The Greek Review of Social Research

Vol 33 (1978)

33-34

Παραγοντική ανάλυση δεδομένων: Σχέσει κοινωνικοεπαγγελματικής προέλευσης και σχολής φοίτησης για τους σπουδαστές των ΑΕΙ

Μιχάλης Μειμάρης, Ηλίας Νικολακόπουλος

doi: [10.12681/grsr.313](https://doi.org/10.12681/grsr.313)

Copyright © 1978, Μιχάλης Μειμάρης, Ηλίας Νικολακόπουλος

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

To cite this article:

Μειμάρης Μ., & Νικολακόπουλος Η. (1978). Παραγοντική ανάλυση δεδομένων: Σχέσει κοινωνικοεπαγγελματικής προέλευσης και σχολής φοίτησης για τους σπουδαστές των ΑΕΙ. *The Greek Review of Social Research*, 33, 225-240. <https://doi.org/10.12681/grsr.313>

παραγοντική ανάλυση δεδομένων

Σχέσεις κοινωνικοεπαγγελματικής προέλευσης
καί σχολής φοίτησης
για τους σπουδαστές των ΑΕΙ

των
Μιχάλη Μειμάρη

Μαθηματικού -Δρα Στατιστικής

και
'Ηλία Νικολακόπουλου

Έρευντή στο ΕΚΚΕ

0. εισαγωγή

0.1 Η συλλογή δεδομένων, απαραίτητη στις περισσότερες επιστήμες, οδηγεί συχνά σε δγκώδη αρχεία πρωτογενών παρατηρήσεων, πού συστηματοποιούνται σε πίνακες μεγάλων διαστάσεων πλούσιους σε πληροφορίες, τούς όποιους όμως δύσκολα μπορούμε νά επεξεργαστούμε με τίς παραδοσιακές μεθόδους τής στατιστικής. Έτσι, γιά τή συνθετική παρουσίαση μεγάλων πινάκων αριθμητικών δεδομένων, έχουν αναπτυχθεί τά τελευταία χρόνια διάφορες μέθοδοι καί τεχνικές, οί όποιες ανήκουν στήν «Ανάλυση Δεδομένων», κλάδο πού μερικοί προτιμούν νά ονομάζουν «πολυδιάστατη (ή πολυμεταβλητή) στατιστική ανάλυση», ώστε νά τονίζουν τή σχέση της μέ τίς μεθόδους τής κλασικής περιγραφικής στατιστικής, τής όποιας αποτελεί γενίκευση. Η χρησιμοποίηση τών μεθόδων αυτών, εξαιτίας τού όγκου τών στοιχείων καί τής πολυπλοκότητας τών υπολογισμών, συμβαδίζει μέ τή γενίκευση τής χρήσης τών ηλεκτρονικών υπολογιστών, καί γι' αυτό πολλές τεχνικές τής 'Ανάλυσης Δεδομένων αναπτύχθηκαν καί διαδόθηκαν χάρη σ' αυτούς. Οί διάφορες μέθοδοι τής 'Ανάλυσης Δεδομένων στηρίζονται σε ένα κοινό κορμό βασικών ιδεών καί επιδιώκουν γενικά νά παραμείνουν όσο τό δυνατόν πλησιέστερα στά δεδομένα, ελαχιστοποιώντας, σε μία πρώτη διερευνητική φάση, τίς α priori υποθέσεις, γεγονός πού διευκολύνει τή χρησιμοποίησή τους από διάφορους επιστημονικούς κλάδους (π.χ. κοινωνιολογία, ψυχολογία, οικονομικές επιστήμες, ιατρική, φυσικές επιστήμες κτλ.). Στίς κοινωνικές έρευνες οί μέθοδοι τής 'Ανάλυσης Δεδομένων προσφέρουν καινούργιες δυνατότητες γιατί—εκτός τού ότι επιτρέπουν τή γρήγορη επεξεργασία καί εύχρηστη παρουσίαση ενός μεγάλου πλήθους αριθμητικών δεδομένων—μπορούν νά χρησιμοποιηθοῦν τόσο κατά τή διαδικασία επαλήθευσης υποθέσεων όσο καί κατά τή διαδικασία διατύπωσης τούς, στό μέτρο πού τίς περισσότερες φορές ή εφαρμογή τούς δέν προϋποθέτει τήν ύπαρξη ενός ολοκληρωμένου συστήματος υποθέσεων.¹

0.2. Τό άρθρο αυτό αποσκοπεί στό νά παρουσιάσει τίς βασικές έννοιες μιās από τίς μεθόδους τής 'Ανάλυσης Δεδομένων, τής Παραγοντικής 'Ανάλυ-

1. Γιά μία εκλαϊκευμένη, αλλά άρτια, περιληπτική παρουσίαση τών βασικών ιδεών καί μεθόδων τής 'Ανάλυσης Δεδομένων, βλ. E. Diday καί L. Lebart, *L'analyse des données*, στό περιοδικό *La recherche*, τεύχ. 74 (Ιανουάριος 1977), σ. 15-25. Γιά μία πλήρη μαθηματική παρουσίαση τής 'Ανάλυσης Δεδομένων μέ συγκεκριμένες πρακτικές εφαρμογές, βλ. Benzecri J.-P., *Analyse des données*; tome I: *La taxinomie*; II: *L'analyse des correspondances*, Dunod, Παρίσι, 1973. Έπίσης F. Cailliez et J.-P. Pagès, *Introduction à l'analyse des données*, Smash, Παρίσι 1976, Anderson, T.W., *Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, Wiley, N. Υόρκη 1958 καί W. Cooley καί P. Lohnes, *Multivariate Data Analysis*, Wiley, N. Υόρκη 1971.

σης Ἀντιστοιχιῶν (ΠΑΑ), καί νά δείξει, πάνω σέ ἓνα συγκεκριμένο παράδειγμα, τόν τρόπο, τίς δυνατότητες καί τά ὅρια τῆς χρησιμοποίησής της στήν ἀνάλυση κοινωνικῶν δεδομένων.

Τό ἄρθρο χωρίζεται σέ δύο μέρη: Στό πρῶτο γίνεται, σέ δύο ἐπίπεδα, μιά γενική παρουσίαση τῆς μεθόδου. Στίς παραγράφους 1.1. καί 1.3. δίνονται, μέ τρόπο πού δέν προϋποθέτει καμιά ιδιαίτερη μαθηματική πείρα, οἱ τελειῶς ἀπαραίτητες πληροφορίες σχετικά μέ τήν ΠΑΑ. Ἡ ἀνάγνωση αὐτῶν τῶν δύο παραγράφων ἀρκεῖ γιά τήν κατανόηση τοῦ δευτέρου μέρους αὐτοῦ τοῦ ἄρθρου, μέ ἐξάιρεση μερικές υποσημειώσεις. Στήν παράγραφο 1.2. γίνεται μιά πύο λεπτομερειακή παρουσίαση τῆς μεθόδου—ὄχι βέβαια αὐστηρά μαθηματική—γιά τήν κατανόηση τῆς ὁποίας εἶναι χρήσιμο ὁ ἀναγνώστης νά διαθέτει μερικές βασικές γνώσεις περιγραφικῆς στατιστικῆς.

Στό δεύτερο μέρος ἡ ΠΑΑ ἐφαρμόζεται στή μελέτη πινάκων πού ἀφοροῦν τήν κατάταξη τῶν φοιτητῶν τῶν ΑΕΙ ὡς πρός τή σχολή (ἤ τό τμήμα) στήν ὁποία σπουδάζουν καί ὡς πρός τό ἐπάγγελμα τοῦ πατέρα τους. Ἡ ἀνάλυση τῶν πινάκων αὐτῶν, μέ τή βοήθεια τῆς ΠΑΑ, ὁδηγεῖ στήν ἐξαγωγή μιάς σειράς συμπερασμάτων ὡς πρός τήν ταξινόμηση τῶν σχολῶν σέ σχέση μέ τήν προέλευση τῶν φοιτητῶν τους καί ὡς πρός τίς σχέσεις πού ὑπάρχουν ἀνάμεσα στήν κοινωνικοεπαγγελματική προέλευση καί τή σχολή φοίτησης.

1. ἡ παραγοντική ἀνάλυση ἀντιστοιχιῶν

1.1. Γενικές ἔννοιες

Ἡ Παραγοντική Ἀνάλυση Ἀντιστοιχιῶν (ΠΑΑ) ἀνήκει στίς παραγοντικές μεθόδους ἀνάλυσης δεδομένων,² οἱ ὁποῖες μπορεῖ νά θεωρηθοῦν ὅτι προέρχονται ἀπό τήν Παραγοντική Ἀνάλυση τῶν ψυχολόγων. Ἐπίδωξη τῶν ψυχολόγων ἦταν νά προσδιορίσουν, μέ βάση τή βαθμολόγηση μιάς σειράς ἀτόμων σέ διάφορα τέστ, μιά ἢ περισσότερες ἐρμηνευτικές μεταβλητές (π.χ. εὐφυΐα) καί νά ταξινομήσουν τά ἄτομα ὡς πρός αὐτές. Ἱστορικά, ἡ πρώτη ἀπάντηση σ' αὐτό τό πρόβλημα δόθηκε τό 1904 ἀπό τόν Ch. Spearman.³ Ἡ βασική ὑπόθεση τοῦ μοντέλου τοῦ Spearman ἐκφράζεται ἀπό ἓνα σύστημα ἐξισώσεων:

$$Z_{ij} = a_j F_i + e_{ij} \quad (i=1, \dots, n \text{ καί } j=1, \dots, m)$$

2. Γιά μιά δολοκληρωμένη μελέτη τοῦ θέματος τῆς Παραγοντικῆς Ἀνάλυσης, βλ. Harman, H.H., *Modern Factor Analysis*, University Press, Σικάγο, 1960.

3. Ch. Spearman, «General Intelligence Objectively Determined and Measured», *American Journal of Psychology*, vol. 15, 1904.

ὅπου Z_{ij} συμβολίζει τό βαθμό ἐπιτυχίας τοῦ ἀτόμου i στό τέστ j , ἐνῶ τά F_i καί e_{ij} —πού προέρχονται ἀπό τή λύση τοῦ συστήματος— δέν εἶναι ποσότητες πού μποροῦν νά παρατηρηθοῦν. Τά F_i ὁρίζουν μιά ὑποθετική μεταβλητή—λέγεται ἐπίσης καί παράγοντας—τῆν ὁποία ὁ Spearman ἐρμήνευε ὡς εὐφυΐα καί ἡ ὁποία εἶναι κοινή γιά ὅλα τά τέστ j ($j=1, \dots, m$) καί καθορίζει γιά κάθε ἄτομο i , τό βαθμό ἐπιτυχίας του σ' αὐτά. Οἱ συντελεστές a_j μετράνε τή σημασία τῆς μεταβλητῆς αὐτῆς γιά κάθε τέστ j καί οἱ ὅροι e_{ij} τήν ἱκανότητα τοῦ ἀτόμου i σέ σχέση μέ τοὺς ιδιαίτερους παράγοντες ἐπιτυχίας τοῦ τέστ j . Τό θεωρητικό ἐνδιαφέρον τοῦ μοντέλου τοῦ Spearman εἶναι ὅτι μπορεῖ, κατ' ἄρχην, νά ἐφαρμοστεῖ ὄχι μόνο στήν ψυχωμετρία ἀλλά καί σέ κάθε περίπτωση, ὅπου ἐπιδιώκουμε νά ταξινομήσουμε ἄτομα γιά τά ὁποῖα ἔχουν ὁρίσει ἓνα σύνολο ποσοτικῶν χαρακτηριστικῶν. Γι' αὐτό καί ἀποτελεῖ τό πρότυπο ὅλων σχεδόν τῶν παραγοντικῶν μοντέλων πού προτάθηκαν ἀργότερα γιά τή λύση τοῦ προβλήματος κατασκευῆς τυπολογιῶν.

Μέ τόν καιρό ἡ Παραγοντική Ἀνάλυση τῶν ψυχολόγων πλουτίστηκε καί διαφοροποιήθηκε σημαντικά,⁴ ὁδηγώντας βαθμιαία στή διαμόρφωση τῶν κυριότερων παραγοντικῶν μεθόδων τῆς σημερινῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων (Ἀνάλυση σέ Κύριες Συνιστώσες, ΠΑΑ, κτλ.). Ἐξαιτίας τῆς ἰδιομορφίας πού πρώτου πεδίου ἐφαρμογῆς της, ἡ Παραγοντική Ἀνάλυση ἀναπτύχθηκε γιά ἀρκετά χρόνια μέ τρόπο αὐτόνομο, γεγονός πού ἐξηγεῖ τήν ἰδιαίτερη ὁρολογία πού χρησιμοποιοῦν καί σήμερα οἱ παραγοντικές μέθοδοι τῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων. Στή σημερινή της μαθηματική μορφή ἡ Παραγοντική Ἀνάλυση Ἀντιστοιχιῶν ἄρχισε νά διαμορφώνεται γύρω στό 1940 ἀπό τίς ἐργασίες τοῦ R. A. Fisher, ἀλλά ὁλοκληρώθηκε καί ἐμφανίστηκε ὡς αὐτόνομη μέθοδος κυρίως χάρι στίς ἐργασίες τοῦ J. P. Benzecri (1964-65) πού, συστηματοποιώντας τό σύνολο τῶν ἀλγεβρικῶν ιδιοτήτων τῆς μεθόδου, ἀπόδειξε τό ἐνδιαφέρον καί τήν πολυπλευρή χρησιμότητά της.⁵

Ἡ ΠΑΑ ἐφαρμόζεται κυρίως, ὅταν τά δεδομένα πού ἔχουν συλλεγεί, δηλαδή τά δεδομένα ἀπό τήν ἀνάλυση τῶν ὁποίων περιμένουμε πληροφορίες γιά τή δόμηση τῆς πραγματικότητας πού μελετᾶμε, συγκεντρώνονται σ' ἓναν πίνακα συχνότητων ὡς πρός δύο ποιοτικά χαρακτηριστικά, δηλαδή σ' ἓναν πίνακα διπλῆς εἰσόδου τῆς ἐξῆς μορφῆς:

4. Ἡ ἀνάπτυξη τῆς Παραγοντικῆς Ἀνάλυσης ἐγίνε μέ ἄξονα τό περιοδικό *Psychometrika*, γύρω ἀπό τό ὁποῖο διαμορφώθηκε κυρίως ἡ ἀμερικανική σχολή τῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων.

5. Γιά τήν ἱστορία τῆς ΠΑΑ, καί γενικότερα τῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων, βλ. J.-P. Benzecri, «Histoire et préhistoire de l'analyse des données», *Les cahiers de l'analyse des données*, ἐκδ. Dunod, Παρίσι 1967.

τάξεις του χαρακτηρι- στικού B τάξεις του χαρακτη- ριστικού A	$B_1 \dots B_i \dots B_m$
A_1	$k_{11} \dots k_{1i} \dots k_{1m}$
$\vdots$	$\vdots$
A_i	$k_{i1} \dots k_{ii} \dots k_{im}$
$\vdots$	$\vdots$
A_n	$k_{n1} \dots k_{ni} \dots k_{nm}$

Στήν τομή της γραμμής i και της στήλης j βρίσκεται η απόλυτη συχνότητα k_{ij} , δηλαδή ο αριθμός των ατόμων του πληθυσμού που ανήκουν ταυτόχρονα στην τάξη A_i του χαρακτηριστικού A και στην τάξη B_j του χαρακτηριστικού B . Ένα παράδειγμα πίνακα συχνοτήτων ως προς δύο ποιοτικά χαρακτηριστικά αποτελεί ο πίνακας που αναλύεται στην § 2.

Παρόλο που οι περισσότερες εφαρμογές της άφο-
ρουν πίνακες συχνοτήτων ως προς δύο ποιοτικά χα-
ρακτηριστικά, η ΠΑΑ μπορεί να εφαρμοστεί και
όταν τα χαρακτηριστικά είναι ποσοτικά και γενικό-
τερα σε κάθε περίπτωση πίνακα διπλής εισόδου
μέσω του οποίου έρχονται σε αντιστοιχία δύο σύν-
ολα $A = (A_1, \dots, A_i, \dots, A_m)$ και $B = (B_1, \dots, B_j, \dots, B_m)$ έτσι
ώστε κάθε στοιχείο του A (π.χ. τό A_i) να περιγράφει-
ται από μία γραμμή του πίνακα (τήν ιοστή) και να
είναι επομένως γνωστό μέσω m «πληροφοριών»
(π.χ. των $k_{i1}, \dots, k_{ij}, \dots, k_{im}$), ενώ αντίστοιχα κάθε στοι-
χείο του B να περιγράφεται από μία στήλη και να
είναι γνωστό μέσω n «πληροφοριών». Τά σύνολα A
και B μπορεί, τό ένα άπ' αυτά ή και τά δύο, να είναι
οι τάξεις ενός χαρακτηριστικού (ποιοτικού ή ποσο-
τικού), τό σύνολο των τάξεων περισσότερων χα-
ρακτηριστικών ή τά άτομα ενός πληθυσμού και ο πίνα-
κας διπλής εισόδου μπορεί να είναι ένας πίνακας
μετρήσεων⁶ (όπου τό k_{ij} εκφράζει τό αποτέλεσμα της
μέτρησης B_j τό στοιχείο A_i), ένας πίνακας προτι-
μήσεων (όπου τό k_{ij} εκφράζει τό βαθμό προτίμησης
τό B_j από τό A_i), ένας πίνακας συμπτώσεων (όπου τό
 k_{ij} παίρνει μόνο τίς τιμές 1 και 0 ανάλογα μέ τό άν τό
χαρακτηριστικό B_j εμφανίζεται ή όχι στο στοιχείο
 A_i) κτλ.

6. Στούς πίνακες μετρήσεων εφαρμόζεται τίς περισσότερες φο-
ρές ή 'Ανάλυση σε Κύριες Συνιστώσες, της οποίας οι κυριότερες
διαφορές από την ΠΑΑ επισημαίνονται στην § 1.2.

1.2. Παρουσίαση της μεθόδου⁷

1.2.1. Τό πρώτο βήμα γιά την ανάλυση του άρχικού πίνακα
δεδομένων (βλ. παραγρ. 1.1.) μέ την ΠΑΑ είναι ή μετατροπή του
άπό πίνακα άπόδωτων συχνοτήτων (k_{ij}) σε πίνακα σχετικών συ-
χνοτήτων (f_{ij}),

$$\text{όπου } f_{ij} = \frac{k_{ij}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m k_{ij}} \quad \text{γιά κάθε } i \text{ και } j.$$

Προφανώς έχουμε

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m f_{ij} = 1$$

Τά άθροίσματα κάθε γραμμής και κάθε στήλης του νέου πίνακα,

$$f_{i.} = \sum_{j=1}^m f_{ij} \quad \text{γιά κάθε } i=1, \dots, n$$

$$\text{και } f_{.j} = \sum_{i=1}^n f_{ij} \quad \text{γιά κάθε } j=1, \dots, m$$

λέγονται περιθωριακές συχνότητες της τάξης A_i και της τάξης B_j
αντίστοιχα και όρίζουν τίς ονομαζόμενες περιθωριακές κατανο-
μές ως προς τά χαρακτηριστικά A και B αντίστοιχα.

⁷Επίσης γιά κάθε i τά πηλίκα

$$f_i^j = \frac{f_{ij}}{f_{i.}} \quad (j=1, \dots, m)$$

όρίζουν τίς σχετικές υπό συνθήκη συχνότητες των τάξεων B_j
($j=1, \dots, m$) ως προς την τάξη A_i . Μέ αντίστοιχο τρόπο όρίζονται, γιά
κάθε j , οι σχετικές υπό συνθήκη συχνότητες

$$f_i^j = \frac{f_{ij}}{f_{.j}} \quad (i=1, \dots, n)$$

των τάξεων A_i ($i=1, \dots, n$) ως προς την τάξη B_j .
Γιά κάθε γραμμή i , τό m -διάστατο διάνυσμα

$$P_i = \left(f_i^j \right)_{j=1, \dots, m}$$

ονομάζεται προφίλ της γραμμής i (ή της τάξης A_i ή του στοιχείου
 i). Τό P_i όρίζει αυτό που ονομάζεται υπό συνθήκη κατανομή των
τάξεων του χαρακτηριστικού B ως προς την τάξη A_i . 'Η συχνό-
τητα f_i ονομάζεται μάζα της γραμμής i . 'Επομένως κάθε γραμμή

7. 'Η παρουσίαση της μεθόδου γίνεται γιά την περίπτωση ενός
πίνακα συχνοτήτων ως προς δύο ποιοτικά χαρακτηριστικά.
'Όμως, όλα τά συμπεράσματα ισχύουν, χωρίς καμιά άλλαγή, και
γιά τά άλλα είδη πινάκων στούς οποίους, όπως σημείωσαμε πío
πάνω, μπορεί να εφαρμοστεί ή ΠΑΑ. 'Απλώς, τά μεγέθη πού όρί-
ζονται δέν έχουν, σ'αυτή την περίπτωση, την ίδια στατιστική
σημασία.

του πίνακα (f_{ij}) μπορεί να παρασταθεί, στο χώρο των m διαστάσεων, από ένα σημείο—το οποίο ορίζεται από το διάνυσμα P_i —εφοδιασμένο με μία μάζα (f_i). Μ' αυτό τον τρόπο, οι n γραμμές του αρχικού πίνακα παριστάνονται, στο χώρο των m διαστάσεων, από ένα νέφος n σημείων εφοδιασμένων με μάζες.⁸

Γιά τον υπολογισμό των αποστάσεων μεταξύ των σημείων του νέφους χρησιμοποιείται στην ΠΑΑ, η χ^2 -απόσταση (ή χ^2 -μετρική) σύμφωνα με την οποία η απόσταση δύο γραμμών i και j είναι ίση με

$$d_{ir} = \sqrt{\sum_{j=1}^m \frac{1}{f_{.j}} \left(f_{ij}^i - f_{ij}^j \right)^2} \quad (1)$$

Με τόν ίδιο τρόπο που ορίζονται για τις γραμμές i ($i=1, \dots, n$) οι έννοιες υπό συνθήκη συντότητα, προφίλ και μάζα, ορίζονται οι ίδιες έννοιες και για τις στήλες j ($j=1, \dots, m$). Έπομένως οι m στήλες του αρχικού πίνακα μπορούν να παρασταθούν από ένα νέφος m σημείων εφοδιασμένων με μάζες, στο χώρο των n διαστάσεων αυτή τη φορά. Όπως και προηγούμενα, οι αποστάσεις μεταξύ των σημείων αυτών υπολογίζονται από τη χ^2 -μετρική.⁹ Έτσι, η απόσταση των στηλών j και j' είναι ίση με

$$d_{jr} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{1}{f_{i.}} \left(f_{ij}^i - f_{ij}^{i'} \right)^2} \quad (2)$$

1.2.2. Η παράσταση των γραμμών του πίνακα που όρισαμε πιο πάνω μας επιτρέπει να εκτιμήσουμε, με βάση την απόσταση (1), τις μεταξύ τους γειννιάσεις που προσδιορίζουν την ομοιότητα ανάμεσα στις διάφορες τάξεις του χαρακτηριστικού Α, σε σχέση πάντα προς το χαρακτηριστικό Β. Η μορφή του νέφους, καθορισμένη από τις θέσεις των σημείων του, τις μάζες τους και τις μεταξύ τους αποστάσεις, εκφράζει το σύνολο της «πληροφορίας» που περιέχει ο αρχικός πίνακας. Όμως, επειδή η παράσταση του νέφους γίνεται σ' ένα χώρο πολλών διαστάσεων, η κεντρική ιδέα των παραγοντικών μεθόδων, και ειδικότερα της ΠΑΑ, είναι ο καθορισμός ενός υποχώρου μικρότερης διάστασης στον οποίο, αν προβληθεί το νέφος των σημείων, να «παραιομορφώνεται» το λιγότερο δυνατό.

Ο προσδιορισμός του «άριστου», με την προηγούμενη έννοια, υποχώρου γίνεται με μία διαδικασία αντίστοιχη, σε γενικές

8. Έπειδή $\sum_{i=1}^m f_{ij}^i = 1$, το νέφος των n σημείων βρίσκεται

σ' έναν υποχώρο, το πολύ $m-1$ διαστάσεων.

9. Η χ^2 -απόσταση έχει το εξής βασικό προτέρημα («ισοδυναμία κατανόησης»): αν δύο σημεία ταυτίζονται στο χώρο των n (άντιστ. m) διαστάσεων, μπορούν να αντικατασταθούν από ένα σημείο με μάζα το άθροισμα των δύο μαζών, χωρίς αυτό να επηρεάζει καθόλου το υπόλοιπο νέφος. Για μία αναλυτική παρουσίαση των ιδιοτήτων της χ^2 -απόστασης, και μία θεωρητική αιτιολόγηση της χρησιμοποίησής της στην ΠΑΑ, μπορεί κανείς να συμβουλευτεί το: Benzecri J.-P., *Analyse des données*, tome II: *Analyse des correspondances*, σσ. 133-166, Dunod, Παρίσι, 1973. Στην 'Ανάλυση σε Κύριες Συνιστώσες, όπου οι μάζες όλων των γραμμών και των στηλών θεωρούνται ίσες με 1, δηλαδή δεν υπάρχει στάθμιση, η χ^2 -απόσταση ταυτίζεται με την ευκλείδεια.

γραμμές, μ' αυτή που ακολουθείται στη μέθοδο της παλινδρόμησης.¹⁰ Για κάθε υποχώρο ορίζουμε το μέγεθος

$$I_w = \sum_{i=1}^n f_{i.} \left\| \beta_i \right\|^2,$$

όπου $\|\beta_i\|$ είναι η απόσταση του σημείου P_i από το χώρο W . Το μέγεθος αυτό, κατ' αναλογία προς τη Μηχανική, ονομάζεται ροπή αδράνειας του νέφους των n σημείων ως προς τον υποχώρο W . Από τους διάφορους υποχώρους W μιάς συγκεκριμένης διάστασης ως «άριστο» υποχώρο W_0 θεωρούμε αυτόν που ελαχιστοποιεί το μέγεθος I_{W_0} . Όπως αποδεικνύεται (με βάση το θεώρημα Huygens), ένας τέτοιος υποχώρος, άσχετα από τη διάστασή του, περνάει από το σημείο

$$g = \sum_{i=1}^n f_{i.} P_i$$

του οποίου οι συντεταγμένες είναι

$$g_j = \sum_{i=1}^n f_{i.} f_{ij}^i = f_{.j} \quad \text{για κάθε } j=1, \dots, m$$

δηλαδή είναι ίσες με τις μάζες των στηλών του πίνακα. Το σημείο g , κατ' αναλογία προς τη Μηχανική, ονομάζεται κέντρο βάρους του νέφους των n σημείων, έννοια που αντιστοιχεί στην έννοια του μέσου όρου.

Αποδεικνύεται ότι ο προσδιορισμός του «άριστου» υποχώρου W_0 μιάς συγκεκριμένης διάστασης—δηλαδή αυτού που για τους χώρους της ίδιας διάστασης έχει τη μικρότερη ροπή αδράνειας—γίνεται, όπως και στην 'Ανάλυση σε Κύριες Συνιστώσες, ακολουθώντας την εξής διαδικασία: στην αρχή προσδιορίζεται η «άριστη» ευθεία u_1 , δηλαδή αυτή που δίνει την «επιστότερη εικόνα» του νέφους σε μονοδιάστατο χώρο και η οποία ονομάζεται πρώτος παραγοντικός άξονας· στη συνέχεια προσδιορίζεται η «άριστη» ευθεία u_2 , από τις ευθείες της κάθετης στήν u_1 , και η οποία ονομάζεται δεύτερος παραγοντικός άξονας κ.ο.κ.¹¹ Οι δύο πρώτοι παραγοντικοί άξονες ορίζουν το «άριστο» επίπεδο, οι τρεις πρώτοι τον «άριστο» τρισδιάστατο χώρο κτλ.

Η ροπή αδράνειας του νέφους των n σημείων ως προς το κέντρο βάρους τους, δηλαδή το μέγεθος

$$I = \sum_{i=1}^n f_{i.} \left(\sum_{j=1}^m \frac{1}{f_{.j}} \left(f_{ij}^i - f_{ij}^j \right)^2 \right) = \sum_{i,j=1}^n \frac{(f_{ij}^i - f_{ij}^j)^2}{f_{i.} f_{.j}} \quad (3)$$

ονομάζεται ολική αδράνεια του νέφους και το μέγεθος

$$\lambda_1 = \frac{I - I_{u_1}}{I}$$

10. Για μία ολοκληρωμένη μαθηματική παρουσίαση των θεμάτων που πραγματεύεται αυτή η υποπαραγραφός, βλ. F. Cailliez et J.-P. Pages, *ό.π.*, σσ. 221-250 και 423-455.

11. Οι ευθείες u_1, u_2 κτλ. καθορίζονται από τα ιδιοδιανύσματα που αντιστοιχούν στην πρώτη, δεύτερη κ.ο.κ. κατά φθίνουσα τάξη μεγέθους—μέ εξαίρεση το 1—ιδιοτιμή της μήτρας των συνδιακυμάνσεων του πίνακα (f_{ij}).

ονομάζεται ποσοστό ερμηνευόμενης αδράνειας από τόν πρώτο παραγοντικό άξονα αντίστοιχα τó μέγεθος

$$\lambda_i = \frac{1 - |u_{i1}|}{1}$$

ονομάζεται ποσοστό ερμηνευόμενης αδράνειας από τόν ισοτό παραγοντικό άξονα¹² και, γενικότερα, γιά ένα οποιοδήποτε χώρο

$$W, \text{ τó μέγεθος } \frac{1 - I_w}{1}$$

ονομάζεται ποσοστό ερμηνευόμενης αδράνειας από τó χώρο W. ¹Αποδεικνύεται ότι

$$\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_i \geq \dots \geq \lambda_{m-1}$$

και ότι τó ποσοστό ερμηνευόμενης αδράνειας από τó κ-διαστάτο χώρο W₀ πού ορίζουν οι k πρώτοι παραγοντικοί άξονες είναι ίσο

$$\text{μέ } \sum_{i=1}^k \lambda_i$$

Τó μέγεθος αυτό λέγεται και ποιότητα της παράστασης τού νέφους τόν n σημείων από τó χώρο W₀.

Η κεντρική έπομένως επιδίωξη της ΠΑΑ είναι ó προσδιορισμός ενός μικρού αριθμού παραγοντικών άξόνων, δηλαδή ενός χώρου λίγων διαστάσεων ó οποίος να «ερμηνεύει» ένα αρκετά ίκανοποιητικό ποσοστό της óλικης αδράνειας τού νέφους. Κι αυτό, γιατί ή óλική αδράνεια Ι μπορεί να θεωρηθεί óς ένα μέτρο της διασποράς γύρω από τó κέντρο βάρους, óπως ή διακύμανση μπορεί να θεωρηθεί óς ένα μέτρο της διασποράς γύρω από τó μέσο όρο.¹³ Στην περίπτωση πού όλα τά σημεία τού νέφους ταυτίζονται με τó κέντρο βάρους τού, ή óλική αδράνεια είναι ίση με τó μηδέν και αντίστροφα. Σ' αυτήν όμως την περίπτωση έχουμε (από τόν τύπο (3)) γιά κάθε i και j:

$$f_{ij} = f_{ji} \quad f_{ii}$$

δηλαδή την ανεξαρτησία μεταξύ γραμμών και στηλών τού πίνακα. Έπομένως, ή αδράνεια μπορεί να θεωρηθεί óς ένα μέτρο της απόκλισης τών δεδομένων από την υπόθεση της ανεξαρτησίας μεταξύ γραμμών και στηλών τού πίνακα (υπόθεση H₀).¹⁴ Η ΠΑΑ έχει σάν σκοπό να έντοπίσει κατά ποιές κύριες διευθύνσεις τά δεδομένα άποκλίνουν άπ' αυτή την υπόθεση: οι διευθύνσεις αυτές αντίστοιχούν στους παραγοντικούς άξονες και προσδιορίζονται με τη διαδικασία πού περιγράφηκε πío πάνω.

1.2.3. Μιά τελείως συμμετρική διαδικασία μ' αυτήν πού άκολουθείται γιά την παράσταση τού νέφους τών σημείων πού αντιστοιχούν στις γραμμές τού πίνακα (νέφος Ι), άκολουθείται και γιά την παράσταση τού νέφους τών σημείων πού αντιστοιχούν στις στήλες τού πίνακα (νέφος J). Έτσι, τó κέντρο βάρους τού νέφους τόν m αυτόν σημείων, πού παριστάνονται στό χώρο τών n διαστάσεων άπ' τά διανύσματα προφίλ τού

$$q_i = (f_{i1}, f_{i2}, \dots, f_{in})$$

12. ¹Αποδεικνύεται ότι τά λ_i είναι ίσα με τίς ιδιοτιμές τού πίνακα τών συνδιακυμάνσεων.

13. Στην 'Ανάλυση σέ Κύριες Συνιστώσες, όπου οι μάζες γραμμών και στηλών θεωρούνται ίσες με τη μονάδα, ή αδράνεια ταυτίζεται με τη διακύμανση. Αυτό έπομένως πού διακρίνει την ΠΑΑ από την 'Ανάλυση σέ Κύριες Συνιστώσες, είναι ότι ή δεύτερη έξετάζει τó νέφος μόνο από σκοπία σχετικών άποστάσεων, ενώ ή πρώτη θεωρεί τά σημεία έφοδιασμένα και με μάζες.

14. Η αδράνεια Ι είναι άκριβως τó χ²-τέστ αυτής της υπόθεσης.

είναι τó σημείο πού ορίζεται από τó διάνυσμα

$$(f_{i1}, f_{i2}, \dots, f_{in})$$

Η óλική αδράνεια τού νέφους J δίνεται, óπως άποδεικνύεται, από τόν ίδιο άκριβώς τύπο (3) πού μάς δίνει την óλική αδράνεια τού νέφους Ι. Η τελευταία αυτή ιδιότητα άποτελεί ένα βασικό προτέρημα της ΠΑΑ, γιατί μάς έπιτρέπει την παράλληλη και συμμετρική έπεξεργασία τών γραμμών και τών στηλών τού πίνακα. Άποδεικνύεται πío συγκεκριμένα ότι οι παραγοντικοί άξονες, στους όποιους καταλήγουμε με την ανάλυση τού ενός νέφους, είναι εικόνες (με γραμμικό μετασχηματισμό) τών παραγοντικών άξόνων, στους όποιους καταλήγουμε με την ανάλυση τού άλλου νέφους, και ότι ή κατανομή της óλικης αδράνειας στους παραγοντικούς άξονες γίνεται άκριβώς κατά τόν ίδιο τρόπο γιά τó νέφος Ι και γιά τó νέφος J.¹⁵ Αυτό δικαιολογεί τη δυνατότητα ταύτισης τών παραγοντικών άξόνων τού νέφους Ι και τού νέφους J και σύγχρονης παράστασης γραμμών και στηλών τού πίνακα σ' ένα κοινό διάγραμμα.

Άπό τά παραπάνω βγαίνει τó συμπέρασμα ότι ή ανάλυση τού νέφους Ι και ή ανάλυση τού νέφους J δέν άποτελούν δύο ξεχωριστά προβλήματα, άλλα ή λύση τού ενός προέρχεται από τη λύση τού άλλου. Οι παραγοντικοί άξονες—δηλαδή οι σύνθετες μεταβλητές—πού ερμηνεύουν τη διασπορά τού νέφους J δέν είναι παρά ή μετάφραση, σέ όρους πού αντιστοιχούν στις στήλες τού πίνακα, τών σύνθετων μεταβλητών πού ερμηνεύουν τη διασπορά τού νέφους Ι, και αντίστροφα. Τó γεγονός αυτό διευκολύνει την ερμηνεία τών άξόνων, ή όποια είναι κοινή είτε γίνει με βάση τó νέφος Ι είτε με βάση τó νέφος J. Βέβαια, παρόλα αυτά, ή ερμηνεία τών άξόνων δέν είναι πάντα προφανής και συχνά άποτελεί ένα δύσκολο και λεπτό πρόβλημα, πού ή όρθή αντιμετώπιση του έξαρτάται από την πείρα στό χειρισμό της ΠΑΑ και την καλή γνώση τού αντικείμενου της ανάλυσης.¹⁶

Η κοινή παράσταση τού νέφους Ι και τού νέφους J μάς έπιτρέπει επίσης να έντοπίσουμε τίς σχέσεις αντιστοιχίας πού υπάρχουν ανάμεσα στις γραμμές και τίς στήλες τού πίνακα. Άποδεικνύεται συγκεκριμένα ότι ή προβολή κάθε σημείου ι τού νέφους Ι σ' ένα όποιοδήποτε άξονα, είναι ή συνισταμένη (έπί μία σταθερά πού έξαρτάται από τó ποσοστό ερμηνευόμενης αδράνειας από τόν συγκεκριμένο άξονα) τών προβολών στόν ίδιο άξονα τών σημείων τού νέφους J, σταθμισμένων σύμφωνα με τó προφίλ τού i. Έτσι, κάθε σημείο i βρίσκειται πλησιέστερα πρós εκείνα τά σημεία τού νέφους J γιά τά όποια ό αντίστοιχες συνιστώσες τού προφίλ του είναι μεγαλύτερες. Τó γεγονός αυτό, τó όποιο επίσης ισχύει συμμετρικά και γιά τά σημεία τού νέφους J, διευκολύνει σημαντικά την ερμηνεία τών άποτελεσμάτων. Δέν πρέπει όμως να μάς διαφεύγει ότι, ενώ ή γειννίαση (όρισμένη με τη χ²-μετρική) δύο σημείων τού νέφους Ι (έναντι, τού νέφους J) άνατανάκλ μιά όμοιότητα τών προφίλ τού, ή γειννίαση ενός σημείου τού νέφους Ι και ενός σημείου τού νέφους J δέν μπορεί να ερμηνευτεί με τόν ίδιο τρόπο, γιατί δέν έχει όριστεί καμιά άπόσταση μεταξύ γραμμών και στηλών τού πίνακα.

15. Γιά τίς έξισώσεις μεταφοράς, βλ. Benzecri J.-P., ό.π., tome II, σσ. 35-42, και γενικότερα γιά τó δικό ό σχήμα (schema de dualité) μεταξύ νέφους Ι και νέφους J, βλ. Cailliez, F. και Pages, J.-P., ό.π., σσ. 431-442.

16. Η ερμηνεία τών άξόνων άποτελεί επίσης και ένα έπιστημολογικό πρόβλημα, ή παρουσίαση όμως τού όποιου εφευρέθηκε από τά πλαίσια αυτού τού έθρου. Σχετικά με τó πρόβλημα αυτό, και γενικότερα με τά έπιστημολογικά προβλήματα πού προκύπτουν από τη χρησιμοποίηση τών παραγοντικών μεθόδων στις κοινωνικές έπιστημες, βλ. Boudon, R., *L'analyse mathématique des faits sociaux*, Plon, σσ. 201-248, Παρίσι, 1970.

1.3. Σύνοψη

Ἡ ΠΑΑ ὁδηγεῖ σέ μία συνθετική παρουσίαση τῶν βασικῶν ιδιοτήτων ἐνός πίνακα διτλῆς εἰσόδου. Σύμφωνα μέ τή διαδικασία πού ἀκολουθεῖται γιά τήν ἀνάλυση ἐνός πίνακα δεδομένων, κάθε στοιχεῖο i τοῦ συνόλου A —δηλαδή κάθε γραμμή τοῦ πίνακα—μπορεῖ νά παρασταθεῖ ἀπό ἓνα σημεῖο (P_i) στό χῶρο τῶν m διαστάσεων. Μ' αὐτό τόν τρόπο τό σύνολο A τῶν n γραμμῶν τοῦ πίνακα ἐμφανίζεται σάν ἓνα νέφος n σημείων στό χῶρο τῶν m διαστάσεων. Ἡ σχετική θέση τῶν σημείων αὐτῶν, ἐρμηνευόμενη ἀπό τίς μεταξὺ τούς ἀποστάσεις, ἐκφράζει τήν ὁμοιότητα ἢ ἀνομοιότητά τους σέ ἀναφορά πάντοτε πρὸς τό ἄλλο σύνολο B . Ἡ βασική ιδέα τῶν παραγοντικών μεθόδων ἀνάλυσης εἶναι ἡ ἀναζήτηση ἐνός χῶρου ὅσο τό δυνατό μικρότερης διάστασης πού ἡ εἰκόνα-προβολή τῶν n σημείων πάνω σ' αὐτόν παραμορφώνει (ἀλλοιοῦνόντας τίς μεταξὺ τῶν σημείων τοῦ νέφους ἀποστάσεις) τό λιγότερο δυνατό τή μορφή τοῦ νέφους. Οἱ ἄξονες τοῦ νέου αὐτοῦ χῶρου ὀνομάζονται «παραγόντες» καί ἀποτελοῦν τίς νέες μεταβλητές (πολύ λιγότερες ἀπό τίς παλιές), πού μποροῦν νά ἐρμηνεύσουν συνοπτικά τό μεγαλύτερο μέρος τῆς «πληροφορίας», δηλαδή τῆς μεταβλητότητας, τοῦ πίνακα τῶν δεδομένων. Γιά τήν ἀνεύρεση αὐτοῦ τοῦ χῶρου, ὁ πρῶτος ἄξονας ἀντιστοιχεῖ στήν καλύτερη μονοδιάστατη προσέγγιση τοῦ νέφους, ὁ δευτέρος παρέχει πάλι τήν καλύτερη δυνατή μονοδιάστατη προσέγγιση ἀπό τίς εὐθεῖες τίς κάθετες στόν πρῶτο παραγοντικό ἄξονα κ.ο.κ. Μέ τελειῶς συμμετρικό τρόπο πραγματοποιεῖται ὁ προσδιορισμός τοῦ χῶρου πού «προσεγγίζει» καλύτερα τό νέφος τῶν m σημείων—πού ἀντιστοιχοῦν στίς στήλες τοῦ πίνακα. Στήν ΠΑΑ ἀποδεικνύεται ὅτι οἱ δύο αὐτοὶ χῶροι πού μπορεῖ νά ταυτισθοῦν, πράγμα πού δίνει δυνατότητα ταυτόχρονης προβολῆς τῶν δύο νεφῶν, δηλαδή τῶν γραμμῶν καί τῶν στηλῶν τοῦ ἀρχικοῦ πίνακα, σέ κοινὸ διάγραμμα.

Τά διαγράμματα αὐτά δίνουν τίς καλύτερες δυνατός προσεγγίσεις-προβολές τῶν πολυδιάστατων νεφῶν σέ χῶρους δύο διαστάσεων (ἐπίπεδα). Ἡ ποιότητα τῆς προσέγγισης πού δίνει ὁ κάθε παραγοντικός ἄξονας, ἡ μορφή τῆς προβολῆς, ἡ γεινιάνιση τῶν διάφορων σημείων τοῦ κάθε νέφους χωριστά καθώς καί ἡ σχετική θέση τῶν δύο νεφῶν στά διαγράμματα, ἐπιτρέπουν—σέ συνδυασμὸ μέ μία γενικότερη γνώση τοῦ ἐκάστοτε συγκεκριμένου θέματος—τὴν ἀπόδοση νοήματος, στίς σύνθετες μεταβλητές-«παραγόντες» καί τόν ἐντοπισμὸ τῶν σχέσεων ἀντιστοιχίας, πού ὑπάρχουν ἀνάμεσα στίς γραμμὲς καί στίς στήλες τοῦ πίνακα.

2. κοινωνικο-επαγγελματικὴ προέλευση τῶν φοιτητῶν τῶν ΑΕΙ

2.1. Τά δεδομένα

Τό θέμα πού ἐπιλέξαμε γιά τήν παρουσίαση τῆς μεθόδου τῆς ΠΑΑ εἶναι ἡ μελέτη τῶν πινάκων πού ἀφοροῦν τήν κατάταξη τῶν φοιτητῶν Ἀνώτατης Ἐκπαίδευσης ὡς πρὸς τὴ σχολή (ἢ τμήμα) στήν ὁποία σπουδάζουν καί ὡς πρὸς τό ἐπάγγελμα τοῦ πατέρα τους. Οἱ πίνακες αὐτοὶ δημοσιεύονται ἀπὸ τὴν Ἑθνικὴ Στατιστικὴ Ὑπηρεσία τῆς Ἑλλάδος (ΕΣΥΕ) στίς Στατιστικὲς Ἀνωτάτης Ἐκπαίδευσεως πού ἐκδίδονται κάθε χρόνο.¹⁷ Ὁ βασικὸς πίνακας τὸν ὁποῖο ἀναλύουμε ἀφορᾷ τοὺς σπουδαστὲς τῶν ΑΕΙ κατὰ σχολή (ἢ τμήμα) καί ἐπάγγελμα πατρὸς σύμφωνα μέ τὰ πρὶν πρόσφατα διαθέσιμα στοιχεῖα, δηλαδή γιά τὴν ἀκαδημαϊκὴ χρονιά 1973-74.¹⁸ Πρόκειται γιά ἓνα πίνακα συχνότητων, τοῦ ὁποῖου οἱ γραμμὲς ἀντιστοιχοῦν στίς διάφορες σχολές (ἢ τμήματα σχολῶν) καί οἱ στήλες στίς διάφορες ἐπαγγελματικές κατηγορίες. Στὴν τομὴ τῆς γραμμῆς i καί τῆς στήλης j ὑπάρχει ὁ ἀριθμὸς τῶν φοιτητῶν τῆς σχολῆς i ἢ τοῦ τμήματος i , τῶν ὁποίων ὁ πατέρας ἀνήκει στὴν ἐπαγγελματικὴ κατηγορία j .

Ἡ ὀνοματολογία τῶν ἐπαγγελμάτων πού χρησιμοποιεῖ στούς συγκεκριμένους πίνακες ἡ ΕΣΥΕ δὲν παραμένει ἀμετάβλητη ἀπὸ χρονιά σέ χρονιά. Γιά τὸν πίνακα τῆς ἀκαδημαϊκῆς χρονιάς 1973-74, ἡ ὀνοματολογία αὐτὴ ἀποτελεῖται ἀπὸ τίς ἐξῆς ἑντεκα κατηγορίες:¹⁹

- 1) Ἐλευθέρια ἐπαγγέλματα, τεχνικά καί ἑτερα συναφῇ
- 2) Ἐπαγγέλματα διευθύνσεως καί διοικήσεως
- 3) Ἐπαγγέλματα ἀπασχολήσεως γραφείων καί ἑτερα συναφῇ

17. Στατιστικὲς Ἀνωτάτης Ἐκπαίδευσεως, γιά τὴν προπολεμικὴ περίοδο, ἔχουν ἐκδοθεῖ γιά τὰ ἀκαδημαϊκὰ ἔτη 1926-27 ὡς καί 1938-39. Γιά τὴ μεταπολεμικὴ περίοδο, οἱ Στατιστικὲς Ἀνωτάτης Ἐκπαίδευσεως ἐκδίδονται συνεχῶς ἀπὸ τὸ ἀκαδημαϊκὸ ἔτος 1955-56 καί μετὰ. Γιά περισσότερες λεπτομέρειες καί γενικότερα γιά μίαν βιβλιογραφία τῶν Στατιστικῶν Ἐκπαίδευσεως στὴν Ἑλλάδα, βλ. Μ. Χουλιαράκη, Στατιστικὴ Βιβλιογραφία περὶ Ἑλλάδος (1821-1971), σσ. 46-49, ἐκδ. ΕΚΚΕ, Ἀθῆνα 1971.

18. Βλ. Στατιστικὴ τῆς Ἐκπαίδευσεως 1973-74, πίνακας 49, σσ. 154-156, ἐκδ. ΕΣΥΕ, Ἀθῆνα 1977.

19. Οἱ κυριότερες κατηγορίες αὐτῆς τῆς ὀνοματολογίας παραμένουν ἀμετάβλητες ἀπὸ τὴ Στατιστικὴ Ἐκπαίδευσεως τοῦ 1956-57 καί μετὰ. Οἱ διαφορὲς πού παρατηροῦνται στὴ διάρκεια αὐτῆς τῆς περιόδου ἀφοροῦν τὴν κατηγορία «ὄργανοι πατρὸς», πού ὑπῆρχε ἀπὸ τὸ 1956-57 ὡς καί τὸ 1968-69 καί ἐξαφανίζεται μετὰ, καί τὴν κατηγορία 6 ἢ ὁποία ὡς καί τὸ 1969-70 ἦταν «τεχνίται ἐργαζόμενοι εἰς ἐργασίας μεταποίησης ἐν γένει καί ἐργάται μ.α.ά.», γιὰ τὴν ὑπῆρχαν ἄλλες δύο συγγενεῖς κατηγορίες («ἀπασχολούμενοι εἰς ὄρυγμα, μεταλλεῖα, λατομεῖα καί γεωτρήσεις» καί «ἀπασχολούμενοι εἰς μεταφορὰς καί ἐπικοινωνίας»), οἱ ὁποῖες δὲν ὑπάρχουν ἀπὸ τὸ 1970-71 καί μετὰ. Ἡ ὀνοματολογία πού ἔχει χρησιμοποιηθεῖ γιά τίς προηγούμενες ἀκαδημαϊκὲς χρονεῖς παρουσιάζει οὐσιαστικὲς διαφορὲς, καί γι' αὐτὸ εἶναι δύσκολα συγκρίσιμη.

- 4) "Εμποροι, πωλητές και έτερα συναφή επαγγέλματα
- 5) Γεωργικά, άλιευτικά και δασικά επαγγέλματα
- 6) Τεχνίται και εργάται (έκτος γεωργίας) και χειριστάι μεταφορικών μέσων
- 7) Προσωπικά ή υπηρεσιαί και ψυχαγωγίας
- 8) "Εργάται μη δυνάμενοι νά ταξινομηθούν κατ' επάγγελμα
- 9) "Ενοπιοί δυνάμεις
- 10) Συνταξιούχοι εν γένει, εισοδηματίαι, ανάπηροι κτλ.
- 11) Μη δηλώσαντες

Γιά τὸ θέμα πού μᾶς ἐνδιαφέρει, δηλαδή γιά τὴν ταξινόμηση τῶν σχολῶν ὡς πρὸς τὴν προέλευση τῶν φοιτητῶν τους καὶ γιά τίς σχέσεις πού ὑπάρχουν ἀνάμεσα στὴν κοινωνικοεπαγγελματικὴ προέλευση καὶ τὴν σχολὴ φοίτησης, ἔνα βασικὸ πρόβλημα εἶναι ἡ ὁρθέτητα καὶ ἡ λειτουργικότητα τῶν κατηγοριῶν πού ἀπαρτίζουν τὴν ὀνοματολογία πού χρησιμοποιεῖται, γιατί εἶναι φανερό πὼς ἡ προσέγγιση τῆς πραγματικότητας πού προσφέρει ἡ ΠΑΑ εἶναι μεγαλύτερη καὶ πιστότερη, ἂν οἱ κατηγορίες αὐτές δὲν ἀποτελοῦν ἀμάλγαμα ἀλλὰ ἀνταποκρίνονται σὲ σημαίνουσες μεταβλητές.²⁰ Εἶναι πιθανόν ὅτι, ἂν ἡ κατάταξη τῶν φοιτητῶν εἶχε γίνῃ ὡς πρὸς κοινωνικὲς κατηγορίες καὶ ὄχι ὡς πρὸς επαγγελματικὲς ὁμάδες, τὰ ἀποτελέσματα τῆς ἀνάλυσης θά ἦταν λεπτομερέστερα καὶ οὐσιαστικότερα. Στὸ συγκεκριμένο ὅμως παράδειγμα ἡ διαφοροποίηση τῶν σχολῶν ὡς πρὸς τὴν κοινωνικοεπαγγελματικὴ προέλευση τῶν φοιτητῶν τους εἶναι τόσο ἔντονη, ὥστε νά μειώνει σημαντικὰ τίς ἐνδεχόμενες ἀτέλειες τῆς ὀνοματολογίας πού χρησιμοποιεῖ ἡ ΕΣΥΕ.²¹

2.2. Ἡ ἀνάλυση τοῦ πίνακα

2.2.1. Γιά τὴν ἐφαρμογὴ τῆς ΠΑΑ, ἡ κατηγορία 8, πού ἀφοροῦσε ἐλάχιστα ἄτομα (127 συνολικά), συγχωνεύθηκε μὲ τὴν κατηγορία 6, πού θεωρήθηκε ὡς ἡ πιὸ συγγενής, καὶ ἔτσι ὁ πίνακας τὸν ποῖο τελικὰ ἀναλύουμε εἶναι ἕνας πίνακας 10×75 (βλ. πίνακα). Ἐπίσης ἡ κατηγορία 11 («μη δηλώσαντες») πᾶρθηκε ὡς «συμπληρωματικὴ»,²² ὥστε νά ἀποφευ-

20. Ἀντίστροφα, ἡ ΠΑΑ μπορεῖ νά χρησιμοποιηθεῖ γιά τὸν προσδιορισμὸ τῶν κατηγοριῶν μὲς νέας ὀνοματολογίας, πού λειτουργικὴς ὡς πρὸς τὸ συγκεκριμένο φαινόμενο, στὸ βαθμὸ πού ἐπιτρέπει τὴν ταξινόμηση τῶν διαφόρων κατηγοριῶν καὶ τὸν ἐντοπισμὸ τῶν μεταξὺ τους σχέσεων.

21. Δὲν θά ἐκπεκταθοῦμε σ' αὐτὸ τὸ θέμα γιατί, 1) ἡ ΠΑΑ ἀρχίζει ἀπὸ τὴ στιγμή πού ἔχει ἡδὴ κατασκευαστεῖ ὁ βασικὸς πίνακας δεδομένων καί, 2) δὲν διαθέτουμε τὴν ἀνλυτικότερη κατάταξη τῶν φοιτητῶν σὲ επαγγελματικὲς κατηγορίες (π.χ. μὲ διψήφιο κωδικό), ὥστε νά ἔχουμε δυνατότητα ριζικῆς ἀναμόρφωσης τοῦ ἀρχικοῦ πίνακα.

22. Αὐτὸ σημαίνει ὅτι γιά τὴν ἀνάλυση ἡ κατηγορία 11 θεωρήθηκε ἐποδιασμένη μὲ μάζα 0. Ἀφοῦ θεωρήθηκε ἡ κατηγορία «μη δηλώσαντες» ὡς συμπληρωματικὴ, τὸ ποσοστὸ τῶν φοιτητῶν μὲς σχολῆς γιά κάθε επαγγελματικὴ κατηγορία ὑπολογίστηκε ὡς

χθεὶ ἡ περίπτωση ἡ κατηγορία αὐτὴ νά ἀλλοιώσει τὴ μορφή τῆς προβολῆς τοῦ νέφους. Τὸ προφίλ μὲς γραμμῆς (δηλαδή μὲς σχολῆς ἢ ἐνὸς τμήματος) εἶναι ἐπομένως ἡ σειρά τῶν 9 ποσοστῶν τῶν φοιτητῶν τῆς συγκεκριμένης σχολῆς πού ἀνήκουν (δηλαδή ὁ πατέρας τους) σὲ κάθε μιά ἀπὸ τίς διαφορὲς επαγγελματικὲς κατηγορίες. Μὲ βάση τὸ προφίλ τῆς, κάθε σχολὴ παριστάνεται πὸς τίς ὁλοπλοῦς 9 διαστάσεων ἀπὸ ἕνα σημεῖο. Δύο σχολὲς θά παριστάνονται ἀπὸ τὸ ἴδιο σημεῖο, ἂν τὰ προφίλ τους εἶναι ἀκριβῶς τὰ ἴδια, ἐπὶ αὐτῶν ἂν ἡ κατανομή τῶν φοιτητῶν, πού δήλωσαν ἐπάγγελμα πατέρος, στίς διαφορὲς επαγγελματικὲς κατηγορίες εἶναι ἡ ἴδια, ἄσχετα ἀπὸ τὸ συνολικὸ ἀριθμὸ τῶν φοιτητῶν τῆς κάθε σχολῆς.²³ Γιά νά μετρήσουμε τὴν ὁμοιότητα ἢ τὴν ἀνομοιότητα τῶν προφίλ δύο σχολῶν, δηλαδή τὴν ἀπόσταση τῶν δύο σημείων πού τίς παριστάνουν, χρησιμοποιοῦμε τὸν τύπο (1) τῆς § 1.2.²⁴

Ὅπως ὁρίζονται τὰ προφίλ τῶν σχολῶν καὶ οἱ ἀποστάσεις μεταξὺ τους, μὲ τὸν ἴδιο τρόπο ὁρίζονται καὶ τὰ προφίλ τῶν επαγγελματικῶν κατηγοριῶν καὶ οἱ ἀποστάσεις μεταξὺ τους. Τέλος, μὲ βάση τὴ διαδικασία πού περιγράφτηκε στὴν § 1.2., γίνεται, διαδοχικά, ὁ ὑπολογισμὸς τῶν παραγοντικῶν ἀξόνων.²⁵

2.2.2. Ἀπὸ τὴ θέση τῶν επαγγελματικῶν κατηγοριῶν στὸ ἐπίπεδο πού ὁρίζουν οἱ δύο πρῶτοι ἀξόνες, ὅπως δίνεται στὸ διάγραμμα τοῦ σχήματος 1, φαίνεται ἡ ἔντονη διαφοροποίησή τους. Τὸ σχῆμα 1 μὲς ἐπιτρέπει ἐπίσης μὴ πρώτη ταξινόμηση τῶν επαγγελματικῶν κατηγοριῶν ὡς πρὸς τὸ συγκεκριμένο φαινόμενο. Μία τελειῶς ξεχωριστὴ ὁμάδα ἀποτελοῦν τὰ «γεωργικά κτλ. ἐπαγγέλματα» πού δὲν γει-

πρὸς τὸ σύνολο τῶν φοιτητῶν τῆς σχολῆς πού δήλωσαν τὸ ἐπάγγελμα τὸν πατέρα τους καὶ ὄχι ὡς πρὸς τὸ γενικὸ σύνολο τῶν φοιτητῶν τῆς σχολῆς. Ἐτσι, ἐξαλείφονται οἱ διακυμάνσεις τῶν ποσοστῶν πού ἀφελόνται στὸ μεγαλύτερο ἢ μικρότερο ἀριθμὸ στὴν κατηγορία «μη δηλώσαντες». Συνολικά, ἡ κατηγορία αὐτὴ περιλαμβάνει 1.063 ἄτομα, δηλαδή ποσοστὸ 1,3%.

23. Μ' ἄλλα λόγια, δύο γραμμές (ἀντίστοιχες) τοῦ ἀρχικοῦ πίνακα θεωροῦνται ὅτι ταυτίζονται, ὅταν εἶναι ἀνάλογες. Ὅπως ἄλλες μέθοδοι τῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων, ὅπου δύο γραμμὲς τοῦ πίνακα θεωροῦνται ὅτι ταυτίζονται μόνο ὅταν εἶναι ἀκριβῶς ἴσες. Ἡ χρησιμοποίηση τῆς μὲς ἢ τῆς ἄλλης μεθόδου ἐξαρτᾶται ἀπὸ τὸ ἀντικείμενο καὶ τὸ στόχο τῆς μελέτης.

24. Χάρη στὴν ιδιότητα τῆς «ισοδυναμίας κατανομῆς» (βλ. § 1.2.2.) ἡ χ^2 - ἀπόσταση ἔχει τὸ προτέρημα νά μειώνει τίς συνέπειες πού πιθανόν ἔχει μὴ αὐθαίρεσις τῆς ὀνοματολογίας. Ἐπίσης, σταθμίζοντας κάθε ὅρο τῆς πρὸς τὸ ἀντίστροφο τοῦ βάρους τῆς ἀντίστοιχης στήλης ἔχει τὸ πλεονέκτημα, σὲ ἀντίθεση πρὸς τὴν ἐκκλίσαια ἀπόσταση, νά μειώνει τίς συνέπειες πού ἔχουν οἱ μεγάλες διαφορὲς μεταξὺ τῶν μαζῶν τῶν διαφόρων στήλων, δηλαδή τῶν διαφόρων επαγγελματικῶν κατηγοριῶν. Βλ. Benzecri, J.-P., ὁ.π., τόμ II, σσ. 133-166.

25. Ὁ πρῶτος ἀξὼνας στὴ συγκεκριμένη περίπτωσις ἐρμηνεύει τὸ 70,3% τῆς συνολικῆς ἀρράνειας, ὁ δεύτερος τὸ 14,4%, ἐνῶ ὁ τρίτος μόνο τὸ 4,3% καὶ οἱ ὑπόλοιποι ἀκόμα λιγότερο. Ἐπομένως, τὸ ἐπίπεδο πού ὁρίζουν οἱ δύο πρῶτοι ἀξόνες ἐρμηνεύει τὸ 84,7% τῆς συνολικῆς ἀρράνειας τοῦ ἀρχικοῦ πίνακα, ποσοστὸ ἀρκετὰ ἱκανοποιητικὸ, ὥστε, γιά μὴ πρώτη μελέτη τοῦ φαινομένου, νά μποροῦν νά ἀρκεστούν στὴν προσέγγισή αὐτὴ, δηλαδή

ΣΧΗΜΑ 1

τονεύουν μέ καμιά ἄλλη επαγγελματική κατηγορία καὶ ἀπέχουν σημαντικά ἀπὸ τὴν τομὴ τῶν ἀξόνων (πού ἀντιστοιχεῖ στό μέσο ὄρο ὡς πρὸς ὅλες τίς

στήν προβολὴ σχολῶν καὶ επαγγελμάτων στό ἐπίπεδο πού ὀρίζουν οἱ δύο πρῶτοι ἀξονες. Ἀναλυτικά, γιὰ τοὺς διάφορους παραγοντικούς ἀξονες ἔχουμε:

Ἄξονας	Ποσοστὸ ἐρμηνευόμενης ἀδράνειας λ_1	Ἀθροιστικὸ ποσοστὸ $\Sigma \lambda_i$
1	70,259	70,259
2	14,436	84,695
3	4,343	89,039
4	3,240	92,278
5	2,471	94,750
6	2,120	96,869
7	1,760	98,629
8	1,371	100,000

σχολές). Μία ἄλλη ὁμάδα ἀποτελοῦν τὰ «ἐλευθέρια ἐπαγγέλματα», τὰ ὁποῖα ἀπέχουν ἐπίσης σημαντικά ἀπὸ τὴν τομὴ τῶν ἀξόνων καὶ πρὸς τὰ ὁποῖα μοι-άζουν—πάντα ὡς πρὸς τὸ συγκεκριμένο φαινόμε-νο—οἱ «ἐνοπλες δυνάμεις» καί, λιγότερο, τὰ «επαγγέλματα διευθύνσεως καὶ διοικήσεως». Οἱ ὑπόλοιπες επαγγελματικές κατηγορίες πλησιάζουν περισσό-τερο πρὸς τὸ κέντρο τοῦ διαγράμματος ἀλλὰ χωρί-ζονται σαφῶς σὲ τρεῖς ὁμάδες. Ἡ πρώτη ἀποτελεῖ-ται μόνο ἀπὸ τοὺς «ἐργάτες», ἡ δεύτερη ἀπὸ τὰ «ἐπαγγέλματα γραφείου» καὶ τοὺς «ἐμπορους καὶ πωλητές»—δύο επαγγελματικές κατηγορίες πού πα-ρουσιάζουν ἔντονη ὁμοιότητα—, καὶ ἡ τρίτη ἀπὸ τίς «προσωπικές ὑπηρεσίες» καὶ τοὺς «συνταξιούχους κτλ.»—δύο κατηγορίες πού βρίσκονται πολὺ κοντά στό κέντρο τοῦ διαγράμματος καὶ ἐπομένως παίζουν πολὺ μικρὸ ρόλο στὴ διαφοροποίησιν τῶν σχολῶν ὡς πρὸς τίς επαγγελματικές κατηγορίες.

Ἡ ταξινόμηση αὐτὴ τῶν ἐπαγγελματικῶν κατηγοριῶν καὶ ἡ σχετικὴ θέση τους ὡς πρὸς τοὺς ἄξονες μᾶς ἐπιτρέπουν μιά πρώτη ἐρμηνεία τῶν ἁξόνων. σέ σχέση με τὶς ἐπαγγελματικές κατηγορίες, ἐρμηνεῖα πού θά συμπεληροθεῖ στή συνέχεια (βλ. § 2.2.3.) με βάση τὸ κοινὸ διάγραμμα σχολῶν καὶ ἐπαγγελματικῶν κατηγοριῶν.

Ὁ πρῶτος ἄξονας ἐκφράζει κυρίως τὴν ἀντίθεση—ὡς πρὸς τὸ συγκεκριμένον φαινόμενον—μεταξύ «ἀγροτῶν» καὶ «ἐλευθερίων ἐπαγγελμάτων», ἐνῶ οἱ ὑπόλοιπες ἐπαγγελματικές κατηγορίες ἐλάχιστα παρεμβαίνουν στή διαμόρφωσή του. Αὐτὸ σημαίνει ὅτι ἡ κυριότερη διαφοροποίηση τῶν σχολῶν, ὡς πρὸς τὴν κοινωνικοεπαγγελματικὴν προέλευσιν τῶν φοιτητῶν τους, ἀφορᾷ τὸ ποσοστὸ φοιτητῶν ἀγροτικῆς προέλευσης, τὸ ὁποῖο εἶναι ἀρνητικὰ συσχετισμένο με τὸ ποσοστὸ τῶν φοιτητῶν πού προέρχονται ἀπὸ «ἐλευθερία ἐπαγγέλματα» καθὼς ἐπίσης καὶ με τὸ ποσοστὸ τῶν φοιτητῶν πού προέρχονται ἀπὸ τὶς ἐπαγγελματικές κατηγορίες 2, 3, 4, καὶ 9. Ὁ δεύτερος ἄξονας ἐκφράζει τὴν ἀντίθεση μεταξύ «ἐργατῶν» καὶ «ἐλευθερίων ἐπαγγελμάτων» καὶ σέ μικρότερο βαθμὸ μεταξύ «ἐργατῶν» καὶ «ἀγροτῶν». Ἐπομένως, συνολικὰ, μπορούμε νὰ πούμε ὅτι οἱ κυριότερες διαφοροποιήσεις τῶν σχολῶν ὡς πρὸς τὴν κοινωνικοεπαγγελματικὴν προέλευσιν τῶν φοιτητῶν τους ἀφοροῦν τοὺς «ἀγρότες», τὰ «ἐλευθερία ἐπαγγέλματα» καὶ τοὺς «ἐργάτες» καί, σέ αἰσθητὰ μικρότερο βαθμὸ, τὶς κατηγορίες 3 καὶ 4. Ἀπὸ τὶς ὑπόλοιπες κατηγορίες οἱ 2 καὶ 9 συμβαδίζουν σχετικὰ με τὰ «ἐλευθερία ἐπαγγέλματα», ἐνῶ ἀντίθετα οἱ 7 καὶ 10 δὲν παίζουν σχεδὸν κανένα ρόλο στὶς διαφοροποιήσεις πού ὑπάρχουν μεταξύ τῶν σχολῶν.

Ἀξιζεῖ ἐπίσης νὰ σημειώσουμε ὅτι οἱ διαφοροποιήσεις αὐτές τῶν ἐπαγγελματικῶν κατηγοριῶν παρουσιάζουν μιά ἐντυπωσιακὴ διαχρονικὴ σταθερότητα. Ἀπὸ τὶς ἀναλύσεις τῶν ἀντιστοιχούντων πινάκων γιὰ τὶς ἀκαδημαϊκὲς χρονιές 1959/60, 1964/65 καὶ 1969/70²⁶—καὶ τὶς ὁποῖες τὰ διαγράμματα δὲν εἶναι δυνατόν νὰ παρουσιάστουν στὰ πλαίσια αὐτοῦ τοῦ ἄρθρου—, προκύπτει ὅτι ὁ πρῶτος παραγοντικὸς ἄξονας ἐκφράζει πάντα τὴν ἴδια ἀντίθεση μεταξύ «ἀγροτῶν» καὶ «ἐλευθερίων ἐπαγγελμάτων», καὶ ὅτι ἡ θέση τῶν διαφόρων ἐπαγγελματικῶν κατηγοριῶν, ὡς πρὸς τοὺς δύο ἄξονες καὶ μεταξύ τους, παραμένει σέ γενικὲς γραμμὲς ἀμετάβλητη. Ἡ κυριότερη ἀλλαγὴ πού παρατηρεῖται ἀφορᾷ τὶς ἐπαγγελματικές κατηγορίες 2 καὶ 9, οἱ ὁποῖες, ἐνῶ τὸ 1959/60 καὶ τὸ 1964/65 μπορούν νὰ ταξινομηθοῦν στὴν ἴδια ὁμάδα

με τὶς κατηγορίες 3 καὶ 4, τὸ 1969/70 καὶ τὸ 1973/74 ἀπομακρύνονται σημαντικὰ ἀπ' αὐτὴ τὴν ὁμάδα ἐπαγγελμάτων καὶ προσεγγίζουν (κυρίως ἡ κατηγορία 9) τὰ «ἐλευθερία ἐπαγγέλματα». Αὐτὸ σημαίνει ὅτι οἱ φοιτητὲς πού προέρχονται ἀπ' αὐτές τὶς ἐπαγγελματικές κατηγορίες σπουδάζουν ὅλο καὶ περισσότερο σέ σχολές πού χαρακτηρίζονται ἀπὸ ἐντονὴ παρουσία «ἐλευθερίων ἐπαγγελμάτων». ²⁷

2.2.3. Τὸ κοινὸ διάγραμμα σχολῶν (ἢ τμημάτων) καὶ ἐπαγγελματικῶν κατηγοριῶν (βλ. σχῆμα 2) δείχνει τὶς ἐντονες διαφοροποιήσεις πού ὑπάρχουν μεταξύ σχολῶν (ἢ τμημάτων) καὶ τὴν αἰσθητὴ διαφορά μεταξύ Ἀθῆνας καὶ ἐπαρχίας (συμπεριλαμβανόμενης καὶ τῆς Θεσσαλονίκης) τόσο συνολικὰ ὅσο καὶ συγκριτικὰ ἀνάμεσα στὶς ἀντίστοιχες σχολές, ὅπως φαίνεται ἀπὸ τὸ γεγονός ὅτι ὅλες ἀνεξαιρέτως οἱ σχολές (ἢ τμήματα) τῆς Ἀθῆνας ἔχουν, ὡς πρὸς τὸν πρῶτον ἄξονα, συντεταγμένες μεγαλύτερες ἀπὸ τὶς ἀντίστοιχες σχολές τῆς ἐπαρχίας. Ἐπίσης τὸ κοινὸ διάγραμμα μᾶς ἐπιτρέπει μιά ταξινόμηση καὶ ὁμοδοποίηση τῶν σχολῶν (ἢ τμημάτων), ὡς πρὸς τὴν προέλευσιν τῶν φοιτητῶν τους, καθὼς καὶ τὸ συσχετισμὸ τους με τὶς διαφορὲς ἐπαγγελματικές κατηγορίες.

Μιά πρώτη ὁμάδα σχολῶν (βλ. σχ. 3), πού διαφοροποιεῖται ἐντονα ἀπὸ τὶς ὑπόλοιπες, εἶναι οἱ σχολές τοῦ ΕΜΠ, καὶ τὰ τμήματα τῶν Πολυτεχνικῶν Σχολῶν Θεσσαλονίκης καὶ Πατρῶν. Ἡ ὁμάδα αὐτῶν τῶν σχολῶν βρίσκεται στὴν κορυφὴ τοῦ νέφους καί, ὡς πρὸς τὸν πρῶτον ἰδιαιτέρα ἄξονα, διαφοροποιοῦνται αἰσθητὰ ἀπὸ ὅλες σχεδὸν τὶς ὑπόλοιπες σχολές (με τὶς ἐξαιρέσεις πού σημειώνουμε στὴ συνέχεια). Ὡς πρὸς τὶς ἐπαγγελματικές κατηγορίες, οἱ σχολές (ἢ τμήματα) τῶν τριῶν Πολυτεχνείων ἀπεχθύνονται σημαντικὰ ἀπὸ τὶς κατηγορίες 5 («ἀγρότες») καὶ 6 («ἐργάτες»), ἐνῶ ἀντίθετα χαρακτηρίζονται ἀπὸ μιά γειτνίασιν με τὰ «ἐλευθερία ἐπαγγέλματα» καὶ τὶς ἄλλες δύο ἐπαγγελματικές κατηγορίες («ἐνοπλες δυνάμεις» καὶ «ἐπαγγέλματα διευθύνσεως καὶ διοικήσεως») πού μοιάζουν μ' αὐτά. Τὸ φαινόμενο αὐτὸ εἶναι πῶς ἐντονο γιὰ τὶς σχολές τοῦ ΕΜΠ καὶ λιγότερο γιὰ τὶς Πολυτεχνικὲς Θεσσαλονίκης καὶ Πατρῶν, πού γειτονεύουν ἐπίσης με τὶς ἐπαγγελματικές κατηγορίες 3 καὶ 4.

Ἡ γειτνίασιν μιᾶς σχολῆς με μιά ἢ περισσότερες ἐπαγγελματικές κατηγορίες δὲν μπορεί νὰ ἐρμηνευτεῖ με τὸν ἴδιον τρόπο πού ἐρμηνεύεται ἡ γειτνίασιν δύο σχολῶν (δηλαδή σάν ὁμοιότητα τῶν ἀντιστοιχῶν προφίλ), ἀλλὰ σέ γενικὲς γραμμὲς καὶ κάτω ἀπὸ συγκεκριμένους ὅρους ἐκφράζει τὴν «ὑπεραντιπροσώπωση» αὐτῶν τῶν ἐπαγγελματικῶν κατηγοριῶν

26. Βλ. Στατιστικὴ τῆς Ἑκπαίδευστος κατὰ τὸ σχολικὸν ἔτος 1969-70, Ἀνωτάτη Ἑκπαίδευσις, πινάκας 5, σσ. 27-29, ἐκδ. ΕΣΥΕ, Ἀθῆναι 1971. Στατιστικὴ τῆς Ἑκπαίδευστος κατὰ τὸ ἀκαδημαϊκὸν ἔτος 1964-65, Ἀνωτάτη Ἑκπαίδευσις, πινάκας 5, σσ. 52-55, ἐκδ. ΕΣΥΕ, Ἀθῆναι 1967. Στατιστικὴ τῆς Ἑκπαίδευστος κατὰ τὸ ἀκαδημαϊκὸν ἔτος 1959-60, Ἀνωτάτη Ἑκπαίδευσις, πινάκας 8, σσ. 44-45, ἐκδ. ΕΣΥΕ, Ἀθῆναι 1962.

27. Στὸ βαθμὸ πού οἱ σχολές αὐτές, ὅπως θά δοῦμε, θεωροῦνται γενικὰ ὡς «καλύπτερες», τὸ φαινόμενο πού παρατηρεῖται γιὰ τὶς κατηγορίες 2 καὶ 9 θά μπορούσε νὰ θεωρηθεῖ ὡς ἐνδειχὴ «κοινωνικῆς ἀνόδοι».

μεταξύ των φοιτητών της σχολής (βλ. § 1.2.3.). Ο όρος «υπεραντιπροσώπευση» (άντιστ. «υποαντιπροσώπευση») σημαίνει ότι η αναλογία των φοιτητών που προέρχονται από μία επαγγελματική κατηγορία είναι μεγαλύτερη (άντιστ. μικρότερη) από τον μέσον όρο για το σύνολο των ΑΕΙ. Στο βαθμό βέβαια που αυτός ο μέσος όρος αντανakλά την ανισότητα, για τις διάφορες επαγγελματικές κατηγορίες, των ευκαιριών πρόσβασης στα ΑΕΙ, οι όροι «υπεραντιπροσώ-

πευση» και «υποαντιπροσώπευση» εκφράζουν τις διαφοροποιήσεις παίρνοντας ως βάση αυτό το βαθμό ανισότητας.

Οι σχολές (ή τμήματα) των τριών Πολυτεχνείων, παρόλο που μπορούμε να θεωρήσουμε ότι αποτελούν μία ενιαία ομάδα, παρουσιάζουν και μεταξύ τους σημαντικές διαφοροποιήσεις. Οι σχολές του ΕΜΠ εμφανίζουν μεγαλύτερη συνάφεια προς τις ομάδες των επαγγελματικών κατηγοριών 1, 2 και 9 απ' ό,

τά αντίστοιχα τμήματα των Πολυτεχνικών Θεσσαλονίκης και Πατρών, και διακρίνονται, με βάση τις μεταξύ τους διαφοροποιήσεις, σε τρεις ομάδες: την πρώτη αποτελεί μόνη της η 'Αρχιτεκτονική, τη δεύτερη οι σχολές Πολιτικών Μηχανικών, Μηχανολόγων-Ηλεκτρολόγων, Ναυπηγών και Χημικών, και την τρίτη οι σχολές Μεταλλειολόγων και Τοπογράφων. Μεταξύ των τμημάτων των Πολυτεχνικών Θεσσαλονίκης και Πατρών δεν φαίνεται να υπάρχει μία αντίστοιχη ομάδαποίηση ούτε μία αντίστοιχη ιεράρχηση—με εξαίρεση την 'Αρχιτεκτονική Θεσσαλονίκης που μοιάζει με την 'Αρχιτεκτονική 'Αθηνών περισσότερο απ' ό,τι η τελευταία με τις υπόλοιπες σχολές του ΕΜΠ, έτσι ώστε να μπορεί να θεωρηθεί πως αυτές οι δύο σχολές, μαζί με την ΑΣΚΤ, αποτελούν μία τελειώς ξεχωριστή ομάδα. Οι παραπάνω παρατηρήσεις οδηγούν στην υπόθεση ότι, συνολικά, το σχήμα 3 μάς δίνει μία εικόνα ιεράρχησης των σχολών (ή τμημάτων) των τριών Πολυτεχνείων που φαίνεται να αντανακλά την (εμπειρικά γνωστή) κλίμακα προτιμήσεων των υποψηφίων, με ιδιαίτερα τονισμένη την ιδιομορφία των 'Αρχιτεκτονικών σχολών.

Μία δεύτερη έντονα διαφοροποιούμενη ομάδα αποτελούν τα τμήματα ξένων γλωσσών των Φιλοσοφικών Σχολών 'Αθηνών και Θεσσαλονίκης—με εξαίρεση το τμήμα 'Ιταλικών της Θεσσαλονίκης—πού βρίσκονται επίσης στην κορυφή του νέφους παρουσιάζοντας σύνθεση επαγγελματικές προελεύσεις παρόμοια μ'αυτή των Πολυτεχνείων και σημαντικά διαφορετική από τα υπόλοιπα τμήματα των Φιλοσοφικών Σχολών. Μία υπόθεση για την έρμηνεια αυτής της ιδιομορφίας των τμημάτων ξένων γλωσσών μπορεί να είναι ότι, για ένα σημαντικό μέρος των φοιτητών και ιδιαίτερα των φοιτητριών τους, τα τμήματα αυτά δεν αποτελούν απαραίτητη βαθμίδα για τη μεταγενέστερη επαγγελματική τους ένταξη, καθώς επίσης και ότι για την εισαγωγή στα τμήματα αυτά προαπαιτείται η γνώση, ως ένα βαθμό, της αντίστοιχης ξένης γλώσσας.

Μία τρίτη ομάδα αποτελούν η 'Ιατρική και η 'Οδοντιατρική 'Αθηνών, που γειτονεύουν μεταξύ τους και με τα «έλευθερία επαγγέλματα» κοντά στις δύο αυτές σχολές βρίσκεται και το Φαρμακευτικό τμήμα της Φυσικομαθηματικής 'Αθηνών. Η 'Ιατρική, 'Οδοντιατρική και το Φαρμακευτικό Θεσσαλονίκης γειτονεύουν επίσης μεταξύ τους αλλά βρίσκονται σ' αρκετή απόσταση από τις αντίστοιχες σχολές των 'Αθηνών και προς το κέντρο του διαγράμματος.

Οι σχολές που αναφέραμε ως τώρα, μαζί με το Βιολογικό της Φυσικομαθηματικής 'Αθηνών και το τμήμα Δημόσιας Διοίκησης της Νομικής 'Αθηνών, αποτελούν την κορυφή του νέφους. Σε αντίθεση προς αυτές υπάρχει μία ομάδα σχολών, που είναι δυνατό να χαρακτηριστούν ως βάση του νέφους, και

πού γειτονεύουν με τα «γεωργικά επαγγέλματα». Την ομάδα αυτή αποτελούν οι δύο Θεολογικές Σχολές ('Αθηνών και Θεσσαλονίκης), μερικά τμήματα της Φιλοσοφικής και Νομικής Θεσσαλονίκης, το τμήμα Φιλολογίας της Φιλοσοφικής 'Αθηνών, όλο σχεδόν το Πανεπιστήμιο 'Ιωαννίνων, ένα τμήμα της Φυσικομαθηματικής του Πανεπιστημίου Πατρών, μερικές σχολές με «άγροτικό» αντικείμενο σπουδών (Γεωπονική 'Αθηνών, Γεωπονοδασολογική Θεσσαλονίκης, Κτηνιατρική Θεσσαλονίκης), καθώς και δύο μαζικές σχολές, η Πάντειος και η Βιομηχανική Θεσσαλονίκης. Για τις δύο τελευταίες είναι χαρακτηριστικό ότι διαφοροποιούνται αισθητά από την ΑΣΟΕΕ και τη Βιομηχανική Πειραιώς, οι οποίες βρίσκονται σε αρκετή απόσταση από τους «άγρότες» και γειτονεύουν βασικά με τους «εργάτες», καθώς και με τις επαγγελματικές κατηγορίες 3 και 4.

Τα υπόλοιπα σημεία του διαγράμματος—δηλαδή τα περισσότερα τμήματα των Νομικών, Φιλοσοφικών και Φυσικομαθηματικών σχολών—βρίσκονται σχετικά κοντά στην τομή των άξονων και αποτελούν κατά κάποιο τρόπο το κέντρο του διαγράμματος. Οι μεταξύ τους διαφοροποιήσεις, ως προς τον πρώτο άξονα, εκφράζουν την ιεράρχηση ανάμεσα στα διάφορα τμήματα κάθε σχολής και τη συνολική διαφορά μεταξύ 'Αθηνών και επαρχίας (συμπεριλαμβανόμενης και της Θεσσαλονίκης). Πράγματι, όπως φαίνεται στο σχήμα 4—όπου παριστάνονται τα τμήματα των Νομικών, Φιλοσοφικών και Φυσικομαθηματικών σχολών με εξαίρεση τα τμήματα ξένων γλωσσών—, όλα τα τμήματα των τριών σχολών της 'Αθήνας έχουν θετικές συντεταγμένες ως προς τον πρώτο άξονα (με εξαίρεση το Φιλολογικό και το τμήμα συνδιδασκαλίας της Φιλοσοφικής), ενώ όλα τα τμήματα των αντίστοιχων σχολών της επαρχίας έχουν αρνητικές συντεταγμένες (με εξαίρεση το Φαρμακευτικό και το Βιολογικό Θεσσαλονίκης). Στο έσωτερικό κάθε σχολής—ιδιαίτερα στην 'Αθήνα—οι διαφοροποιήσεις μεταξύ των τμημάτων μάς δίνουν επίσης μία εικόνα ιεράρχησης τους, που φαίνεται να αντανακλά την κλίμακα προτιμήσεων των υποψηφίων. Ως προς το δεύτερο άξονα, οι διαφοροποιήσεις μεταξύ των τμημάτων αντανακλούν κυρίως την αντίθεση μεταξύ θετικών και θεωρητικών σχολών.

Οι παραπάνω παρατηρήσεις, σχετικά με την ταξινόμηση των σχολών (ή τμημάτων) και τη θέση τους ως προς τους δύο άξονες, επιτρέπουν μία νέα έρμηνεία των άξονων που συμπληρώνει αυτήν που δόθηκε στην § 2.2.2. 'Ο πρώτος άξονας—πού σε όρους επαγγελματικών κατηγοριών εξέφραζε κυρίως την αντίθεση μεταξύ «άγροτικών» και «έλευθερίων επαγγελμάτων»— αντανακλά επίσης μία ιεράρχηση των σχολών σύμφωνα με την κοινωνική τους άκτινοβολία και τις προτιμήσεις των υποψηφίων (ιεράρχηση που έμπεριέχει τη διαφοροποίηση μεταξύ

Ἀθῆνας καὶ ἐπαρχίας). Ἡ ταύτιση τῶν δύο ἐρμηνειῶν εἶναι ἰδιαίτερα σαφὴς γιὰ τὴν κορυφὴ καὶ τὴ βάση τοῦ νέφους, ποῦ ἀποτελοῦνται ἀντίστοιχα ἀπὸ τίς σχολές ποῦ γειτονεύουν μὲ τὰ «ἐλευθέρια» καὶ τὰ «ἀγροτικά» ἐπαγγέλματα. Ὅσον ἀφορᾷ τὸ δεύτερο ἄξονα, ἡ διπλὴ του ἐρμηνεία μᾶς προσφέρει μιὰ σημαντικὴ ἐνδειξὴ γιὰ τὸ συσχετισμὸ σχολῶν καὶ ἐπαγγελματικῶν κατηγοριῶν στὸ βαθμὸ πού, σὲ ἐπίπεδο ἐπαγγελμάτων, διαφοροποιεῖ τίς σχολοὺς 3, 4 καὶ 6 ἀπὸ τίς κατηγορίες 1 καὶ 5, ἐνῶ σὲ ἐπίπεδο σχολῶν διαφοροποιεῖ, μὲ μερικές ἐξαιρέσεις, τίς θετικές ἀπὸ τίς θεωρητικές.

2.3. Συμπεράσματα

Τὰ βασικὰ συμπεράσματα ποῦ ἀπορρέουν ἀπὸ τὴν ἀνάλυση τοῦ πίνακα τῶν δεδομένων ἀφοροῦν τὴν ἐντομὴ διαφοροποίησης/ἐπαρχοῦσης τῶν σχολῶν, ὡς πρὸς τὴν προέλευση τῶν φοιτητῶν τους, καὶ τίς σχέσεις ποῦ ὑπάρχουν ἀνάμεσα στὴν κοινωνικο-επαγγελματικὴ καταγωγὴ καὶ τὴ σχολὴ φοίτησης, (λόγω ἐκλογῆς τοῦ ὑποψηφίου ἢ/καὶ λόγω ἐπιλογῆς μέσῳ τοῦ συστήματος τῶν ἐξετάσεων). Οἱ σχέσεις αὐτὲς προσφέρουν ἐπίσης ὁρισμένες ἐνδείξεις ὅσον ἀφορᾷ τὴν ἀνισότητα τῶν εὐκαιριῶν πρόσβασης στὶς διάφορες σχολές τῶν ΑΕΙ, ἂν καὶ βασικὴ ἐπιδιὼξ ἁυτοῦ τοῦ ἔργου δὲν εἶναι ἡ μελέτῃ αὐτῆς τῆς ἀνισότητος ἀλλὰ ὁ ἐντοπισμὸς τοῦ τρόπου κατανομῆς καὶ τῶν διαφοροποιήσεών της κατὰ σχολή.²⁸

Ὅπως διαπιστώθηκε, μιὰ σειρά σχολές (π.χ. σχολές Πολυτεχνείων—καὶ κυρίως Ἀρχιτέκτονες καὶ Πολιτικοὶ Μηχανικοὶ—Ἱατρικὴ, Ὀδοντιατρικὴ, Φαρμακευτικὴ κτλ.) ποῦ ὡδηγοῦν στὴν ἀναπαγωγὴ ἐλευθερίων ἐπαγγελμάτων, χαρακτηρίζονται ἐπίσης καὶ ἀπὸ μιὰ ὑπεραντιπροσώπευση τῶν φοιτητῶν, ποῦ προέρχονται ἀπ' αὐτὴ τὴν ἐπαγγελματικὴν κατηγορίαν. Φυσικὰ, μιὰ λεπτομερέστερη ἀνάλυση ὡς πρὸς τὸ εἶδος τοῦ ἐλευθερίου ἐπαγγέλματος, θὰ μπορούσε νὰ προσφέρει μερικές πολὺ πρὸ συγκεκριμένες ἐνδείξεις σχετικὰ μὲ τὴ διαδικασία ἐνδογενοῦς ἀναπαραγωγῆς αὐτῶν τῶν ἐπιστημονικοεπαγγελματικῶν ὁμάδων. Ἀντίθετα, μιὰ σειρά σχολῶν, ποῦ ἔχουν ἄμεση σχέση μὲ τὴν ἀγροτικὴ παραγωγὴ (π.χ. Γεωπονικὴ, Κτηνιατρικὴ κτλ.) καὶ μὲ τὴν ἐπίδραση τῆς κυρίαρχης, στὶς ἀγροτικές περιοχές, ιδεολογίας (Θεολογικές) ἢ ἀποτελοῦν εὐκολὴ διαδικασία ἐντα-

ξης στὴν κρατικὴ μηχανὴ (Πάντειος, σχολές «παραγωγῆς» καθηγητῶν μέσης ἐκπαίδευσης, ὅπως π.χ. οἱ Θεολογικὲς καὶ τὰ Φιλολογικὰ τμήματα), χαρακτηρίζονται ἀπὸ μιὰ ὑπεραντιπροσώπευση τῶν γεωργικῶν ἐπαγγελμάτων.²⁹ Οἱ σχέσεις αὐτῆς καὶ οἱ διαφοροποιήσεις μεταξὺ σχολῶν καθὼς καὶ μεταξὺ τῶν τμημάτων κάθε σχολῆς, καὶ συνολικὰ μεταξὺ Ἀθῆνας καὶ ἐπαρχίας, ὅπως λεπτομερέστερα παρουσιάστηκαν στὴν § 2.2., ὡδηγοῦν σὲ μιὰ ἐρᾶρρηση τῶν σχολῶν, ποῦ φαίνεται νὰ ἀντανακλᾷ, σὲ γενικὲς γραμμές, μιὰ ἐρᾶρρηση³⁰ ποῦ ἐκφράζεται ἀπὸ τὴν (ἐμπειρικὰ γνωστὴ) κλίμακα προτιμήσεων τῶν ὑποψηφίων.³¹

Φυσικὰ, πολλὰ ἀπὸ τὰ συμπεράσματα ποῦ διατυπώθηκαν, μὲ βάση τὴν ἀνάλυση τοῦ ἀρχικοῦ πίνακα δεδομένων, εἶναι γνωστά (τουλάχιστον ἐμπειρικὰ) σ' αὐτοὺς ποῦ ἔχουν ἀσχοληθεῖ ἐπιστημονικὰ ἢ/καὶ πρακτικὰ μὲ τὸ συγκεκριμένο θέμα. Ὅπως καὶ ὁποιοδήποτε ἄλλη μέθοδος τῆς Περιγραφικῆς Στατιστικῆς, ἡ ΠΑΑ δὲν προσθετὲι πρωτογενεῖς «πληροφορίες» ἀλλὰ ἀναλύνει καὶ ἐπεξεργάζεται τὴν «πληροφορία» ποῦ περιέχεται στὸν πίνακα δεδομένων, προσφέροντάς μιὰ συνθετικὴ εἰκόνα τῆς. Μὲ τὸν τρόπο αὐτό, διευκολύνει τὸν ἐντοπισμὸ τῶν σχέσεων καὶ τὴ διατύπωση τῶν ὑποθέσεων, ποῦ θὰ ἀποτελέσουν τὸ ἀπαραίτητο ὑπόβαθρο μιᾶς γενικότερης ἐρμηνείας.

29. Τὸ ἴδιο ἰσχύει, καὶ σὲ μεγαλύτερο μάλιστα βαθμὸ, γιὰ τίς Παιδαγωγικὲς Ἀκαδημίες, ὅπως προκύπτει ἀπὸ μιὰ ἀνάλυση τῆς ἐπαγγελματικῆς καταγωγῆς τῶν σπουδαστῶν τους.

30. Θὰ πρέπει νὰ τονιστεῖ ὅτι γιὰ τοὺς συγγραφεῖς τοῦ ἀρθροῦ ἡ ἐρᾶρρηση αὐτὴ δὲν ἔχει καμιά ἀπολύτως ἀξιολογικὴ ἐννοία. Εἶναι ὅμως γνωστὸ ὅτι ἡ ἐρᾶρρηση τῶν σχολῶν (ὅπως καὶ ἡ ἐρᾶρρηση τῶν ἐπαγγελμάτων) ἀντιστοιχεῖ, στὶς ἀτομικὲς καὶ συλλογικὲς παραστάσεις, μὲ μιὰ ἀξιολογικὴ ἐρᾶρρηση. Ἡ ἐρμηνεία, ὁ ἐπιπτώσεις καὶ ἡ διαδικασία ἀναπαραγωγῆς αὐτῆς τῆς ἀντιστοιχίας ἐξεφεύγουν προφανῶς ἀπὸ τὰ πλαίσια αὐτοῦ τοῦ ἀρθρου.

31. Τὰ συμπεράσματα αὐτοῦ τοῦ ἀρθρου ἀφοροῦν τῇ σχολῇ ὅπου φοιτᾷ ὁ φοιτητὴς καὶ ὄχι, φυσικὰ, τῇ σχολῇ ὅπου θὰ ἐπιθυμοῦσε νὰ φοιτήσει. Κι αὐτὸ γιατί, ἐκτός τῶν ἄλλων, δὲν ἔχουν δημοσιευτεῖ τὰ ἀντίστοιχα στοιχεῖα. Τὰ στοιχεῖα ὅμως αὐτὰ ὑπάρχουν ἀπὸ τὸ 1964 καὶ μετὰ καὶ εἶναι ἡ σειρά προτίμησης τῶν διαφόρων σχολῶν, ὅπως τὴν καθορίζουν οἱ ὑποψήφιοι. Ἡ ἀνάλυση αὐτῶν τῶν προτιμήσεων θὰ μπορούσε νὰ προσφέρει μερικὰ χρήσιμα συμπεράσματα ὡς πρὸ τὴν ἐρᾶρρηση ποῦ ἔχουν οἱ διάφορες σχολές στὶς προτιμήσεις/ἐπιθυμίες τῶν ὑποψηφίων, δηλαδὴ ὡς πρὸς τὴν εἰκόνα ποῦ ἔχει τὸ κοινὸ γὰ τίς διάφορες σχολές. Καὶ κυρίως μιὰ ἀνάλυση αὐτῶν τῶν προτιμήσεων σὲ σχέση μὲ τὴν κοινωνικοεπαγγελματικὴ καταγωγὴ θὰ ἐδειχνε ἴσως τὸ βαθμὸ ἀναπαραγωγῆς, στὴν ιδεολογία τῶν διαφόρων κοινωνικῶν στρωμάτων, μιᾶς συγκεκριμένης μορφωτικῆς (καὶ ἐπομένως ἐπαγγελματικῆς) ἐρᾶρρησης καθὼς ἐπίσης καὶ τὴν πορεία ποῦ θεωρεῖται πρὸς πρόσφορη (καὶ βατὴ) γιὰ κοινωνικὴ ἀνοδο.

28. Σχετικὰ μὲ τὴν ἀνισότητα τῶν εὐκαιριῶν πρόσβασης στὴν Ἀνώτατὴ Ἑκπαίδευση, βλ. ἐνδεικτικὰ Ἰ. Λαμπιρὴ-Δημάκη, *Πρὸς μίαν Ἑλληνικὴν Κοινωνιολογίαν τῆς Παιδείας*, 2 τόμοι, ἐκδ. ΕΚΚΕ, Ἀθῆνα 1974, Μ. Ἥλιου, «Γεωγραφικὴ κατανομὴ ἐκπαιδευτικῶν εὐκαιριῶν», *Ἑπιθεώρηση Κοινωνικῶν Ἑρευνῶν*, τευχ. 28, σσ. 259-274, καὶ Κ. Τσουκαλά, «Ὁ κοινωνικὸς ρόλος τῆς ἐκπαίδευσης στὴ Νεώτερη Ἑλλάδα», *Μαθηματικὴ Ἑπιθεώρηση*, τευχ. 6 (Ἰούνης 1977), σσ. 44-74. Σχετικὲς μελέτεις γίνονται ἐπίσης καὶ στὰ πλαίσια τοῦ τρίτου ἐκπαιδευτικοῦ προγράμματος τοῦ Ὑπ. Παιδείας.

(μικρότερη)

Στοιχειώδεις ΑΕΙ (1973-74) κατά σχολή (ή τμήμα) και επάγγελμα του πατέρα

[illegible]