπεριλάβουμε άλλες ad hoc ανεξάρτητες μεταβλητές (αριθμός παιδιών, αριθμός ηλικιωμένων και άτομα με εισόδημα στο νοικοκυριό), έχουμε τα εξής αποτελέσματα (Πίνακας 26).

Η μεταβλητή που αφορά τα άτομα με εισόδημα στο νοικοκυριό επιδρά πάντα θετικά και σημαντικά στο ύψος του εισοδήματος του νοικοκυριού σε όλες τις εξισώσεις του Πίνακα 26. Όμως από τις ίδιες εξισώσεις άγεται και ένα άλλο σπουδαίο συμπέρασμα, το οποίο σχετίζεται με την επίδραση των ανεξάρτητων δημογραφικών μεταβλητών. Ο αριθμός των παιδιών εμφανίζεται να έχει σημαντική και θετική επίδραση στη μεταβλητή του εισοδήματος σε όλες τις εξισώσεις.

ΠΙΝΑΚΑΣ 25

Συναρτήσεις λογαρίθμου καθαρού εισοδήματος του νοικοκυριού

Ανεξάρτητες μεταβλητές	**Εξισώσεις που αφορούν τα μη φτωχά νοικοκυριά (διάκριση με τη μέθοδο της ΕΕ)**					
	13	**14**	**15**	**16**	**17**	**18**
Σταθερός όρος	5,595 (32,6)	5,963 (32,5)	5,958 (32,4)	5,974 (32,44)	5,967 (32,6)	6,005 (32,41)
Έτη σπουδών	0,1119 (1,1)*	0,01012 (0,995)*	0,01161 (1,2)*	0,01111 (1,105)	0,0108 (1,074)*	0,01019 (1,012)*
Εμπειρία υπεύθυνου	0,01974 (2,7)	0,01973 (2,7)	0,01969 (2,7)	0,01959 (2,644)	0,01997 (2,7)	0,02004 (2,712)
Εμπειρία^2	-0,000392 (-4,5)	-0,000390 (-4,44)	-0,0003908 (-4,5)	-0,00039 (-4,438)	-0,000396 (-4,5)	-0,0003926 (-4,482)
9η περιφέρεια		0,0487 (0,692)*				
2η περιφέρεια			0,05842 (0,757)*			
5η περιφέρεια				-0,03338 (-0,304)		
12η περιφέρεια					0,225 (1,117)*	
Λοιπές περιφέρειες εκτός Π.Π., 2ης, 5ης και 12ης)						-0,006941 (-1,249)*
R^2	0,097	0,098	0,098	0,98	0,099	0,099
F	25,126	18,95	18,977	18,843	19,163	120,1

* Μη σημαντική επίδραση.

Συνεπώς, τα παιδιά, αν και εκλαμβάνονται ως εξαρτώμενα μέλη, δεν φαίνεται να επιδρούν αρνητικά στο ύψος του οικογενειακού εισοδήματος ανεξάρτητα από το γεγονός αν το νοικοκυριό ανήκει στην κατηγορία των φτωχών ή των μη φτωχών.

Αντίθετα, θετική και λιγότερο υψηλή είναι η τιμή του συντελεστή (0,109 και 0,112) για τη μεταβλητή του αριθμού των ηλικιωμένων, αλλά μόνο για τα νοικοκυριά κάτω από το όριο φτώχειας, δείχνοντας τη σπουδαιότητα που έχουν οι συντάξεις και άλλες παροχές κοινωνικής ασφάλισης που ακολουθούν τους ηλικιωμένους.

Επίσης, σημαντική αλλά περισσότερο μειωμένη εμφανίζεται η τιμή του συντελεστή για τον αριθμό των ατόμων με εισόδημα, ενώ αξίζει να αναφερθεί το γεγονός ότι η μεταβλητή που αναφέρεται στην περιφέρεια της Πρωτεύουσας δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική στην περίπτωση των μη φτωχών νοικοκυριών, σε αντίθεση με τη σημαντικότητα που αφορούσε τη 2η, την 5η, και τη 12η περιφέρεια.

Στα διευρυμένα υποδείγματα (εξισώσεις 19-24) η περιφερειακή διάσταση προκύπτει να έχει κάποια σημαντικότητα για την περίπτωση των φτωχών νοικοκυριών που ζουν στην Αττική (η τιμή του αντίστοιχου συντελεστή παλινδρόμησης προκύπτει θετική και 0,155), ενώ δεν φαίνεται να έχει κάποια σημαντική επίδραση στην περίπτωση των μη φτωχών νοικοκυριών.

Από τις παραπάνω παρατηρήσεις προκύπτει ότι οι φτωχοί ή οι εργαζόμενοι στη δευτερεύουσα αγορά εργασίας, με την ευρύτερη έννοια του όρου, απολαμβάνουν εισοδήματα που βασίζονται κατά ένα βαθμό στην εμπειρία τους και/ή στο μέγεθος και τη σύνθεση του νοικοκυριού καθώς και σε άλλους παράγοντες που είναι ενσωματωμένοι στα κατάλοιπα και δεν ερμηνεύονται μέσα στα πλαίσια του υποδείγματος.

Αν θελήσουμε να εκτιμήσουμε το νεοκλασικό υπόδειγμα μεμονωμένα για την Αττική, την Κ. Μακεδονία και τις υπόλοιπες περιφέρειες, σύμφωνα με την κατηγοριοποίηση του Πίνακα 27 (εξισώσεις 25-27), τότε προκύπτουν τα εξής συμπεράσματα: Τόσο στην Αττική, όσο και στην Κ. Μακεδονία και στις Λοιπές Περιφέρειες η εκπαίδευση και η επαγγελματική εμπειρία επηρεάζουν σημαντικά το επίπεδο των αμοιβών απασχόλησης (του υπεύθυνου του νοικοκυριού). Ο συντελεστής μπροστά από τη μεταβλητή της εκπαίδευσης κυμαίνεται μεταξύ του 0,03 και του 0,07, που σημαίνει ότι ο ρυθμός της απόδοσης για ένα πρόσθετο έτος στο σχολείο διαφοροποιείται ανάμεσα στις περιφέρειες.

Επομένως, φαίνεται ότι, με βάση την «κατάτμηση» κατά γεωγραφική περιφέρεια, εμφανίζονται διακυμάνσεις στον προσδιορισμό του εισοδήματος. Με άλλα λόγια, η αγορά εργασίας στην Ελλάδα γεωγραφικά-περιφερειακά είναι διαφοροποιημένη. Ως εκ τούτου, η απόδοση από την εκπαίδευση δεν εξισώνεται κατά μήκος των περιφερειών της χώρας, αν και αποτελεί σημαντική μεταβλητή στον προσδιορισμό των περιφερειακών εισοδημάτων. Οι αγορές εργασίας σε κάθε περιφέρεια έχουν διαρθρωτικές διαφορές λόγω των παραγόντων που επιδρούν στην πλευρά της ζήτησης εργασίας ή λόγω του ότι η προσφορά εργασίας και το κόστος κινητικότητας δεν είναι διαθέσιμα. Άλλωστε, η γεωγραφική-περιφερειακή διαφοροποίηση όσον αφορά τη ζήτηση εργασίας υφίσταται, διότι οι περι-

ΠΙΝΑΚΑΣ 26
Συναρτήσεις λογαρίθμου καθαρού εισοδήματος του νοικοκυριού

Εξαρτημένες μεταβλητές	**Εξισώσεις για: σύνολο χώρας, μη φτωχά και φτωχά νοικοκυριά (μέθοδος ΕΕ)**					
	19	**20**	**21**	**22**	**23**	**24**
	Σύνολο χώρας		**Μη φτωχά νοικοκυριά**		**Φτωχά νοικοκυριά**	
Σταθερός όρος	5,7 (77,8)	5,7 (77,0)	6,2 (111,3)	6,144 (110,1)	5,39 (30,0)	6,35 (30,0)
Έτη σπουδών	0,054 (19,0)	0,05 (17,0)	0,031 (14,5)	0,031 (14,1)	0,01556 (1,66)	0,01257 (1,33)
Εμπειρία	0,027 (8,4)	0,026 (8,3)	0,0217 (9,0)	0,022 (9,0)	0,01768 (2,5)	0,01696 (2,35)
Εμπειρία^2	-0,00040 (-8,9)	-0,000385 (-8,6)	-0,00031 (-8,7)	-0,000309 (-8,67)	-0,000299 (-3,3)	-0,0002853 (-3,11)
Αριθμός παιδιών	0,08 (5,7)	0,081 (6,2)	0,125 (11,64)	0,125 (11,7)	0,220 (9,1)	0,221 (9,2)
Αριθμός ηλικιωμένων	-0,08 (-3,2)	-0,074 (-3,1)	-0,0057 (-3,0)	-0,0567 (-2,97)	0,109 (2,5)	0,112 (2,514)
Άτομα με εισόδημα	0,235 (15,4)	0,252 (17,0)	0,259 (21,5)	0,261 (21,4)	0,095 (3,3)	0,110 (3,73)
Αττική		0,184 (6,74)*		0,0172 (0,831)**		0,155 (2,314)***
R^2	0,261	0,271	0,352	0,354	0,222	0,228
F	173,1	157,1	203,0	175,0	33,123	29,334

* Για τη 2η περιφέρεια η επίδραση προκύπτει στατιστικά μη σημαντική, ενώ για την 5η και τη 12η προκύπτει σημαντική.
** Η επίδραση για τη 2η, την 5η και τη 12η περιφέρεια προκύπτει στατιστικά σημαντική (θετική για την 5η και τη 12η και αρνητική για τη 2η).
*** Για τη 2η, την 5η και τη 12η περιφέρεια η επίδραση προκύπτει στατιστικά μη σημαντική.

ΠΙΝΑΚΑΣ 27
Συναρτήσεις λογαρίθμου εισοδήματος από απασχόληση κατά περιφέρεια

Ανεξάρτητες μεταβλητές	**Αττική**	**Περιφέρεια Κ. Μακεδονίας**	**Λοιπές περιφέρειες**
	25	26	27
Σταθερός όρος	6,4 (42,1)	5,8 (45,1)	5,4 (22,7)
Έτη σπουδών	0,03 (5,0)	0,05 (8,1)	0,07 (6,0)
Εμπειρία υπεύθυνου	0,03 (4,4)	0,06 (11,4)	0,08 (8,6)
Εμπειρία^2	-0,0005 (-5,3)	-0,001 (-15,6)	-0,001 (-12,0
R^2	0,26	0,20	0,24
F	35,0	12,1	13,2

φέρειες διαφέρουν ως προς τη διάθεση φυσικών πόρων οι οποίοι κατ' επέκταση επηρεάζουν την απόδοση της εκπαίδευσης.

Συχνά υποστηρίζεται ότι το σφάλμα κατάτμησης έχει μειωμένη ισχύ αν, αντί του εισοδήματος, χρησιμοποιηθεί κάποια άλλη μεταβλητή, όπως είναι για παράδειγμα το είδος του επαγγέλματος που ασκεί ο υπεύθυνος του νοικοκυριού (Cain, 1976· MacNabb και Psacharopoulos, 1981). Στην παρούσα εργασία περιγράφεται το ύψος των αμοιβών που λαμβάνει ο υπεύθυνος ανάλογα με το *δείκτη επαγγελματικού γοήτρου Treiman*. Υποτίθεται ότι τα επαγγέλματα με χαμηλό γόητρο θα αμείβονται χαμηλότερα από τα επαγγέλματα με υψηλό γόητρο, ενώ, σε περίπτωση που η αγορά εργασίας είναι δυαδική, η καμπύλη θα εμφανίζεται με δύο κορυφές[101] και επομένως με δύο κατώτατα σημεία. Πράγματι, από το Διάγραμμα 6, φαίνεται κατ' αρχάς ότι η καμπύλη εμφανίζει δύο ελάχιστα σημεία, στο 1300.

Το πρώτο από τα δύο αυτά σημεία μπορούμε να πούμε ότι κατανέμεται στη δευτερεύουσα αγορά εργασίας, ενώ το δεύτερο αφορά την πρωτεύουσα αγορά. Αντίστοιχα, όταν οι τιμές του δείκτη Treiman κυμαίνονται μεταξύ του 27 και του 34, αφενός οριοθετούν τη δευτερεύουσα αγορά, αφετέρου οι τιμές του εισοδήματος στα άκρα εμφανίζονται μέγιστες (κοντά στο 1500).

Η πρωτεύουσα αγορά οριοθετείται στα πλαίσια όπου οι τιμές του δείκτη κυμαίνονται μεταξύ 34 και 58. Όπως και στην περίπτωση της δευτερεύουσας αγοράς, η καμπύλη του εισοδήματος ακολουθεί πορεία ανεστραμμένου U. Όταν η τιμή του δείκτη Treiman είναι 34, το εισόδημα που αντιστοιχεί είναι 1500. Η τιμή αυτή του εισοδήματος καθώς και η αντίστοιχη τιμή του δείκτη Treiman αποτελούν τις υψηλότερες τιμές της δευτερεύουσας αγοράς εργασίας. Φαίνεται, με άλλα λόγια, ότι τα όρια ανάμεσα στις δύο υποαγορές διαχωρίζονται όταν ο δείκτης λαμβάνει την τιμή 34.

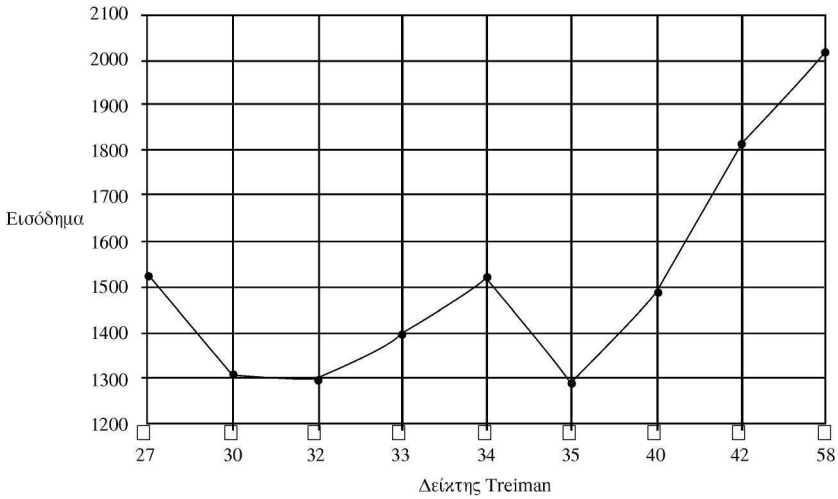
Είναι μάλιστα χαρακτηριστικό το γεγονός ότι στα δύο ελάχιστα σημεία του δείκτη, που είναι ενταγμένα στην πρωτεύουσα και αντίστοιχα στη δευτερεύουσα αγορά εργασίας, το μέσο εισόδημα των νοικοκυριών (σχεδόν) ταυτίζεται.

Συμπεράσματα Β΄ ενότητας

Στην παρούσα ενότητα, με στοιχεία από την έρευνα του ΕΚΚΕ για τα όρια φτώχειας στην Ελλάδα, με έτος αναφοράς το 1988, παρουσιάστηκαν

101. Οπότε η μία κατανέμεται και αφορά το ένα υποσύνολο της αγοράς εργασίας και η άλλη το άλλο υποσύνολό της.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6
Μέσο μέγεθος εισοδήματος κατά δείκτη επαγγελματικού γοήτρου Treiman



ορισμένες βασικές κατανομές και εκτιμήθηκαν δείκτες φτώχειας σε περιφερειακό επίπεδο. Τα κύρια συμπεράσματα που προέκυψαν έχουν ως εξής:

- Οι περιφέρειες Δ. Μακεδονίας, Ιονίων Νήσων, Δ. Ελλάδας και Πελοποννήσου εμφανίζουν τα υψηλότερα ποσοστά φτώχειας.
- Οι οικονομικά ασθενέστερες περιφέρειες, δηλαδή οι περιφέρειες με νοικοκυριά σε υψηλό κίνδυνο φτώχειας, εμφανίζουν μεγαλύτερη μέση επαγγελματική εμπειρία και ηλικία ανάμεσα στους υπεύθυνους των νοικοκυριών καθώς επίσης και μεγαλύτερο μέσο όρο ηλικιωμένων. Επίσης, εμφανίζουν μεγαλύτερο μέγεθος νοικοκυριού και υπεύθυνους οι οποίοι κατά κανόνα έχουν λιγότερη μόρφωση και χαμηλότερο γόητρο επαγγέλματος, όπως εκτιμάται με το δείκτη Treiman (1977).
- Αντίθετα, σε περιφέρειες με τα υψηλότερα εισοδήματα (Θεσσαλία και Ν. Αιγαίο) εμφανίζονται υψηλές μέσες τιμές όσον αφορά τον αριθμό παιδιών στο νοικοκυριό, το μέσο αριθμό απασχολουμένων και ατόμων με εισόδημα.
- Η Αττική φαίνεται να διαφοροποιείται σημαντικά σε σχέση με τις υπόλοιπες περιφέρειες. Η μεγάλη συγκέντρωση πληθυσμού, οικονομικής δραστηριότητας κ.λπ. διαφοροποιεί τη συμπεριφορά των

νοικοκυριών ως προς το θέμα της εκπαίδευσης, της γονιμότητας, της συνύπαρξης με τους ηλικιωμένους στο ίδιο νοικοκυριό, της απασχόλησης κ.λπ..

- Η αγορά εργασίας στην Ελλάδα εμφανίζεται να έχει δυαδικό χαρακτήρα, όπου τα ατομικά χαρακτηριστικά, όπως η εκπαίδευση, η επαγγελματική εμπειρία και η ηλικία του υπεύθυνου του νοικοκυριού, δεν έχουν κάποια ιδιαίτερη σπουδαιότητα για τους απασχολούμενους στη δευτερεύουσα αγορά.
- Χαρακτηριστικά που αφορούν το μέγεθος και τη σύνθεση του νοικοκυριού (παιδιά και ηλικιωμένοι) λειτουργούν ως «κίνδυνος» να περιέλθει το νοικοκυριό αυτό σε κατάσταση φτώχειας, αλλά ταυτόχρονα λειτουργούν και ως κίνητρο για την «απόκτησή» τους λόγω της (ασήμαντης) αύξησης που επιδέχεται το εισόδημα από ασφαλιστικές και προνοιακές παροχές.
- Η χωρική διάσταση δημιουργεί ασφάλεια (ή ανασφάλεια), δηλαδή όσο πιο μεγάλη και οικονομικά πιο εύρωστη είναι η περιφέρεια τόσο λιγότερες οι πιθανότητες να περιέλθει το νοικοκυριό σε κατάσταση φτώχειας.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ Β΄ ΕΝΟΤΗΤΑΣ

Adrisani A., 1973, *An Empirical Analysis of the Dual Labor Theory*, Center of Human Resources Research, Ohio State University.

Ahluwalia M., 1974, «Income Inequality, Some Dimensions of the Problem», Chenery H. et al. (επιμ.), *Redistribution with Growth*, N.Y., Oxford University Press.

Ahluwalia M., 1976, «Income Distribution and Development: Some Stylized Facts», *American Economic Review (AER)*, May, σ. 128-135.

Atkinson A.B., 1970, «On the Measurement of Inequality», *Journal of Economic Theory*, 2, σ. 244-263.

Atkinson A.B., 1974, «Poverty and Income Inequality in Britain», Wedderburn D. (επιμ.), *Poverty Inequality and Class Structure*, London, Cambridge University Press.

Atkinson A.B., 1985, *On the Measurement of Poverty. Economic and Social Research Counsil Programme*, Discussion Paper No 90.

Atkinson A.B., 1992, «Measuring Poverty Differences in Family Composition», *Economica*, vol. 59, σ. 1-16.

Ben Porath Y., 1982, «Individual Families, and Income Distribution», Ben Porath Y. (επιμ.), *Income Distribution and the Family. Population and Development Review*, A Supplement to vol. 8, Based on IUSSP Seminars, σ. 1-13.

Berger S., Piore M., 1980, *Dualism and Discontinuity in Industrial Societies*, Cambridge, Cambridge University Press.

Blaug M., 1973, *Education and Employment Problem in Developing Countries*, Geneva, International Labour Organization.

Bowles S., 1971, «Unequal Education and the Reproduction of the Social Division of Labor», *Review of Radical Political Economy*, 3(4), σ. 1-30.

Bowles S., Gintis H., 1973, «I.Q. in the U.S. Class Structure», *Social Policy*, January- February, σ. 65-96.

Bowles S., Gintis H., 1975, «The Problem with Human Capital- A Marxian Critique», *American Economic Review (AER)*, 65, σ. 65-96.

Bowles S., 1971, «Unequal Education and the Reproduction of the Social Division of Labor», *Review of Radical Political Economy*, 3(4), σ. 1-30.

Burniax J.M. et al., 1998, *Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries*, Economic Department Working Papers No 189, France, OECD.

Cain G., 1976, «The Challenge of Segmented Labour Market Theories to Orthodox Theory: A Survey», *Journal of Economic Literature*, σ. 1215-1257.

Callan T., Nolan B., Whelan C.T., 1993, «Resources, Deprivation and the Measurement of Poverty», *Journal of Social Policy*, vol. 22, no 2, σ. 141-172.

Commins P., 1993, *Combating Exclusion in Ireland 1900-1994, A Midway Report*, Brussels, European Commission.

Deleck H. et al., 1991, *Indicators of Poverty and Adequacy of Social Security: Methodological Considerations and Comparative Results for Seven Countries, Belgium, The Netherlands, Luxembourg, Ireland, Lorraine, Catalonia and Greece*, Centre for Social Policy, University of Antwerp, September.

Doeringer P.B., Piore M.J., 1971, *Internal Labour Markets and Manpower Analysis*, Lexington Mass, D.C. Heath.

De Vos K., Zaidi M.A., 1994, *Trend Analysis of Poverty in the European Community: Synthesis of Country Reports for the United Kingdom, Spain, France, Portugal, Belgium, and Greece*, Report submitted to Eurostat, Erasmus University Rotterdam and Economics Institute Tilburg.

Edwards R., Reich M., Gordon D.M., 1975, *Labor Market Segmentation*, Lexington Mass, Heath.

Eurostat, News release, 2000, *Social Exclusion in EU Members: Single- parent households and unemployed people particularly exposed*, No 14/2000.

Fields G., 1979, «Income Inequality in Urban Colombia: A Decomposition Analysis», *Review of Income and Wealth*, 25, σ. 327-341.

Finlay J., Wright R., 1996, «Gender, Poverty and the Intra-Household Distribution of Resources», *Review of Income and Wealth series*, 42, Number 3, σ. 335-351.

Goedehart T., Halerstadt V. et al., 1977, «The Poverty Line: Concept and Measurement», *The Journal of Human Resources*, 12(4), σ. 503-520.

Gordon D., 1972, *Theories of Poverty and Unemployment*, Lexington Mass, D.C. Heath.

Guibentif P., Bouget D., 1997, *Minimum Income Policies in the European Union*, Lisbon, Uniao das Mutualidades Portugesas.

Hagenaars A.J.M., 1986, *The Perception of Poverty*, New York-Oxford, Amsterdam North Holland.

Hagenaars A.J.M., 1987, «A Class of Poverty Indices», *International Economic Review*, 28, σ. 583-607.

Hagenaars A.J.M., De Vos K., Zaidi M.A., 1992, *Poverty Statistics Based on Micro-data, Results for Nine Member States of the European Community. Report Submitted to Eurostat*, Department of Economic Sociology and Psychology, Erasmus University, Rotterdam.

Jenkins S., 1995, «Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86», *Economica*, 62, σ. 29-63.

Κανελλόπουλος Κ,. 1986, *Εισοδήματα και φτώχεια στην Ελλάδα: Προσδιοριστικοί παράγοντες*, Αθήνα, ΚΕΠΕ.

Kapteyen A., Kooreman P. **et al.,** 1987, *Some Methodological Issues in the Implementation of Subjective Poverty Definitions*, Tilburg University, Department of Economic Research Memorandum.

Καράγιωργας Σ. κ.ά., 1990, *Διαστάσεις της Φτώχειας στην Ελλάδα*, Αθήνα, ΕΚΚΕ.

Karantinos D., Cavounidis J., Ioannou C., 1993, *Agencies, Institutions and Programs: Their Interrelationships and Coordination in the Administration od Social Exclusion, Greece. EC Observatory on National Policies to Combat Social Exclusion*, Institute of Education and Vocational Guidance, Commission of the European Communities, Directorate-General for Employment, Industrial Relations and Social Affairs.

Kapteyen A., Van Praag B., 1980, «Family Composition and family Welfare», *Research in Population Economics*, 2, σ. 77-97.

Kapteyen A., Kooreman P. et al., 1987, *Some Methodological Issues in the Implementation of Subjective Poverty Definitions*, Tilburg University, Department of Economic Research Memorandum.

MacNabb R., Psacharopoulos G., 1981, «Further Evidence of the Relevance of Dual Labor Market Hypothesis for the U.K», *Journal of Human Resources*, 16, σ. 442-458.

Mincer J., 1970, «The Distribution of Labor Incomes: A Survey», *Journal of Economic Literature*, 8, σ. 1-26.

Mincer J., 1974, *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.

Μπαλούρδος Δ., 1995, «Εισοδήματα από απασχόληση στην Ελλάδα: Θεωρητικές και μεθοδολογικές περιπλοκές», Αθήνα, *ΤΟΠΟΣ*, 10, σ. 43-78.

Μπαλούρδος Δ., 1997, *Δημογραφικές διαστάσεις της διανομής του εισοδήματος*, Αθήνα, ΕΚΚΕ.

Μπούζας Ν. και Μπαλούρδος Δ., 2000, *Έννοιες και ορισμοί του εισοδήματος*. Περιλαμβάνεται στην Έκθεση για την Έρευνα: «Αποτύπωση της κοινωνικής ταυτότητας και εντοπισμός των ομάδων σε κοινωνικό αποκλεισμό του νομού Δωδεκανήσων», ΕΚΚΕ, Α. Σισσούρας, Ν. Μπούζας κ.ά..

Νταλιάνη Δ., 2000, «Οι γυναίκες, κυριότερες ομάδες "τροφοδότησης" της φτώχειας», *Τα Νέα*, Τετάρτη, 3 Μαΐου 2000.

Paugam S., 1995, «The Spiral of Precariousness: a multidimentional approach to the process of social disqualification in Franch», Room G. (επιμ.), *Beyond the Treshold: the measurement and analysis of social exclussion*, The Policy Press.

Paugam S., 1993, *La société française et ses pauvres. L' experience du revenu minimum d'insertion*, Paris, Pressses Univeritaires de France, coll. «recherches politiques».

Piore M., 1979, *Unemployment and Inflation. Institutionalist and Sructuralist Views*, New York, White Plains.

Piore P.B., Doeringer M.S., 1971, *Internal Labor Market and Manpower Analysis*, Lexington Mass, Lexington Books.

Psacharopoulos G., 1973, *Returns to Education: An International Comparison*, San Francisco, Jossey Bass/ Elsevier International Series.

Psacharopoulos G., 1977, «Labour Market Duality and Income Distribution: the Case of UK», Krelle A., Shorrocks A. (επιμ.), *Personal Income Distribution. Proceedings of a Conference Held by the International Economic Association*, Noodwijk aan Zee, Netherlands, April 18-23, σ. 421-440.

Psacharopoulos G., 1985, «Returns to Education: A Further International Update and Implications», *Journal of Human Resources*, 20, σ. 583-604.

Reich M., Gordon D., Edwards R., 1973, «A Theory of Labour Market Segmentation», *AER*, 65 (2), σ. 359-384.

Ringen S., 1985, «Direct and Indirect Measures of Poverty», *Journal of Social Policy*, vol. 17, part 3, σ. 351-365.

Room G., 1995, *Beyond the Threshold: the measurement and analysis of social exclusion*, The Policy Press.

Sahota G.S., 1978, «Theories of Personal Income Distribution: A Survey», *Journal of Economic Literature*, March, σ. 1-55.

Sen A., 1983, *Poor Relative Speaking Oxford Economic Papers*, 35, σ. 153-169.

Silver H., 1994, «Social Exclusion and Social Solidarity: Three Paradigms», *International Labor Review*, vol. 133, no 5-6, σ. 531-578.

Taubman P., 1975, *Sources of Inequality in Earnings*, North Holland, American Elsevier.

Taubman P., Wachter M., 1986, «Segmented Labor Markets», Ashenfelter, Layland (επιμ.), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science Publishers BV.

Teekens R, Van Praag B.M.S. (επιμ), 1990, *Analysing Poverty in the European Community, Policy Issues, Research Options and Data Sources*, Eurostat News Special Edition, Luxembourg.

Τσακλόγλου Π., 1991, «Φτώχεια στην Ελλάδα. Μεθοδολογικά προβλήματα, Επισκόπηση μελετών, τάσεις, προοπτικές», *Ανακοίνωση στο 3ο Συνέδριο του Ιδρύματος Σ. Καράγιωργα*, Αθήνα, Νοέμβρης.

Υφαντόπουλος Γ., 1990, «Στατιστικά μέτρα για την οικονομική ανισότητα», Αθήνα, *Επιθεώρηση Κοινωνικών Ερευνών*, τεύχ. 73Α, σ. 38-78.

Yfantopoulos J., Balourdos D. et al., 1989, *Poverty Indicators in Greece. Maquette, A Presentation of Main Results*, Athens, EKKE.

Υφαντόπουλος Γ., Μπαλούρδος Δ., 2001, *Διαστάσεις της φτώχειας και του κοινωνικού αποκλεισμού στην Ελλάδα και σε επιλεγμένες ευρωπαϊκές χώρες* (υπό έκδοση μελέτη).

Van Praag B., 1971, «The Welfare Function of Income in Belgium: An Empirical Investigation», *European Economic Review*, 2, σ. 337-369.

Whelan B.J., Whelan T.W., 1995, «In what Sense is Poverty Multidimensional», Room G. (επιμ.), *Beyond the Threshold: the Measurement and Analysis of Social Exclusion*, The Policy Press.