

## παραγοντική ανάλυση δεδομένων

Σχέσεις κοινωνικοπαγγελματικής προέλευσης  
καί σχολής φοίτησης  
για τούς σπουδαστές τών ΑΕΙ

τῶν  
**Μιχάλη Μειμάρη**

Μαθηματικού -Δρα Στατιστικής

καί  
**Ἡλία Νικολακόπουλου**

Ἐρευνητῆ στό ΕΚΚΕ

0.1 Ἡ συλλογή δεδομένων, ἀπαραίτητη στίς περισσότερες ἐπιστῆμες, ὀδηγεῖ συχνά σέ ἀγκώδη ἀρχαία πρωτογενῶν παρατηρήσεων, πού συστηματοποιοῦνται σέ πίνακες μεγάλων διαστάσεων πλούσιους σέ πληροφορίες, τούς ὁποίους ὁμως δύσκολα μπορούμε νά ἐπεξεργαστοῦμε μέ τίς παραδοσιακές μεθόδους τῆς στατιστικῆς. Ἔτσι, γιά τή συνθετική παρουσίαση μεγάλων πινάκων ἀριθμητικῶν δεδομένων, ἔχουν ἀναπτυχθεῖ τά τελευταῖα χρόνια διάφορες μέθοδοι καί τεχνικές, οἱ ὁποῖες ἀνήκουν στήν «Ἀνάλυση Δεδομένων», κλάδο πού μερικοί προτιμοῦν νά ὀνομάζουν «πολυδιάστατη (ἢ πολυμεταβλητή) στατιστική ἀνάλυση», ὥστε νά τονίζουν τή σχέση της μέ τίς μεθόδους τῆς κλασικῆς περιγραφικῆς στατιστικῆς, τῆς ὁποίας ἀποτελεῖ γενίκευση. Ἡ χρησιμοποίηση τῶν μεθόδων αὐτῶν, ἐξαιτίας τοῦ ὄγκου τῶν στοιχείων καί τῆς πολυπλοκότητας τῶν ὑπολογισμῶν, συμβαδίζει μέ τή γενίκευση τῆς χρήσης τῶν ἠλεκτρονικῶν ὑπολογιστῶν, καί γι' αὐτό πολλές τεχνικές τῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων ἀναπτύχθηκαν καί διαδόθηκαν χάρη σ' αὐτούς. Οἱ διάφορες μέθοδοι τῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων στηρίζονται σέ ἓνα κοινό κορμό βασικῶν ἰδεῶν καί ἐπιδιώκουν γενικά νά παραμείνουν ὅσο τό δυνατόν πλησιέστερα στά δεδομένα, ἐλαχιστοποιώντας, σέ μία πρώτη διερευνητική φάση, τίς α ἰριεῖς ὑποθέσεις, γεγονός πού διευκολύνει τή χρησιμοποίησή τους ἀπό διάφορους ἐπιστημονικούς κλάδους (π.χ. κοινωνιολογία, ψυχολογία, οικονομικές ἐπιστῆμες, ἱατρική, φυσικές ἐπιστῆμες κτλ.). Στίς κοινωνικές ἐρευνες οἱ μέθοδοι τῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων προσφέρουν καινούργιες δυνατότητες γιατί—ἐκτός τοῦ ὅτι ἐπιτρέπουν τή γρήγορη ἐπεξεργασία καί εὐχρηστή παρουσίαση ἑνός μεγάλου πλήθους ἀριθμητικῶν δεδομένων—μποροῦν νά χρησιμοποιηθοῦν τόσο κατά τή διαδικασία ἐπαλήθευσης ὑποθέσεων ὅσο καί κατά τή διαδικασία διατύπωσης τους, στό μέτρο πού τίς περισσότερες φορές ἡ ἐφαρμογή τους δέν προϋποθέτει τήν ὑπάρξη ἑνός δλοκληρωμένου συστήματος ὑποθέσεων.<sup>1</sup>

0.2. Τό ἄρθρο αὐτό ἀποσκοπεῖ στό νά παρουσιάσει τίς βασικές ἔννοιες μᾶς ἀπό τίς μεθόδους τῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων, τῆς Παραγοντικῆς Ἀνά-

1. Γιά μία ἐκλαϊκευμένη, ἀλλά ἄρτια, περιληπτική παρουσίαση τῶν βασικῶν ἰδεῶν καί μεθόδων τῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων, βλ. E. Diday καί L. Lebart, *L'analyse des données*, στό περιοδικό *La recherche*, τεύχ. 74 (Ἰανουάριος 1977), σ. 15-25. Γιά μία πλήρη μαθηματική παρουσίαση τῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων μέ συγκεκριμένες πρακτικές ἐφαρμογές, βλ. Benzecri J.-P., *Analyse des données*; tome I: *La taxinomie*; II: *L'analyse des correspondances*, Dunod, Παρίσι, 1973. Ἐπίσης 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. Ἰόρκη 1958 καί W. Cooley καί P. Lohnes, *Multivariate Data Analysis*, Wiley, N. Ἰόρκη 1971.

σης Ἀντιστοιχιῶν (ΠΑΑ), καὶ νὰ δείξει, πάνω σέ ἓνα συγκεκριμένο παράδειγμα, τὸν τρόπο, τίς δυνατότητες καὶ τὰ ὅρια τῆς χρησιμοποίησής της στὴν ἀνάλυση κοινωνικῶν δεδομένων.

Τὸ ἄρθρο χωρίζεται σέ δύο μέρη: Στὸ πρῶτο γίνεται, σέ δύο ἐπίπεδα, μιά γενική παρουσίαση τῆς μεθόδου. Στὶς παραγράφους 1.1. καὶ 1.3. δίνονται, μὲ τρόπο ποὺ δὲν προϋποθέτει καμιά ιδιαίτερη μαθηματικὴ παιδεία, οἱ τελειῶς ἀπαραίτητες πληροφορίες σχετικά μὲ τὴν ΠΑΑ. Ἡ ἀνάγνωση αὐτῶν τῶν δύο παραγράφων ἀρκεῖ γιὰ τὴν κατανόηση τοῦ δευτέρου μέρους αὐτοῦ τοῦ ἀρθρου, μὲ ἐξαιρέση μερικές υποσημειώσεις. Στὴν παράγραφο 1.2. γίνεται μιά πλὴν λεπτομερειακὴ παρουσίαση τῆς μεθόδου—ὄχι βέβαια ἀσύστηρά μαθηματικὴ—γιὰ τὴν κατανόηση τῆς ὁποίας εἶναι χρήσιμο ὁ ἀναγνώστης νὰ διαθέτει μερικές βασικές γνώσεις περιγραφικῆς στατιστικῆς.

Στὸ δεύτερο μέρος ἡ ΠΑΑ ἐφαρμόζεται στὴ μελέτῃ πινάκων ποὺ ἀφοροῦν τὴν κατάταξη τῶν φοιτητῶν τῶν ΑΕΙ ὡς πρὸς τὴ σχολὴ (ἢ τὸ τμήμα) στὴν ὁποία σπουδάζουν καὶ ὡς πρὸς τὸ ἐπάγγελμα τοῦ πατέρα τους. Ἡ ἀνάλυση τῶν πινάκων αὐτῶν, μὲ τὴ βοήθεια τῆς ΠΑΑ, ὀδηγεῖ στὴν ἐξαγωγή μιάς σειράς συμπερασμάτων ὡς πρὸς τὴν ταξινομήση τῶν σχολῶν σέ σχέση μὲ τὴν προέλευση τῶν φοιτητῶν τους καὶ ὡς πρὸς τίς σχέσεις ποὺ ὑπάρχουν ἀνάμεσα στὴν κοινωνικοεπαγγελματικὴ προέλευση καὶ τὴ σχολὴ φοίτησης.

## 1. ἡ παραγοντικὴ ἀνάλυση ἀντιστοιχιῶν

### 1.1. Γενικές ἔννοιες

Ἡ Παραγοντικὴ Ἀνάλυση Ἀντιστοιχιῶν (ΠΑΑ) ἀνήκει στὶς παραγοντικὲς μεθόδους ἀνάλυσης δεδομένων,<sup>2</sup> οἱ ὁποῖες μπορεῖ νὰ θεωρηθοῦν ὅτι προέρχονται ἀπὸ τὴν Παραγοντικὴ Ἀνάλυση τῶν ψυχολόγων. Ἐπίδωξη τῶν ψυχολόγων ἦταν νὰ προσδιορίσουν, μὲ βάση τὴ βαθμολόγησι μιάς σειράς ἀτόμων σέ διάφορα τέρτα, μιά ἢ περισσότερες ἐρμηνευτικὲς μεταβλητές (π.χ. εὐφυΐα) καὶ νὰ ταξινομήσουν τὰ ἄτομα ὡς πρὸς αὐτές. Ἱστορικά, ἡ πρώτη ἀπάντησις σ' αὐτὸ τὸ πρόβλημα δόθηκε τὸ 1904 ἀπὸ τὸν Ch. Spearman.<sup>3</sup> Ἡ βασικὴ ὑπόθεσις τοῦ μοντέλου τοῦ Spearman ἐκφράζεται ἀπὸ ἓνα σύστημα ἐξισώσεων:

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

ὅπου  $Z_{ij}$  συμβολίζει τὸ βαθμὸ ἐπιτυχίας τοῦ ἀτόμου  $i$  στὸ τέστι  $j$ , ἐνῶ τὰ  $F_i$  καὶ  $e_{ij}$ —ποὺ προέρχονται ἀπὸ τὴ λύσι τοῦ συστήματος— δὲν εἶναι ποσότητες ποὺ μποροῦν νὰ παρατηρηθοῦν. Τὰ  $F_i$  ὀρίζουν μιά ὑποθετικὴ μεταβλητὴ—λέγεται ἐπίσης καὶ παράγοντας—τὴν ὁποία ὁ Spearman ἐρμήνευε ὡς εὐφυΐα καὶ ἡ ὁποία εἶναι κοινὴ γιὰ ὅλα τὰ τέστι  $j$  ( $j=1, \dots, m$ ) καὶ καθορίζει γιὰ κάθε ἄτομο  $i$ , τὸ βαθμὸ ἐπιτυχίας του σ' αὐτὰ. Οἱ συντελεστὲς  $a_j$  μετρᾶνε τὴ σημασία τῆς μεταβλητῆς αὐτῆς γιὰ κάθε τέστι  $j$  καὶ οἱ ὄροι  $e_{ij}$  τὴν ἰκανότητα τοῦ ἀτόμου  $i$  σέ σχέση μὲ τοὺς ἰδιαιτέρους παράγοντες ἐπιτυχίας τοῦ τέστι  $j$ . Τὸ θεωρητικὸ ἐνδιαφέρον τοῦ μοντέλου τοῦ Spearman εἶναι ὅτι μπορεῖ, κατ' ἄρχην, νὰ ἐφαρμοστέι ὄχι μόνο στὴν ψυχολογία ἀλλὰ καὶ σέ κάθε περίπτωσι, ὅπου ἐπιδιώκουμε νὰ ταξινομήσουμε ἄτομα γιὰ τὰ ὁποῖα ἔχουν ὀριστεῖ ἓνα σύνολο ποσοτικῶν χαρακτηριστικῶν. Γι' αὐτὸ καὶ ἀποτελεῖ τὸ πρότυπο ὅλων σχεδῶν τῶν παραγοντικῶν μοντέλων ποὺ προτάθηκαν ἀργότερα γιὰ τὴ λύσι τοῦ προβλήματος κατασκευῆς τυπολογιῶν.

Μέ τὸν καιρὸ ἡ Παραγοντικὴ Ἀνάλυση τῶν ψυχολόγων πλουτίστηκε καὶ διαφοροποιήθηκε σημαντικά,<sup>4</sup> ὀδηγώντας βαθμιαία στὴ διαμορφῶσι τῶν κυριότερων παραγοντικῶν μεθόδων τῆς σημερινῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων (Ἀνάλυση σέ Κύριες Συνιστώσες, ΠΑΑ, κτλ.). Ἐξαιτίας τῆς ἰδιομορφίας τοῦ πρώτου πεδίου ἐφαρμογῆς της, ἡ Παραγοντικὴ Ἀνάλυση ἀναπτύχθηκε γιὰ ἄρκετὰ χρόνια μὲ τρόπο αὐτόνομο, γεγονός ποὺ ἐξηγεῖ τὴν ἰδιαίτερα ὀρολογία ποὺ χρησιμοποιοῦν καὶ σήμερα οἱ παραγοντικὲς μέθοδοι τῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων. Στὴ σημερινὴ τῆς μαθηματικῆς μορφή ἡ Παραγοντικὴ Ἀνάλυση Ἀντιστοιχιῶν ἄρχισε νὰ διαμορφῶνεται γύρω στὸ 1940 ἀπὸ τίς ἐργασίαι τοῦ R. A. Fisher, ἀλλὰ ολοκληρώθηκε καὶ ἐμφανίστηκε ὡς αὐτόνομη μέθοδος κυρίως χάρις στὶς ἐργασίαι τοῦ J. P. Benzecri (1964-65) ποὺ, συστηματικοποιώντας τὸ σύνολο τῶν ἀλγεβρικῶν ἰδιοτήτων τῆς μεθόδου, ἀπόδειξε τὸ ἐνδιαφέρον καὶ τὴν πολυπλευρὴν χρησιμότητά της.<sup>5</sup>

Ἡ ΠΑΑ ἐφαρμόζεται κυρίως, ὅταν τὰ δεδομένα ποὺ ἔχουν συλλεγεί, δηλαδὴ τὰ δεδομένα ἀπὸ τὴν ἀνάλυση τῶν ὁποίων περιμένουμε πληροφορίες γιὰ τὴ δόμησι τῆς πραγματικότητος ποὺ μελετᾶμε, συγκεντρῶνονται σ' ἓναν πίνακα συχνοτήτων ὡς πρὸς δύο ποιοτικὰ χαρακτηριστικά, δηλαδὴ σ' ἓναν πίνακα διπλῆς εἰσόδου τῆς ἐξῆς μορφῆς:

4. Ἡ ἀνάπτυξι τῆς Παραγοντικῆς Ἀνάλυσης ἐγινε μὲ ἄξονα τὸ περιοδικὸ *Psychometrika*, γύρω ἀπὸ τὸ ὁποῖο διαμορφώθηκε κυρίως ἡ ἀμερικανικὴ σχολὴ τῆς Ἀνάλυσης Δεδομένων.

5. Γιὰ τὴν ἱστορία τῆς ΠΑΑ, καὶ 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.

2. Γιὰ μιά ὀλοκληρωμένη 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.

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

Στήν τομή της γραμμής  $i$  και της στήλης  $j$  βρίσκεται ή 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 άποτελεί ο πίνακας που αναλύεται στην § 2.

Παρόλο που οι περισσότερες εφαρμογές της άφορουν πίνακες συχνοτήτων ως προς δύο ποιοτικά χαρακτηριστικά, ή ΠΑΑ μπορεί να εφαρμοστεί και όταν τα χαρακτηριστικά είναι ποσοτικά και γενικότερα σε κάθε περίπτωση πίνακα διπλής εισόδου μέσω του οποίου έρχονται σε αντίστοιχία δύο σύνολα  $A = (A_1, \dots, A_i, \dots, A_m)$  και  $B = (B_1, \dots, B_j, \dots, B_m)$  έτσι ώστε κάθε στοιχείο του A (π.χ. τό  $A_i$ ) να περιγράφεται 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 στοιχείο 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 ποσοτικού), τό σύνολο των τάξεων περισσότερων χαρακτηριστικών ή τά άτομα ενός πληθυσμού και ο πίνακας διπλής εισόδου μπορεί να είναι ένας πίνακας μέτρησεων<sup>6</sup> (όπου τό  $k_{ij}$  εκφράζει τό αποτέλεσμα της μέτρησης  $B_j$  τό στοιχείου  $A_i$ ), ένας πίνακας προτιμήσεων (όπου τό  $k_{ij}$  εκφράζει τό βαθμό προτίμησης τό  $B_j$  άπό τό  $A_i$ ), ένας πίνακας συμπτάσεων (όπου τό  $k_{ij}$  παίρνει μόνο τίς τιμές 1 και 0 άνάλογα με τό άν τό χαρακτηριστικό  $B_j$  εμφανίζεται ή όχι στό στοιχείο  $A_i$ ) κτλ.

6. Στούς πίνακες μέτρησεων εφαρμόζεται τίς περισσότερες φορές ή 'Ανάλυση σε Κύριες Συνιστώσες, της οποίας οι κυριότερες διαφορές άπό την ΠΑΑ έπισημαίνονται στην § 1.2.

1.2. Παρουσίαση της μεθόδου<sup>7</sup>

1.2.1. Τό πρώτο βήμα για την ανάλυση τό άρχικού πίνακα δεδομένων (βλ. παραγρ. 1.1.) με την ΠΑΑ είναι ή μετατροπή του άπό πίνακα άπόλυτων συχνοτήτων ( $k_{ij}$ ) σε πίνακα σχετικών συχνοτήτων ( $f_{ij}$ ),

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

Προφανώς έχουμε

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

Τά άθροίσματα κάθε γραμμής και κάθε στήλης τό νέου πίνακα,

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

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

λέγονται περιθωριακές συχνότητες της τάξης  $A_i$  και της τάξης  $B_j$  αντίστοιχα και όρίζουν τίς ονομαζόμενες περιθωριακές κατανομές ως προς τά χαρακτηριστικά A και B αντίστοιχα.

<sup>7</sup>Επίσης για 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  $A_i$ . Με αντίστοιχο τρόπο όρίζονται, για 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  $B_j$ .  
Για 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 τό στοιχείου  $i$ ). Τό  $P_i$  όρίζει αυτό που ονομάζεται υπό συνθήκη κατανομή των τάξεων τό χαρακτηριστικού B ως προς την τάξη  $A_i$ . Η συχνότητα  $f_i$  ονομάζεται μάζα της γραμμής  $i$ . Επομένως κάθε γραμμή

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

τοῦ πίνακα  $(f_{ij})$  μορεῖ νὰ παρασταθεῖ, στὸ χῶρο τῶν  $m$  διαστάσεων, ἀπὸ ἓνα σημεῖο—τὸ ὁποῖο ὀρίζεται ἀπὸ τὸ δίδυμμα  $P_i$ —εφοδιασμένο μὲ μῖα μάζα  $(f_i)$ . Μ' αὐτὸ τὸν τρόπο, οἱ  $n$  γραμμές τοῦ ἀρχικοῦ πίνακα παριστάνονται, στὸ χῶρο τῶν  $m$  διαστάσεων, ἀπὸ ἓνα νέφος  $n$  σημείων εφοδιασμένων μὲ μάζες.<sup>8</sup>

Γιὰ τὸν ὑπολογισμὸ τῶν ἀποστάσεων μεταξὺ τῶν σημείων τοῦ νέφους χρησιμοποιεῖται στὴν ΠΑΑ, ἡ  $\chi^2$ -ἀπόσταση (ἢ  $\chi^2$ -μετρικὴ) σύμφωνα μὲ τὴν ὁποία ἡ ἀπόσταση δύο γραμμῶν  $i$  καὶ  $i'$  εἶναι ἴση μὲ

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

Μὲ τὸν ἴδιον τρόπο ποὺ ὀρίζονται γιὰ τὶς γραμμές  $i$  ( $i=1, \dots, n$ ) οἱ ἔννοιες ὑπὸ συνθήκη συντότητα, προφίλ καὶ μάζα, ὀρίζονται οἱ ἴδιες ἔννοιες καὶ γιὰ τὶς στήλες  $j$  ( $j=1, \dots, m$ ). Ἐπομένως οἱ  $m$  στήλες τοῦ ἀρχικοῦ πίνακα μποροῦν νὰ παρασταθοῦν ἀπὸ ἓνα νέφος  $m$  σημείων εφοδιασμένων μὲ μάζες, στὸ χῶρο τῶν  $n$  διαστάσεων αὐτὴ τὴ φορά. Ὅπως καὶ προηγουμένα, οἱ ἀποστάσεις μεταξὺ τῶν σημείων αὐτῶν ὑπολογίζονται ἀπὸ τὴ  $\chi^2$ -μετρικὴ.<sup>9</sup> Ἔτσι, ἡ ἀπόσταση τῶν στηλῶν  $j$  καὶ  $j'$  εἶναι ἴση μὲ

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

1.2.2. Ἡ παράσταση τῶν γραμμῶν τοῦ πίνακα ποὺ ὄρισαμε πρὸ πάντων μᾶς ἐπιτρέπει νὰ ἐκτιμήσουμε, μὲ βάση τὴν ἀπόσταση (1), τὶς μεταξὺ τῶν γειννιάσεις ποὺ προσδιορίζουν τὴν ὁμοιότητα ἀνάμεσα στὶς διάφορες τάξεις τοῦ χαρακτηριστικοῦ  $A$ , σὲ σχέση πάντα πρὸς τὸ χαρακτηριστικὸ  $B$ . Ἡ μορφή τοῦ νέφους, καθορισμένη ἀπὸ τὶς θέσεις τῶν σημείων του, τὶς μάζες τους καὶ τὶς μεταξὺ τους ἀποστάσεις, ἐκφράζει τὸ σύνολο τῆς «πληροφορίας» ποὺ περιέχει ὁ ἀρχικὸς πίνακας. Ὅμως, ἐπειδὴ ἡ παράσταση τοῦ νέφους γίνεται σ' ἓνα χῶρο πολλῶν διαστάσεων, ἡ κεντρικὴ ἰδέα τῶν παραγοντικῶν μεθόδων, καὶ ἐιδικότερα τῆς ΠΑΑ, εἶναι ὁ καθορισμὸς ἑνὸς ὑποχώρου μικρότερης διάστασης στὸν ὁποῖο, ἂν προβλήθῃ τὸ νέφος τῶν σημείων, νὰ «παρამορφώνεται» τὸ λιγότερο δυνατὸ.

Ὁ προσδιορισμὸς τοῦ «ἄριστου», μὲ τὴν προηγουμένη ἔννοια, ὑποχώρου γίνεται μὲ μῖα διαδικασία ἀντίστοιχη, σὲ γενικὲς

8. Ἐπειδὴ  $\sum_{i=1}^m f_{.j} = 1$ , τὸ νέφος τῶν  $n$  σημείων βρίσκεται

σ' ἓναν ὑποχώρο, τὸ πολὺ  $m-1$  διαστάσεων.

9. Ἡ  $\chi^2$ -ἀπόσταση ἔχει τὸ ἐξῆς βασικὸ προτέρημα («ισοδυναμία κατανομῆς»): ἂν δύο σημεῖα ταυτίζονται στὸ χῶρο τῶν  $m$  (ἀντίστ.  $n$ ) διαστάσεων, μποροῦν νὰ ἀντικατασταθοῦν ἀπὸ ἓνα σημεῖο μὲ μάζα τὸ ἄθροισμα τῶν δύο μαζῶν, χωρὶς αὐτὸ νὰ ἐπηρεάζει καθόλου τὸ ὑπόλοιπο νέφος. Γιὰ μῖα ἀναλυτικὴ παρουσίαση τῶν ιδιοτήτων τῆς  $\chi^2$ -ἀποστάσεως, καὶ μῖα θεωρητικὴ αἰτιολογία τῆς χρησιμοποίησής της στὴν ΠΑΑ, μπορεῖ κανεὶς νὰ συμβουλευθεῖ τὸ: Benzecri J.-P., *Analyse des données*, tome II: *Analyse des correspondances*, σσ. 133-166, Dunod, Παρίσι, 1973. Στὴν Ἄνάλυση σὲ Κύριες Συνιστώσες, ὅπου οἱ μάζες ὄλων τῶν γραμμῶν καὶ τῶν στηλῶν θεωροῦνται ἴσες μὲ 1, δηλαδὴ δὲν ὑπάρχει στάθμιση, ἡ  $\chi^2$ -ἀπόσταση ταυτίζεται μὲ τὴν εὐκλείδεια.

γραμμές, μ' αὐτὴ ποὺ ἀκολουθεῖται στὴ μέθοδο τῆς παλινδρόμησης.<sup>10</sup> Γιὰ κάθε ὑποχώρο ὀρίζουμε τὸ μέγεθος

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

ὅπου  $\|\beta_i\|$  εἶναι ἡ ἀπόσταση τοῦ σημείου  $P_i$  ἀπὸ τὸ χῶρο  $W$ . Τὸ μέγεθος αὐτὸ, κατ' ἀναλογία πρὸς τὴ Μηχανικὴ, ὀνομάζεται ροπή ἀδράνειας τοῦ νέφους τῶν  $n$  σημείων ὡς πρὸς τὸν ὑποχώρο  $W$ . Ἀπὸ τοὺς διάφορους ὑποχώρους  $W$  μῖα συγκεκριμένη διάσταση ὡς «ἄριστο» ὑποχώρο  $W_0$  θεωροῦμε αὐτὸν ποὺ ἐλαχιστοποιεῖ τὸ μέγεθος  $I_w$ . Ὅπως ἀποδεικνύεται (μὲ βάση τὸ θεώρημα Huygens), ἓνας τέτοιος ὑποχώρος, ἄσχετα ἀπὸ τὴ διάστασή του, περνáει ἀπὸ τὸ σημεῖο

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

τοῦ ὁποίου οἱ συντεταγμένες εἶναι

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

δηλαδὴ εἶναι ἴσες μὲ τὶς μάζες τῶν στηλῶν τοῦ πίνακα. Τὸ σημεῖο  $g$ , κατ' ἀναλογία πρὸς τὴ Μηχανικὴ, ὀνομάζεται κέντρο βάρους τοῦ νέφους τῶν  $n$  σημείων, ἔννοια ποὺ ἀντιστοιχεῖ στὴν ἔννοια τοῦ μέσου ὄρου.

Ἀποδεικνύεται ὅτι ὁ προσδιορισμὸς τοῦ «ἄριστου» ὑποχώρου  $W$  μῖα συγκεκριμένη διάσταση—δηλαδὴ αὐτοῦ ποὺ γιὰ τοὺς χῶρους τῆς ἴδιας διάστασης ἔχει τὴ μικρότερη ροπή ἀδράνειας—γίνεται, ὅπως καὶ στὴν Ἄνάλυση σὲ Κύριες Συνιστώσες, ἀκολουθώντας τὴν ἐξῆς διαδικασία: στὴν ἀρχὴ προσδιορίζεται ἡ «ἄριστη» εὐθεία  $u_1$ , δηλαδὴ αὐτὴ ποὺ δίνει τὴν «πιστότερη εἰκόνα» τοῦ νέφους σὲ μονοδιάστατο χῶρο καὶ ἡ ὁποία ὀνομάζεται πρῶτος παραγοντικὸς ἄξονας: στὴ συνέχεια προσδιορίζεται ἡ «ἄριστη» εὐθεία  $u_2$ , ἀπὸ τὶς εὐθείες τῆς κάθετες στὴν  $u_1$ , καὶ ἡ ὁποία ὀνομάζεται δεύτερος παραγοντικὸς ἄξονας κ.ο.κ.<sup>11</sup> Οἱ δύο πρῶτοι παραγοντικὸι ἄξονες ὀρίζουν τὸ «ἄριστο» ἐπίπεδο, οἱ τρεῖς πρῶτοι τὸν «ἄριστο» τριδιάστατο χῶρο κτλ.

Ἡ ροπή ἀδράνειας τοῦ νέφους τῶν  $n$  σημείων ὡς πρὸς τὸ κέντρο βάρους τους, δηλαδὴ τὸ μέγεθος

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

ὀνομάζεται ὀλικὴ ἀδράνεια τοῦ νέφους καὶ τὸ μέγεθος

$$\lambda_1 = \frac{|-l_{u_1}|}{1}$$

10. Γιὰ μῖα δολοκληρωμένη μαθηματικὴ παρουσίαση τῶν θεμάτων ποὺ πραγματεύεται αὐτὴ ἡ ὑποπαραγραφὸς, βλ. F. Cailliez et J.-P. Pages, ὅ.π., σσ. 221-250 καὶ 423-455.

11. Οἱ εὐθείες  $u_1, u_2$  κτλ. καθορίζονται ἀπὸ τὰ ἰδιοδιανύσματα ποὺ ἀντιστοιχοῦν στὴν πρῶτη, δεύτερη κ.ο.κ. κατ' ἀφίθουσα τάξη μεγέθους—μὲ ἔξαιρση τὸ —1—ιδιοτιμὴ τῆς μητρας τῶν συνδιακυμανῶν τοῦ πίνακα  $(f_{ij})$ .

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

$$\lambda_i = \frac{|-I_{u_i}|}{|I|}$$

ονομάζεται ποσοστό ερμηνευόμενης αδράνειας από τόν ισοτό παραγοντικό άξονα<sup>12</sup> και, γενικότερα, για ένα οποιοδήποτε χθωρο

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

ονομάζεται ποσοστό ερμηνευόμενης αδράνειας από τó χθωρο W. <sup>13</sup>Αποδεικνύεται 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-διάστατο χθωρο W<sub>0</sub> πού όρίζουν οι k πρώτοι παραγοντικοί άξονες είναι ίσο

$$\text{μέ } \sum_{i=1}^k \lambda_i$$

Τó μέγεθος αυτό λέγεται και ποιότητα τής παράστασης τού νέφους τών n σημείων από τó χθωρο W<sub>0</sub>.

Η κεντρική επομένως επιδίωξη τής ΠΑΑ είναι ó προσδιορισμός ενός μικρού αριθμού παραγοντικών άξόνων, δηλαδή ενός χθωρου λίγων διαστάσεων ó οποίος να «ερμηνεύει» ένα αρκετά ικανοποιητικό ποσοστό τής óλικής αδράνειας τού νέφους. Κι αυτό, γιατί ή óλική αδράνεια I μπορεί να θεωρηθεί óς ένα μέτρο τής διασποράς γύρω από τó κέντρο βάρους, óπως ή διακύμανση μπορεί να θεωρηθεί óς ένα μέτρο τής διασποράς γύρω από τó μέσο όρο.<sup>13</sup> Στήν 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 τήν περίπτωση έχουμε (από τόν τύπο (3)) για κάθε i και j:

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

δηλαδή τήν ανεξαρτησία μεταξύ γραμμών και στηλών τού πίνακα. Επομένως, ή αδράνεια μπορεί να θεωρηθεί óς ένα μέτρο τής απόκλισης τών δεδομένων από τήν υπόθεση τής ανεξαρτησίας μεταξύ γραμμών και στηλών τού πίνακα (υπόθεση H<sub>0</sub>).<sup>14</sup> Η ΠΑΑ έχει σαν σκοπό να έντοπίσει κατά ποιές κύριες διευθύνσεις τά δεδομένα αποκλίνουν άπ' αυτή τήν υπόθεση: οι διευθύνσεις αυτές αντίστοιχόν στους παραγοντικούς άξονες και προσδιορίζονται με τή διαδικασία πού περιγράφεται πió πάνω.

1.2.3. Μιά τελείως συμμετρική διαδικασία μ' αυτήν πού άκολουθείται για τήν παράσταση τού νέφους τών σημείων πού άντιστοιχόν στις γραμμές τού πίνακα (νέφος I), άκολουθείται και για τήν παράσταση τού νέφους τών σημείων πού άντιστοιχόν στις στήλες τού πίνακα (νέφος J). Έτσι, τó κέντρο βάρους τού νέφους τών m αυτών σημείων, πού παριστάνονται στό χθωρο τών n διαστάσεων από τά διανύσματα προφίλ τους

$$q_j = (f_{ij}^1)_{i=1, \dots, n}$$

είναι τó σημείο πού όρίζεται από τó διάνυσμα

$$(f_{ij}^1)_{i=1, \dots, n}$$

Η óλική αδράνεια τού νέφους J δίνεται, óπως άποδεικνύεται, από τόν ίδιο άκρίβως τύπο (3) πού μάς δίνει τήν óλική αδράνεια τού νέφους I. Η τελευταία αυτή ιδιότητα άποτελεί ένα βασικό προτέρημα τής ΠΑΑ, γιατί μάς επιτρέπει τήν παράλληλη και συμμετρική έπεξεργασία τών γραμμών και τών στηλών τού πίνακα. Άποδεικνύεται πió συγκεκριμένα ότι οι παραγοντικοί άξονες, στους όποιους καταλήγουμε με τήν ανάλυση τού ενός νέφους, είναι εικόνες (με γραμμικό μετασχηματισμό) τών παραγοντικών άξόνων, στους όποιους καταλήγουμε με τήν ανάλυση τού άλλου νέφους, και ότι ή κατανομή τής óλικής αδράνειας στους παραγοντικούς άξονες γίνεται άκρίβως κατά τόν ίδιο τρόπο για τó νέφος I και για τó νέφος J.<sup>15</sup> Αυτό δικαιολογεί τή δυνατότητα ταύτισης τών παραγοντικών άξόνων τού νέφους I 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 I και ή ανάλυση τού νέφους J δέν άποτελούν δύο ξεχωριστά προβλήματα, αλλά ή λύση τού ενός προέρχεται από τή λύση τού άλλου. Οι παραγοντικοί άξονες—δηλαδή οι σύνθετες μεταβλητές—πού ερμηνεύουν τή διασπορά τού νέφους J δέν είναι παρά ή μετάφραση, σε όρους πού άντιστοιχούν στις στήλες τού πίνακα, τών σύνθετων μεταβλητών πού ερμηνεύουν τή διασπορά τού νέφους I, και αντίστροφα. Τó γεγονός αυτό διευκολύνει τήν ερμηνεία τών άξόνων, ή όποια είναι κοινή είτε γίνει με βάση τó νέφος I 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 τού έξαρτάται από τήν πείρα στόν χειρισμό τής ΠΑΑ και τήν καλή γνώση τού αντικείμενου τής ανάλυσης.<sup>16</sup>

Η κοινή παράσταση τού νέφους I και τού νέφους J μάς επιτρέπει επίσης να έντοπίσουμε τίς σχέσεις άντιστοιχίας πού υπάρχουν ανάμεσα στις γραμμές και τίς στήλες τού πίνακα. Άποδεικνύεται συγκεκριμένα ότι ή προβολή κάθε σημείου i τού νέφους I σ' έναν 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 βρίσκεται πλησιέστερα πρós έκείνα τά σημεία τού νέφους J για τά όποια οι άντιστοιχες συνιστώσες τού προφίλ τού είναι μεγαλύτερες. Τó γεγονός αυτό, τó όποιο επίσης ίσχυει συμμετρικά και για τά σημεία τού νέφους J, διευκολύνει σημαντικά τήν ερμηνεία τών άποτελεσμάτων. Δέν πρέπει όμως να μάς δειψεύει ότι, ενώ ή γειτνίαση (όρισμένη με τή χ<sup>2</sup>-μετρική) δύο σημείων τού νέφους I (άντιστ. τού νέφους J) άντανάκλα μά όμοιότητα τών προφίλ τους, ή γειτνίαση ενός σημείου τού νέφους I 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.

12. Άποδεικνύεται ότι τά λ<sub>i</sub> είναι ίσα με τίς ιδιοτιμές τού πίνακα τών συνδιακυμάνσεων.

13. Στήν 'Ανάλυση σε Κύριες Συνιστώσες, όπου οι μάζες γραμμών και στηλών θεωρούνται ίσες με τή μονάδα, ή αδράνεια ταυτίζεται με τή διακύμανση. Αυτό επομένως πού διακρίνει τήν ΠΑΑ από τήν 'Ανάλυση σε Κύριες Συνιστώσες, είναι ότι ή δεύτερη έξετάζει τó νέφος μόνο από σκοπιά σχετικών άποστάσεων, ενώ ή πρώτη θεωρεί τά σημεία εφοδιασμένα και με μάζες.

14. Η αδράνεια I είναι άκρίβως τó χ<sup>2</sup>-τέστ αυτής τής υπόθεσης.

15. Για τίς έξισώσεις μεταφοράς, βλ. Benzecri J.-P., ó.π., tome II, σσ. 35-42, και γενικότερα για τó δικό ό σχήμα (schema de dualité) μεταξύ νέφους I και νέφους J, βλ. Cailliez, F. και Pages, J.-P., ó.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 έρθρου. Σχετικά με τó πρόβλημα αυτό, και γενικότερα με τά έπιστημολογικά προβλήματα πού προκύπτουν από τή χρησιμοποίηση τών παραγοντικών μεθόδων στις κοινωνικές έπιστήμες, βλ. Boudon, R., *L'analyse mathématique des faits sociaux*, Plon, σσ. 201-248, Παρίσι, 1970.

### 1.3. Σύνοψη

Ἡ ΠΑΑ ὁδηγεῖ σέ μία συνθετικὴ παρουσίαση τῶν βασικῶν ἰδιωτήτων ἐνὸς πίνακα διπλῆς εἰσόδου. Σύμφωνα μὲ τὴ διαδικασία ποὺ ἀκολουθεῖται γιὰ τὴν ἀνάλυση ἐνὸς πίνακα δεδομένων, κάθε στοιχεῖο  $i$  τοῦ συνόλου  $A$ —δηλαδὴ κάθε γραμμὴ τοῦ πίνακα—μπορεῖ νὰ παρασταθεῖ ἀπὸ ἓνα σημεῖο ( $P_i$ ) στὸ χῶρο τῶν  $m$  διαστάσεων. Μ' αὐτὸ τὸν τρόπο τὸ σύνολο  $A$  τῶν  $n$  γραμμῶν τοῦ πίνακα ἐμφανίζεται σὰν ἓνα νέφος  $n$  σημείων στὸ χῶρο τῶν  $m$  διαστάσεων. Ἡ σχετικὴ θέση τῶν σημείων αὐτῶν, ἐρμηνευόμενῃ ἀπὸ τὶς μεταξὺ τους ἀποστάσεις, ἐκφράζει τὴν ὁμοιότητα ἢ ἀνομοιότητά τους σέ ἀναφορὰ πάντοτε πρὸς τὸ ἄλλο σύνολο  $B$ . Ἡ βασικὴ ἰδέα τῶν παραγοντικῶν μεθόδων ἀνάλυσης εἶναι ἡ ἀναζήτηση ἐνὸς χῶρου ὅσο τὸ δυνατό μικρότερης διάστασης ποὺ ἢ εἰκόνα-προβολῆ τῶν  $n$  σημείων πᾶνω σ' αὐτὸν παραμορφώνει (ἀλλοιώνοντας τὶς μεταξὺ τῶν σημείων τοῦ νέφους ἀποστάσεις) τὸ λιγότερο δυνατό τὴ μορφή τοῦ νέφους. Οἱ ἄξονες τοῦ νέου αὐτοῦ χῶρου ὀνομάζονται «παραγόντες» καὶ ἀποτελοῦν τὶς νέες μεταβλητές (πολὺ λιγότερες ἀπὸ τὶς παλιές), ποὺ μποροῦν νὰ ἐρμηνεύσουν συνοπτικὰ τὸ μεγαλύτερο μέρος τῆς «πληροφορίας», δηλαδὴ τῆς μεταβλητότητας, τοῦ πίνακα τῶν δεδομένων. Γιὰ τὴν ἀνεύρεση αὐτοῦ τοῦ χῶρου, ὁ πρῶτος ἄξονας ἀντιστοιχεῖ στὴν καλύτερη μονοδιάστατη προσέγγιση τοῦ νέφους, ὁ δεύτερος παρέχει πάλι τὴν καλύτερη δυνατὴ μονοδιάστατη προσέγγιση ἀπὸ τὶς εὐθεῖες τὶς κάθετες στὸν πρῶτο παραγοντικὸ ἄξονα κ.ο.κ. Μὲ τελειῶς συμμετρικὸ τρόπο πραγματοποιεῖται ὁ προσδιορισμὸς τοῦ χῶρου ποὺ «προσεγγίζει» καλύτερα τὸ νέφος τῶν  $m$  σημείων—ποὺ ἀντιστοιχοῦν στὶς στήλες τοῦ πίνακα. Στὴν ΠΑΑ ἀποδεικνύεται ὅτι οἱ δύο αὐτοὶ χῶροι μπορεῖ νὰ ταυτισθοῦν, πράγμα ποὺ δίνει δυνατότητα ταυτόχρονης προβολῆς τῶν δύο νεφῶν, δηλαδὴ τῶν γραμμῶν καὶ τῶν στηλῶν τοῦ ἀρχικοῦ πίνακα, σέ κοινὸ διάγραμμα.

Τὰ διαγράμματα αὐτὰ δίνουν τὶς καλύτερες δυνατὲς προσεγγίσεις-προβολές τῶν πολυδιάστατων νεφῶν σέ χῶρους δύο διαστάσεων (ἐπίπεδα). Ἡ ποιότητα τῆς προσέγγισης ποὺ δίνει ὁ κάθε παραγοντικὸς ἄξονας, ἢ μορφή τῆς προβολῆς, ἢ γενίτιση τῶν διαφορῶν σημείων τοῦ κάθε νέφους χωριστὰ καθὼς καὶ ἡ σχετικὴ θέση τῶν δύο νεφῶν στὰ διαγράμματα, ἐπιτρέπουν—σέ συνδυασμὸ μὲ μία γενικότερη γνώση τοῦ ἐκάστοτε συγκεκριμένου θέματος—τὴν ἀπόδοση νοήματος, στὶς σύνθετες μεταβλητές—«παραγόντες» καὶ τὸν ἐντοπισμὸ τῶν σχέσεων ἀντιστοιχίας, ποὺ ὑπάρχουν ἀνάμεσα στὶς γραμμὲς καὶ στὶς στήλες τοῦ πίνακα.

## 2. κοινωνικο-επαγγελματικὴ προέλευση τῶν φοιτητῶν τῶν ΑΕΙ

### 2.1. Τὰ δεδομένα

Τὸ θέμα ποὺ ἐπιλέξαμε γιὰ τὴν παρουσίαση τῆς μεθόδου τῆς ΠΑΑ εἶναι ἡ μελέτη τῶν πινάκων ποὺ ἀφοροῦν τὴν κατάταξη τῶν φοιτητῶν Ἀνωτάτης Ἐκπαίδευσης ὡς πρὸς τὴ σχολή (ἢ τμήμα) στὴν ὁποία σπουδάζουν καὶ ὡς πρὸς τὸ ἐπάγγελμα τοῦ πατέρα τους. Οἱ πίνακες αὐτοὶ δημοσιεύονται ἀπὸ τὴν Ἐθνικὴ Στατιστικὴ Ὑπηρεσία τῆς Ἑλλάδος (ΕΣΥΕ) στὶς Στατιστικὲς Ἀνωτάτης Ἐκπαίδευσης ποὺ ἐκδίδονται κάθε χρόνο.<sup>17</sup> Ὁ βασικὸς πίνακας τὸν ὁποῖο ἀναλύουμε ἀφορᾷ τοὺς σπουδαστὲς τῶν ΑΕΙ κατὰ σχολή (ἢ τμήμα) καὶ ἐπάγγελμα πατρὸς σύμφωνα μὲ τὸ πᾶν πρόξομα διαθέσιμα στοιχεῖα, δηλαδὴ γιὰ τὴν ἀκαδημαϊκὴ χρονιά 1973-74.<sup>18</sup> Πρόκειται γιὰ ἓνα πίνακα συχνοτήτων, τοῦ ὁποῖου οἱ γραμμὲς ἀντιστοιχοῦν στὶς διάφορες σχολές (ἢ τμήματα σχολῶν) καὶ οἱ στήλες στὶς διάφορες ἐπαγγελματικὲς κατηγορίες. Στὴν τομὴ τῆς γραμμῆς  $i$  καὶ τῆς στήλης  $j$  ὑπάρχει ὁ ἀριθμὸς τῶν φοιτητῶν τῆς σχολῆς  $i$  τοῦ τμήματος  $j$ , τῶν ὁποίων ὁ πατέρας ἀνήκει στὴν ἐπαγγελματικὴ κατηγορία  $j$ .

Ἡ ὀνοματολογία τῶν ἐπαγγελμάτων ποὺ χρησιμοποιεῖ στὸς συγκεκριμένους πίνακες ἡ ΕΣΥΕ δὲν παραμένει ἀμετάβλητη ἀπὸ χρονιά σέ χρονιά. Γιὰ τὸν πίνακα τῆς ἀκαδημαϊκῆς χρονιάς 1973-74, ἡ ὀνοματολογία αὐτὴ ἀποτελεῖται ἀπὸ τὶς ἐξῆς ἑντεκα κατηγορίες:<sup>19</sup>

- 1) Ἐλευθέρια ἐπαγγέλματα, τεχνικὰ καὶ ἕτερα συναφῆ
- 2) Ἐπαγγέλματα διευθύνσεως καὶ διοικήσεως
- 3) Ἐπαγγέλματα ἀπασχολήσεως γραφείων καὶ ἕτερα συναφῆ

17. Στατιστικὲς Ἀνωτάτης Ἐκπαίδευσης, γιὰ τὴν προπολεμικὴ περίοδο, ἔχουν ἐκδοθεῖ γιὰ τὰ ἀκαδημαϊκὰ ἔτη 1926-27 ἕως καὶ 1938-39. Γιὰ τὴ μεταπολεμικὴ περίοδο, οἱ Στατιστικὲς Ἀνωτάτης Ἐκπαίδευσης ἐκδίδονται συνεχῶς ἀπὸ τὸ ἀκαδημαϊκὸ ἔτος 1955-56 καὶ μετὰ. Γιὰ περισσότερες λεπτομέρειες καὶ γενικότερα γιὰ μὴ βιβλιογραφία τῶν Στατιστικῶν Ἐκπαίδευσης στὴν Ἑλλάδα, βλ. Μ. Χουλιάρη, *Στατιστικὴ Βιβλιογραφία περὶ Ἑλλάδος (1821-1971)*, σσ. 46-49, ἐκδ. ΕΚΚΕ, Ἀθήνα 1971.

18. Βλ. *Στατιστικὴ τῆς Ἐκπαίδευσης 1973-74*, πίνακας 49, σσ. 154-156, ἐκδ. ΕΣΥΕ, Ἀθήνα 1977.

19. Οἱ κυριότερες κατηγορίες αὐτῆς τῆς ὀνοματολογίας παραμένουν ἀμετάβλητες ἀπὸ τὴ *Στατιστικὴ Ἐκπαίδευσης* τοῦ 1956-57 καὶ μετὰ. Οἱ διαφορὲς ποὺ παρατηροῦνται στὶς δάκρυα αὐτῆς τῆς περιόδου ἀφοροῦν τὴν κατηγορία «ὀργανοῦ πατρὸς», ποὺ ὑπῆρχε ἀπὸ τὸ 1956-57 ὡς καὶ τὸ 1968-69 καὶ ἐξαφανίζεται μετὰ, καὶ τὴν κατηγορία 6 ἢ ὁποῖα ὡς καὶ τὸ 1969-70 ἦταν «τεχνίτη ἐργαζόμενοι εἰς ἐργασίας μεταποίησης ἐν γένει καὶ ἐργάται μ.ἀ.ἀ.», γιὰ τὴν ὑπῆρχαν ἄλλες δύο συγγενεῖς κατηγορίες («ἀπασχολούμενοι εἰς ὄρυγμα, μεταλλεῖα, λατομεῖα καὶ γεωτρήσεις» καὶ «ἀπασχολούμενοι εἰς μεταφορὰς καὶ ἐπικοινωνίας»), οἱ ὁποῖες δὲν ὑπάρχουν ἀπὸ τὸ 1970-71 καὶ μετὰ. Ἡ ὀνοματολογία ποὺ ἔχει χρησιμοποιηθεῖ γιὰ τὶς προηγουμένες ἀκαδημαϊκὲς χρονιές παρουσιάζει οὐσιαστικὲς διαφορὲς, καὶ γι' αὐτὸ εἶναι δύσκολα συγκρίσιμη.

- 4) Έμποροι, πωλητές και έτερα συναφή επαγγέλματα
- 5) Γεωργικά, άλιευντικά και δασικά επαγγέλματα
- 6) Τεχνίται και έργάται (έκτός γεωργίας) και χειριστά μεταφορικών μέσων
- 7) Προσωπικά ύπηρεσίαί και ψυχαγωγίας
- 8) Έργάται μη δυνάμενοι να ταξινομηθούν κατ'επάγγελμα
- 9) Ένοπλοι δυνάμεις
- 10) Συνταξιούχοι έν γένει, εισοδηματία, άνάπηροι κτλ.
- 11) Μή δηλώσαντες

Γιά τό θέμα πού μάς ένδιαφέρει, δηλαδή γιά τήν ταξινόμηση τών σχολών ώς πρός τήν προέλευση τών φοιτητών τους και γιά τίς σχέσεις πού ύπάρχουν άνάμεσα στην κοινωνικοεπαγγελματική προέλευση και τή σχολή φοίτησης, έν βασικό πρόβλημα είναι ή όρθότητα και ή λειτουργικότητα τών κατηγοριών πού απαρτίζουν τήν όνοματολογία πού χρησιμοποιείται, γιατί είναι φανερό πώς ή προσέγγιση τής πραγματικότητας πού προσφέρει ή ΠΑΑ είναι μεγαλύτερη και πιστότερη, άν οι κατηγορίες αυτές δέν αποτελούν άμάλγαμα άλλα ανταποκρίνονται σέ σημαίνουσες μεταβλητές.<sup>20</sup> Είναι πιθανόν ότι, άν ή κατάταξη τών φοιτητών είχε γίνει ώς πρός κοινωνικές κατηγορίες και όχι ώς πρός επαγγελματικές ομάδες, τά άποτελέσματα τής ανάλυσης θά ήταν λεπτομερέστερα και οδισιαστικότερα. Στο συγκεκριμένο όμως παράδειγμα ή διαφοροποίηση τών σχολών ώς πρός τήν κοινωνικοεπαγγελματική προέλευση τών φοιτητών τους είναι τόσο έντονη, ώστε νά μειώνει σημαντικά τίς ένδεχόμενες άτέλειες τής όνοματολογίας πού χρησιμοποιεί ή ΕΣΥΕ.<sup>21</sup>

## 2.2. Η ανάλυση του πίνακα

2.2.1. Γιά τήν έφαρμογή τής ΠΑΑ, ή κατηγορία 8, πού άφορούσε έλάχιστα άτομα (127 συνολικά), συγχωνεύτηκε μέ τήν κατηγορία 6, πού θεωρήθηκε ώς ή πιό συγγενής, και έτσι ο πίνακας τών όποιο τελικά ανάλουμεν είναι ένας πίνακας 10×75 (βλ. πίνακα). Έπίσης ή κατηγορία 11 (μη δηλώσαντες) πάρηκε ώς «συμπληρωματική»,<sup>22</sup> ώστε νά άποφευ-

20. Αντίστροφα, ή ΠΑΑ μπορεί νά χρησιμοποιηθεί γιά τόν προσδιορισμό τών κατηγοριών μίς νέας όνοματολογίας, πιό λειτουργικής ώς πρός τό συγκεκριμένο φαινόμενο, στό βαθμό πού επιτρέπει τήν ταξινόμηση τών διαφόρων κατηγοριών και τόν έντοπισμό τών μεταξύ τους σχέσεων.

21. Δέν θά επεκταθούμε σ' αυτό τό θέμα γιατί, 1) ή ΠΑΑ αρχίζει από τή στιγμή πού έχει ήδη κατασκευαστεί ό βασικός πίνακας δεδομένων και, 2) δέν διαθέτουμε τήν αναλυτικότερη κατάταξη τών φοιτητών σέ επαγγελματικές κατηγορίες (π.χ. μέ δίψηφιο κωδικό), ώστε νά έχουμε δυνατότητα ριζικής άνάμορφωσης τού αρχικού πίνακα.

22. Αυτό σημαίνει ότι για τήν ανάλυση ή κατηγορία 11 θεωρήθηκε έφοδιασμένη μέ μάζα 0. Άφού θεωρήθηκε ή κατηγορία «μη δηλώσαντες» ώς συμπληρωματική, τό ποσοστό τών φοιτητών μίς σχολής γιά κάθε επαγγελματική κατηγορία υπολογίστηκε ώς

χθεί ή περίπτωση ή κατηγορία αυτή νά άλλοιώσει τή μορφή τής προβολής τού νέφους. Τό προφίλ μίς γραμμής (δηλαδή μίς σχολής ή ένός τμήματος) είναι έπομένως ή σειρά τών 9 ποσοστών τών φοιτητών τής συγκεκριμένης σχολής πού άνήκουν (δηλαδή ό πατέρας τους) σέ κάθε μιά από τίς διάφορες επαγγελματικές κατηγορίες. Μέ βάση τό προφίλ τής, κάθε σχολή παριστάνεται στό χώρο τών 9 διαστάσεων από ένν σημείο. Δύο σχολές θά παριστάνονται από τό ίδιο σημείο, άν τά προφίλ τους είναι άκριβώς τά ίδια, δηλαδή άν ή κατανομή τών φοιτητών, πού δήλωσαν επάγγελμα πατρός, στίς διάφορες επαγγελματικές κατηγορίες είναι ή ίδια, άσχετα από τό συνολικό άριθμό τών φοιτητών τής κάθε σχολής.<sup>23</sup> Γιά νά μετρήσουμε τήν όμοιότητα ή τήν άνομοιότητα τών προφίλ δύο σχολών, δηλαδή τήν άπόσταση τών δύο σημείων πού τίς παριστάνουν, χρησιμοποιούμε τόν τύπο (1) τής § 1.2.<sup>24</sup>

Όπως όρίζονται τά προφίλ τών σχολών και οι άποστάσεις μεταξύ τους, μέ τόν ίδιο τρόπο όρίζονται και τά προφίλ τών επαγγελματικών κατηγοριών και οι άποστάσεις μεταξύ τους. Έλος, μέ βάση τή διαδικασία πού περιγράφτηκε στήν § 1.2., γίνεται, διαδοχικά, ό ύπολογισμός τών παραγοντικών άξόνων.<sup>25</sup>

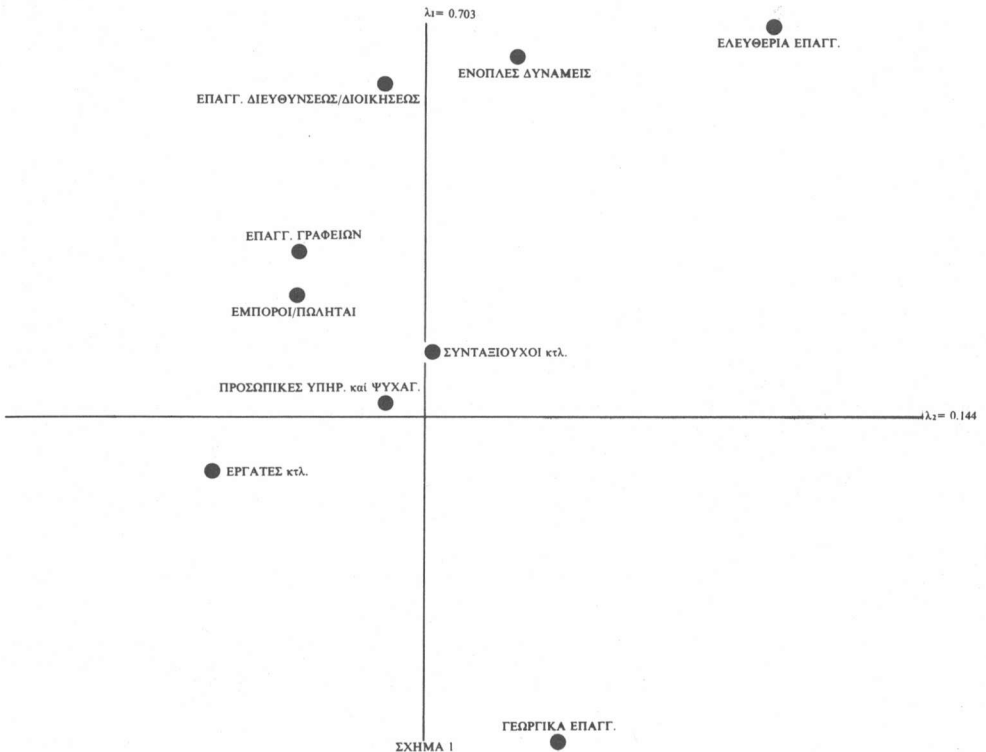
2.2.2. Άπό τή θέση τών επαγγελματικών κατηγοριών στό επίπεδο πού όρίζουν οι δύο πρώτοι άξόνες, όπως δίνεται στό διάγραμμα τού σχήματος 1, φαίνεται ή έντονη διαφοροποίησή τους. Τό σχήμα 1 μίς επιτρέπει έπίσης μιά πρώτη ταξινόμηση τών επαγγελματικών κατηγοριών ώς πρός τό συγκεκριμένο φαινόμενο. Μία τελείως ξεχωριστή ομάδα αποτελούν τά «γεωργικά κτλ. επαγγέλματα» πού δέν γει-

πρός τό σύνολο τών φοιτητών τής σχολής πού δήλωσαν τό επάγγελμα τού πατέρα τους και όχι ώς πρός τό γενικό σύνολο τών φοιτητών τής σχολής. Έτσι, έξαιρέονται οι διακυμάνσεις τών ποσοστών πού δίδονται στό μεγαλύτερο ή μικρότερο άριθμό στην κατηγορία «μη δηλώσαντες». Συνολικά, ή κατηγορία αυτή περιλαμβάνει 1.063 άτομα, δηλαδή ποσοστό 1,3%.

23. Μ' άλλα λόγια, δύο γραμμές (άντιστ. στήλες) τού αρχικού πίνακα θεωρούμε ότι ταυτίζονται, όταν είναι άλλοιες. Υπάρχουν άλλες μέθοδοι τής 'Ανάλυσης Δεδομένων, όπου δύο γραμμές τού πίνακα θεωρούνται ότι ταυτίζονται μόνο όταν είναι άκριβώς ίσες. Η χρησιμοποίηση τής μίς ή τής άλλης μεθόδου εξαρτάται από τό αντικείμενο και τό στόχο τής μελέτης.

24. Χάρι στην ιδιότητα τής «ισοδυναμίας κατανομής» (βλ. § 1.2.2.) ή  $\chi^2$  -άπόσταση έχει τό προτέρημα νά μειώνει τίς συνέπειες πού πιθανόν έχει μιά άβhairεία τής όνοματολογίας. Επίσης, σταθμίζοντας κάθε όρο τής τό αντίστροφο τού βάρους τής αντίστοιχης στήλης έχει τό πλεονέκτημα, σέ άντίθεση πρός τήν εκκλείδεια άπόσταση, νά μειώνει τίς συνέπειες πού έχουν οι μεγάλες διαφορές μεταξύ τών μάζων τών διαφόρων στήλων, δηλαδή τών διαφόρων επαγγελματικών κατηγοριών. Βλ. Benzecri, J.-P., ό.π., τόμ II, σσ. 133-166.

25. Ό πρώτος άξώνας στή συγκεκριμένη περίπτωση έρμηνεύει τό 70,3% τής συνολικής άδράνειας, ό δεύτερος τό 14,4%, ένν ό τρίτος μόνο τό 1,6% και οι ύπολοίποι άκόμα λιγότερο. Έπομένως, τό επίπεδο πού όρίζουν οι δύο πρώτοι άξόνες έρμηνεύει τό 84,7% τής συνολικής άδράνειας τού αρχικού πίνακα, ποσοστό άρκετά ίκανοποιητικό, ώστε, γιά μιά πρώτη μελέτη τού φαινομένου, νά μπορούμε νά άρκεστούμε στην προσέγγιση αυτή, δηλαδή



τονεύουν μὲ καμιά ἄλλη ἐπαγγελματική κατηγορία καὶ ἀπέχουν σημαντικά ἀπὸ τὴν τομὴ τῶν ἀξόνων (πού ἀντιστοιχεῖ στό μέσο ὄρο ὡς πρὸς ὅλες τὶς

στὴν προβολὴ σχολῶν καὶ ἐπαγγελμάτων στό ἐπίπεδο πού ὀρίζουν οἱ δύο πρῶτοι ἀξόνες. Ἀναλυτικά, γιὰ τοὺς διάφορους παραγοντικούς ἀξόνες ἔχουμε:

Ἄξονας	Ποσοστὸ ἐρμηνευόμενης ἀδράνειας $\lambda_1$	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 φαινόμενο—οἱ «ἐνοπλες δυνάμεις» καὶ, λιγότερο, τὰ «ἐπαγγέλματα διευθύνσεως καὶ διοικήσεως». Οἱ ὑπόλοιπες ἐπαγγελματικές κατηγορίες πλησιάζουν περισσότερο πρὸς τὸ κέντρο τοῦ διαγράμματος ἀλλὰ χωρίζονται σαφῶς σὲ τρεῖς ὁμάδες. Ἡ πρώτη ἀποτελεῖται μόνο ἀπὸ τοὺς «ἐργάτες», ἡ δευτέρα ἀπὸ τὰ «ἐπαγγέλματα γραφείου» καὶ τοὺς «ἐμποροὺς καὶ πωλητές»—δύο ἐπαγγελματικές κατηγορίες πού παρουσιάζουν ἔντονη ὁμοιότητα—, καὶ ἡ τρίτη ἀπὸ τὶς «προσωπικές ὑπηρεσίες» καὶ τοὺς «συνταξιούχους κτλ.»—δύο κατηγορίες πού βρίσκονται πολὺ κοντὰ στό κέντρο τοῦ διαγράμματος καὶ ἐπομένως παίζουν πολὺ μικρὸ ρόλο στὴ διαφοροποίησιν τῶν σχολῶν ὡς πρὸς τὶς ἐπαγγελματικές κατηγορίες.





Ἡ ταξινόμηση αὐτῆ τῶν ἐπαγγελματικῶν κατηγοριῶν καὶ ἡ σχετικὴ θέση τους ὡς πρὸς τοὺς ἄξονες μᾶς ἐπιτρέπουν μιὰ πρώτη ἐρμηνεῖα τῶν ἄξόνων, σὲ σχέση με τὶς ἐπαγγελματικὲς κατηγορίες, ἐρμηνεῖα πού θά συμπληρωθεῖ στὴ 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 ἐπαγγελματικὲς κατηγορίες ἐλάχιστα παρεμβαίνουν στὴ διαμόρφωσή του. Αὐτὸ σημαίνει ὅτι ἡ κυριότερη διαφοροποίηση τῶν σχολῶν, ὡς πρὸς τὴν κοινωνικοεπαγγελματικὴν προέλευση τῶν φοιτητῶν τους, ἀφορᾷ τὸ ποσοστὸ φοιτητῶν ἀγροτικῆς προέλευσης, τὸ ὅποιο εἶναι ἀρνητικὰ συσχετισμένον με τὸ ποσοστὸ τῶν φοιτητῶν πού προέρχονται ἀπὸ «ἐλευθερία ἐπαγγέλματα» καθὼς ἐπίσης καὶ με τὸ ποσοστὸ τῶν φοιτητῶν πού προέρχονται ἀπὸ τὶς ἐπαγγελματικὲς κατηγορίες 2, 3, 4, καὶ 9. Ὁ δευτέρος ἄξονας ἐκφράζει τὴν ἀντίθεση μεταξύ «ἐργατῶν» καὶ «ἐλευθερίων ἐπαγγελμάτων» καὶ σὲ μικρότερο βαθμὸ μεταξύ «ἐργατῶν» καὶ «ἀγροτῶν». Ἐπομένως, συνολικὰ, μπορούμε νὰ ποῦμε ὅτι οἱ κυριότερες διαφοροποιήσεις τῶν σχολῶν ὡς πρὸς τὴν κοινωνικοεπαγγελματικὴν προέλευση τῶν φοιτητῶν τους ἀφοροῦν τοὺς «ἀγρότες», τὰ «ἐλευθερία ἐπαγγέλματα» καὶ τοὺς «ἐργάτες», καί, σὲ 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.

Ἄξιζε ἐπίσης νὰ σημειώσουμε ὅτι οἱ διαφοροποιήσεις αὐτὲς τῶν ἐπαγγελματικῶν κατηγοριῶν παρουσιάζουν μιὰ ἐντυπωσιακὴ διαχρονικὴ σταθερότητα. Ἀπὸ τὶς ἀναλύσεις τῶν ἀντίστοιχων πινάκων γιὰ τὶς ἀκαδημαϊκὲς χρονιῆς 1959/60, 1964/65 καὶ 1969/70<sup>26</sup>—καὶ τῶν ὁποίων τὰ διαγράμματα δὲν εἶναι δυνατόν νὰ παρουσιαστοῦν 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 μεταξὺ τους, παραμένει σὲ γενικὲς γραμμικὲς ἀμετάβλητη. Ἡ κυριότερη ἀλλαγὴ πού παρατηρεῖται ἀφορᾷ τὶς ἐπαγγελματικὲς 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' αὐτὲς τὶς ἐπαγγελματικὲς κατηγορίες σπουδάζουν ὄλο καὶ περισσότερο σὲ σχολὲς πού χαρακτηρίζονται ἀπὸ ἔντονη παρουσία «ἐλευθερίων ἐπαγγελματιῶν».<sup>27</sup>

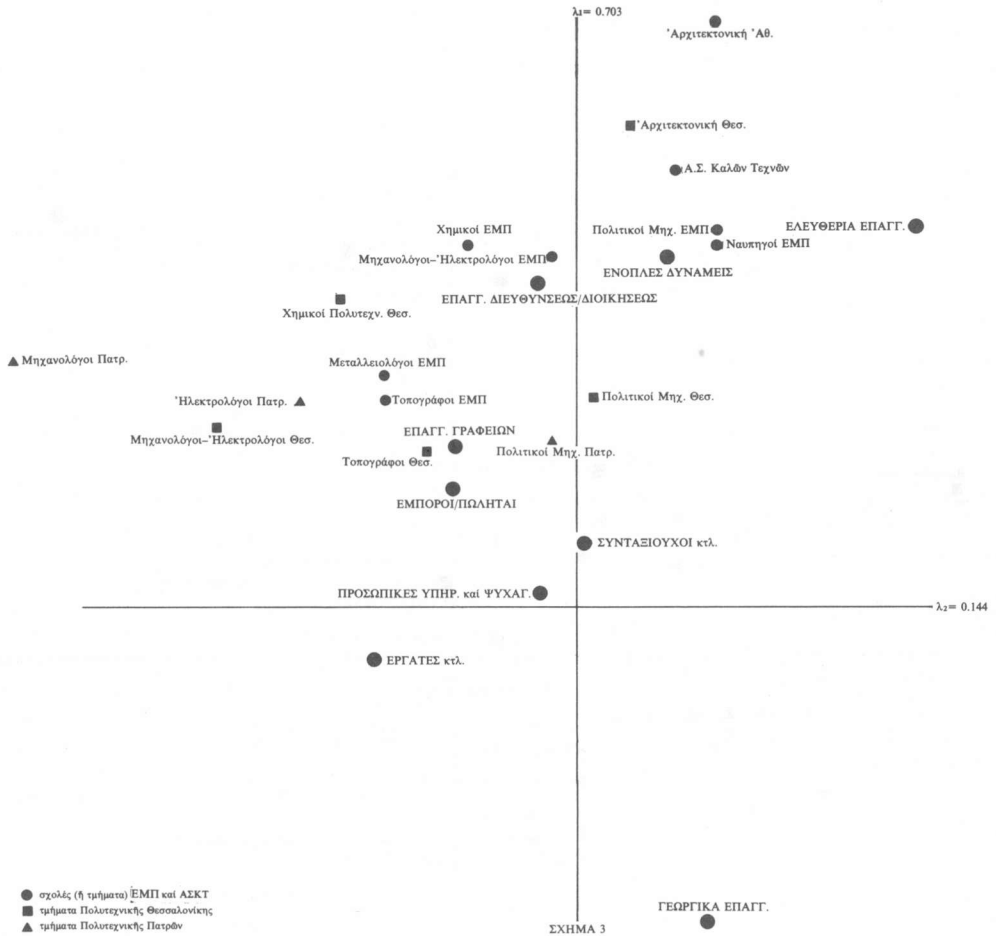
2.2.3. Τὸ κοινὸ διάγραμμα σχολῶν (ἢ τμημάτων) καὶ ἐπαγγελματικῶν κατηγοριῶν (βλ. σχῆμα 2) δείχνει τὶς ἔντονες διαφοροποιήσεις πού ὑπάρχουν μεταξύ σχολῶν (ἢ τμημάτων) καὶ τὴν αἰσθητὴ διαφορά μεταξύ Ἰθῆνας καὶ ἐπαρχίας (συμπεριλαμβανομένης καὶ τῆς Θεσσαλονίκης) τόσο συνολικὰ ὅσο καὶ συγκριτικὰ ἀνάμεσα στὶς ἀντίστοιχες σχολὲς, ὅπως φαίνεται ἀπὸ τὸ γεγονός ὅτι ὅλες ἀνεξαιρέτως οἱ σχολὲς (ἢ τμήματα) τῆς Ἰθῆνας ἔχουν, ὡς πρὸς τὸν πρῶτο ἄξονα, συντεταγμένες μεγαλύτερες ἀπὸ τὶς ἀντίστοιχες σχολὲς τῆς ἐπαρχίας. Ἐπίσης τὸ κοινὸ διάγραμμα μᾶς ἐπιτρέπει μιὰ ταξινόμηση καὶ ὁμοιοποίηση τῶν σχολῶν (ἢ τμημάτων), ὡς πρὸς τὴν προέλευση τῶν φοιτητῶν τους, καθὼς καὶ τὸ συσχετισμὸ τους με τὶς διαφορὲς ἐπαγγελματικὲς κατηγορίες.

Μιὰ πρώτη ὁμάδα σχολῶν (βλ. σχ. 3), πού διαφοροποιεῖται ἔντονα ἀπὸ τὶς ὑπόλοιπες, εἶναι οἱ σχολὲς 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 πρῶτο ἰδιαιτέρα ἄξονα, διαφοροποιοῦνται αἰσθητὰ ἀπὸ ὅλες σχεδὸν τὶς ὑπόλοιπες σχολὲς (με τὶς ἐξαιρέσεις πού σημειώνουμε στὴ συνέχεια). Ὡς πρὸς τὶς ἐπαγγελματικὲς κατηγορίες, οἱ σχολὲς (ἢ τμήματα) τῶν τριῶν Πολυτεχνείων ἀπέχουν σημαντικὰ ἀπὸ τὶς κατηγορίες 5 («ἀγρότες») καὶ 6 («ἐργάτες»), ἐνῶ ἀντίθετα χαρακτηρίζονται ἀπὸ μιὰ γειτνίαση με τὰ «ἐλευθερία ἐπαγγέλματα» καὶ τὶς ἄλλες δύο ἐπαγγελματικὲς κατηγορίες («ἐνοπλες δυνάμεις» καὶ «ἐπαγγέλματα διευθύνσεως καὶ διοικησεως») πού μοιάζουν μ' αὐτὰ. Τὸ φαινόμενον αὐτὸ εἶναι πῶς ἔντονον γιὰ τὶς σχολὲς τοῦ ΕΜΠ καὶ λιγότερον γιὰ τὶς Πολυτεχνικὲς Θεσσαλονίκης καὶ Πατρῶν, πού γειτονοῦν ἐπίσης με τὶς ἐπαγγελματικὲς κατηγορίες 3 καὶ 4.

Ἡ γειτνίαση μιᾶς σχολῆς με μιὰ ἢ περισσότερες ἐπαγγελματικὲς κατηγορίες δὲν μπορεῖ νὰ ἐρμηνευθεῖ με τὸν ἴδιο τρόπο πού ἐρμηνεύεται ἡ γειτνίαση δύο σχολῶν (δηλαδὴ σάν ὁμοιότητα τῶν ἀντίστοιχων προφίλ), ἀλλὰ σὲ γενικὲς γραμμικὲς καὶ κάτω ἀπὸ συγκεκριμένους ὅρους ἐκφράζει τὴν «ὑπεραντιπροσάπωση» αὐτῶν τῶν ἐπαγγελματικῶν κατηγοριῶν

26. Βλ. Στατιστικὴ τῆς Ἐκπαίδευσος κατὰ τὸ σχολικόν ἔτος 1969-70, Ἐνωστὴ Ἐκπαίδευσις, πινάκας 5, σσ. 27-29, ἐκδ. ΕΣΥΕ, Ἀθῆναι 1971. Στατιστικὴ τῆς Ἐκπαίδευσος κατὰ τὸ ἀκαδημαϊκόν ἔτος 1964-65, Ἐνωστὴ Ἐκπαίδευσις, πινάκας 5, σσ. 52-55, ἐκδ. ΕΣΥΕ, Ἀθῆναι 1967. Στατιστικὴ τῆς Ἐκπαίδευσος κατὰ τὸ ἀκαδημαϊκόν ἔτος 1959-60, Ἐνωστὴ Ἐκπαίδευσις, πινάκας 8, σσ. 44-45, ἐκδ. ΕΣΥΕ, Ἀθῆναι 1962.

27. Στὸ βαθμὸ πού οἱ σχολὲς αὐτὲς, ὅπως θά δοῦμε, θεωροῦνται γενικὰ ὡς «καλύπτερες», τὸ φαινόμενον πού παρατηρεῖται γιὰ τὶς κατηγορίες 2 καὶ 9 θά μπορούσε νὰ θεωρηθεῖ ὡς ἐνδειξη «κοινωνικῆς ἀνόδοι».



μεταξύ των φοιτητών της σχολής (βλ. § 1.2.3.). Ο όρος «υπεραντιπροσώπωση» (άντιστ. «υποαντιπροσώπωση») 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 αντανακλά την ανισότητα, για τις διάφορες επαγγελματικές κατηγορίες, των ευκαιριών πρόσβασης στα ΑΕΙ, οι όροι «υπεραντιπροσώ-

πωση» και «υποαντιπροσώπωση» 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,τι



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-Ήλεκτρολόγων, 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 Πολυτεχνικών 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 επαγγελματικής προέλευσης 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 προπαιτείται η γνώση, ως ένα βαθμό, της αντίστοιχης ξένης γλώσσας.

Μία τρίτη ομάδα αποτελούν η 'Ιατρική και η 'Οδοντιατρική 'Αθηνών, που γειτονούν 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 γειτονούν 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 μια ομάδα σχολών, που είναι δυνατό να χαρακτηριστούν ως βάση του νέφους, και

που γειτονούν 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, δύο σχεδόν το Πανεπιστήμιο 'Ιωαννίνων, ένα τμήμα της Φυσικομαθηματικής του Πανεπιστημίου Πατρών, μερικές σχολές με «άγροτικές» αντικείμενο σπουδών (Γεωπονική 'Αθηνών, Γεωπονοδασολογική Θεσσαλονίκης, Κτηνιατρική Θεσσαλονίκης), καθώς και δύο μαζικές σχολές, ή Πάντειες 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 «άγροτες» και γειτονούν βασικά με τους «έργατες», 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 'Αθηνών 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—ιδίαιτερα στην 'Αθήνα—οι διαφοροποιήσεις μεταξύ των τμημάτων μάς δίνουν επίσης μια 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 επαγγεμάτων»— αντανακλά επίσης μία ιεράρχηση των σχολών σύμφωνα με την κοινωνική τους άκτινοβολία και τις προτιμήσεις των υποψηφίων (ιεράρχηση που εμπεριέχει τη διαφοροποίηση μεταξύ

Ἀθήνας καὶ ἐπαρχίας). Ἡ ταύτιση τῶν δύο ἐρμηνειῶν εἶναι ἰδιαίτερα σαφής γιὰ τὴν κορυφή καὶ τὴν βάση τοῦ νέφους, πού ἀποτελοῦνται ἀντίστοιχα ἀπὸ τίς σχολές πού γειτονεοῦν μετὰ τὰ «ἐλευθερία» καὶ τὰ «ἀγροτικά» ἐπαγγέλματα. Ὅσον ἀφορᾷ τὸ δεύτερο ἄξιο, ἡ διπλή του ἐρμηνεία μᾶς προσφέρει μιά σημαντική ἐνδειξη γιὰ τὸ συσχετισμὸ σχολῶν καὶ ἐπαγγελματικῶν κατηγοριῶν στὸ βαθμὸ πού, σὲ ἐπίπεδο ἐπαγγελμάτων, διαφοροποιεῖ τὶς κατηγορίες 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 βασικά συμπεράσματα πού ἀπορρέουν ἀπὸ τὴν ἀνάλυση τοῦ πίνακα τῶν δεδομένων ἀφοροῦν τὴν ἐντονὴ διαφοροποίησι/ιεράρχησι τῶν σχολῶν, ὡς πρὸς τὴν προέλευση τῶν φοιτητῶν τους, καὶ τίς σχέσεις πού ὑπάρχουν ἀνάμεσα στὴν κοινωνικο-επαγγελματικὴ καταγωγὴ καὶ τὴ σχολὴ φοίτησης, (λόγω ἐκλογῆς τοῦ ὑποψηφίου ἢ/καὶ λόγω ἐπιλογῆς μέσου τοῦ συστήματος τῶν ἐξετάσεων). Οἱ σχέσεις αὐτές προσφέρουν ἐπίσης ὀρισμένες ἐνδείξεις ὅσον ἀφορᾷ τὴν ἀνισότητα τῶν εὐκαιριῶν πρόσβασης στὶς διάφορες σχολές τῶν ΑΕΙ, ἂν καὶ βασικὴ ἐπίδωξι αὐτοῦ τοῦ ἄρθρου δὲν εἶναι ἡ μελέτη αὐτῆς τῆς ἀνισότητος ἀλλὰ ὁ ἐντοπισμὸς τοῦ τρόπου κατανομῆς καὶ τῶν διαφοροποιήσεών της κατὰ σχολή.<sup>28</sup>

Ὅπως διαπιστώθηκε, μιά σειρά σχολές (π.χ. σχολές Πολυτεχνείων—καὶ κυρίως Ἀρχιτέκτονες καὶ Πολιτικοὶ Μηχανικοὶ—Ἱατρικὴ, Ὀδοντιατρικὴ, Φαρμακευτικὴ κτλ.) πού ὄδηγουν στὴν ἀναπαγωγὴ ἐλευθερίων ἐπαγγελμάτων, χαρακτηρίζονται ἐπίσης καὶ ἀπὸ μιά ὑπεραντιπροσώπωση τῶν φοιτητῶν, πού προέρχονται ἀπ' αὐτὴ τὴν ἐπαγγελματικὴν κατηγορίαν. Φυσικά, μιά λεπτομερέστερη ἀνάλυση ὡς πρὸς τὸ εἶδος τοῦ ἐλευθερίου ἐπαγγέλματος, θά μπορούσε νὰ προσφέρει μερικές πολὺ πῖο συγκεκριμένες ἐνδείξεις σχετικὰ μετὰ τὴ διαδικασία ἐνδογενούς ἀναπαγωγῆς αὐτῶν τῶν ἐπιστημονικοεπαγγελματικῶν ομάδων. Ἀντίθετα, μιά σειρά σχολές, πού ἔχουν ἀμση σχέση μετὰ τὴν ἀγροτικὴ παραγωγὴ (π.χ. Γεωπονικὴ, Κτηνιατρικὴ κτλ.) καὶ μετὰ τὴν ἐπίδραση τῆς κυρίαρχης, στὶς ἀγροτικές περιοχές, ἰδεολογίας (Θεολογικές) ἢ ἀποτελοῦν εὐκολὴν διαδικασίαν ἐντα-

ξις στὴν κρατικὴ μηχανὴ (Πάντειος, σχολές «παραγωγῆς» καθηγητῶν μέσης ἐκπαίδευσης, ὅπως π.χ. οἱ Θεολογικὲς καὶ τὰ Φιλολογικὰ τμήματα), χαρακτηρίζονται ἀπὸ μιά ὑπεραντιπροσώπωση τῶν γεωργικῶν ἐπαγγελμάτων.<sup>29</sup> Οἱ σχέσεις αὐτές καὶ οἱ διαφοροποιήσεις μεταξὺ σχολῶν καθὼς καὶ μεταξὺ τῶν τμημάτων κάθε σχολῆς, καὶ συνολικὰ μεταξὺ Ἀθῆνας καὶ ἐπαρχίας, ὅπως λεπτομερέστερα παρουσιάστηκαν στὴν § 2.2., ὄδηγουν σὲ μιά ἱεράρχηση τῶν σχολῶν, πού φαίνεται νὰ ἀντανακλᾷ, σὲ γενικὲς γραμμές, μιά ἱεράρχηση<sup>30</sup> πού ἐκφράζεται ἀπὸ τὴν ἀντικειμενικὴ κοινωνικὴ θέση τῶν ἀποφοίτων τους καὶ καθορίζει τὴ γενικότερη κοινωνικὴ ἀκτινοβολία κάθε σχολῆς, ὅπως αὐτὴ ὑλοποιεῖται στὴν (ἐμπειρικὰ γνωστή) κλίμακα προτιμήσεων τῶν ὑποψηφίων.<sup>31</sup>

Φυσικά, πολλὰ ἀπὸ τὰ συμπεράσματα πού διατυπώθηκαν, μετὰ βᾶση τὴν ἀνάλυση τοῦ ἀρχικοῦ πίνακα δεδομένων, εἶναι γνωστά (τουλάχιστον ἐμπειρικά) σ' αὐτοὺς πού ἔχουν ἀσχοληθεῖ ἐπιστημονικὰ ἢ/καὶ πρακτικὰ μετὰ συγκεκριμένο θέμα. Ὅπως καὶ ὅποια-ἀδηχοῦτε ἄλλη μέθοδος τῆς Περιγραφικῆς Στατιστικῆς, ἢ ΠΑΑ δὲν προσθέτει πρωτογενεῖς «πληροφορίες» ἀλλὰ ἀναλύει καὶ ἐπεξεργάζεται τὴν «πληροφορία» πού περιέχεται στὸν πίνακα δεδομένων, προσφέρουσα μιά συνθετικὴ εἰκόνα τῆς. Μὲ τὸν τρόπο αὐτό, διευκολύνει τὸν ἐντοπισμὸ τῶν σχέσεων καὶ τὴν διατύπωση τῶν ὑποθέσεων, πού θά ἀποτελέσουν τὸ ἀπαραίτητο ὑπόβαθρο μᾶς γενικότερης ἐρμηνείας.

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

30. Θά πρέπει νὰ τονιστεῖ ὅτι γιὰ τοὺς συγγραφεῖς τοῦ ἀρθροῦ ἡ ἱεράρχηση αὐτὴ δὲν ἔχει καμιά ἀπόλυτως ἀξιολογικὴ ἔννοια. Εἶναι ὁμως γνωστὸ ὅτι ἡ ἱεράρχηση τῶν σχολῶν (ὅπως καὶ ἡ ἱεράρχηση τῶν ἐπαγγελμάτων) ἀντίστοιχὴ, στὶς ἀτομικὲς καὶ συλλογικὲς παραστάσεις, μετὰ μιά ἀξιολογικὴ ἱεράρχηση. Ἡ ἐρμηνεία, οἱ ἐπιπτώσεις καὶ ἡ διαδικασίαν ἀναπαγωγῆς αὐτῆς τῆς ἀντίστοιχης ἐφευρόμεν προφανὸς ἀπὸ τὰ πλαίσια αὐτοῦ τοῦ ἀρθροῦ.

31. Τὰ συμπεράσματα αὐτοῦ τοῦ ἀρθροῦ ἀφοροῦν τὴ σχολὴ ὅπου φοιτᾷ ὁ φοιτητὴς καὶ ὄχι, φυσικά, τὴ σχολὴ ὅπου θά ἐπιθυμοῦσε νὰ φοιτήσει. Κι αὐτὸ γιατί, ἐκτός τῶν ἄλλων, δὲν ἔχουν δημοσιευτεῖ τὰ ἀντίστοιχα στοιχεῖα. Τὰ στοιχεῖα ὁμως 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 θά μπορούσε νὰ προσφέρει μερικὰ χρήσιμα συμπεράσματα ὡς πρὸ τὴν ἱεράρχηση πού ἔχουν οἱ διάφορες σχολές στὶς προτιμήσεις/ἐπιθυμίες τῶν ὑποψηφίων, δηλαδή ὡς πρὸς τὴν εἰκόνα πού ἔχει τὸ κοινὸ γιὰ τίς διάφορες σχολές. Καὶ κυρίως μιά ἀνάλυση αὐτῶν τῶν προτιμήσεων σὲ σχέση μετὰ τὴν κοινωνικοεπαγγελματικὴ καταγωγὴ θά ἐδειχνε ἰσως τὸ βαθμὸ ἀναπαραγωγῆς, στὴν ἰδεολογία τῶν διαφόρων κοινωνικῶν στρωμάτων, μᾶς συγκεκριμένης μορφωτικῆς (καὶ ἐπομένως ἐπαγγελματικῆς) ἱεράρχησης καθὼς ἐπίσης καὶ τὴν πορεία πού θεωρεῖται πῖο πρόσφορη (καὶ βατὴ) γιὰ κοινωνικὴ ἀνοδο.

28. Σχετικὰ μετὰ τὴν ἀνισότητα τῶν εὐκαιριῶν πρόσβασης στὴν Ἀνώτατη Ἐκπαίδευση, βλ. ἐνδεικτικὰ Ἰ. Λαμπιρῆ-Δημάκη, *Πρὸς μίαν Ἑλληνικὴν Κοινωνιολογίαν τῆς Παιδείας*, 2 τόμοι, ἐκδ. ΕΚΚΕ, Ἀθῆνα 1974, Μ. Ἡλιού, «Γεωγραφικὴ κατανομὴ ἐκπαιδευτικῶν εὐκαιριῶν», *Ἐπιθεώρηση Κοινωνικῶν Ἐρευνῶν*, τευχ. 28, σσ. 259-274, καὶ Κ. Τσοκαλά, «Ὁ κοινωνικὸς ρόλος τῆς ἐκπαίδευσης στὴ Νεώτερη Ἑλλάδα», *Μαθηματικὴ Ἐπιθεώρηση*, τευχ. 6 (Ἰούνης 1977), σσ. 44-74. Σχετικὲς μελέτες γίνονται ἐπίσης καὶ στὰ πλαίσια τοῦ τρίτου ἐκπαιδευτικοῦ προγράμματος τοῦ Ὑπ. Παιδείας.



