

ΔΗΜ. Δ. ΚΩΤΣΑΚΗ

*Υφηγητοῦ τῆς Ἀστρονομίας ἐν τῷ Πανεπιστημίῳ Ἀθηνῶν
καὶ τῷ Ἐθνικῷ Μετσοβίῳ Πολυτεχνεῖῳ*

ΘΕΩΡΙΑ ΤΩΝ ΣΦΑΛΜΑΤΩΝ

ΚΑΙ

ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ

*Βοήθημα διὰ τὴν μαθηματικὴν ἐπεξεργασίαν
τῶν πειραματικῶν δεδομένων.*

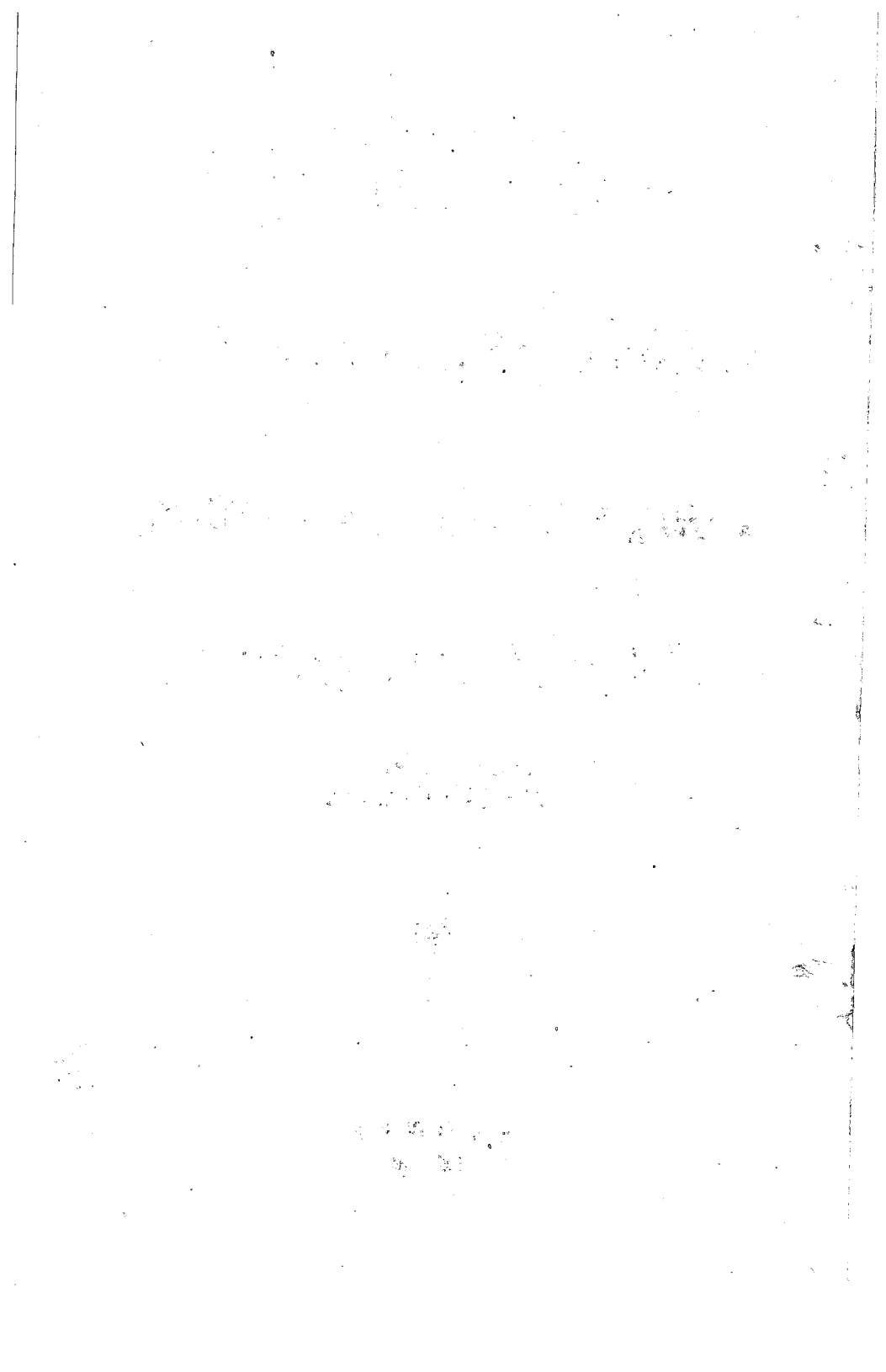
ΕΚΔΟΣΙΣ ΔΕΥΤΕΡΑ

Καφ
Ἀγαθωρημένη καὶ ἐπισημμένη



ΑΘΗΝΑΙ

1962



63
3765

Β'

ΠΡΟΛΟΓΟΣ Αης ΕΚΔΟΣΕΩΣ

Ἡ ἐπιστημονικὴ ἐπεξεργασία καὶ βαθύτερα μελέτη τῶν ἀποτελεσμάτων τῶν παρατηρήσεων διαφόρων φαινομένων ἢ τῶν ἐξαγομένων τῶν μετρήσεων κατὰ τὰς πειραματικὰς ἐρεῦνας, ἀποτελεῖ πρόβλημα τὸ ὁποῖον ἀπασχολεῖ σοβαρῶς πλείστους ὄσους ἐρευνητὰς ποικίλων κλάδων τῆς ἐπιστήμης, μάλιστα κατὰ τὰς τελευταίας δεκαετίαι. Καὶ παρουσιάζεται πολλάκις ἡ ἀνάγκη ὅπως ὁ ἐρευνητὴς βοηθῆται ἀρκούντως, ὥστε τὰ διατυπούμενά ὑπ' αὐτοῦ συμπεράσματα, νὰ παρέχουν ὄλα ἐκεῖνα τὰ ἐχέγγυα, τὰ ὁποῖα θὰ τοῦ δίδουν τὴν βεβαιότητα, ὅτι πρόκειται περὶ μελέτης συστηματικῆς, ἥτις διεξήχθη ἐπὶ τῇ βάσει καθαρῶς ἐπιστημονικοῦ σχεδίου.

Ἄκριθῶς δὲ τὸ παρὸν δημοσίευμα ἔρχεται νὰ ὑποβοηθήσῃ τὸ ἔργον τῶν ἐρευνητῶν ἐκείνων, οἱ ὁποῖοι ἀσχολοῦνται μὲ τὴν σπουδὴν ποικίλων θεμάτων: φυσικῶν, χημικῶν, ἀστρονομικῶν, μετεωρολογικῶν, μηχανικῶν, ἰατρικῶν, δημογραφικῶν, κοινωνικῶν κ. λ. π., τὰ ὁποῖα στηρίζονται εἰς μεγάλον ἀριθμὸν μετρήσεων ἢ παρατηρήσεων καὶ ἅτινα ὑπόκεινται κυρίως εἰς τὸν ἀναπόφευκτον νόμον τῶν τυχαιῶν σφαλμάτων. Ἐφ' ὅσον, δηλαδή, πρόκειται περὶ ἐξαγομένων ἀνθρωπίνων, ταῦτα συνοδεύονται πάντοτε ὑπὸ σφαλμάτων, καὶ προέχει ἡ ἀνάγκη τῆς ἀπαλλαγῆς των ἐκ τούτων, ἐπὶ τῇ βάσει ὁμῶς κριτηρίων ἀντικειμενικῶν, διατυπωμένων εἰς γλῶσσαν μαθηματικῆν. Ἡ διαπραγμάτευσις τοῦ προβλήματος τῆς θεωρίας τῶν σφαλμάτων καὶ ἡ ἰσοστάθμισις ἢ ἀφομοίωσις αὐτῶν διὰ

τῆς μεθόδου τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων, εἶναι τὸ θέμα τὸ ὁποῖον ἀναπτύσσεται εἰς τὸ βιβλίον τοῦτο. Κατεβλήθη προσπάθεια ὅπως γίνῃ πᾶσα δυνατὴ ἀπλούστευσις καὶ διασάφησις πολλῶν ἐννοιῶν καὶ ὄρων καὶ διὰ τῆς καταχωρήσεως πολλῶν—πλείστων—παραδειγμάτων, ἐκ διαφόρων κλάδων τῆς ἐπιστήμης εἰλημμένων, νὰ διευκολύνεται ὄντως ὁ ἀναγνώστης, διὰ νὰ ἐφαρμόζη τὰς ἀναπτυσσομένας μεθόδους εἰς τὰ ἐκάστοτε ζητήματα τὰ ὁποῖα ἐρευνᾷ.

Πολλὰ ἐκ τῶν ἐν τῷ ἔργῳ τούτῳ περιλαμβανομένων θεμάτων ἀνεπτύχθησαν κατὰ τὰ δύο τελευταῖα ἀκαδημαϊκὰ ἔτη εἰς τοὺς τεταρτοετείς φοιτητὰς τῶν Μαθηματικῶν καὶ Φυσικῶν τοῦ Πανεπιστημίου Ἀθηνῶν, μερικὰ δὲ πρό τινων ἐτῶν εἰς τὸ τμήμα ἀξιωματικῶν μηχανικῶν τῆς Σχολῆς Ἀεροπορίας. Ἐκρίθη δὲ σκόπιμον νὰ δημοσιευθοῦν διὰ τοῦ παρόντος, ὥστε οἱ ἐνδιαφερόμενοι διὰ τὴν ἔρευναν διαφόρων προβλημάτων, νὰ ἔχουν ἓνα πρόχειρον καὶ εὐχρηστον βοήθημα, τὸ ὁποῖον θὰ τοὺς διευκολύνῃ εἰς τὴν ἐπιτυχῆ καὶ ἀκριβῆ διαπραγματεύσειν καὶ λύσειν αὐτῶν.

Τὸ θέμα τοῦτο, δι' ὅσων ἐν τῷ παρόντι γράφονται, ἀσφαλῶς δὲν ἐξαντλεῖται. Ἐλπίζομεν ὅμως ὅτι ἡ ἐκδοσις αὕτη θὰ βοηθήσῃ πολλοὺς εἰς τὴν βαθυτέραν ἔρευναν θεμάτων τῆς ἐιδικότητός των, ὃ δὲ συγγραφεὺς θὰ ἐθεώρῃ τὸν ἑαυτὸν του ἱκανοποιημένον, ἐὰν ὄντως ἐπετύγχανε τοῦτο, καὶ ἐπὶ πλέον, ἐὰν ἔδιδεν ἀφορμὴν εἰς ἄλλους ἐρευνητὰς νὰ παρουσιάσουν ἐκτενέστερα καὶ πληρέστερα ἔργα, εἰς τὸν κλάδον αὐτὸν τῆς ἐπιστήμης.

Ἀπρίλιος 1953

Δ. Κ.

ΠΡΟΛΟΓΟΣ ΒΑΣ ΕΚΔΟΣΕΩΣ

Ἡ εὐμενὴς ὑποδοχή, τῆς ὁποίας ἔτυχεν ἐκ μέρους τῶν εἰδικῶν ἢ α'. ἔκδοσις τοῦ ἔργου τούτου, ὥθησεν ἡμᾶς εἰς τὸ νὰ ἐμφανίσωμεν τὴν παροῦσαν, ἀναθεωρημένην καὶ ἐπινηξημένην.

Εἰς τὸ πρῶτον μέρος τοῦ βιβλίου μικραὶ μόνον προσθήκαι ἔγιναν, ἀρκεταὶ τῶν ὁποίων ἀναφέρονται εἰς τὴν διασάφησιν μερικῶν ἐννοιῶν καὶ ὀρισμῶν, πρὸς τὸν σκοπὸν τῆς πλέον ἐπιτυχοῦς χρησιμοποίησεως τῶν τύπων κατὰ τὴν ἔρευναν τῶν ἐκάστοτε τιθεμένων θεμάτων. Εἰς τὸ δεῦτερον ὁμως μέρος κατεχωρήθησαν πλείστα παραδείγματα καὶ ἐπὶ πλέον νέον κεφάλαιον ἀφορῶν εἰς τὴν ἰσοστάθμησιν τῶν σφαλμάτων τῶν ἑπιγυνομετρικῶν δικτύων, τὰ ὁποῖα θὰ βοηθήσουν περισσότερον τοὺς τοπογράφους καὶ τοὺς γεωδαίτας.

Οὕτω συμπληρούμενον τὸ παρὸν ἔργον ἐλπίζομεν νὰ καταστή οὐσιῶδες βοήθημα εἰς χεῖρας τῶν ἐπεξεργαζομένων πειραματικὰ δεδομένα ἢ σειρὰς παρατηρήσεων, αἱ ὁποῖαι περιέχουν τυχαῖα σφάλματα. Ἐν προκειμένῳ δέον νὰ τονισθῇ, ὅτι ἡ ἐκάστοτε διακρίβωσις τοῦ εἶδους τῶν σφαλμάτων καὶ ὁ τρόπος τῆς σπουδῆς των εἶναι ζήτημα λεπτὸν καὶ δύσκολον, νομίζομεν δὲ ὅτι τὸ δημοσίευμα τοῦτο συμβάλλει ἀρκούντως, ὥστε νὰ γίνεται ἀκριβὴς καὶ ἐπιτυχὴς διερεύνησις τῶν μελετωμένων ὑπὸ τῶν εἰδικῶν προβλημάτων.

Θεωροῦμεν καθῆκον νὰ εὐχαριστήσωμεν θερμῶς ὄσους ὑπέδειξαν βελτιώσεις τινὰς τοῦ παρόντος ἢ καὶ ἔθεσαν εἰς τὴν διάθεσιν ἡμῶν ὠρισμένα παραδείγματα. Ἰδιαιτέρως ὀφείλονται εὐχαριστίαι εἰς τὸ

Γενικόν Ἐπιτελεῖον Στρατοῦ διὰ τὴν ἔγκρισιν τῆς ἐκτυπώσεώς του εἰς τὴν Γεωγραφικὴν Ὑπηρεσίαν Στρατοῦ, ἣτις προθύμως ἀνέλαβε καὶ ἔφερεν εἰς πέρας τὴν ἐργασίαν ταύτην. Ὁ συγγραφεὺς θὰ εἶναι ἰδιαίτερος εὐχαριστημένος, ἂν καὶ ἡ νέα αὕτη ἔκδοσις βοηθήσῃ πολλοὺς Ἑλληνας ἐπιστήμονας καὶ τεχνικοὺς κατὰ τὴν μελέτην προβλημάτων, τὰ ὁποῖα ἐκάστοτε τίθενται εἰς αὐτοὺς πρὸς λύσιν.

Ἰανουάριος 1962

Δ. Κ.

ΜΕΡΟΣ ΠΡΩΤΟΝ

ΘΕΩΡΙΑ ΤΩΝ ΣΦΑΛΜΑΤΩΝ

ΚΕΦΑΛΑΙΟΝ Α΄

ΤΟ ΠΡΟΒΛΗΜΑ ΤΩΝ ΣΦΑΛΜΑΤΩΝ ΚΑΤΑ ΤΑΣ

ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ

Θέσις τοῦ ζητήματος.

Ὁ ἄνθρωπος λαμβάνει γνώσιν τοῦ φυσικοῦ κόσμου διὰ τῶν αἰσθήσεών του, αἱ ὁποῖαι συχνὰ βοηθοῦνται καὶ ὑπὸ διαφόρων ὀργάνων. Εἰς ὅλας ὁμως τὰς παρατηρήσεις καὶ τὰς μετρήσεις ἐμφιλοχωροῦν ὅπωςδήποτε σφάλματα. Καμμία μέτρησης δὲν εἶναι ἀπολύτως ἀκριβής. Ὅσονδήποτε μεγάλην προσοχὴν καὶ ἐὰν καταβάλωμεν, ἀλλὰ καὶ τὰ ἀκριβέστερα καὶ πλεον. εὐπαθῆ ὄργανα καὶ ἂν χρησιμοποιήσωμεν, πάντοτε θὰ ἐμφανισθοῦν σφάλματα. Ταῦτα θὰ προέρχονται, εἴτε ἀπὸ τὴν ἀτέλειαν τῶν ἀνθρωπίνων αἰσθήσεων, εἴτε ἀπὸ τὰ βοηθητικὰ ὄργανα τὰ ὁποῖα χρησιμοποιοῦνται, εἴτε ἀπὸ τὰς ἐξωτερικὰς συνθηκὰς—ὅπως π.χ. εἶναι αἱ μετεωρολογικαί—, κατὰ τὴν στιγμὴν τῆς ἐκτελέσεως τῆς μετρήσεως, εἴτε θὰ ἀναφέρονται καὶ εἰς διαφόρους ἄλλους λόγους.

Εἰς ὅλας δηλαδή τὰς μετρήσεις ἢ παρατηρήσεις τοῦ ἀνθρώπου, ὑπάρχει πάντοτε μία περιοχὴ ἀβεβαιότητος, λόγω τῶν ἀναποφεύκτων σφαλμάτων. Καὶ τὸ ἐκάστοτε σφάλμα ὀρίζεται ὡς διαφορὰ μεταξὺ τῆς ἀληθοῦς τιμῆς τῆς ποσότητος καὶ ἐκείνης τὴν ὁποίαν ἡμεῖς, διὰ τῆς παρατηρήσεως, εὐρίσκομεν. Ἄλλ' ἐφ' ὅσον μᾶς εἶναι ἄγνωστος ἢ ἀληθὴς τιμὴ τῆς ὑπὸ μέτρησιν ποσότητος, προφανῶς, εἶναι ἄγνωστον καὶ τὸ ἀληθὲς σφάλμα τὸ ὁποῖον ἐμφανίζεται εἰς μίαν τοιαύτην μέτρησιν. Κατὰ συνέπειαν, καθίσταται ἐν πολλοῖς δύσκολος καὶ προβληματικὴ ἢ εὐρεσις τῶν σφαλμάτων, ὅταν ἐκτελῶμεν μίαν μέτρησιν ἢ παρατήρησιν ἢ καὶ πείραμα. Συχνὰ ὁμως εἶναι δυνατὴ ἢ ἐξακριβωσις καὶ εὐρεσις τῆς ἀληθοῦς τιμῆς μιᾶς μετρήσεως ἢ παρατηρήσεως. Ἡ ἐπανάληψις π.χ. μιᾶς μετρήσεως καθιστᾷ, μέχρις ἑνὸς βαθμοῦ, δυνατὴν τὴν εὐρεσιν, κατὰ μεγάλην προσέγγισιν, τῆς ἀκριβοῦς τιμῆς ἐπίσης ὅταν μετρᾷ ἢ παρατηρῇ κανεῖς, μεγέθη τὰ ὁποῖα συνδέονται δι' ἄλλης τινος, γνωστῆς ἤδη σχέσεως. Εἰς τὴν περίπτωσιν αὐτὴν γνωρίζομεν,

ἐκ προτέρου, τὴν ἀληθῆ τιμὴν, ὁπότε δυνάμεθα νὰ εὐρωμεν καὶ τὸ ἀληθὲς σφάλμα. Παράδειγμα ἔστω ἡ μέτρησις τῶν γωνιῶν ἐνὸς τριγώνου, τὸ ἄθροισμα τῶν ὁποίων, ὡς γνωστόν, ἰσοῦται πρὸς 180°.

Ἄλλὰ πῶς θὰ ἐπιτύχωμεν ἀκριβεῖς μετρήσεις, ἢ μᾶλλον, πῶς θὰ δυνηθῶμεν νὰ προσδιορίσωμεν τὴν πλέον καλυτέραν τιμὴν, ἐφ' ὅσον κατ' ἀρχὴν εἶναι ἀδύνατον νὰ ἀποφύγωμεν τὴν ἐμφάνισιν σφαλμάτων κατὰ τὰς παρατηρήσεις ἢ μετρήσεις οἰουδήποτε φυσικοῦ ποσοῦ ; Τὸ θέμα τοῦτο ἀποτελεῖ ἀντικείμενον μελέτης τῆς θεωρίας τῶν σφαλμάτων. Ἡ θεωρία αὕτη ἐξετάζει τὸ ὅλον πρόβλημα καὶ ἐμβαθύνει εἰς τὴν ἔρευναν τῶν αἰτιῶν, τὰ ὁποῖα δημιουργοῦν τὰ σφάλματα εἰς τὴν φύσιν καὶ τὸν τρόπον τῆς ὑπερνηκίσεως αὐτῶν καὶ γενικώτερον πᾶν ὅ,τι ἀφορᾷ εἰς ἀνακρίβειας ἢ σφάλματα, τὰ ὁποῖα, διὰ τὸν ἕνα ἢ ἄλλον λόγον, συνοδεύουν οἰανδήποτε μέτρησιν ἢ παρατήρησιν.

Ὁ ὅρος σφάλμα χρησιμοποιεῖται ἐνίοτε, οὐχὶ ὀρθῶς, ἀντὶ τοῦ ὅρου «ἀσυμφωνία» (discrepancy). Ἄσυμφωνία ὅμως εἶναι ἡ διαφορὰ μεταξὺ δύο μετρηθεισῶν τιμῶν τῆς ἰδίας ποσότητος ὑπὸ δύο παρατηρητῶν ἢ ἡ διαφορὰ μεταξὺ τῆς πειραματικῆς τιμῆς καὶ τῆς τιμῆς τῆς διδομένης π.χ. ὑπὸ ἐνὸς πίνακος. Ἡ τοιαύτη τιμὴ δὲν εἶναι ὅπως ἐσφαλμένως νομίζεται, ἡ ἀκριβής, ἢ ἡ ἀληθὴς τιμὴ, διότι καὶ αὕτη προέρχεται ἀπὸ σειρὰν μετρήσεων. Καὶ πιθανῶς ἡ ἀκρίβεια τῶν μετρήσεων αὐτῶν νὰ εἶναι μικροτέρα ἐκείνης τὴν ὁποίαν μεταγενεστέρως ἐρευνῶμεν. Ἀντὶ τοῦ ὅρου σφάλμα χρησιμοποιοῦνται ἐξ ἄλλου καὶ αἱ λέξεις : ἀνακρίβεια, ἀπόκλισις, ἐκτροπή, ἀποχή, ὑπόλοιπον ὑπὸ τὴν αὐτὴν περίπου ἔννοϊαν. Θὰ χρησιμοποιοῦμεν εἰς τὴν συνέχειαν συνήθως τὴν λέξιν σφάλμα. *

Πηγαὶ καὶ εἶδη σφαλμάτων

Τὰ σφάλματα προέρχονται ἐκ τῆς φύσεως, ἐκ τῶν ὀργάνων καὶ ἐκ τοῦ παρατηρητοῦ, ὅστις ἐκτελεῖ τὰς μετρήσεις.

1) Ἐκ τῆς φύσεως : Εἰς αὐτὰ δέον, ἐπὶ παραδείγματι, νὰ συγκαταλεχθοῦν : Θερμοκρασία, ἀτμοσφαιρική πίεσις, ἄνεμος, διάθλασις, ἐπίδρασις τῆς βαρῦτητος, ἐμπόδια κατὰ τὴν μέτρησιν.

* Μερικοὶ ὅροι, ὅπως π.χ. ἀπόκλισις (déclinaison) καὶ ἀποχή (élongation) ἔχουν διαφορετικὰς σημασίας εἰς διαφόρους κλάδους τῆς ἐπιστήμης. Ὑπάρχουν καὶ συγγραφεῖς, οἱ ὅποιοι διὰ τοῦ ὅρου σφάλμα ἐννοοῦν τὸν ἀριθμὸν τὸν ἀναφερόμενον εἰς τὴν ἐκτιμηθεῖσαν ἀβεβαιότητα κατὰ τὸν καθορισμὸν τῆς τιμῆς ἐνὸς μεγέθους, ἐνῶ πρόκειται περὶ ἄλλου σφάλματος ἢ παρομοίας ποσότητος, ὅπως θὰ ἴδωμεν βραδύτερον.

2) *Ἐκ τῶν ὀργάνων* : Διάφοροι ἀτέλειαι κατὰ τὴν κατασκευὴν τῶν ὀργάνων μετρήσεως ἢ πειράματος, καθὼς καὶ τῶν βοηθητικῶν πρὸς αὐτὰ συσκευῶν. Ἐπίσης, ἡ μικρὰ ἢ ἡ μεγάλη εὐπάθεια αὐτῶν, συννεπεία καιρικῶν μεταβολῶν ἢ καὶ ἄλλης φύσεως μεταλλαγῆαι τῶν ὀργάνων. Ἀκόμη λάθη κατὰ τὴν ἐκτέλεσιν τῶν ὑπολογισμῶν, λόγῳ ἐσφαλμένης ἐκλογῆς τῶν καταλλήλων πινάκων, λογιστικῶν μηχανῶν ἢ λογαριθμικῶν κανόνων. Τὰ σφάλματα ἐκ τῶν ἐν λόγῳ μέσων, τὰ ὅποια ὑποβοηθοῦν τὴν ἐκτέλεσιν τῶν ὑπολογισμῶν, πρέπει νὰ εἶναι μικρὰ ἐν σχέσει μὲ τὰ ἀναπόφευκτα σφάλματα τοῦ πειράματος, ὥστε νὰ δύνανται νὰ θεωρηθοῦν ἀμελητέα. Ἐν λ.χ. τὰ πειραματικά δεδομένα δίδουν ἀκρίβειαν 5 σημαντικῶν ψηφίων, θὰ ἦτο ἄτοπον νὰ χρησιμοποιηθῆι λογιστικὸς κανὼν δίδων ἀκρίβειαν 3 ψηφίων.

3) *Ἐκ τοῦ παρατηρητοῦ* : Ἀτέλειαι καὶ ἐλαττώματα τῶν ἀνθρωπίνων αἰσθητηρίων, ὅπως τῆς ὁράσεως, ἀκοῆς, ἀφῆς. Προσωπικὰ λάθη.

Τὰ σφάλματα, ἀναλόγως τῆς προελεύσεως καὶ τῶν ἐκδηλώσεων αὐτῶν διακρίνονται εἰς τρεῖς κατηγορίας : Τὰ φανερὰ ἢ χονδροειδῆ τὰ συστηματικὰ καὶ τὰ τυχαῖα ἢ ἀκανόνιστα ἢ πειραματικὰ.

Α. Τὰ φανερὰ ἢ χονδροειδῆ σφάλματα ἔχουν τὴν αἰτίαν τῶν κυρίως εἰς τὸν ἀνθρώπον. Ὀφείλονται, δηλαδὴ εἰς ἀπροσεξίαν κατὰ τὴν ἐκτέλεσιν τῆς μετρήσεως ἢ παρατηρήσεως ἢ καὶ εἰς τὴν θεληματικὴν παρέμβασιν ξένου πρὸς τὴν ἔρευναν προσώπου. Δύνανται ἀκόμη νὰ εἶναι χονδροειδῆ λάθη ἀναγνώσεως βαθμολογημένων ὀργάνων, ρυθμίσεως συνθηκῶν τοῦ πειράματος ἢ ἐκτελέσεως τῶν ὑπολογισμῶν. Ταῦτα ἀσκοῦν μεγάλην ἐπίδρασιν εἰς τὸ ἀναμενόμενον ἐξαγόμενον. Τὰ τοιαῦτα σφάλματα κατὰ κανόνα δύνανται ἐκ προτέρου νὰ ἀποφευχθοῦν ἢ διὰ τοῦ ἐλέγχου νὰ εὐρεθοῦν καὶ νὰ ἀπομονωθοῦν. Ὁ ἐρευνητὴς εἶναι εἰς θέσιν συχνὰ νὰ διαπιστώσῃ τὴν ὑπαρξίν των καὶ νὰ τὰ θέτῃ κατὰ μέρος. Ταῦτα παρουσιάζουν μεγάλην ἐπίδρασιν εἰς τὸ ἀναμενόμενον ἐξαγόμενον ἢ ἄλλοτε ἀποκλίνουν αἰσθητῶς τῶν γειτονικῶν τιμῶν ἢ ἀκόμη ἢ παρουσία των γίνεται κατ' ἄλλους τρόπους ἀντιληπτῆ. Δέον ἐνταῦθα νὰ σημειωθῆι ὅτι ἐνίοτε ἢ αἰσθητῆ ἀπόκλισις μιᾶς μετρήσεως πιθανὸν νὰ ὀφείλεται εἰς κάποιαν αἰφνιδίαν μεταβολὴν τῶν συνθηκῶν παρατηρήσεως, ὅπως συμβαίνει μὲ τὴν ἐμφάνισιν μιᾶς καταιγίδος ἢ μὲ τὴν παρεμβολὴν ἐνὸς δευτερογενούς φαινομένου, ὁπότε τὸ ἐξαγόμενον πρέπει νὰ ἐξετασθῆι μεμονωμένως.

Ἐπομένως, τὰ φανερὰ ἢ χονδροειδῆ σφάλματα, δύνανται εὐκόλως νὰ εὐρεθοῦν καὶ αἱ σχετικαὶ μετρήσεις νὰ ἀπομονωθοῦν τῶν ὑ-

πολοίπων, ὥστε νά μή ληφθῶν ὑπ' ὄψιν κατά τήν ἔρευναν καί μελέτην ἑνὸς φαινομένου.

Β. Τά συστηματικά σφάλματα ἔχουν μεγαλύτεραν σπουδαιότητα τῶν προηγουμένων καί προέρχονται ἀπό αἷτια τὰ ὁποῖα ἐπιδροῦν, πολὺ ἢ ὀλίγον, κατά τήν αὐτὴν φορᾶν. Δηλαδή τὰ σφάλματα αὐτὰ ἀναφέρονται εἰς αἷτια τὰ ὁποῖα, ὑπὸ τὰς αὐτὰς συνθήκας, ἐνεργοῦν κατά τὸν ἴδιον τρόπον. Ταῦτα σχετίζονται μὲ τὰ ὄργανα μετρήσεως, τὴν προσωπικότητα τοῦ παρατηρητοῦ, τὴν ἐπίδρασιν τῶν μετεωρολογικῶν στοιχείων κ.λ.π. Εἰς τὰς περισσοτέρας περιπτώσεις δύγανται νά παρασταθῶν διὰ μίας καμπύλης, ἡ ὁποία συχὰ καταντᾶ εὐθεῖα, ὁπότε δυνάμεθα νά ὀμιλῶμεν περὶ *γραμμικῆς πορείας* τῶν συστηματικῶν σφαλμάτων. Ἐὰν μάλιστα ἡ εὐθεῖα αὐτὴ εἶναι παράλληλος πρὸς τὸν ἄξονα τῶν τετμημένων ἢ τῶν τεταγμένων, τὸ ὀνομάζομεν καὶ *σταθερὸν σφάλμα*. Ἐχομεν τρία εἶδη συστηματικῶν σφαλμάτων :

α) Σφάλματα ὀργάνων. Ὀφείλονται εἰς ἀτελῆ τεχνικὴν κατασκευὴν, ὅπως π.χ. ἐσφαλμένη διαίρεσις ἀντῦγος, διαρροὴ μετρομένης ποσότητος ὑγροῦ κ.λ.π.

β) Προσωπικά σφάλματα. Ὀφείλονται εἰς τὴν προσωπικότητα ἢ τὰς ἀτομικὰς συνηθείας τοῦ παρατηρητοῦ, ὅπως εἶναι τὸ σφάλμα παραλλάξεως κατά τὴν παρατήρησιν τῆς θέσεως τῆς βελόνης ἐπὶ κλίμακος ἢ τὴν διάβασιν ἀστέρος διὰ τῶν νημάτων τοῦ μικρομέτρου ἢ σφάλμα ἐκ τῆς ταχύτητος ἀντιδράσεως τοῦ παρατηρητοῦ κατά τὴν ἐξέλιξιν ἑνὸς φαινομένου κ.ο.κ. Ταῦτα συνήθως εἶναι ἀντικείμενον εἰδικῆς ἐρεῦνης ὑπὸ τὸ ὄνομα : «προσωπικὴ ἐξίσωσις».

γ) Σφάλματα πειραματικῶν συνθηκῶν. Ταῦτα παρουσιάζονται εἰς τὰς περιπτώσεις, καθ' ἃς χρησιμοποιοῦνται ὄργανα διὰ συνθήκας (π.χ. πίεσεως, θερμοκρασίας, ὑγρασίας) διαφορετικὰς ἐκείνων διὰ τὰς ὁποίας ἔχουν κατασκευασθῆ.

Ἐκ τῶν συστηματικῶν σφαλμάτων πολλὰ εἶναι σταθερά, συχὰ ὅμως εἶναι ταῦτα ἀνάλογα τοῦ ἀριθμοῦ τῶν ἐκτελουμένων παρατηρήσεων ἢ μετρήσεων. Ἄν π.χ. κατά τὴν μέτρησιν ἑνὸς μήκους, ἡ μόνος μετρήσεως εἶναι μικρότερα ἢ μεγαλύτερα τῆς ἀληθοῦς, τότε τὸ μετρούμενον ὀλικὸν μήκος διαφέρει τοῦ ἀληθοῦς, ἀναλόγως τοῦ ἀριθμοῦ τῶν μετρήσεων. Εἰς τὴν ἐμφάνισιν αὐτῶν δύναται νά ἐπιδρᾷ καὶ ὁ τρόπος καθ' ὃν γίνεται ἡ μέτρησις. Ἄλλα πάλιν ἔχουν περιοδικὸν χαρακτῆρα, ὅπως συμβαίνει εἰς τὰς παρατηρήσεις εἰς τὰς

ὁποίας ἐπιδροῦν αἱ μετεωρολογικαὶ συνθήκαι, αἵτινες ἐπαναλαμβάνονται σχεδὸν αἱ αὐταὶ κατὰ τὴν διάρκειαν τοῦ ἔτησιου κύκλου.

Κατὰ ταῦτα, τὰ συστηματικὰ σφάλματα ὑπόκεινται εἰς ὁρισμένους νόμους οἱ ὅποιοι συχνὰ εὐρίσκονται ἢ ἔαν αὐτὸ δὲν δύναται πάντοτε νὰ ἐπιτευχθῆ, δυνάμεθα κατὰ μεγάλην προσέγγισιν, νὰ τὰ θεωρήσωμεν ὡς ὑπαγόμενα εἰς κάποιον κανόνα. Εἰς τὴν περιπτῶσιν αὐτὴν, εἴμεθα εἰς θέσιν νὰ διορθώωμεν τὰ ἐξαγόμενα τῶν μετρήσεων τῇ βοηθείᾳ τοῦ κανόνου, τὸν ὁποῖον βοηθητικῶς ἐχρησιμοποίησαμεν. Π.χ. Διὰ τὴν ἐκ τῆς ἀτμοσφαιρικῆς διαθλάσεως προκύπτουσαν διόρθωσιν, διάφοροι ὑποθέσεις ἔχουν καταλήξει εἰς τὴν εὐρεσιν διαφόρων τύπων διορθώσεως τῶν σχετικῶν παρατηρήσεων. Κατὰ παρόμοιον ἢ ἀνάλογον τρόπον εὐρέθησαν διορθώσεις βαρομέτρων, θερμομέτρων, ὥρολογίων, θεοδολίχων, τηλεσκοπίων, ἀερόσταθμῶν κ.ο.κ.

Εἶναι εὐνόητον ὅτι ἡ εὐρεσις τοιούτων νόμων καὶ ἡ διατύπωσις αὐτῶν γίνεται μαθηματικῶς ἢ καὶ ἀριθμητικῶς. Ἡ πρακτικὴ Ἀστρονομία, ἡ ἐφηροσομένη Φυσικὴ, ἡ Γεωδαισία, ἡ Μετεωρολογία κ.λ.π. ἀσχολοῦνται, ἔν τινι μέτρῳ, μὲ τὴν εὐρεσιν τῶν νόμων, οἵτινες διέπουν τὰ ἐμφανιζόμενα συστηματικὰ σφάλματα. Ἴδου μερικὰ τοιαῦτα παραδείγματα: Ἡ ἐπίδρασις τῆς διαθλάσεως ἐπὶ τῶν συντεταγμένων τῶν ἀστέρων, τοῦ Ἡλίου ἢ τῆς Σελήνης ἢ καὶ εἰς τὸν προσδιορισμὸν τῆς θέσεως ἑνὸς γεωδαιτικοῦ σημείου. Ἡ τοιαύτη ἐπίδρασις διαφέρει εἰς τὰ διάφορα ὕψη τοῦ οὐρανοῦ ἀντικειμένου ἢ τοῦ γηίνου σημείου—εἰς τὴν περιπτῶσιν τοῦ γεωδαιτικοῦ σημείου παίζει ρόλον καὶ ἡ ἀπόστασις εἰς τὴν ὁποίαν τοῦτο εὐρίσκεται— ὁ συνδυασμὸς ὁμῶς μεγάλου ἀριθμοῦ παρατηρήσεων, ὑπὸ διαφόρους ἀτμοσφαιρικὰς συνθήκας, δίδει τὸν σχετικὸν νόμον. Ἐπίσης ὅταν ζητοῦνται νὰ εὐρεθοῦν τὰ συστηματικὰ σφάλματα διαφόρων μηχανικῶν συσκευῶν, καὶ τότε διὰ συνεχῶν δοκιμαστικῶν μετρήσεων ἐξάγονται ἐμπειρικῶς οἱ νόμοι ἢ οἱ κανόνες εἰς τοὺς ὁποίους ταῦτα ὑπακούουν. Τὰ διάφορα ἐργαστᾶσια κατασκευῆς ἐπιστημονικῶν ὀργάνων ἀκριβείας δίδουν συνήθως τὰς σταθερὰς αὐτῶν, ἀλλὰ συχνὰ ὁ ἔρρευνητὴς εἶναι ἠναγκασμένος νὰ μελετᾷ ἐκ νέου τὸ ὄργανον. Διότι συμβαίνει πολλάκις κατὰ τὴν μεταφορὰν εἰς τὸν τόπον τῆς ἐκτελέσεως τῶν παρατηρήσεων ἢ κατὰ τὴν μόνιμον ἐγκατάστασίν του, τὸ ὄργανον νὰ ὑφίσταται μεταβολὰς καὶ ἀλλοιώσεις.

Πάντως τὰ συστηματικὰ σφάλματα προέρχονται ἀπὸ αἷτια, κατὰ τὸ μᾶλλον καὶ ἥττον γνωστά, καὶ δυνάμεθα συνήθως νὰ διαπιστώσωμεν τὴν ὑπαρξίν των, ὅποτε εὐρίσκομεν, μὲ ἀρκετὴν προσέγγισιν, τὰς ἀληθεῖς τιμὰς μιᾶς σειρᾶς παρατηρήσεων ἢ μετρήσεων.

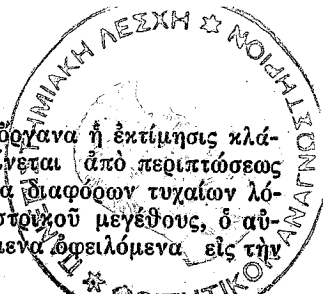
Γ. Τὰ τυχαία ἢ ἀκανόνιστα σφάλματα * μιᾶς σειρᾶς παρατηρήσεων εἶναι κατ' ἀρχὴν ποσότητες πολὺ μικραί. Ἐπειδὴ δὲ ταῦτα ὀφείλονται εἰς αἷτια τὰ ὁποῖα ἐπιδρῶν συνεχῶς μὲν, ἐντελῶς ὅμως ἀκανονίστως—ἄλλοτε δηλαδὴ κατὰ τὴν μίαν φορὰν καὶ ἄλλοτε κατὰ τὴν ἄλλην— εἶναι ποσότητες **θετικαὶ καὶ ἀρνητικαί**. Μὲ ἄλλους λόγους τὰ τυχαία σφάλματα εἶναι ἐκεῖνα τὰ ὁποῖα παραμένουν εἰς μίαν σειρὰν μετρήσεων, ὅταν ἡ σειρά αὕτη ἀπαλλαγῇ ἐκ τῶν χονδροειδῶν καὶ τῶν συστηματικῶν σφαλμάτων. Ἐν τυχαίῳ σφάλματι εἶναι ἀδιαφόρως θετικὸν ἢ ἀρνητικόν, ἐνῶ ἐν συστηματικῶν, ἔχει, ὑπὸ τὰς αὐτὰς συνθήκας, τὸ αὐτὸ πάντοτε σημεῖον καὶ τὸ αὐτὸ μέγεθος.

Ὅταν μετροῦμεν π.χ. ἐνὰ μήκος μὲ **ἀκριβὲς μέτρον**, τὸ ἐξαγόμενον τῆς μετρήσεως, θὰ διαφέρει κατὰ τι τοῦ ἀκριβοῦς μήκους, ὅπως φαίνεται ἐκ τοῦ ὅτι, ἐὰν ἐπαναλάβωμεν, ὑπὸ τὰς αὐτὰς κατὰ μεγάλην προσέγγισιν συνθήκας, πόλλάκις τὴν μέτρησιν ταύτην θὰ ἴδωμεν ὅτι τὰ ἐξαγόμενα διαφέρουν ἀλλήλων. Μερικὰ ἐξ αὐτῶν θὰ εἶναι μικρότερα τῆς θεωρουμένης ὡς «ἀληθοῦς τιμῆς» καὶ ἄλλα θὰ εἶναι μεγαλύτερα ταύτης. Οὐδεὶς, φυσικὰ, λόγος ὑπάρχει ὁ ἀριθμὸς τῶν μὲν νὰ εἶναι οὐσιωδῶς διάφορος τοῦ ἀριθμοῦ τῶν δέ. Ἐπομένως αὐτὰ εἶναι ἐξ ἴσου μεγαλύτερα ἢ μικρότερα τῆς ἀληθοῦς τιμῆς. Εἶναι δηλαδὴ τὰ σφάλματα ταῦτα **τυχαία**. Ἡ διαφορὰ τούτων ἀπὸ τὰ συστηματικὰ σφάλματα φαίνεται εἰς τὸ ἀνωτέρω παραδείγμα. Ἔστω ὅτι τὸ μετρούμενον μήκος εὐρίσκεται κατὰ τι μικρότερον ἢ μεγαλύτερον τοῦ κανονικοῦ. Ὅταν ἡ θερμοκρασία ἐλαττοῦται ἢ ἀυξάνη τότε προφανῶς, τὸ ἐμφανιζόμενον σφάλμα εἶναι συνάρτησις τῆς θερμοκρασίας, εἶναι δηλαδὴ συστηματικὸν καὶ πρέπει νὰ εὐρεθῇ.

Γνωρίζομεν ἐπίσης ὅτι ἡ κατάστασις τῆς ἀτμοσφαιράς δὲν εἶναι πάντοτε ἡρεμὸς ἢ ἡ αὐτή. Τοῦτο ἐπιδρῶ εἰς τὸν προσδιορισμὸν τῆς θέσεως ἐνὸς οὐρανίου σώματος ἢ γῆτινου τινὸς ἀντικειμένου. Ἀπὸ τὰς ἐκτελεσθησομένας, πρὸς τὸν σκοπὸν τούτον μετρήσεις, ἀφοῦ ἀπαιεφθοῦν αἱ δύο ἄλλαι κατηγορίαι σφαλμάτων, παραμένουν τὰ **τυχαία** τὰ ὁποῖα πρέπει κατὰ κάποιον τρόπον νὰ παρακαμφθοῦν ἢ ἡ ἐπίδρασις τῶν νὰ γίνῃ, ὅσον τὸ δυνατόν μικροτέρα, κατὰ τὴν ἐξαγωγὴν τῆς τελικῆς τιμῆς τῆς μετρήσεως. Καὶ τοῦτο δύναται νὰ ἐπιτευχθῇ διὰ τῆς ἐπιμελοῦς ἐκτελέσεως μεγάλου ἀριθμοῦ παρατηρήσεων.

Τὰ τυχαία σφάλματα κατατάσσονται εἰς τὰς ἐξῆς κατηγορίας.

* Εἰς τὴν Ἀγγλικὴν γλῶσσαν γίνεται διαστολὴ μεταξὺ τυχαίων ἢ ἀκανόνιστων σφαλμάτων (erratic, accidental ἢ experimental errors) καὶ συστηματικῶν, διὰ τῶν λέξεων: precision καὶ accuracy. Ἡ λέξις precision ἀναφέρεται εἰς τὰ τυχαία σφάλματα, ἡ δὲ accuracy εἰς τὰ συστηματικά.



1ον) Σφάλματα κρίσεως. Εἰς πολλά ὄργανα ἢ ἐκτίμησις κλάσματος τῆς ὑποδιαίρεσεως τῆς κλίμακος κυμαίνεται ἀπὸ περιπτώσεως εἰς περιπτώσιν ἢ ἀπὸ χρόνου εἰς χρόνον, ἔνεκα διαφόρων τυχαίων λόγων. Ἐπίσης κατὰ τὴν ἐκτίμησιν π.χ. ἐνὸς ἀστρικοῦ μεγέθους, ὁ αὐτὸς παρατηρητῆς εὐρίσκει διαφορητικά ἐξαγόμενα ἀφαιλόμενα εἰς τὴν κρίσιν του.

2ον) Σφάλματα λόγῳ κυμαινομένων συνθηκῶν. Σύνετα αἰ συνθῆκαι τοῦ περιβάλλοντος (θερμοκρασία, πίεσις, ἀτμοσφαιρική διαταραχή, ποικίλαι ἀκτινοβολίαι) ὑπόκεινται εἰς τυχαίας, μικροῦ εὗρους διακυμάνσεις. Ἐντεῦθεν προκύπτουν σφάλματα κατὰ τὰς μετρήσεις.

3ον) Σφάλματα διαταραχῶν. Ταῦτα προέρχονται ἐκ διαφορῶν αἰτιῶν, ὅπως π.χ. ἐκ τῶν μηχανικῶν δονήσεων ἢ ἐκ τῶν παρασίτων εἰς ἠλεκτρικὰ συσκευὰς, λόγῳ παρουσίας εἰς τὴν περιοχὴν ἠλεκτρικῶν μηχανῶν ἢ λόγῳ μᾶς ραδιενεργοῦ πηγῆς κατὰ τὴν ἐκτέλεσιν ἐδικῶν μετρήσεων.

4ον) Σφάλματα ὁρισμοῦ. Ταῦτα θὰ ἔπρεπε ἴσως νὰ λέγωνται καλλίτερον σφάλματα παρανοήσεων. Προέρχονται ἐκ τοῦ ὅτι δὲν ἔχει καθορισθῆ ἑπακριβῶς τί θὰ ἔπρεπε νὰ μετρηθῆ καὶ ποία μέθοδος θὰ ἔπρεπε νὰ χρησιμοποιηθῆ. (Διὰ τῆς λέξεως μέθοδος ἐννοοῦμεν τὸν τρόπον καὶ τὰ χρησιμοποιούμενα ὄργανα). Ὅταν π.χ. μετροῦμεν τὰς διαστάσεις μᾶς ὀρθογωνίου τραπέζης, πιθανὸν αἱ δύο πλευραὶ νὰ μὴ εἶναι ἀκριβῶς παράλληλοι ἢ αἱ ἐπιφάνειαι αὐτῶν νὰ μὴ εἶναι λείαι. Κατὰ συνέπειαν ἔχομεν σφάλμα ἐκ παρανοήσεως. Τὰ τοιαῦτα σφάλματα εἶναι συνήθη εἰς τὴν Πυρηνικὴν Φυσικὴν. Κατὰ τὸν προσδιορισμὸν λ.χ. τῆς ἀκτίως τοῦ πυρήνος, λαμβάνομεν διαφορῶς τιμὰς αὐτῆς, ἐκτελοῦντες μετρήσεις διὰ τῆς μεθόδου τῆς σκεδάσεως, διὰ παραγωγῆς ἀκτινοβολίας Χ προσερχομένης ἐκ μετατοπίσεως δι' ἀλμάτων (transitions) μεσονικῶν ἀτόμων κ.λ.π. Ποία ἡ ἀκριβὴς τιμὴ τῆς ἀκτίως; Ἐνας τρόπος καθορισμοῦ αὐτῆς προκύπτει ἀπὸ τὴν πλησιεστέραν ἀπόστασιν προσεγγίσεως τῶν σωματίων κατὰ τὰ πειράματα σκεδάσεως. Ποίων ὁμως σωματίων καὶ ποίας ἐνεργείας σωματίων; Ἡ ἀκτίς ὁρίζεται κατὰ διαφορῶν τρόπους, ἀναλόγως τῆς χρησιμοποιουμένης ιδιότητος τοῦ πυρήνος καὶ τῆς μεθόδου καθορισμοῦ αὐτῆς. Ἄξιοσημειωτόν εἶναι ὅτι, ὅλαι αἱ προκύπτουσαι τιμαὶ συμφωνοῦν ἀρκετὰ μεταξὺ των. Ἐνταῦθα δεόν νὰ σημειωθῆ ὅτι κατὰ τὰς μετρήσεις αὐτὰς ὑπεισέρχεται καὶ τὸ «σφάλμα κρίσεως». Διότι ὁ παρατηρητῆς, ἂν καὶ ὀδηγητὰ ἀπὸ κανόνας, οὗτοι βασίζονται εἰς αὐθαίρετους ἐν πολλοῖς ὑποθέσεις, εἶναι δηλ. θέμα προσωπικῆς γνώμης.

Βαδύτερα μελέτη τῶν τυχαίων σφαλμάτων.

Ἐπιθέσωμεν ὅτι ἐκτελῶμεν μίαν σειρὰν n μετρήσεων καὶ ὅτι κατ' αὐτὴν ἔχομεν σφάλμα ϵ_i ($i=1, 2, \dots, n$). Θὰ δυνηθῶμεν νὰ χωρίσωμεν τὸ σφάλμα τοῦτο εἰς τυχαῖον εἰ καὶ εἰς σταθερὸν c , ἥτοι :

$$\varepsilon'_i = \varepsilon_i + c$$

μέ τήν βοήθειαν τῶν ἑξισώσεων :

$$c = \frac{1}{n}(\varepsilon'_1 + \varepsilon'_2 + \dots + \varepsilon'_n), \text{ καί } \varepsilon_i = \varepsilon'_i - c$$

Ἐκ πρώτης ὄψεως, ἴσως φαίνεται εὐκόλος ἡ τοιαύτη ἐργασία πρὸς ἀποχωρισμὸν καὶ ὑπολογισμὸν τοῦ συστηματικοῦ σφάλματος. Ἄλλ' ἡ ὁδὸς αὕτη εἶναι κάπως μακρὰ καὶ δύσκολος. Διότι θὰ πρέπει νὰ ὑπολογισθῇ τοῦτο διὰ διαφόρων συνδυασμῶν τῶν παρατηρήσεων καὶ νὰ ληφθῇ ὑπ' ὄψιν κατὰ τὴν τελικὴν διατύπωσιν τῶν σχέσεων. Οὐχ' ἦτον ὁμως, ὅταν κυρίως ἐρευνῶμεν ἀστρονομικὰ ζητήματα, εἴμεθα ἠναγκασμένοι νὰ τὴν ἀκολουθήσωμεν. Ἀπλούστερον εἶναι ὁμως νὰ κάμωμεν ἄλλας διατάξεις καὶ συνδυασμοὺς τῶν ἐξαγομένων τῶν παρατηρήσεων καὶ οὕτω νὰ εὕρωμεν τὴν ἐπίδρασιν τοῦ συστηματικοῦ σφάλματος, διότι τοῦτο ὑπάγεται εἰς κάποιον νόμον.

Τὰ τυχαῖα ὁμως σφάλματα, δὲν ἀκολουθοῦν ἀστηρῶς μαθηματικούς νόμους καὶ δὲν δύνανται, οὔτε νὰ ἀπομονωθοῦν, οὔτε καὶ νὰ ἀπαλειφθοῦν. Ἀλλὰ καὶ αὐτὰ ὑπακούουν εἰς ἕναν ἄλλον μαθηματικὸν νόμον, τὸν *νόμον τῆς πιθανότητος*, συμφώνως πρὸς τὸν ὁποῖον, ἡ ἐπίδρασις των, δύναται νὰ μειωθῇ ἀπεριορίστως, ὅταν αὐξήσῃ ἀρκούντως ὁ ἀριθμὸς τῶν παρατηρήσεων ἢ μετρήσεων καὶ ἀκολουθηθῇ ὠρισμένη πορεία ἐργασίας.

Ἐφ' ὅσον λοιπὸν εἶναι ἀδύνατος ἡ ἐκτέλεσις *ἀπολύτως ἀκριβῶν παρατηρήσεων ἢ μετρήσεων* ἀνάγκη ὅπως εὑρεθῇ μέθοδος προσδιορισμοῦ τῶν ἀναποφεύκτων τυχαίων σφαλμάτων καὶ τῶν αἰτίων τὰ ὁποῖα τὰ προκαλοῦν, εἰς τρόπον ὥστε, κατὰ τὸ δυνατόν, εἰς κάθε ἐπισημονικὴν κυρίως ἐργασίαν καὶ ἐρευναν, νὰ ἀποφεύγωμεν αὐτὰ καὶ νὰ εὐρίσκωμεν τὴν *πιθανωτέραν ἢ τὴν περισσότερον καλὴν τιμὴν* τοῦ παρατηρουμένου μεγέθους. Τοῦτο ἀκριβῶς ἐπιτυγχάνεται διὰ τῆς συγκεντρώσεως μεγαλυτέρου ἀριθμοῦ παρατηρήσεων, αἱ ὁποῖαι ἔχουν ἐν ἑαυτοῖς, τυχαῖα μόνον σφάλματα, καὶ τῆς *ἰσοσταθμίσεως ἢ ἀφομοιώσεως* (Compensation Γαλ. καὶ Ἄγγλ., *Ausgleichung* Γερμ.) αὐτῶν. Καὶ τὴν ἀφομοίωσιν ἢ ἰσοστάθμισιν τῶν τοιούτων παρατηρήσεων, τὴν ἐπιτυγχάνομεν διὰ τῆς μαθηματικῆς ὁδοῦ καὶ διὰ τῆς *«μεθόδου τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων»* (Méthode des moindres carrés Γαλ., Method of Least Squares Ἄγγλ., Methode der kleinsten Quadrate Γερμ.) (1).

(1) Ἡ μέθοδος αὕτη θὰ ἔπρεπε καλύτερον νὰ ὀνομάζεται «μέθοδος τοῦ

Δέον νὰ σημειωθῆ ὅτι ἡ μέθοδος τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων στηρίζεται ἐπὶ τῆς προϋποθέσεως ὅτι: τὰ τυχαῖα σφάλματα ἐξουδετερώνονται, ὅταν ἔχωμεν ἕναν, ἀπεριορίστως μεγάλον ἀριθμὸν ἀνεξαρτήτων ἀπ' ἀλλήλων μετρήσεων τῆς ἰδίας ποσότητος, αἱ ὁποῖαι ἐγινᾶν ὑπὸ τὰς αὐτὰς ἀκριβῶς συνθήκας. Δεχόμεθα δηλαδή ὅτι, ἐὰν εἰς τὰ ἐξαγόμενα τῶν μετρήσεων τούτων γίνῃ ἀπαλοιφὴ τῶν χονδροειδῶν καὶ τῶν συστηματικῶν σφαλμάτων, τότε, τὸ ἀριθμητικὸν μέσον εἶναι ἢ πιθανωτέρα τιμὴ τῆς μετρηθείσης ποσότητος. Ἐς ἴδωμεν ὁμως, ἐὰν εἰς τὴν προᾶξιν, ἐφαρμοζῶνται αἱ προϋποθέσεις αὐταί.

Βαθυτέρα κάπως μελέτη τοῦ ζητήματος, δεικνύει ὅτι δὲν πληροῦνται ἐπακριβῶς αἱ ἀνωτέρω προϋποθέσεις. Διότι οὔτε ὁ ἀριθμὸς τῶν παρατηρήσεων ἢ μετρήσεων εἶναι ἀπεριορίστως μέγας οὔτε καὶ δύο ἀκόμη διαδοχικαὶ μετρήσεις γίνονται ἀκριβῶς ὑπὸ τὰς αὐτὰς συνθήκας οὔτε τὸ συστηματικὸν σφάλμα δύναται νὰ ἀπαλειφθῆ τελείως οὔτε, τέλος, ἀποκλείεται τὸ ἐνδεχόμενον νὰ παραμείνουν καὶ μερικὰ ἐκ τῶν χονδροειδῶν σφαλμάτων, τὰ ὁποῖα θὰ συγγέωνται μὲ τὰ τυχαῖα καὶ δὲν θὰ διακρίνονται αὐτῶν. Ἐπομένως, ἢ ὑπὸ τοιαύτας συνθήκας εὐρισκομένη πιθανωτέρα τιμὴ ἑνὸς οἰουδήποτε μεγέθους εἶναι κυρίως θεωρητικὴ, ἢ ὁποῖα πλησιάζει, συνεχῶς καὶ περισσότερο τὴν ἀκριβῆ τιμὴν, ἐφ' ὅσον αἱ μνημονευθεῖσαι προϋποθέσεις ἐφαρμοζονται ἀκριβέστερον. Πάντοτε ὁμως πρέπει νὰ θεωροῦμεν ὡς δεδομένον, ὅτι ἡ πιθανὴ τιμὴ κάθε φυσικῆς μετρήσεως, περιέχει ἕνα σφάλμα.

ἐλαχίστου ἀθροίσματος τῶν τετραγώνων» (Methode der kleinsten Quadratsumme), διότι ὅπως θὰ ἴδωμεν εἰς τὴν συνέχειαν, πρόκειται περὶ τοιοῦτου ἀκριβῶς ἀθροίσματος. Τὴν μέθοδον ταύτην ἐπενόησε, τὸ πρῶτον ὁ Γερμανὸς μαθηματικὸς K. F. Gauss (1777—1855), τὸ 1794, εἰς ἡλικίαν 17 ἐτῶν καὶ τὴν ἐχρησιμοποίησε, μετὰ τινα ἔτη, εἰς τὸν προσδιορισμὸν τῆς τροχιάς τοῦ μικροῦ πλανήτου Δήμητρα. Πρέπει ὁμως νὰ λεχθῆ ὅτι τὴν προτεραιότητα εἰς τὴν δημοσίευσιν τῆς μεθόδου, τὴν ἔχει ὁ Γάλλος μαθηματικὸς A. M. Legendre (1752—1833), διότι οὗτος ἐδημοσίευσεν μίαν μικρὰν πραγματείαν, τὸ 1806, περὶ τοῦ «ἐλαχίστου ἀθροίσματος τετραγώνων». Ὁ Gauss ἀνεκοίνωσε δημοσίᾳ, τὴν μέθοδόν του τὸ 1809 (Theoria motus corporum coelestium), κατὰ δὲ τὸ 1826, εἰς ἑξ ἑκτενεῖς πραγματείας του, ἐκθέτει ὅλα τὰ ἀφορῶντα εἰς τὴν μέθοδον ταύτην, εἰς τὸ ὅσον ὥστε νὰ θεωρῆται οὗτος ὁ πατὴρ καὶ θεμελιωτὴς τῆς μεθόδου τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων. Βραδύτερον μὲ τὴν θεωρίαν τῶν σφαλμάτων ἠσχολήθησαν καὶ πολλοὶ ἄλλοι ἐρευνῆται. Ἰδιαιτέρως δέον νὰ σημειωθοῦν αἱ θεωρητικαὶ ἐρευναι ἐπὶ τοῦ θέματος τούτου τοῦ P. Laplace (Théorie analytique des Probabilités),

Ἰδιότητες τῶν τυχαίων σφαλμάτων. Νόμος τοῦ Gauss.

Τὰ τυχαῖα καὶ ἀναπόφευκτα σφάλματα μιᾶς σειρᾶς παρατηρήσεων δὲν ὑπάρχουν, ὡς ἐλέχθη, εἰς οὐδένα νόμον. Οὐχ' ἦττον ὁμοῦ παρουσιάζουν μίαν σειρὴν χαρακτηριστικῶν ἰδιοτήτων, τὰς ὁποίας διεπίστωσεν ὁ Gauss καὶ κατέληξεν εἰς τὴν ἔκφρασιν μιᾶς «*κανονικῆς συναρτήσεως κατανομῆς*» ἢ «*συναρτήσεως συχνότητος*» τῶν τυχαίων σφαλμάτων. Μεταξὺ τῶν χαρακτηριστικῶν αὐτῶν ἰδιοτήτων, δεῖον νὰ μνημονευθοῦν αἱ ἀκόλουθοι :

1) Τὸ ἀριθμητικὸν μέσον τῶν ἀλγεβρικῶν τιμῶν τῶν σφαλμάτων συγκλίνει πρὸς τὸ μηδέν, ὅταν ὁ ἀριθμὸς τῶν παρατηρήσεων αὐξάνη.

2) Ἡ πιθανότης τῆς ἐμφανίσεως ἐνὸς τυχαίου σφάλματος $+ε$ ἰσοῦται μὲ τὴν πιθανότητα τοῦ νὰ παρουσιασθῇ τὸ σφάλμα $-ε$. Ἦτοι ἔχομεν τὴν σχέσιν :

$$\varphi(+ε) = \varphi(-ε) \quad (1)$$

Ἡ ἰδιότης αὕτη λέγει ὅτι ἡ «*συνάρτησις κατανομῆς*» πρέπει νὰ εἶναι συμμετρικὴ ὡς πρὸς ἓνα ἄξονα.

3) Τὰ μικρότερα σχετικῶς σφάλματα παρουσιάζουν μεγαλυτέραν συχνότητα ἀπὸ τὰ μεγάλα, μεταξὺ δὲ ὁρισμένων ὁρίων, εὐρίσκεται μία ὁρισμένη ἀναλογία σφαλμάτων. Ἔχομεν δέ :

$$0 < \varepsilon_1 < \varepsilon_2 < \varepsilon_3, \quad \varphi(\varepsilon_1) > \varphi(\varepsilon_2) > \varphi(\varepsilon_3).$$

Ἡ ἰδιότης αὕτη δίδει μίαν σχέσιν τοῦ σφάλματος πρὸς τὴν πιθανότητα τῆς ἐμφανίσεώς του.

4) Ἡ πιθανότης τῆς ἐμφανίσεως ἐνὸς σφάλματος μεταξὺ τῶν ὁρίων $-\infty$ καὶ $+\infty$, γίνεται βεβαιότης, ἦτοι :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(\varepsilon) d\varepsilon = 1. \quad (1')$$

Ὁ «*νόμος κατανομῆς τῶν σφαλμάτων*» τοῦ Gauss, ὅστις δίδει τὴν συχνότητα ἐμφανίσεως ἐνὸς ὁρισμένου σφάλματος ε , ὅταν κάμνωμεν μίαν μακρὰν σειρὰν μετρήσεων ἢ παρατηρήσεων, ἐκφράζεται διὰ τοῦ ἑξῆς τύπου :

$$\varphi(\varepsilon) = a \cdot e^{-\beta \varepsilon^2} \quad (2)$$

ὅπου a καὶ β εἶναι ποσότητες σταθεραί, αἱ ὁποῖαι ἐξαρτῶνται ἀπὸ

τὸ γενικὸν μέτρον ἀκριβείας τῆς σειρᾶς μετρήσεων καὶ εἶναι τοιαῦται, ὥστε νὰ πληροῦνται ἡ (1'). Ἡ ἀνωτέρω σχέσις γράφεται καί :

$$\varphi(\varepsilon) = \frac{h}{\sqrt{\pi}} \cdot e^{-h^2 \varepsilon^2} \quad (2')$$

ὅπου h χαρακτηρίζει τὴν ποιότητα τῆς σειρᾶς τῶν παρατηρήσεων, εἶναι ἔπομένως, τὸ μέτρον ἀκριβείας αὐτῶν (1). Εἰς περιπτώσιν καθ' ἣν τὸ $h=1$, τότε ἡ ὡς ἄνω σχέσις παρίσταται γραφικῶς διὰ τοῦ σχήματος 1. Καθὼς φαίνεται ἐκ τῆς παραστάσεως ταύτης—εἰς ἣν αἱ τιμαὶ ε εἶναι αἱ τετιμημένα καὶ αἱ $\varphi(\varepsilon)$ αἱ τεταγμένα—ἡ καμπύλη εἶναι συμμετρικὴ ὡς πρὸς τὸν ἄξονα τῶν $\varphi(\varepsilon)$. Ἐκ τοῦ (2') ἔπονται εὐκόλως αἱ ὑπ' ἀριθ. 1, 2 καὶ 3 ιδιότητες ἀρκεῖ πρὸς τοῦτο νὰ παρατηρηθῇ ὅτι τὸ ε εἶναι εἰς τὴν δευτέραν δύναμιν.

Πρὸς σύντομον ἀπόδειξιν τῆς ιδιότητος (1'), παρατηροῦμεν ὅτι, ἐκ τῆς (2') ἔχομεν :

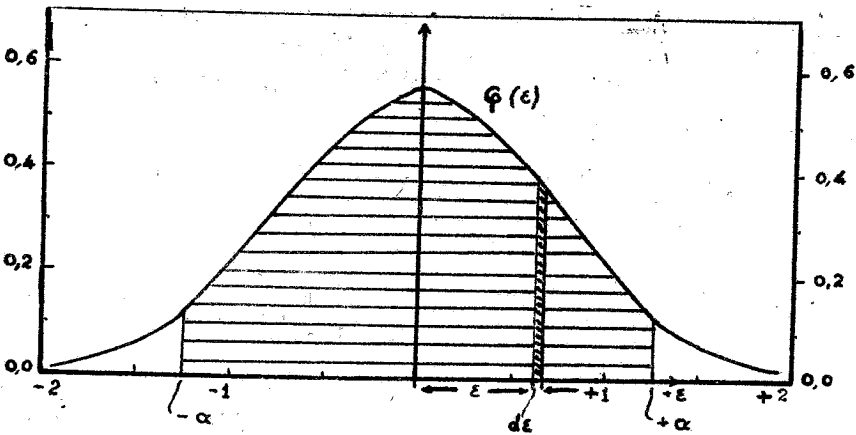
$$\begin{aligned} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(x) dx \right]^2 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 x^2} dx \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 y^2} dy \\ &= \frac{h^2}{\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-h^2(x^2+y^2)} dx dy = \frac{h^2}{\pi} \int_0^{2\pi} \int_0^{\infty} e^{-h^2 \rho^2} \rho d\rho d\theta \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} d\theta = 1. \end{aligned}$$

ὅπου ἔγινε χρῆσις πολικῶν συντεταγμένων (ρ, θ).

Ὁ νόμος κατανομῆς τῶν σφαλμάτων τοῦ Gauss, ἔχει δημιουργήσει ἀπὸ μακροῦ μεταξὺ πολλῶν ἐρευνητῶν μεγάλην συζητήσιν, αὐτὸς δὲ αὐτὸς ὁ εισηγητῆς του, ἐγνώριζε πλήρως τὰς θεωρητικὰς ἀτελείας, τὰς ὁποίας παρουσιάζει ἡ ἀπόδειξις αὐτοῦ. Δὲν θὰ εἰσελθώμεν, φυσικὰ, ἐνταῦθα εἰς τὴν ἀνάπτυξιν ὄλων ὧν ἔχουν λεχθῆ περι τοῦ νόμου αὐτοῦ—ὑπάρχουν δὲ καὶ ἄλλοι νόμοι, οἱ ὁποῖοι δίδουν τὴν

(1) Ἡ ποσότης h προσδιορίζεται ἐκ τῶν παρατηρήσεων, εἰς τρόπον ὥστε ἡ συχνότης τῶν σφαλμάτων νὰ δύναται πράγματι νὰ ὑπολογισθῇ ἀριθμητικῶς. Εἰς τὴν στατιστικὴν ὁρολογίαν ἡ ποσότης $\frac{1}{\sqrt{2}} h$ παρίσταται συνήθως διὰ τοῦ σ καὶ καλεῖται τυπικὴ ἐκτροπὴ ἢ σφάλμα (Standard deviation).

διασποράν τῶν σφαλμάτων μᾶς σειρᾶς παρατηρήσεων, ἀλλὰ θὰ ἔπρεπε νὰ τονισθῇ καί, τὸ ὁποῖον δέον νὰ τὸ ἔχουν πάντοτε ὑπ' ὄψει, ὅλοι ὅσοι ἀσχολοῦνται μὲ τοιαῦτα ζητήματα, μάλιστα δὲ ἀπὸ τῆς πρακτικῆς πλευρᾶς. Πρέπει, δηλαδή, ὁ ἐρευνητὴς νὰ ἔχη πρὸ ὀφθαλμῶν ὅτι, ὅταν μία σειρά παρατηρήσεων ἢ μετρήσεων δὲν πληροῖ ὄρισμένας θεμελιώδεις προϋποθέσεις, δὲν δύναται νὰ χρησιμοποιῇ τὸν νόμον τοῦτον, διότι τὰ ἐξαγόμενά του θὰ στεροῦνται οἰασθῆποτε σημασίας. Ἐχει βεβαίως εὐρεθῆ, ὅτι εἰς πλείστας ὄσας περιπτώσεις αἱ ὁποῖαι ἀναφέρονται εἰς τὴν Φυσικὴν, τὴν Γεωδαισίαν καὶ τὴν Ἀστρονομίαν, τὰ τυχαῖα σφάλματα ἅτινα παρουσιάζονται εἰς μίαν



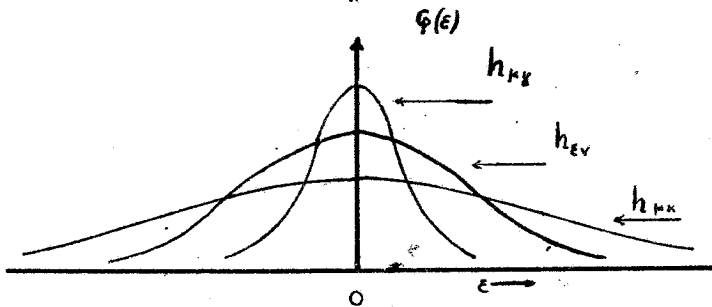
Σχ. 1

Ὁ νόμος κατανομῆς σφαλμάτων τοῦ Gauss.

σειρὰν μετρήσεων, ἱκανοποιῦν τὸν νόμον κατανομῆς τοῦ Gauss καὶ κατὰ συνέπειαν δικαιολογεῖται ἡ χρησιμοποίησις τῆς μεθόδου τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων πρὸς ἰσοστάθμισιν τῶν ἐν λόγῳ μετρήσεων. Δὲν δυνάμειθα ὁμως νὰ εἴπωμεν ὅτι συμβαίνει τοῦτο καὶ εἰς πολλὰ θέματα τὰ ὁποῖα ἀναφέρονται π.χ. εἰς τὴν Βιολογίαν καὶ τὴν Ψυχολογίαν, ὅπου τὰ ἐξαγόμενα τῶν παρατηρήσεων δὲν κείνται συμμετρικῶς ὡς πρὸς ἓναν ἄξονα. Εἰς τὰ ζητήματα αὐτὰ ἀπαιτεῖται μεγάλη προσοχή, ἰδίως κατὰ τὴν ἐπεξεργασίαν τοῦ ὕλικου τῶν παρατηρήσεων, νὰ γνωρίζωμεν δὲ πάντοτε τὸν βαθμὸν ἀκριβείας τῶν ἐξαγομένων (1).

(1) Πρέπει νὰ τονισθῇ ἐνταῦθα ὅτι ἡ μέθοδος τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων δὲν λέγει τίποτε περὶ τῆς ποιότητος τῶν παρατηρήσεων, οὔτε εἶναι δυνα-

Πάντως πρέπει να τονισθῆ ὅτι ὁ νόμος κατανομῆς τῶν σφαλμάτων ἢ καμπύλη κατανομῆς τῶν σφαλμάτων τοῦ Gauss, πρέπει να χρησιμοποιηθῆ ὡς πρώτη προσέγγισις καὶ ἐφ' ὅσον δὲν ὑπάρχουν σαφεῖς ἐνδείξεις περὶ τοῦ ὅτι οὗτος δὲν ἰσχύει. Δηλαδή ὁ νόμος οὗτος χρησιμεύει καὶ ὡς κριτήριον τοῦ ἐὰν καὶ κατὰ πόσον μία σειρά μετρήσεων παρουσιάζει συνοχήν καὶ ὁμοιογένειαν καὶ περιέχει μόνον τυχαῖα σφάλματα. Διὰ τὴν φανῆ δὲ ἡ σημασία αὐτοῦ εἰς τὴν ἔρευναν τῶν τυχαίων σφαλμάτων, δίδομεν (σχ. 2) τρεῖς καμπύλας κατανομῆς τοιούτων σφαλμάτων τὰ ὁποῖα ἀναφέρονται εἰς τρεῖς διαφορετικὰς σειρὰς παρατηρήσεων. Εἰς τὴν καμπύλην $h_{\mu\gamma}$ τὰ μεγάλα—θετικά καὶ ἀρνητικά—σφάλματα τῆς μᾶς σειρὰς μετρήσεων εἶναι ὀλίγα, ἐνῶ τὰ μικρὰ—θετικά



Σχ. 2

καὶ ἀρνητικά—σφάλματα εἶναι πολὺ συχνά. Τὸ ἀντίθετον ἀκριβῶς συμβαίνει εἰς τὴν καμπύλην $h_{\mu\kappa}$. Καθὼς βλέπομεν ἡ καμπύλη $h_{\mu\gamma}$ ἀντιστοιχεῖ εἰς τὴν καλὴν σειρὰν παρατηρήσεων, ἐνῶ ἡ $h_{\mu\kappa}$ εἰς μίαν σειρὰν, οὐχὶ καλῆς (σχετικῶς μὲ τὴν πρώτην) ποιότητος παρατηρήσεων. Διότι τὰ μεγάλα σφάλματα εἶναι συχνότερα παρ' ὅ,τι εἰς τὴν πρώτην, τὰ δὲ μικρὰ, ὄχι τόσοσὺν πολλά.

τὸν αὐτὴν νὰ ἀπομακρύνῃ ἀπὸ αὐτὰς τὸ τυχόν ὑπάρχον συστηματικὸν σφάλμα. Ὁ πεπειραμένος ἐρευνητὴς εἶναι πάντοτε εἰς θέσιν νὰ διακρίνῃ πότε εἶναι δυνατόν νὰ ἐφαρμοσθῆ αὐτὴ, ἐνίοτε δὲ, μὲ τὴν βοήθειαν ταύτης νὰ πιστοποιήσῃ τὴν ὑπαρξίν ἐνὸς συστηματικοῦ σφάλματος. Ἀνάγκη, ἐπομένως, ὅπως ὁ ἐπιχειρῶν τὴν χρησιμοποίησιν τῆς μεθόδου νὰ συγκεντρῶνῃ πολλὰ ἐφόδια καὶ νὰ ἔχη πρὸ ὀφθαλμῶν ἀριστένας προϋποθέσεις, οὕτως ὥστε τὰ συμπεράσματα αὐτοῦ, ὄχι μόνον νὰ μὴ στεροῦνται σημασίας ἀλλὰ νὰ εἶναι καὶ πλήρη βαθυτέρου, κατὰ τὸ δυνατόν, νοήματος.

Ἡ ἐνδιάμεσος καμπύλη $h_{εν}$ ἀντιστοιχεῖ εἰς μέσης ποιότητος παρατηρήσεις.

Ὡστε μεγάλη τιμὴ τοῦ μέτρου ἀκριβείας $h=h_{μγ}$ σημαίνει ὅτι μέγας ἀριθμὸς μετρήσεων διαφέρει τῆς ἀληθοῦς τιμῆς τῆς παρατηρηθείσης ποσότητος πολὺ ὀλίγον.

Ἡ σχετικὴ συχνότης ἢ πιθανότης, ἵνα τὸ σφάλμα μιᾶς μετρήσεως κεῖται μεταξύ τῶν $-x$ καὶ $+x$, εἶναι:

$$\frac{h}{\sqrt{\pi}} \int_{-x}^{+x} e^{-h^2 x^2} dx = \frac{2h}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-h^2 x^2} dx.$$

Τὸ δλοκλήρωμα τοῦτο καλεῖται *συνάρτησις σφάλματος* (error function) καὶ δίδεται συνήθως εἰς πίνακας ὑπὸ τὴν μορφήν:

$$\text{erf}(t) = \frac{h}{\sqrt{\pi}} \int_0^{t^2} e^{-t^2} dt.$$

Ὁ ὑπολογισμὸς αὐτοῦ γίνεται δι' ἀναπτύξεως τῆς e^{-t^2} εἰς σειρὰν καὶ δλοκληρώσεως ὄρου πρὸς ὄρου.

Παράδειγμα Αον

Ὑποθέσωμεν ὅτι μία σειρὰ λήψεως 25 ἀναγνώσμάτων τῆς βαρομετρικῆς πίεσεως τῆς 14ης ὥρας, τῆς 8ης Ἰανουαρίου 1953 ἐν τῷ Ἀστεροσκοπεῖῳ Ἀθηνῶν, ἔδωσε τὰς ἀκολουθοῦσας ἀριθμητικὰς τιμὰς:

743,24χμ.	743,26χμ.	743,24χμ.	743,25χμ.	743,25χμ.
25	27	23	25	23
24	23	24	26	25
26	24	28	27	28
26	23	25	22	27

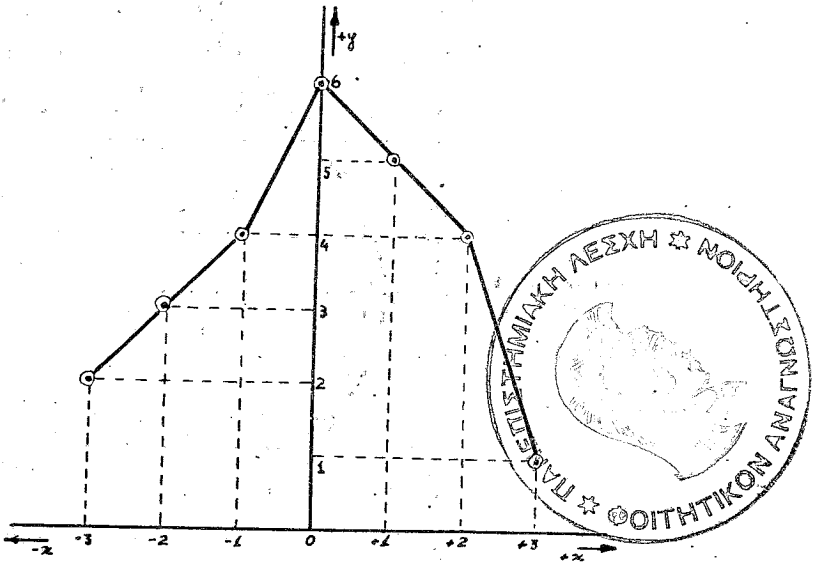
Ἐὰν λάβωμεν τὰς διαφορὰς τούτων ἀπὸ τὴν μέσην ἀριθμητικὴν τιμὴν, ἧτις εἶναι **743,25χμ.**, θὰ ἔχωμεν:

+0,01	-0,01	+0,01	0,00	0,00
0,00	-0,02	+0,02	0,00	+0,02
+0,01	+0,02	+0,01	-0,01	0,00
-0,01	+0,01	-0,03	-0,02	-0,03
-0,01	+0,02	0,00	+0,03	-0,02

Αἱ διαφοραὶ αὗται κυμαίνονται μεταξύ $+0,03$ καὶ $-0,03$ τοῦ χιλιοστομέτρου. Ἐὰν τὰ χωρίσωμεν καθ' ὀμάδας, θὰ σχηματίσωμεν τὸν ἀκόλουθον πίνακα :

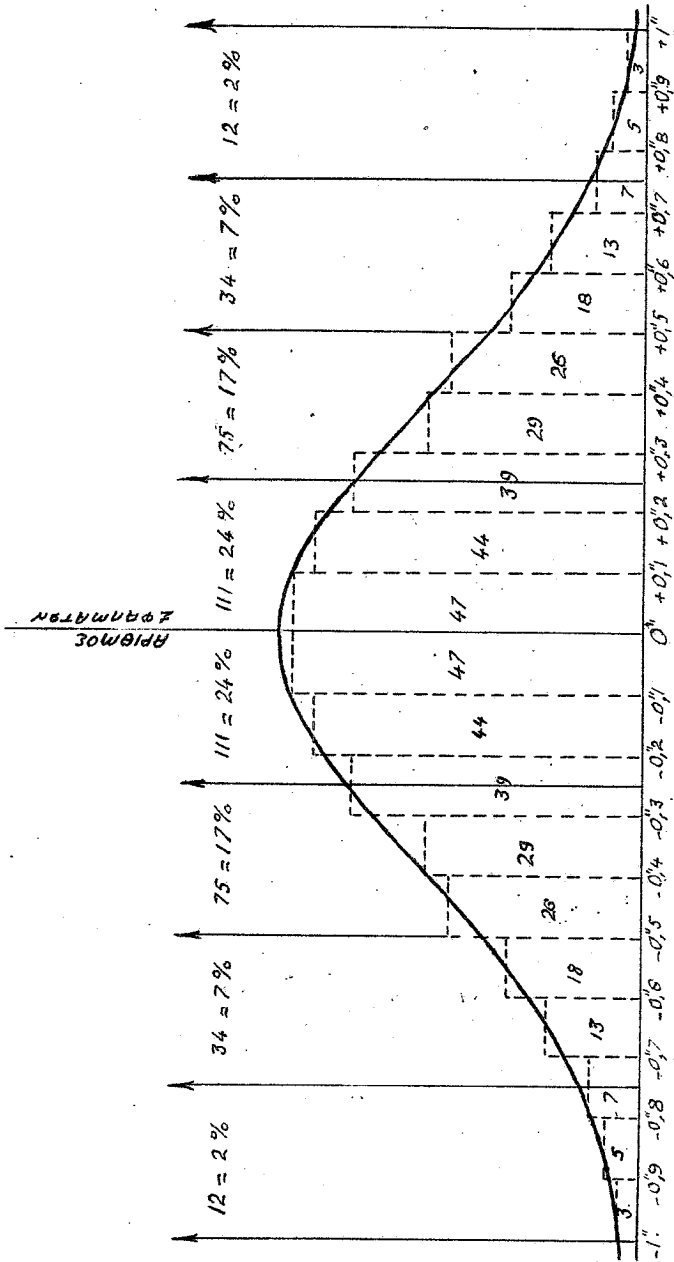
Τιμαὶ :	Πλῆθος μετρήσεων :	+	0	-
0,00			6	
0,01		5		4
0,02		4		3
0,03		1		2

Ἐὰν τώρα εἰς τὸ ἐπίπεδον xy (σχ. 3) ἀπεικονίσωμεν τὰς τιμὰς



Σχ. 3

ταύτας, οὕτως ὥστε ὁ ἄξων τῶν x νὰ παριστᾷ τὰς διαφορὰς ἀπὸ τὸ ἀριθμητικὸν μέσον καὶ ὁ ἄξων τῶν y τὸ πλῆθος τῶν μετρήσεων, θὰ ἔχωμεν τὴν γραφικὴν παράστασιν τῆς συχνότητος τῶν τυχαίων σφαλμάτων τῆς ληφθείσης σειρᾶς τῶν μετρήσεων τῆς βαρομετρικῆς πίεσεως. Ἐκ τῆς γραφικῆς αὐτῆς παραστάσεως φαίνεται εὐκόλως ὅτι ὑπάρχει ἓν μέγιστον, τὰ μικρότερα δηλαδὴ σφάλματα—θετικὰ καὶ ἀρνητικὰ—εἶναι τὰ περισσότερα ἢν συγκρίσει μὲ τὰ μεγαλύτερα. Ἐπὶ πλέον κείνται περίπου συμμετρικῶς ὡς πρὸς τὸν ἄξονα τῶν y .



Σχ. 4

Μέγεθος τών σφαιλιμάτων.

Παράδειγμα Βον

Περισσότερον παραστατικὸν εἶναι τὸ ἀναφερόμενον συχνὰ κλασικὸν παράδειγμα τοῦ Ἁγγλοῦ ἀστρονόμου Bradley. Οὗτος προσδιώρισε διὰ τοῦ μεσημβρινοῦ τηλεσκοπίου τοῦ Ἀστεροσκοπείου τοῦ Greenwich, 470 φορές, τὴν διαφορὰν τῆς ὀρθῆς ἀναφοράς μεταξὺ Ἡλίου καὶ ὀρισμένου ἀστέρος καὶ εὔρε τὰ σφάλματα (τὰς ἀποκλίσεις) τῶν ἐπὶ μέρους τιμῶν ἀπὸ τῆς μέσης. Ταῦτα ἦσαν τόσον θετικά, ὅσον καὶ ἀρνητικά, περιλαμβάνοντο δὲ μεταξὺ τῶν ἀκολουθῶν ὁρίων :

Μεταξύ :	0 ^λ ,0	καὶ	0 ^λ ,1	ἦσαν	94,	Μεταξύ	0 ^λ ,6	καὶ	0 ^λ ,7	ἦσαν	26
»	0,1	»	0,2	»	88	»	0,7	»	0,8	»	14
»	0,2	»	0,3	»	78	»	0,8	»	0,9	»	10
»	0,3	»	0,4	»	58	»	0,9	»	1,0	»	7
»	0,4	»	0,5	»	51	Καὶ ἄνωθεν τοῦ	1,0	»			8
»	0,5	»	0,6	»	36						

Γραφικῶς δὲ ἡ κατανομὴ αὕτη τῶν σφαλμάτων ἀπεικονίζεται εἰς τὴν παράστασιν (σχ. 4).



ΠΙΘΑΝΩΤΕΡΑ ΤΙΜΗ ΚΑΙ ΜΕΤΡΑ ΑΚΡΙΒΕΙΑΣ
ΤΩΝ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΩΝ

Εύρεσις τῆς πιθανωτέρας τιμῆς.

Προκειμένου νὰ εὐρωμεν τὴν πιθανωτέραν τιμὴν T μιᾶς σειρᾶς μετρήσεων ἢ παρατηρήσεων, αἱ ὁποῖαι περιέχουν μόνον τυχαῖα σφάλματα, ἐργαζόμεθα ὡς ἑξῆς : Ὑποθέτομεν ὅτι ὅλαι αἱ μετρήσεις ἔγιναν μὲ τὴν αὐτὴν ἐπιμέλειαν καὶ μέθοδον, ἐπομένως μὲ τὴν αὐτὴν περιπου ἀκρίβειαν, καὶ ζητοῦμεν ἐκείνην τὴν τιμὴν T , ἢ ὁποῖα δύναται νὰ ἀντικαταστήσῃ ὅλας τὰς ἐπὶ μέρους τιμὰς t .

Ἐστω ὅτι ἔχομεν δύο τιμὰς t_1 καὶ t_2 καὶ ζητοῦμεν τὴν πιθανωτέραν τιμὴν T . Δεχόμεθα ὅτι αὕτη θὰ κεῖται εἰς τὸ μέσον τῶν εὐρεθεισῶν τιμῶν. Αὕτη θὰ διαφέρει τῶν t_1 καὶ t_2 κατὰ τὰς ποσότητας v_1 καὶ v_2 (σχ. 5), ἴτοι θὰ ἔχωμεν :

$$v_1 = -v_2 \quad \text{ἢ καὶ : } v_1 + v_2 = 0 \quad (1')$$

ἢ δὲ πιθανωτέρα τιμὴ θὰ εἶναι :

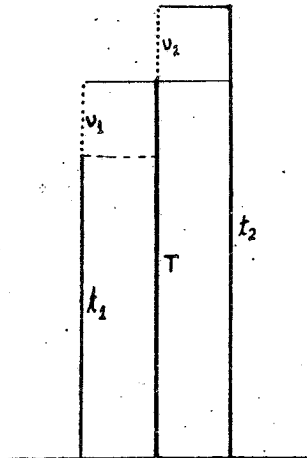
$$T = t_1 + v_1$$

$$T = t_2 + v_2$$

$$T = \frac{(t_1 + t_2) + (v_1 + v_2)}{2} = \frac{t_1 + t_2}{2}$$

διότι ἰσχύει ἡ σχέση (1').

Ἐστω ὅτι ἔχομεν μέγαν ἀριθμόν, 2^η ἐπαναληπτικῶν μετρήσεων, ἴτοι : t_1, t_2, t_3, \dots , αἵτινες παραίστανται διὰ μηκῶν, γραφικῶς εἰς τὸ σχῆμα 5. Εἶναι προφανῶς ἀδύνατον νὰ φέρωμεν μίαν παράλληλον πρὸς αὐτὰ εὐθεῖαν ἐπὶ τῆς ὁποίας νὰ λάβωμεν μῆκος τοιοῦτον ὥστε,



Σχ. 5

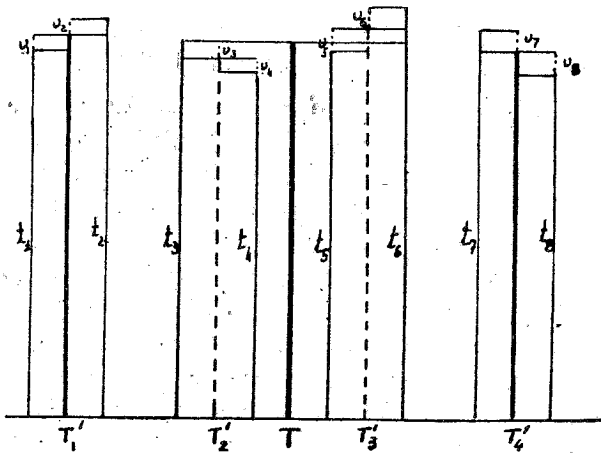
αί διαφοραί v τούτου ἐκ τῶν ἄλλων τμημάτων νὰ εἶναι ἀνά δύο ἴσαι καὶ ἀντίθετοι.

Ανάμειθα ὁμοίως νὰ ἐργασθῶμεν ὡς ἑξῆς : Νὰ κάμωμεν συνδυασμὸν τῶν ἐπὶ μέρους μετρήσεων ἀνά δύο, ὅπως ἀκριβῶς ἔγινε καὶ προηγουμένως. Λαμβάνομεν οὕτως :

$$T_1' = \frac{t_1 + t_2}{2}, \quad T_2' = \frac{t_3 + t_4}{2}, \quad T_3' = \frac{t_5 + t_6}{2}, \dots$$

Κατ' αὐτὸν τὸν τρόπον εὐρίσκομεν πολλὰ ζεύγη τιμῶν καὶ συγχρόνως ἔχομεν :

$$\left. \begin{array}{l} v_1 + v_3 = 0 \\ v_2 + v_4 = 0 \\ \dots \end{array} \right\} \eta \quad v_1 + v_2 + v_3 + v_4 + \dots = [v] = 0.$$



Σχ. 6

ὅπου τὸ σύμβολον $[]$ σημαίνει τὸ ἄθροισμα πεπερασμένου ἀριθμοῦ ὁμοειδῶν μεγεθῶν (1). Ἐάν τώρα συνδυάσωμεν τὰ T' ἀνά δύο, θὰ προ-

(1) Τὸ σύμβολον τοῦτο εἰσήχθη ὑπὸ τοῦ Gauss καὶ προήλθεν ἀπὸ τὸ ἑλληνικὸν γράμμα Σ = ἄθροισμα. Κατ' ἀρχάς, χάριν ἀπλότητος, ἐχρησιμοποιεῖτο τὸ σύμβολον $[$, βραδύτερον δὲ εἰσήχθη ἡ ἔκφρασις $[]$.

κύψουν τιμαὶ αἱ ὁποῖα θὰ εἶναι κατὰ τὸ πλῆθος, τὸ τέταρτον τοῦ ἀρχικοῦ ἀριθμοῦ. Ἦτοι :

$$T_1'' = \frac{T_1' + T_2'}{2}, \quad T_2'' = \frac{T_3' + T_4'}{2}, \dots$$

καὶ συγχρόνως αἱ σχέσεις :

$$\left. \begin{array}{l} v_1' + v_2' = 0 \\ v_3' + v_4' = 0 \\ \dots \end{array} \right\} \quad \eta \quad [v'] = 0 \quad \text{καί :} \quad \left. \begin{array}{l} T_1'' - t_1 = v_1 + v_1' \\ T_2'' - t_2 = v_2 + v_2' \\ \dots \end{array} \right\}$$

Προχωροῦντες, κατ' αὐτὸν τὸν τρόπον, λαμβάνομεν :

$$[v] = 0, \quad [v'] = 0, \quad [v''] = 0, \dots$$

καί :

$$\begin{aligned} T_1''' - t_1 &= v_1 + v_1', & T_1'''' - t_1 &= v_1 + v_1' + v_1'', \\ T_1'''' - t_1 &= v_1 + v_1' + v_1'' + v_1''', \dots \end{aligned}$$

Ἐπομένως ἔχομεν καὶ τὰς σχέσεις :

$$(T - t_1) + (T - t_2) + (T - t_3) + \dots = [v] + [v'] + [v''] + \dots = [V] = 0 \quad (1'').$$

ὅπου T εἶναι ἡ ὀριστικὴ μέση τιμὴ καὶ V τὰ σφάλματα — αἱ διαφοραὶ — τῶν ἀρχικῶν μετρήσεων t_1, t_2, \dots , ἐξ αὐτῆς. Ὁ τύπος οὗτος (1'') ἐκφράζει τὴν ιδιότητα τῆς μέσης τιμῆς ἡ ὁποία εἶναι ἐξαγόμενον 2^α τιμῶν t , ἴσης ἀκριβείας μετρήσεων ἢ παρατηρήσεων.

Πρέπει νὰ σημειωθῇ ὅτι, ἡ ιδιότης τὴν ὁποῖαν ἐκφράζει ὁ τύπος (1''), ἰσχύει καὶ ὅταν ὁ ἀριθμὸς τῶν μετρήσεων δὲν εἶναι ἀκριβῶς 2^α. Διότι τὰ κατὰ προσέγγισιν ὁμοιομεγέθη σφάλματα V , θὰ ἐμφανίζονται μὲ ἴσην πιθανότητα, τόσον θετικά, ὅσον καὶ ἀρνητικά. Κατὰ συνέπειαν ταῦτα θὰ ἐξουδετεροῦνται μεταξύ των.

Δυνάμεθα ἐπομένως, νὰ ὀρίσωμεν τὴν ἐξίσωσιν (1''), ὡς τὴν γενικῶς ἰσχύουσαν συνθήκην διὰ τὴν ἐκλογὴν τῆς πιθανωτέρας τιμῆς μιᾶς οἰασδήποτε σειρᾶς, τῆς αὐτῆς ἀκριβείας, παρατηρήσεων t . Κατ' αὐτὸν τὸν τρόπον ἐργαζόμενοι, δυνάμεθα νὰ εἴπωμεν ὅτι ἐπιτυγχάνομεν ἐν γένει μιᾶν ὑπόθεσιν ὡς πρὸς τὴν ἀκολοθητέαν πορείαν πρὸς εὑρεσιν τῆς ἀκριβοῦς τιμῆς ἑνὸς μετρομένου μεγέθους. Ἡ ὑπόθεσις αὕτη ἀποβαίνει τόσον περισσότερον ἀσφαλεστέρα, ὅσον μεταγενέστερα συμπεράσματα, τὰ ὁποῖα ἐξάγονται τῇ βοηθείᾳ τῆς ὑποθέσεως ταύτης, συμφωνοῦν μὲ τὴν πραγματικότητα.

Κατόπιν τῶν ἀνωτέρω λεχθέντων, διὰ νὰ εὑρωμεν τὴν πιθανωτέραν τιμὴν T , σχηματίζομεν τὰς ἐξισώσεις τῶν σφαλμάτων :

$$T = t_1 + v_1$$

$$T = t_2 + v_2$$

$$\dots$$

$$\dots$$

$$T = t_n + v_n$$

$$nT = [t] + [v]$$

(^οΟπου t_1, t_2, \dots, t_n είναι τὰ παρατηρούμενα μεγέθη και v_1, v_2, \dots, v_n αἱ διορθώσεις τὰς ὁποίας ἐπιφέρομεν εἰς αὐτὰ).

Ἐξ αὐτῆς δέ, ἂν λάβωμεν ὑπ' ὄψιν τὴν : $[v] = 0$, ἔχομεν τελικῶς :

$$T = \frac{[t]}{n} \quad (3)$$

ἢ ὁποία μᾶς λέγει τὰ ἐξῆς :

«Ἡ πιθανωτέρα τιμὴ μιᾶς σειρᾶς παρατηρήσεων ἢ μετρήσεων ἐνὸς μεγέθους ἰσοῦται μὲ τὴν μέσην ἀριθμητικὴν τιμὴν τῶν μεμονωμένων ἐξαγομένων τῶν παρατηρήσεων» (1).

(1) Εἰς τὴν θεωρίαν τῆς ἰσοσταθμίσεως τῶν παρατηρήσεων χρησιμοποιῶνται πέντε διάφοροι τύποι, εἶναι δὲ οὗτοι οἱ ἐξῆς :

1. Τὸ ἀπλοῦν ἀριθμητικὸν μέσον (μέση ἀριθμητικὴ τιμὴ) :

$$x = \frac{t_1 + t_2 + \dots + t_n}{n}$$

και τὸ γενικὸν ἀριθμητικὸν μέσον :

$$x = \frac{p_1 t_1 + p_2 t_2 + \dots + p_n t_n}{p_1 + p_2 + \dots + p_n}$$

2. Τὸ γεωμετρικὸν μέσον ἢ ὁ γεωμετρικὸς μέσος ὄρος :

$$x = \sqrt[n]{t_1 \cdot t_2 \cdot \dots \cdot t_n}$$

3. Τὸ μέσον τετραγωνικὸν ἄθροισμα :

$$x = \sqrt{\frac{t_1^2 + t_2^2 + \dots + t_n^2}{n}}$$

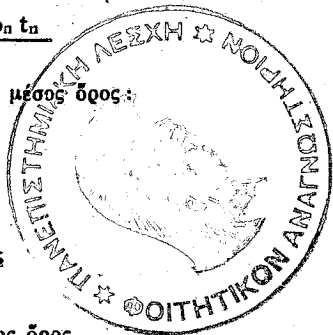
4. Τὸ ἀρμονικὸν μέσον ἢ ὁ ἀρμονικὸς μέσος ὄρος

$$\frac{1}{x} = \frac{1}{n} \left(\frac{1}{t_1} + \frac{1}{t_2} + \dots + \frac{1}{t_n} \right)$$

5. Ἡ διάμεσος τιμὴ ἢ τιμὴ μέσου :

$x =$ μεσαία τιμὴ ὅλων τῶν παρατηρήσεων.

*Ἐξ ὅλων τούτων τῶν πιθανῶν τιμῶν εἰς τὴν θεωρίαν τοῦ Gauss, τὴν



Ἐφ' ὅσον πραγματευόμεθα ἀλγεβρικῶς τὰ τυχαῖα σφάλματα δεόν να κάμωμεν ἐνταῦθα μερικᾶς ἀναγκαίας διασαφήσεις :

Ἐάν ἔχωμεν τὰ παρατηρηθέντα μεγέθη t_1, t_2, \dots, t_n , τὰ ὁποῖα φέρουν ἐν ἑαυτοῖς τὰ ἀληθῆ σφάλματα $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$, τότε, ἀν διὰ τοῦ X παραστήσωμεν τὴν ἀληθῆ τιμὴν; θὰ ἔχωμεν τὰς ἐξισώσεις τῶν σφαλμάτων :

$$X = t_1 + \varepsilon_1 = \dots = t_i + \varepsilon_i = \dots = t_n + \varepsilon_n \quad (4)$$

$$\text{καὶ} \quad \varepsilon_i = X - t_i \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (5)$$

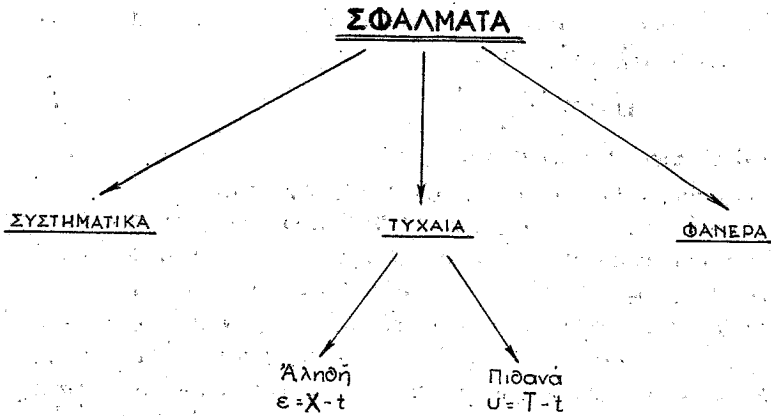
Ἐπειδὴ ἔγκειται εἰς τὴν φύσιν τῶν πραγμάτων, συνήθως να μὴ γνωρίζωμεν ἢ να μὴ δυνάμεθα να εὑρωμεν τὴν ἀληθῆ τιμὴν X , δι' αὐτό, ἐκ τοῦ συνόλου τῶν μετρηθέντων μεγεθῶν t_1, t_2, \dots, t_n , προσδιόριζομεν τὴν πιθανωτέραν τιμὴν T , ἢ ὁποῖα εὑρίσκεται πολὺ ἐγγυὺς τῆς ἀγνώστου τιμῆς X . Ἐπομένως, ἐφ' ὅσον, ἀντὶ τῆς ἀληθοῦς τιμῆς X , χρησιμοποιοῦμεν τὴν πιθανωτέραν τιμὴν T , εἶναι φυσικόν, ἀντὶ τῶν ἀληθῶν τυχαίων σφαλμάτων : $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$, να λάβωμεν τὰ πιθανὰ τυχαῖα σφάλματα : v_1, v_2, \dots, v_n , ὁπότε αἱ ἐξισώσεις (4) καὶ (5) γίνονται :

$$T = t_i + v_i, \quad v_i = T - t_i \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (6)$$

Εἶναι προφανές ἤδη ὅτι, ἐφ' ὅσον προστίθενται νέα μετρήσεις t , τὰ ἐμφανιζόμενα νέα πιθανὰ σφάλματα v θὰ ἐπιρραῖζουν, ἔστω κατὰ πολὺ μικρὸν ποσόν, τὸ ἐξαγόμενον T . Ἡ ἐπίδρασις αὕτη τῶν νέων v εἰς τὴν ἐξαγωγήν τῆς πιθανωτέρας τιμῆς T θὰ εἶναι διαρκῶς καὶ μικροτέρα, καθ' ὅσον θὰ αὐξάνη ὁ ἀριθμὸς τῶν μετρήσεων t . Καὶ ὅταν ὁ ἀριθμὸς τῶν μετρήσεων ἢ παρατηρήσεων τείνει πρὸς ∞ , τότε καὶ ἡ ἐπίδρασις τῶν σφαλμάτων τούτων ἐπὶ τοῦ τελικοῦ ἐξαγομένου θὰ τείνη πρὸς τὸ 0. Εἰς τὴν περίπτωσιν αὕτην ἢ πιθανωτέρα τιμὴ T θὰ συμπίσῃ μὲ τὴν ἀληθῆ X . Εἶναι περιττόν ἴσως να τονισθῆ ὅτι, ὅσον ἀκριβέστερα εἶναι αἱ μετρήσεις, τόσοσιν ἢ ἐπίδρασις τῶν v εἰς τὴν ἐξαγωγήν τῆς T εἶναι μικροτέρα καὶ ταχυτέρα ἢ σύμπτωσις αὐτῆς μὲ τὴν τιμὴν X .

Συνοψίζοντες ὅλα τὰ ἀνωτέρω, δυνάμεθα να ἔχωμεν τὴν ἀκόλουθον διάταξιν τῶν διαφόρων σφαλμάτων :

ὁποῖαν καὶ ἀναπτύσσομεν ἐνταῦθα, χρησιμοποιεῖται βασικῶς, ὡς πιθανωτέρα τιμὴ, ἢ τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου, ἥτις—ἐφ' ὅσον ἢ ἀληθῆς εἶναι συνήθως ἀγνώστος—δεχόμεθα ὅτι εὑρίσκεται πολὺ ἐγγυὺς τῆς ἀληθοῦς.



Τὸ ἀριθμητικὸν μέσον σφάλμα.

Εἰς τὴν θεωρίαν τῶν σφαλμάτων, ἀναλόγως τοῦ τρόπου τῆς θεωρήσεως τῆς κατὰ προσέγγισιν ἀκριβοῦς τιμῆς μιᾶς σειρᾶς μετρήσεων αἰτινες περιέχουν τυχαίας μόνον ἀνακριβείας ἔχομεν καὶ διαφόρους τρόπους εὐρέσεως τῶν σφαλμάτων τούτων. Καὶ ὡς πρῶτος, εὐκόλος τρόπος εὐρέσεως τοῦ γενομένου σφάλματος εἰς μίαν σειρὰν ὁμοειδῶν μετρήσεων, εἶναι ὁ σχηματισμὸς τοῦ μέσου ὄρου τῶν ἀπολύτων τιμῶν ὅλων τῶν τυχαίων σφαλμάτων, χωρὶς νὰ ληφθῇ ὑπ' ὄψιν, ἂν ταῦτα εἶναι θετικά ἢ ἀρνητικά.

Ἐὰν δηλαδὴ ὑποθέσωμεν ὅτι γνωρίζομεν τὰ ἀληθῆ τυχαία σφάλματα μιᾶς σειρᾶς n παρατηρήσεων καὶ παραστήσωμεν ταῦτα διὰ τῶν $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n$, θὰ ἔχωμεν τὴν σχέσιν :

$$D = \pm \frac{[\text{ἀπόλ. } \epsilon]}{n} \quad \text{ἢ} \quad \pm \frac{[|\epsilon|]}{n} \quad (7)$$

ὅπου ἡ παράστασις $[\text{ἀπόλ. } \epsilon]$ σημαίνει τὸ ἄθροισμα τῶν ἀπολύτων τιμῶν τῶν $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n$. Τὴν τιμὴν ταύτην τοῦ D καλοῦμεν ἀριθμη-

τικὸν μέσον σφάλμα (erreur moyenne arithmétique, average error, durchschnittliche Fehler) μιᾶς παρατηρήσεως. Ἄντι νὰ λάβωμεν τὰ ἀληθῆ σφάλματα, δυνάμεθα νὰ χρησιμοποιήσωμεν καὶ τὰ πιθανά, ὁπότε ἡ σχέση (7), γράφεται καί :

$$D = \pm \frac{[\text{ἀπόλ. } v]}{n} \quad (7')$$

Καὶ εἰς τὴν περίπτωσιν αὐτὴν ὁ τύπος (7') μᾶς δίδει τὸ ἀριθμητικὸν μέσον σφάλμα μιᾶς μετρούσεως ἢ παρατηρήσεως.

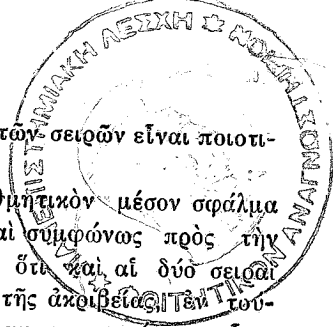
Τὸ σφάλμα ὅμως τοῦτο, δὲν μᾶς βοηθεῖ ἐπαρκῶς, προκειμένου νὰ ἐλέγξωμεν τὴν ἀκρίβειαν μιᾶς σειρᾶς μετρούσεων, δὲν δύναται δηλαδὴ νὰ χρησιμεύσῃ ὡς μέτρον ἀκρίβειας αὐτῆς. Δι' αὐτὸν τὸν λόγον τοῦτο σήμερον δὲν παίζει σπουδαῖον ρόλον εἰς τὴν θεωρίαν τῶν σφαλμάτων. Αὐτὸ φαίνεται εὐκόλως εἰς τὸ ἀκόλουθον παράδειγμα : Ἔστω ὅτι ἔχομεν δύο σειρᾶς ἐκ 10 μετρούσεων τῆς ἀεροστάθμης—ὅπου τὸ ὄργανον παρατηρήσεως εἶναι τὸ αὐτό, αἱ μετρούσεις γίνονται διὰ τῆς ἰδίας μεθόδου καὶ ὑπὸ τοῦ ἰδίου παρατηρητοῦ—αἱ ὁποῖαι δίδουν τὰς ἀκολουθοῦσας τελικὰς διαφορὰς, ὑποτιθεμένου ὅτι γνωρίζομεν τὴν ἀληθῆ τιμὴν 0.

ΜΕΤΡΗΣΕΙΣ	ΤΕΛΙΚΑΙ ΔΙΑΦΟΡΑΙ ε	
	+ mm	-mm
1	5	—
2	4	—
3	—	5
4	7	—
5	—	6
6	—	5
7	—	7
8	6	—
9	—	6
10	4	—

$$D = \frac{[\text{ἀπόλ. } \varepsilon]}{n} = \frac{55}{10} = 5,5$$

ΜΕΤΡΗΣΕΙΣ	ΤΕΛΙΚΑΙ ΔΙΑΦΟΡΑΙ ε	
	+mm	-mm
1	12	—
2	—	2
3	—	12
4	—	0
5	1	—
6	—	1
7	14	—
8	—	3
9	—	0
10	—	10

$$D = \frac{[\text{ἀπόλ. } \varepsilon]}{n} = \frac{55}{10} = 5,5$$



Ζητείται νὰ εὐρεθῇ ποία ἐκ τῶν δύο αὐτῶν σειρῶν εἶναι ποιοτικῶς ἢ καλυτέρα.

Παρατηροῦμεν ἐνταῦθα ὅτι, ἐνῶ τὸ ἀριθμητικὸν μέσον σφάλμα εἶναι τὸ αὐτὸ καὶ εἰς τὰς δύο περιπτώσεις, καὶ συμφώνως πρὸς τὴν ἔνδειξιν ταύτην θὰ ἔπρεπε νὰ ἀποφανθῶμεν ὅτι καὶ αἱ δύο σειραὶ τῶν μετρήσεων τῆς ἀεροστάθμης εἶναι τῆς αὐτῆς ἀκριβείας. Τούτοις, καὶ εἰς τὸν ἔχοντα καὶ μικρὰν ἔστω πείραν παρατηρήσεων εἶναι πρόδηλον, ὅτι ἡ πρώτη σειρά εἶναι, ποιοτικῶς, κατὰ πολὺ καλυτέρα τῆς δευτέρας. Οὕτε, φυσικά, καὶ τὸ [ε] δύναται νὰ μᾶς βοηθήσῃ εἰς τὴν εὐρεσιν τῆς καλυτέρας σειρᾶς, διότι τοῦτο ὑποδεικνύει ὅτι ποιοτικῶς ὑπερέχει ἡ δευτέρα (1). Ἐνῶ, ὅπως ἐσημειώθη ἀνωτέρω, ἡ πρώτη σειρά εἶναι αἰσθητῶς καλυτέρα τῆς ἄλλης.

Ἐπομένως ὁ τύπος (7), καὶ ἀντιστοίχως ὁ (7'), τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου σφάλματος δὲν μᾶς βοηθεῖ ἐπαρκῶς εἰς τὸ νὰ συγκρίνωμεν καὶ νὰ ἀξιολογήσωμεν τὰς ἐπὶ μέρους σειρὰς τῶν μετρήσεων.

Τὸ μέσον σφάλμα.

Ἐφ' ὅσον τὸ ἀριθμητικὸν μέσον σφάλμα δὲν δύναται νὰ παίξῃ σπουδαῖον ρόλον εἰς τὴν ἀξιολόγησιν μιᾶς σειρᾶς μετρήσεων, διὰ τοῦτο χρησιμοποιοῦμεν τὸ μέσον σφάλμα ἢ τὸ μέσον τετραγωνικὸν σφάλμα (2) (erreur moyenne quadratique ἢ écart type, mean square ἢ Standard error, mittlere Fehlerquadrat ἢ mittlere Fehler), τὸ ὁποῖον δίδεται ὑπὸ τοῦ τύπου: (3)

$$m = \frac{[\epsilon\epsilon]}{n} \quad \text{ἢ} \quad m = \pm \sqrt{\frac{[\epsilon\epsilon]}{n}} \quad (8)$$

ὅπου n εἶναι ὁ ἀριθμὸς τῶν ἀληθῶν μετρήσεων— ἢ ὅπερ τὸ αὐτό, τῶν n ἀνεξαρτήτων ἐξισώσεων τῶν σφαλμάτων—καὶ $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n$ αἱ ἀληθεῖς τιμαὶ τῶν τυχαίων σφαλμάτων. Δηλαδή: «τὸ τετράγωνον τοῦ μέσου σφάλματος μιᾶς παρατηρήσεως ἰσοῦται μετὰ τὸ πηλίκον τῆς διαιρέσεως τοῦ ἀθροίσματος τῶν τετραγώνων τῶν ἀποκλίσεων

(1) Ἡ τιμὴ τοῦ ἀθροίσματος τούτου, ἂν δὲν εἶναι μηδέν, πρέπει νὰ εἶναι ἔγγυς τοῦ μηδενός.

(2) Συνήθως ἀναφέρεται ὡς μέσον σφάλμα.

(3) Ἡ ἔκφρασις [εε] ἢ [ε²] σημαίνει τὸ ἀθροισμα τῶν τετραγώνων πεπερασμένου ἀριθμοῦ προσθετέων.

ἐκάστης ἐκ τῆς μέσης τιμῆς, διὰ τοῦ ἀριθμοῦ τῶν παρατηρήσεων ἢ μετρήσεων».

Τὸ μέσον σφάλμα μᾶς δίδει ἕνα καλύτερον μέτρον ἀξιολογήσεως τῶν παρατηρήσεων, διότι εἰς τὸ ἄθροισμα [εε] αἱ μεγαλύτεραι τιμαὶ τῶν σφαλμάτων εἰσπύουσι σπουδαιότερον ῥόλον—ἐφ' ὅσον λαμβάνομεν τὰ τετράγωνα αὐτῶν. Τὸ μέσον σφάλμα εἶναι ἐν γένει μεγαλύτερον τοῦ προηγουμένου, καὶ μόνον ὅταν τὰ εἶναι ὅλα ἴσα μεταξὺ των, τότε αἱ τιμαὶ τῶν δύο σφαλμάτων συμπίπτουν.

Λέον νὰ ὑπομνησθῇ ὅτι τὰ τυχαῖα σφάλματα μιᾶς σειρᾶς μετρήσεων δὲν εἶναι ἐν γένει γνωστὰ καὶ δι' αὐτὸ συχνά, εἰς πρώτην προσέγγισιν, χρησιμοποιοῦμεν εἰς τὸν τύπον (8), ἀντὶ τῶν $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$, τὰ πιθανὰ σφάλματα v_1, v_2, \dots, v_n , ὁπότε ἔχομεν :

$$m = \pm \sqrt{\frac{[vv]}{n}} \quad (8')$$

Εἰς πλείστας περιπτώσεις εἴμεθα εἰς θέσιν, ἐξ ὑστέρου, νὰ ἐλέγξομεν κατὰ πόσον ἡ πιθανωτέρα τιμὴ πλησιάζει ἢ συμπίπτει μετὰ τὴν ἀληθῆ, διότι τὰ ἐξαγόμενα τῶν μετρήσεων πρέπει νὰ ἐπαληθεύουν καὶ ἄλλην τινα γνωστὴν σχέσιν. Ὅταν, ἐπὶ παραδείγματι, μετροῦμεν τὰς γωνίας ἐνὸς τριγώνου πρέπει ἀπαραιτήτως νὰ ἰσχύη ἡ σχέσις :

$$A + B + \Gamma = 180^\circ.$$

Ἐν γένει ὅμως, ὅπως θὰ ἴδωμεν εἰς τὴν συνέχειαν, δὲν δυνάμεθα νὰ χρησιμοποιοῦμεν τὸν (8'), ὡς ἔχει.

Ἐὰν εἰς τὸ ἀνωτέρω ἀριθμητικὸν παράδειγμα, σχηματίσωμεν τὸ [εε] καὶ εἰς τὰς δύο περιπτώσεις, θὰ ἔχομεν :

$$[\varepsilon\varepsilon] = 25 + 16 + 49 + 36 + 16 + 25 + 36 + 25 + 49 + 36 = 313.$$

$$[\varepsilon\varepsilon] = 144 + 1 + 196 + 4 + 144 + 0 + 1 + 9 + 0 + 100 = 599.$$

$$m_I = \sqrt{\frac{313}{10}} = \pm 5,59, \quad m_{II} = \sqrt{\frac{599}{10}} = \pm 7,74.$$

Συγκρίνοντας τὰς δύο τιμὰς τοῦ μέσου σφαλματος, βλέπομεν ἀμέσως ὅτι, καλύτερας ποιότητος σειρὰ παρατηρήσεων εἶναι ἡ πρώτη. Τοῦτο συμφωνεῖ καὶ μετὰ τὴν ἐντύπωσιν ἐκ τῆς πρώτης ἐπισκοπήσεως τῶν ἐξαγομένων τῶν δύο σειρῶν, κατὰ τὴν ὁποίαν, ἡ ἀκρίβεια εἰς τὴν δευτέραν σειρὰν μετρήσεων εἶναι μικροτέρα, μολονότι εἰς τὴν περιπτώσιν αὐτὴν παρουσιάζεται δις, ὡς τιμὴ τοῦ ε , τὸ 0 καὶ τὸ [ε] δίδει τιμὴν μικροτέραν, παρ' ὅ,τι εἰς τὴν πρώτην.

Ὅτι τὸ μέσον τετραγωνικὸν σφάλμα εἶναι μεγαλύτερον τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου σφάλματος, φαίνεται ἐκ τῆς ἀκολουθοῦντος περιπτώσεως—
διὰ νὰ μὴ ἐξετάσωμεν τὴν γενικὴν. Ἐστῶσαν τὰ ἀληθῆ σφάλματα ϵ_1 ,
καὶ ϵ_2 . ἔχομεν τὰς τιμὰς :

$$D = \frac{\epsilon_1 + \epsilon_2}{2} \quad m = \sqrt{\frac{\epsilon_1^2 + \epsilon_2^2}{2}}$$

Καὶ διὰ νὰ τὰς συγκρίνωμεν, λαμβάνομεν τὴν διαφορὰν τῶν τετραγώνων. Ἦτοι :

$$m^2 - D^2 = \frac{\epsilon_1^2 + \epsilon_2^2}{2} - \frac{\epsilon_1^2 + \epsilon_2^2 + 2\epsilon_1\epsilon_2}{4} = \frac{\epsilon_1^2 + \epsilon_2^2 - 2\epsilon_1\epsilon_2}{4} = \frac{(\epsilon_1 - \epsilon_2)^2}{4}$$

Ἐπομένως, ἐπειδὴ ἡ διαφορὰ εἶναι θετικὴ, τὸ $m^2 > D^2$. Εἰς περιπτώσιν καθ' ἣν $\epsilon_1 = \epsilon_2$, τότε τὸ $m = D$. Ἡ πρότασις αὕτη ἰσχύει καὶ ὅταν ἔχωμεν n μετρήσεις.

Εἰς πόλλας περιπτώσεις χρειάζεται νὰ γνωρίζωμεν τὸ μέγιστον ἢ ὀριακὸν σφάλμα μιᾶς σειρᾶς μετρήσεων, διότι καὶ τὸ σφάλμα τοῦτο εἶναι μέτρον ἀκριβείας τῶν ἐν λόγῳ παρατηρήσεων. Καὶ ἐπειδὴ ἡ θεωρία τῶν πιθανοτήτων διδάσκει ὅτι «μεταξὺ 300 παρατηρήσεων, μόνον μιᾶς τὸ σφάλμα φθάνει τὸ τριπλάσιον τοῦ μέσου σφάλματος, ὅλων δὲ τῶν ἄλλων τὰ σφάλματα εἶναι μικρότερα», συνάγομεν τοῦτο τὸ συμπέρασμα : Ὅταν ὁ ἀριθμὸς τῶν παρατηρήσεων εἶναι μεγάλος, τότε τὸ μέγιστον τυχαῖον σφάλμα τὸ ὁποῖον σημειώνεται εἰς τὴν σειρὰν αὐτὴν, εἶναι μικρότερον τοῦ $3m$. Δι' αὐτὸ ὀρίζομεν τὸ μέγιστον ἢ ὀριακὸν σφάλμα M * ὡς ἑξῆς :

$$M = 3m.$$

Ὁ τύπος οὗτος ἰσχύει ἰδιαιτέρως εἰς τὴν Γεωδαισίαν. Τῇ βοήθειᾳ τοῦ τύπου αὐτοῦ, δυνάμεθα εὐκόλως νὰ ἀπαλλάσσωμεν μίαν διδομένην σειρὰν τῶν παρατηρήσεων ἢ μετρήσεων, ἐκ τῶν χονδροειδῶν σφαλμάτων.

* Ἀκριβέστερον ὡς μέγιστον σφάλμα M ὀρίζεται τὸ $3m$ ἢ $4m$. Εὐρίσκεται ὅτι εἰς 1000 ἀληθῆ σφάλματα ϵ , ἂν τὸ λάβωμεν ἀπολύτως, ἔχομεν :

μεταξὺ 0	καὶ	m	683	σφάλματα
>	0	»	m	954
>	0	»	m	997
>	0	»	m	999

Πιθανόν σφάλμα.

Εἰς τὴν θεωρίαν τῶν σφαλμάτων, προκειμένου νὰ ἐλέγξωμεν τὸν βαθμὸν ἀκριβείας μιᾶς σειρᾶς σφαλμάτων, χρησιμοποιοῦμεν καὶ ἕτερον μέτρον. Καὶ τοιοῦτον μέτρον ἀκριβείας εἶναι τὸ *πιθανόν σφάλμα* W (*erreur mediane, probable error, wahrscheinliche Fehler*), τὸ ὁποῖον δορίζεται ὡς ἡ μεσαία τιμὴ ὄλων τῶν ἀληθῶν σφαλμάτων ϵ , διατεταγμένων κατὰ σειρὰν ἀπολύτων μεγεθῶν καὶ δίδεται ὑπὸ τῶν σχέσεων :

$$W = \pm \left| \epsilon \frac{n+1}{2} \right| \quad n = \text{περιττός}$$

$$\left| \epsilon \frac{n}{2} \right| < \pm W < \left| \epsilon \frac{n}{2} + 1 \right| \quad n = \text{ἄρτιος}$$

Ἐὰν λάβωμεν τὰ ϵ εἰς τὰς δύο σειρᾶς μετρήσεων τῆς ἀεροστάθμης, θὰ ἔχωμεν :

$$44555/66677 \quad \text{καὶ} \quad 00112/310121214$$

$$\text{ἦτοι } W = \pm 5,5 \quad \text{ἦτοι } W = \pm 2,5$$

Ἐκ τούτων βλέπομεν, ὅτι τὸ πιθανόν σφάλμα εἰς τὴν δευτέραν περιπτώσιν εἶναι μικρότερον παρ' ὅ,τι εἰς τὴν πρώτην καὶ ὁμῶς ποιοτικῶς ἡ πρώτη σειρά εἶναι πολὺ καλυτέρα τῆς ἐτέρας.

Ἐκ τῶν τριῶν τούτων σφαλμάτων, τὸ πλέον ἐν χρήσει εἶναι σήμερον τὸ μέσον σφάλμα, διότι δίδει τὸ καλυτέρον μέτρον ἀκριβείας μιᾶς σειρᾶς μετρήσεων.

Μέτρα ἀκριβείας.

Πρέπει καὶ πάλιν νὰ τονισθῇ, ὅτι αἱ ποσότητες D , m , W , ὅπως καὶ ἡ h δὲν εἶναι σφάλματα, οὔτε διορθώσεις. Αὐταὶ χαρακτηρίζουν μᾶλλον τὴν μέσων ἀβεβαιότητα ἐνὸς ἐξαγομένου μετρήσεων. Εἶναι μέτρα ἢ δεῖνται ἀκριβείας τῶν μετρήσεων. Ἄς εὐρωμεν τὰς σχέσεις ποὺ συνδέουν τὰς ποσότητας ταύτας :

Ἐποθέτομεν, ὅτι ἔχομεν μίαν σειρὰν μετρήσεων μὲ ἀληθῆ σφάλματα $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n$. Τότε ἡ πιθανότης τῆς ἐμφανίσεως π.χ. τοῦ ϵ_i μεταξὺ ϵ_i καὶ $\epsilon_i + d\epsilon_i$ συμφώνως πρὸς τὴν σχέσιν (2'), εἶναι :

$$\Pi_i = \varphi(\epsilon_i) = \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \epsilon_i^2} d\epsilon_i$$

ἡ δὲ πιθανότης ἵνα ἐκάστη μετρήσις δώσῃ ἀντιστοίχως σφάλματα

$\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$, μεταξὺ τῶν διαστημάτων ε_1 καὶ $\varepsilon_1 + d\varepsilon_1, \varepsilon_2$ καὶ $\varepsilon_2 + d\varepsilon_2, \dots$ εἶναι :

$$\Pi = \prod_{n=1}^n \frac{1}{\pi i} = \left\{ \frac{h}{\sqrt{\pi}} \right\}^n e^{-h^2[\varepsilon]} (d\varepsilon)^n$$

καθ' οὗτοι αἱ μετρήσεις ἀποτελοῦν γεγονότα ἀνεξάρτητα.

Τὸ Π εἶναι ὁρισμένον, ὅταν ἐκλεγῇ ἡ παράμετρος h καὶ ἐφ' ὅσον δίδονται τὰ μεγέθη ε . Καλύτερα δὲ εἶναι ἡ τιμὴ ἐκείνη τοῦ h , διὰ τὴν ὁποίαν ἡ πρώτη παράγωγος τῆς συναρτήσεως (10) ὡς πρὸς h νὰ εἶναι μηδὲν. Ἦτοι πληροῦται ἡ σχέση :

$$\frac{\partial \Pi}{\partial h} = 0$$

ὅπου τὸ $d\varepsilon$ εἶναι οἰαδήποτε ἀπείρως μικρὰ ποσότης, ἀλλὰ σταθερὰ ὡς πρὸς τὴν μεταβολὴν τοῦ h . Τότε λαμβάνομεν :

$$nh^{n-1} e^{-h^2[\varepsilon]} - h^n 2h[\varepsilon] e^{-h^2[\varepsilon]} = 0$$

$$\eta \quad n - 2h^2[\varepsilon] = 0,$$

ἔπομένως ἔχομεν :

$$h = \sqrt{\frac{n}{2[\varepsilon]}} \quad (10)$$

Ἐκ τῶν (8) καὶ (10) εὐρίσκομεν τὴν σχέσηιν :

$$h = \frac{1}{m\sqrt{2}} \quad (11)$$

ἡ ὁποία συνδέει τὸ μέτρον ἀκριβείας h μὲ τὸ μέσον σφάλμα m .

Δυνάμεθα ἐπίσης νὰ εὕρωμεν σχέσιν συνδέουσαν τὸ ἀριθμητικὸν μέσον σφάλμα D μετὰ τοῦ h . Πρὸς τοῦτο πολλαπλασιάζομεν κάθε ἀπόλυτον τιμὴν τοῦ ε μὲ τὴν πιθανότητα ἐμφανισεῶς τῆς καὶ ὁλοκληρώνομεν ἀπὸ $-\infty$ ἕως $+\infty$, ὁπότε ἔχομεν :

$$\begin{aligned} D &= \frac{h}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} |\varepsilon| e^{-h^2\varepsilon^2} d\varepsilon = \frac{h}{\sqrt{\pi}} \left[\int_{-\infty}^0 |\varepsilon| e^{-h^2\varepsilon^2} d\varepsilon + \int_0^{+\infty} |\varepsilon| e^{-h^2\varepsilon^2} d\varepsilon \right] = \\ &= \frac{h}{\sqrt{\pi}} \left[\int_0^{+\infty} |\varepsilon| e^{-h^2\varepsilon^2} d(-\varepsilon) + \int_0^{+\infty} |\varepsilon| e^{-h^2\varepsilon^2} d\varepsilon \right] \text{ καὶ} \end{aligned}$$

τὸ ἄνω ὀλοκλήρωμα γίνεται :

$$D = \frac{h}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-h^2 \varepsilon^2} d\varepsilon,$$

ἂν δὲ θέσωμεν $h\varepsilon = t$ καὶ ὀλοκληρώσωμεν :

$$D = \frac{2h}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} e^{-t^2} \frac{t}{h} \frac{dt}{h} = \frac{2}{h\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} e^{-t^2} t dt = \frac{1}{h\sqrt{\pi}}$$

λαμβάνομεν :

$$\boxed{h = \frac{1}{D\sqrt{\pi}}} \quad (11')$$

Τέλος εὐρίσκομεν σχέσιν μεταξὺ πιθανοῦ σφάλματος W καὶ h ὡς ἑξῆς :

Τὸ πιθανὸν σφάλμα W ὀρίζεται τοιοῦτον, ὅστε τὸ ἕμισυ τῶν σφαλμάτων n παρατηρήσεων νὰ εἶναι μεγαλύτερον τοῦ $+W$ ἢ μικρότερον τοῦ $-W$ καὶ τὸ ἕμισυ νὰ κεῖται μεταξὺ $-W$ καὶ $+W$. Ἦτοι :

$$\frac{h}{\sqrt{\pi}} \int_{-w}^{+w} e^{-h^2 \varepsilon^2} d\varepsilon = \frac{h}{\sqrt{\pi}} \int_0^w e^{-h^2 \varepsilon^2} d\varepsilon = \frac{1}{2}.$$

Ἐκ τῶν πινάκων, οἱ ὁποῖοι μᾶς δίδουν τὰς τιμὰς τῆς συναρτήσεως σφάλματος, προκύπτει ὅτι :

$$Wh = 0,4769363... \quad \eta \quad \boxed{h = \frac{0,4769363...}{W}} \quad (11'')$$

Ὅπως βλέπομεν, ἡ παράμετρος h χαρακτηρίζει οὐσιωδῶς τὴν ποιότητα τῶν παρατηρήσεων, μᾶς λέγει δηλαδή, πόσον καλὰ εἶναι αὐταί. Δίδει τὸ μέτρον ἢ τὸν βαθμὸν ἀκριβείας (degré de precision, modulus ἢ measure of precision or relative agreement, Mass der Genauigkeit) αὐτῶν.

Σχέσεις μεταξὺ τῶν διαφόρων σφαλμάτων.

Συνοψίζοντες τὰ ἀνωτέρω, ἔχομεν τὰς κατωτέρω σχέσεις μεταξὺ τῶν διαφόρων σφαλμάτων :

$$h = \frac{1}{m\sqrt{2}} = \frac{1}{D\sqrt{\pi}} = \frac{0,47694}{W}$$

καί :

$$m = \frac{0,70711}{h}, \quad D = \frac{0,56419}{h}, \quad W = \frac{0,47694}{h}$$

Τὰ τρία αὐτὰ μεγέθη δὲν εἶναι ἀνεξάρτητα ἀλλήλων καὶ εἶναι ἀδιάφορον ποῖον θὰ χρησιμοποιήσῃ κανεὶς, ἐφ' ὅσον συνδέονται διὰ τοῦ h .

Ὅταν ὁ ἀριθμὸς τῶν μετρήσεων εἶναι πολὺ μεγάλος, προφανῶς διασχεραίνεται ὁ ὑπολογισμὸς τοῦ m . Τότε δυνάμεθα νὰ εὐρωμεν τὴν τιμὴν τοῦ D καὶ ἐξ-αυτοῦ, τῇ βοηθείᾳ τῆς σχέσεως $m = \frac{5}{4}D$, νὰ εὐρωμεν ἀπλούστερόν τὸ μέσον σφάλμα. Βάσει τοῦ νόμου τῆς διασπορᾶς τῶν σφαλμάτων τοῦ Gauss, ὅταν ὁ ἀριθμὸς $n \rightarrow \infty$, τὰ D καὶ W δύνανται νὰ θεωρηθοῦν ὡς συνάρτησις μιᾶς σταθερᾶς, ἐξαρτωμένης ἐκ τοῦ μέτρου τῆς διασπορᾶς τῶν σφαλμάτων. Ἀκριβῶς δὲ ἡ πράξις δίδει μεταξὺ τῶν τριῶν σφαλμάτων τὰς ἀκολουθοῦσας σταθερὰς σχέσεις :

$$D = 0,7979 m \quad \text{καὶ} \quad W = 0,6745 m \quad (12)$$

$$\eta \text{ κατὰ προσέγγισιν : } m = \frac{5}{4} D = \frac{3}{2} W. \quad (12')$$

$$\text{Ἄρα : } W < D < m.$$

Ἦτοι ἐκ τῶν τριῶν αὐτῶν μεγεθῶν τὸ m εἶναι τὸ μεγαλύτερον, ἐπομένως τὸ συντηρητικώτερον καὶ τὸ W τὸ μικρότερον, δηλαδὴ τὸ περισσότερον αἰσιόδοξον.

Παράδειγμα.

Ἐστω ὅτι 10 μετρήσεις τῶν γωνιῶν ἐνὸς τριγώνου ἔδωσαν ὡς ἄθροισμα τὰς ἀκολουθοῦσας τιμὰς :

t	t
180° 8' 3"	180° 0' 1"
179 59 58	179 59 59
179 59 59	180 0 0
180 0 0	179 59 58
180 0 3	180 0 1

Ἐνταῦθα εἶναι εὐκόλον νὰ ἔχωμεν τὰ ἀληθῆ τυχαῖα σφάλματα, ἐφ' ὅσον ἰσχύει ἡ σχέσις: $A+B+\Gamma=180^\circ$. Ἔχομεν δηλαδὴ τὴν ἀληθῆ τιμὴν. Λαμβάνομεν τὰ ἀθροίσματα.

$$[e] = -3+2+1+0-3-1+1+0+2-1 = -2$$

$$[ee] = 9+4+1+0+9+1+1+0+4+1 = 30$$

καὶ ἀπόλ. $e] = 3+2+1+0+3+1+1+0+2+1 = 14$

Τῇ βοηθείᾳ τῶν στοιχείων τούτων εὐρίσκομεν τὸ ἀριθμητικὸν μέσον σφάλμα, τὸ μέσον καὶ τὸ μέγιστον σφάλμα τῆς σειρᾶς τῶν μετρήσεων.

$$D = \pm \frac{[|e|]}{n} = \pm \frac{14}{10} = \pm 1'',4, \quad m = \pm \sqrt{\frac{[ee]}{n}} = \pm \sqrt{\frac{30}{10}} = \pm \sqrt{3} = \pm 1'',7$$

$$M = 3m = \pm 5,1$$

Διὰ νὰ εὐρωμεν, τέλος, τὸ πιθανὸν σφάλμα, διατάσσομεν τὰ ἐπὶ μέρους σφάλματα κατὰ τάξιν μεγέθους: 00111|12233, ἐκ τῆς σειρᾶς δὲ ταύτης εὐρίσκομεν ὅτι:

$$W = \pm 1'', 0.$$

Κριτικὴ τῶν ἐξαγομῆνων.

Ἐὰν ὑπολογίσωμεν τὰ D καὶ W, τῇ βοηθείᾳ τῶν τύπων (12) θὰ ἔχωμεν:

$$D = 0,7979. (\pm 1'',7) = \pm 1'',4 \quad \text{καὶ} \quad W = 0,6745. (\pm 1'',7) = \pm 1'',1.$$

Βάσει δὲ τῶν σχέσεων (12') εὐρίσκομεν:

$$m = \frac{5}{4} D = \frac{5}{4}. (\pm 1'',4) = \pm 1'',75 \quad \text{καὶ} \quad m = \frac{3}{2} W = \frac{3}{2}. (\pm 1'') = \pm 1'',5.$$

Οὕτω σχηματίζεται ὁ ἀκόλουθος συγκριτικὸς πίναξ τῶν σφαλμάτων:

Ἐκ τῆς παρατηρήσεως		Ἐκ τῆς θεωρίας	
m	$\pm 1'',7$		$\pm 1'',75, \pm 1'',5$
D	$\pm 1'',4$	$\pm 1'',4$	
W	$\pm 1'',0$	$\pm 1'',1$	

Ἐκ τούτων βλέπομεν ὅτι αἱ τιμαὶ τῶν τριῶν σφαλμάτων δὲν ἀφίστανται ἀλλήλων, ὅπερ σημαίνει ὅτι αἱ μετρήσεις τῶν γωνιῶν εἶναι ἀρετὰ καλαί. Τὸ γεγονός αὐτό, καθὼς ἐπίσης καὶ τὸ ὅτι τὸ [ε] εἶναι ἔγγυς τοῦ μηδενός, μᾶς δίδουν τὴν δυνατότητα νὰ ὑποθέσωμεν ὅτι ἡ σειρά τῶν 10 μετρήσεων—μολονότι μικρὰ κατ' ἀριθμὸν—εἶναι ἀπηλλαγμένη συστηματικῶν σφαλμάτων. Ἐπίσης, οὐδὲν ἐπὶ μέρους σφάλμα, ὄχι μόνον δὲν ὑπερβαίνει, ἀλλ' οὐδὲ προσεγγίζει τὸ μέγιστον σφάλμα Μ. Ἐπομένως ὁ βαθμὸς ἀκριβείας αὐτῶν εἶναι ἱκανοποιητικὸς.

Βασικὴ συνθήκη διὰ τὴν ἰσοστάθμησιν.

Ἐξετάσωμεν ἤδη γενικώτερον τὸ ζήτημα τῆς εὐρέσεως τῆς πιθανωτέρας τιμῆς, ἀρχίζοντες δι' ἑνὸς παραδείγματος. Ὑποθέσωμεν ὅτι ζητεῖται νὰ παρασταθῇ γραφικῶς καὶ νὰ διατυπωθῇ μαθηματικῶς ἡ σχέση ἢ ὁποία συνδέει τὴν θερμοκρασίαν τῆς αἰθούσης μὲ τὸ μήκος τῆς φυμαλλίδος τῆς ἐπιβατικῆς ἀεροστάθμης τοῦ μεσημβρινοῦ τηλεσκοπίου τοῦ Ἀστεροσκοπείου Ἀθηνῶν.

Ἐστω ὅτι δίδεται μία σειρά τοιούτων μετρήσεων :

θ/μ	20°	21°	22°	23°	24°	25°	26°	27°
ΔΙΑΙΡΕΣΕΙΣ	43,6	43,0	41,9	38,6	37,5	36,2	35,0	33,1

Ἡ γραφικὴ ἀπεικόνισις (σχ. 7) τῶν τιμῶν τούτων, μᾶς ὀδηγεῖ εἰς τὴν διατύπωσιν μιᾶς σχέσεως τῆς μορφῆς :

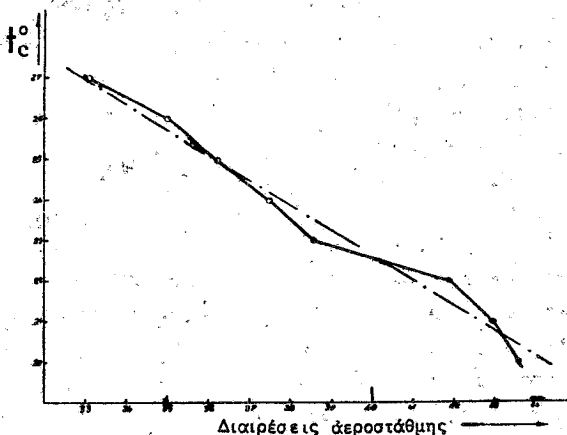
$$T = \sigma(\theta, \mu).$$

Προφανῶς αὕτη θὰ εἶναι, κατὰ μεγάλην προσέγγισιν, γραμμὴ εὐθεία. Διότι, ἐὰν αἱ μετρήσεις ἦσαν ἀπηλλαγμέναι καὶ τῶν τυχαίων σφαλμάτων, τὰ ἀπεικονιζόμενα σημεῖα, θὰ ἔκειντο ἐπὶ μιᾶς εὐθείας γραμμῆς τῆς μορφῆς :

$$Ax + B\psi + \Gamma = 0$$

Τώρα ὅμως, ὁπότε αἱ μετρήσεις φέρουν τυχαῖα σφάλματα, δυνάμεθα νὰ θεωρήσωμεν ὅτι τὰ ἀπεικονιζόμενα σημεῖα «κείνται περίπου» ἐπὶ μιᾶς μέσης ἢ πιθανῆς εὐθείας. Ἀλλὰ τίθεται τὸ ἐρώτημα : «Ἐφ' ὅσον ὑπάρχον ἄπειροι εὐθεῖαι, κατὰ τὸ μᾶλλον καὶ ἥττον παράλληλοι πρὸς ἑαυτὰς ἐπὶ τῶν ὁποίων δυνάμεθα νὰ ὑποθέσωμεν ὅτι «περίπου κείνται» τὰ σημεῖα, ποία ἐξ αὐτῶν εἶναι ἡ καλύτερα ;»

Ὅλοι αἱ εὐθεῖαι αὐταὶ πρέπει, προφανῶς, νὰ πληροῦν τὴν :



Σχ. 7

$$[\text{ἀλγεβρ. } v] = 0.$$

Δηλαδή αἱ ἀποστάσεις v ὅλων τῶν διδομένων σημείων ἀπὸ τῆς ζητουμένης εὐθείας, θὰ ἔχουν ἀλγεβρικὸν ἄθροισμα ἴσον πρὸς τὸ μηδέν. Προφανῶς δὲ εἰς κάθε μεταβολὴν τῶν β καὶ χ θὰ ἔχωμεν καὶ μίαν εὐθεῖαν, ἣτις θὰ πληροῖ τὴν συνθήκην: $[v] = 0$. Ἡ συνθήκη ὁμοῦς αὕτη πληροῦται κατὰ προσέγγισιν δι' ἀπείρους τὸν ἀριθμὸν εὐθειῶν. Διὰ νὰ ἐκλέξωμεν δὲ τὴν καλυτέραν ἐξ αὐτῶν, δεόν νὰ πληροῦται καὶ ἄλλη τις συνθήκη. Ποία θὰ εἶναι αὕτη;

Ὁ Pierre Laplace εἰσήγαγε, τὸ 1802, τὴν ἀκόλουθον :

$$[\text{ἀπόλ. } v] = \text{ἐλάχιστον.}$$

Ἄλλ' ὡς ἤδη διεπιστώσαμεν, ὅταν ἔγινε λόγος περὶ τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου σφάλματος, ἢ ὡς ἄνω συνθήκη δὲν δύναται ν' ἀποτελέσῃ ἀσφαλὲς κριτήριον τοῦ ὅτι ἐξελέξαμεν τὴν καλυτέραν ἐκ τῶν ἀνωτέρω εὐθειῶν. Διότι εἰς τὸ παραδείγμα τὸ ὁποῖον ἀνεφέρθη ἐκεῖ, ἐδείχθη ὅτι ἡ ἱκανοποίησις τῆς συνθήκης $[\text{ἀπόλ. } v] = \text{ἐλάχ.}$ καὶ ἡ τῆ βοηθεῖα ταύτης εὐρεσις τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου σφάλματος, δὲν μᾶς καθοδηγοῦν ἀσφαλῶς εἰς τὸ νὰ εὕρωμεν τὴν καλυτέραν σειρὰν παρατηρήσεων — ἐνταῦθα δὲ δὲν μᾶς δίδουν τὴν αἰτουμένην εὐθεῖαν.

Ὁ Gauss θεωρεῖ ὡς πιθανωτέραν (εὐνοϊκωτέραν) τιμὴν ἐκείνην, ἢ ὁποῖα παρουσιάζει τὴν μεγαλυτέραν μαθηματικὴν πιθανότητα. Συμφώνως δὲ πρὸς γνωστὴν πρότασιν τοῦ λογιμοῦ τῶν πιθανοτήτων, ἢ πιθανότης διὰ νὰ συμβῇ τοῦτο μεταξὺ πολλῶν ἀνεξαρτήτων ἀλλήλων γεγονότων ἰσοῦται μὲ τὸ γινόμενον τῶν ἐπὶ μέρους πιθανοτήτων. Πρόπει δηλαδὴ τὸ γινόμενον :

$$\varphi(u_1) du_1 \varphi(u_2) du_2 \dots \varphi(u_n) du_n = \text{μέγιστον}$$

ὅπου u_1, u_2, \dots, u_n εἶναι αἱ διορθώσεις τῶν παρατηρήσεων προκειμένου νὰ ἔχωμεν τὴν εὐνοϊκωτέραν τιμὴν.

Ἡ σχέσις αὕτη συμφώνως πρὸς τὴν (2') γράφεται :

$$\frac{h_1 h_2 \dots h_n}{(\sqrt{\pi})^n} e^{-\frac{1}{2}(h_1^2 u_1^2 + h_2^2 u_2^2 + \dots + h_n^2 u_n^2)} = \text{μέγιστον.}$$

Λαμβάνομεν δὲ τὸ μέγιστον αὐτῆς, ἂν ἰσχύη ἡ συνθήκη :

$$h_1^2 u_1^2 + h_2^2 u_2^2 + \dots + h_n^2 u_n^2 = \text{ἐλάχιστον.}$$

Ἡ συνθήκη αὕτη γράφεται καί :

$$u_1^2 + u_2^2 + \dots + u_n^2 = [v] = \text{ἐλάχιστον,} \quad (13)$$

ἂν θεωρήσωμεν τὰ h^2 ὡς ἀνάλογα τῶν βαρῶν * καὶ ὑποθέσωμεν ὅτι αἱ παρατηρήσεις εἶναι ἴσης ἀκριβείας.

Ἦτοι : «Ζητοῦμεν ὅπως τὸ ἄθροισμα τῶν τετραγώνων τῶν σφαλμάτων νὰ λαμβάνῃ τιμὴν ἐλαχίστην».

Ἡ σχέσις αὕτη (13) ἀποτελεῖ : «*Τὴν βασικὴν συνθήκην τῆς ἰσοσταθμίσεως τῶν παρατηρήσεων διὰ τῆς μεθόδου τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων*».

Δυνάμεθα ἐνταῦθα νὰ δεῖξωμεν ὅτι τοῦτο ἰσχύει καὶ εἰς τὴν περίπτωσιν καθ' ἣν πρόκειται περὶ τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου :

Πράγματι. Ἐκ τῶν γνωστῶν ἐξισώσεων τῶν σφαλμάτων :

$$\begin{aligned} u_1 &= T - t_1 \\ &\dots\dots\dots \\ &\dots\dots\dots \end{aligned} \quad (14)$$

$$[v] = nT - [t]$$

(*) Περὶ τοῦ βάρους θὰ γίνῃ λόγος εἰς τὸ ἐπόμενον κεφάλαιον.

τὰς ὁποίας ὑψοῦμεν εἰς τὸ τετράγωνον καὶ ἔχομεν :

$$v_1^2 = T^2 - 2 T t_1 + t_1^2$$

.....

$$v_n^2 = T^2 - 2 T t_n + t_n^2$$

$$v_1^2 + v_2^2 + \dots + v_n^2 = n T^2 - 2 T [t] + [tt]$$

$$\text{ἢ } [vv] = n T^2 - 2 T [t] + [tt] \quad (14')$$

Ἐπομένως, διὰ νὰ ἰσχύῃ ἡ (13), πρέπει ἡ πρώτη παράγωγος τῆς συναρτήσεως (14') ὡς πρὸς T , νὰ ἰσοῦται μὲ τὸ μηδέν :

$$\text{Ἦτοι : } \frac{d[vv]}{dT} = 2 n T - 2 [t] = 0$$

$$\text{ἢ } T = \frac{[t]}{n}.$$

Ὅθεν καὶ ἡ (14) γίνεται :

$$[v] = n \frac{[t]}{n} - [t] = 0$$

Κατὰ ταῦτα ἡ εἰσαχθεῖσα νέα συνθήκη (13), εὐρίσκεται εἰς συμφωνίαν μὲ τὰς (3) καὶ (1'').

Ἡ μέθοδος τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων παρέχει μονοσημάντους τιμὰς τῶν ἀγνώστων καὶ ἀποδεικνύεται συχνὰ ὡς πρακτικῶς σκόπιμος καὶ εἰς περιπτώσεις καθ' ἃς ὁ νόμος τῶν σφαλμάτων τοῦ Gauss δὲν πληροῦται αὐστηρῶς. Πεῖρα δὲ 100 καὶ πλέον ἐτῶν λέγει ὅτι ἡ μέθοδος αὕτη παρέχει τὰ ἀγνώστα καὶ μέσα σφάλματα μὲ τὴν κατὰ τὸ δυνατὸν ὀλιγοτέραν λογιστικὴν ἐργασίαν καὶ τὴν μεγαλυτέραν δυνατὴν ἀσφάλειαν. Διὰ τοὺς λόγους τούτους ἐξακολουθεῖ νὰ χρησιμοποιεῖται διεθνῶς εἰς εὐρεῖαν κλίμακα ὡς ἡ ἀπλουστέρα καὶ πλέον κομψὴ μέθοδος.



Κ Ε Φ Α Λ Α Ι Ο Ν Γ
ΑΠΛΟΥΝ ΚΑΙ ΓΕΝΙΚΟΝ ΑΡΙΘΜΗΤΙΚΟΝ ΜΕΣΟΝ

Μέθοδοι Ισοσταθμῆσεως

Όταν Ισοσταθμίζωμεν ἢ ἀφομοιώνωμεν μίαν σειράν παρατηρήσεων, δὲν κάμνομεν τίποτε ἄλλο, παρὰ νὰ συσχετίζωμεν τὰς παρατηρήσεις κατὰ τοιοῦτον τρόπον ὥστε τὸ ἄθροισμα τῶν τετραγώνων τῶν σφαλμάτων αὐτῶν νὰ λαμβάνῃ τιμὴν ἐλαχίστην. Διακρίνομεν κυρίως τρεῖς μεθόδους Ισοσταθμῆσεως.

α) *Ἰσοστάθμησιν κατ' εὐθείαν γενομένων παρατηρήσεων.* Αὗται ὀνομάζονται καὶ *ἀμεσοὶ παρατηρήσεις.* (Observations directes, direct observations, unmittelbare Beobachtungen). Ἡ περίπτωσις αὕτη παρουσιάζεται ὅταν τὰ ζητούμενα μεγέθη, π.χ. γωνία ἢ μήκη, δύνανται νὰ παρατηροῦνται ἀπ' εὐθείας.

β) *Ἰσοστάθμησιν ἐμμέσων παρατηρήσεων.* (Observations indirectes, indirect observations, vermittelte Beobachtungen). Ἐὰν π.χ. ἔχωμεν νὰ προσδιορίσωμεν δύο ἢ περισσότερα μεγέθη ἀνεξάρτητα ἀλλήλων, τὰ ὁποῖα δὲν δύνανται ἀπ' εὐθείας νὰ παρατηρηθοῦν, ὅπως εἶναι αἱ συντεταγμέναι ἐνὸς σημείου. Τότε μετροῦμεν ἄλλα μεγέθη—π.χ. γωνίας καὶ μήκη—καὶ συνδέομεν αὐτὰ μὲ τὰ ζητούμενα διὰ μιᾶς μαθηματικῆς σχέσεως. Αἱ παρατηρήσεις δηλαδὴ παρίστανται ὡς συναρτήσεις τῶν ἀγνώστων μεγεθῶν, τὰ ὁποῖα προκύπτουν δι' ὑπολογισμοῦ. Ἦτοι :

$$t + v = \varphi(x, y, z, \dots)$$

γ) *Ἰσοστάθμησιν ἐξηρημένων ἢ συμβατικῶν παρατηρήσεων* (Observations conditionnelles, conditioned observations; bedingte Beobachtungen). Ἡ μέθοδος αὕτη ἐφ' ἴσζεται ἐπὶ τῶν ἀμέσων ἢ ἐμμέσων παρατηρήσεων, ὅταν μεταξὺ τούτων ὑφίστανται ὀρισμέναι συνθήκαι, ὅπως π.χ. εἶναι τὸ ἄθροισμα τῶν γωνιῶν ἐνὸς τριγώνου, αἱ ὁποῖαι πρέπει νὰ πληροῦνται ἀκριβῶς ἀπὸ τὰς Ισοσταθμισθείσας τιμὰς. Δηλαδὴ πρόκειται περὶ ἐκείνων τῶν ἐμμέσων παρατηρήσεων, αἱ ὁποῖαι προσδιορίζονται τῇ βοήθειᾳ τῶν ἀπ' εὐθείας γενομένων μετρήσεων, π.χ. ἐκ τῶν σχέσεων :

$$\begin{aligned} \sigma(X, Y, T_1, T_2, \dots, T_n) &= 0 \\ \varphi(X, Y, T_1, T_2, \dots, T_n) &= 0 \end{aligned}$$

Μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρήσεως.

*Εκ τῶν ἀνωτέρω συμπεραίνομεν τὰ ἀκόλουθα. *Ἐὰν εἰς τὸν τύπον (8), ὅστις μᾶς δίδει τὸ μέσον σφάλμα δηλαδὴ τὸν :

$$m = \pm \sqrt{\frac{[εε]}{n}}$$

ἀντὶ τῆς ποσότητος [εε] τεθῆ ἡ ποσότης [υυ], ἤτοι, ἐὰν χρησιμοποιηθοῦν αἱ πιθανώτεραι ἀποκλίσεις υ, ὁ ἀριθμητὴς τῆς οὕτω προκυπτούσης σχέσεως (8'), δηλαδὴ τῆς :

$$m = \pm \sqrt{\frac{[υυ]}{n}}$$

γίνεται μικρότερος τῆς πράγματι ἀκριβεστέρως τιμῆς τοῦ ἀθροίσματος τῶν τετραγώνων τῶν ἀληθῶν σφαλμάτων ε. Ἐπομένως, διὰ νὰ μὴ μεταβληθῆ σημαντικῶς ἡ τιμὴ τοῦ μέσου σφάλματος, πρέπει νὰ ἐλαττωθῆ καὶ ὁ παρανομαστής τῆς παραστάσεως αὐτῆς. Ἦδη ὅμως, ὁ προσδιορισμὸς τῆς σχέσεως ἀναγωγῆς, δὲν δύναται νὰ γίνῃ ἀνευ ἀντιρρήσεων, διότι εἰς τὴν (15'') δὲν ἠμποροῦμεν νὰ ὑπολογίσωμεν τὸ ἀληθὲς σφάλμα Μ τῆς μέσης τιμῆς Τ. Διὰ νὰ ἀντικαταστήσωμεν δὲ εἰς τὴν σχέσιν (8) τὴν ποσότητα [εε] διὰ τῆς [υυ] — ὅπως ἐκάμαμεν κάπως αὐθαιρέτως εἰς τὴν (8')— ὥστε νὰ εὕρωμεν τὸ μέσον σφάλμα τῆς σειρᾶς τῶν παρατηρήσεων χωρὶς νὰ ἔχωμεν, κατὰ τὸ δυνατόν, οὐδεμίαν οὐσιαστικὴν ἐπίδρασιν εἰς τὸ ἐξαγόμενον, πρέπει εἰς τὴν θέσιν τοῦ ἀριθμοῦ n νὰ θέσωμεν ἕναν ἄλλον παρανομαστήν, ὅστις νὰ πληροῖ τὰς ἀκολούθους συνθήκας.

α') Νὰ εἶναι μικρότερος τοῦ n.

β') Ὅταν δίδεται μία μόνον παρατήρησις ἢ μέτρησις, ἤτοι ὅταν $n=1$, νὰ ἔχωμεν μίαν ἀπροσδιόριστον τιμὴν διὰ τὸ μέσον σφάλμα, καὶ

γ) Ἐὰν ὁ ἀριθμὸς τῶν παρατηρήσεων αὐξάνῃ, τότε ὁ νέος παρανομαστής νὰ συγκλίνῃ πρὸς τὸν n, ἐφ' ὅσον καὶ τὸ [υυ] → [εε].

Καὶ αἱ τρεῖς αὐταὶ συνθῆκαι πληροῦνται, ὅταν ὡς παρανομαστής τεθῆ ὁ $n-1$. Διότι εἰς τὴν περίπτωσιν αὐτὴν, θὰ ἔχωμεν :

α') $n-1 < n$

β') Ἐὰν ἔχωμεν μίαν παρατήρησιν, θὰ ἰσχύη : $T=t$, δηλαδὴ

$$v = 0 \quad \text{καὶ}$$

$$m^2 = \frac{[υυ]}{n-1} = \frac{0}{0} = \text{ἀπροσδιόριστον}$$

καὶ γ') Ὄταν τὸ n εἶναι ἀρκούντως μέγα, τότε ἡ T πλησιάζει τὴν ἀληθῆ τιμὴν X , αἱ πιθαναὶ διορθώσεις v τὰς ἀληθεῖς ε καὶ $\delta(n-1) \rightarrow n$. Ἐπομένως :

$$m^2 = \frac{[vv]}{n-1} \approx \frac{[\varepsilon\varepsilon]}{n}$$

Δυνάμεθα, κατ' ἀκολουθίαν, ἀντὶ τῶν ε νὰ χρησιμοποιοῦμεν τὰ v , ὅποτε, ἀντὶ τοῦ κάπως αὐθαιρέτου τύπου (8'), ἔχομεν τὴν περισσότερον προσεγγίζουσαν πρὸς τὴν πραγματικότητα, σχέσιν :

$$\eta \left. \begin{aligned} m^2 &= \frac{[vv]}{n-1} \\ m &= \pm \sqrt{\frac{[vv]}{n-1}} \end{aligned} \right\} (16)$$

Ἡ σχέσηὶς αὕτη μᾶς δίδει τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρήσεως (Erreur moyenne d'une observation, mean error of an observation, mittlere Fehler einer Beobachtung).

Ὁ τύπος (16) εὐρίσκεται καὶ ὡς ἑξῆς :

Προσθέτομεν κατὰ μέλη τὰς σχέσεις (15) καὶ λαμβάνομεν :

$$[\varepsilon] = nM$$

τὴν τιμὴν ταύτην εἰσάγομεν εἰς τὴν (15''), ὅποτε ἔχομεν :

$$[\varepsilon\varepsilon] = [vv] + \frac{[\varepsilon]^2}{n} = [vv] + \frac{1}{n}(\varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_n)^2$$

η

$$[vv] = [\varepsilon\varepsilon] - \frac{[\varepsilon]^2}{n} = 2 \frac{\varepsilon_1\varepsilon_2 + \varepsilon_1\varepsilon_3 + \dots + \varepsilon_1\varepsilon_n}{n}$$

Ὁ τελευταῖος ὅρος εἰς τὸ δευτέρον μέρος τείνει πρὸς τὸ μηδέν, ὅταν τὸ n αὐξάνῃ, ὅποτε, ἂν λάβωμεν ὑπ' ὄψιν τὴν σχέσιν (8), ἡ ὡς ἄνω σχέσις γίνεται :

$$[vu] = nm^2 - m^2 = m^2(n-1)$$

$$\eta \quad m = \pm \sqrt{\frac{[vu]}{n-1}}$$



Διὰ τὸν ὑπολογισμὸν τῶν ἀνωτέρω τιμῶν, π.χ. τῆς T , τοῦ ἀθροίσματος $[vu]$ κ.λ.π. ἐκ τῶν παρατηρουμένων μεγεθῶν t , ὑπάρχουν διάφοροι πρακτικοὶ τρόποι, οἱ ὅποιοι δίδουν, μὲ ἀρκετὴν ἀκρίβειαν καὶ συντομίαν, τὸ ζητούμενον ἀποτέλεσμα. Οἱ τρόποι οὗτοι εὐρίσκονται εἰς πλείστα βιβλία τῶν ἐφηρμοσμένων ἐπιστημῶν καὶ συνοδεύονται μὲ διάφορα ἀναλυτικὰ παραδείγματα. Ἐπι πλέον, ἡ πείρα ἐκάστου ἐρευνητοῦ τὸν βοηθεῖ πολὺ συχνὰ εἰς τὸ νὰ εὐρίσκη, δι' ἐκάστην ἐπιμέρους ἐργασίαν, τὸν καταλληλότερον τρόπον ὑπολογισμοῦ τῶν διδομένων στοιχείων.

Ἀπ' εὐθείας παρατηρήσεις διαφόρου ἀκρίβειας.

(Γενικὸν ἀριθμητικὸν μέσον)

Ἡ πιθανωτέρα τιμὴ μιᾶς σειρᾶς παρατηρήσεων, ἴσης ἀκρίβειας, δίδεται ὑπὸ τοῦ τύπου (3), τοῦ ἀπλοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου. Ἐὰν ὅμως ἐκάστη τιμὴ t ἔχη ἐξαχθῆ μὲ διαφόρους μεθόδους (π.χ. μέτρησις ἐνὸς μήκους δι' ἀπλῆς παρατηρήσεως καὶ μέτρησις δι' ἄλλης συσκευῆς) ἢ ὑπὸ διαφόρων παρατηρητῶν ἢ ὑπὸ μεταβλητὰς μετεωρολογικὰς συνθήκας κ.λ.π., αὐταὶ θὰ διαφέρουν μεταξὺ τῶν οὐσιωδοῦς. Ὑπάρχουν ἀκόμη καὶ ἄλλαι περιπτώσεις καθ' ἃς, ἐκάστη μέτρησις ἢ παρατήρησις διαφέρει τῶν ὑπολοίπων μόνον κατὰ τὸ ὅτι εἶναι ἐξαγόμενον διαφοροῦ ἀριθμοῦ παρατηρήσεων. Π.χ. εἰς μίαν σειρὰν μετρήσεων ἔχομεν τὰ ἀκόλουθα ἐξαγόμενα :

n_1	φορὰς ἢ	τιμὴ	t_1
n_2	»	»	t_2
.	.	.	.
n_n	»	»	t_n

Προφανῶς ἡ τιμὴ T δὲν δίδεται ὑπὸ τοῦ τύπου :

$$T = \frac{t_1 + t_2 + \dots + t_n}{n}$$

ἀλλὰ συμφώνως πρὸς τὴν σχέσιν (3), πρέπει νὰ σχηματίσωμεν τὴν :

$$T = \frac{(t_1 + t_1 + \dots + t_1) + (t_2 + t_2 + \dots + t_2) + \dots + (t_n + t_n + \dots + t_n)}{n_1 + n_2 + n_3 + \dots + n_n} = \frac{n_1 t_1 + n_2 t_2 + \dots + n_n t_n}{n_1 + n_2 + \dots + n_n} = \frac{[nt]}{[n]} \quad (17)$$

Αἱ ἀριθμητικαὶ τιμαὶ n_1, n_2, \dots, n_n , εἶναι ἀπηλλαγμένοι σφαλμάτων καὶ καλοῦνται «βάρος» τῆς παρατηρήσεως, διότι προσδιορίζουν τὴν ἀξίαν τὴν ὁποίαν ἑκάστη τούτων ἔχει. Προφανῶς αἱ τιμαὶ t_1, t_2, \dots, t_n δὲν εἶναι καθ' αὐτὸ τιμαὶ αἰτινες προκύπτουν ἀπὸ τὰς καθ' εὐθείαν παρατηρήσεις, ἀλλὰ μέσαι τιμαὶ, αἱ ὁποῖα προέρχονται ἀπὸ ἀπ' εὐθείας παρατηρήσεις, τῆς αὐτῆς ἀκριβείας. Ἐὰν ὑποθέσωμεν π.χ. ὅτι ἔχομεν 6 μετρήσεις t_1', t_2', \dots, t_6' , τὸ ἀπλοῦν ἀριθμητικὸν μέσον διδεται ὑπὸ τῆς σχέσεως :

$$x = \frac{t_1' + t_2' + t_3' + t_4' + t_5' + t_6'}{6}$$

Ἐξ ἄλλου, ἐὰν θεωρήσωμεν δύο ἐπὶ μέρους μέσας ἀριθμητικὰς τιμὰς ἐκ τεσσάρων, καὶ ἀντιστοίχως ἐκ δύο παρατηρήσεων, ἦτοι :

$$t_1 = \frac{t_1' + t_2' + t_3' + t_4'}{4} \quad \text{καὶ} \quad t_2 = \frac{t_5' + t_6'}{2}$$

τότε δυνάμεθα εὐκόλως νὰ εὑρωμεν τὴν τιμὴν x , χωρὶς νὰ ἀνατρέξωμεν εἰς τὴν σχέσιν τοῦ ἀπλοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου. Ἀρκεῖ νὰ ὑπολογίσωμεν τὸ x ἐκ τῆς ἐξίσωσως :

$$x = \frac{4t_1 + 2t_2}{4 + 2}$$

ὅπου οἱ ἀριθμοὶ 4 καὶ 2 δύνανται νὰ χαρακτηρισθοῦν ὡς *βάρη* τῶν παρατηρήσεων.

Ἐὰν ἤδη λάβωμεν τὴν γενικὴν περίπτωσιν καὶ διὰ τῶν T', T'', T''', \dots παραστήσωμεν τὰς μέσας τιμὰς τῶν ἀπ' εὐθείας μετρήσεων, φαίνεται εὐκόλως ὅτι θὰ ἔχομεν τὰς σχέσεις :

$$T' = \frac{[t']}{n_1}, T'' = \frac{[t'']}{n_2}, \dots, T^n = \frac{[t^n]}{n_n} \quad (17')$$

ἔνθα $t_1', t_2', \dots, t_{n_1}', t_1'', t_2'', \dots$ εἶναι αἱ ἀπ' εὐθείας τιμαὶ, καὶ τότε, συμφώνως πάλιν πρὸς τὴν ἐξίσωσιν (3), θὰ ἔχομεν :

$$T = \frac{(t_1' + t_2' + \dots + t_{n_1}') + (t_1'' + t_2'' + \dots + t_{n_2}'') + \dots + (t_1^n + t_2^n + \dots + t_{n_n}^n)}{n_1 + n_2 + \dots + n_n}$$



$$= \frac{[t'] + [t''] + \dots + [t^n]}{n_1 + n_2 + \dots + n_n}$$

Ἐκ ταύτης δέ, τῆ βοηθεία τῶν σχέσεων (17') λαμβάνομεν :

$$T = \frac{n_1 T' + n_2 T'' + \dots + n_n T^n}{n_1 + n_2 + \dots + n_n} = \frac{[nT']}{[n]} \quad (17a)$$

ὅπου T', T'', \dots εἶναι αἱ ἐκ τῶν ἀρχικῶν, ἀπ' εὐθείας παρατηρήσεων, προκύπτουσαι ἐνδιάμεσοι μέσαι ἀριθμητικαὶ τιμαὶ καὶ n_1, n_2, \dots, n_n ἀριθμὸς τῶν ἀρχικῶς ἐκτελεσθεῖσων μετρήσεων ἢ παρατηρήσεων.

Ὁ τύπος αὗτος (17a) συμφωνεῖ μὲ τὸν (17), ὅταν κάμωμεν ἐρμηνείαν τῶν συμβόλων t_1, t_2, \dots, t_n καὶ T', T'', \dots, T^n καὶ ὡς βάρη n θεωρήσωμεν τοὺς ἀριθμοὺς τῶν ἴσης ἀκριβείας γενομένων ἀπ' εὐθείας παρατηρήσεων.

Ἐάν πολλαπλασιάσωμεν ἕκαστον τῶν «βαρῶν» n_1, n_2, \dots, n_n μὲ ἓνα σταθερὸν ἀριθμὸν ρ , προφανῶς ἢ ὡς ἄνω ἐξαχθεῖσα μέση τιμῆ T , μένει ἀμετάβλητος, διότι ἐκ τῆς (17a), θὰ ἔχωμεν :

$$T = \frac{\rho n_1 T' + \rho n_2 T'' + \dots + \rho n_n T^n}{\rho n_1 + \rho n_2 + \dots + \rho n_n}$$

Ἐκ ταύτης δέ ἔπεται :

$$T = \frac{\rho_1 T' + \rho_2 T'' + \dots + \rho_n T^n}{\rho_1 + \rho_2 + \dots + \rho_n} = \frac{[\rho T']}{[\rho]} \quad (18)$$

ὅπου ἐτέθη $\rho_n = \rho$.

Τέλος, ἐὰν θέσωμεν ἀντὶ τῶν T', T'', \dots τὰ t_1, t_2, \dots, t_n , δυνάμεθα νὰ ἔχωμεν τὸν τύπον :

$$T = \frac{[\rho t]}{[\rho]} \quad (19)$$

Τὴν σχέσιν ταύτην παριστῶμεν ὡς τὸ γενικὸν ἀριθμητικὸν μέσον.

Καὶ εἰς τὴν μερικὴν περίπτωσιν καθ' ἣν τὸ βάρος ὅλων τῶν παρατηρήσεων εἶναι τὸ αὐτό, τότε $n_1 = n_2 = \dots = n_n = n$ ὁπότε ἡ (19) γίνεταί :

$$T = \frac{[t]}{n} \quad (20)$$

Ἰδιότητες τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου.

Αἴ. «Τὸ ἄθροισμα τῶν γινομένων τῶν σφαλμάτων ἐπὶ τὰ ἀντίστοιχα βάρη τῶν παρατηρήσεων ἰσοῦται μὲ τὸ μηδέν».

Ἀπόδειξις : Ἐκ τῆς (19), ἀκολουθοῦντες ἀντίθετον ὁδόν, δυνάμεθα νὰ ὑπολογίσωμεν τὰ v . Ἦτοι :

$$t_1 + v_1 = T, \text{ ἐπομένως καί : } v_1 = T - t_1$$

$$\text{ὁμοίως : } v_2 = T - t_2$$

$$\dots\dots\dots$$

$$v_n = T - t_n$$

Πολλαπλασιάζοντες ταύτας ἀντιστοίχως ἐπὶ p_1, p_2, \dots, p_n , ἔχομεν :

$$p_1 v_1 = p_1 T - p_1 t_1$$

$$p_2 v_2 = p_2 T - p_2 t_2$$

$$\dots\dots\dots$$

$$p_n v_n = p_n T - p_n t_n$$

$$p_1 v_1 + p_2 v_2 + \dots + p_n v_n = [pv] = T [p] - [pt]$$

Καὶ λόγῳ τῆς (19), λαμβάνομεν :

$$[pv] = 0 \tag{A}$$

Ὅταν $p_1 = p_2 = \dots = p_n = 1$, αὕτη γίνεται $[v] = 0$, δύνатаι δὲ νὰ χρησιμοποιεῖται, διὰ τὸ ἀπλοῦν ἀριθμητικὸν μέσον, ὡς μέθοδος δοκιμῆς. Διὰ τὸ γενικὸν ἀριθμητικὸν μέσον, ὡς δοκιμὴ δύνатаι νὰ χρησιμοποιηθῆ ἡ (A). Διότι ὅταν εὗρωμεν μέσῳ τῆς T τὰς διορθώσεις v , πρέπει, πολλαπλασιάζοντες αὐτὰς ἀντιστοίχως ἐπὶ τὰ βάρη p , νὰ ἔχωμεν ἄθροισμα ἴσον πρὸς τὸ μηδέν.

Βα «Τὸ γενικὸν ἀριθμητικὸν μέσον T εἶναι τὸ ζητούμενον ἐκεῖνο μέγεθος τὸ ὁποῖον καθιστᾷ ἐλάχιστον τὸ ἄθροισμα τῶν τετραγώνων τῶν σφαλμάτων v πολλαπλασιασμένων ἐπὶ τὰ ἀντίστοιχα βάρη p ».

$$\text{Ἦτοι : } [pv] = \text{ἐλάχιστον.} \tag{B}$$

Ἀπόδειξις : Ἄς ὑποθέσωμεν ὅτι ἡ ἄγνωστος τιμὴ x , λαμβάνει μίαν ὀρισμένην τιμὴν τοῦ ζητουμένου μεγέθους π.χ. $x = T$. Λαμβάνομεν τότε τὰς διαφορὰς ταύτης ἀπὸ τὰς ἐπὶ μέρος παρατηρήσεις :

$$T - t_i = v_i \quad (i=1, 2, \dots, n)$$

Ἐὰν τὰς σχέσεις αὐτὰς τὰς ὑψώσωμεν εἰς τὸ τετράγωνον, τὰς πολλαπλασιάσωμεν ἀντιστοίχως ἐπὶ p_i καὶ ἀκολουθῶς τὰς προσθέσωμεν, θὰ λάβωμεν :

$$T^2 [p] - 2T [pt] + [ptt] = [pv]$$

Διὰ νὰ ἔχη δὲ ἡ συνάρτησις αὕτη ἐλάχιστον, πρέπει : «ἡ μερικὴ

παράγωγος τοῦ [pυυ] ὡς πρὸς τὴν ἄγνωστον μεταβλητὴν, νὰ εἶναι ἴση πρὸς τὸ μηδέν». Δηλαδή :

$$\frac{\partial [p\gamma\gamma]}{\partial T} = 2T [p] - 2 [pt] = 0$$

Ἐξ αὐτῆς ἔχομεν τελικῶς :

$$T = \frac{[pt]}{[p]} \quad \delta. \xi. \delta.$$

Τὸ ἀριθμητικὸν μέσον καὶ ἡ ἔννοια τοῦ ὀρισμένου ὁλοκληρώματος.



Ζητοῦμεν, ἐν προκειμένῳ, τὴν μέσην ἀριθμητικὴν τιμὴν ἀπειρῶν εἰς ἀριθμὸν μεγεθῶν, τὰ ὅποια, ὑποθέτομεν ὅτι ἀποτελοῦν μίαν συνεχῆ σειρὰν, οὕτως ὥστε, κάθε ἐπόμενον μέγεθος νὰ διαφέρει ἀπὸ τὸ προηγούμενον του, κατὰ πολὺ μικρὰν ποσότητα. Ἐστω π.χ. ὅτι ζητεῖται ἡ μέση ἡμερησία θερμοκρασία ἑνὸς τόπου ἢ ὁποῖα μεταβάλλεται συνεχῶς μετὰ τοῦ χρόνου ἢ ἡ μέση ταχύτης ἑνὸς κινητοῦ ἢ ὁ μέσος ἀριθμὸς στροφῶν ἑνὸς δίσκου. Δυνάμεθα νὰ ἐπεκτείνωμεν τὸν τύπον (β) ἢ (20) καὶ εἰς τὰς περιπτώσεις αὐτάς :

Ἐὰν δώσωμεν, ἐν πρώτοις, τὴν γεωμετρικὴν ἔρμηνειαν τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου. Πρὸς τοῦτο, χωρίζομεν (σχ. 8) τὸν ἄξονα τῶν τετμημένων x εἰς ἴσα μέρη ϵ καὶ λαμβάνομεν τὰ ἐμβαδὰ τῶν ὀρθογωνίων, $\epsilon t_1, \epsilon t_2, \dots, \epsilon t_n$. Συμφώνως πρὸς τὸν (20), θὰ ἔχωμεν :

$$\mu = \frac{\epsilon t_1 + \epsilon t_2 + \dots + \epsilon t_n}{n \cdot \epsilon} \quad (\Gamma)$$

ὅπου ὁ ἀριθμητικὸς εἶναι τὸ ἄθροισμα ὅλων τῶν ἐμβαδῶν καὶ ὁ παρονομαστὴς τὸ ἄθροισμα τῶν βάσεων ὅλων τῶν ὀρθογωνίων. Ἐκ τούτου ἔπεται ὅτι :

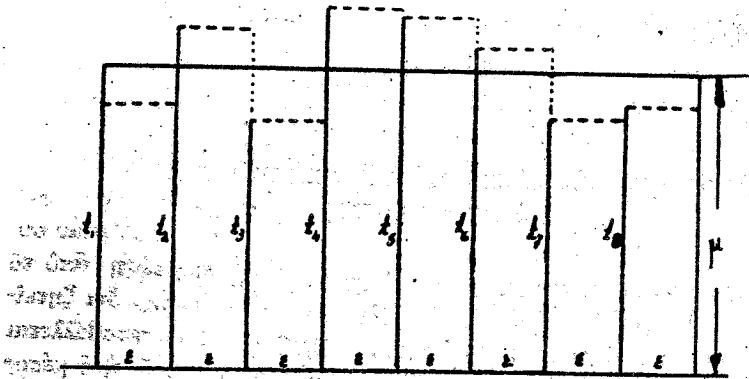
$$n \cdot \epsilon \cdot \mu = \epsilon t_1 + \epsilon t_2 + \dots + \epsilon t_n \quad (\Delta)$$

ἦτοι : «Τὸ ἀριθμητικὸν μέσον μ εἶναι τὸ ὕψος τοῦ ὀρθογωνίου ἐκείνου, τοῦ ὁποῖου βάσις εἶναι τὸ ἄθροισμα τῶν βάσεων τῶν n ἐπὶ μέγους ὀρθογωνίων, τὸ δὲ ἐμβαδόν του, ἰσοῦται μὲ τὸ ἄθροισμα τῶν ἐμβαδῶν ὅλων τῶν μεμονωμένων ὀρθογωνίων».

Ἐπομένως ἤδη ὅτι ζητοῦμεν νὰ μελετήσωμεν τὸ ἀριθμητικὸν μέσον ἀπειρῶν σειρᾶς ἀριθμῶν. Ἐστω ὅτι δίδεται ἡ συνεχὴς καὶ μονότομος, εἰς τὸ διάστημα $\alpha \dots \beta$, συνάρτησις :

$$y = f(x)$$

και ζητείται η μέση τιμή αὐτῆς εἰς τὸ ὡς ἄνω διάστημα.



Σχ. 8

Εἰς τὸ x δίδομεν τιμὰς $a, a+dx, a+2dx, \dots, \beta$, ὁπότε, ἔστω ὅτι αἱ ἀντίστοιχοι τιμαὶ τῆς συναρτήσεως εἶναι αἱ :

$$y_1, y_2, y_3, \dots$$

τῶν ὁποίων ζητοῦμεν τὴν μέσην τιμὴν. Κατασκευάζομεν (σχ. 9) τὴν $y=f(x)$ καὶ τὴν ἀΐξεσιν dx τὴν θέτομεν ἴσην μὲ τὸ ϵ . Τότε, κατὰ τὰ γνωστὰ ἐκ τοῦ Ολοκληρωτικοῦ Λογισμοῦ, τὸ ἔμβαδὸν E τοῦ τμήματος τοῦ περιλαμβανομένου μεταξὺ τοῦ ἄξονος τῶν x , τῆς καμπύλης καὶ τῶν τεταγμένων εἰς τὰ σημεῖα $x=a$ καὶ $x=\beta$, ἐκφράζεται διὰ τοῦ δεξιοῦ μέρους τοῦ τύπου (Δ) , ἂν εἰς αὐτὸν θέσωμεν ἀντὶ τῶν t_1, t_2, \dots, t_n , τὰ y_1, y_2, \dots, y_n καὶ ὑποθέσωμεν ὅτι τὸ $\epsilon \rightarrow 0$. Εἰς τὸ ἀριστερὸν μέρος τοῦ ἰδίου τύπου, ὁ παράγων $n \cdot \epsilon$ παριστᾷ τὸ ἄθροισμα ὅλων τῶν dx , ἧτοι τὸ διάστημα $\beta-a$. Κατὰ ταῦτα, ἡ (Δ) γίνεται :

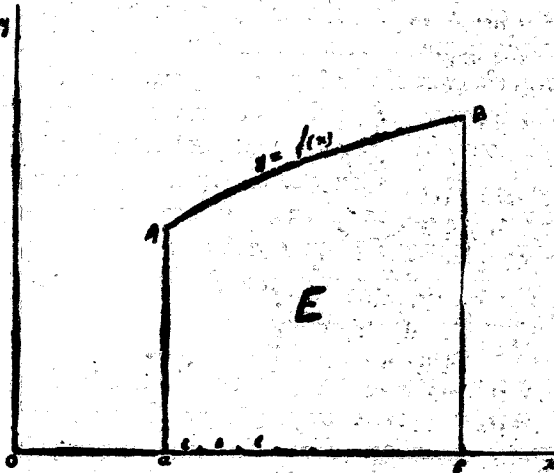
$$(\beta-a)\mu = E \quad (\Delta')$$

ἐξ ἧς ἔπεται ὅτι : «Τὸ ἀριθμητικὸν μέσον μ τῶν τεταγμένων μᾶς καμπύλης $f(x)$, μεταξὺ $x=a$ καὶ $x=\beta$, εἶναι τὸ ὕψος ἐκείνου τοῦ ὀρθογωνίου, τὸ ὁποῖον ἔχει βάσιν $\beta-a$, τὸ δὲ ἔμβαδὸν του ἰσοῦται μὲ τὸ ἔμβαδὸν τοῦ χωρίου $A B \beta$, τοῦ χωρίου, δηλαδή, τοῦ περιλαμβανομένου μεταξὺ τοῦ ἄξονος τῶν x , τῆς καμπύλης καὶ τῶν ἄκρων τεταγμένων».

Ἄλλ' ὡς γνωστὸν τό :

$$E = \int_a^b f(x) dx$$

ἐκ τοῦ ὁποῦ συνάγομεν ὅτι :



Ἰχ. 9

Τὸ ἀριθμητικὸν μέσον μ ὄλων τῶν τιμῶν μιᾶς συνεχοῦς καὶ μονοτονίμου συναρτήσεως $f(x)$, αἵτινες ἀντιστοιχοῦν εἰς τὸ διάστημα $(a...b)$, δίδεται ὑπὸ τῆς ἐξισώσεως :

$$\mu = \frac{1}{b-a} \int_a^b f(x) dx$$

Κατὰ τὸν προσδιορισμὸν τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου ἀπείρων μεγεθῶν πρέπει αἱ ἀπείρως μικραὶ αὐξήσεις τῆς ἀνεξαρτήτου μεταβλητῆς x , νὰ ἐπιφέρουν ἀπείρως μικρὰς αὐξήσεις εἰς τὰς τιμὰς τοῦ y . Ἐὰν ἡ συνάρτησις δίδεται μόνον γραφικῶς, τότε ἐφαρμόζομεν τὴν πρότασιν τῆς ἐξισώσεως (Δ').

Βάρος τῶν παρατηρήσεων.

Ὅταν ἔχωμεν σειρὰν παρατηρήσεων διαφόρου ἀκριβείας, τότε, προκειμένου νὰ συγκρίνωμεν μεταξύ των τὰς παρατηρήσεις αὐτάς, πρέ-

πει νὰ ἔχωμεν ἓνα μέτρον ἐκτιμήσεως, χαρακτηριστικὸν τῆς ποιότητος ἢ ἀκριβείας αὐτῶν. Καὶ ὡς τοιοῦτον, χρησιμοποιοῦμεν τὸ *βάρος τῶν παρατηρήσεων* (*Poids des observations, weight of observations, Gewicht der Beobachtungen*).

Πρέπει νὰ τονισθῇ ἐνταῦθα ὅτι, δεχόμεθα ἐκ προτέρου (*a priori*) τοῦτο : Μία σειρά παρατηρήσεων ἔχει τὸ αὐτὸ βάρος ὅταν ἐκτελήται ὑπὸ τὰς αὐτὰς ἀκριβῶς συνθήκας καὶ ὅταν ὅλαι αἱ πιθαναὶ ἐπιδράσεις ἐκδηλοῦνται, εἰς ὅλας τὰς ἐν λόγῳ μετρήσεις, κατὰ τὸν ἴδιον τρόπον. Κατὰ πόσον ὁμως τοῦτο συμβαίνει εἰς τὴν πραγματικότητα, δὲν δυνάμεθα, παρὰ μόνον ἐξ ὑστέρου (*a posteriori*) νὰ τὸ ἐξακριβώσωμεν, ὅπως συμβαίνει ὅταν εὐρίσκωμεν τὸ μέσον σφάλμα καὶ συγκρίνωμεν μεταξύ των δύο ἢ περισσοτέρας σειρᾶς μετρήσεων. Ὅταν, ἐπομένως, δὲν πληροῦνται ἐπακριβῶς ὅλαι αὐταὶ αἱ προϋποθέσεις, τότε εἴμεθα ὑποχρεωμένοι νὰ χρησιμοποιήσωμεν τὸ *βάρος* διὰ νὰ προσδώσωμεν ἀνάλογον ἀξίαν εἰς τὰς παρατηρήσεις.

Ἦδη ὡς ἓνα μέτρον ἐκτιμήσεως δύο ἢ περισσοτέρων σειρῶν παρατηρήσεων καὶ εὐρέσεως τῆς καλυτέρας ἐξ αὐτῶν, ἐχρησιμοποιήσαμεν τὸ μέσον σφάλμα. Διότι ὅσον μικρότερον εἶναι τὸ μέσον σφάλμα τόσοσον ποιοτικῶς καλυτέρα εἶναι μία σειρά παρατηρήσεων. Ἀλλὰ καὶ ὅταν αἱ διδόμεναι τιμαὶ εἶναι ἀθροίσματα διαφόρου ἀριθμοῦ ἀρχικῶν παρατηρήσεων, οἱ ἀριθμοὶ τῶν τοιούτων ἐπαναληπτικῶν μετρήσεων, εἶναι ἤδη ἓνα μέτρον κρίσεως περὶ τῆς ἀκριβείας των. Δηλαδή δύναται νὰ θεωρηθῇ ὡς *βάρος* αὐτῶν. Ἐὰν πάλιν, ἔχωμεν ἀρχικὰς μετρήσεις, διαφόρου ἀξίας, ὡς ἐκ τῆς διαφορᾶς π.χ. τῶν ἐκάστοτε χρησιμοποιουμένων ὀργάνων ἢ λόγῳ τῆς διαφορᾶς τῶν ἐξωτερικῶν συνθηκῶν ὑφ' ἃς αὐταὶ ἐξετελέσθησαν, καὶ τότε ἐμφανίζεται ἡ ἀνάγκη τῆς εἰσαγωγῆς τοῦ βάρους, τὸ ὁποῖον παριστῶμεν διὰ τοῦ p καὶ τὸ ὁποῖον, κατ' ἀνάγκην ἀχετίζεται μὲ τὰς τιμὰς τῶν t_1, t_2, \dots, t_n , ἐπομένως καὶ μὲ τὸ μέσον σφάλμα m .

Τὸ *βάρος* πρέπει ὁπωσδήποτε νὰ συσχετισθῇ μὲ τὸ μέσον σφάλμα m καὶ μάλιστα μὲ τὸ ἀντίστροφον αὐτοῦ. Διότι ὅσον μικρότερον εἶναι τὸ μέσον σφάλμα τόσοσον μεγαλυτέρα ἢ ἀξία τῆς σειρᾶς τῶν παρατηρήσεων. Ἀλλὰ τὸ m εἶναι ἄλλοτε θετικὸν καὶ ἄλλοτε ἀρνητικόν. Ἔνεκα τούτου ὀρίζομεν ὡς *«βάρος p μιᾶς παρατηρήσεως τὸ ἀντίστροφον τοῦ τετραγώνου τοῦ μέσου σφάλματος πολλαπλασιασμένον ἐπὶ μίαν ποσότητα σταθεράν»*. Ἦτοι :

$$p = \frac{\mu^2}{m^2} \quad \eta \quad \mu = m\sqrt{p} \quad (21)$$

δπου μ είναι ποσότης σταθερά. Ὁ ἀριθμὸς ὁ ἐκφράζων τὸ βάρος εἶναι ἀριθμὸς καθαρὸς καὶ ἐπομένως πάντοτε ἄνευ διαστάσεων.

Ἐκ τοῦ ὁρισμοῦ τούτου ἐπιτεταὶ ὅτι τὰ βάρος δύο παρατηρήσεων εἶναι ἀντιστρόφως ἀνάλογα πρὸς τὰ μέσα σφάλματα αὐτῶν. Δηλαδή, ἔχομεν τὰς σχέσεις :

$$\frac{p_1}{p_2} = \frac{\mu^2}{m_1^2} : \frac{\mu^2}{m_2^2} = \frac{m_2^2}{m_1^2}$$

καὶ γενικώτερον :

$$p_1 : p_2 : \dots : p_n = \frac{1}{m_1^2} : \frac{1}{m_2^2} : \dots : \frac{1}{m_n^2}$$

Ἐὰν δὲ συσχετίσωμεν ἢ ἀναφέρωμεν ὅλας τὰς παρατηρήσεις εἰς μίαν ἐκ τούτων καὶ εἰς αὐτὴν δώσωμεν βάρος $p=1$, ὀνομάσωμεν δὲ τὸ μέσον σφάλμα αὐτῆς μ , τότε, βάσει τῶν σχέσεων (22), θὰ ἔχομεν :

$$\frac{p_1}{1} = p_1 = \frac{\mu^2}{m^2}$$

Εἶναι φανερόν ὅτι τὸ μ εἶναι τὸ μέσον σφάλμα τῆς παρατηρήσεως πρὸς τὴν ὁποίαν συγκρίνομεν ὅλας τὰς ἄλλας καὶ ἣ ὁποία ἔχει βάρος $p=1$. Μὲ ἄλλους λόγους, θεωροῦμεν μίαν παρατήρησιν, ὡς «κανονικὴν παρατήρησιν» καὶ θέτομεν τὸ βάρος αὐτῆς ἴσον μὲ τὴν μονάδα. Ἡ κανονικὴ παρατήρησις ὀνομάζεται *μονὰς βάρος*, τὸ δὲ μέσον σφάλμα αὐτῆς μ (¹) μέσον σφάλμα τῆς μονάδος βάρους. (Erreur moyenne de l' unité de poids, 'mean error of the unit of weight, mittlerer Fehler der Gewichtseinheit)

Παράδειγμα : Ὑποθέσωμεν ὅτι ἔγιναν δύο σειραὶ μετρήσεων τῆς γωνιώδους ἀποστάσεως δύο σημείων Α καὶ Β καὶ εὔρομεν τὰς τιμὰς T_1 καὶ T_2 , τῶν ὁποίων τὰ μέσα σφάλματα εἶναι : $m_1 = \pm 3''$ καὶ $m_2 = \pm 6''$. Ζητεῖται νὰ εὑρεθῇ τὸ βάρος τῆς παρατηρήσεως T_1 , ὅταν ὡς «μονὰς βάρους» θεωρηθῇ ἡ T_2 . Ἦτοι $p_2 = 1$.

Ἐφαρμοζόντες τὴν σχέσιν (22), λαμβάνομεν :

$$\frac{p_1}{p_2} = \frac{m_2^2}{m_1^2}. \quad \text{Καὶ } p_1 = \frac{36}{9} = 4.$$

(1) Ἡ σταθερὰ μ προσδιορίζεται ὡς ἐξῆς : Ἐκ τῶν σχέσεων (22) λαμβάνομεν γενικώτερον : $p_1 \cdot m_1^2 = c$. Εἰς τὴν περίπτωσιν δὲ τῆς κανονικῆς παρατηρήσεως (ὁπότε $p=1$ καὶ $m=\mu$) ἔχομεν : $c=\mu^2$.

Συμπέρασμα : Ἡ παρατήρησις T , εἶναι τετρακίς ἀκριβεστέρα ἐν συγκρίσει πρὸς τὴν παρατήρησιν T_2 .

Ἰδιότης τοῦ βάρους.

«Τὸ τελικὸν ἐξαγόμενον T μιᾶς σειρᾶς παρατηρήσεων, διαφόρου ἀκριβείας—καὶ ἐπομένως διαφόρου βάρους—εἶναι ἀνεξάρτητον τῆς μονάδος βάρους.»

Ἡ εἰσαγωγή ἐκάστοτε τῆς μονάδος βάρους εἶναι προφανῶς ἀυθαίρετος, καὶ ἐπομένως, τίθεται τὸ ἐρώτημα μήπως ἢ τοιαυτὴ ἢ τοιαυτὴ ἐκλογὴ αὐτῆς, ἐπηρεάζει τὸ τελικὸν ἐξαγόμενον T , μιᾶς σειρᾶς μετρήσεων. Εὐκόλως ἀποδεικνύεται ὅτι τοῦτο δὲν συμβαίνει.

Πράγματι : Ἐκ τῆς ἕξισώσεως (18), ἂν εἰς αὐτὴν ἀντικαταστήσωμεν τὰ p τῇ βοηθείᾳ τῶν (22), θὰ ἔχωμεν :

$$T = \frac{[pt]}{[p]} = \frac{\frac{\mu^2}{m_1^2} t_1 + \frac{\mu^2}{m_2^2} t_2 + \dots + \frac{\mu^2}{m_n^2} t_n}{\frac{\mu^2}{m_1^2} + \frac{\mu^2}{m_2^2} + \dots + \frac{\mu^2}{m_n^2}} =$$

$$= \frac{\frac{1}{m_1^2} t_1 + \frac{1}{m_2^2} t_2 + \dots + \frac{1}{m_n^2} t_n}{\frac{1}{m_1^2} + \frac{1}{m_2^2} + \dots + \frac{1}{m_n^2}} = \frac{\left[\frac{t}{mm} \right]}{\left[\frac{1}{mm} \right]} \quad (23)$$

Ἐὰν δὲ ὑποθέσωμεν γενικότερον ὅτι αἱ παρατηρήσεις t_1, t_2, \dots, t_n τῆς ἕξισώσεως (23), δὲν περιέχουν μόνον διαφόρου μεγέθους σφάλματα m_1, m_2, \dots, m_n , ἀλλὰ καὶ ὅτι καὶ ἐκάστη ἐξ αὐτῶν προῆλθεν ἀπὸ μεταβλητὸν ἀριθμὸν παρατηρήσεων, διαφόρου ἀκριβείας, τότε τὸ βῆρος τῶν αὐξάνει ἀντιστοίχως ἀναλόγως πρὸς τὸν ἀριθμὸν τῶν τοιούτων ἐπαναληπτικῶν μετρήσεων (βλέπε τύπον 17). Ἐπομένως, δυνάμεθα γενικῶς νὰ εἰπωμεν ὅτι, τὸ βῆρος $p^{(1)}$ μιᾶς σειρᾶς n —ἐπαναλη-

(1) Πολλάκις ὡς p λαμβάνεται μόνον ὁ ἀριθμὸς τῶν ἐπαναληπτικῶν μετρήσεων, συνήθως μόνον τὸ ἀντίστροφον τοῦ τετραγώνου τοῦ μέσου σφάλματος, εἰς ἄλλας δὲ περιπτώσεις χρησιμοποιεῖται ὡς τοιοῦτον ἄλλο π , χαρακτηριστικὸν ὅμως τῆς ποιότητος τῶν ἐκτελουμένων παρατηρήσεων.

πτικῶν παρατηρήσεων με μέσον σφάλμα m , ἰσοῦται πρὸς :

$$p = \frac{n \cdot \mu^2}{m^2} \quad (24)$$

καὶ ἡ πιθανωτέρα τιμὴ ἐκ μιᾶς σειρᾶς, διαφόρου ἀκριβείας παρατηρήσεων, δίδεται ὑπὸ τοῦ τύπου :

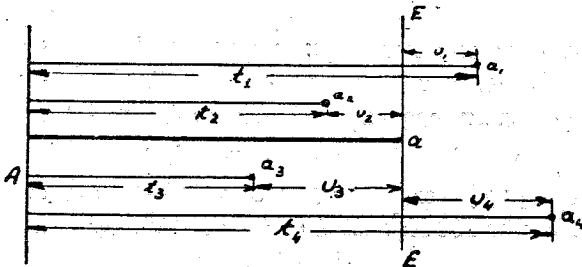
$$T = \frac{[pt]}{[p]} = \frac{\left[\frac{n \mu^2 t}{m^2} \right]}{\left[\frac{n \cdot \mu^2}{m^2} \right]} \quad (25)$$

Ἡ ἐξίσωσις αὕτη μᾶς δίδει τὸ γενικὸν ἀριθμητικὸν μέσον. Προφανῶς αἱ (24) καὶ (25) εἶναι αἱ γενικαὶ ἐκφράσεις τῶν : (21) καὶ (17).

Ἐφαρμογαὶ εἰς τὴν Μηχανικὴν.

Μερικοὶ ἐκ τῶν τύπων τοὺς ὁποίους εὑρομεν μέχρι τοῦδε, μᾶς ἐπιτρέπουν νὰ τοὺς δώσωμεν ὠρισμένην ἐρμηνείαν, χρησιμοποιοῦντες ἐννοίας ἐκ τῆς Μηχανικῆς.

Πράγματι, ἐὰν τὰς τιμὰς t_1, t_2, \dots, t_n , ἐξ ὧν εὐρίσκεται ἡ μέση ἀριθμητικὴ τιμὴ, τὰς θεωρήσωμεν ὡς τεταγμένας, αἱ ὁποῖα ἄγονται



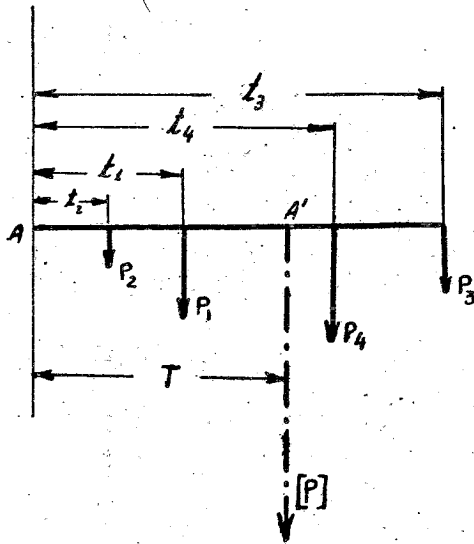
Σχ. 10

καθέτως ἐπὶ τὸν ἄξονα τῶν τεταγμένων, τότε αἱ ἀποκλίσεις u ἀπὸ τῆς τιμῆς T παριστοῦν (σχ. 10) τὰς τεταγμένας τῶν ἄκρων σημείων a_1, a_2, \dots, a_n ἐν σχέσει πρὸς τὴν διὰ τῆς κορυφῆς a , τῆς μέσης τεταγμένης, ἀγομένην εὐθεΐαν E παράλληλον πρὸς τὸν ἄξονα τῶν y .

Ἐὰν τὰ a_1, a_2, \dots, a_n τὰ θεωρήσωμεν ὡς ὑλικά σημεῖα, τὰ ὁποῖα ἔχουν τὸ ἴδιον βᾶρος καὶ μάλιστα ὅτι τοῦτο ἰσοῦται πρὸς τὴν μονάδα,

ὅλα δὲ αὐτὰ ἐξαρτῶνται ἐκ τῆς εὐθείας E , τότε ἡ σχέσις :

$$v_1 + v_2 + \dots + v_n = [v]$$



Σχ. 11

παριστᾷ τὸ ἄθροισμα τῶν στατικῶν ροπῶν τῆς περιστροφῆς περὶ τὴν εὐθεΐαν E . Ὄταν δὲ τὸ ἄθροισμα τοῦτο ἰσοῦται μὲ τὸ μηδέν, σημαίνει ὅτι τὸ σύστημα ἰσορροπεῖ. Ἐν συνεχείᾳ δὲ τὸ ἄθροισμα :

$$v_1^2 + v_2^2 + \dots + v_n^2 = [v^2]$$

παριστᾷ τὴν ροπὴν ἀδρανείας τοῦ συστήματος ὑλικῶν σημείων περὶ ἄξονα τὴν εὐθεΐαν E . Καὶ ἐφ' ὅσον ἰσχύει ἡ συνθήκη :

$$[v^2] = \text{ἐλάχιστον}$$

τοῦτο σημαίνει ὅτι ὁ ἄξων E διέρχεται διὰ τοῦ κέντρου βάρους τοῦ ἐν ἰσορροπία εὐρισκομένου συστήματος ὑλικῶν σημείων.

Ἄς ὑποθέσωμεν ἤδη ὅτι τὰ t_1, t_2, \dots, t_n δὲν προέρχονται ἀπὸ μετρήσεις τῆς αὐτῆς ἀκριβείας, δηλαδὴ αἱ τιμαὶ αὗται φέρουν μεθ' ἑαυτῶν βάρη p_1, p_2, \dots, p_n . Τότε δυνάμεθα (σχ. 11) νὰ θεωρήσωμεν ὅτι τὰ p_1, p_2, \dots, p_n εἶναι βάρη μὲ μοχλοβραχίονας τὰ μήκη t_1, t_2, \dots, t_n , ὅποτε αἱ στατικαὶ ροπαὶ αὐτῶν εἶναι :

$$p_1 t_1, p_2 t_2, \dots, p_n t_n$$

καὶ ἡ σχέσις :

$$T = \frac{[pt]}{[p]}$$

δίδει τὸν μοχλοβραχίονα ἐκείνον T ἐπὶ τοῦ ὁποίου ἐφαρμόζεται τὸ ἄθροισμα τῶν βαρῶν—δηλαδὴ παριστᾷ τὴν τεταγμένην τοῦ κέντρου βάρους, καὶ ἡ στατικὴ ροπή αὐτοῦ ἰσοῦται μὲ τὸ ἄθροισμα τῶν μεμονωμένων στατικῶν ροπῶν. Δηλαδὴ :

$$[p].T - [pt] = 0.$$

Τὸ ἄθροισμα :

$$p_1 v_1 v_1 + p_2 v_2 v_2 + \dots + p_n v_n v_n = [pv]$$

παριστᾷ τὴν ροπήν ἀδρανείας τοῦ συστήματος περὶ ἄξονα διερχόμενον διὰ τοῦ A' καὶ κάθετον πρὸς τὸν AA' . Δηλαδὴ ἡ :

$$[pv^2] = \text{ἐλάχιστον}$$

λέγει ὅτι : « Ἡ θέσις τοῦ ἄξονος ἐλάχιστης ροπῆς ἀδρανείας τοῦ συστήματος προσδιορίζεται διὰ τῆς ἰσοσταθμίσεως τῶν παρατηρήσεων, ὑπὸ τῆς μέσης τιμῆς T . ».

*Ομοίως τό :

$$p_1 v_1 + p_2 v_2 + \dots + p_n v_n = [pv]$$

εἶναι ἡ στατικὴ ροπή τῶν σημείων a_1, a_2, \dots, a_n ὡς πρὸς ἄξονα διερχόμενον διὰ τοῦ κέντρου βάρους. Αὕτη ὅμως εἶναι μηδὲν κατὰ τὰ φνωστά ἐκ τῆς Μηχανικῆς. Οὕτως ἐπανευρίσκομεν τὴν σχέσιν :

$$[pv] = 0.$$

Τὸ ἀριθμητικὸν μέσον σφάλμα D , ἰσοῦται πρὸς :

$$D = \frac{2}{h\sqrt{\pi}} = \frac{2h}{\sqrt{\pi}} \int_0^\infty e^{-h^2 \varepsilon^2} d\varepsilon.$$

$$^* \text{Ἄρα } D = \frac{\frac{h}{\sqrt{\pi}} \int_0^\infty \varepsilon e^{-h^2 \varepsilon^2} d\varepsilon}{\frac{1}{2}}$$

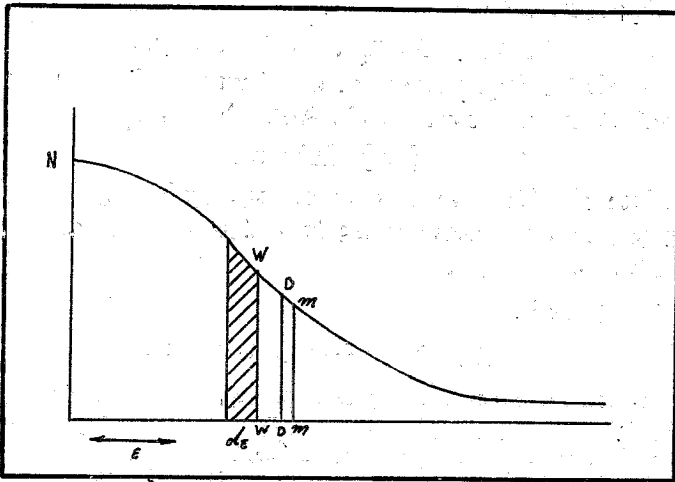
* Ἄν λοιπὸν ληφθῇ (σχ. 12) τὸ ἔμβαδὸν τὸ περικλειόμενον ὑπὸ τοῦ ἄξονος τῶν x καὶ τῆς καμπύλης τοῦ Gauss ἴσον πρὸς 1, βλέπομεν ὅτι τὸ D εἶναι ἡ τειρημένη τοῦ κέντρου βάρους τῆς ἐπιφανείας τῆς περικλειομένης ὑπὸ τοῦ ἄξονος τῶν x , τῶν N καὶ τῆς καμπύλης ταύτης.

Ἐξ ἄλλου ἔχομεν :

$$m^2 = 2 \int_0^\infty \varepsilon^2 \varphi(\varepsilon) d\varepsilon = \frac{\int_0^\infty \varepsilon^2 \varphi(\varepsilon) d\varepsilon}{\frac{1}{2}} = \frac{\text{Ροπή ἀδρανείας περι τὸν ἄξονα N}}{\text{Μάζης}} = a^2,$$

ὅπου a εἶναι ἡ ἀκτίς ἀδρανείας.

Ἄρα $m =$ ἀκτίς ἀδρανείας τῆς ὡς ἄνω ἐπιφανείας περι τὸν ἄξονα N .



Σχ. 12

Παρατηροῦμεν ἀκόμη, ὅτι τὸ σημεῖον ἀνακάμψεως τῆς καμπύλης τοῦ Gauss ἔχει τετμημένην ἴσην πρὸς m . Πράγματι, διὰ τὸ σημεῖον

ἀνακάμψεως $\frac{d^2N}{d\varepsilon^2} = 0,$

$$N = \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2\varepsilon^2}, \quad \frac{dN}{d\varepsilon} = -\frac{2h^3\varepsilon}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2\varepsilon^2} \quad \text{καὶ}$$

$$\frac{d^2N}{d\varepsilon^2} = -\frac{2h^3}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2\varepsilon^2} + \frac{4h^5\varepsilon^2}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2\varepsilon^2} = 0,$$

$$4h^5\varepsilon^2 = 2h^3, \quad \text{ἔξ ἧς :}$$

$$\varepsilon^2 = \frac{1}{2h^2} \quad \text{καὶ} \quad \varepsilon = \pm \frac{1}{\sqrt{2}h} = \pm m$$



ΚΕΦΑΛΑΙΟΝ Δ.

ΝΟΜΟΙ ΜΕΤΑΔΟΣΕΩΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ ΚΑΙ ΒΑΡΟΥΣ

Μετάδοσις τοῦ σφάλματος.

Ἐὰν ἔχωμεν νὰ ὑπολογίσωμεν μίαν συνάρτησιν δύο ἢ περισσοτέρων ἀνεξαρτήτων μεταβλητῶν—καὶ ἐπὶ τοῦ προκειμένου δύο ἢ περισσότερων μεγεθῶν τὰ ὁποῖα προσδιορίζονται διὰ μετρήσεων—εἶναι προφανὲς ὅτι τὰ ἐμφιλοχωροῦντα εἰς τὰς παρατηρήσεις σφάλματα, θὰ μεταδοθῶν καὶ εἰς τὸ μέγεθος τὸ ὁποῖον θὰ προκύψῃ ἐκ τῆς ἐν λόγω συναρτήσεως. Μὲ ἄλλους λόγους, αἱ τυχὸν ἀνακριβείαι αἱ ὁποῖαι συνοδεύουν τὰς ἀρχικὰς μετρήσεις ἐπιδρῶν οὐσιωδῶς, ὥστε τὸ ἐξαγόμενον τελικῶς μέγεθος, νὰ περιέχῃ καὶ αὐτὸ σφάλμα.

Ἐστω ὅτι θέλομεν νὰ προσδιορίσωμεν τὸ ὕψος ἐνὸς πύργου καὶ ἔχομεν εἰς τὴν διάθεσίν μας 12 μετρήσεις τῆς ὀριζοντίου ἀφ' ἡμῶν ἀποστάσεως αἱ αὐτοῦ καὶ 8 μετρήσεις τῆς γωνίας B_k ὑπὸ τὴν ὁποίαν φαίνεται ἡ κορυφή του. Τότε τῇ βοηθείᾳ τῆς σχέσεως :

$$x = \alpha_0 \varphi B_0, \text{ ὅπου } \alpha_0 = \frac{\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_{12}}{12}$$

$$\text{καὶ } B_0 = \frac{B_1 + B_2 + \dots + B_8}{8}$$

εὐρίσκομεν τὸ ὕψος x .

Ἐφ' ὅσον ὅμως τὰ α_i καὶ B_i περιέχουν σφάλματα, καὶ τὸ ἐκ τῆς ὡς ἄνω σχέσεως, δι' ὑπολογισμοῦ, προκύπτει ὕψος x θὰ ἔχῃ καὶ αὐτὸ ἓνα σφάλμα. Ἐὰν m_1 εἶναι τὸ μέσον σφάλμα τῶν α_i , καὶ m_2 τὸ μέσον σφάλμα τῶν B_k , ζητεῖται νὰ εὐρεθῇ τὸ μέσον σφάλμα m_x τὸ ὁποῖον μετεδόθη εἰς τὸ ὑπολογισθησόμενον ποσὸν x . Τὸ πρόβλημα εἶναι γενικώτερον καὶ χρῆζει λεπτομερεστέρως ἐξετάσεως προκειμένου νὰ εὐρωμεν τὸν νόμον τῆς μεταδόσεως τοῦ σφάλματος.

Ἄς ὑποθέσωμεν ὅτι γενικώτερον ἔχομεν τὴν συνάρτησιν :

$$x = \varphi(t_1, t_2, \dots, t_n) \quad (26)$$

ὅπου t_1, t_2, \dots, t_n εἶναι τὰ μετρηθέντα μεγέθη, $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ τὰ ἀληθῆ σφάλματα αὐτῶν, τότε ἐκ τῆς :

$$x + \delta = \varphi(t_1 + \varepsilon_1, t_2 + \varepsilon_2, \dots, t_n + \varepsilon_n)$$

ευρίσκωμεν τὴν ἀληθῆ τιμὴν τῆς συναρτήσεως.

Ὑπὸ τὴν προϋπόθεσιν ὅτι τὰ σφάλματα $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ εἶναι πολὺ μικρὰ, ἀναπτύσσομεν εἰς σειρὰν Taylor, εἰς τὴν ὁποίαν παραλείπομεν τὰς δυνάμεις δευτέρας τάξεως καὶ ἀνωτέρας, ὁπότε τὸ συνολικὸν σφάλμα τὸ ὁποῖον μετεδόθη εἰς τὴν συνάρτησιν x , δίδεται ὑπὸ τοῦ τύπου :

$$\begin{aligned} \delta &= \varphi(t_1 + \varepsilon_1, t_2 + \varepsilon_2, \dots, t_n + \varepsilon_n) - \varphi(t_1, t_2, \dots, t_n) \\ \delta &= \frac{\partial \varphi}{\partial t_1} \varepsilon_1 + \frac{\partial \varphi}{\partial t_2} \varepsilon_2 + \dots + \frac{\partial \varphi}{\partial t_n} \varepsilon_n = \left[\frac{\partial \varphi}{\partial t} \varepsilon \right]^{(1)} \end{aligned} \quad (27)$$

Ἐὰν ἤδη φαντασθῶμεν ὅτι αἱ παρατηρήσεις ἐπαναλαμβάνονται ν φορές, τότε προκύπτουν ν διάφορα σφάλματα, $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_\nu$ τῆς συναρτήσεως φ . Ἐκ τῶν παρατηρήσεων τούτων—βάσει τῆς γνωστῆς ἤδη ἐννοίας τοῦ μέσου σφάλματος—ὀρίζομεν τὸ μέσον σφάλμα m_x τῆς συναρτήσεως x , τὸ ὁποῖον δίδεται ὑπὸ τῆς σχέσεως :

$$m_x^2 = \frac{[\delta\delta]}{\nu} = \frac{1}{\nu} \sum_1^\nu \left[\frac{\partial \varphi}{\partial t} \varepsilon \right]^2 \quad (28)$$

Εἰς αὐτὴν, ἐὰν ἐκτελέσωμεν ὅλας τὰς πράξεις, καθ' ὅλους τοὺς δυνατοὺς συνδυασμοὺς τῶν σημείων τοῦ ε καὶ κάμωμεν τὰς ἀναγκαῖας ἀπαλοيفάς—, τὰ γινόμενα $\varepsilon_i \varepsilon_k$ ($i \neq k$), ὅταν ὁ ἀριθμὸς τῶν παρατηρήσεων εἶναι πολὺ μεγάλος, ἀλληλοεξουδετεροῦνται—θὰ ἔχωμεν τελικῶς :

$$m_x^2 = \left(\frac{\partial \varphi}{\partial t_1} \right)^2 \frac{[\varepsilon_1 \varepsilon_1]}{\nu} + \left(\frac{\partial \varphi}{\partial t_2} \right)^2 \frac{[\varepsilon_2 \varepsilon_2]}{\nu} + \dots + \left(\frac{\partial \varphi}{\partial t_n} \right)^2 \frac{[\varepsilon_n \varepsilon_n]}{\nu}$$

Εἰς τὴν σχέσιν δὲ αὐτὴν, ἂν θέσωμεν :

$$m_1^2 = \frac{[\varepsilon_1 \varepsilon_1]}{\nu}, \quad m_2^2 = \frac{[\varepsilon_2 \varepsilon_2]}{\nu}, \quad \dots, \quad m_n^2 = \frac{[\varepsilon_n \varepsilon_n]}{\nu}$$

λαμβάνει τὴν μορφήν :

$$m_x^2 = \left(\frac{\partial \varphi}{\partial t_1} \right)^2 m_1^2 + \left(\frac{\partial \varphi}{\partial t_2} \right)^2 m_2^2 + \dots + \left(\frac{\partial \varphi}{\partial t_n} \right)^2 m_n^2 = \left[\left(\frac{\partial \varphi}{\partial t} \right)^2 m^2 \right] \quad (29)$$

Ἐὸ τύπος οὗτος (29) μᾶς δίδει «τὸ μέσον σφάλμα τὸ μεταδιδόμενον εἰς μίαν συνάρτησιν φ ». Ἡ ἀκόμη: «ἀποτελεῖ τὴν ἀναλυτικὴν ἔκφρασιν τοῦ σφάλματος μιᾶς ποσότητος προσδιορισθείσης δι' ἐμμέσων παρατηρήσεων».

1) Ὁ τύπος οὗτος δίδει, ὡς γνωστὸν, τὸ ὁλικὸν διαφορικὸν τῆς συναρτήσεως φ .

Νόμος μεταδόσεως του βάρους.

Ἐάν ἐνθυμηθῶμεν τὴν ἐξίσωσιν (21), ἣτις μᾶς δίδει τὴν σχέσηιν τοῦ βάρους μᾶς παρατηρήσεως ὡς πρὸς τὸ μέσον σφάλμα αὐτῆς, ἦτοι τὴν :

$$m_i = \mu \sqrt{p} \quad (i=1, 2 \dots, n)$$

τότε, ἐξ αὐτῆς καὶ τῆς (29), λαμβάνομεν :

$$m_x = \mu \sqrt{\left[\left(\frac{\partial \varphi}{\partial t} \right)^2 \cdot \frac{1}{p} \right]}$$

Ἡ ὑπὸ τὴν ρίζαν παράστασις ὀνομάζεται *συντελεστὴς τοῦ βάρους τῆς συναρτήσεως x*.

Ἐάν τὸν ὅρισμὸν τοῦ βάρους τὸν ἐφαρμόσωμεν εἰς τὴν περίπτωσιν τοῦ τύπου (29), θὰ ἔχωμεν τὸν ἀκόλουθον τύπον ὅστις ἐκφράζει τὸν νόμον τῆς μεταδόσεως τοῦ σφάλματος.

$$\frac{1}{p_x} = \left(\frac{\partial \varphi}{\partial t_1} \right)^2 \cdot \frac{1}{p_1} + \left(\frac{\partial \varphi}{\partial t_2} \right)^2 \cdot \frac{1}{p_2} + \dots + \left(\frac{\partial \varphi}{\partial t_n} \right)^2 \cdot \frac{1}{p_n} \quad (30).$$

Ὅταν ὑποθετῆ ὅτι ἡ συνάρτησις x εἶναι ἄθροισμα n παρατηρήσεων ἴσης ἀκριβείας τότε ἡ (26) λαμβάνει τὴν μορφήν :

$$x = t_1 + t_2 + \dots + t_n \quad (26a)$$

ὁπότε, ὅλαι αἱ παράγωγοι $\frac{\partial \varphi}{\partial t_1}, \frac{\partial \varphi}{\partial t_2}, \dots, \frac{\partial \varphi}{\partial t_n}$ θὰ εἶναι ἴσαι πρὸς τὴν μονάδα. Καὶ ἐπειδὴ τὰ μέσα σφάλματα: $m_1 = m_2 = \dots = m_n = m$, ἡ (29) γίνεται :

$$m_x^2 = n \cdot m^2 \quad \eta \quad m_x = \pm m \sqrt{n} \quad (29a)$$

Ἦτοι : «Τὸ μέσον σφάλμα ἐνὸς ἀθροίσματος παρατηρήσεων ἴσης ἀκριβείας ἀξιάκει ἀναλόγως τῆς τετραγωνικῆς ρίζης τοῦ ἀριθμοῦ τῶν παρατηρήσεων». (1)

Καὶ ἐάν γενικώτερον δίδεται ἡ σχέσηις :

$$x = a_1 t_1 + a_2 t_2 + \dots + a_n t_n \quad (26\beta)$$

ὅπου a_1, a_2, \dots, a_n εἶναι δεδομένοι ἀριθμοὶ μὲ τοὺς ὁποίους πολλαπλα-

(1) Ἡ πρότασις αὕτη ἰσχύει, προφανῶς, καὶ ὅταν τὸ ἄθροισμα περιέχει καὶ ἀρνητικούς ὄρους.

σιάζονται αντίστοιχος οί ἐκ τῶν παρατηρήσεων προκύπτοντες :
 t_1, t_2, \dots, t_n , με μέσα σφάλματα : m_1, m_2, \dots, m_n , θὰ ἔχωμεν :

$$m_x = \pm \sqrt{(a_1 m_1)^2 + (a_2 m_2)^2 + \dots + (a_n m_n)^2}$$

ὑποτιθεμένου δὲ ὅτι $m_1 = m_2 = \dots = m_n = m$ τότε :

$$m_x = \pm m \sqrt{[a a]} \quad (29\beta)$$

Ἐἰς τὴν εἰδικὴν περίπτωσιν κατὰ τὴν ὁποῖαν ἡ συνάρτησις x εἶναι τῆς μορφῆς :

$$x = \frac{t_1}{n} + \frac{t_2}{n} + \dots + \frac{t_n}{n} \quad (26\gamma)$$

δηλαδή, ὅταν ζητοῦμεν τὸ μέσον σφάλμα m_x τῆς ἀριθμητικῆς μέσης τιμῆς n ἰσοβαρῶν παρατηρήσεων, τότε θὰ ἔχωμεν :

$$m_x^2 = \frac{1}{n^2} m^2 + \frac{1}{n^2} m^2 + \dots + \frac{1}{n^2} m^2 = \frac{n}{n^2} m^2 = \frac{m^2}{n}$$

$$\text{καὶ } m_x = \frac{m}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{[uv]}{n(n-1)}} \quad (29\gamma)$$

Ἦτοι : «Τὸ μέσον σφάλμα τῆς μέσης ἀριθμητικῆς τιμῆς εἶναι κατὰ \sqrt{n} φερὰς μικρότερον τοῦ μέσου σφάλματος μιᾶς μεμονωμένης παρατηρήσεως».

Στηριζόμενοι εἰς τὴν σχέσιν (29γ) δυνάμεθα νὰ εὑρωμεν κατ' ἄλλον τρόπον τὴν κατὰ προσέγγισιν ἔκφρασιν τοῦ μέσου σφάλματος μιᾶς μεμονωμένης παρατηρήσεως (16), ἧτοι τὸ τύπον

$$m = \pm \sqrt{\frac{[uv]}{n-1}}$$

ὡς ἑξῆς :

Ἐἰς τὴν γνωστὴν σχέσιν (15'), ἧτοι τὴν :

$$[εε] = [uv] + n M^2$$

τὸ M εἶναι ἡ διαφορὰ ἀληθοῦς τιμῆς καὶ ἀριθμητικοῦ μέσου, δηλαδή ἡ $X - T$. Πρόκειται ἐνταῦθα περὶ ποσοῦ πολὺ μικροῦ ἐν συγκρίσει πρὸς τὰ σφάλματα v_1, v_2, \dots, v_n , τὸ ὁποῖον, εἰς τὴν ὡς ἄνω σχέσιν δὲν ἀσκεῖ αἰσθητὴν ἐπίδρασιν. Ἔνεκα τούτου, ἀντικαθιστῶμεν τὸ M , διὰ τοῦ μέσου σφάλματος m_x τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου, τὸ ὁποῖον εἶναι τῆς αὐτῆς τάξεως μεγέθους, μετὰ τὸ ἀληθὲς σφάλμα. Δυνάμεθα ἐπομένως, κατὰ προσέγγισιν, νὰ γράψωμεν :

$$[εε] = n m_x^2 + [uv]$$

Καί σύμφωνα πρὸς τὸν ὀρισμὸν (8), $[εε] = n \cdot m^2$ καὶ τὴν σχέσιν (29γ), λαμβάνομεν :

$$n \cdot m^2 = m^2 + [υυ] \quad \eta \quad (n-1) m^2 = [υυ]$$

Ἐξ αὐτῆς δὲ εὐρίσκομεν :

$$m = \pm \sqrt{\frac{[υυ]}{n-1}}$$

Παράδειγμα 1ον. Ἐὰν ὑποθέσωμεν ὅτι αἱ 12 μετρήσεις τῆς ὀριζοντίου ἀποστάσεως α τοῦ προμνημονευθέντος πύργου ἔδωσαν τὸ ἐξαγόμενον 30,278m μὲ μέσον σφάλμα $m_\alpha = \pm 4$ mm, αἱ δὲ 8 μετρήσεις τῆς γωνίας B, τὴν τιμὴν $42^\circ 12' 26''$ μὲ μέσον σφάλμα : $m_B = \pm 2''$. Ποῖον τὸ πιθανὸν ὕψος τοῦ πύργου καὶ ποῖον τὸ μέσον σφάλμα τὸ γινόμενον εἰς τὸν προσδιορισμὸν αὐτὸν ; Εὐρίσκομεν :

$$x = \alpha \operatorname{εφ} B = 30,278 \operatorname{εφ} (42^\circ 12' 26'') = 27,461 \text{ m.}$$

Μετατρέποντες τὸ m_B εἰς ἀκτίνια καὶ ἐφαρμόζοντες τὸν τύπον (29), λαμβάνομεν :

$$m_x^2 = (\operatorname{εφ} B)^2 m_\alpha^2 + \left(\frac{\alpha}{\operatorname{συν}^2 B} \right)^2 m_B^2 \eta \mu^2 1'' = (0,82260 \times 16$$

$$+ \frac{1670,07}{206265^2} \times 4) \text{ mm}$$

$$\text{καὶ} \quad m_x = \pm 3,6 \text{ mm.}$$

Παράδειγμα 2ον. Ἐποθέσωμεν ὅτι ζητοῦμεν νὰ προσδιορίσωμεν τὸ ὕψος $BH = a$ ἐνὸς σημείου B, διὰ μετρήσεως τῆς ζενιθίας ἀποστάσεως αὐτοῦ Z, ὅταν τὸ μῆκος $AB = \rho$ εἶναι γνωστὸν ἐκ τοῦ τριγωνισμοῦ.

Ἐὰν αἱ συντεταγμέναι τοῦ B εἶναι $(\rho + d\rho, Z + dZ)$, ὡς προκύπτει ἐκ τοῦ σχ. 13 θὰ ἔχωμεν :

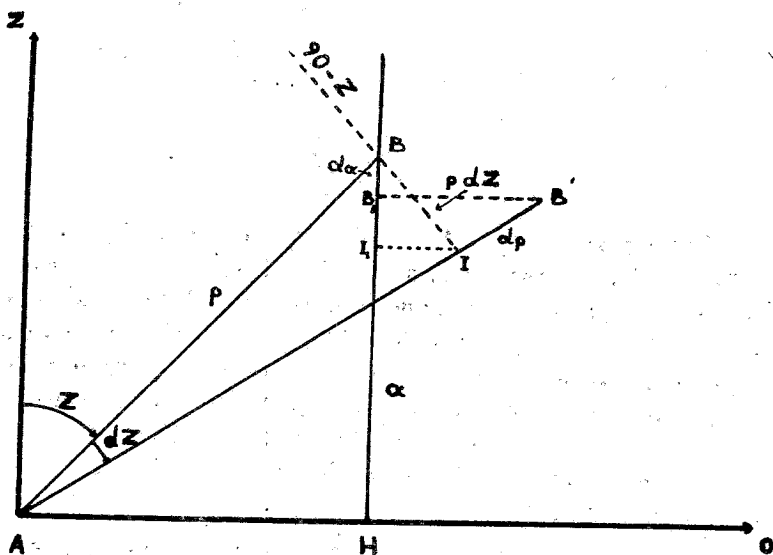
$$a = \rho \operatorname{συν} Z$$

$$da = d\rho \operatorname{συν} Z - dZ \rho \eta \mu Z.$$

Λαμβάνοντες τὰς προβολὰς τοῦ B ἐπὶ τῆς AB καὶ τοῦ B' καὶ I ἐπὶ τῆς κατακορύφου BH, τότε τὸ σφάλμα $d\rho$ παρίσταται ὑπὸ τοῦ τμήματος BB_1 , ὅπερ εἶναι ἡ διαφορὰ $BI_1 - I_1B_1$. Ἐὰν δὲ παραλείψωμεν εἰς τὰς ἐκφράσεις αὐτὰς τὰς ποσότητας $d\rho^2, dZ^2$ καὶ $d\rho dZ$, ἔχομεν :

$$BI_1 = \rho dZ \eta \mu Z$$

$$I_1B_1 = d\rho \operatorname{συν} Z.$$

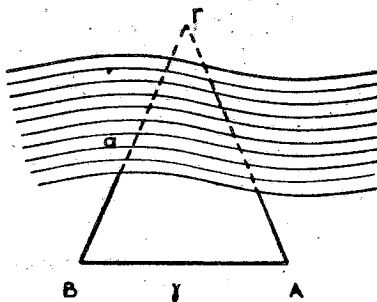


Σχ. 13

Παράδειγμα 3ον. Ζητούμεν τὴν ἀπόστασιν $B\Gamma$ ἑνὸς ἀπροσίτου σημείου Γ (σχ. 14). Ἀρκεῖ νὰ μετρήσωμεν τὰς γωνίας A καὶ B καὶ τὴν πλευρὰν γ . Ἐστω δὲ ὅτι ἔμετρήθησαν τὰ στοιχεῖα ταῦτα καὶ ὅτι ἔχουν μέσα σφάλματα ἀντιστοίχως: m_A, m_B, m_γ . Ποῖον τὸ μέσον σφάλμα m_α , τὸ ὁποῖον θὰ μεταδοθῇ κατὰ τὸν προσδιορισμὸν τῆς ἀποστάσεως $\alpha = B\Gamma$;
Ἡ γνωστὴ σχέσις :

$$\alpha = \gamma \frac{\eta\mu A}{\eta\mu (A+B)}$$

εἰς τὴν ὁποίαν τὰ μετροηθέντα μεγέθη A, B καὶ γ περιέχουν σφάλματα, θὰ μᾶς δώσῃ τὸ ζητούμεγον μῆκος, ἔξ αὐτῆς δέ, συμφώνως



Σχ. 14

τὸ ζητούμεγον μῆκος, ἔξ αὐτῆς δέ, συμφώνως

πρὸς τὸν τύπον (29) θὰ εὐρωμεν τὸ m_a .

Λογαριθμίζομεν καὶ διαφορίζομεν :

$$\log \alpha = \log \gamma + \log \eta \mu A - \log \eta \mu (A+B)$$

$$d\alpha = \alpha \left(\frac{d\gamma}{\gamma} + \sigma\phi A dA - \sigma\phi (A+B) d(A+B) \right)$$

καὶ ἐπειδὴ αἱ Γ καὶ $A+B$ εἶναι γωνία παραπληρωματικά,

$$d\alpha = \alpha \left(\frac{d\gamma}{\gamma} + (\sigma\phi A + \sigma\phi \Gamma) dA + \sigma\phi \Gamma dB \right)$$

Ἐξ αὐτῆς λαμβάνομεν τὰς μερικὰς παραγώγους :

$$\frac{\partial \alpha}{\partial \gamma} = \frac{\alpha}{\gamma}, \quad \frac{\partial \alpha}{\partial A} = \alpha (\sigma\phi A + \sigma\phi \Gamma), \quad \frac{\partial \alpha}{\partial B} = \alpha \sigma\phi \Gamma.$$

Καὶ τὸ ζητούμενον σφάλμα m_a , δίδεται ὑπὸ τοῦ τύπου

$$m_a = \pm \alpha \sqrt{\left(\frac{m_\gamma}{\gamma}\right)^2 + (\sigma\phi A + \sigma\phi \Gamma)^2 m_A^2 + \sigma\phi^2 \Gamma m_B^2}$$

Ὅταν ἡ πλευρὰ γ δὲν περιέχει σφάλμα ($m_\gamma = 0$), τότε :

$$m_a = \pm \alpha \sqrt{(\sigma\phi A + \sigma\phi \Gamma)^2 m_A^2 + \sigma\phi^2 \Gamma m_B^2}$$

ἐὰν δὲ ὑποτεθῇ ὅτι αἱ γωνία A καὶ B ἐμετρήθησαν μετὰ τῆς αὐτῆς ἀκριβείας, ἐὰν δηλαδὴ $m_A = m_B = m$, τὸ m_a δίδεται ὑπὸ τῆς σχέσεως :

$$m_a = \pm \alpha m \sqrt{(\sigma\phi A + \sigma\phi \Gamma)^2 + \sigma\phi^2 \Gamma}.$$

Παράδειγμα 4ον. Ζητεῖται νὰ εὐρωθῇ τὸ βάρος τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου, τὸ ὁποῖον προκύπτει ἀπὸ n ἴσης ἀκριβείας, παρατηρήσεις. Ἐκ τῆς σχέσεως (19) :

$$x = \frac{[pt]}{[p]} = \frac{p_1 t_1}{[p]} + \frac{p_2 t_2}{[p]} + \dots + \frac{p_n t_n}{[p]}$$

λαμβάνομεν :

$$\begin{aligned} \frac{1}{p_x} &= \left(\frac{p_1}{[p]}\right)^2 \frac{1}{p_1} + \left(\frac{p_2}{[p]}\right)^2 \frac{1}{p_2} + \dots + \left(\frac{p_n}{[p]}\right)^2 \frac{1}{p_n} \\ &= \frac{p_1 + p_2 + \dots + p_n}{(p_1 + p_2 + \dots + p_n)} \end{aligned}$$

$$\text{καὶ } p_x = p_1 + p_2 + \dots + p_n$$

Ἦτοι : «Τὸ βάρος τοῦ συνόλου τῶν παρατηρήσεων, τοῦ γενικοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου, ἰσοῦται μὲ τὸ ἄθροισμα τῶν βαρῶν τῶν μεμονωμένων παρατηρήσεων».

Εἰς μερικὴν περίπτωσιν καθ' ἣν $p_1 = p_2 = \dots = p_n$, τότε $p_x = np$, δηλαδή : «Τὸ βάρος τοῦ ἀπλοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου εἶναι κατὰ n φορές μεγαλύτερον τοῦ βάρους τῆς μεμονωμένης παρατηρήσεως». Ἐὰν δὲ $p = 1$, τότε $p_x = n$. Ἦτοι : «Τὸ βάρος ἰσοῦται μὲ τὸν ἀριθμὸν τῶν παρατηρήσεων» ἢ μία παρατήρησις βάρους p εἶναι τόσον καλῆς ποιότητος, ὅσον p τὸν ἀριθμὸν παρατηρήσεις βάρους 1.

Παράδειγμα 5ον. Ἐστω ὅτι ζητοῦμεν νὰ παραστήσωμεν γραφικῶς τὴν πορείαν τοῦ μέσου σφάλματος τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου, τὸ ὁποῖον, τόσον ρόλον παίξει εἰς τὴν θεωρίαν τοῦ Gauss. Νὰ παραστήσωμεν, δηλαδή, γραφικῶς τὴν σχέσιν (29γ)

$$m_x = \frac{m}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{[uv]}{n(n-1)}}$$

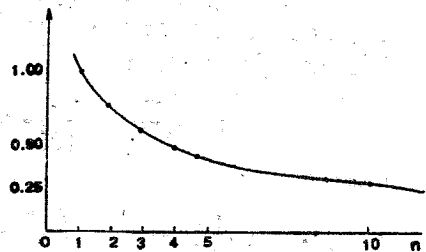
ὑποτιθεμένου ὅτι ἔχομεν μακρὰν σειρὰν ἰσοβαρῶν παρατηρήσεων. Ἄς ὑποθέσωμεν λοιπὸν ὅτι : $n = 1, 2, \dots, 200$.

Ποῖα σχέσις ὑπάρχει μεταξὺ τοῦ ἀριθμοῦ τῶν ἐπαναλήψεων καὶ τῆς μέσης τιμῆς; Σχηματίζομεν τὸν πίνακα :

$n =$	1	2	3	4	5	10	20	50	100	200
$m_x = \frac{1}{\sqrt{n}} =$	1,00	0,71	0,58	0,50	0,45	0,32	0,22	0,14	0,10	0,07

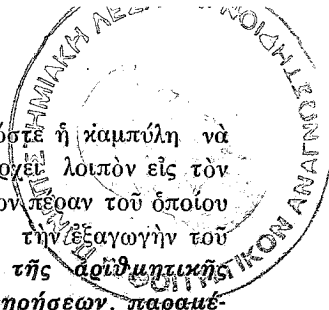
Ἐὰν λάβωμεν (σχ. 15) τὸν ἄξονα τῶν n , ὡς ἄξονα τῶν τετμημένων, ὡς ἄξονα δὲ τῶν m_x , τὸν ἄξονα τῶν τεταγμένων, θὰ ἔχωμεν τὴν παραπλεύρως γραφικὴν παράστασιν.

Καθὼς φαίνεται ἐκ τῆς πορείας τῆς καμπύλης, ἀλλὰ καὶ ἐκ τοῦ ἀνωτέρω πίνακος τῶν τιμῶν n καὶ m_x , ὅταν ὁ ἀριθμὸς τῶν παρατηρήσεων εἶναι μικρὸς τὸ μέσον σφάλμα τῆς ἐξ αὐτῶν ἐξα-



Σχ. 15

γομένης μέσης ἀριθμητικῆς τιμῆς ἐλαττοῦται ταχέως, καθ' ὅσον ὁ n αὐξάνει. Ὅταν ὁμοῦς ὁ ἀριθμὸς τῶν μετρήσεων αὐξηθῇ αἰσθητῶς, τότε



τὸ m_x μεταβάλλεται πολὺ βραδέως, εἰς τρόπον ὥστε ἡ καμπύλη νὰ πλησιάζῃ ἀσυμπτωτικῶς τὸν ἄξονα τῶν n . Ὑπάρχει λοιπὸν εἰς τὸν ἀριθμὸν τῶν παρατηρήσεων ἓνα, οὕτως εἰπεῖν, ὄριον πέραν τοῦ ὁποίου ὁ ἀριθμὸς οὗτος δὲν παίζει σπουδαῖον ρόλον εἰς τὴν ἐξαγωγήν τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου. Ἦτοι, «τὸ μέσον σφάλμα τῆς ἀριθμητικῆς μέσης τιμῆς, πέραν ὀρισμένου ἀριθμοῦ παρατηρήσεων, παραμένει περίπου σταθερόν, ἔστω καὶ ἂν ἐπαναληφθοῦν ἐπὶ πολὺ αἱ μετρήσεις αὗται».

Ἐξαρτᾶται ἐπομένως ἀπὸ τὸ εἶδος τῆς ἐργασίας τὴν ὁποίαν ἐκτελοῦμεν, διὰ νὰ ἀρκεσθῶμεν π.χ. εἰς τὰς 5 ἢ 10 ἢ καὶ 20 ἐπαναληπτικὰς μετρήσεις ἢ παρατηρήσεις. Καί, προκειμένου νὰ ἐπιτύχωμεν ἀκριβέστερα ἐξαγόμενα, θὰ πρέπει τότε νὰ στρέψωμεν τὴν προσοχήν μας εἰς τὴν βελτίωσιν τῶν συνθηκῶν παρατηρήσεως ἢ εἰς τὴν τελειοποίησιν τῶν ὀργάνων ἢ τὴν καθ' οἰονδήποτε ἄλλον τρόπον ποιοτικὴν αὐξῆσιν τῆς ἀκριβείας τῆς ἐκτελουμένης ἐργασίας, οὐχὶ δὲ εἰς τὴν συνεχῆ ἐπανάληψιν τῶν μετρήσεων.

Γενικοὶ τύποι μέσου σφάλματος καὶ βάρους.

Ἐὰν αἱ μετρήσεις τὰς ὁποίας ἐκτελῶμεν, δὲν εἶναι τῆς αὐτῆς ἀκριβείας, εἶναι προφανὲς ὅτι, προκειμένου νὰ εὔρωμεν τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρήσεως ἢ τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου, δὲν δυνάμεθα νὰ χρησιμοποιήσωμεν τοὺς τύπους (8) καὶ (8') ἢ (16). Εἶναι ἀνάγκη νὰ εἰσαγάγωμεν καὶ τὴν ἔννοιαν τοῦ βάρους.

Ἀποδεικνύεται ὅτι, ὅταν ἔχωμεν μίαν σειρὰν παρατηρήσεων μὲ βάρη p_1, p_2, \dots, p_n καὶ ἀληθῆ σφάλματα $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n$, τὸ σφάλμα τῆς μονάδος βάρους δίδεται ὑπὸ τοῦ τύπου :

$$\mu = \pm \sqrt{\frac{[p\epsilon\epsilon]}{n}} \tag{36}$$

τὸ δὲ μέσον σφάλμα τῆς τιμῆς T ὑπὸ τοῦ :

$$M^2 = \frac{\mu^2}{[p]} = \frac{[p\epsilon\epsilon]}{n[p]} \tag{37}$$

Ἐὰν ἤδη τὰς σχέσεις (15) τὰς πολλαπλασιάσωμεν ἀντιστοίχως ἐπὶ p_1, p_2, \dots, p_n , ἢ (15') θὰ λάβῃ τὴν μορφήν :

$$[p\epsilon\epsilon] = [p\sigma\sigma] + M^2[p] + 2M[p\sigma] \tag{38}$$

Τὸ μέγεθος M εἶναι ἡ διαφορὰ μεταξὺ τῆς ἀληθοῦς τιμῆς καὶ τοῦ

αριθμητικοῦ μέσου, ἐπομένως μᾶς εἶναι ἄγνωστον. Δι' αὐτὸ θεωροῦ-
 μέν τὸ M ὡς μέσον σφάλμα καὶ τὴν τιμὴν αὐτοῦ (37) τὴν εἰσάγομεν
 εἰς τὴν (38). Αὕτη, λόγῳ τῆς (31), γίνεται :

$$[p\epsilon\epsilon] = [p\nu\nu] + M^2 [p] \quad (38')$$

Ἐὰν εἰς αὐτὴν ἀντικαταστήσωμεν τὴν τιμὴν τοῦ M ἐκ τῆς (37),
 ἐν συνδυασμῶ μὲ τὴν (36), θὰ λάβωμεν τὴν ἐξίσωσιν :

$$[p\epsilon\epsilon] = [p\nu\nu] + \frac{[p\epsilon\epsilon]}{n[p]} \cdot [p]$$

$$\text{καὶ } [p\epsilon\epsilon] = \frac{n}{n-1} [p\nu\nu]$$

Ἐκ τῆς σχέσεως ταύτης λαμβάνομεν :

$$\mu = \pm \sqrt{\frac{[p\nu\nu]}{n-1}} \quad (39)$$

Ὁ τύπος οὗτος μᾶς δίδει τὸ μέσον σφάλμα τῆς μονάδος βάρους
 εἰς τὴν περίπτωσιν τοῦ γενικοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου.

Ἐὰν τὴν τιμὴν ταύτην τοῦ μ εἰσαγάγωμεν εἰς τὴν (21), θὰ λά-
 βωμεν τὴν ἐξίσωσιν :

$$m_i = \frac{\mu}{\sqrt{p_i}} = \pm \sqrt{\frac{[p\nu\nu]}{(n-1)p_i}} \quad (40)$$

διὰ τῆς ὁποίας εὐρίσκομεν τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρήσεως βάρους p_i .

Τέλος, εἰσάγοντες τὴν τιμὴν τοῦ μ εἰς τὴν (37), θὰ ἔχωμεν τὴν
 σχέσιν :

$$M = \frac{\mu}{\sqrt{[p]}} = \pm \sqrt{\frac{[p\nu\nu]}{(n-1)[p]}} \quad (41)$$

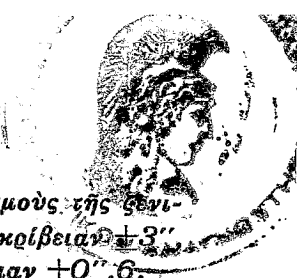
ἥτις μᾶς παρέχει τὸ μέσον σφάλμα τῆς μέσης ἀριθμητικῆς τιμῆς ἐξα-
 γομένης ἐκ σειρᾶς παρατηρήσεων, διαφόρου ἀκριβείας.

Εἰς τὰς τρεῖς αὐτὰς ἐξισώσεις περιλαμβάνεται ὁλόκληρος ἡ
 θεωρία τῶν σφαλμάτων εἰς τὴν περίπτωσιν τῆς γενικῆς μέσης ἀρι-
 θμητικῆς τιμῆς.

Παράδειγμα 1ον. Ὑποθέσωμεν ὅτι κατὰ τὸν προσδιορισμὸν
 τῆς ζενιθίας ἀποστάσεως ἀστέρων, τὸ ὄργανον δίδει μέσον σφάλμα
 $m = +3''$. Ποῖος ὁ ἀριθμὸς n τῶν παρατηρήσεων αἱ ὁποῖαι χρειά-
 ζονται προκειμένου νὰ ἐνδεθῇ ἡ μέση τιμὴ τῆς εἰστίας τὸ μέσον
 σφάλμα m_x νὰ ἰσοῦται πρὸς $+0'',6$;

Ἀντικαθιστῶντες εἰς τὴν (29γ) τὰς γνωστὰς τιμὰς, λαμβάνομεν :

$$0,36 = \frac{9}{n} \quad \text{καί} \quad n = 25$$



Ἐπομένως, όταν ἐκτελέσωμεν 25 προσδιορισμούς τῆς γενίθιας ἀποστάσεως ἑκαστος τῶν ὁποίων νὰ ἔχη ἀκρίβειαν $\pm 3''$, τότε εἰς τὸ ἀριθμητικὸν μέσον θὰ ἔχωμεν ἀκρίβειαν $\pm 0'',6$.

Παράδειγμα 2ον. Ὑποθέσωμεν ὅτι ἐκ παρατηρήσεων 5 ἀστέρων, προσδιορίσθησαν ἀντίστοιχοι τιμαὶ τοῦ γεωγραφικοῦ πλάτους Ἀθηνῶν καὶ ἑτέραν ἑσπέραν παρατηρήθησαν ἕξ ἀστέρες καὶ εὐρέθησαν ἰσάριθμοι τιμαὶ τοῦ φ. Ζητεῖται τὸ μέσον σφάλμα ἐκάστης παρατήσεως (m), τὸ μέσον σφάλμα τῆς μέσης ἀριθμητικῆς τιμῆς (m_x), ἢ πιθανωτέρα τιμὴ τοῦ φ, ἐπὶ πλέον δὲ νὰ γίνῃ σύγκρισις τῶν δύο σειρῶν παρατηρήσεων.

Σειρὰ Αἱ

Σειρὰ Βα

Σειρὰ Αἱ			Σειρὰ Βα			
t	v	vv	t	v	vv	
1. $\varphi = 37^\circ 58' 19''.5$	+0''.06	0,0036	$\varphi = 37^\circ 58' 19''.9$	-0.2''0	0,04	
2.	19.5	+0.06	0,0036	19.8	-0.10	0,01
3.	19.6	-0.04	0,0016	19.9	-0.20	0,04
4.	19.7	-0.14	0,0196	19.6	+0.10	0,01
5.	19.5	+0.06	0,0036	19.5	+0.20	0,04
			19.5	+0.20	0,04	
Ἔθροισμα			0.00	0,0320		
Μέσον $37^\circ 58' 19''.56$				0.00	0,18	
			$37^\circ 58' 19''.70$			
$m_1 = \pm \sqrt{\frac{[vv]}{n-1}} = \sqrt{\frac{0,032}{4}} = \pm 0''.09$			$m_2 = \sqrt{\frac{0,18}{5}} = \pm 0''.19$			
$m_{a_1} = \sqrt{\frac{[vv]}{n(n-1)}} = \frac{0,09}{\sqrt{5}} = \pm 0''.04$			$m_{a_2} = \frac{0,19}{\sqrt{6}} = \pm 0''.08$			

Πιθανωτέρα τιμὴ :

$$\varphi_1 = 37^\circ 58' 19''.56 \pm 0,04, \quad \varphi_2 = 37^\circ 58' 19''.70 \pm 0''.08$$

Ὑποτίθεται ὅτι αἱ παρατηρήσεις εἶναι τῆς ἰδίας ἀκρίβειας καὶ ὅτι ἐχρησιμοποιήθη τὸ ἴδιον ὄργανον. Συγκρίνοντας τὰς δύο σειράς, βλέπομεν ὅτι ἡ παρατήρησις τῆς πρώτης ἡμέρας δίδει ἀκριβέστερον ἐξαγόμενον ἀπὸ τὴν δευτέραν. Ἐκάστη ἐκ τῶν 5 μεμονωμένων παρατηρήσεων παρουσιάζει $m = \pm 0''.09$, ἐνῶ ἐκάστη ἐκ τῶν 6 τῆς δευτέρας σειρᾶς $m = \pm 0''.19$. Ἐὰν τώρα θέλωμεν νὰ συνδυάσωμεν τὰς δύο τιμὰς φ_1 καὶ φ_2 καὶ ἕξ αὐτῶν νὰ εὕρωμεν τὴν περισσότερον πιθανήν, πρέπει νὰ εὕρωμεν τὸ ἀριθμητικὸν μέσον αὐτῶν φ_m , καθὼς

ἐπίσης καὶ τὸ μέσον σφάλμα M τῆς μέσης τιμῆς. Ἐφ' ὅσον ὁ παρατηρητής εἶναι ὁ ἴδιος, τὸ ὄργανον τὸ αὐτὸ καὶ αἱ ἴδιαι κατὰ προσέγγισιν καιρικοὶ συνθήκαι, διὰ τοῦτο, ἀντὶ ἄλλης ποιοτικῆς ἀξιολογήσεώς των, θὰ κεραιώμεν τὴν ἐξῆς: θὰ θεωρήσωμεν ὡς βάρη p_1 καὶ p_2 τῶν φ_1 καὶ φ_2 τοὺς ἀριθμοὺς 5 καὶ 6 τῶν ἀστέρων οἵτινες παρατηρήθησαν.

Ἐφαρμοζόμεν τὰς :

$$T = \frac{[pt]}{[p]} \quad \text{καὶ} \quad M = \pm \sqrt{\frac{[p\sigma\sigma]}{(n-1)[p]}}$$

καὶ ἔχομεν τὸν πίνακα :

37° 58' ...	p	p.φ	v	vσ	pσσ
$\varphi_1 = \dots 19''.56$	5	97''.80	+0,08	0,0064	0,0320
$\varphi_2 = \dots 19.70$	6	118.20	-0,06	0,0036	0,0216
	[p]	[pφ]			[pσσ]
	11	216.00			0,0536

$$T = \frac{[p\varphi]}{[p]} = 37^\circ 58' + \frac{216''.00}{11} = 37^\circ 58' 19'',64$$

$$\text{καὶ} \quad M = \sqrt{\frac{[p\sigma\sigma]}{(n-1)[p]}} = \sqrt{\frac{0,0536}{1.11}} = \sqrt{0,0049} = \pm 0'',07.$$

Ἐπομένως, ἡ πιθανωτέρα τιμὴ τοῦ πλάτους εἶναι :

$$\varphi_\mu = 37^\circ 58' 19'',64 \pm 0'',07.$$

Ἡ τιμὴ αὕτη εὐρίσκεται πάντοτε μεταξὺ φ_1 καὶ φ_2 .

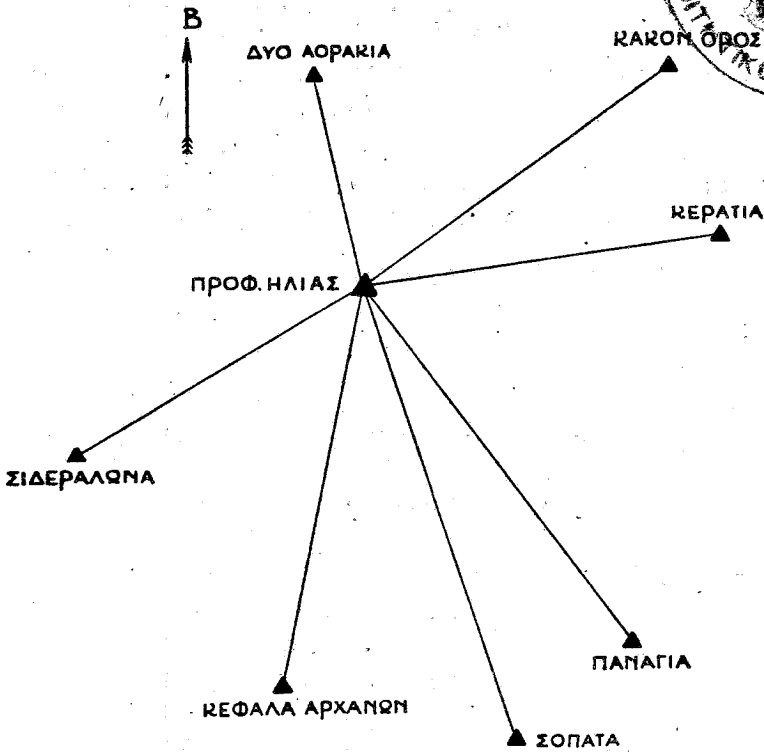
Εἰς περίπτωσιν κατὰ τὴν ὁποίαν αἱ ἀστρονομικαὶ παρατηρήσεις δὲν ἔγιναν ὑπὸ τοῦ ἰδίου παρατηρητοῦ, τοῦ ἰδίου ὄργανου καὶ ὑπὸ τὰς αὐτὰς περίπου καιρικοῦς συνθήκας, τότε θὰ πρέπει κατ' ἄλλον τρόπον νὰ ἀξιολογηθοῦν, προκειμένου νὰ εὑρωμεν τὴν μέσην τιμὴν τῶν φ_1 καὶ φ_2 . Ἐπειδὴ ἐνταῦθα σημασίαν ἔχει ὁ λόγος τῶν τιμῶν p_1 καὶ p_2 καὶ οὐχὶ αὐτὰ καθ' ἑαυτὰ, διὰ τοῦτο λαμβάνομεν :

$$\frac{p_1}{p_2} = \frac{m^2 \alpha_2}{m^2 \alpha_1} = \frac{(+0,08)^2}{(+0,04)^2} = \frac{0,0064}{0,0016} = \frac{4}{1}$$

καὶ προχωροῦμεν εἰς τὴν εὔρεσιν τῶν ζητουμένων.

Παράδειγμα 3ον. Ζητεῖται νὰ εὑρεθῇ, δι' ὑπολογισμοῦ, τὸ ὑπερ τὴν μέσην στάθμην ὕψος τοῦ σημείου : Προφήτης Ἡλίας ἐν

Κρήτη, (σχ. 16) όταν δίδονται τὰ ὕψη καὶ αἱ ἀπ' αὐτοῦ ἀποστάσεις τῶν σημείων : Δύο ᾽Αοράκια, Κακὸν ᾽Όρος, Κερατιά, Παναγία, Σοπάτα, Κεφάλαι ᾽Αρχάνων καὶ Σιδεράλωνα.⁽¹⁾



Σχ. 16

Ἐκφράζοντες τὰ ὕψη εἰς μέτρα καὶ τὰς ἀποστάσεις α εἰς χιλιόμετρα, σχηματίζομεν τὸν πίνακα :

	ὕψος	διαφ. ὕψ.	ὑπ. ὕψ.	ἀποσ. α
			(Y+t)	
Δύο ᾽Αοράκια—Προφ. ᾽Ηλίας	134.02	+ 164.94	298.96	2.740
Κακὸν ᾽Όρος	»	»	167.68 + 131.24	298.92 4.813
Κερατιά	»	»	253.87 + 45.01	298.88 4.638
Παναγία	»	»	303.98 — 4.97	299.01 5.703

(1) Τὰ στοιχεῖα τοῦ παραδείγματος τούτου, παρεχωρήθησαν λίαν εἰγενῶς ὑπὸ τῆς Γεωγραφικῆς Ὑπηρεσίας Στρατοῦ.

Σόπατα	»	»	338.35 — 39.38	298.97	6.089
Κεφάλαια Ἀρχάνων	»	»	420.04 — 121.10	298.94	5.193
Σιδερέλινα	»	»	287.55 + 11.39	298.94	4.166

Ἀπλοῦν ἀριθμ. μέσον=298.96

Ἐδέχθημεν ὅτι τὰ 7 ὕψη εἶναι ἐλεύθερα σφαλμάτων καὶ ἀμετάβλητα. Ἄλλ' εἶναι γνωστὸν ἐκ τῆς θεωρίας τῶν τριγωνομετρικῶν ὑψομετρήσεων ὅτι, τὰ μέσα σφάλματα εἰς τὸν προσδιορισμὸν τῶν διαφορῶν ὕψους εἶναι κατὰ προσέγγισιν ἀνάλογα τῶν ἀποστάσεων a . Δυνάμεθα ἐπομένως νὰ θέσωμεν ὡς βάρη p τὰ ἀντίστροφα τῶν a^2 , δηλαδή :

$p = \frac{1}{a^2}$, ἐκτελοῦντες δὲ τοὺς ὑπολογισμοὺς ἔχομεν :

$p = \frac{1}{a^2}$:	0,133	0,043	0,046	0,031	0,027	0,037	0,058
t :	0,96,	0,92	0,88	1,01	0,97	0,94	0,94
pt :	0,1279	0,0397	0,0409	0,0311	0,0262	0,0349	0,0542

$$x = \frac{[pt]}{[p]} = \frac{0,355}{0,375} = 0,95$$

Καὶ ἐκ τοῦ πίνακος :

Y	t	$v=0,95-t$	pv	pv^2
298+0,96		-0,01	-0,0013	0,0000
+0,92		+0,03	+0,0013	0,0000
+0,88		+0,07	+0,0032	0,0002
+1,01		-0,06	-0,0019	0,0001
+0,97		-0,02	-0,0005	0,0000
+0,94		+0,01	+0,0004	0,0000
+0,94		+0,01	+0,0006	0,0000

+0,0055 0,0003

-0,0037

Δοκιμὴ [pv]

$$\mu = \pm \sqrt{\frac{[pv^2]}{n-1}} = \pm \sqrt{\frac{0,0003}{6}} = \pm 0,007, \quad M = \frac{\mu}{\sqrt{[p]}} = \pm 0,011$$

Ἐπομένως, ἡ τελικὴ τιμὴ τοῦ ὕψους τοῦ Προφήτου Ἡλία εἶναι :

$$Y + x = 298,00\mu + 0,95\mu = 298,95 \pm 0,01\mu.$$



Κ Ε Φ Α Λ Α Ι Ο Ν Ε'.

ΒΕΒΤΑΣΙΣ ΕΙΔΙΚΩΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΕΩΝ

Απομόνωσις τῶν συστηματικῶν σφαλμάτων.

Ἐλέχθη εἰς τὸ α'. κεφάλαιον ὅτι τὰ συστηματικὰ σφάλματα ἄλλοτε ἔχουν χαρακτῆρα σταθερὸν, δηλαδὴ ἐπαναλαμβάνονται πάντοτε τὰ αὐτά, ἄλλοτε ὅμως ὁ χαρακτῆρ των εἶναι περιοδικός, διότι ἐπανέρχονται τὰ αὐτὰ καθ' ὄρισμένης περιόδου. Ἄς θεωρήσωμεν ἐνταῦθα τὴν περίπτωσιν τῶν σταθερῶν συστηματικῶν σφαλμάτων.

Ἐστω σειρά μετρήσεων t_1, t_2, \dots, t_n μιᾶς ἀληθοῦς ποσότητος x , μὲ τυχαῖα σφάλματα $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$, ἀριθμητικὴν μέσην τιμὴν T καὶ ἐν σταθερὸν συστηματικὸν σφάλμα c . Διὰ προσθέσεως τῶν σχέσεων :

$$t_i - x = \varepsilon_i + c$$

λαμβάνομεν,

$$\sum t_i - nx = -n(T - x) = \sum \varepsilon_i + nc \quad (42)$$

Ἐὰν θεωρήσωμεν τὸ σφάλμα ε τὸ συναγόμενον ἐκ τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου T , ὅτι εἶναι ἐν μέρει τυχαῖον καὶ ἐν μέρει συστηματικόν, τότε εἰσάγοντες τὸ :

$$T - x = \varepsilon$$

εἰς τὴν ἀνωτέρω σχέσιν, ἔχομεν :

$$n\varepsilon = \sum \varepsilon_i + nc.$$

Ἐψώνοντες ταύτην εἰς τὸ τετράγωνον, λαμβάνομεν :

$$\begin{aligned} n^2 e^2 &= (\Sigma \epsilon_i)^2 + n^2 c^2 + 2nc \Sigma \epsilon_i = \\ &= \Sigma \epsilon_i^2 + R + n^2 c^2 + 2ncs \end{aligned} \quad (42')$$

ὅπου $R = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \epsilon_i \epsilon_j$ ($j=i$) καὶ $s = \Sigma \epsilon_i$.

Ἐφ' ὅσον τὰ τυχαῖα σφάλματα εἰ εἶναι θετικά ἢ ἀρνητικά, τὸ R δύναται νὰ ὑποτεθῇ ὅτι εἶναι πολὺ μικρόν, τὸ ἴδιον δὲ δυνάμεθα νὰ εἴπωμεν καὶ διὰ τὸ s. Ἐάν διὰ τοῦ m_α παραστήσωμεν τὴν τιμὴν τοῦ ε ὅταν τὰ R καὶ s εἶναι ποσότητες ἀμελητέαι καὶ ἐάν διὰ τοῦ m παραστήσωμεν τὸ μέσον σφάλμα τὸ σχετιζόμενον μὲ τὰ τυχαῖα σφάλματα, τὸ ὁποῖον δίδεται ὑπὸ τῆς (8), τότε ἡ (42') γίνεται :

$$m_\alpha^2 = \frac{m^2}{n} + c^2 \quad (42'')$$

Αἱ μετρήσεις τί περιέχουν τὸ σταθερὸν σφάλμα c, κατὰ συνέπειαν τὸ ἴδιον σταθερὸν σφάλμα θὰ περιέχη καὶ τὸ ἀριθμητικὸν μέσον. Τὰ υἱ παριστοῦν, ὡς γνωστόν, τὰ πιθανὰ σφάλματα, ὁπότε τὸ m δίδεται ὑπὸ τῆς (16) καὶ εἶναι :

$$m^2 = \frac{[uv]}{n-1},$$

εἰς τὴν παράστασιν δὲ αὐτὴν δύναται νὰ ὑπάρχη ἡ μὴ, τὸ σταθερὸν σφάλμα. Λόγῳ τῆς τελευταίας σχέσεως ἡ (42'') λαμβάνει τὴν μορφήν:

$$m_\alpha^2 = \frac{[uv]}{n(n-1)} + c^2$$

Ἐκ τῆς τελευταίας ταύτης σχέσεως βλέπομεν ὅτι, ὅσον καὶ ἂν ἀξήσωμεν τὸν ἀριθμὸν τῶν παρατηρήσεων μὲ τὸν σκοπὸν νὰ ἐλατ-

τώσωμεν τὴν ἐπίδρασιν τῶν τυχαίων σφαλμάτων, καὶ ἐπομένως νὰ ἔχωμεν ἀκριβέστερα ἐξαγόμενα, ἢ τιμὴ τοῦ m^2_α δὲν γίνεται μικροτέρα τοῦ c^2 . Διὰ νὰ ἐπιτύχωμεν, ἐξ ἄλλου, μίαν ἀξιόπιστον τιμὴν τοῦ ζητουμένου ἀγνώστου μεγέθους ἢ ποσοῦ, ὅταν ὑποψιαζόμεθα ὅτι ὑπάρχει συστηματικὸν σφάλμα, εἶναι ἀναγκαῖον ἐν πρώτοις νὰ κάμω-
μεν μίαν συστηματικὴν σειρὰν παρατηρήσεων ἢ μετρήσεων μὲ τὸν σκοπὸν νὰ ἀποτιμήσωμεν τὸ σταθερὸν σφάλμα c καὶ ἀκολούθως νὰ ἀφαιρέσωμεν τὸ c ἀπὸ μίαν ἑκαστην ἐκ τῶν μετρήσεων t_1, t_2, \dots, t_n .

Διαφοραὶ παρατηρήσεων.

Ὅταν ἐκτελῶμεν ἀπ' εὐθείας παρατηρήσεις n διαφορῶν μεγεθῶν καὶ λαμβάνομεν ἐξ ἑκάστου μίαν μόνον τιμὴν, π.χ. t_1, t_2, \dots, t_n , δὲν δυνάμεθα, προφανῶς, νὰ συγκρίνωμεν αὐτὰς μεταξύ των. Ἐὰν ὁμως ἐκτελέσωμεν καὶ μίαν ἀκόμη σειρὰν παρατηρήσεων, τῆς ἰδίας ἀκριβείας καὶ λάβωμεν : t'_1, t'_2, \dots, t'_n , δηλαδὴ ὅταν ἔχωμεν διπλᾶς παρατηρήσεις ἐξ ἑκάστου μεγέθους, τότε ἀναμφιβόλως δυνάμεθα νὰ συσχετίσωμεν τὰ ζεύγη ταῦτα μεταξύ των. Μὲ ἄλλους λόγους, εἰς τὰς περιπτώσεις αὐτάς, προκειμένου νὰ ἐκφέρωμεν κρίσιν περὶ τῆς ἀκριβείας τῶν τοιούτων παρατηρήσεων, εὐρίσκομεν τὰς μεταξὺ αὐτῶν διαφορὰς, τὰς ὁποίας καὶ συγκρίνομεν πρὸς ἀλλήλας. Δηλαδὴ χρησιμοποιοῦμεν, ἀντὶ τῶν πιθανῶν σφαλμάτων v , τὰς διαφορὰς τῶν παρατηρήσεων καὶ αὐτὰς συσχετίζομεν. Καὶ τὸν τοιοῦτον τρόπον τῆς θεωρήσεως τῶν παρατηρήσεων εἰσήγαγε τὸ πρῶτον, τὰ 1869, ὁ Ph. Jordan. (1)

Ἐστω ὅτι μετρῶμεν δις διάφορα μήκη ἢ ἀποστάσεις κατὰ τὴν χοροστάθμισιν. Τότε δυνάμεθα νὰ συσχετίσωμεν τὰ ζεύγη τῶν τοιούτων παρατηρήσεων, σχηματίζομεν δὲ οὕτω τὰς διαφορὰς :

$$d_i = t'_i - t_i \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (43)$$

ὅπου διὰ τῶν d παριστῶμεν τὰς διαφορὰς τῶν ζευγῶν σφαλμάτων :

$$d_i = v_i - v'_i \quad (i=1, 2, \dots, n)$$

τὰ ὁποῖα ἐμφιλοχωροῦν εἰς τὰς μετρήσεις t'_i καὶ t_i .

Ἐὰν αἱ παρατηρήσεις ἦσαν ἐλεύθεραι σφαλμάτων, αἱ διαφοραὶ d_i θὰ εἶχον τιμὴν μηδέν. Τοῦτο ἀσφαλῶς δὲν συμβαίνει ἐν γένει, εἶναι ὁμως βέβαιον ὅτι αἱ διαφοραὶ d_1, d_2, \dots, d_n ἔχουν τὸν χαρακτῆρα τῶν

(1) Τὴν μέθοδον ταύτην ἐπεξέτειναν ἀκολούθως οἱ Andrae καὶ Helmert ἀνεξαρτήτως δὲ αὐτῶν καὶ τοῦ Jordan, ὁ Bréget, τὸ 1881, τὴν ἐπρότεινε πρὸς προσηγορισμὸν τῆς μεταπτώσεως.

ἀληθῶν σφαλμάτων τῶν παρατηρήσεων. Ἐν τοιαύτῃ περιπτώσει, τὸ μέσον σφάλμα τῆς διαφορᾶς, τὸ συναγόμενον ἐκ τῶν ἐπὶ μέρους τιμῶν τῶν d_i —καὶ τὸ ὁποῖον παριστῶμεν διὰ τοῦ m_a —, εὐρίσκεται ἀκριβῶς κατὰ τὸν αὐτὸν τρόπον καθ' ὃν τὸ m ἐκ τῶν ϵ . Καὶ εἰς τὴν γενικὴν, ἐπομένως, περίπτωσιν καθ' ἣν ἔχομεν n ζεύγη τοιούτων παρατηρήσεων μὲ βάση ἀντιστοίχως: P_1, P_2, \dots, P_n , τότε, συμφώνως πρὸς τὸν τύπον (36), θὰ ἔχωμεν:

$$m_a = \sqrt{\frac{[pdd]}{n}} \quad (44)$$

Ἡ σχέσηις αὕτη μᾶς δίδει εἰς τὴν γενικὴν περίπτωσιν τὸ μέσον σφάλμα μᾶς διαφορᾶς παρατηρήσεων.

Προκειμένου ἤδη ἐκ τῆς σχέσεως ταύτης (44) νὰ εὐρωμεν τὸ μέσον σφάλμα m μᾶς παρατηρήσεως t , ἀκολουθοῦμεν τὴν ἰδίαν, ὡς καὶ προηγουμένως ὁδόν. Ὑποθέτομεν, δηλαδὴ, ὅτι αἱ ἀρχικαὶ μεμονωμένα παρατηρήσεις εἶναι τῆς αὐτῆς ἀκριβείας καὶ τὸ βάρος των εἶναι: $p=1$. Τότε ἐκ τῆς σχέσεως:

$$x = t_1' - t_1$$

βάσει τοῦ τύπου (29), τῆς μεταδόσεως τοῦ μέσου σφαλματος, λαμβάνομεν:

$$m_a^2 = m^2 + m^2 = 2 m^2 \quad (44')$$

ἢ καὶ λόγῳ τῆς ὡς ἄνω σχέσεως:

$$m = \frac{m_a}{\sqrt{2}} = \pm \sqrt{\frac{[pdd]}{2n}} \quad (45)$$

Ὁ τύπος οὗτος μᾶς δίδει τὸ μέσον σφάλμα μᾶς παρατηρήσεως.

Εἰς μερικὴν περίπτωσιν κατὰ τὴν ὁποίαν τὰ ζεύγη τῶν παρατηρήσεων t_i καὶ t_i' δὲν ἔχουν βάρη, ὁ τύπος (44) γίνεται:

$$m_a = \sqrt{\frac{[dd]}{n}} \quad (44'')$$

καὶ λόγῳ τῆς (44') ἔχομεν:

$$m^2 = \frac{[dd]}{2n} \quad (45')$$

Τέλος, ἐὰν λάβωμεν τὴν διπλὴν παρατήρησιν:

$$T = \frac{1}{2}(t_0' + t_0),$$

δυνάμεθα τὴν T νὰ τὴν θεωρήσωμεν ὡς ἀριθμητικὸν μέσον δύο μεμονωμένων καὶ συγκρισίμων παρατηρήσεων, βάρους 1. Ἐφαρμοζόντες καὶ ἔδω τὸν νόμον τοῦ μέσου σφάλματος, εὐρίσκομεν :

$$m_0 = \frac{m}{\sqrt{2}} = \pm \frac{1}{2} \sqrt{\frac{[pdd]}{n}} \quad (46)$$

Τὸ m_0 (1) εἶναι μέσον σφάλμα τῆς διπλῆς παρατηρήσεως T ἢ τὸ μέσον σφάλμα ἑνὸς μέσου T ἐκ δύο παρατηρήσεων.

Ἐφαρμογή. Οἱ τύποι (45) καὶ (46) ἔχουν σπουδαιοτάτην ἐφαρμογὴν ὅταν κάμνωμεν ἐπαναλειπτικὰς μετρήσεις ὑψομετρήσεων ἢ μηκῶν. Αἱ μετρήσεις τῶν τοιούτων διαστημάτων περιέχουν σφάλματα τὰ ὁποῖα, ὅπως εἶναι γνωστὸν ἐκ τῆς Γεωδαισίας, αὐξάνουν μετὰ τῆς τετραγωνικῆς ρίζης τῶν ἀποστάσεων α . Κατὰ συνέπειαν τὰ βάρη εἶναι ἀντιστρόφως ἀνάλογα τῶν $(\sqrt{\alpha})^2$, ἤτοι τῶν α καὶ οἱ ὡς ἄνω τύποι λαμβάνουν τὴν μορφήν :

$$m = \pm \sqrt{\frac{1}{2n} \left[\frac{dd}{\alpha} \right]} \quad \text{καὶ} \quad m_0 = \pm \frac{1}{2} \sqrt{\frac{1}{n} \left[\frac{dd}{\alpha} \right]}$$

Βλέπομεν ἐντεῦθεν ὅτι ἡ ἀκρίβεια τῶν τοιούτων προσδιορισμῶν εἶναι μικροτέρα ἢ μεγαλυτέρα ἀναλόγως τοῦ μικροῦ ἢ μεγάλου ἀριθμοῦ τῶν πρὸς σύγκρισιν διαστημάτων. Ἐπομένως ἡ ἀκρίβεια δὲν ἐξαρτᾶται ἀπὸ αὐτὰ ταῦτα τὰ μήκη τῶν διαστημάτων, ἀλλὰ μόνον ἀπὸ τὸν ἀριθμὸν αὐτῶν.

Παράδειγμα : « Ὑποθέσωμεν ὅτι ἐπὶ μιᾶς φωτογραφικῆς πλάκῃ μετρωμέν τὰ μεγέθη ἑνὸς ἀριθμοῦ ἀστέρων, κάμνωμεν δὲ δύο τοιαύτας ἐκτιμήσεις ἐκάστου ἀστέρος. Ποῖον τὸ μέσον σφάλμα τῶν τελικῶν ἐνδείξεων τῆς λαμπρότητος, ἐὰν αὐτὰ ἐξάγωνται ὡς μέσοι ὄροι ἐκ δύο ἀνεξαρτήτων ἀλλήλων ἐκτιμήσεων ; »

Ἐστω ὅτι τὰ ζεύγη τῶν ἐκτιμήσεων ἔδωσαν :

t'	t	d	dd
m	m		
6,8	7,1	-0,3	0,09
9,1	8,9	+0,2	0,04

(1) Ἀντὶ τῶν m_0 καὶ m θὰ ἡδυνάμεθα νὰ θέσωμεν: M καὶ m , ὅπως δεῖ. κνύει μία θεώρησις τῶν τύπων (40) καὶ (42) ἐν σχέσει με τοὺς (45) καὶ (46)



8,8	8,3	+0,5	0,25
10,8	10,8	0,0	0,00
8,6	8,8	-0,2	0,04
7,0	6,8	+0,2	0,04
7,1	7,1	0,0	0,00
6,8	7,0	-0,2	0,04
9,5	9,6	-0,1	0,01
9,2	9,4	-0,2	0,04
8,9	8,8	+0,1	0,01
10,4	10,7	-0,3	0,09

$$[dd]=0,65$$

$m^2 = \frac{[dd]}{2n} = \frac{0,65}{24} = 0^m,0271$. Ἦτοι, τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς ἐκτιμήσεως $m = \pm 0^m,16$.

Προκειμένου νὰ ὑπολογίσωμεν τὸ μέσον σφάλμα τῶν τελικῶν ἐνδείξεων, ἦτοι τὸ m_x , συμφώνως πρὸς τὰ ἀνωτέρω ἔχομεν :

$$m_x^2 = \left(\frac{1}{2}\right)^2 m^2 + \left(\frac{1}{2}\right)^2 m^2 = \frac{m^2}{2} = 0^m,0136 \text{ καὶ } m_x = \pm 0^m,12$$

Ἀπ' εὐθείας παρατηρήσεις πληροῦσαι ὠρισμένης συνθήκας.

Κατὰ τὰς ἀπ' εὐθείας μετρήσεις t_1, t_2, \dots, t_n , ἐκ τῶν ὁποίων πρόκειται νὰ ἐξαχθοῦν αἱ διορθώσεις v_1, v_2, \dots, v_n , συμβαίνει συχνὰ νὰ εἴμεθα ὑποχρεωμένοι νὰ λάβωμεν ὑπ' ὄψιν καὶ μίαν βοηθητικὴν συνθήκην τὴν ὁποίαν πρέπει νὰ πληροῦν αἱ εὐρεθησόμενα δι' ὑπολογισμοῦ πιθαναὶ τιμαὶ T_1, T_2, \dots, T_n . Μία τοιαύτη συνθήκη π. χ. εἶναι ἡ : $T_1 + T_2 + \dots + T_n = S$, ὅπου S εἶναι ποσότης σταθερά. Εἶναι προφανές ὅτι αἱ παρατηρήσεις t_1, t_2, \dots, t_n δὲν πληροῦν τὴν συνθήκην ταύτην. Παρουσιάζεται δηλαδή, μία *ἀσυμφωνία*, τὴν ὁποίαν παριστῶμεν διὰ τοῦ W . Ἔχομεν προφανῶς τὰς σχέσεις :

$$S = t_1 + v_1 + t_2 + v_2 + \dots + t_n + v_n \text{ καὶ } S - [t] = W \quad (47)$$

Διὰ τοῦ ὅρου *ἀσυμφωνία* (Discrepancy, Widerspruch) ἐκφράζεται τὸ δλικὸν σφάλμα τὸ ἐμφανιζόμενον εἰς τὸ τελικὸν ἐξαγομενον, τὸ ὁποῖον σύγκεται ἀπὸ πολλὰς ἐπὶ μέρους σειρὰς παρατηρήσεων.

Ἐὰν π. χ. μετρήσωμεν τὰς γωνίας t_1, t_2, t_3 ἑνὸς τριγώνου, αἱ πιθαναὶ τιμαὶ θὰ πληροῦν τὴν συνθήκην :

$$T_1 + T_2 + T_3 = S = 180^\circ$$

ἢ καὶ $(t_1 + v_1) + (t_2 + v_2) + (t_3 + v_3) = 180^\circ$.

Τότε συμφώνως πρὸς τὴν (47), ἔχομεν :

$$[t + v] - [t] = W$$

ἢ καὶ $v_1 + v_2 + v_3 = W$ (48)

Δηλαδή : *Αἱ διορθώσεις τῶν παρατηρήσεων νὰ ικανοποιοῦν τὴν σχέσιν (48).*

Προκειμένου, ἤδη, νὰ προσδιορίσωμεν τὰς πιθανὰς τιμὰς τῶν T_i , δυνάμεθα, νὰ χρησιμοποιήσωμεν τὰς ἀμέσους ἢ ἀπ' εὐθείας παρατηρήσεις t_i μὲ τὰ ἀντίστοιχα αὐτῶν βάρη p_i , τὸν τύπον ὅστις μᾶς δίδει τὸ μέσον σφάλμα :

$$m_x = \frac{\mu}{\sqrt{p}}$$

πρὸς τούτοις δὲ τὴν (47).

Μὲ ἄλλους λόγους ἔχομεν εἰς τὴν διάθεσίν μας δύο δυνατότητας ὑπολογισμοῦ μιᾶς οἰασδήποτε τιμῆς T_i (ὅπου $i=1, 2, \dots, n$).

α') Νὰ θέσωμεν τὴν ζητούμενην τιμὴν x'_i ἴσην πρὸς τὴν ἀπ' εὐθείας μέτρησιν t_i μὲ τὸ ἀντίστοιχον βᾶρος, ἔστω p_i καὶ

β') Νὰ θεωρήσωμεν τὴν ζητούμενην τιμὴν x''_i ὡς διαφορὰν τοῦ ἀθροίσματος τῶν ὑπολοίπων—ἐκτὸς τῆς t_i —παρατηρήσεων ἀπὸ τοῦ ἀθροίσματος S (ἢ ὅπερ τὸ αὐτό, ὡς ἀθροίσμα τῆς t_i καὶ τῆς ἀσυμφωνίας W), μὲ βᾶρος p_i ". Δηλαδή θὰ ἔχωμεν :

$$x'_i = t_i \quad \text{μὲ βᾶρος } p_i$$

$$x''_i = S - (t_1 + t_2 + \dots + t_{i-1} + t_{i+1} + \dots + t_n) = t_i + W \quad \text{μὲ βᾶρος } p_i$$

Ἔχομεν, ἐπομένως, τὰς σχέσεις :

$$x'_i = t_i \quad \text{καὶ} \quad x''_i = t_i + W \quad (49)$$

καὶ τὴν πιθανωτέραν τιμὴν :

$$T_i = \frac{p_i' x'_i + p_i'' x''_i}{p_i' + p_i''} \quad (50)$$

Ἐφαρμόζοντες ἤδη εἰς τὰς (49) τὸν νόμον μεταδόσεως τοῦ βάρους (30), λαμβάνομεν :

$$\frac{1}{p_i'} = \frac{1}{p_i} \quad \text{και} \quad \frac{1}{p_i''} = \left[\frac{1}{p} \right] - \frac{1}{p_i} \quad (51)$$

Ἡ σχέσις (50), λόγω τῶν (49) καὶ (51), γίνεται :

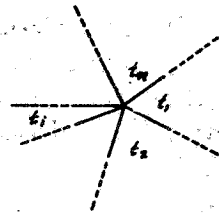
$$T_i = \frac{p_i t_i + \frac{t_i + W}{\left[\frac{1}{p} \right] - \frac{1}{p_i}}}{p_i + \frac{1}{\left[\frac{1}{p} \right] - \frac{1}{p_i}}} = t_i + \frac{W}{p_i \left[\frac{1}{p} \right]} = t_i + \frac{m_i^2}{[m^2]} \cdot W \quad (52)$$

Ἐπομένως, ἡ ἀσυμφωνία W εἶναι ἀντιστρόφως ἀνάλογος πρὸς τὰ βάρη ἢ κατ' εὐθείαν ἀνάλογος πρὸς τὰ τετράγωνα τῶν μέσων σφαλμάτων τῶν κατανεμημένων ἐπὶ τῶν παρατηρήσεων.

Εἰς περίπτωσιν καθ' ἣν τὰ βάρη p εἶναι ἴσα μεταξὺ των, δηλαδὴ αἱ παρατηρήσεις t εἶναι τῆς αὐτῆς ἀκριβείας, τότε ἡ (52) λαμβάνει τὴν μορφήν :

$$T_i = t_i + \frac{W}{n} \quad (52')$$

Παράδειγμα : Ὑποθέσωμεν ὅτι μετροῦμεν μετὰ τῆς ἰδίας ἀκριβείας γωνιώδεις ἀποστάσεις ἐπὶ τοῦ ἐπιπέδου τοῦ ὁρίζοντος (σχ. 17) καὶ εὐρίσκωμεν τὰς τιμὰς t_1, t_2, \dots, t_n , τὸ ἄθροισμα τῶν ὁποίων πρέπει νὰ ἰσοῦται πρὸς 360° , ἔφ' ὅσον καλύπτεται ὁλόκληρος περιφέρεια κύκλου. Ἀσφαλῶς θὰ παρουσιασθῇ ἀσυμφωνία W , διότι ἔχομεν τὰ σφάλματα v_1, v_2, \dots, v_n . Τὸ πρόβλημα τίθεται ὡς ἑξῆς : Πῶς θὰ κατανεμηθῇ ἡ ἀσυμφωνία W ἐπὶ μιᾶς ἐκάστης γωνίας ; Ποῖον τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρηθείσης γωνίας καὶ μιᾶς γωνίας ἡ ὁποία προκύπτει ἐξ ἰσοσταθμισμένων παρατηρήσεων ;



Σχ. 17

Ἄς ὑποθέσωμεν, ὅτι ἡ γωνία t_i προσδιορίζεται διὰ διπλῆς μετρήσεως, μιᾶς ἀπ' εὐθείας καὶ ἑτέρας ἐκ τῆς διαφορᾶς ὄλων τῶν ὑπολοίπων παρατηρήσεων ἀπὸ τὸ S . Οὕτως ἔχομεν δύο παρατηρήσεις (49) :

$$\begin{array}{lll} x'i = t_i & \text{μὲ βάρος} & p_i = 1 \\ x''i = t_i + W & \text{»} & p_2 = \frac{1}{n-1} \end{array}$$

Τὸ p_2 εἶναι ἀντιστρόφως ἀνάλογον τοῦ ἀριθμοῦ τῶν παρατηρήσεων. Συμφώνως δὲ πρὸς τὰς σχέσεις (50) καὶ (52') ἡ πιθανωτέρα

τιμὴ T_i εἶναι :

$$T_i = t_i + \frac{W}{n}$$

Ἐπειδὴ ἢ τι δύναται νὰ εἶναι μία τῶν n γωνιῶν, δι' αὐτὸ ἡ ἀσυμφωνία W κατανέμεται ἐξ ἴσου εἰς ὅλας τὰς γωνίας. Διὰ τὸν ὑπολογισμὸν τῶν σφαλμάτων σχηματίζομεν τὴν ἀκόλουθον διάταξιν :

x_i	V	p	VVp
x'_i	$\frac{W}{n}$	1	$\frac{W^2}{n^2}$
x''_i	$(n-1)\frac{W}{n}$	$\frac{1}{n-1}$	$(n-1)\frac{W^2}{n^2}$
*Ἀθροισμα	W	$\frac{n}{n-1}$	$\frac{W^2}{n}$

Τὸ μέσον σφάλμα μᾶς ἀρχικῆς παρατηρήσεως εἶναι :

$$m = \pm \sqrt{\frac{[VVp]}{2-1}} = \pm \frac{W}{\sqrt{n}}$$

καὶ τὸ μέσον σφάλμα τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου :

$$m_x = \pm \frac{m}{\sqrt{[p]}} = \pm \sqrt{1 - \frac{1}{n}}$$

Ἐπομένως διὰ τῆς ἰσοσταθμίσεως τὸ μέσον σφάλμα ἀνάγεται εἰς τὴν σχέσιν :

$$1 : \sqrt{1 - \frac{1}{n}}$$

Μέσον σφάλμα πρὸ καὶ μετὰ τὴν ἰσοστάθμισιν.

Τὸ μέσον σφάλμα τῶν μεγεθῶν τὰ ὁποῖα προκύπτουν ἐκ τοῦ ὑπολογισμοῦ, χωρὶς νὰ ληφθῇ ὑπ' ὄψιν ἡ βοηθητικὴ συνθήκη, ἢ ὅπως ἄλλως λέγεται, τὸ μέσον σφάλμα πρὸ τῆς ἰσοσταθμίσεως, δίδεται ὑπὸ τοῦ τύπου :

$$m^2 = \frac{W^2}{n} \quad \text{καὶ ἀντιστοίχως :} \quad m^2 = \frac{W^2}{\left[\frac{1}{p} \right]} \quad (53)$$

Ἐάν, ἐξ ἄλλου, χρησιμοποιήσωμεν τὴν βοηθητικὴν συνθήκην, ἤτοι τὴν σχέσιν τοῦ ἀθροίσματος S , θὰ ἔχωμεν ὡς μέσα σφάλματα τῶν ἐξ ὑπολογισμοῦ μέσων m_x

$$m_x^2 = \frac{W^2}{n} \left(1 - \frac{1}{n} \right) \quad \text{καὶ ἀντιστοίχως :}$$

$$m_x = \pm \frac{W}{\sqrt{\left[\frac{1}{p} \right]}} \sqrt{\frac{1}{p_i} \left(1 - \frac{1}{p_i \left[\frac{1}{p} \right]} \right)} \quad (54)$$

Πρός ἀπόδειξιν τούτου ἀρκεῖ νὰ λάβωμεν ὑπ' ὄψιν τὰς σχέσεις αἱ ὁποῖαι μᾶς δίδουν τὰ σφάλματα τῶν παρατηρήσεων:

$$v'_i = T_i - t_i \quad \text{καὶ} \quad v''_i = T_i - (t_i + \omega)$$

αἰτινες, δυνάμει τῆς (52), γίνονται :

$$v'_i = \frac{1}{p_i} \left[\frac{W}{p} \right] \quad \text{καὶ} \quad v''_i = \frac{1}{p_i} \left[\frac{W}{p} \right] - W$$

Ἐκ τῶν σχέσεων τούτων καὶ τῶν βαρῶν p'_i καὶ p''_i εὐρίσκομεν τὸ ἄθροισμα τῶν τετραγώνων τῶν σφαλμάτων, ἤτοι τὸ $[p_{\nu}] = \frac{W^2}{\left[\frac{1}{p} \right]}$

καὶ ἀμέσως τοὺς τύπους (53). Πρόκειμένου περὶ τῶν (54) πρέπει νὰ λάβωμεν ὑπ' ὄψιν ὅτι

$$p_i + p''_i = p_i : \left(1 - \frac{1}{p_i \left[\frac{1}{p} \right]} \right)$$

Πρέπει νὰ σημειωθῇ ἐνταῦθα ὅτι, ὁ διὰ τοῦ τρόπου τούτου ὑπολογισμὸς τῶν σφαλμάτων, δὲν εἶναι πάρα πολὺ ἱκανοποιητικὸς καὶ τοῦτο διότι στηρίζεται μόνον ἐπὶ μιᾷ ἀσυμφωνίας W .

Παράδειγμα : Ἡ γωνία α_0 ἑνὸς τριγώνου ἐμετρήθη πεντάκις καὶ αἱ β_0 καὶ γ_0 τετράκις. Ζητεῖται ἡ πιθανωτέρα τιμὴ ἑκάστης γωνίας καὶ τὰ ἀντίστοιχα σφάλματα αὐτῶν.

Ἡ ἐργασία προχωρεῖ ὡς ἐξῆς : Ἐκ τῶν δεδομένων τιμῶν, σχηματίζομεν τὰ ἀριθμητικὰ μέσα :

α	β	γ
60° 8' 46"	39° 52' 18"	79° 58' 49"
60 8 48	39 52 20	79 58 48
60 8 47	39 52 22	79 58 47
60 8 44	39 52 20	79 58 48
60 8 45		
$\alpha_0 = 60 \ 8 \ 46$	$\beta_0 = 39 \ 52 \ 20$	$\gamma_0 = 79 \ 58 \ 48$

Τὰ βάθη εἶναι ἀντιστοίχως ἴσα μὲ τὸν ἀριθμὸν τῶν ἐπαναληπτικῶν παρατηρήσεων, ἐφ' ὅσον αὐταὶ ἔγιναν ὑπὸ τοῦ ἰδίου παρατηρητοῦ καὶ τοῦ αὐτοῦ δαγάνου. Ἦτοι : $p_\alpha = 5$, $p_\beta = 4$, $p_\gamma = 4$.

$$W = 180 - (\alpha_0 + \beta_0 + \gamma_0) = 6''$$

Ἐξ αὐτῶν λαμβάνομεν, βάσει τοῦ τύπου (52) :



$$\alpha_x = \alpha_0 + 6'' \frac{\frac{1}{5}}{\frac{1}{5} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4}} = 60^\circ 8' 46'' + 1'',7 = 60^\circ 8' 47'',7$$

$$\beta_x = \beta_0 + 6'' \frac{\frac{1}{4}}{\frac{1}{5} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4}} = 39^\circ 52' 20'' + 2'',1 = 39^\circ 52' 22'',1$$

$$\gamma_x = \gamma_0 + 6'' \frac{\frac{1}{4}}{\frac{1}{5} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4}} = 79^\circ 58' 48'' + 2'',1 = 79^\circ 58' 50'',1$$

Δοκιμή: $\alpha_x + \beta_x + \gamma_x = 179^\circ 59' 59'',9$

Τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρήσεως, συμφώνως πρὸς τὸν τύπον (53) εἶναι :

$$m^2 = \frac{W^2}{\left[\frac{1}{p}\right]} = 6^2 \cdot \frac{10}{7} = \frac{360}{7} = 51,43 \text{ καὶ } m = \pm 7'',18$$

καὶ τὸ μέσον σφάλμα τῆς ἐξ ὑπολογισμοῦ προκυπτούσης τιμῆς τῆς α_x εἶναι, βάσει τῆς σχέσεως (54) :

$$m_{\alpha_x}^2 = \frac{W^2}{\left[\frac{1}{p}\right]} \cdot \left(1 - \frac{\frac{1}{p_\alpha}}{\left[\frac{1}{p}\right]}\right) = 51,43 \times 0,14 = 7,20 \text{ καὶ } m_{\alpha_x} = \pm 2'',68$$

Κατ' ἀνάλογον τρόπον εὐρίσκομεν καὶ τὰς τιμὰς τῶν m_{β_x} καὶ m_{γ_x} δι' ἀντικαταστάσεως εἰς τὸν ὡς ἄνω τύπον τοῦ p_α , διὰ τῶν p_β καὶ p_γ .



ΜΕΡΟΣ ΔΕΥΤΕΡΟΝ

ΓΕΝΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ

Κ Ε Φ Α Λ Α Ι Ο Ν ΣΤ'.

ΕΜΜΕΣΟΙ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ

Τὸ πρόβλημα τῆς ἰσοσταθμίσσεως.

Αἱ μέχρι τοῦδε ἐκτεθεισάι μέθοδοι ἰσοσταθμίσσεως ἐσχετίζοντο μὲ ἀπ' εὐθείας ἢ ἀμέσους παρατηρήσεις, τῆς ἰδίας ἢ διαφόρου ἀκριβείας. Γενικώτερον ὅμως ἐξεταζομένου τοῦ ζητήματος, πειθόμεθα ὅτι, πολὺ συχνά, δὲν εἶναι δυνατὸν τὰ μεγέθη τῶν ὁποίων ζητοῦμεν τὰς πιθανὰς τιμὰς νὰ τὰ παρατηρήσωμεν ἀπ' εὐθείας. Συνήθως δὲ ἐκτελοῦμεν μετρήσεις ἄλλων μεγεθῶν ἅτινα συνδέονται δι' ὠρισμένων σχέσεων μὲ ἐκεῖνα, τῶν ὁποίων θέλομεν νὰ προσδιορίσωμεν τὴν τιμὴν. Ἡ τοιαύτη σχέση παρατηρουμένων καὶ ὑπολογιζομένων μεγεθῶν ἐκφράζεται ὑπὸ μορφῆν ἐξισώσεων, τῶν ὁποίων οἱ ἄγνωστοι, παριστοῦν τὰς ζητούμενας τιμὰς. Παρατηροῦμεν ἐπὶ παραδείγματι, διὰ τοῦ θεοδολίχου τὸ ὕψος ἢ τὸ ἀξιμούθιον ἑνὸς ἀστέρος καὶ ζητοῦμεν νὰ προσδιορίσωμεν τὸν χρόνον καὶ τὸ γεωγραφικὸν πλάτος τοῦ τόπου τῆς παρατηρήσεως. Ἡ μᾶς δίδονται, διὰ τῆς παρατηρήσεως, αἱ ἀποστάσεις r_1, r_2, r_3, r_4 τοῦ ἀγνώστου σημείου $\Sigma(x, y)$ ἐκ τῶν γνωστῶν $\Sigma_1(x_1, y_1), \Sigma_2(x_2, y_2), \Sigma_3(x_3, y_3), \Sigma_4(x_4, y_4)$, — τὰ ὁποῖα εἶναι περισσότερα ἐκείνων ἅτινα χρειάζονται διὰ νὰ ὀρισθῇ τὸ Σ — καὶ ζητεῖται νὰ προσδιορισθοῦν αἱ συντεταγμένα αὐτοῦ.

Κατὰ ταῦτα, ὅταν αἱ ζητούμεναι νὰ ὑπολογισθοῦν ποσότητες συνδέωνται μὲ τὰ παρατηρούμενα μεγέθη δι' ὠρισμένων συναρτήσεων, τότε λέγομεν ὅτι πρόκειται περὶ ἐμμέσων παρατηρήσεων. Εἰς τὸ προηγούμενον παράδειγμα τῆς εὐρέσεως τῶν συντεταγμένων τοῦ Σ , ἔχομεν προφανῶς πρὸς λύσιν 4 ἐξισώσεις :

$$r_i + v_i = \sqrt{(x_i - x)^2 + (y_i - y)^2} \quad (55) \quad (i=1, 2, 3, 4)$$

καὶ εἴμεθα ὑποχρεωμένοι νὰ ἐφαρμόσωμεν τὴν μέθοδον τῆς ἰσοστα-

θμίσεως ἢ τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων, προκειμένου νὰ προσδιορίσωμεν τὰς τιμὰς τῶν x, y .

Ἐπίσης, ἐὰν τὰ x καὶ y συνδέωνται διὰ τῆς ἐξίσωσως :

$$y = \alpha + \beta x + \gamma x^2 \quad (56)$$

ὅπου τὰ α, β, γ παριστοῦν μεγέθη τὰ ὁποῖα πρέπει νὰ προσδιορισθοῦν, ὅταν ἔχωμεν παρατηρήσεις τῶν x καὶ y περισσοτέρας τῶν τριῶν, καὶ πάλιν πρέπει νὰ χρησιμοποιήσωμεν τὴν μέθοδον τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων. Διότι, κατὰ τὴν θεωρίαν τῆς Ἀλγέβρας, πρὸς προσδιορισμὸν τῶν α, β, γ , ἀρκεῖ νὰ δοθοῦν τρία ζεύγη τιμῶν τῶν x καὶ y . Ἐὰν ὁμως ὑπάρχουν π. χ. 6 παρατηρήσεις τῶν x καὶ y , καὶ μάλιστα ἐὰν ὅλαι ἔχουν τὰς αὐτὰς ἀξιώσεις ἀκριβείας, δὲν δυνάμεθα νὰ προτιμήσωμεν τρεῖς οἰασδήποτε ἐξ αὐτῶν καὶ νὰ ἀπορρίψωμεν τὰς ἄλλας· διότι αἱ οὕτως ὑπολογιζόμεναι τιμαὶ τῶν α, β, γ δὲν θὰ ἦσαν ἀκριβέστεραι τῶν δι' οἰασδήποτε ἄλλης ἐπιλογῆς. Ἐὰν ἐκάμαναμεν μίαν τοιαύτην ἐπιλογὴν, θὰ εἴχομεν :

$$y_n - (\alpha_0 + \beta_0 x_n + \gamma_0 x_n^2) = 0 \quad (n=1, 2, 3)$$

καὶ ἐπὶ πλεόν :

$$y_4 - (\alpha_0 + \beta_0 x_4 + \gamma_0 x_4^2) = W_4$$

$$y_5 - (\alpha_0 + \beta_0 x_5 + \gamma_0 x_5^2) = W_5$$

$$y_6 - (\alpha_0 + \beta_0 x_6 + \gamma_0 x_6^2) = W_6$$

ὅπου W_4, W_5, W_6 θὰ εἶναι ποσότητες ἔχουσαι τιμὰς ἐγγὺς τοῦ μηδενός.

Ὡστε τὸ συμπέρασμα εἶναι ὅτι, προκειμένου νὰ ἔχωμεν ἓνα ἐξαγόμενον τὸ ὁποῖον νὰ συμφωνῇ μὲ ὅλας τὰς παρατηρήσεις, καθ' ὅσον εἶναι δυνατόν, πρέπει νὰ λάβωμεν ὑπ' ὄψιν ὅλας τὰς γενομένας παρατηρήσεις, δηλαδὴ νὰ κάμωμεν *ισοστάθμησιν αὐτῶν*. Θὰ ζητήσωμεν δηλαδή, νὰ εὔρωμεν τιμὰς τῶν α, β, γ , ὅσον τὸ δυνατόν ἐγγὺς τῶν ἀληθῶν, π. χ. τὰς $\alpha_0, \beta_0, \gamma_0$, ὅποτε νὰ ἔχωμεν :

$$\alpha_0 + \beta_0 x_i + \gamma_0 x_i^2 - y_i = v_i \quad (57) \quad (i=1, 2, \dots, 6)$$

Τὸ πρόβλημα διατυπῶται ἤδη ὡς ἐξῆς :

Νὰ προσδιορισθοῦν τὰ α, β, γ εἰς τρόπον ὥστε, μὲ τὴν βοήθειαν τῶν x νὰ ὑπολογίζωμεν τὰ y καὶ αἱ οὕτως ὑπολογιζόμεναι τιμαὶ νὰ διαφέρουν τῶν παρατηρηθεισῶν κατὰ τὰς ποσότητας: v_1, v_2, \dots, v_6 εἰς τρόπον ὥστε :

$$[v^2] = [v] = \text{ἐλάχιστον.}$$

Εἶναι προφανές ὅτι εἰς ἀμφοτέρας τὰς περιπτώσεις τῶν (55) καὶ (57) πρόκειται περὶ ἐμμέσων παρατηρήσεων.

Γενικῶς ἄς ὑποθέσωμεν ὅτι n ἀληθεῖς τιμαὶ X, Y, Z, \dots ἐξαο-
 τῶνται ἐκ τῶν n ἀμέσων παρατηρήσεων T_1, T_2, \dots, T_n μὲ ἀντίστοιχα
 βάρη p_1, p_2, \dots, p_n καὶ $n < n$. Προκειμένου νὰ κάμωμεν ἰσοστάθμισιν
 τῶν ἐμμέσων τούτων παρατηρήσεων, διακρίνομεν δύο περιπτώσεις :

Αἱ Περίπτωσις : Ἐκπεφρασμένη μορφή.

*Τὰ παρατηρούμενα μεγέθη T_1, T_2, \dots, T_n εἶναι συναρτήσεις
 τῶν X, Y, Z, \dots ὑπὸ ἐκπεφρασμένην μορφήν.*

Ἐστω ὅτι δίδεται τὸ σύστημα :

$$\begin{aligned} f_1(X, Y, Z, \dots) &= T_1 + \varepsilon_1 \\ f_2(X, Y, Z, \dots) &= T_2 + \varepsilon_2 \\ &\dots \dots \dots \dots \dots \dots \\ f_n(X, Y, Z, \dots) &= T_n + \varepsilon_n \end{aligned} \tag{58}$$

ὅπου $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ εἶναι τὰ ἀληθῆ σφάλματα τῶν παρατηρήσεων, καὶ
 ζητεῖται ἡ λύσις αὐτοῦ, ὅταν ὁ ἀριθμὸς τῶν ἐξισώσεων εἶναι μεγαλύ-
 τερος τοῦ ἀριθμοῦ τῶν ἀγνώστων.

Τὰς ἐξισώσεις (58) δυνάμεθα πάντοτε νὰ τὰς θεωρήσωμεν ὅτι
 εἶναι ὑπὸ γραμμικὴν μορφήν. Διότι, ἂν τοῦτο δὲν συμβαίη εὐθὺς ἐξ
 ἀρχῆς, εἶναι δυνατὸν νὰ τὸ ἐπιτύχωμεν κατὰ προσέγγισιν, τῇ βοήθειᾳ
 τοῦ τύπου τοῦ Taylor.

Πράγματι ἀναλύομεν τὰ ἀγνώστα μεγέθη X, Y, Z, \dots εἰς ἄθροισμα
 δύο προσθετέων, ἐξ ὧν οἱ μὲν X_0, Y_0, Z_0, \dots νὰ εἶναι τιμαὶ ἐγγὺς τῶν
 ἀρχικῶν κείμεναι (1), οἱ δὲ x, y, z, \dots νὰ εἶναι ποσότητες πολὺ μικραὶ
 καὶ ἀγνώστοι κατὰ ποσὸν καὶ διεύθυνσιν. Καὶ ἐπὶ πλέον αἱ x, y, z, \dots ,
 νὰ εἶναι τοιαῦται ὥστε, τὰ τετράγωνα καὶ τὰ γινόμενα αὐτῶν νὰ δυνά-
 μεθα, εἰς πρώτην προσέγγισιν, νὰ τὰ παραλείψωμεν. Θέτομεν :

$$X = X_0 + x, \quad Y = Y_0 + y, \quad Z = Z_0 + z, \dots$$

καὶ ἀντὶ τῶν ἀληθῶν σφαλμάτων, τὰ πιθανὰ v_1, v_2, \dots, v_n . Τότε αἱ
 (58) γίνονται :

(1) Συχνά ἐν τῇ πράξει, ὁ ὑπολογισμὸς τοῦ T βάσει τοῦ (3) ἢ τοῦ (19)
 —δπως καὶ τῶν [uv] καὶ [puv]—εἶναι πολὺ δύσκολος, δι' αὐτὸ ἀντὶ τῆς μέσης
 τιμῆς T λαμβάνομεν μίαν ἄλλην στρογγυλευμένην κατὰ τὸ δυνατόν τιμὴν
 T_0 , ἐγγὺς τῆς πρώτης εὐρισκομένην, καὶ τὰς διαφορὰς $T_0 - t_i$ τὰς παριστῶ-
 μεν διὸ τῶν v_i . Τότε ἡ σχέσηις :

$$T = \frac{[pt]}{[p]} \quad \text{δύναται νὰ γραφῇ καὶ : } T = T_0 + \frac{[pv]}{n}$$

ἢ $T = T_0 + x$. Ἐχοντες ὑπ' ὄψιν τὰς σκέψεις αὐτάς, κάμνομεν ἐνταῦθα ἀνάλο-
 γον χωρισμὸν τῶν τιμῶν : X, Y, Z, \dots

διὰ τὰ x, y, z, \dots , τοιαῦται τιμαί, π.χ. x_0, y_0, z_0, \dots , ὥστε εἰς τὰς (59) τὰ v_1, v_2, \dots, v_n νὰ εἶναι μηδέν. Δηλαδή νὰ ἔχωμεν :

$$\alpha_i x_0 + \beta_i y_0 + \gamma_i z_0 + \dots - t_i = 0 \quad (60) \quad (i=1, 2, \dots, n)$$

Ἄλλὰ τοιαῦται τιμαί x_0, y_0, z_0, \dots , δὲν δύνανται νὰ εὑρεθοῦν. Δυνάμεθα ὁμῶς νὰ προσδιορίσωμεν τιμὰς τῶν x, y, z , τοιαύτας ὥστε νὰ ἰσχύη ἡ σχέσηις :

$$[p_{uv}] = \text{ἐλάχιστον.} \quad (61)$$

Δηλαδή τὸ ἄθροισμα τῶν τετραγώνων τῶν σφαλμάτων v_1, v_2, \dots, v_n πολλαπλασιασμένων ἐπὶ τὰ βάρη τῶν p_1, p_2, \dots, p_n νὰ λαμβάνη τιμὴν ἐλάχιστην. Ἐφαρμοζόμεν οὕτω τὴν μέθοδον τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων, ὁπότε χρησιμοποιοῦμεν ὅλας τὰς ἐξισώσεις τῶν σφαλμάτων.

Πράγματι ἐκ τῶν :

$$(\alpha_1 x + \beta_1 y + \gamma_1 z + \dots - t_1) = v_1$$

$$\dots \dots \dots$$

$$(\alpha_n x + \beta_n y + \gamma_n z + \dots - t_n) = v_n$$

ἀφοῦ τὰς ὑψώσωμεν εἰς τὸ τετράγωνον, τὰς πολλαπλασιάσωμεν ἐπὶ τὰ ἀντίστοιχα βάρη p_1, p_2, \dots, p_n καὶ τὰς προσθέσωμεν, λαμβάνομεν :

$$[p_{uv}] = p_1 (\alpha_1 x + \beta_1 y + \gamma_1 z + \dots - t_1)^2 + p_2 (\alpha_2 x + \beta_2 y + \gamma_2 z + \dots - t_2)^2 + \dots + p_n (\alpha_n x + \beta_n y + \gamma_n z + \dots - t_n)^2$$

Ἐφ' ὅσον δέ, θὰ ἰσχύη ἡ (61), πρέπει :

$$\frac{\partial [p_{uv}]}{\partial x} = 0, \quad \frac{\partial [p_{uv}]}{\partial y} = 0, \quad \frac{\partial [p_{uv}]}{\partial z} = 0, \dots \quad (61')$$

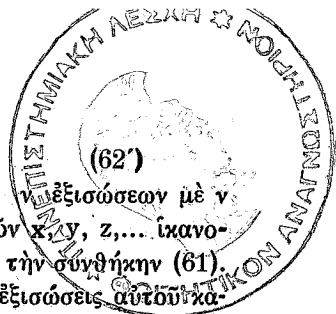
Ἦτοι :

$$\begin{aligned} \frac{\partial [p_{uv}]}{\partial x} &= 2p_1(\alpha_1 x + \beta_1 y + \gamma_1 z + \dots - t_1) \cdot \alpha_1 + 2p_2(\alpha_2 x + \beta_2 y + \gamma_2 z + \dots - t_2) \cdot \alpha_2 + \dots + 2p_n(\alpha_n x + \beta_n y + \gamma_n z + \dots - t_n) \cdot \alpha_n = 0 \\ &= [p_{aa}] x + [p_{ab}] y + [p_{ag}] z + \dots - [pat] = 0 \end{aligned}$$

Ἐπίσης εὑρίσκομεν τὰς τελικὰς ἐκφράσεις τῶν $\frac{\partial [p_{uv}]}{\partial y} = 0,$

$\frac{\partial [p_{uv}]}{\partial z} = 0, \dots$, ὁπότε λαμβάνομεν τὸ σύστημα :

$$\left. \begin{aligned} [p_{aa}]x + [p_{ab}]y + [p_{ag}]z + \dots - [pat] &= 0 \\ [p_{ab}]x + [p_{bb}]y + [p_{bg}]z + \dots - [p\beta t] &= 0 \\ [p_{ag}]x + [p_{bg}]y + [p_{gg}]z + \dots - [p\gamma t] &= 0 \\ \dots \dots \dots \end{aligned} \right\} \quad (62)$$



*Η και συμβολικῶς :

$$[ρ\alpha]=0, [ρ\upsilon\beta]=0, [ρ\upsilon\gamma]=0, \dots$$

(62')

Κατελήξαμεν οὕτως εἰς ἓν κανονικὸν σύστημα v ἑξισώσεων μὲ v ἀγνώστους καὶ αἱ οὕτω προσδιοριζόμεναί τιμαὶ τῶν x, y, z, \dots ἰκανοποιοῦν ὅλας τὰς ἑξισώσεις τοῦ συστήματος (59) καὶ τὴν συνθήκην (61).

*Ἐπειδὴ τὸ σύστημα (62) εἶναι κανονικόν, αἱ ἑξισώσεις αὐτοῦ καλοῦνται *κανονικαὶ ἑξισώσεις ἢ τελικαὶ ἑξισώσεις* (équations normales ἢ équations finales, normal equations, Normalgleichungen).

Εἰς περίπτωσιν κατὰ τὴν ὁποίαν αἱ παρατηρήσεις εἶναι τῆς αὐτῆς ἀκριβείας ($p_1=p_2=\dots=p_n=1$), αἱ κανονικαὶ ἑξισώσεις (62) γίνονται :

$$\left. \begin{aligned} [\alpha\alpha]x + [\alpha\beta]y + [\alpha\gamma]z + \dots - [\alpha\epsilon] &= 0 \\ [\alpha\beta]x + [\beta\beta]y + [\beta\gamma]z + \dots - [\beta\epsilon] &= 0 \\ [\alpha\gamma]x + [\beta\gamma]y + [\gamma\gamma]z + \dots - [\gamma\epsilon] &= 0 \\ \dots & \dots \end{aligned} \right\} \quad (62'')$$

Παρατήρησις. Βλέπομεν ἔνταῦθα ὅτι αἱ *κανονικαὶ ἑξισώσεις* εἶναι εἰς ἀριθμὸν ὅσοι καὶ οἱ ἀγνώστοι οἱ ὁποῖοι ἐμφανίζονται εἰς τὰς ἑξισώσεις τῶν σφαλμάτων. Ἐπομένως τὸ σύστημα (62)—καὶ ἀντιστοίχως τὸ (62'')—λύεται πλήρως διὰ τῆς Ἀλγέβρας. Ἐὰν δὲ τὰς τιμὰς ταύτας τὰς εἰσαγάγωμεν εἰς τὰς ἑξισώσεις τῶν σφαλμάτων (59), λαμβάνομεν τὰ πιθανὰ σφάλματα v .

Πρὸς λύσιν τοῦ συστήματος τῶν κανονικῶν ἑξισώσεων, χρησιμοποιοῦμεν διαφόρους τρόπους καὶ διατάξεις ταχείας εὐρέσεως τῶν τιμῶν τῶν ἀγνώστων. Συνήθως καὶ σήμερον προτιμᾶται ὁ τρόπος τῆς βαθμιαίας ἀπαλοιφῆς, ὅστις ἔνταῦθα συντομεύεται λόγῳ τῆς συμμετρίας τῶν συντελεστῶν, καὶ τὸν ὁποῖόν ἔδωκεν ὁ Gauss τὸ 1810.

Βα Περίπτωσις : Πεπλεγμένη μορφή.

Αἱ σχέσεις αἱ συνδέουσαι τὰ παρατηρούμενα μεγέθη T_1, T_2, \dots, T_n μὲ τὰς ἀγνώστους τιμὰς X, Y, Z, \dots δίδονται ὑπὸ μορφήν πεπλεγμένην.

*Ἐστω ὅτι δίδεται τὸ σύστημα :

$$\left. \begin{aligned} f_1(T_1, T_2, \dots, T_n, X, Y, Z, \dots) &= W_1 \\ f_2(T_1, T_2, \dots, T_n, X, Y, Z, \dots) &= W_2 \\ \dots & \dots \\ f_n(T_1, T_2, \dots, T_n, X, Y, Z, \dots) &= W_n \end{aligned} \right\} \quad (63)$$

n ἑξισώσεων μὲ n ἀγνώστους X, Y, Z, \dots ($v < n$), καὶ ὅπου W_1, W_2, \dots, W_n παριστοῦν τὰς ἀσυμφωνίας τῶν f_1, f_2, \dots, f_n ὡς πρὸς τὴν μηδενικὴν τιμὴν τὴν ὁποίαν *πρέπει* νὰ ἔχουν τὰ πρῶτα μέλη τῶν ὡς ἄνω ἑξισώσεων.

Αί τιμαί T_1, T_2, \dots, T_n φέρουν, ὡς γνωστόν, μεθ' ἑαυτῶν τὰ τυχαία σφάλματα v_1, v_2, \dots, v_n . Τότε, ἐὰν εἰς τὸ σύστημα (63), ἀντὶ τῶν T_1, T_2, \dots, T_n θέσωμεν τὰς ἀληθεῖς τιμὰς $T_1 + v_1, T_2 + v_2, \dots, T_n + v_n$ καὶ ἀκόμη :

$$X = X_0 + x, Y = Y_0 + y, Z = Z_0 + z, \dots$$

ὅπως ἐκάμαμεν καὶ προηγουμένως καὶ εὔρομεν τὰς (58α), τότε λαμβάνομεν τὰς ἑξισώσεις :

$$\left. \begin{aligned} f_1(T_1 + v_1, T_2 + v_2, \dots, T_n + v_n, X_0 + x, Y_0 + y, Z_0 + z, \dots) &= 0 \\ f_n(T_1 + v_1, T_2 + v_2, \dots, T_n + v_n, X_0 + x, Y_0 + y, Z_0 + z, \dots) &= 0 \end{aligned} \right\} (63a)$$

*Αναπτύσσοντες δὲ κατὰ τὸν τύπον τοῦ Taylor, λαμβάνομεν :

$$\left. \begin{aligned} f_1(T_1, T_2, \dots, T_n, X_0, Y_0, Z_0, \dots) + \frac{\partial f_1}{\partial T_1} v_1 + \frac{\partial f_1}{\partial T_2} v_2 + \dots \\ \dots + \frac{\partial f_1}{\partial T_n} v_n + \frac{\partial f_1}{\partial X_0} x + \frac{\partial f_1}{\partial Y_0} y + \frac{\partial f_1}{\partial Z_0} z + \dots = 0 \\ \dots \\ f_n(T_1, T_2, \dots, T_n, X_0, Y_0, Z_0, \dots) + \frac{\partial f_n}{\partial T_1} v_1 + \dots + \frac{\partial f_n}{\partial T_n} v_n + \\ + \frac{\partial f_n}{\partial X_0} x + \frac{\partial f_n}{\partial Y_0} y + \frac{\partial f_n}{\partial Z_0} z + \dots = 0 \end{aligned} \right\} (64)$$

Εἶναι προφανές ὅτι αἱ διορθώσεις v_1, v_2, \dots, v_n τῶν ἀπ' εὐθείας μετρήσεων T , καθὼς ἐπίσης καὶ αἱ κατὰ προσέγγισιν ἀπειροσται ποσότητες x, y, z, \dots , μᾶς εἶναι ἄγνωστοι, καὶ αὐτὰς ἀκριβῶς ζητοῦμεν νὰ προσδιορίσωμεν. Ἐπὶ τῶν συναρτήσεων δὲ f_1, f_2, \dots, f_n ἐπιδρῶν αἱ διορθώσεις v_1, v_2, \dots, v_n οὕτως ὥστε, ἐμμέσως, νὰ ἔχωμεν τὰ τελικὰ πιθανὰ σφάλματα W_1, W_2, \dots, W_n . Δι' αὐτὸ δυνάμεθα νὰ θέσωμεν :

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial f_i}{\partial T_1} v_1 + \frac{\partial f_i}{\partial T_2} v_2 + \dots + \frac{\partial f_i}{\partial T_n} v_n &= W_i \\ \frac{\partial f_i}{\partial X_0} &= \alpha_i, \quad \frac{\partial f_i}{\partial Y_0} = \beta_i, \quad \frac{\partial f_i}{\partial Z_0} = \gamma_i, \dots \\ f_i(T_1, T_2, \dots, T_n, X_0, Y_0, Z_0, \dots) &= -t_i \\ &(i=1, 2, \dots, n) \end{aligned} \right\} (64')$$

ὁπότε αἱ (64), δυνάμει τῶν (64'), γίνονται :

$$\left. \begin{aligned} \alpha_1 x + \beta_1 y + \gamma_1 z + \dots &= t_1 + W_1 \\ \alpha_2 x + \beta_2 y + \gamma_2 z + \dots &= t_2 + W_2 \\ &\vdots \\ \alpha_n x + \beta_n y + \gamma_n z + \dots &= t_n + W_n \end{aligned} \right\} \quad (65)$$

Καταλήξαμεν οὕτως εἰς ἐξισώσεις τῆς ἰδίας μορφῆς μὲ τὰς ἐξισώσεις (59). Εἶναι καὶ αὐταὶ ἐξισώσεις τῶν σφαλμάτων τῶν πεπλεγμένων συναρτήσεων (63). Αἱ τιμαὶ t_1, t_2, \dots, t_n αἱ ὁποῖαι εἰσέρχονται εἰς τὰς ἀνωτέρω σχέσεις εἶναι τῆς ἰδίας κατηγορίας μὲ ἐκεῖνας αἱ ὁποῖαι παρορυσιάζονται εἰς τὰς ἐκπεφρασμένας συναρτήσεις. Ἐνταῦθα, ἀρκεῖ ἀντὶ τῶν $T_1, T_2, \dots, T_n, X, Y, Z, \dots$, νὰ θέσωμεν $T_1 + v_1, T_2 + v_2, \dots, T_n + v_n, X_0, Y_0, Z_0, \dots$. Αἱ ἀσυμφωνίαι ὅμως W_1, W_2, \dots, W_n δὲν παριστοῦν τὰ πιθανὰ σφάλματα v_1, v_2, \dots, v_n , τὰ ὁποῖα ἐμφανίζονται εἰς τὰς ἀπ' εὐθείας μετρήσεις T , ἀλλὰ τὰς ἐπιδράσεις τῶν τυχαίων αὐτῶν σφαλμάτων ἐπὶ τῶν τιμῶν τῶν συναρτήσεων f . Καὶ ἔχουν, ἐπομένως, διάφορον βῆρος ἀπὸ τὰ σφάλματα τὰ ἀμέσως ἐμφανιζόμενα.

Ἡ περαιτέρω ἐργασία διὰ τὴν ἐφαρμογὴν τῆς μεθόδου τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων εἰς τὰς περιπτώσεις τῶν πεπλεγμένων συναρτήσεων μεταξὺ παρατηρουμένων καὶ ἀγνώστων μεγεθῶν, βαίνει ὅπως καὶ εἰς τὴν Ἀπὸν περιπτῶσιν, ἐφ' ὅσον καὶ αἱ δύο μορφαὶ συναρτήσεων ἀναγονταὶ τελικῶς εἰς σύστημα γραμμικόν.

Παράδειγμα 1ον. «Ἐστω ὅτι αἱ γενόμενα ἐν Ἀθήναις παρατηρήσεις πρὸς προσδιορισμὸν τοῦ γεωγραφικοῦ πλάτους, ἔδωσαν:

$$\begin{aligned} \varphi_1 &= 37^\circ 58' 20'',5 \\ \varphi_2 &= 37 \quad 58 \quad 18,5 \\ \varphi_3 &= 37 \quad 58 \quad 21,4 \\ \varphi_4 &= 37 \quad 58 \quad 17,8 \\ \varphi_5 &= 37 \quad 58 \quad 22,3 \end{aligned}$$

Ἐὰν x εἶναι ἡ ζητούμενη τιμὴ καὶ v_1, v_2, \dots, v_5 αἱ ἀπ' αὐτῆς ἀποκλίσεις, θὰ ἔχωμεν τὰς ἐξισώσεις τῶν σφαλμάτων:

$$\left. \begin{aligned} x - \varphi_1 &= v_1 \\ x - \varphi_2 &= v_2 \\ x - \varphi_3 &= v_3 \\ x - \varphi_4 &= v_4 \\ x - \varphi_5 &= v_5 \end{aligned} \right\} \quad [vv] = (x - \varphi_1)^2 + (x - \varphi_2)^2 + (x - \varphi_3)^2 + \\ + (x - \varphi_4)^2 + (x - \varphi_5)^2$$

Ἀρκεῖ νὰ λυθῇ ἡ :

$$\frac{d[v]}{dx} = 2[1.1]x - 2[\varphi] = 0. \text{ Δηλαδή } \eta : [1.1] x + [\varphi] = 0$$

$$\eta \ x = \frac{[\varphi]}{[1.1]}$$

$$\eta \text{τοι: } x = \frac{\varphi_1 + \varphi_2 + \varphi_3 + \varphi_4 + \varphi_5}{5}$$

Επομένως, αρκεί ένταῦθα νά λάβωμεν τὸ ἀριθμητικὸν μέσον τῶν δεδομένων παρατηρήσεων, τὸ ὁποῖον εἶναι :

$$\boxed{\varphi = 37^{\circ} 58' 20'', 1}$$

Ἐκ τῶν ἐξισώσεων τῶν σφαλμάτων, λαμβάνομεν:

$\varphi - \varphi_1 = v_1 = -0'', 4$	καὶ $v_1^2 = 0,16$
$\varphi - \varphi_2 = v_2 = +1,6$	$v_2^2 = 2,56$
$\varphi - \varphi_3 = v_3 = -1,3$	$v_3^2 = 1,69$
$\varphi - \varphi_4 = v_4 = +2,3$	$v_4^2 = 5,29$
$\varphi - \varphi_5 = v_5 = -2,2$	$v_5^2 = 4,84$
$[v] = 0,0$	$[v^2] = 14,54$

Παράδειγμα 2ον. Δίδονται ἐκ σχετικῶν μετρήσεων αἱ συντεταγμέναι τῶν σημείων $\Sigma_1 (x_1, y_1), \Sigma_2 (x_2, y_2), \dots, \Sigma_6 (x_6, y_6)$ καὶ ζητεῖται ἡ ἐξίσωσις τῆς πιθανῆς εὐθείας ἐφ' ἧς δύνανται νά θεωρηθοῦν ὡς κείμενα τὰ σημεία ταῦτα».

Ζητεῖται δηλαδή ἡ ἐξίσωσις τῆς πιθανῆς εὐθείας, ἡ ὁποία διέρχεται κατὰ προσέγγισιν ἐξ ὅλων τῶν δεδομένων σημείων (σχ. 18). Ἀρκεῖ, εἰς τὴν ζητουμένην ἐξίσωσιν τῆς εὐθείας:

$$\begin{aligned} Ax + By + \Gamma &= 0 \\ \eta \quad ax + \beta y + 1 &= 0 \end{aligned}$$

νά προσδιορισθοῦν τὰ a καὶ β συναρτήσῃ τῶν συντεταγμένων τῶν ἐξ σημείων $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_6, y_6)$.

Συμφώνως πρὸς τὰς (59) θὰ ἔχωμεν ένταῦθα ὡς ἐξισώσεις τῶν σφαλμάτων, τὰς :

$$\left. \begin{aligned} ax_1 + \beta y_1 + 1 &= v_1 \\ ax_2 + \beta y_2 + 1 &= v_2 \\ \dots \dots \dots \\ ax_6 + \beta y_6 + 1 &= v_6 \end{aligned} \right\} \quad (A)$$

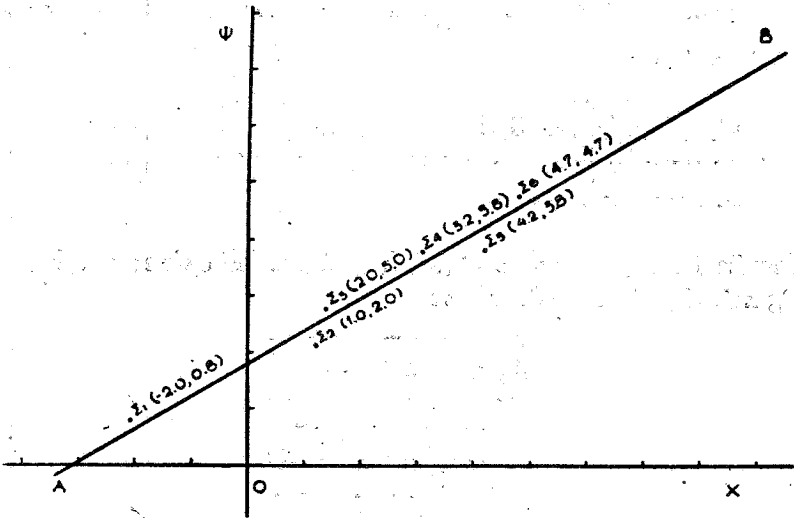


Λαμβάνομεν τὸ $[yy]=v_1^2+v_2^2+\dots+v_6^2$ καὶ ἐκ τῶν:

$$\frac{\partial [yy]}{\partial x}=0 \quad \text{καὶ} \quad \frac{\partial [yy]}{\partial y}=0$$

τὸ σύστημα τῶν κανονικῶν ἐξισώσεων:

$$\left. \begin{aligned} [xx]\alpha + [xy]\beta + [x.1] &= 0 \\ [xy]\alpha + [yy]\beta + [y.1] &= 0 \end{aligned} \right\} \quad (B)$$



Σχ. 18

Ἐκ τοῦ πίνακος:

	x	y	xx	yy	xy
Σ_1	-2.0	0.8	4.00	0.16	-1.60
Σ_2	1.0	2.0	1.00	4.00	2.00
Σ_3	2.0	3.0	4.00	9.00	6.00
Σ_4	3.2	3.8	10.24	14.44	12.16
Σ_5	4.2	3.8	17.64	14.44	15.96
Σ_6	4.7	4.7	22.09	22.09	22.09
$[x]=13.1 \quad [y]=18.1 \quad [xx]=58.97 \quad [yy]=64.13 \quad [xy]=56.61$					

λαμβάνομεν τὰς τιμὰς τῶν $[x]$, $[y]$, $[xx]$, $[yy]$ καὶ $[xy]$ καὶ τὰς εἰσαγόμεν εἰς τὰς (B) αἰτίνες γίνονται :

$$\left. \begin{aligned} 58,97\alpha + 56,61\beta + 13,10 &= 0 \\ 56,61\alpha + 64,13\beta + 18,10 &= 0 \end{aligned} \right\} \quad (B')$$

Διὰ νὰ λύσωμεν τὸ σύστημα τοῦτο, χρησιμοποιοῦμεν τὴν μέθοδον ἀπαλοιφῆς τοῦ Gauss. Πρὸς τοῦτο, πολλαπλασιάζομεν τὴν πρώτην τῶν ὡς ἄνω ἐξισώσεων ἐπὶ $\frac{56,61}{58,97}$ καὶ αὐτὴν τὴν προσθέτομεν εἰς τὴν δευτέραν, ὁπότε :

$$\beta = \frac{18,10 - \frac{56,61}{58,97} \cdot 13,10}{64,13 - \frac{56,61}{58,97} \cdot 56,61} = \frac{18,10 - 12,57}{64,13 - 54,34} = \frac{5,53}{9,79} = -0,56$$

Τελικῶς δὲ εὐρίσκομεν : $\alpha = 0,32$, $\beta = -0,56$. Ἐπομένως ἡ ἐξίσωσις τῆς πιθανῆς εὐθείας AB, εἶναι :

$$0,32x - 0,56y + 1 = 0$$

ἢ

$$\frac{x}{3,1} + \frac{y}{1,8} = 1$$

τὴν ὁποίαν καὶ κατασκευάζομεν (σχ. 15).

Ἐὰν τῶρα τῇ βοηθείᾳ τῆς ἐξισώσεως ταύτης ὑπολογίσωμεν ἐκ τῶν διδομένων τιμῶν x_1, x_2, \dots, x_6 , τὰ y θὰ σχηματίσωμεν τὸν ἀκόλουθον πίνακα :

ὑπολ. y	παρ. y	σφαλ. φ	$\varphi\varphi$
0,64	0,80	-0,16	0,0256
2,36	2,00	+0,36	0,1296
2,92	3,00	-0,08	0,0064
3,61	3,80	-0,19	0,0361
4,18	3,80	+0,38	0,1444
4,46	4,70	-0,24	0,0576
		$[\varphi] = +0,07$	$[\varphi\varphi] = 0,3997$

Αἱ διαφοραὶ φ δεικνύουν τὰς ἀποκλίσεις τῶν ὑπολογισθεισῶν τιμῶν τῶν y ἀπὸ τὰς ἀντιστοίχους ἀπ' εὐθείας μετρήσεις τοῦ ἰδίου μεγέθους. Τὸ ἴδιον ἠδυνάμεθα νὰ κάμωμεν καὶ ὡς πρὸς τὸ x . Ἐπίσης δυνάμεθα νὰ προσδιορίσωμεν τὰ σφάλματα v ἐκ τῶν ἐξίσωσεων τῶν σφαλμάτων, ἐφ' ὅσον γνωρίζομεν τὰ a καὶ β .

Δυνάμεθα δὲ ἤδη νὰ λάβωμεν οἰαδήποτε ζεύγη τιμῶν τῶν x καὶ y καὶ νὰ προσδιορίσωμεν τὰ a καὶ β . Ἄλλ' αἱ ληφθεῖσαι ἀνωτέρω τιμαὶ τῶν συντελεστῶν τούτων ἔχουν τὴν μεγαλυτέραν πιθανότητα προσεγγίσεως πρὸς τοὺς συντελεστὰς τῆς ἀληθοῦς εὐθείας, ἐπὶ τῆς ὁποίας δεχόμεθα ὅτι κεῖνται ὅλα τὰ σημεῖα, διότι αὐταὶ ἀντιστοιχοῦν εἰς ἓνα ἐλάχιστον τοῦ $[uv]$.

Παράδειγμα 3ον. «Νὰ ἐκφρασθῇ τὸ μῆκος τοῦ ἔκκρεμοῦ συναρτήσῃ τοῦ γεωγραφικοῦ πλάτους ».

Ἐκ τοῦ τύπου τοῦ ἀπλοῦ ἔκκρεμοῦς :

$$t = \pi \sqrt{\frac{l}{g}}$$

ἔπου δεχόμεθα ὅτι $t=1$, —δηλαδή τὸ ἔκκρεμὸς ἔχει ρυθμισθῆ ὥστε νὰ δεικνύη δευτερόλεπτα— ἔχομεν :

$$l = \pi^2 \sqrt{\frac{l}{g}} \quad \text{ἢ} \quad l = \frac{g}{\pi^2}$$

Ἐὰν διὰ τοῦ g_0 παραστήσωμεν τὴν ἐπιτάχυνσιν τῆς βαρύτητος εἰς τὸν ἰσημερινόν, ε τὴν ἐκκεντρότητα τοῦ μεσημβρινοῦ καὶ φ τὸ πλάτος, ἔχομεν τὴν ἐξίσωσιν :

$$g_0 : g = \sqrt{1 - \varepsilon^2 \eta \mu^2 \varphi} : 1$$

διότι αἱ ἐπιταχύνσεις σχετίζονται ὡς αἱ κάθετοι τοῦ γηίνου ἔλλειψοειδοῦς. Ἐπειδὴ τὸ ε εἶναι πολὺ μικρὸν, δυνάμεθα, ἀναπτύσσοντες τὴν παράστασιν $1 : \sqrt{1 - \varepsilon^2 \eta \mu^2 \varphi}$ κατὰ τὸν τύπον τοῦ Taylor, νὰ λάβωμεν μόνον τοὺς δύο πρώτους ὅρους, ἥτοι νὰ θέσωμεν :

$$1 : \sqrt{1 - \varepsilon^2 \eta \mu^2 \varphi} = 1 + \frac{\varepsilon^2}{2} \eta \mu^2 \varphi$$

$$\text{ὅτε τὸ } l = \frac{g_0}{\pi^2} \left(1 + \frac{\varepsilon^2}{2} \eta \mu^2 \varphi\right) = \frac{g_0}{\pi^2} + \frac{g_0}{\pi^2} \cdot \frac{\varepsilon^2}{2} \eta \mu^2 \varphi \quad (A)$$



Ἐάν τὰ μεγέθη: $\frac{g_0}{\pi^2}$ καὶ $\frac{g_0}{\pi^2} \cdot \frac{\varepsilon^2}{2}$ τὰ θεωρήσωμεν ὡς x καὶ y , δυνάμεθα αὐτὰ νὰ τὰ προσδιορίσωμεν διὰ παρατηρήσεων. Τότε ἡ (A) γίνεται:

$$l = x + y \eta \mu^2 \varphi \quad (B)$$

Διὰ τὸν προσδιορισμὸν ἤδη τῶν x καὶ y θὰ ἴτο ἀρκετὸν νὰ δοθοῦν δύο ζεύγη τιμῶν τῶν l καὶ φ . Ἄλλ' εἰάν ἔχωμεν περισσοτέρας ἰσοβαρεῖς παρατηρήσεις, τότε, προκειμένου νὰ εὑρωμεν τὰς πιθανωτέρας τιμὰς αὐτῶν, θὰ πρέπει νὰ ἐφαρμόσωμεν τὴν ἰδίαν μέθοδον.

Ἐκφράζομεν τὸ l εἰς μέτρα καὶ ἔστω ὅτι ἔχομεν:

$$0,9929750 - 0,3903417y - x = 0$$

$$0,9934620 - 0,4972122y - x = 0$$

$$0,9938784 - 0,5667721y - x = 0$$

$$0,9934740 - 0,4932370y - x = 0$$

$$0,9935976 - 0,5136117y - x = 0$$

$$0,9940932 - 0,6045628y - x = 0$$

Ἐκ τούτων εὐρίσκομεν τὸ σύστημα τῶν κανονικῶν ἑξισώσεων:

$$5,9614793 - 3,0657375y - 6x = 0$$

$$3,0461977 - 1,5933894y - 3,0657375x = 0$$

ἐκ τοῦ ὁποίου εὐρίσκόμεν:

$$x = 0,9908755 \text{ καὶ } y = 0,0052942.$$

Ἡ δὲ ζητούμενη ἑξίσωσις εἶναι:

$$l = 0,9908755 + 0,0052942 \eta \mu^2 \varphi$$

Ἐάν $\varphi = 0$ —ὅταν εὐρισκόμεθα εἰς τὸν ἰσημερινόν—τότε $l_0 = 0,9908755$. Ἐπειδὴ αἱ τιμαὶ: $\frac{g_0}{\pi^2} = 0,9908755$ καὶ $\frac{g_0}{\pi^2} \cdot \frac{\varepsilon^2}{2} = 0,0052942$

εἶναι γνωσταί, δυνάμεθα ἀντιστρόφως νὰ προσδιορίσωμεν τὰ g_0 καὶ ε , ἄρα εὐρίσκομεν καὶ τὴν *πλάτυσιν*.

Παράδειγμα 4ον «Νὰ εὐρεθῇ ἡ σχέσηις ἣτις ὑφίσταται μεταξὺ τοῦ ἀριθμοῦ τῶν στροφῶν ὑδραυλικοῦ τινος τροχοῦ καὶ τοῦ παραγομένου μηχανικοῦ ἔργου».

Ἐάν διὰ τοῦ x παραστήσωμεν τὸν ἀνὰ πρῶτον λεπτὸν ἀριθμὸν

περιστροφῶν καὶ διὰ y τὸ παραγόμενον ἔργον εἰς ἴππους, ἔστω ὅτι διὰ τοῦ πειράματος εὐρίσκομεν :

$$x_1=100 \qquad y_1=15$$

$$x_2=90 \qquad y_2=19$$

$$x_3=80 \qquad y_3=22$$

$$x_4=70 \qquad y_4=24$$

$$x_5=60 \qquad y_5=25$$

$$x_6=50 \qquad y_6=23$$

Ζητοῦμεν νὰ παραστήσωμεν διὰ μιᾶς ἐξίσωσως, βάσει τῶν δίδομένων τιμῶν, τὸ ἔργον ὡς συνάρτησιν τοῦ ἀριθμοῦ τῶν στροφῶν x .

Κάθε συνεχῆς συνάρτησις ἐντὸς ὁρισμένων ὁρίων δύναται νὰ ἐκφρασθῇ, ὡς γνωστόν, διὰ μιᾶς ἀκεραίας ρητῆς συναρτήσεως. Ἄς θεωρήσωμεν ἐνταῦθα τὴν σχέσιν :

$$y=αx+βx^2+γ.$$

Ἐπειδὴ εἰς τὸ πρόβλημα τοῦτο τὸ y πρέπει νὰ μηδενίζεται ὅταν ὁ ἀριθμὸς τῶν στροφῶν εἶναι μηδὲν ($x=0$), αὕτη λαμβάνει τὴν μορφήν :

$$y=αx+βx^2$$

Ἦδη τὸ πρόβλημα ἀπλοποιεῖται : Ἐκ τῶν δοθεισῶν τιμῶν τῶν x καὶ y νὰ προσδιορισθοῦν τὰ $α$ καὶ $β$. Ἀκολουθοῦντες τὴν προτέραν μέθοδον, εὐρίσκομεν :

$$α=0,79143 \text{ καὶ } β=0,00643$$

καὶ ἡ ζητούμενη ἐξίσωσις εἶναι :

$y=0,79143x - 0,00643x^2$

Τὸ y μηδενίζεται, ὅταν ὁ ἀριθμὸς τῶν στροφῶν $x=0$ ἢ $x=123$, λαμβάνει δὲ τιμὴν μεγίστην, ὅταν $x=61,5$.

Γενικοὶ τύποι λύσεως κανονικοῦ συστήματος.

Ἐστω ὅτι δίδεται τὸ κανονικὸν σύστημα :

$$[αα]x + [αβ]y + [ατ] = 0$$

$$[αβ]x + [ββ]y + [βτ] = 0.$$

Δυνάμεθα νὰ χρησιμοποιήσωμεν μίαν τῶν γνωστῶν μεθόδων τῆς Ἀλγέβρας καὶ νὰ εὐρωμεν τὰς τιμὰς τῶν x καὶ y . Ἡ πείρα ὁμως δεικνύει, εἰς τὴν περίπτωσιν μάλιστα αὐτήν, καθ' ἣν ὑπάρχει συμμετρία

εἰς τὴν ὀρίζουσαν τῶν συντελεστῶν τῶν ἀγνώστων, νὰ ἀκολουθήσωμεν ὀρισμένην πορείαν ὥστε νὰ καταλήξωμεν ταχέως εἰς τὸν ὑπολογισμὸν τῶν τιμῶν τῶν ἀγνώστων. Ἐὰν λοιπόν, ὅπως ἐκάμαμεν εἰς προηγούμενον παράδειγμα, **πολλαπλασιάσωμεν τὴν α΄. τῶν ὡς ἄνω κανονικῶν ἐξισώσεων ἐπὶ τὸν λόγον : τοῦ συντελεστοῦ τοῦ y τῆς α΄. ἐξισώσεως διὰ τοῦ συντελεστοῦ τοῦ x τῆς ἰδίας ἐξισώσεως μὲ ἀντί-**

θετον σημεῖον λαμβανόμενον, ἦτοι ἐπὶ $-\frac{[\alpha\beta]}{[\alpha\alpha]}$ καὶ τὴν οὕτω προκύπτουσαν ἐξίσωσιν τὴν προσθέσωμεν εἰς τὴν β΄. τῶν ἐξισώσεων τοῦ συστήματος, τότε θὰ ἔχωμεν :

$$y = - \frac{[\beta\tau] - \frac{[\alpha\beta]}{[\alpha\alpha]} [\alpha\tau]}{[\beta\beta] - \frac{[\alpha\beta]}{[\alpha\alpha]} [\alpha\beta]}$$

Εἰς τὴν παράστασιν αὐτὴν βλέπομεν ὅτι, τόσον εἰς τὸν ἀριθμητὴν ὅσον καὶ εἰς τὸν παρονομαστήν, οἱ δύο λόγοι εἶναι οἱ αὐτοὶ καὶ τὰ ἄλλα ἀθροίσματα διαφέρουν μεταξύ τῶν μόνων ὡς πρὸς ὀρισμένα γράμματα. Δυνάμεθα δὲ νὰ θέσωμεν :

$$[\beta\tau] - \frac{[\alpha\beta]}{[\alpha\alpha]} [\alpha\tau] \quad \text{τὸ σύμβολον:} \quad [\beta\tau.1]$$

$$[\beta\beta] - \frac{[\alpha\beta]}{[\alpha\alpha]} [\alpha\beta] \quad \gg \quad \gg \quad : \quad [\beta\beta.1]$$

Δηλαδή μὲ τὸ 1 παριστῶμεν τὰ δεύτερα μέλη τῶν ἀθροισμάτων, εὐκόλως δὲ φαίνεται ἡ ἀλλαγὴ τῶν ἄλλων γραμμάτων, ὁπότε λαμβάνομεν :

$$y = - \frac{[\beta\tau.1]}{[\beta\beta.1]}$$

Ἐὰν εἴχομεν νὰ εἴρωμεν τὴν τιμὴν ἑνὸς μόνου ἀγνώστου, τότε ἐκ τῆς $[\alpha\alpha] x + [\alpha\tau] = 0$, λαμβάνομεν :

$$x = - \frac{[\alpha\tau]}{[\alpha\alpha]}$$

Πολλαπλασιάζοντες εἰς τὴν ἰδίαν αὐτὴν περίπτωσιν τὰς ἐξισώσεις τῶν

σφαλμάτων αντιστοίχως ἐπὶ $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ καὶ προσθέτοντες λαμβάνομεν :

$$[\alpha\alpha]x + [\alpha t] = [\alpha\nu]$$

θέτοντες δὲ τὴν τιμὴν τοῦ x , εὐρίσκομεν : $[\alpha\nu] = 0$. (1)

Κατ' ἀνάλογον τρόπον ἐργαζόμεθα καὶ εἰς τὴν περίπτωσιν τῶν δύο ἀγνώστων, ὅτε λαμβάνομεν :

$$[\alpha\alpha]x + [\alpha\beta]y + [\alpha t] = [\alpha\nu] = 0$$

$$[\beta\beta]y + [\alpha\beta]x + [\beta t] = [\beta\nu] = 0.$$

Ἐὰν ἤδη ἔχωμεν κανονικὸν σύστημα μὲ τρεῖς ἀγνώστους, ἦτοι τό:

$$[\alpha\alpha]x + [\alpha\beta]y + [\alpha\gamma]z + [\alpha t] = 0$$

$$[\alpha\beta]x + [\beta\beta]y + [\beta\gamma]z + [\beta t] = 0$$

$$[\alpha\gamma]x + [\beta\gamma]y + [\gamma\gamma]z + [\gamma t] = 0$$

ἐργαζόμενοι κατ' ἀνάλογον τρόπον, καὶ εἰσάγοντες τὸν συμβολισμόν :

$$[\gamma t.1] - \frac{[\beta\gamma.1]}{[\beta\beta.1]} [\beta t.1] = [\gamma t.2]$$

εὐρίσκομεν :

$$z = - \frac{[\gamma t.2]}{[\gamma\gamma.2]} \quad \text{καὶ} \quad [\gamma\nu] = 0.$$

Διὰ τῶν διαδοχικῶν αὐτῶν ἀπαλοιφῶν, εὐρίσκομεν καὶ γενικώτερον τὰς τιμὰς τῶν x_1, x_2, x_3, \dots ἐξ ἰσαριθμῶν κανονικῶν ἐξισώσεων, ὥστε νὰ δυνάμεθα συνοπτικῶς νὰ γράψωμεν διὰ τὰς διαφορὰς περιπτώσεις :

1ον) Ἐνὸς ἀγνώστου : $x_1 = - \frac{[\alpha t]}{[\alpha\alpha]} \quad \text{καὶ} \quad [\alpha\nu] = 0$

2ον) Δύο ἀγνώστων : $x_2 = - \frac{[\beta t.1]}{[\beta\beta.1]} \quad \text{καὶ} \quad \begin{matrix} [\alpha\nu] = 0 \\ [\beta\nu] = 0 \end{matrix}$

3ον) Τριῶν ἀγνώστων : $x_3 = - \frac{[\gamma t.2]}{[\gamma\gamma.2]}, \quad \text{καὶ} \quad \begin{matrix} [\alpha\nu] = 0 \\ [\beta\nu] = 0 \\ [\gamma\nu] = 0 \end{matrix}$

Καὶ ν ἀγνώστων : $x_\nu = - \frac{[\theta t (\nu-1)]}{[\theta\theta.(\nu-1)]} \quad \text{καὶ} \quad \begin{matrix} [\alpha\nu] = 0 \\ [\beta\nu] = 0 \\ \vdots \\ [\theta\nu] = 0 \end{matrix}$

Τοὺς τύπους τούτους ἔδωσεν ὁ Gauss. Μὲ κατάλληλον δὲ διάταξιν τῶν σχετικῶν πράξεων, δυνάμεθα νὰ ἐξοικονομοῦμεν χρόνον κατὰ τοὺς ὑπολογισμούς.

(1) Δυνάμεθα νὰ κάμωμεν ἀναλόγους σκέψεις μὲ τὰς τῆς ὑποσημειώσεως τῆς σελ. 69.

ΚΕΦΑΛΑΙΟΝ Ζ'.

ΓΕΝΙΚΕΥΣΙΣ ΕΝΝΟΙΩΝ ΚΑΙ ΤΥΠΩΝ

Γενίκευσις τοῦ τύπου τοῦ μέσου σφάλματος.

Όταν χρησιμοποιοῦμεν τὴν μέθοδον τῶν ἐλαχίστων τετραγῶνων ἐπὶ ἐμμέσων παρατηρήσεων, ἐμφανίζονται ὅπως εἶδομεν ἐκτὸς τῶν πιθανῶν σφαλμάτων v τῶν ἀπ' εὐθείας παρατηρήσεων, καὶ ἔμμεσα σφάλματα ἢ ἀσυμφωνίαι W , εἰς τὰ μεγέθη τὰ ὁποῖα προσδιορίζονται δι' ὑπολογισμοῦ. Κατὰ συνέπειαν, πρέπει ἐνταῦθα νὰ διακρίνωμεν δύο μέτρα ἐκτιμήσεως τῶν παρατηρήσεων καὶ δὴ: τὸ μέσον σφάλμα τῶν παρατηρουμένων μεγεθῶν καὶ τὸ μέσον σφάλμα τῶν ὑπολογιζομένων μεγεθῶν.

Περὶ τοῦ μέσου σφάλματος τῶν παρατηρουμένων ἀπ' εὐθείας μεγεθῶν ἔγινεν ἤδη λόγος καὶ κυρίως ἐξητάσθη ἡ περίπτωσις κατὰ τὴν ὁποίαν ἡ ἀγνωστος τιμὴ εἶναι μία—ὅταν πρόκειται ἐν γένει περὶ ἀριθμητικοῦ μέσου. Ἀλλὰ καθίσταται φανερόν ὅτι εἶναι ἀναγκαῖα μία ἐπέκτασις τοῦ τύπου ἐκείνου τοῦ μέσου σφάλματος τῶν παρατηρουμένων μεγεθῶν. Διότι, ἂν ἀναλογισθῶμεν ὅτι αἱ τιμαὶ τῶν x, y, z, \dots αἰτίως προσδιορίζονται ἐκ τῶν κανονικῶν ἐξισώσεων (62) ἢ (62') μᾶς βοηθοῦν εἰς τὸ νὰ προσδιορίσωμεν ἐξ ὑστέρου, ἐκ τῶν ἐξισώσεων τῶν σφαλμάτων (59), τὰ v_1, v_2, \dots, v_n , τότε ἐννοοῦμεν τὴν ἀκόλουθον ἀλήθειαν. Ὅτι δηλαδή, τὰ ἐμφανιζόμενα σφάλματά v , κατὰ τὰς ἀπ' εὐθείας μετρήσεις T , ἐπιδρῶν εἰς τὴν εὐρεσιν τῶν ἀγνώστων x, y, z, \dots , οὕτως ὥστε, ὅσον μικρότερα εἶναι ταῦτα, τόσοσιν ἀκριβέστερα εἶναι αἱ τιμαὶ τῶν ἀγνώστων. Ἐξ αὐτῶν δὲ ἐκλέγομεν ἐκεῖνα διὰ τὰ ὁποῖα ἰσχύει: $[v] = \text{ἐλάχιστον}$.

Ζητοῦμεν δηλαδή, νὰ εὐρωμεν τὸν γενικὸν τύπον ὅστις μᾶς δίδει τὸ μέσον σφάλμα τῶν παρατηρουμένων μεγεθῶν T , συναρτήσῃ τῶν διορθώσεων v αἱ ὁποῖαι παρουσιάζονται κατὰ τὴν ἐκτέλεσιν τῶν παρατηρήσεων αὐτῶν.

Ὡς γνωστόν, εἰς τὴν μερικὴν περίπτωσιν καθ' ἣν πρόκειται περὶ

προσδιορισμοῦ, ἐκ π ἐξισώσεων, ἑνὸς μόνον ἀγνώστου x , δηλαδή ὅταν δίδονται αἱ ἐξισώσεις τῶν σφαλμάτων :

$$a_i x + t_i - v_i = 0 \quad (i=1, 2, \dots, 4)$$

τότε, ἂν ἀντὶ τῶν $a_i x$ θέσωμεν τὸ T , ὁ τύπος |

$$m^2 = \frac{[uv]}{n-1}$$

δίδει τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρήσεως. Ἐὰν ὁμως ἔχωμεν γενικώτερον τὴν περίπτωσιν π ἐξισώσεων τῶν σφαλμάτων αἱ ὁποῖαι περιέχουν v ἀγνώστους, ποῖος τύπος δίδει τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς τοιαύτης παρατηρήσεως :

Λέγομεν ὅτι εἰς τὴν γενικὴν αὐτὴν περίπτωσιν τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρήσεως δίδεται ὑπὸ τοῦ τύπου :

$$m^2 = \frac{[uv]}{n-v} \quad (66)$$

ὅπου $n-v$ εἶναι ὁ ἀριθμὸς τῶν μὴ ἀνεξαρτήτων πρὸς ἀλλήλας ἐξισώσεων τῶν σφαλμάτων.

Ἐν πρώτοις παρατηροῦμεν ὅτι διὰ νὰ ἔχη πρακτικὸν νόημα ἡ ἐφαρμογὴ τῆς ἀρχῆς τῆς ἰσοσταθμίσεως, εἶναι ἀνάγκη νὰ ἰσχύη πάντοτε ἡ σχέση :

$$n > v \quad (67)$$

Διότι ἂν τὸ $n < v$, τότε προφανῶς οἱ ἀγνοστοὶ x, y, z, \dots εἶναι περισσότεροι τῶν ἐξισώσεων τῶν σφαλμάτων καὶ ἐπομένως τὸ πρόβλημα εἶναι ἀπροσδιόριστον. Ἐὰν πάλιν $n=v$, προσδιορίζονται μὲν ὅλοι οἱ ἀγνοστοὶ x, y, z, \dots , ἀλλὰ τὰ ἐξαγόμενα αὐτὰ στεροῦνται τῆς ἀκριβείας ἐκείνης τὴν ὁποίαν ἐπιδιώκομεν εἰς τοιαύτας περιπτώσεις.

Πρέπει λοιπὸν νὰ ἰσχύη ἡ (67) διὰ νὰ ἔχη ἐνταῦθα νόημα καὶ πρακτικὸν περιεχόμενον ἡ ἀρχὴ τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων. Διότι ἐὰν $n > v$, ἐκ τῶν κανονικῶν ἐξισώσεων, αἱ ὁποῖαι πάντοτε σχηματίζονται, προσδιορίζονται τὰ σφάλματα v_1, v_2, \dots, v_n καὶ ὅταν ὁ ἀριθμὸς n τῶν παρατηρήσεων αὐξάνη καὶ τείνη εἰς τὸ ἄπειρον, τότε τὸ μέσον σφάλμα πλησιάζει τὸ ἀληθὲς σφάλμα.

Ἐκ τῶν ἀνωτέρω καθίσταται φανερὸν ὅτι τὸ μέσον σφάλμα τῶν παρατηρήσεων θὰ εἶναι μίᾳ συνάρτησις τῆς μορφῆς :

$$m = \sigma ([uv], n, v)$$

διὰ τὴν ὁποίαν θὰ ἰσχύουν οἱ ὡς ἄνω διατυπωθέντες περιορισμοὶ καὶ ἐπὶ πλέον θὰ περιλαβάνη ὡς μερικὴν περίπτωσιν καὶ τὸν μέχρι τοῦδε χρησιμοποιηθέντα τύπον τοῦ μέσου σφαλματος.



Πράγματι ο τύπος:

$$m^2 = \frac{[uv]}{n-v}$$

πληροῖ ὅλας τὰς ζητούμενας ἀπαιτήσεις. Διότι οὗτος μᾶς δίδει :

1) Διὰ $v=1$: $m^2 = \frac{[uv]}{n-1}$

ἦτοι, τὸν χρησιμοποιηθέντα ἤδη τύπον.

2) Διὰ $n > v$ $m^2 = \frac{[uv]}{\text{ἀρνητ.}}$ = ἀρνητικός.

Δηλαδή τὸ m = φανταστικόν.

3) Διὰ $n=v$, θὰ εἶναι καί : $v_1 = v_2 = \dots = v_n = 0$

$$m^2 = \frac{[uv]}{n-v} = \frac{0}{0} = \text{ἀπροσδιόριστον.}$$

Παῖγμα τὸ ὁποῖον μαρτυρεῖ ὅτι ὁ μηδενισμὸς τῶν v_1, v_2, \dots, v_n εἶναι φαινομενικὸς καὶ δὲν φανερώνει ἀκριβείαν τῶν μετρήσεων.

4) Ὃταν $n > v$, ἔχομεν: $m^2 = \frac{[uv]}{\text{θετ.}}$

Ἐπομένως τὸ m εἶναι πάντοτε πραγματικὸς ἀριθμὸς. Ὅσον δὲ ὁ ἀριθμὸς n τῶν παρατηρήσεων αὐξάνει, τόσον καὶ ὁ ἀριθμὸς τῶν v αὐξάνει καὶ κατὰ συνέπειαν ὁ προσδιορισμὸς τοῦ m εἶναι ἀσφαλέστερος.

Μέσον σφάλμα καὶ βάρος τῶν ὑπολογιζομένων ἀγνώστων.

Προκειμένου νὰ εὐρωμεν τὸ μέσον σφάλμα τῶν υπολογιζομένων ἀγνώστων x, y, z, \dots ἀρκεῖ νὰ σκεφθῶμεν ὅτι τὰ v_1, v_2, \dots, v_n τῶν ἀμέσων παρατηρήσεων T_1, T_2, \dots, T_n , ἐπιδρῶν ἐπ' αὐτῶν ἐμμέσως, εἰς τρόπον ὥστε ἐπιφέρουν μίαν ἀπόκλισιν ἐκ τῶν ἀληθῶν τιμῶν αὐτῶν. Ἐπομένως, τὸ μέσον σφάλμα m τῶν x, y, z, \dots ἐξαρτᾶται ἐκ τῶν μέσων σφαλμάτων m_n τῶν παρατηρήσεων, δηλαδή ἐκ τῶν διορθώσεων v τῶν ἀπ' εὐθείας μετρήσεων T .

Ἐὰν ὑποθέσωμεν χάριν ἀπλότητος ὅτι ἡ ἀγνώστος x ἐξαρτᾶται ἐκ T_1, T_2, \dots, T_n μετρήσεων μὲ μέσα σφάλματα m_1, m_2, \dots, m_n . Ἦτοι:

$$x = \sigma (T_1, T_2, \dots, T_n) \quad (68)$$

Ἐὰν τὰ ἀληθῆ σφάλματα ἦσαν $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n$, τότε τὸ ἀληθὲς σφάλμα E τὸ ὁποῖον θὰ παρουσιάζετο εἰς τὴν x , θὰ δίδεται ὑπὸ τῆς διαφορᾶς:

$$E = \sigma (T_1 \pm \epsilon_1, T_2 \pm \epsilon_2, \dots, T_n \pm \epsilon_n) - \sigma (T_1, T_2, \dots, T_n).$$

Ἐάν τὸν μειωτέον τῆς διαφορᾶς αὐτῆς τὸν ἀναπτύξωμεν κατὰ τὸν τύπον τοῦ Taylor καὶ ὑποθέσωμεν ὅτι τὰ ε εἶναι πολὺ μικρά, ὥστε νὰ δυνάμεθα νὰ παραλείψωμεν τὰς δυνάμεις ἀνωτέρας τάξεως, τότε ὁ τύπος :

$$E = \pm \frac{\partial \sigma}{\partial T_1} \varepsilon_1 \pm \frac{\partial \sigma}{\partial T_2} \varepsilon_2 \pm \dots \pm \frac{\partial \sigma}{\partial T_n} \varepsilon_n \quad (69)$$

μᾶς δίδει τὸ ἀληθὲς σφάλμα τοῦ ὑπολογιζομένου μεγέθους x . Θετόντες :

$$\frac{\partial \sigma}{\partial T_1} = t_1, \dots, \frac{\partial \sigma}{\partial T_n} = t_n \quad (70)$$

ὁ (69) γίνεται :

$$E = \pm t_1 \varepsilon_1 \pm t_2 \varepsilon_2 \pm \dots \pm t_n \varepsilon_n \quad (69')$$

Ἐνταῦθα ὅμως μᾶς δίδονται τὰ μέσα σφάλματα τῶν T_1, T_2, \dots, T_n ἦτοι τὰ m_1, m_2, \dots, m_n . Δυνάμεθα δέ, συμφώνως πρὸς τὰ προηγουμένως λεχθέντα, νὰ θέσωμεν κατὰ προσέγγισιν ὡς μέσον σφάλμα m_x τοῦ ὑπολογιζομένου μεγέθους x , τὴν σχέσιν :

$$\begin{aligned} m_x^2 &= \frac{[E E]}{n} = t_1^2 \frac{[\varepsilon_1 \varepsilon_1]}{n} + t_2^2 \frac{[\varepsilon_2 \varepsilon_2]}{n} + \dots = \\ &= t_1^2 m_1^2 + t_2^2 m_2^2 + \dots + t_n^2 m_n^2 = [t^2 m^2] \end{aligned} \quad (71)$$

καὶ ἔαν μ εἶναι τὸ μέσον σφάλμα τῆς μονάδος βάρους, θὰ ἔχωμεν :

$$\frac{1}{P_x} = \frac{m^2}{\mu^2} = \frac{m_1^2}{\mu^2} t_1^2 + \dots + \frac{m_n^2}{\mu^2} t_n^2 \quad (72)$$

ἔαν δὲ εἰσαγάγωμεν τὰ βάρη p καὶ λάβωμεν ὑπ' ὄψιν τὴν (24), ἡ (72) γίνεται :

$$\frac{1}{P_x} = \frac{t_1^2}{p_1} + \frac{t_2^2}{p_2} + \dots = \left[\frac{tt}{p} \right] \quad (73)$$

Μέσον σφάλμα μονάδος βάρους. Ἐξισώσεις τῶν βαρῶν.

Γενικώτερον, ὅταν ἔχωμεν νὰ ἰσοσταθμίσωμεν παρατηρήσεις διαφοροῦ ἀκριβείας, τότε καταλήγομεν εἰς κανονικὸν σύστημα τῆς μορφῆς (62) καὶ τὸ μέσον σφάλμα τῆς μονάδος βάρους θὰ εἶναι :

$$\mu^2 = \frac{[p\nu\nu]}{n-\nu} \quad (74)$$

Ἐάν ἤδη ὑποθεθῆ, ὅτι αἱ ἐξισώσεις τῶν σφαλμάτων περιέχουν δύο ἀγνώστους, θὰ ἔχωμεν τὸ κανονικὸν σύστημα :

$$\begin{aligned} [p\alpha\alpha] x + [p\alpha\beta] y + [p\alpha t] &= 0 \\ [p\alpha\beta] x + [p\beta\beta] y + [p\beta t] &= 0 \end{aligned} \quad (75)$$

Διὰ γὰρ εὐρωμεν δὲ τὸ μέσον σφάλμα τοῦ μεγέθους x , πρέπει νὰ εὐρωμεν μίαν σχέσιν μεταξύ τῶν παρατηρήσεων καὶ τοῦ μεγέθους τὸ ὁποῖον πρόκειται νὰ ὑπολογίσωμεν. Πρὸς τὸν σκοπὸν αὐτόν, πολλαπλασιάζομεν τὴν πρώτην τῶν (75) ἐπὶ μίαν, προσωρινῶς ἄγνωστον, ἀλλὰ σταθερὰν ποσότητα Q_{11} καὶ τὴν δευτέραν ἐπὶ Q_{12} —καλουμένας *συντελεστὰς βάρους*—καὶ τὰς προσθέτομεν :

$$\begin{aligned} ([\rho\alpha\alpha] Q_{11} + [\rho\alpha\beta] Q_{12}) x + ([\rho\alpha\beta] Q_{11} + [\rho\beta\beta] Q_{12}) y = \\ = - ([\rho\alpha\tau] Q_{11} + [\rho\beta\tau] Q_{12}) \end{aligned}$$

Πρὸς προσδιορισμὸν τῶν Q θέτομεν :

$$\left. \begin{aligned} [\rho\alpha\alpha] Q_{11} + [\rho\alpha\beta] Q_{12} &= 1 \\ [\rho\alpha\beta] Q_{11} + [\rho\beta\beta] Q_{12} &= 0 \end{aligned} \right\} \quad (76)$$

Ἐξ αὐτῶν ὁρίζονται τὰ Q_{11} καὶ Q_{12} καὶ ἀκόμη αἱ σχέσεις αὗται δίδουν τὴν ζητουμένην ἐξίσωσιν μεταξύ x καὶ τῶν παρατηρηθέντων μεγεθῶν, τὰ ὁποῖα περιέχονται εἰς τὴν t (*). Δηλαδή ἔχομεν :

$$x = - [\rho\alpha\tau] Q_{11} - [\rho\beta\tau] Q_{12}$$

Ἀντιστοίχως ἐργαζόμενοι διὰ τὸ μέσον σφάλμα τοῦ μεγέθους y εὐρίσκομεν :

$$\left. \begin{aligned} [\rho\alpha\alpha] Q_{21} + [\rho\alpha\beta] Q_{22} &= 0 \\ [\rho\alpha\beta] Q_{21} + [\rho\beta\beta] Q_{22} &= 1 \end{aligned} \right\} \quad (76')$$

Ἄν εἴχομεν τρεῖς κανονικὰς ἐξισώσεις θὰ τὰς ἐξισώναμεν διαδοχικῶς διὰ τῶν 1,0,0· 0,1,0· καὶ 0,0,1.

Αἱ σχέσεις (76) καὶ (76'), λέγονται *ἐξισώσεις τῶν βαρῶν ἢ τῶν ἀντιστρόφων βαρῶν*, ἀντιστοιχοῦσαι εἰς τὸ σύστημα (75).

Ἐὰν εἰς τὰ ἐξισώσεις τῶν βαρῶν ἐφαρμόσωμεν τὸν νόμον τῆς μεταδόσεως τοῦ σφάλματος, ἐὰν δηλαδή ἐργασθῶμεν μὲ τὴν βοήθειαν τῶν *συντελεστῶν βάρους*, λαμβάνομεν τὸ μέσον σφάλμα τῆς πιθανότητος *τιμῆς τῶν ἀγνώστων*, ἦτοι :

$$m_x = \mu \sqrt{Q_{11}} \quad \text{καὶ} \quad m_y = \mu \sqrt{Q_{22}}$$

Ἐπειδὴ δὲ ἔχομεν ἐκ τοῦ τύπου (72) τὴν σχέσιν :

$$m_x^2 = \mu^2 \frac{1}{\rho_x}$$

δι' αὐτὸ τὰ βοηθητικὰ μεγέθη Q ὀνομάζονται *ἀντίστροφα βάρη*.

(*) Διότι, ὡς γνωστόν, $t_i = T_i - f_i (X_0, Y_0, Z_0, \dots)$.

Πορεία έργασίας.



Συνοψίζοντες όλα όσα ελέχθησαν ανωτέρω περί της ισοσταθμίσεως σειράς έμμέσων παρατηρήσεων, δυνάμεθα να δώσωμεν τὸ ἀκόλουθον διάγραμμα πορείας τῆς δλης ἐργασίας.

α') Ἐὰν αἱ ἐξισώσεις τῶν σφαλμάτων δὲν δίδονται ὑπὸ γραμμικῆν μορφήν, τὰς φέρομεν εἰς τὴν τοιαύτην μορφήν. Πρὸς τοῦτο εἰσάγομεν τὰς ἀπειροστὰς διορθώσεις x, y, z, \dots , οὕτως ὥστε νὰ δυνάμεθα νὰ κάμωμεν χρῆσιν τοῦ ἀναπτύγματος τοῦ Taylor, ὁπότε ἔχομεν τὰς ἐξισώσεις ταύτας ὑπὸ τὴν μορφήν :

$$ax + by + cz + \dots - t = u.$$

2) Ἐκ τούτων, σχηματίζομεν τὰς κανονικὰς ἐξισώσεις :

$$[ραα]x + [ραβ]y + [ραγ]z + \dots - [ρατ] = 0$$

ἀφοῦ ὑπολογίσωμεν τὰ : $[ραα], [ραβ], \dots$

3) Λύομεν τὰς κανονικὰς ἐξισώσεις καὶ εὐρίσκομεν τὰς τιμὰς τῶν ἀγνώστων x, y, z, \dots καὶ ἐξ αὐτῶν τὰς : $X = X_0 + x, Y = Y_0 + y, \dots$

4) Ὑπολογίζομεν ἀκολούθως τὰ ἀθροίσματα $[νυ]$ καὶ ἀντιστοίχως $[ρνυ]$ ἐκ τῶν ἐξισώσεων τῶν σφαλμάτων καὶ ἐκτελοῦμεν τὰς δοκιμὰς :

$$[νυ] = [ττ] + [ατ]x + [βτ]y + [γτ]z + \dots$$

καὶ ἀντιστοίχως :

$$[ρνυ] = [ρττ] + [ρατ]x + [ρβτ]y + [ργτ]z + \dots$$

5) Ἐν συνεχείᾳ ὑπολογίζομεν τὰ μέσα σφάλματα :

$$m^2 = \frac{[νυ]}{n-v} \quad \text{καὶ} \quad \mu^2 = \frac{[ρνυ]}{n-v}$$

6) Σχηματίζομεν τὰς ἐξισώσεις τῶν βαρῶν :

$$[ραα]Q_{11} + [ραβ]Q_{12} + \dots = 1$$

καὶ ἐξ αὐτῶν εὐρίσκομεν τοὺς συντελεστὰς βαρῶν Q_{11}, Q_{12}, \dots καὶ κάμνομεν τὴν δοκιμὴν : $Q_{κλ} = Q_{λκ}$ καὶ

7) Προσδιορίζομεν τὰ μέσα σφάλματα τῶν δι' ὑπολογισμοῦ προκύπτόντων μεγεθῶν. Ἦτοι :

$$m^2_x = \mu^2 Q_{11}, \quad m^2_y = \mu^2 Q_{22}, \quad m^2_z = \mu^2 Q_{33}, \dots$$

Παράδειγμα 1ον. Ἐστω ὅτι ἐμετρήθη 11κις ἀπὸ τοῦ Νοεμβρίου 1949 ἕως Σεπτεμβρίου 1950 ἡ ὀριζόντιος κάμψις ἑνὸς μεσημβρινοῦ τηλεσκοπίου διὰ παρατηρήσεως ἀστέρων ἐξ ἀνακλάσεως καὶ εὐρέθησαν τὰ ἀκόλουθα ἐξαγόμενα, ἐκπεφρασμένά εἰς δευτερόλεπτα τόξου :

Ἡμερομηνία	Θερμοκρ. Κελσ.	Παρατ. τιμή	Ἐξισ. συνθηκῶν
1949 Νοεμ. 18	— 0 ^ο ,6	0'',39	$x - 0,6y = 0'',39$
Δεκ. 13	— 5,4	0,37	$x - 5,4y = 0,37$
1950 Φεβ. 6	+ 1,2	0,21	$x + 1,2y = 0,21$
Μαρτ. 27	+ 4,4	0,60	$x + 4,4y = 0,60$
Ἀπρ. 30	+ 9,3	0,70	$x + 9,3y = 0,70$
Μαΐου 29	+11,1	0,71	$x + 11,1y = 0,71$
Ἰουν. 12	+16,3	0,63	$x + 16,2y = 0,63$
Ἰουν. 29	+20,4	1,12	$x + 20,4y = 1,12$
Αὐγ. 15	+15,5	1,32	$x + 15,5y = 1,32$
Αὐγ. 28	+19,0	1,13	$x + 19,0y = 1,13$
Σεπτ. 13	+14 ^ο ,1	1'',41	$x + 14,1y = 1'',41$

Ζητεῖται ἡ τιμὴ τῆς κάμψευς εἰς θερμοκρασίαν 0^ο, ἢ μεταβολὴ αὐτῆς ἀνὰ 1^ο καὶ τὰ μέσα σφάλματα μ_x καὶ μ_y .

Μία σύντομος καὶ ἐπιφανειακὴ σύγκρισις τῶν ὡς ἄνω θερμοκρασιῶν δεικνύει ὅτι αἱ ἀντίστοιχοι τιμαὶ τῆς κάμψευς ἐπιρροεάζονται ἀπὸ τὴν θερμοκρασίαν. Ἐὰν διὰ τοῦ x παραστήσωμεν τὴν κάμψιν εἰς 0^ο καὶ διὰ τοῦ y τὴν μεταβολὴν τῆς κάμψευς ἀνὰ 1^ο, τότε σχηματίζομεν τὰς ὡς ἄνω ἐξισώσεις τῶν συνθηκῶν, δεχόμενοι ὅτι ὑπάρχει γραμμικὴ σχέσηις μεταξὺ τῶν δύο μεταβλητῶν. Ἐκ τούτων ἔχομεν τὰς δύο κανονικὰς ἐξισώσεις:

$$11,00x + 105,30y = +8,59$$

$$105,30x + 1741,93y = +109,98.$$

Ἡ λύσις τοῦ συστήματος δίδει τὰς τιμὰς:

$$m^2 = 0,07$$

$$x = +0'',419 \pm 0'',123$$

$$Q_{11} = 0,22$$

$$y = +0'',030 \pm 0'',010$$

$$Q_{22} = 0,0014.$$

Ὁ συντελεστὴς y ἔχει τιμὴν 4πλασίαν τοῦ μέσου σφάλματός του καὶ ἐπομένως εἶναι αὕτη ἀξιόπιστος, ἢ δὲ κάμψις ἔχει τιμὴν 0'',4 εἰς 0^ο καὶ αὐξάνει ἀνὰ 1^ο κατὰ 0'',038.

Τὰ μέσα σφάλματα μ_x , μ_y , τῶν δύο ἀγνώστων, συμφώνως πρὸς τοὺς τύπους $\mu^2_x = m^2 Q_{11}$, $\mu^2_y = m^2 Q_{22}$

$$\text{εἶναι: } \mu^2_x = 0,0154 \text{ καὶ } \mu^2_y = 0,0001.$$

Παράδειγμα 2ον. «Έστω ότι δίδονται αἱ γραμμικαὶ συναρτήσεις :

$$x - y + 2z = V_1$$

$$3x + 2y - 5z = V_2$$

$$4x + y + 4z = V_3$$

$$-x + 3y + 3z = V_4$$

καὶ ὅτι διὰ τῶν παρατηρήσεων τῶν V_1, V_2, V_3, V_4 εὐρέθησαν αἱ τιμαὶ $T_1=3, T_2=5, T_3=21, T_4=14$.

Ζητοῦνται τὰ βάρη p_x, p_y, p_z καθὼς καὶ τιμαὶ τῶν x, y, z .

Ἐκ τῶν ἀνωτέρω θὰ ἔχωμεν τὰς ἐξισώσεις τῶν συνθηκῶν :

$$F_1: x - y + 2z - 3 = 0$$

$$F_2: 3x + 2y - 5z - 5 = 0$$

$$F_3: 4x + y + 4z - 21 = 0$$

$$F_4: -x + 3y + 3z - 14 = 0$$

Διὰ τὰ εὐρωμεν τὴν πρώτην τῶν κανονικῶν ἐξισώσεων, πολλαπλασιάζομεν τὰς ὡς ἄνω ἐξισώσεις ἀντιστοίχως ἐπὶ 1, 3, 4 καὶ -1, δηλαδή ἐπὶ τὰς τιὰς τῶν :

$$\frac{\partial F_1}{\partial x}, \frac{\partial F_2}{\partial x}, \frac{\partial F_3}{\partial x} \text{ καὶ } \frac{\partial F_4}{\partial x}$$

ὁπότε λαμβάνομεν :

$$x - y + 2z - 3 = 0$$

$$9x + 6y - 15z - 15 = 0$$

$$16x + 4y + 16z - 84 = 0$$

$$x - 3y - 3z + 14 = 0$$

ταύτας προσθέτομεν κατὰ μέλη καὶ εὐρίσκομεν :

$$27x + 6y - 0 - 88 = 0,$$

διότι $[aa]=27, [ab]=6, [ay]=0$ καὶ $[at]=88$.

Ἐργαζόμενοι καθ' ὅμοιον τρόπον ἔχομεν τὴν δευτέραν κανονικὴν ἔξισωσιν :

$$6x + 15y + z - 70 = 0$$

διότι $[\alpha\beta]=6$, $[\beta\beta]=15$, $[\beta\gamma]=1$ καὶ $[\beta\delta]=-70$. Καὶ τέλος τὴν :

$$0 + y + 54z - 107 = 0$$

Ἐξ αὐτῶν σχηματίζομεν τὰς ἔξισώσεις τῶν βαρῶν.

Διὰ τὸ x ἔχομεν :

$$27Q_{11} + 6Q_{12} = 1$$

$$6Q_{11} + 15Q_{12} + Q_{13} = 0$$

$$Q_{12} + 54Q_{13} = 0.$$

Διὰ κανονικῆς ἀπαλοιφῆς εὐρίσκομεν :

$$Q_{11} = \frac{809}{19899} \quad \text{καὶ} \quad p_x = \frac{19899}{809} = 24,597.$$

Διὰ τὸ y :

$$27Q_{11} + 6Q_{12} = 0$$

$$6Q_{11} + 15Q_{12} + Q_{13} = 1$$

$$Q_{12} + 54Q_{13} = 0$$

ἔξ οὗ :

$$Q_{13} = \frac{54}{737} \quad \text{καὶ} \quad p_y = \frac{737}{54} = 13,648.$$

Διὰ τὸ z :

$$27Q_{11} + 6Q_{12} = 0$$

$$6Q_{11} + 15Q_{12} + Q_{13} = 0$$

$$Q_{12} + 54Q_{13} = 1$$

ἔξ οὗ :

$$Q_{13} = \frac{41}{2211} \quad \text{καὶ} \quad p_z = \frac{2211}{41} = 53,927.$$

Διά να εὑρωμεν τὰ x, y, z δυνάμεθα νὰ γρησιμοποιήσωμεν μίαν ἐκ τῶν γνωστῶν μεθόδων.

Διά νὰ ἀπαλείψωμεν π.χ. τὸ x ἀπὸ τὰς κανονικὰς ἐξισώσεις :

$$A : 27x + 6y - 88 = 0$$

$$B : 6x + 15y + z - 70 = 0$$

$$\Gamma : y + 54z - 107 = 0$$

πολλαπλασιάζομεν τὴν A ἐπὶ $-\frac{6}{27}$ καὶ λαμβάνομεν

$$-6x - 1,33y + 19,55 = 0.$$

* Ἄν αὐτὴν τὴν προσθέσωμεν εἰς τὴν B δὴ ἔχομεν τὰς ἀπᾶς ἀναχθείσας κανονικὰς ἐξισώσεις :

$$B.1 : 13,67y + z - 50,45 = 0$$

$$\Gamma.1 : y + 54z - 107 = 0.$$

Πολλαπλασιάζομεν τὴν $B.1$ ἐπὶ $-\frac{1}{13,67}$ ὅτε ἔχομεν :

$$-y - 0,07z + 3,69 = 0$$

τὴν ὁποίαν προσθέτοντες εἰς τὴν $\Gamma.1$ λαμβάνομεν τὴν :

$$\Gamma.2 : 53,93z - 103,31 = 0.$$

* Ἐκ τῆς $\Gamma.2$ ἔχομεν :

$$z = \frac{103,31}{53,93} = 1,91$$

* Ἐκ τῆς B :

$$y = \frac{48,54}{13,67} = 3,55$$

* Ἐκ τῆς A :

$$x = \frac{47,86}{27} = 2,47$$

Παράδειγμα 3ον. Ζητοῦνται νὰ προσδιορισθοῦν αἱ διαφοραὶ τῶν ὀρθῶν ἀναφορῶν τῶν ἀστέρων A, B, Γ καὶ Δ ὅταν δίδονται, ἐκ παρατηρήσεων αἱ ἀκόλουθοι ἐξ διαφοραὶ



$$\begin{aligned} AB=0^{\omega} \quad 30^{\lambda} \quad 16^{\delta} &= T_1 \\ A\Gamma=0 \quad 42 \quad 42 &= T_2 \\ A\Delta=1 \quad 03 \quad 58 &= T_3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} B\Gamma=0^{\omega} \quad 12^{\lambda} \quad 37^{\delta} &= T_4 \\ B\Delta=0 \quad 33 \quad 40 &= T_5 \\ \Gamma\Delta=0 \quad 21 \quad 02 &= T_6 \end{aligned}$$

Πρὸς τοῦτο ἐκλέγομεν ὡς X_0, Y_0, Z_0 τὰς τιμὰς : T_1, T_4, T_6 καὶ σχηματίζομεν τὰς ἐξισώσεις τῶν σφαιμάτων :

$$\begin{aligned} t_1 + v_1 &= X & v_1 &= (X_0 - T_1) & + x &= 0^{\delta} + x \\ t_2 + v_2 &= X + Y & v_2 &= (X_0 + Y_0 - T_2) & + x + y &= 11 + x + y \\ t_3 + v_3 &= X + Y + Z & v_3 &= (X_0 + Y_0 + Z_0 - T_3) & + x + y + z &= -3 + x + y + z \\ t_4 + v_4 &= Y & v_4 &= (Y_0 - T_4) & + y &= 0 + y \\ t_5 + v_5 &= Y + Z & v_5 &= (Y_0 + Z_0 - T_5) & + y + z &= -1 + y + z \\ t_6 + v_6 &= Z & v_6 &= (Z_0 - T_6) & + z &= 0 + z \end{aligned}$$

Ἐὰν διὰ τῶν α, β, γ παραστήσωμεν τοὺς συντελεστὰς τῶν x, y, z εἰς τὰς ὡς ἄνω ἐξισώσεις καὶ θέσωμεν :

$$\Sigma = \alpha + \beta + \gamma$$

ἔχομεν τὴν ἀκόλουθον διάταξιν τῶν συντελεστῶν :

	α	β	γ	Σ	t	$\alpha\alpha$	$\alpha\beta$	$\alpha\gamma$	$\alpha\Sigma$	αt	$\beta\beta$
1	+1	0	0	+1	0	+1	0	0	+1	0	0
2	+1	+1	0	+2	+11	+1	+1	0	+2	+11	+1
3	+1	+1	+1	+3	-3	+1	+1	+1	+3	-3	+1
4	0	+1	0	+1	0	0	0	0	0	0	+1
5	0	+1	+1	+2	-1	0	0	0	0	0	+1
6	0	0	+1	+1	0	0	0	0	0	0	0
	+3	+4	+3	+10	+7	+3	+2	+1	+6	+8	+4

	$\beta\gamma$	$\beta\Sigma$	βt	$\gamma\gamma$	$\gamma\Sigma$	γt	tt	$t\Sigma$
1	0	0	0	0	0	0	0	0
2	0	+2	+11	0	0	0	+121	+22
3	+1	+3	-3	+1	+3	-3	+9	-9
4	0	+1	0	0	0	0	0	0
5	+1	+2	-1	+1	+2	-1	+1	-2
6	0	0	0	+1	+1	0	0	0
	+2	+8	+7	+3	+6	-4	+131	+11

Λαμβάνομεν τὰς ἀκολουθούς κανονικὰς ἐξισώσεις :

$$3x + 2y + z + 8 = 0$$

$$2x + 4y + 2z + 7 = 0$$

$$x + 2y + 3z - 4 = 0$$

$$\text{*} \text{Άθροισμα: } 6x + 8y + 6z + 11 = 0$$

Πρὸς λύσιν αὐτοῦ χρησιμοποιοῦμεν τὴν μέθοδον τοῦ Gauss.

Πολλαπλασιάζομεν τὴν α'. ἐπὶ $-\frac{2}{3}$, κατόπιν ἐπὶ $-\frac{1}{3}$ καὶ τέλος ἐπὶ -2 , τὰς οὕτω δὲ προκυπτούσας ἐξισώσεις προσθέτομεν ἀντιστοίχως εἰς τὰς τρεῖς ὑπολοίπους, ὅποτε λαμβάνομεν τὸ ἀνηγμένον κανονικὸν σύστημα :

$$\frac{8}{3}y + \frac{4}{3}z + \frac{5}{3} = 0$$

$$\frac{4}{3}y + \frac{8}{3}z - \frac{20}{3} = 0$$

$$4y + 4z - 5 = 0$$

Τὴν α'. τῶν ἐξισώσεων τούτων τὴν πολλαπλασιάζομεν ἐπὶ $-\frac{1}{2}$, κατόπιν ἐπὶ $-\frac{3}{2}$ καὶ ταύτας προσθέτομεν ἀντιστοίχως εἰς τὰς ἄλλας δύο, ὅποτε τὸ σύστημα τῶν κανονικῶν ἐξισώσεων γίνεται :

$$\frac{6}{3}z - \frac{45}{6} = 0$$

$$2z - \frac{15}{2} = 0$$

Ἐκ τούτων δὲ εὐρίσκομεν : $z = +3^{\circ},75$.

Ἐὰν τὴν τιμὴν ταύτην θέσωμεν εἰς τὸ ἀμέσως ἀνωτέρω σύστημα, λαμβάνομεν : $y = -2^{\circ},50$, καὶ ἂν τὰς τιμὰς y καὶ z θέσωμεν εἰς τὸ μὴ ἀνηγμένον σύστημα τῶν κανονικῶν ἐξισώσεων, εὐρίσκομεν ὅτι $x = -2^{\circ},25$.

* Ἦδη ἐκ τῶν ἐξισώσεων τῶν σφαλμάτων εὐρίσκομεν τὰ $u_1, u_2,$

u_3, u_4, u_5, u_6 . Ἦτοι :

	v	uv
1	-2,25	5,06
2	+6,25	39,06
3	-4,00	16,00
4	-2,50	6,25
5	+0,25	0,07
6	+3,75	14,06
		[uv]=80,50

Δοκιμή :

$$[uv] = [7t] + [\alpha t]x + [\beta t]y + [\gamma t]z,$$

$$80,50 = 131,00 - 8 \times 2,25 - 7 \times 2,50 - 4 \times 3,75 = 80,50.$$

$$m^2 = \frac{[uv]}{n-v} = \frac{80,50}{6-3} = 26,83 \text{ και}$$

$$m = \pm 5^{\circ}, 18.$$

Αί τρεῖς ἐξισώσεις τοῦ συστήματος τῶν ἀντιστρόφων βαρῶν εἶναι :

$$\begin{aligned} 3Q_{11} + 2Q_{12} + Q_{13} &= 1 & 3Q_{21} + 2Q_{22} + Q_{23} &= 0 & 3Q_{31} + 2Q_{32} + Q_{33} &= 0 \\ 2Q_{11} + 4Q_{12} + 2Q_{13} &= 0 & 2Q_{21} + 4Q_{22} + 2Q_{23} &= 1 & 2Q_{31} + 4Q_{32} + 2Q_{33} &= 0 \\ Q_{11} + 2Q_{12} + 3Q_{13} &= 0 & Q_{21} + 2Q_{22} + 3Q_{23} &= 0 & Q_{31} + 2Q_{32} + 3Q_{33} &= 1 \end{aligned}$$

Λύοντες δὲ ταύτας, λαμβάνομεν :

$$\begin{aligned} Q_{11} &= +0,50 & Q_{21} &= -0,25 & Q_{31} &= 0,00 \\ Q_{12} &= -0,25 & Q_{22} &= +0,50 & Q_{32} &= -0,25 \\ Q_{13} &= 0,00 & Q_{23} &= -0,25 & Q_{33} &= +0,50 \end{aligned}$$

Δοκιμή :

$$Q_{12} = Q_{21}, \quad Q_{13} = Q_{31}, \quad Q_{23} = Q_{32}$$

Ἐπειδὴ δὲ αἱ παρατηρήσεις T_1, T_2, \dots, T_6 εἶναι ἰσοβαρεῖς, ἐπρεπεν ὄντως νὰ ἔχωμεν : $Q_{11} = Q_{22} = Q_{33}$, πρᾶγμα τὸ ὁποῖον καὶ συμβαίνει. Ἐχομεν ἀκόμη : $m^2 x = \mu^2 Q_{11} = 26,83 \times 0,50 = 13,42$ καὶ $m_x = \pm 3^{\circ}, 7$, ἀναλόγως δὲ καὶ : $m_y = m_z = \pm 3^{\circ}, 7$. Ἐπομένως αἱ πιθαναὶ τιμαὶ τῶν διαφορῶν τῶν ὀρθῶν ἀναφορῶν τῶν τεσσάρων ἀστέρων εἶναι :

$$\begin{aligned} X &= T_1 + x + m_x = 0^{\circ} 30' 13,8^{\circ} \pm 3,7^{\circ} \\ Y &= T_4 + y + m_y = 0 12 34,5 \pm 3,7 \\ Z &= T_6 + z + m_z = 0 21 5,8 \pm 3,7 \end{aligned}$$

ΣΥΝΟΠΤΙΚΟΣ ΠΙΝΑΞ ΤΩΝ ΤΥΠΩΝ ΤΩΝ ΣΧΕΤΙΖΟΜΕΝΩΝ

Παρατηρήσεις τῆς ἀκριβείας.

Δοῦν Ἀπλοῦν ἀριθμητικὸν μέσον.

Ἐξισ. τῶν σφαλμάτων	σφάλμ.	τετραγ.
$T=t_1+v_1$	v_1	$v_1 v_1$
$T=t_2+v_2$	v_2	$v_2 v_2$
.....
$T_n=t_n+v_n$	v_n	$v_n v_n$

Καν. Ἐξισ. $nT=[t]$ καὶ $[v]=0$ Ἐθροισμα $[v]$

Λύσις: $T = \frac{[t]}{n}$

Μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρήσεως. $m = \pm \sqrt{\frac{[vv]}{n-1}}$

Μέσον σφάλμα τοῦ ἀπλοῦ ἀριθμ. μέσου $T \dots M = \pm \sqrt{\frac{[vv]}{n(n-1)}}$

Δοῦν Γραμμικαὶ ἐξισώσεις πολλῶν ἀγνώστων.

Ἐξισ. τῶν σφαλμάτων	σφάλμ.	τετραγ.
$\alpha_1 x + \beta_1 y = t_1 + v_1$	v_1	$v_1 v_1$
$\alpha_2 x + \beta_2 y = t_2 + v_2$	v_2	$v_2 v_2$
.....
$\alpha_n x + \beta_n y = t_n + v_n$	v_n	$v_n v_n$

Κανονικαὶ ἐξισώσεις: Ἐθροισμα $[v]$

$\left. \begin{aligned} [\alpha]x + [\beta]y - [at] = 0 \\ [\alpha\beta]x + [\beta\beta]y - [\beta t] = 0 \end{aligned} \right\}$ Μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρήσεως: $\mu = \pm \sqrt{\frac{[vv]}{n-2}}$

Ἐπολογισμὸς τοῦ μέσου σφαλματος τῶν μεγεθῶν x καὶ y .

$\left. \begin{aligned} [\alpha]Q_{11} + [\alpha\beta]Q_{12} = 1 \\ [\alpha\beta]Q_{11} + [\beta\beta]Q_{12} = 0 \end{aligned} \right\}$ Μέσον σφάλμα τῆς τιμῆς $x \dots \dots m_x = \mu \sqrt{Q_{11}}$
 καὶ:
 $\left. \begin{aligned} [\alpha]Q_{21} + [\alpha\beta]Q_{22} = 0 \\ [\alpha\beta]Q_{21} + [\beta\beta]Q_{22} = 1 \end{aligned} \right\}$ Μέσον σφάλμα τῆς τιμῆς $y \dots \dots m_y = \mu \sqrt{Q_{22}}$

ΜΕ ΤΗΝ ΜΕΘΟΔΟΝ ΤΩΝ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ

Παρατηρήσεις διαφόρου ἀκριβείας.

Αον Γενικὸν ἀριθμητικὸν μέσον

*Ἐξισ. τῶν σφαλμάτων	βάρος	σφάλμ.	τετραγ. Χβάρος
$T=t_1 + v_1$	p_1	v_1	$p_1 v_1 v_1$
$T=t_2 + v_2$	p_2	v_2	$p_2 v_2 v_2$
.....
$T=t_n + v_n$	p_n	v_n	$p_n v_n v_n$

Καν. Ἐξισ. $[p]T=[pt]$ καὶ $[pv]=0$ *Ἀθροισμα $[pv]$

Λύσεις : $T = \frac{[pt]}{[p]}$

Μέσον σφάλμα τῆς μονάδος βάρους..... $\mu = \pm \sqrt{\frac{[pvv]}{n-1}}$

Μέσον σφάλμα τοῦ γεν. ἀριθμ. μέσου $T \dots M = \pm \frac{\mu}{\sqrt{[p]}}$

Βον Γραμμικαὶ ἐξισώσεις πολλῶν ἀγνώστων.

*Ἐξισ. τῶν σφαλμάτων	βάρος	σφάλμ.	σφαλμ. Χβάρος
$a_1 x + \beta_1 y = t_1$	p_1	v_1	$p_1 v_1 v_1$
$a_2 x + \beta_2 y = t_2$	p_2	v_2	$p_2 v_2 v_2$
.....
$a_n x + \beta_n y = t_n$	p_n	v_n	$p_n v_n v_n$

Κανονικαὶ ἐξισώσεις : *Ἀθροισμα $[pvv]$

$\left. \begin{aligned} [ραα]x + [ραβ]y - [ραt] &= 0 \\ [ραβ]x + [ρββ]y - [ρβt] &= 0 \end{aligned} \right\}$ Μέσον σφάλμα τῆς μονάδος βάρους $\mu = \pm \sqrt{\frac{[pvv]}{n-2}}$

*Υπολογισμὸς τοῦ μέσου σφάλματος τῶν μεγεθῶν x καὶ y .

$\left. \begin{aligned} [ραα]Q_{11} + [ραβ]Q_{12} &= 1 \\ [ραβ]Q_{11} + [ρββ]Q_{12} &= 0 \end{aligned} \right\}$ Μέσον σφάλμα τῆς τιμῆς $x \dots m_x = \mu \sqrt{Q_{11}}$

καὶ :

$\left. \begin{aligned} [ραα]Q_{21} + [ραβ]Q_{22} &= 0 \\ [ραβ]Q_{21} + [ρββ]Q_{22} &= 1 \end{aligned} \right\}$ Μέσον σφάλμα τῆς τιμῆς $y \dots m_y = \mu \sqrt{Q_{22}}$

ΚΕΦΑΛΑΙΟΝ Η΄.

ΕΞΗΡΤΗΜΕΝΑΙ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ

Θέσις τοῦ προβλήματος.

Ὄταν μελετῶμεν σειράν ἐμμέσων παρατηρήσεων, δεχόμεθα ὅτι αἱ ἐξιώσεις αἰτινες συνδέουν αὐτὰς πρὸς τὰ ἀπ' εὐθείας μετρούμενα μεγέθη, εἶναι ἐν γένει ἀνεξάρτητοι ἀλλήλων. Ὄταν π.χ. ἔχωμεν n παρατηρήσεις καὶ ἐξ αὐτῶν ζητοῦμεν νὰ προσδιορίσωμεν n ἀγνώστους, ἔχομεν ἐν γένει $r = n - n$ ἐξιώσεις αἱ ὁποῖαι εἶναι ἀνεξάρτητοι ἀλλήλων. Ἐὰν ὁμως οἱ ἀγνοστοὶ συνδέωνται μεταξύ των καὶ δι' ἄλλων σχέσεων, τότε προφανῶς, αἱ προσδιορισθόμεναι τιμαὶ πρέπει νὰ ἐπαληθεύουν καὶ τὰς συνθήκας αὐτάς. Εἰς τὴν περίπτωσιν ταύτην λέγομεν ὅτι πρόκειται νὰ *ἰσοσταθμίσωμεν ἐξηρτημένας παρατηρήσεις*. Περιπτώσεις τοιούτων παρατηρήσεων παρουσιάζονται συνήθως εἰς τὴν Γεωδαισίαν, σπανιώτερον δὲ εἰς τὴν Ἀστρονομίαν. Πάντως λογιστικῶς ἀκολουθεῖται ὁ ἴδιος τρόπος μετὰ τὸν τῶν ἐμμέσων παρατηρήσεων, συχνὰ δὲ αἱ πράξεις εἶναι καὶ ἀπλούστεραι ἐκείνων.

Ἐστω π.χ. ὅτι μετροῦμεν τὰς γωνίας A, B, Γ ἐνὸς τριγώνου καὶ εὐρίσκομεν, κατόπιν ἐπανελημμένων μετρήσεων, τὸ ἄθροισμα αὐτῶν βάσει τοῦ τύπου :

$$T = \frac{[pt]}{[p]}$$

πρέπει νὰ ἰσχύη καὶ ἡ *συνθήκη* :

$$A + B + \Gamma = 2R + \Sigma\varphi. \text{ ὑπεροχή.}$$

Ἡ ἔστω ὅτι ἐκ τῶν μετρούμενων μεγεθῶν T_1, T_2, \dots, T_n ζητοῦμεν νὰ προσδιορίσωμεν τὰ X καὶ Y τῆ βοήθειά τῶν :

$$\sigma(X, Y, T_1, T_2, \dots, T_n) = 0$$

$$\varphi(X, Y, T_1, T_2, \dots, T_n) = 0$$

οὕτως ὥστε νὰ πληροῦται καὶ ἡ *συνθήκη*

$$X^2 + Y^2 = a^2.$$

Αἱ τοιαῦται παρατηρήσεις ὀνομάζονται *ἐξηρτημένας ἢ συμβατικάς*.

Διὰ τὰ ἔξῃ, ὡς γνωστόν, μία συνάρτησις π.χ. ἡ $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ἔνα ελάχιστον καὶ συγχρόνως νὰ πληροῦνται αἱ ἑξισώσεις τῶν συνθηκῶν $\varphi(x_1, x_2, \dots, x_n) = 0$ καὶ $\psi(x_1, x_2, \dots, x_n) = 0$, πρέπει νὰ ἰσχύουν αἱ σχέσεις :

$$\frac{\partial f}{\partial x_1} dx_1 + \frac{\partial f}{\partial x_2} dx_2 + \dots + \frac{\partial f}{\partial x_n} dx_n = 0$$

$$\frac{\partial \varphi}{\partial x_1} dx_1 + \frac{\partial \varphi}{\partial x_2} dx_2 + \dots + \frac{\partial \varphi}{\partial x_n} dx_n = 0$$

$$\frac{\partial \psi}{\partial x_1} dx_1 + \frac{\partial \psi}{\partial x_2} dx_2 + \dots + \frac{\partial \psi}{\partial x_n} dx_n = 0$$

Πρὸς τὰς τούτου πολλαπλασιάζομεν τὰς δύο τελευταίας ἑξισώσεις ἐπὶ τοὺς ἀορίστους, προσωρινῶς, παραγόντας λ_1 καὶ λ_2 καὶ τὰς ἀφαιροῦμεν ἀπὸ τὴν πρώτην. Ἦτι:

$$dx_1 \left(\frac{\partial f}{\partial x_1} - \lambda_1 \frac{\partial \varphi}{\partial x_1} - \lambda_2 \frac{\partial \psi}{\partial x_1} \right) + dx_2 \left(\frac{\partial f}{\partial x_2} - \lambda_1 \frac{\partial \varphi}{\partial x_2} - \lambda_2 \frac{\partial \psi}{\partial x_2} \right) + \dots + dx_n \left(\frac{\partial f}{\partial x_n} - \lambda_1 \frac{\partial \varphi}{\partial x_n} - \lambda_2 \frac{\partial \psi}{\partial x_n} \right) = 0$$

Καὶ ἐπειδὴ ἡ σχέση ἀυτὴ πρέπει νὰ ἰσχύῃ δι' οἰαδήποτε τιμὰς τῶν dx_1, dx_2, \dots, dx_n , πρέπει νὰ ἰσχύουν αἱ ἑξισώσεις :

$$\frac{\partial f}{\partial x_i} - \lambda_1 \frac{\partial \varphi}{\partial x_i} - \lambda_2 \frac{\partial \psi}{\partial x_i} = 0 \quad (i=1, 2, \dots, n)$$

Ἐὰν ἤδη ἔλθωμεν εἰς τὴν περίπτωσιν τὴν ὁποίαν μελετῶμεν ἐνταῦθα, τότε αἱ φ καὶ ψ πρέπει νὰ ἀντικατασταθοῦν διὰ τῶν ἑξισώσεων τῶν σφαιμάτων (78) καὶ ἡ f διὰ τῆς $[p\alpha]$. Σχηματίζομεν κατὰ τὸν Lagrange, τὴν βοηθητικὴν συνάρτησιν τῶν v_1, v_2, \dots, v_n :

$F = [p\alpha] - 2k_1 ([\alpha v] - W_1) - 2k_2 ([\beta v] - W_2) - 2k_3 ([\gamma v] - W_3) \dots$
εἰς τὴν ὁποίαν ἔχομεν ἀντικαταστήσει τὰ $\lambda_1, \lambda_2, \dots$, διὰ τῶν $2k_1, 2k_2, \dots$. Διὰ τὰ ἔξῃ δὲ αὕτη τιμὴν ελάχιστην, πρέπει νὰ ἰσχύουν αἱ συνθήκαι :

$$\frac{\partial F}{\partial v_1} = 2p_1 v_1 - 2(a_1 k_1 + \beta_1 k_2 + \gamma_1 k_3 + \dots) = 0$$

$$\frac{\partial F}{\partial v_2} = 2p_2 v_2 - 2(a_2 k_1 + \beta_2 k_2 + \gamma_2 k_3 + \dots) = 0$$

$$\frac{\partial F}{\partial v_3} = 2p_3 v_3 - 2(a_3 k_1 + \beta_3 k_2 + \gamma_3 k_3 + \dots) = 0$$

$$\dots$$

$$\frac{\partial F}{\partial v_n} = 2p_n v_n - 2(a_n k_1 + \beta_n k_2 + \gamma_n k_3 + \dots) = 0$$

(79)

· Διάγραμμα εργασίας.

Προκειμένου να ακολουθήσωμεν μίαν *ὀρισμένην πορείαν* κατὰ τὸν ὑπολογισμὸν τῶν ἐξηρηγμένων παρατηρήσεων, εργαζόμεθα ὡς ἑξῆς :

1. Ἐὰν αἱ μετρήσεις εἶναι τῆς ἰδίας ἀκριβείας, τότε θὰ πρέπει νὰ ἰσχύη :

$$[v] = \text{ἐλάχιστον.}$$

Ἔχομεν τὰς ἐξισώσεις συσχετίσεως :

$$v_1 = \alpha_1 k_1 + \beta_1 k_2 + \dots$$

$$v_n = \alpha_n k_1 + \beta_n k_2 + \dots$$



ἐκ τῶν ὁποίων λαμβάνομεν r κανονικὰς ἐξισώσεις :

$$[\alpha\alpha]k_1 + [\alpha\beta]k_2 + [\alpha\gamma]k_3 + \dots + W_1 = 0$$

$$[\alpha\beta]k_1 + [\beta\beta]k_2 + [\beta\gamma]k_3 + \dots + W_2 = 0$$

ἐξ ὧν προσδιορίζομεν τὰ k . Ἀκολουθῶς ἐκ τῶν ὑπολογισθεισῶν ἀπ' εὐθείας τιμῶν v ἢ τῆ βοήθεια τῆς σχέσεως :

$$-[kW] = [v]$$

εὐρίσκομεν τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρήσεως :

$$m = \pm \sqrt{\frac{[v]}{r}}$$

2. Ἐὰν αἱ μετρήσεις εἶναι *διαφόρου ἀκριβείας*, πρέπει :

$$[pvv] = \text{ἐλάχιστον,}$$

τότε δὲ ἀκολουθοῦμεν τὴν ἑξῆς πορείαν :

α') Έκ σειράς n παρατηρήσεων με n άγνωστους Έχομεν $r=n-v$ εξισώσεις τών συνθηκών, ανεξαρτήτους άλλήλων. Είς αυτάς θέτομεν, αντί τών ζητουμένων X_1, X_2, \dots , τὰ παρατηρούμενα T_1, T_2, \dots και εκ τών n τούτων εξισώσεων υπολογίζομεν τούς $n-v$ συντελεστές $\alpha, \beta, \gamma, \dots$ "Ητοι :

$$\alpha_1 = \frac{\partial \Phi_1}{\partial T_1}, \quad \alpha_2 = \frac{\partial \Phi_1}{\partial T_2}, \quad \dots \quad \alpha_n = \frac{\partial \Phi_1}{\partial T_n}$$

$$\beta_1 = \frac{\partial \Phi_2}{\partial T_1}, \quad \beta_2 = \frac{\partial \Phi_2}{\partial T_2}, \quad \dots \quad \beta_n = \frac{\partial \Phi_2}{\partial T_n}$$

.....

όποτε Έχομεν τὰς άνηγμένες εξισώσεις τών συνθηκών :

$$\alpha_1 v_1 + \alpha_2 v_2 + \dots + \alpha_n v_n + W_1 = 0$$

$$\beta_1 v_1 + \beta_2 v_2 + \dots + \beta_n v_n + W_2 = 0$$

.....

β') Έκ τών συντελεστών τούτων: $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n, \dots$, σχηματίζομεν τὰς παραστάσεις $\left[\frac{\alpha \alpha}{p} \right], \left[\frac{\alpha \beta}{p} \right], \dots$ και γράφομεν τὸ κανονικὸν σύστημα :

$$\left[\frac{\alpha \alpha}{p} \right] k_1 + \left[\frac{\alpha \beta}{p} \right] k_2 + \dots W_1 = 0$$

$$\left[\frac{\alpha \beta}{p} \right] k_1 + \left[\frac{\beta \beta}{p} \right] k_2 + \dots W_2 = 0$$

.....

γ') Λύομεν τὰς κανονικὰς εξισώσεις ὡς πρὸς k_1, k_2, \dots, k_r και εκ τών εξισώσεων συσχετίσεως (79) ἢ (79'), εὐρίσκομεν τὰ v_1, v_2, \dots, v_n , ὁπότε εἰσάγομεν τὰς διορθώσεις αὐτὰς εἰς τὰς παρατηρήσεις και εὐρίσκομεν τὰς πιθανὰς τιμὰς.

δ') Έχοντες ἤδη τὰς πιθανὰς τιμὰς τών παρατηρουμένων μεγεθῶν, εὐρίσκομεν δι' υπολογισμοῦ τὰ ζητούμενα μεγέθη.

ε') Από τὰς εξισώσεις συσχετίσεως σχηματίζομεν τὴν παράστασιν $[p_{vv}]$.

Προκειμένου νὰ υπολογίσωμεν τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρήσεως, σκεπτόμεθα ὡς ἑξῆς : Έφ' ὅσον ὁ ἀριθμὸς τών εξισώσεων τών συνθηκών εἶναι r , ὁ ἀριθμὸς τών ανεξαρτήτων άγνωστων υποβιβάζεται

εις $n-r$, και επομένως ο αριθμός των ἐπι πλέον παρατηρήσεων είναι: $n-(n-r)=r$. Κατά ταῦτα, ὅπως και προηγουμένως, τὸ μέσον σφάλμα τῆς μονάδος βάρους θὰ δίδεται ὑπὸ τοῦ τύπου :

$$\mu^2 = \frac{[p\mu\mu]}{r} \quad (81)$$

τὸ δὲ μέσον σφάλμα μιᾶς παρατηρήσεως βάρους p , ὑπὸ τῆς σχέσεως :

$$m_x^2 = \frac{\mu^2}{p_x} \quad (81')$$

Προκειμένου νὰ εἰρωμεν τὸ $[p\mu\mu]$, χρησιμοποιοῦμεν τὸν ἀκόλουθον ἀπλοῦν τρόπον : Τετραγωνίζομεν ἐκάστην τῶν (79), τὰς προσθέτομεν και λαμβάνομεν :

$$\begin{aligned} [p\mu\mu] = & [aa] k_1 k_1 + [ab] k_1 k_2 + [ay] k_1 k_3 + \dots \\ & + [ab] k_1 k_2 + [\beta\beta] k_2 k_2 + [\beta\gamma] k_2 k_3 + \dots \\ & + [ay] k_1 k_3 + [\beta\gamma] k_2 k_3 + [\gamma\gamma] k_3 k_3 + \dots \end{aligned}$$

Συγκρίνοντας δὲ αὐτὰς μὲ τὰς κανονικὰς ἐξίσωσεις, ἔχομεν τὴν σχέσιν:

$$[p\mu\mu] = -k_1 W_1 - k_2 W_2 - \dots = -[kW] \quad (82)$$

ἣτις χρησιμεύει και ὡς δοκιμὴ.

Παράδειγμα 1ον. Ἐστω ὅτι αἱ μετρήσεις τῆς ἰδίας ἀκριβείας τῶν τριῶν γωνιῶν α, β, γ ἐνὸς τριγώνου ἔδωσαν T_1, T_2, T_3 , αἱ ὁποῖαι ἀθροισζόμεναι δίδουν ἀντὶ τῶν 2 ὀρθῶν, τὸ ἄθροισμα $180+W$. Ποῖον τὸ μέγεθος τοῦ γινομένου σφάλματος ἐπὶ ἐκάστον v ;

Λύσις : 1. Ἡ μόνη ἐξίσωσις τῶν συνθηκῶν εἶναι :

$$\Phi(\alpha, \beta, \gamma) = \alpha + \beta + \gamma - 180 = 0.$$

2. Ἄν θέσωμεν τὰς παρατηρηθείσας τιμὰς ἔχομεν :

$$\Phi(T_1, T_2, T_3) = T_1 + T_2 + T_3 - 180 = W.$$

$$3. \quad \frac{\partial \Phi}{\partial T_1} = 1 = a_1, \quad \frac{\partial \Phi}{\partial T_2} = 1 = a_2, \quad \frac{\partial \Phi}{\partial T_3} = 1 = a_3,$$

οὕτως ὥστε ἡ ἀνηγμένη ἐξίσωσις γίνεται :

$$v_1 + v_2 + v_3 = -W.$$

4. Ἐξ αὐτῆς ἔχομεν : $[aa] = 3$ και ἡ κανονικὴ ἐξίσωσις

$$3k_1 + W = 0$$

5. δίδει :

$$k_1 = -\frac{W}{3}$$

Ἡδη ἡ ἐξίσωσις συσχετίσεως δίδει τὰς ἀγνώστους τιμὰς :

$$6. \left\{ \begin{array}{l} v_1 = \alpha_1 k_1 = -\frac{W}{3} \\ v_2 = \alpha_2 k_1 = -\frac{W}{3} \\ v_3 = \alpha_3 k_1 = -\frac{W}{3} \end{array} \right\} \text{ καὶ ἐπομένως : } \left\{ \begin{array}{l} \alpha = T_1 + v_1 = T_1 - \frac{W}{3} \\ \beta = T_2 + v_2 = T_2 - \frac{W}{3} \\ \gamma = T_3 + v_3 = T_3 - \frac{W}{3} \end{array} \right.$$

$$7. [uv] = -k_1 W_1 = -\frac{W}{3} \cdot W = -\frac{W^2}{3}$$

$$8. m = \pm \sqrt{\frac{W^2}{3}} = \frac{W}{\sqrt{3}}$$

Παράδειγμα 2ον. Ἐστω ὅτι αἱ μετρήσεις τῶν τριῶν γωνιῶν ἐνὸς τριγώνου δὲν εἶναι τῆς ἰδίας ἀκριβείας καὶ μᾶς δίδουν τὰς τιμὰς :

$$\alpha = 36^\circ 25' 47'', \quad \beta = 90^\circ 36' 28'', \quad \gamma = 52^\circ 57' 57''.$$

Ζητοῦνται αἱ ἐπὶ μέρους διορθώσεις καὶ τὰ μέσα σφάλματα τῆς μονάδος βάρους καὶ μᾶς παρατηρήσεως.

Λύσις : Ἄς ὑποθέσωμεν ὅτι ὁ ἀριθμὸς τῶν ἐπαναληπτικῶν μετρήσεων εἶναι διαφορετικὸς εἰς κάθε γωνίαν καὶ ὅτι οὗτος ἐκφράζει τὸ ἀντίστοιχον βᾶρος. Ἦτοι :

$$p_1 = 4, \quad p_2 = 2 \quad \text{καὶ} \quad p_3 = 3.$$

Ἡ ἀναγκαία συνθήκη τὴν ὁποίαν πρέπει νὰ πληροῦν αἱ γωνία εἶναι :

$$T_1 + T_2 + T_3 = 180^\circ + 12''.$$

Ἐπομένως ἔχομεν :

$$(T_1 + v_1) + (T_2 + v_2) + (T_3 + v_3) = 180^\circ.$$

Ἀφαιρούντες τὰς δύο ταύτας ἐξισώσεις ἔχομεν τὴν συνθήκην :

$$v_1 + v_2 + v_3 + 12 = 0.$$

Πρέπει νὰ ὑπόλογισθοῦν τὰ v_1, v_2, v_3 οὕτως ὥστε : νὰ πληροῦται ἡ συνθήκη αὕτη καὶ $[rvu] = \text{ἐλάχιστον}$.



Βάσει του (79') έχομεν τὰς ἐξισώσεις συσχετίσεως

$$v_1 = \frac{k_1 a_1}{p_1}, v_2 = \frac{k_1 a_2}{p_2}, v_3 = \frac{k_1 a_3}{p_3}$$

Ἐνταῦθα $a_1 = a_2 = a_3 = 1, p_1 = 4, p_2 = 2, p_3 = 3$

καὶ

$$v_1 = \frac{k_1}{4}, v_2 = \frac{k_1}{2}, v_3 = \frac{k_1}{3}$$

Καὶ ἡ κανονικὴ ἐξίσωσις συμφώνως πρὸς τὰς (80) εἶναι :

$$\left[\frac{aa}{p} \right] k_1 + W = 0,$$

ὅθεν

$$\left[\frac{aa}{p} \right] = \frac{a_1 a_1}{p_1} + \frac{a_2 a_2}{p_2} + \frac{a_3 a_3}{p_3} = \frac{1}{4} + \frac{1}{2} + \frac{1}{3} = \frac{13}{12}$$

καὶ :

$$\frac{13}{12} k_1 + 12'' = 0.$$

Ἐξ ἧς :

$$k_1 = -\frac{144}{13} = -11,077$$

καὶ ἐν συνεχείᾳ :

$$v_1 = -2'',77 \quad v_2 = -5'',54 \quad v_3 = -3'',69.$$

Ἐξ αὐτῶν φαίνεται ὅτι, τὰ ἐπὶ μέρους σφάλματα κατανέμονται ἐπὶ τῶν τριῶν γωνιῶν ἀντιστρόφως ἀναλόγως τῶν βαρῶν. Ὁ ὑπολογισμὸς τοῦ μέσου σφάλματος μ τῆς μονάδος βάρους, ἐπειδὴ $r=1$, δίδει (81) τὴν τιμὴν :

$$\mu = \sqrt{[p\nu]} = \sqrt{132,9231} = \pm 11,53,$$

τοῦ δὲ μέσου σφάλματος μιᾶς παρατηρήσεως, βάρους p_1 συμφώνως πρὸς τὸν (81'), δίδει τὰς τιμὰς :

$$m_x = \frac{\mu}{\sqrt{p_1}} = \pm 5'',76,$$

$$m_y = \frac{\mu}{\sqrt{p_2}} = \pm 8'',15 \quad \text{καὶ} \quad m_z = \frac{\mu}{\sqrt{p_3}} = \pm 6'',65.$$

Ἐπαλήθευσις : Συμφώνως πρὸς τὴν (82) έχομεν :

$$[p\nu] = p_1 v_1^2 + p_2 v_2^2 + p_3 v_3^2 = 132,92$$

$$\text{καὶ} \quad -[kW] = 12 + 11,077 = 132,92,$$

ὅπερ σημαίνει, ὅτι ὁ ὑπολογισμὸς εἶναι ἀκριβής.

ΚΕΦΑΛΑΙΟΝ Θ.
ΤΡΙΓΩΝΟΜΕΤΡΙΚΑ ΔΙΚΤΥΑ

Σύντομος εισαγωγή

Ο C. F. Gauss ἐξρησιμοποίησε τὴν μέθοδον τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων διὰ τὴν ἰσοστάθμισιν τῶν παρατηρήσεων ἑνὸς τριγωνομετρικοῦ δικτύου παρὰ τὸ Ἀνόβερον, τοῦτο δὲ συνετέλεσεν εἰς τὴν ἀνάπτυξιν τῆς ὅλης θεωρίας τῆς ἰσοσταθμῆσεως. Ἀκριβῶς δὲ εἰς τὴν προκειμένην περίπτωσιν χῆσιμοποιοῦνται ἐξηρητημένα παρατηρήσεις καὶ ἐμφανίζονται διάφορα «εἶδη συνθηκῶν», τὰ ὅποια πρέπει νὰ πληροῦνται, διὰ νὰ λύωνται τὰ τιθέμενα προβλήματα.

Ἦδη εἰς πολλὰς περιπτώσεις, εἰς παραδείγματα κυρίως, ἐγένετο χρῆσις μέχρι τοῦδε τῶν ἐξισώσεων τῶν συνθηκῶν καὶ ἐλύθησαν προβλήματα «ἰσοσταθμῆσεως σφαλμάτων γεωμετρικῆς χωροσταθμῆσεως» ἢ καὶ «τριγωνομετρικῆς ὑψομετρῆσεως». Σημειοῦμεν δὲ τρεῖς ομάδας τῶν τοιούτων συνθηκῶν:

α') *Συνθήκαι ὀριζοντίας περιστροφῆς*, ὅτι δηλαδὴ τὸ ἄθροισμα τῶν γωνιῶν περίξ ἑνὸς σταθμοῦ πρέπει νὰ ἰσοῦται μὲ 4 ὀρθάς. Εἰς σταθμὸν μὲ δ διευθύνσεις ἔχομεν δ-1 γωνίας, τὰς: $a_1 + v_1, a_2 + v_2$ οὕτως ὥστε νὰ ἰσχύη ἡ σχέση:

$$v_1 + v_2 + \dots + v_n + W_0 = 0$$

ὅπου $W_0 = [\alpha] - 4$ ὀρθαὶ = ὀριζόντιος ἀσυμφωνία.

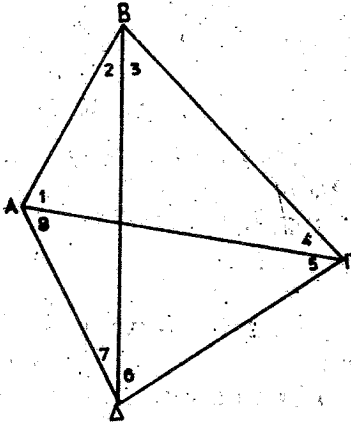
β'). *Συνθήκαι ἀθροίσματος γωνιῶν*, ἑνὸς κλειστοῦ πολυγώνου, ὅπου ἰσχύει ὅτι:

$$v_1 + v_2 + \dots + v_n + W_\gamma = 0$$

ὅπου $W_\gamma = [\alpha] - (2n-4)$ ὀρθαὶ - ε (σφαιρ. ὑπεροχή) = ἀσυμφωνία ἀθροίσματος γωνιῶν.

γ'). *Συνθήκαι τῶν πλευρῶν*, καθ' ἃς αἱ πλευραὶ ἑνὸς πολυγώνου διατηροῦν τὰ αὐτὰ μήκη, ἀνεξαρτήτως τοῦ δρόμου τὸν ὁποῖον ἀκολουθοῦμεν κατὰ τὴν μέτροσιν αὐτῶν.

Αἱ ἐξισώσεις τῶν συνθηκῶν ἑνὸς τετραπλεύρου μετὰ τὰς δύο διαγωνίους τοῦ (σχ. 19) εἰς ἃς ἐμετρήθησαν καὶ αἱ 8 γωνίαι εἶναι 5. Ἡ μία, ὅτι τὸ ἄθροισμα τῶν γωνιῶν τούτου = 4 ὀρθῶς καὶ αἱ ἄλλαι 4, ὅτι τὸ ἄθροισμα τῶν γωνιῶν ἑκάστου τριγώνου = 2 ὀρθῶς. Ἡ ἔκφρασις τῶν συνθηκῶν τῶν τριγώνων : $AB\Gamma$, $A\Gamma\Delta$ καὶ $AB\Delta$ εἶναι :



Σχ. 19

$$(1)+(2+3)+(4)=180^\circ$$

$$(5)+(6+7)+(8)=180^\circ$$

$$(1+8)+(2)+(7)=180^\circ.$$

Ἐὰν εἰς τὸ τρίγωνον ABC (σχ. 20) μετὰ σύμβολα (αἰ) ἐννοήσωμεν τὰς ἰσοσταθμισμέναις γωνίαις, αἱ σχέσεις :

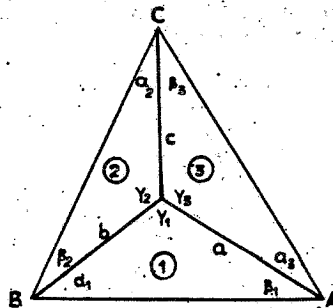
$$\frac{a}{b} = \frac{\eta\mu(\alpha_1)}{\eta\mu(\beta_1)}, \quad \frac{b}{c} = \frac{\eta\mu(\alpha_2)}{\eta\mu(\beta_2)}, \quad \frac{c}{a} = \frac{\eta\mu(\alpha_3)}{\eta\mu(\beta_3)}$$

πολλαπλασιαζόμεναι δίδουν τὴν ἔκφρασιν :

$$\frac{\eta\mu(\alpha_1)\eta\mu(\alpha_2)\eta\mu(\alpha_3)}{\eta\mu(\beta_1)\eta\mu(\beta_2)\eta\mu(\beta_3)} = 1,$$

ἢ ὁποῖα παριστᾷ τὴν ἀρχικὴν ἐξίσωσιν τῶν πλευρῶν. Δι' ἀπλῆς λογαριθμῆσεως γίνεται γραμμικὴ καὶ ὑπολογίζονται τὰ ἄγνωστα.

Αἱ ἐξισώσεις τῶν πλευρῶν παρουσιάζονται εἰς τὰ ἐλεύθερα



Σχ. 20

δίκτυα, κυρίως εἰς τὰ τετράπλευρα μὲ δύο διαγωνίους, εἰς τὴν προκειμένην περίπτωσιν, καθὼς καὶ ὅταν ἔχωμεν τρίγωνα ἐν εἴδει στεφάνης. (σχ. 21). Εἰς τὰς ἀπλᾶς ἀλύσεις τριγώνων δὲν ἐμφανίζονται αὐταί.

Ἐξ ἄλλου, προκειμένου νὰ ὑπολογίσωμεν τὸν ἀριθμὸν τῶν ἐξισώσεων, αἱ ὁποῖαι ἐμφανίζονται κατὰ τὰς μετρήσεις γωνιῶν εἰς ἐλεύθερον δίκτυον, χρησιμοποιοῦμεν τοὺς ἀκολουθοῦσας τύπους.

α') Ὁ συνολικὸς ἀριθμὸς τῶν ἀνεξαρτήτων συνθηκῶν :

$$r = W - 2p + 4$$

ὅπου r ὁ ἀριθμὸς τῶν ἀνεξαρτήτων ἐξισώσεων συνθηκῶν.

p τὸ πλῆθος τῶν κορυφῶν

W » » » παρατηρηθεῖσων γωνιῶν.

β') Ὁ ἀριθμὸς τῶν ἐξισώσεων γωνιῶν,

$$(l - l') - p + 1$$

ὅπου l εἶναι ὁ ἀριθμὸς ὅλων τῶν παρατηρηθεῖσων γραμμῶν (πλευρῶν

l' » » » ὀπισθοτομιῶν (τριγώνων)

$l - l'$ » » » τῶν ἐκατέρωθεν παρατηρηθεῖσων πλευρῶν.

γ') Ὁ ἀριθμὸς τῶν ἐξισώσεων τῶν πλευρῶν :

$$l - 2p + 3$$

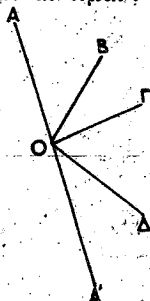
δ') Ὁ ἀριθμὸς τῶν ἐξισώσεων τοῦ σταθμοῦ :

$$n - s + 1$$

ὅπου s εἶναι αἱ διευθύνσεις καὶ n ὁ ἀριθμὸς τῶν μετρηθεῖσων γωνιῶν.

Παραδείγματα ἐξηρημένων παρατηρήσεων.

Παράδειγμα 1ον. «Ἐπὶ ἐνὸς σταθμοῦ Σ (σχ. 22) μὲ 5 διευθύνσεις ἐμετρήθησαν καθ' ὅλους τοὺς συνδυασμοὺς ἀνὰ δύο καὶ εὐρέθησαν αἱ τιμαί :



Σχ. 22

$$t_1 = (2-1) = 360 \quad 19' \quad 55'',0$$

$$t_2 = (3-1) = 123 \quad 30 \quad 12,5$$

$$t_3 = (4-1) = 150 \quad 40 \quad 36,8$$

$$t_4 = (5-1) = 277 \quad 33 \quad 02,5$$

$$t_5 = (3-2) = 87 \quad 10 \quad 21,8$$

$$t_6 = (4-2) = 114 \quad 20 \quad 46,2$$

$$t_7 = (5-2) = 241 \quad 13 \quad 11,2$$

$$t_8 = (4-3) = 27 \quad 10 \quad 23,8$$

$$t_9 = (5-3) = 154 \quad 2 \quad 51,2$$

$$t_{10} = (5-4) = 126 \quad 52 \quad 30,6$$

Ζητείται νά εδρεθούν αἱ τιμαὶ τῶν γωνιῶν αἱ προκύπτουσαι ἐκ τῆς ἰσοσταθμῆσεως».

Αἱ μετρήσεις εἶναι 10 καὶ αἱ ζητούμεναι τιμαὶ τῶν γωνιῶν εἶναι 4, ἐπομένως αἱ ἐξισώσεις τῶν συνθηκῶν εἶναι : $10-4=6$.

Ἦτοι αἱ :

$$(t_1 + v_1) + (t_5 + v_5) - (t_2 + v_2) = 0$$

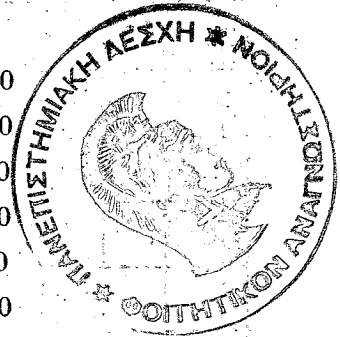
$$(t_1 + v_1) + (t_6 + v_6) - (t_3 + v_3) = 0$$

$$(t_1 + v_1) + (t_7 + v_7) - (t_4 + v_4) = 0$$

$$(t_2 + v_2) + (t_8 + v_8) - (t_3 + v_3) = 0$$

$$(t_2 + v_2) + (t_9 + v_9) - (t_4 + v_4) = 0$$

$$(t_3 + v_3) + (t_{10} + v_{10}) - (t_4 + v_4) = 0$$



Ἀντικαθιστῶντες τὰς τιμὰς τῶν t_1, \dots, t_{10} , λαμβάνομεν τελικῶς :

$$v_1 + v_5 - v_2 + 4,3 = 0$$

$$v_1 + v_6 - v_3 + 2,4 = 0$$

$$v_1 + v_7 - v_4 + 3,7 = 0$$

$$v_2 + v_8 - v_3 - 2,5 = 0$$

$$v_2 + v_9 - v_4 + 1,2 = 0$$

$$v_3 + v_{10} - v_4 + 6,9 = 0$$

Αἱ προσδιορισθησόμεναι τιμαὶ τῶν v_1, \dots, v_{10} πρέπει νά ἐπαληθεύουν τὰς ὡς ἄνω σχέσεις καὶ νά ἔχωμεν :

$$|v_i| = \text{ἐλάχιστον.}$$

Τὰς ἐξισώσεις τῶν συνθηκῶν καὶ τὰς κανονικὰς ἐξισώσεις τὰς γράφομεν ὑπὸ τὴν μορφήν τῶν πινάκων I καὶ II ἀντιστοίχως. Εἰς τὸν πίνακα I αἱ ἐξισώσεις τῶν v νοοῦνται ὅτι ἔχουν γραφή

ΠΙΝΑΞ Ι. ΕΙΣΩΣΕΙΣ ΣΥΝΘΗΚΩΝ

	U ₁	U ₂	U ₃	U ₄	U ₅	U ₆	U ₇	U ₈	U ₉	U ₁₀	W	K	Σ	ΣK
α	+1	-1			+1						+4,3	-1,10	+1	-1,10
β	+1		-1			+1					+2,4	-1,72	+1	-1,72
γ	+1			-1			+1				+3,7	+0,74	+1	+0,74
δ		+1	-1					+1			-2,5	-0,02	+1	-0,02
ε		+1		-1					+1		+1,2	+0,04	+1	+0,00
ζ			+1	-1						+1	+6,9	-3,14	+1	+3,14
ς	+3	+1	-1	-3	+1	+1	+1	+1	+1	+1				
U	-2,08	+1,12	-1,40	+2,36	-1,16	-1,72	+0,74	-0,02	+0,04	-3,14				
U ²	4,326	1,254	1,960	5,570	1,346	2,958	0,548	0,000	0,002	9,860			[U] = -5,262	-5,20

κατακορύφως κατά στήλην και αι τιμαι των υπολογίζονται τη βοηθεια των (79'), όπου $p=1$. Ακόμη προστίθεται μία στήλη δια τα $\Sigma-[t]$ και έτερα δια τα γινόμενα ΣK . Είς τον πίνακα II αναγράφονται και αι τιμαι των S, K και WK.

Εκ των τιμών των v_1, v_2, \dots του πίνακος I διορθώνομεν τας μετρηθείσας γωνίας, αι οποια λαμβάνουν τας ακόλουθους τιμάς :

- | | |
|------------------------|-------------------------|
| (2-1) = 36° 19' 52",92 | (4-2) = 140° 20' 44",48 |
| (3-1) = 123 30, 13,62 | (5-2) = 241 13 11,94 |
| (4-1) = 150 40 37,40 | (4-3) = 27 10 23,78 |
| (5-1) = 277 33 04,86 | (5-3) = 154 02 51,24 |
| (3-2) = 87 10 20,70 | (5-4) = 126 51 27,46 |

ΠΙΝΑΞ ΙΙ. ΚΑΝΟΝΙΚΑΙ ΕΞΙΣΧΕΙΣ

	Α	Β	Υ	Δ	Ε	Ζ	W	S	K	WK
Α	[αα] ₁ = +3000	[ββ] ₁	[γγ] ₁	[δδ] ₁	[εε] ₁	[ζζ] ₁	w ₁	[ασ] ₁	K ₁	+4,7300
	[αα] ₂ = +1000	+1	+1	-1	-1		+4,3	+173	-110	
	[αα] ₃									
Β	[αβ] ₁ = +1000	[ββ] ₁	[βγ] ₁	[βδ] ₁	[βε] ₁	[βζ] ₁	w	[βσ] ₁	K ₂	+4,1280
	[αβ] ₂ = +2,6667	+3	+1	+1		-1	+2,4	74	-172	
	[αβ] ₃ = 0,3333									
Υ	[αγ] ₁ = +1000	[βγ] ₁	[γγ] ₁	[γδ] ₁	[γε] ₁	[γζ] ₁	w ₅	[γσ] ₁	K ₃	-2,7380
	[αγ] ₂ = +2,6667	[γγ] ₂ = +25,000	+3	+2,000	+1	+1	+3,7	+10,7	+0,74	
	[αγ] ₃ = 0,3333	[γγ] ₃ = +1,000								
Δ	[αδ] ₁ = -1000	[βδ] ₁	[βδ] ₂	[δδ] ₁	[δε] ₁	[δζ] ₁	w ₄	[δσ] ₁	K ₄	-0,0500
	[αδ] ₂ = -0,333	[βδ] ₂ = -0,900	[βδ] ₃ = 0,000	[δδ] ₂ = +2,000	+1	-1	-2,5	+0,5	-0,02	
	[αδ] ₃	[βδ] ₃	[βδ] ₄	[δδ] ₃ = -1,000						
Ε	[αε] ₁ = -1000	[βε] ₁	[βε] ₂	[δε] ₁	[εε] ₁	[εζ] ₁	w ₆	[εσ] ₁	K ₅	-0,0480
	[αε] ₂ = 0,3333	[βε] ₂ = +0,250	[βε] ₃ = +0,5000	[δε] ₂ = +0,5000	+3	+1	+1,2	+0,2	+0,04	
	[αε] ₃	[βε] ₃	[βε] ₄	[δε] ₃ = +0,2500						
Ζ	[αζ] ₁	[βζ] ₁	[βζ] ₂	[δζ] ₁	[εζ] ₁	[ζζ] ₁	w ₅	[ζσ] ₁	K ₆	121,6000
	[αζ] ₂	[βζ] ₂ = -1,0000	[βζ] ₃ = +2,500	[δζ] ₂ = -0,5000	[εζ] ₂ = +0,6250	[ζζ] ₂ = -0,6667	69	99	-3,14	
	[αζ] ₃	[βζ] ₃ = -0,3750	[βζ] ₄ = +0,5000	[δζ] ₃ = -0,2500	[εζ] ₃ = 0,3333	[ζζ] ₃ = +1,000				
W	w = +4,3	[βw] ₁ = +0,6667	[γw] ₁ = +2,750	[δw] ₁ = -1,5000	[εw] ₁ = +1,8875	[ζw] ₁ = +2,333			WK	+27,8880
	[αw] ₁ = +1,4333	[βw] ₂ = +0,3625	[γw] ₂ = +0,6100	[δw] ₂ = -0,7750	[εw] ₂ = +1,0067	[ζw] ₂ = +3,1399				
	[αw] ₂ = +7,3	[βw] ₃ = +4,9667	[γw] ₃ = +7,0250	[δw] ₃ = +0,4500	[εw] ₃ = +4,3875	[ζw] ₃ = +6,9000				
S	[αs] ₁ = +4,333	[βs] ₁ = +1,8625	[γs] ₁ = +0,2250	[δs] ₁ = +0,2250	[εs] ₁ = +23,700	[ζs] ₁ = 4,1399			WK	
	[αs] ₂ = +4,333	[βs] ₂ = +1,8625	[γs] ₂ = +0,2250	[δs] ₂ = +0,2250	[εs] ₂ = +23,700	[ζs] ₂ = 4,1399				
	[αs] ₃	[βs] ₃	[γs] ₃	[δs] ₃	[εs] ₃	[ζs] ₃				

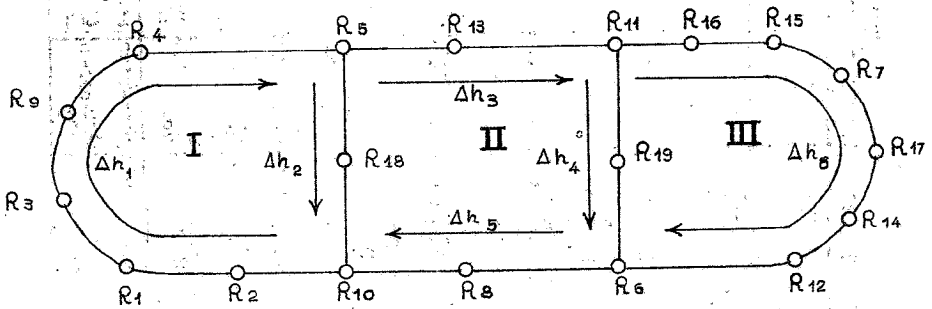
Τῇ βοήθειά τῆς σχέσεως (82) δοκιμάζομεν τὴν ἀκριβείαν τῶν μετρήσεων. Πρέπει νὰ ἔχωμεν :

$$[v] = -WK.$$

Ἐκ τοῦ πίνακος I ἔχομεν $[v] = 27,824$ καὶ ἐκ τοῦ πίνακος II, $[WK] = -27,688$. Ἡ διαφορὰ μεταξὺ τῶν δύο τούτων ποσοτήτων θεωρεῖται μικρὰ καὶ ἐπομένως αἱ ἐκτελεσθεῖσαι μετρήσεις ἀρκετὰ ἀκριβεῖς. Τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς μετρήσεως, συμφώνως πρὸς τὸν (81') ἐν προκειμένῳ εἶναι :

$$m_x = \pm \sqrt{\frac{27,82}{6}} = \pm 2',2.$$

Παράδειγμα 2ον. Ἴσοσταθμίσεις δικτύου γεωμετρικῆς χωροσταθμίσεως. «Δίδονται τὰ κλειστὰ συνεχόμενα πολύγωνα I, II καὶ III (σχ. 23) μετὰ τὰς χωροσταθμικὰς ὁδεύσεις 1, 2, 3, 4, 5, 6 ἀπὸ $R_{10}-R_5$, R_5-R_{10} , R_5-R_{11} , $R_{11}-R_6$, R_6-R_{10} , $R_{11}-R_6$ καὶ τὰ μήκη S_1, S_2, \dots, S_6 τῶν ὁδεύσεων τούτων ἐκπεφρασμένα εἰς χιλιόμετρα (ἐπομένοι πίνακες) καὶ ζητεῖται νὰ εὐρεθῶσι τὰ ἰσοσταθμημένα ὑψόμετρα τῶν σταθερῶν σημείων $R_1, R_2, R_3, R_4, R_6, R_7, R_8, R_9, R_{10}, R_{11}, R_{12}, R_{13}, R_{14}, R_{15}, R_{16}, R_{18}, R_{19}$ ἐκ τῶν δεδομένων ὑψομέτρων R_5 καὶ R_{17} ».



Σχ. 23

Λύσις : Παριστῶμεν διὰ τοῦ + τὰς κατὰ τὴν διεύθυνσιν τοῦ βέλους ὑψομετρικὰς διαφορὰς $\Delta h_1, \Delta h_2, \dots$, μεταξὺ τῶν ἀφαιρετικῶν $R_{10}-R_5, R_5-R_{10}, \dots$, καὶ διὰ τοῦ - τὰς κατὰ τὴν ἀντίθετον φορὰν. W_1, W_2, W_3 εἶναι τὰ σφάλματα τοῦ κλεισίματος ἐκάστου πολυγώνου.



Επανάληψις	Μεταβασις		Επιστροφή		Μέσος όρος		Αποστάσις		
	+	-	+	-	+	-	Μεταβ.	Επιστρ.	Μ. Ορ.
R ₁₀	2.347		2.348		2.347		952	950	951
R ₂		16.596		16.595		16.596	922	915	918,5
Δh ₁ R ₁	1.375		1.369		1.372		930	950	940
R ₃		1.877		1.881		1.879	676,6	678	677,3
R ₉	3.663		3.666		3.665		740	740	740
R ₄	7.902		7.906		7.904		752	685	718,5
R ₅									
Άθροισμ.	15.287	18.473	15.289	18.476	15.288	18.475	4.972,6	4.918	4.945,3
						+15.288 - 3.187			4,9
R ₅	2.192		2.195		2.193		530	532	531
Δh ₂ R ₈	0.996		1.000		0.998		590	596	593
R ₁₀									
Άθροισμ.	3.188		3.195		3.191		1.120	1.128	1.124 1.1
R ₅	8.582		8.586		8.584		526	514	520
Δh ₃ R ₁₃	8.943		8.947		8.945		742	732	737
R ₁									
Άθροισμ.	17.525		17.533		17.529		1.268	1.246	1.257 1.3
R ₁₁	3.421		3.424		3.422		584	584	584
Δh ₄ R ₁₉		4.528		4.527		4.528	522	528	525
R ₆									
Άθροισμ.	3.421	4.528	3.424	4.527	3.422	4.528	1.106	1.112	1.109
						+3.422 -1.106			1.1

	Μεταβασις		Επιστροφή		Μέσος όρος		Αποστάσεις			
	+	-	+	-	+	-	Μεταβ.	Επιστρ.	Μ.Ορ.	
Δh ₅	R ₆	7.224		7.228		7.226	660	660	660	
	R ₈	6.020		6.023		6.021	724	737	730,5	
	R ₁₀									
Άθροίσματα		13.244		13.251		13.247	1.384	1.397	1.390,5	
									1.4	
Δh ₆	R ₁₁	14.819		14.823		14.821	874	872	873	
	R ₁₆	22.181		22.177		22.179	836	764	800	
	R ₁₅		8.760		8.764		8.762	496	492	494
	R ₇		14.946		14.944		14.945	898	896	897
	R ₁₇	17.091		17.093		17.092		734	740	737
	R ₁₄		18.487		18.491		18.489	924	1.018	971
	R ₁₂		12.979		12.983		12.981	984	926	955
R ₆										
Άθροίσματα	54.091	55.172	54.093	55.182	54.092	55.177	5.746	5.708	5.727	
						54.092 -1.085			5.7	

νου, v_1, v_2, \dots αι επενεχτέαι διορθώσεις εις τας ύψομετρικάς διαφοράς και p_1, p_2, \dots, p_6 τα αντίστοιχα βάρη αυτών. (Το βάρος του εξαγομένου μιās χωροσταθμίσεως προερχομένης από 6 μερικάς χωροσταθμικάς διαφοράς είναι $\frac{1}{6}$. Και επειδή ο αριθμός των παρατηρήσεων

έξαράται εκ τής αποστάσεως των υπό χωροστάθμωσιν σημειω-
 μήκους χωροσταθμικής οδεύσεως και ουχι τής κατ' ευθείαν αποστά-
 σεως—έπεται ότι το βάρος εις την χωροστάθμωσιν είναι αντιστρόφως
 ανάλογον του μήκους τής χωροσταθμικής οδεύσεως: $P_1 = \frac{1}{S_1} = 4,9$.

$$P_2 = \frac{1}{S_2} = 1,1. \quad P_3 = \frac{1}{S_3} = 1,3. \quad P_4 = \frac{1}{S_4} = 1,1. \quad P_5 = \frac{1}{S_5} = 1,4 \text{ και}$$

$$P_6 = \frac{1}{S_6} = 5,7).$$

Αι εξισώσεις συνθηκών και σφαλμάτων θα είναι αι επόμεναι :



Α'. Συνδηκαι πολυγώνων

p=βάρος

$$\frac{1}{p} = s$$

+

-

1)	$\Delta h_1 = R_5 - R_{10} = 4.9$		3.187
----	-----------------------------------	--	-------

	$\Delta h_2 = R_{10} - R_5 = 1.1$		3.191
--	-----------------------------------	--	-------

			+3.191
--	--	--	--------

			-3.187
--	--	--	--------

			W ₁ = - 4
--	--	--	----------------------

2)	$\Delta h_3 = R_{11} - R_5 = 1.3$		17.529
----	-----------------------------------	--	--------

	$\Delta h_4 = R_8 - R_{11} = 1.1$		1.106
--	-----------------------------------	--	-------

	$\Delta h_5 = R_{10} - R_6 = 1.4$		13.247
--	-----------------------------------	--	--------

	$-\Delta h_2 = R_{10} - R_5 = 1.1$		3.191
--	------------------------------------	--	-------

			17.529
--	--	--	--------

			-17.544
--	--	--	---------

			+17.529
--	--	--	---------

			W ₂ = + 15
--	--	--	-----------------------

3)	$\Delta h_6 = R_6 - R_{11} = 5.7$		1.085
----	-----------------------------------	--	-------

	$-\Delta h_4 = R_{11} - R_6 = 1.1$		1.106
--	------------------------------------	--	-------

			1.106
--	--	--	-------

			1.085
--	--	--	-------

			W ₃ = - 21
--	--	--	-----------------------

Έξισώσεις συνδηκῶν

1)	$v_1 + v_2$	= - 4
----	-------------	-------

2)	$v_3 + v_4 + v_5 - v_2$	= + 15
----	-------------------------	--------

3)	$v_6 - v_4$	= - 21
----	-------------	--------

Πίναξ εξισώσεων συνθηκών και σφαλμάτων

	v_1	v_2	v_3	v_4	v_5	v_6	W	K
$\frac{1}{p} = S$	4.9	1.1	1.3	1.1	1.4	5.7		
α	+1	+1					+ 4	$K_1 = -0,226$
β		-1	+1	+1	+1		-15	$K_2 = +2,405$
γ				-1		+1	+21	$K_3 = -2,699$
v	-1.1	-2.9	+3.1	+5.6	+3.4	-15.4		

ΚΑΝΟΝΙΚΑΙ ΕΞΙΣΩΣΕΙΣ

	α	β	γ	W	Σ	K
α	$[aa] = +6,0000$ $\frac{[aa]}{[aa]} = +1,0000$	$[a\alpha]$ +6,0000	$[a\beta]$ -1,1	$[a\gamma]$ 0	+4	+8,9 $K_1 = -0,226$
β	$[a\beta] = -1,1000$ $\frac{[a\beta]}{[aa]} = -0,1833$	$[\beta\beta_1] = +4,698$ $\frac{[\beta\beta_1]}{[\beta\beta_1]} = +1,000$	$[\beta\beta]$ +4,9	$[\beta\gamma]$ -1,1	-15	-12,3 $K_2 = +2,405$
γ	$[a\gamma] = 0$ $\frac{[a\gamma]}{[aa]} = 0$	$[\beta\gamma_1] = -1,100$ $\frac{[\beta\gamma_1]}{[\beta\beta_1]} = -0,234$	$[\gamma\gamma_1] = +6,543$ $\frac{[\gamma\gamma_1]}{[\gamma\gamma_1]} = +1,000$	$[\gamma\gamma]$ -6,8	+21	-15,3 $K_3 = -2,699$
W	$[aW] = +4,0000$ $\frac{[aW]}{[aa]} = +0,6667$	$[\beta W_1] = -14,267$ $\frac{[\beta W_1]}{[\beta\beta_1]} = -3,037$	$[\gamma W_1] = +17,652$ $\frac{[\gamma W_1]}{[\gamma\gamma_1]} = +2,699$			
Σ	$[a\Sigma] = +8,9000$ $\frac{[a\Sigma]}{[aa]} = +1,4830$	$[\beta\Sigma_1] = -10,669$ $\frac{[\beta\Sigma_1]}{[\beta\beta_1]} = -2,271$	$[\gamma\Sigma_1] = +24,205$ $\frac{[\gamma\Sigma_1]}{[\gamma\gamma_1]} = +3,699$			

Λύοντες τὰς κανονικὰς εξισώσεις εὐρίσκομεν τὰ Δh , καθὼς ἐν συνεχείᾳ καὶ τὰ v .

Υπολογισμός μέσου σφάλματος

		v	v ²	S	$\frac{v^2}{S}$	W	KW
1	v ₁	- 1,1	1,21	4,9	0,2469	+ 4	- 0,904
2	v ₂	- 2,9	8,41	1,1	7,6465	-15	-36,075
3	v ₃	+ 3,1	9,61	1,3	7,3928	+21	-56,679
4	v ₄	+ 5,6	31,36	1,1	28,5091		
5	v ₅	+ 3,4	11,56	1,4	8,2571		
6	v ₆	-15,4	237,16	5,7	41,6070		
					98,6579		98,657

$$m = \pm \sqrt{\frac{v^2}{S}} = \pm \sqrt{\frac{98,658}{6}} = \sqrt{15,6097} = \pm 3,95 \text{ m/m ανά χιλιόμετρο } v$$

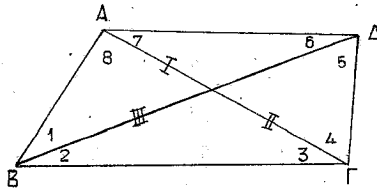
Ίσοστάθμησις τριγωνομετρικού δικτύου.

Κατά την ίσοστάθμησιν τῶν παρατηρήσεων ἑνὸς τριγωνομετρικοῦ δικτύου τίθενται πρὸς λύσιν προβλήματα, περιέχοντα ἑκάστοτε διαφορετικὰ δεδομένα. Ταῦτα ἐξαρτῶνται ἀπὸ ποικίλους παράγοντας (διαμόρφωσις τοῦ ἐδάφους, δυνατότητες τῶν ἐκτελούντων τὰς μετρήσεις κ.λ.π.) καὶ ἐπομένως ἡ πορεία τῆς ἐργασίας λαμβάνει διαφορετικὴν ἑκάστοτε μορφήν. Θὰ παραθέσωμεν μερικὰ ἀναλυτικὰ παραδείγματα.

Παράδειγμα 1ον. *Τετράπλευρον μὲ δύο γνωστὰ σημεῖα.*
 «Δίδεται τὸ τετράπλευρον ΑΒΓΔ (σχ. 24) τοῦ ὁποίου ἐμετρήθησαν αἱ γωνίαι 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 καὶ ἐλήφθησαν αἱ τιμαὶ των. Ζητεῖται νὰ γίνῃ ἰσοστάθμησις τῶν γωνιῶν του».

Λύσις : Ἡ πορεία ἐργασίας εἶναι ἡ ἀκόλουθος : Ὑπολογίζομεν τὸν ἀριθμὸν τῶν συνθηκῶν τῶν ἐξισώσεων γωνιῶν τριγώνου (=3), ἐξισώσεων πλευρῶν (=1) καὶ ὀριζοντίας περιστροφῆς (=0). Εὐρί-

σκομεν τὰς ἐξισώσεις τριγώνων. Καὶ ἀκολούθως τὰς ἐξισώσεις



Σχ. 24

πλευρῶν, λαμβάνοντας ὡς ἐξωτερικὸν κέντρον γωνιῶν πολυγώνου τὴν κορυφὴν Γ, ὅτε θὰ ἔχωμεν :

$$\frac{\eta\mu(1+2)\eta\mu\delta\eta\mu7}{\eta\mu\delta\eta\mu2\eta\mu(5+6)}=1.$$

Ἡ ὅλη ἐργασία ἀκολουθεῖ τὴν ἐξῆς πορείαν :

Α'. ΤΡΙΓΩΝΑ

Τριγ- γωνα	Ἀριθ. Γων.	Μετρηθ. γωνίαι		Διόρθωσ.*	Διορθωμένα γωνίαι
I	1	45° 52' 08"	$W_1=+6$	0,56	45° 52' 08",56
	6	51 40 36		+2,36	51 40 38,30
	7	47 40 20		+1,64	47 40 21,64
	8	34 46 50		+1,50	34 46 51,50
		179 59 54			
II	2	52 37 20	$W_2=-10$	-2,70	52 37 17,3
	3	46 43 46		-3,36	46 43 42,64
	4	42 20 22		-1,50	42 20 20,50
	5	38 18 42		-2,44	38 18 39,56
		180 00 10			
III	1	45 52 08	$W_3=-4$	+0,54	45 52 08,56
	2	52 37 20		-2,70	52 37 17,30
	3	46 43 46		-3,36	46 43 42,64
	8	34 46 50		+1,50	34 46 51,50
		180 00 04			

* Αἱ τιμαὶ αὗται εὐρίσκονται μετὰ τὴν ἐπίλυσιν τῶν κανονικῶν ἐξισώσεων καὶ προστιθέμεναι εἰς τὰς μετρήσεις δίδουν τὰς διορθωμένας γωνίας.

Β'. ΣΥΝΘΗΚΑΙ ΠΛΕΥΡΩΝ

Ἀριθμητής			Παρονομαστής		
Ἀριθ. Γων.	διαφ. λογ. λογ. ημ.	Διαφ. δι' 1''	Ἀριθ. Γων.	διαφ. λογ. λογ. ημ.	Διαφ. δι' 1''
1+2	-9,995214	-0,3	8	9,756206	+3,0
5	9,792348	+2,7	2	9,900176	+1,6
7	9,868823	+1,9	5+6	0,000000	+0,0

$$\Sigma \text{ λογ. ἀριθμητοῦ} = 9,656385$$

$$\Sigma \text{ λογ. παρονομασ.} = 9,656382$$

$$W = +3 \text{ (ἕκτης δεκαδικῆς τάξεως).}$$

Γ'. ΕΞΙΣΩΣΕΙΣ ΣΥΝΘΗΚΩΝ ΚΑΙ ΣΦΑΛΜΑΤΩΝ

	v_1	v_2	v_3	v_4	v_5	v_6	v_7	v_8	W	K	Σ	Σ K
α	+1	+1	+1					+1	+4	K_1 -1,8506	+4	-7,4024
β		+1	+1	+1	+1				+10	K_2 -1,5054	+4	-8,0216
γ	+1					+1	+1	+1	-6	K_3 +2,3038	+4	+9,2152
δ	-0,3 ^(*)	-1,9 ^(*)			+2,7		+1,9	-3	+3	K_4 -0,3472	-6	+0,2083
Σ	+1,7	+0,1	+2,0	+1	+3,7	+1	+2,9	+1			-11,4	
υ	+0,56	-2,70	-3,36	-1,50	-2,44	+2,36	+1,64	+1,50				-4,005
v^2	+0,3136	7,29	11,2896	2,25	5,9536	5,29	2,56	2,25		[υ υ]	-37,1968	

*) Ἐκ τῆς γραμμικῆς μορφῆς τῶν ἐξισώσεων τῶν πλευρῶν, ἴτοι :

$$-0,3(v_1+v_2)+2,7v_5+1,9v_7-3,0v_8-1,6v_2+3=0,$$

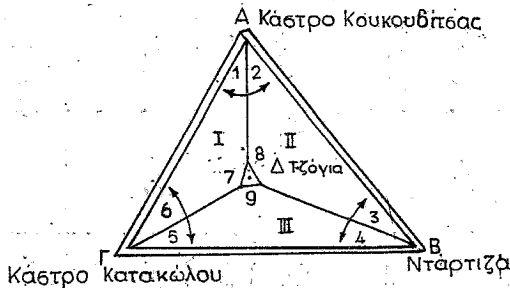
$$\text{καὶ } -0,3v_1-1,9v_2+2,7v_5+1,9v_7-3,0v_8+3,0.$$

	Α	Β	Γ	Δ	Ε	Ζ	Η	Θ
	[αα] = +4 [αδ] = +100 [αε] =	[αδ] = +2 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αγ] = +2 [αδ] = +1,000 [αε] = +0,5000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αδ] = +2,6667 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +2,9555 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +5,4000 [αε] = +1,5555 [αζ] = -1,500	[αδ] = +4 [αε] = -5,2 [αζ] = -1,500
α	[αα] = +4 [αδ] = +100 [αε] =	[αδ] = +2 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αγ] = +2 [αδ] = +1,000 [αε] = +0,5000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αδ] = +2,6667 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +2,9555 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +5,4000 [αε] = +1,5555 [αζ] = -1,500	[αδ] = +4 [αε] = -5,2 [αζ] = -1,500
β	[αδ] = +2 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +2 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αγ] = +2 [αδ] = +1,000 [αε] = +0,5000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αδ] = +2,6667 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +2,9555 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +5,4000 [αε] = +1,5555 [αζ] = -1,500	[αδ] = +4 [αε] = -5,2 [αζ] = -1,500
γ	[αγ] = +2 [αδ] = +1,000 [αε] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αγ] = +2 [αδ] = +1,000 [αε] = +0,5000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αδ] = +2,6667 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +2,9555 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +5,4000 [αε] = +1,5555 [αζ] = -1,500	[αδ] = +4 [αε] = -5,2 [αζ] = -1,500
δ	[αδ] = +2 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αγ] = +2 [αδ] = +1,000 [αε] = +0,5000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αδ] = +2,6667 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +2,9555 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +5,4000 [αε] = +1,5555 [αζ] = -1,500	[αδ] = +4 [αε] = -5,2 [αζ] = -1,500
ε	[αδ] = +2 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αγ] = +2 [αδ] = +1,000 [αε] = +0,5000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αδ] = +2,6667 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +2,9555 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +5,4000 [αε] = +1,5555 [αζ] = -1,500	[αδ] = +4 [αε] = -5,2 [αζ] = -1,500
ζ	[αδ] = +2 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αγ] = +2 [αδ] = +1,000 [αε] = +0,5000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αδ] = +2,6667 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +2,9555 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +5,4000 [αε] = +1,5555 [αζ] = -1,500	[αδ] = +4 [αε] = -5,2 [αζ] = -1,500
η	[αδ] = +2 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αγ] = +2 [αδ] = +1,000 [αε] = +0,5000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αδ] = +2,6667 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +2,9555 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +5,4000 [αε] = +1,5555 [αζ] = -1,500	[αδ] = +4 [αε] = -5,2 [αζ] = -1,500
θ	[αδ] = +2 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αγ] = +2 [αδ] = +1,000 [αε] = +0,5000 [αζ] =	[αδ] = +1,000 [αε] = +0,5333 [αζ] =	[αδ] = +2,6667 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +2,9555 [αε] = +1,000 [αζ] =	[αδ] = +5,4000 [αε] = +1,5555 [αζ] = -1,500	[αδ] = +4 [αε] = -5,2 [αζ] = -1,500

Αι διορθωμένα τιμαί τῶν γωνιῶν δίδονται εἰς τὸν Α'. πίνακα.
Τὸ μέσον σφάλμα μιᾶς γωνίας εἶναι :

$$m = \pm \sqrt{\frac{[vv]}{n-v}} = \sqrt{\frac{37,26}{4}} = \pm 3''.$$

Παράδειγμα 2ον. (Δη περίπτωσης) «Δίδονται τὰ σημεῖα Α, Β, Γ καὶ ζητεῖται νὰ προσδιορισθῇ τὸ Δ (σχ. 25) δι' ἰσοσταθμῆσεως



Σχ. 25

τῶν μετρηθεισῶν γωνιῶν 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9».

Ἐστω αἱ τιμαί :

$$\begin{array}{r} \text{ΑΓΔ : (1) = } 33^{\circ} 58' 73'' \\ \quad (7) = 143 \quad 74 \quad 29 \\ \quad (6) = 22 \quad 67 \quad 05 \\ \hline \quad \quad \quad 200 \quad 00 \quad 07 \\ W_1 = -7'' \end{array}$$

$$\begin{array}{r} \text{ΑΒΔ : (2) } 32^{\circ} 07' 14'' \\ \quad (3) 21 \quad 91 \quad 69 \\ \quad (8) 146 \quad 01 \quad 14 \\ \hline \quad \quad \quad 199 \quad 99 \quad 97 \\ W_2 = +3'' \end{array}$$

$$\begin{array}{r} \text{ΒΓΔ : (4) } 45^{\circ} 13' 78'' \\ \quad (5) 44 \quad 61 \quad 72 \\ \quad (9) 110 \quad 24 \quad 57 \\ \hline \quad \quad \quad 200 \quad 00 \quad 07 \\ W_3 = -7'' \end{array}$$

Ἡ πορεία τῆς ὅλης ἐργασίας παρουσιάζεται εἰς τοὺς ἀκολουθοῦντας πίνακας. Ἐνταῦθα αἱ συνθήκαι εἶναι: ἡμιτονική 1, αἱ συνθήκαι γωνιῶν ἐν γένει εἶναι 6 καὶ σύνολον 7, αἱ συνθήκαι τριγώνων 3 καὶ 3 ἀξιμουθιακαὶ (ἡ συγθήκη τοῦ κέντρου δὲν ὑφίσταται ἐν προκειμένῳ).



Α. ΤΡΙΓΩΝΑ

Αρ. Γων.	Όνομα	Σημείου	Γων. Μετρηθείσα	Διφθ.	Γων. Διορθωμ.	Λογ. ημ.	Διαφ. λογ.	Διαφ. ρ	Λογ. ηλεύραρ
I									
1	Κάετρο Κουκουδίτσας	35° 58' 73"	-5'16"	33° 58' 57.84"	4.362	9605 794			4.054 8115
7	Τζόγια	143 74 29	-067	143 74 28.33	9.701	8716 401	559		4.241 0860
6	Κάετρο Κατακόλου	22 67 05	-17	22 67 03.85	9.552	1854 70			3.895 2212
II									
2	Κάετρο Κουκουδίτσας	32 07 14	-2,24	32 07 176	4.366	9307 146			4.050 6378
3	Ντάρτζα	21 91 69	+249	21 91 71,49	9.528	6925 360			3.895 2214
8	Τζόγια	146 01 14	+275	146 01 16,75	9.875	1547 500	601		4.241 9860
III									
4	Ντάρτζα	45 13 78	-289	45 13 75,11	4241	1711 599			4054 8115
5	Κάετρο Κατακόλου	44 61 72	-203	44 61 59,97	9.809	5806 566			4050 6376
9	Τζόγια	110 24 57	-208	110 24 54,92	9.994	4099 50	110		4235 5225
		200 00 07	W ₅ -7'-700	200 00 00,00		3464			



Β'. ΣΥΝΘΗΚΑΙ ΠΛΕΥΡΩΝ (ΗΜΙΤΟΝΙΚΑΙ)

Αριθ. Γων.	διαφ. λογ. λογ. ημ.	Διαφ. D	Αριθ. Γων.	διαφ. λογ. λογ. ημ.	Διαφ. D
	855			173	
1	9,701 8716	1171	2	9,683 6925	1238
	1312			621	
3	9,528 1547	1902	4	9,813 5806	796
	532			92	
5	9,809 4099	809	6	9,542 3537	1834

9,0397111
—9,0397154

9,039 7154

—43

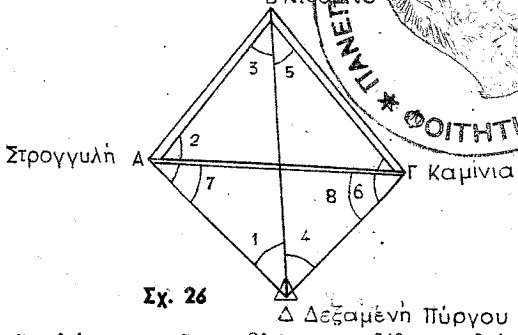
1= 33 58 73	3= 21 91 69	5= 44 61 72
2= 32 07 14	4= 45 13 78	6= 22 67 05
<u>1+2= 65 65 87</u>	<u>3+4= 67 05 47</u>	<u>5+6= 67 28 77</u>
α= 65 65 79.6	β= 67 05 46.6	γ= 67 28 73.8
W ₄ =-7.4	W ₅ =-0.4	W ₆ =-3.2

Γ'. ΕΙΣΩΣΕΙΣ ΣΥΝΘΗΚΩΝ ΚΑΙ ΣΦΑΛΜΑΤΩΝ

	u ₁	u ₂	u ₃	u ₄	u ₅	u ₆	u ₇	u ₈	u ₉	W	K
α	+1					+1	+1			+7	-0,666
β		+1	+1					+1		-3	+2,748
γ				+1	+1				+1	+7	-2,076
δ	+1	+1								+7,4	-4,735
ε			+1	+1						+0,4	-0,853
ζ					+1	+1				+3,2	-0,124
η	+11,71	-12,38	+19,02	-7,96	+8,09	-18,34				-43,0	+0,0209
Σ	+13,71	-10,38	+21,02	-5,96	+10,09	-16,34	+1	+1	+1		
υ	-5,156	-2,246	+2,493	-2,895	-2,031	-1,173	-0,866	+2,748	-2,076	[υ]	-11,0
υ ²	26,5843	5,0445	6,2150	8,3810	4,1250	1,3759	0,4436	7,5515	4,3056	[υυ]	=64,0264



«Παράδειγμα Ζον.» (Βα περίπτωσης) «Τοῦ παρατεθημένου τετραπλεύρου (σχ. 26) δίδονται τρία στοιχεία (αἱ τρεῖς πλευραὶ), μετρῶνται αἱ γωνίαι 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, καὶ δι' ἰσοσταθμίσεως αὐτῶν ζητεῖται νὰ προσδιορισθῇ τὸ σημεῖον Δ».



Λύσις : Ἡ ἐργασία τῆς λύσεως τοῦ προβλήματος δίδεται διὰ τῶν ἀκολουθούντων πινάκων :

Α'. ΤΡΙΓΩΝΑ

Ἄρ.Γων.	Όνομα σημείου	Γων. Μετρηθεῖσαι	Διόρθωσις	Γων. Διορθωμένα	λογ. ἡμ. διαφ. λογ.		
I					3,6139 138 458		
1	Δεξαμένη Πύργου	⁶ 47 78 54	0 + 8,6	⁵ 47 78 62,6	9,8337 996	731	3,4477592
2	Στρογγυλή	85 06 44	0 - 14,2	85 06 29,8	9,9879 296 49		3,6018 483
3	Ντόβρινο	67 15 01 199 99 99	0 + 8,6 W ₁ + 1	67 15 07,6 200 00 00,0	9,9394 177		3,5533344
II					3,6137 849 160		
4	Δεξαμένη Πύργου	70 23 35	0 + 11,5	70 23 46,5	9,9506 768	344	3,5644777
5	Ντόβρινο	44 62 16	0 + 10,2	44 62 26,2	9,8094 908 212		3,4232969
6	Καμίνια	85 14 32 199 99 83	0 - 4,7 W = + 17	85 14 27,3 200 00 00,0	9,9880 597		3,6018490
III					3,7174 897 180		
1+4	Δεξαμένη Πύργου	118 01 89	0 + 20,1	118 02 09,1	9,9823 446	198	3,6998523
7	Στρογγυλή	33 91 59	0 + 22,3	33 91 81,3	9,7057 133 941		3,4232971
8	Καμίνια	48 05 93 199 99 41	0 + 16,6 W = + 59	48 06 09,6 200 00 00	9,8358 388	725	3,5533355
3		6715. 01					
5		4462. 16					
	Εἶναι Πρέπει	111,77. 17					
		111,77. 33,8	W = + 16,8				
2		85 06 44					
-7		33 91 59					
2-7	Εἶναι Πρέπει	51 14 85					
		51 14 48,5	W 38,5				

Β'. ΣΥΝΘΗΚΑΙ ΠΛΕΥΡΩΝ

Αριθ. Γων.	διαφ. λογ. λογ. ήμ.	Διαφ. D	Αριθ. Γων.	διαφ. λογ. λογ. ήμ.	Διαφ. D
	72			683	
2	9.9879296	163	7	9.7057133	1157
	129			4	
5	9.8094908	808	3	9.9394177	386
	674			52	
8	9.8357663	725	6	9.9880597	162
	9.6332742			9.6332646	
	-9.6332646				
	W=+96				

Στρογγυλή $x = -5.511.82$

$y = -8.041.97$

Καμίνα $x = -827.31$

$y = -6.265.13$

ημ2 ημ5 ημ8

+4.684.51

+1.776.84

ημ7 ημ3 ημ6

λογ Δx = 3. 670 6641

λογ (Δy+Δx) = 3.8103233

λογ Δy = 3. 249 6483

λογ (Δy-Δx) = 0.3467732

λογ εφ.α_{AB} 0. 421 0158

λογ εφ(50+α_{AB}) = 3.4635451

116,92

Στρογ-Καμ.=α_{AB}=76.9202,3

3.6706641

3.2496483

Στρογ-Ντοβρ. =25.7753,8

9.2708118

9.5497960

51.1448,5

S=3.6998523 = 3.6998523

Γ'. ΕΞΙΣΩΣΕΙΣ ΣΥΝΘΗΚΩΝ

	u ₁	u ₂	u ₃	u ₄	u ₅	u ₆	u ₇	u ₈	W	K
α	+1	+1	+1						-1	-7,495
β				+1	+1	+1			-17,0	-4,613
γ				+1			+1	+1	-59,0	+16,142
δ			+1		+1				-16,8	+14,341
ε		+1					-1		+36,5	-6,820
ζ		+1,63	-3,86		+8,08	-1,62	-11,57	+7,25	+96	+0,060
υ	+8,647	-14,217	+6,614	+11,529	+10,213	-4,710	+22,268	+16,577		

Δ/ ΚΑΝΟΝΙΚΑΙ ΕΞΙΣΩΣΕΙΣ ΚΑΙ ΕΠΙΛΥΣΙΣ ΑΥΤΩΝ

	α	β	γ	δ	ε	ζ	ω	Σ	Κ
α	[αα] +3 [αα] +1000 [αα]	[αβ] +3	[αγ] +1	[αδ] +1	[αε] +1	[αζ]	-1	+ 2,77	K ₁ = -7,495
β	[ββ ₁] +3000 [ββ ₂] +1000 [ββ ₃]	[ββ] +3 +3	[βγ] +1	[βδ] +1	[βε]	[βζ] +6,46	-17,0	- 5,54	K ₂ = -4,619
γ	[γγ ₁] +1000 [γγ ₂] +0,333 [γγ ₃]	[γγ ₂] +3,334 [γγ ₂] +1000 [γγ ₂]	[γγ] +4	[γδ]	[γε]	[γζ]	-59,0	-58,32	K ₃ = +16,142
δ	[δδ] +1 [δδ] +0,333 [δδ]	[δδ ₁] -6,667 [δδ ₂] -0,200 [δδ ₃]	[δγ] +200 [δγ] +1000 [δγ]	[δδ] +2	[δε]	[δζ] +4,22	-46,8	- 8,98	K ₄ = +14,341
ε	[εδ] +1 [εδ] +0,334 [εδ]	[εδ ₁] -1,333 [εδ ₂] 0,400 [εδ ₃]	[εδ ₁] -0,600 [εδ ₂] -0,500 [εδ ₃]	[εδ ₁] +9,833 [εδ ₂] +1,000 [εδ ₃]	[εε] +2	[εζ]	+ 36,5	+ 51,7	K ₅ = -6820
ζ	[ζζ] -2,230 [ζζ] -0,743 [ζζ]	[ζζ ₁] +6,460 [ζζ ₂] +2,153 [ζζ ₃]	[ζζ ₁] +1,666 [ζζ ₂] +1,388 [ζζ ₃]	[ζζ ₁] +19,486 [ζζ ₂] +44,989 [ζζ ₃]	[ζζ ₁] +37022 [ζζ ₂] +1000 [ζζ ₃]	[ζζ] +271,694	+ 96	+385,224	K ₆ = +0,060
ω	[ωω] -1,000 [ωω] -0,33 [ωω]	[ωω ₁] -17,000 [ωω ₂] -5,667 [ωω ₃]	[ωω ₁] -21,401 [ωω ₂] -17,834 [ωω ₃]	[ωω ₁] +4,932 [ωω ₂] +5,921 [ωω ₃]	[ωω ₁] -3,427 [ωω ₂] -0060 [ωω ₃]				
Σ	[αΣ] +2,770 [αΣ] +0,922 [αΣ]	[βΣ ₁] - 5,640 [βΣ ₂] - 1,847 [βΣ ₃]	[βΣ ₁] -19,134 [βΣ ₂] -15,945 [βΣ ₃]	[βΣ ₁] +19,252 [βΣ ₂] +21,911 [βΣ ₃]	[βΣ ₁] +53,961 [βΣ ₂] +0,940 [βΣ ₃]			[ωκ]	



ΚΕΦΑΛΑΙΟΝ Ι΄.

ΣΥΣΧΕΤΙΣΙΣ ΤΩΝ ΦΑΙΝΟΜΕΝΩΝ

Σύνοψις.

Ἐξ ὄλων ὅσα ἀνεπτύχθησαν μέχρι τοῦδε, φαίνεται σαφῶς ὅτι τὸ θέμα τῆς θεωρίας τῶν σφαλμάτων καὶ τῆς ἰσοσταθμίσεως αὐτῶν διὰ τῆς μεθόδου τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων, σχετίζεται πρωτίστως μὲ τὴν ἐκτέλεσιν σειρᾶς παρατηρήσεων ἢ πειραματικῶν ἐρευνῶν, αἵτινες δίδουσι ὠρισμένα ἀριθμητικὰ ἐξαγόμενα καὶ τὰ ὁποῖα ἔχουσι ἀνάγκην περαιτέρω ἐπεξεργασίας καὶ συστηματικῆς μελέτης.

Ἔρχεται λοιπὸν ὁ ἐρευνητὴς νὰ μελετήσῃ τὰ ἐξαγόμενα ταῦτα, αὐτὰ καθ' ἑαυτά, ἀλλὰ κυρίως νὰ τὰ συσχετίσῃ πρὸς ἄλληλα. Γενικότερον ζητεῖ νὰ συσχετίσῃ μεταξὺ τῶν δύο ἢ περισσοτέρας σειρᾶς μετρήσεων ἢ παρατηρήσεων καὶ νὰ τὰς κρίνῃ κατ' ἀξίαν. Ἔχει π.χ. πρὸ ὀφθαλμῶν τὰ ἐξαγόμενα $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ καὶ ἀντιστοίχως: y_1, y_2, \dots, y_n (ἐν γένει $n \neq n$) καὶ θέλει νὰ τὰ συσχετίσῃ πρὸς ἄλληλα, ἀφοῦ προηγουμένως τὰ κρίνει αὐτὰ καθ' ἑαυτά. Ἀλλὰ δὲν ἀρκεῖται μόνον εἰς αὐτὸ ὁ ἐρευνητὴς. Συχνὰ εἶναι εἰς θέσιν νὰ ἐμβαθύνῃ περισσότερο εἰς τὴν σπουδὴν αὐτῶν τῶν ἐξαγομένων, διὰ νὰ εὔρῃ τὰ αἷτια τὰ ὁποῖα, ἀμέσως ἢ ἐμμέσως, συνδέονται μὲ τὰ μελετώμενα φαινόμενα καὶ νὰ καταλήξῃ εἰς τὴν διατύπωσιν νόμων οἱ ὁποῖοι νὰ ἀναφέρονται εἰς μεγαλύτερας ομάδας φυσικῶν γεγονότων.

Τὸ πρόβλημα ὅμως αὐτό, παρὰ τὴν ἐκ' πρώτης ὄψεως ἀπλότητα καὶ εὐκολίαν τὴν ὁποίαν παρέχει συχνὰ ἡ γραφικὴ παράστασις ἢ καὶ ἡ μαθηματικὴ ἔκφρασις — ὅσῳκις τοῦτο εἶναι δυνατόν — τῶν ἐρευνωμένων φαινομένων, παρουσιάζει πλείστας ὅσας πολυπλόκους πλευρὰς καὶ ποικίλας δυσκολίας. Δὲν ἀποκλείεται δὲ ὁ ἐρευνητὴς ἐνίοτε νὰ καταλήξῃ εἰς ἐσφαλμένα συμπεράσματα, τὰ ὁποῖα, παρὰ τὸ μαθηματικὸν ἔνδυμα τὸ ὁποῖον δύνανται νὰ ἔχουσι, δὲν εἶναι καὶ τόσον εἰκόλον γὰ διακρίνη, ἂν δὲν ἔχῃ ἀρκετὴν γνῶσιν τῶν μαθηματικῶν, πολλὴν ἐπιστημονικὴν κατάρτισιν, προσοχὴν καὶ ἀρκετὴν ἐπαφὴν μὲ τὴν ἐμπειρίαν.

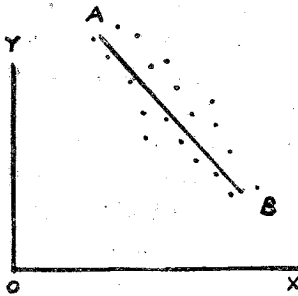
Ἐὰς θεωρήσωμεν δύο διακεκριμένα ἀλλήλων χαρακτηριστικά, ὅπως εἶναι π.χ. ἡ ἡλικία καὶ τὸ ὕψος τοῦ ἀνθρώπου. Ἐὰν συγκρίνωμεν τὸ μέσον ὕψος ἑνὸς μεγάλου ἀριθμοῦ ἀτόμων ἡλικίας 60 ἐτῶν μὲ τὸ μέσον ὕψος τῆς ἡλικίας τῶν 8 ἐτῶν, θὰ εὕρωμεν, ὅτι τὸ πρῶτον εἶναι μεγαλύτερον τοῦ δευτέρου. Ἐπίσης τὸ μέσον ὕψος τῶν 8 ἐτῶν εἶναι μεγαλύτερον τοῦ τῶν 4 ἐτῶν. Ἐν προκειμένῳ ὁμως δὲν δύναται νὰ διατυπωθῇ ἀκριβῆς σχέσις μεταξὺ τῶν χαρακτηριστικῶν τούτων, ἐκφραζομένη διὰ μιᾶς συναρτήσεως τῆς μορφῆς: $V = \sigma(H)$. Ἐὰν ὁμως λάβωμεν τὴν γνωστὴν εἰς τὴν Φυσικὴν σχέσιν τοῦ Boyle: $pV = RT$, ἣτις συνδέει μεταξὺ τῶν, τὴν πίεσιν p ἑνὸς ἀερίου, τὸν ὄγκον τοῦ V καὶ τὴν ἀπόλυτον αὐτοῦ θερμοκρασίαν T (R εἶναι μία σταθερά), τὸ ζήτημα διαφέρει. Διότι αὕτη γράφεται:

$$x + y = z + c,$$

ὅπου $x = \log p$, $y = \log V$ καὶ $z = \log T$. Ἀπεικονίζεται δὲ ἐπὶ τοῦ ἐπιπέδου, ἂν ὑποθεθῇ, ὅτι αἱ παρατηρήσεις ἐγένοντο ὑπὸ μίαν ὁρισμένην θερμοκρασίαν, ὅτε μετατρέπεται εἰς τὴν:

$$x + y = C \tag{83}$$

Ἡ σχέσις αὕτη δὲν ἀποτελεῖ ἕναν ἀκριβῆ τύπον συνδέοντα πίεσιν καὶ ὄγκον. Ὑπάρχει μία διασπορὰ τῶν σημείων (x, y) . Ὅμως τὸ σύνολον τῶν σημείων αὐτῶν ἢ τῶν στιγμάτων θὰ εὕρισκεται ἑκατέρωθεν καὶ πολὺ ἐγγὺς τῆς εὐθείας AB , ἣ ὁποία δύναται νὰ εὐρεθῇ κατὰ προσέγγισιν. Τὸ διάγραμμα τοῦτο (σχ. 27), ὀνομάζεται *στικτὸν*



Σχ. 27

διάγραμμα (Scatter diagram). Μεταγενέστεραι ἀκριβέστεραι παρατηρήσεις ἔδειξαν, ὅτι ὑπάρχει μία στενὴ σχέσις μεταξὺ τῶν δύο τούτων χαρακτηριστικῶν. Τοιαύτη σχέσις δὲν ὑπάρχει μεταξὺ ἡλικίας καὶ ὕψους πλήθους ἀνθρώπων.

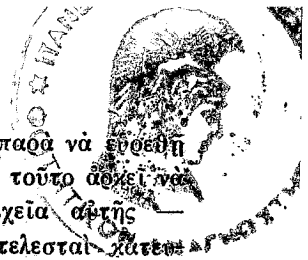
Ἐξ αὐτῶν γίνεται φανερόν, ὅτι ἡ συσχέτισις ἔχει σκοπὸν νὰ διερευνήσῃ τὸν βαθμὸν ἐξαρτήσεως τῆς μιᾶς μεταβλητῆς ὡς πρὸς τὴν ἄλλην καὶ ἀκόμη νὰ ὑποβοηθήσῃ τὸν ἐρευνητὴν εἰς τὸ νὰ ἐπεκτείνῃ τὴν ἐρευνάν του καὶ πρὸς ἄλλας κατευθύνσεις, τελικὸν ἀποτέλεσμα τῆς ὁποίας θὰ εἶναι ἡ συστηματικώτερα μελέτη καὶ παρουσιάσις τῶν ποικίλων φυσικῶν φαινομένων.

Πρέπει δὲ τέλος νὰ τονισθῇ ὅτι ὁ ἀσχολούμενος μὲ τοιαῦτα ζητήματα πρέπει νὰ ἔχη μεγάλην δόσιν διαισθήσεως ἥτις, ἐν πολλοῖς, συνδυαζομένη μὲ τὴν αὐστηρὰν λογικὴν θὰ τοῦ δίδῃ νύξεις ἢ καὶ ἀσφαλεῖς ἐνδείξεις περὶ τοῦ ποῖαν ὁδὸν πρέπει ἐκάστοτε νὰ ἀκολουθῇ, διὰ νὰ εἶναι βέβαιος περὶ τοῦ ἀποτελέσματος εἰς τὸ ὅποιον θὰ καταλήξῃ. Συμβαίνει δέ, πολὺ συχνά, κατὰ τὴν ἔρευναν διαφόρων προβλημάτων, σπουδαιότερον ρόλον νὰ παίξῃ ἡ ὀρθὴ καὶ ἐπιτυχὴς τοποθέτησις καὶ διατύπωσις, καὶ οὐχὶ ἡ λύσις αὐτῶν. Καὶ εἰς τὸ ζήτημα αὐτὸ ἀκριβῶς, ἂν δὲν δοθῇ ἡ δέουσα προσοχή, δὲν ἀποκλείεται νὰ παρεισφρήσουν πλείστα ὅσα σφάλματα, τὰ ὁποῖα καὶ νὰ μεταβάλουν τὴν ἀληθῆ εἰκόνα τῆς ἐξελιξέως τῶν διαφόρων φαινομένων.

Γραφικὴ ἀπεικόνισις τῶν φαινομένων.

Βοήθειαν μεγάλην εἰς τὴν μελέτην ἑνὸς ζητήματος δίδει ἀναμφιβόλως ἡ γραφικὴ ἀπεικόνισις αὐτοῦ. Διότι, διὰ νὰ ἐρευνήσωμεν π.χ. ἂν δύο μεγέθη ἐξαρτῶνται ἢ μὴ ἀπ' ἀλλήλων καὶ ποῖα εἶναι ἡ πιθανὴ σχέσηις ἢ ὁποῖα συνδέει ταῦτα, εἶναι ἀνάγκη ὅπως μετὰ τὴν συγκέντρωσιν, ἐπεξεργασίαν καὶ κατάταξιν τοῦ ὕλικου τῶν μετρήσεων ἢ παρατηρήσεων, γίνῃ γραφικὴ ἀπεικόνισις ἢ παράστασις αὐτῶν. Ἡ τοιαύτη παράστασις ἑνὸς ἐκάστου ἐκ τῶν φαινομένων δίδει ἀσφαλῶς μίαν σαφῆ εἰκόνα τῆς ἐξελιξέως των καὶ τῆς πιθανῆς μεταξὺ των συσχετίσεως, βοηθεῖ δὲ τὰ μέγιστα εἰς τὴν βαθυτέραν μελέτην ἐκατέρου τούτων.

Συνδέομεν, συνήθως, τὰ ἀπεικονιζόμενα σημεῖα διὰ μιᾶς συνεχοῦς γραμμῆς, τὴν ὁποίαν καλοῦμεν «συναρτησιακὴν καμπύλην». Αὕτη εἶναι μία καμπύλη ἀσθαιρέτος ἢ ὁποῖα παρεμβάλλεται μεταξὺ τῶν σημείων, δεχόμεθα δὲ ὅτι ἐπ' αὐτῆς, ἂν δὲν κείνται ὅλα τὰ σημεῖα, πάντως εἶναι τοιαύτη ὥστε νὰ διέρχεται, ἐγγύτερον πάσης ἄλλης, ἐξ ὅλων τῶν διδομένων σημείων. Ἐὰν ἡ γραμμὴ αὕτη εἶναι πολὺ ἀνώμαλος τοῦτο δεικνύει ὅτι δὲν ὑπάρχει ἐν γένει σχέσηις μεταξὺ τῶν ἀντιστοιχῶν τιμῶν τῶν δύο ἀξόνων, δηλαδὴ αἱ σειραὶ τῶν δύο μεγεθῶν εἶναι ἀνεξάρτητοι ἀλλήλων. Δύναται ὅμως τοῦτο νὰ μαρτυρῇ τὴν ἐπίδρασιν καὶ ἄλλων αἰτιῶν, ἐκτὸς ἐκείνων τὰ ὁποῖα ἡμεῖς ἐδέχθημεν ὡς ὑφιστάμενα. Ὅταν ἴδωμεν ὅτι συμβαίνει τοιοῦτόν τι, τότε προσπαθῶμεν νὰ ἐκτελέσωμεν τὰς παρατηρήσεις μας, οὕτως ὥστε, κατὰ τὸ δυνατόν, νὰ μὴ μεταβάλλονται τὰ ἄλλα στοιχεῖα διὰ νὰ μὴ ἔχωμεν καὶ τὴν παρεμβολὴν καὶ ἄλλων παραγόντων.



Κατόπιν τῆς ἐργασίας ταύτης, δὲν ἀπομένει παρὰ νὰ εὑρεθῇ ἡ ἀναλυτικὴ ἔκφρασις τῆς καμπύλης αὐτῆς. Πρὸς τοῦτο ἀρκεῖ νὰ προσδιορισθοῦν, κατὰ προσέγγισιν, ὠρισμένα στοιχεῖα αὐτῆς — ὅπως π.χ. σημεῖον εἰς ὃν τέμνει τὸν ἄξονα τῶν Y , συντελεστικὸν κατεστάνσεως εἰς ὠρισμένα σημεῖα αὐτῆς, παράμετροι κλπ. Ἐὰν ἡ εὔρεσις, διὰ συνήθους παρεμβολῆς, τῆς ἐξισώσεως τῆς καμπύλης εἶναι δύσκολος, τότε καταφεύγομεν εἰς τὴν ἀναγωγὴν τῆς γραφικῆς ἀπεικονίσεως εἰς μίαν κατάλληλον καμπύλην τοῦ Pearson, ὁπότε καὶ ὑπολογίζομεν τὰ σχετικὰ στοιχεῖα ἢ χρησιμοποιοῦμεν τὴν ἀλλομετρικὴν μέθοδον ἣτις βασίζεται εἰς τὰς ιδιότητες τῆς γνωστῆς συναρτήσεως $y = ax^p$ καὶ εἰς τὴν ἀρχὴν τῆς συσχετίσεως δύο σειρῶν φαινομένων, ἣ τέλος μεταχειριζόμεθα καὶ ἄλλους ἐμπειρικοὺς τρόπους οἵτινες δίδουν ἐν πολλοῖς καλὰ ἀποτελέσματα. Ἐνα ἄλλο ζήτημα τὸ ὁποῖον πρέπει νὰ προσέξωμεν εἶναι τὸ τῆς ἐκλογῆς τῆς κλίματος ὑπὸ τὴν ὁποίαν θὰ γίνῃ ἡ γραφικὴ παράστασις. Κατ' ἀρχὴν, δὲν παίζει ρόλον ἐὰν τοὺς ἄξονας τῶν τετυμημένων καὶ τεταγμένων τοὺς ἐκλέξωμεν ὑπὸ διάφορον κλίμακα. Ἡ πορεία τῆς ἐξελίξεως τοῦ μελετωμένου φαινομένου δὲν μεταβάλλεται οὐσιωδῶς. Δι' αὐτὸ καὶ ἐξαρτᾶται ἀπὸ τὸν πεπειραμένον ἐρευνητὴν νὰ χρησιμοποιήσῃ μικρὰν ἢ μεγάλην κλίμακα, εἰς τὸν ἕνα ἢ τὸν ἄλλον ἄξονα, εἰς τρόπον ὅστε ἡ ἀπεικόνισις νὰ δεῖξῃ παραστατικῶς τὴν εἰκόνα τοῦ ὅλου φαινομένου. Ἐκεῖνο τὸ ὁποῖον ἰδιαίτερος ὁ ἐρευνητὴς πρέπει νὰ προσέξῃ εἶναι, νὰ ἀποφύγῃ τὴν ἑξαφάνισιν, διὰ τῆς μὴ καταλλήλου ἐκλογῆς, ἐξελίξεων τοῦ φαινομένου αἱ ὁποῖα, χορῆζουσι ἰδιαίτερας μελέτης, εἴτε ἀπλῶς διὰ τὴν συσχέτισιν δύο φαινομένων εἴτε καὶ διὰ τὴν βαθυτέραν ἐρευναν αὐτῶν πρὸς εὔρεσιν τῆς αἰτίας ἢ ὁποῖα τὰ προκαλεῖ. Διότι πρέπει νὰ τονισθῇ ἐνταῦθα, ὅτι συχνὰ συμβαίνει νὰ ἑξαφανίζωνται μεταβολαὶ καὶ ἄλλαι διαφοραὶ αἰτινες σημειοῦνται κατὰ τὴν ἐξέλιξιν ἑνὸς μελετωμένου γεγονότος ἕνεκα τῆς μὴ ἐπιτυχοῦς ἐκλογῆς τῆς κλίμακος ἀπεικονίσεως.

Τὸ ἴδιον ἰσχύει καὶ εἰς τὴν περίπτωσιν καθ' ἣν δὲν γίνεται κατάλληλος ἐνσωμάτωσις τῶν ἐπὶ μέρους παρατηρήσεων κατὰ τὴν κατασκευὴν καὶ διάταξιν τοῦ πίνακος τῶν τιμῶν αὐτοῦ. Συμβαίνει, δηλαδή, συχνὰ νὰ ἑξαφανίζωνται ποιοτικαὶ διαφοραὶ καὶ χαρακτηριστικαὶ ιδιότητες ἑνὸς φυσικοῦ φαινομένου, ἐξ ἀφορμῆς τῆς ἀνεπιτυχοῦς ποσοτικῆς ἐκφράσεως καὶ θεωρήσεως αὐτοῦ. Ὅπως, φυσικὰ καὶ ἀντιστροφῶς, πρέπει νὰ καταβάλλεται προσοχὴ—διότι καὶ τοῦτο δύναται

νά συμβῆ—διὰ νά μὴ δημιουργῆται πλασματικῶς ποιοτικὴ ἐκδήλωσις ἰδιοτήτων, μὴ ὑπαρχουσῶν εἰς τὴν πραγματικότητα.

Ἴσως εἶναι περιττὸν νά τονισθῆ, ὅτι εἰς πολλὰς περιπτώσεις, ἔαν αἱ παρατηρήσεις ἢ αἱ μετρήσεις ἦσαν ἐλεύθεραι σφαλμάτων, ἀσφαλῶς δὲν θὰ παρουσιάζοντο ἀνωμαλίας καὶ ἡ καμπύλη θὰ διήχοτο δι' ὅλων τῶν διδομένων σημείων. Ἐπειδὴ ὅμως τοῦτο δὲν συμβαίνει, τὰ σημεία δὲν δύνανται νά *κείνται* ἐπὶ τῆς ἰδίας καμπύλης, ἀκριβῶς δὲ ἡ ζητούμενη ἀναλυτικὴ ἔκφρασις τῆς γραφικῆς παραστάσεως πρέπει νά εἶναι τοιαύτη, ὥστε τὰ σφάλματα ν , νά πληροῦν τὴν συνθήκην:

$[\nu] = \text{ἐλάχιστον,}$

ὁπότε ἔχομεν τὴν πλέον πιθανὴν *συνάρτησιαν καμπύλην*. Ἰδιαιτέρα προσοχὴ πρέπει νά καταβληθῆ, ὥστε νά διαγραφοῦν τὰ σημεία ἐκεῖνα, τὰ ὁποῖα φέρουν μεθ' ἑαυτῶν «*χονδροειδῆ*» σφάλματα, ὅπως ἐπίσης νά συγκεντρωθοῦν περισσότεραι παρατηρήσεις ἐκεῖ ὅπου παρουσιάζονται σημεία καμπῆς, διὰ νά εἴμεθα εἰς θέσιν νά μελετήσωμεν ἀκριβέστερον τὴν πορείαν τοῦ ἐξελισσόμενου φαινομένου. Ἄλλ' εἰς τὸ τελευταῖον αὐτὸ σημεῖον πρέπει νά ἐπιμείνωμεν κάπως περισσότερον.

Ἐξομάλυνσις τῆς καμπύλης.

Ἐφ' ὅσον προϋπόθεσις τῆς κατὰ τὸ δυνατόν ἀκριβοῦς ἀναπαράστασεως ἑνὸς φαινομένου, βάσει τῶν διδομένων τιμῶν, εἶναι ἡ ἐμπειρικὸς σχηματισθεῖσα συνάρτησις νά προσεγγίξῃ μέχρις ἑνὸς βαθμοῦ τὴν πραγματικὴν, πρέπει νά καταβληθῆ ἰδιαιτέρα προσοχὴ διὰ τὰ διαστήματα ἐκεῖνα, εἰς τὰ ὁποῖα αἱ παρατηρήσεις δὲν εἶναι πυκναί. Ἡ πυκνότης τῶν τιμῶν εἶναι ἀπαραίτητος προϋπόθεσις διὰ νά πλησιάζῃ ἡ ἐμπειρικὴ καμπύλη, τὴν πραγματικὴν.

Τοῦτο φυσικὰ ἰσχύει περισσότερον εἰς τὰς περιπτώσεις κατὰ τὰς ὁποίας τὰ φαινόμενα εἶναι περιοδικά, ὅπως π.χ. συμβαίνει, κατὰ κανόνα, μὲ τὰ μετεωρολογικά, μὲ πολλὰ ἠλεκτρικά, μαγνητικά, ἀστρονομικά, βιολογικά φαινόμενα ἢ καὶ ἄλλα, σχέσιν ἔχοντα μὲ τὴν γεωργίαν καὶ τὴν ἀπόδοσιν τῶν φυτῶν ἢ μὲ τὸν ὄργανισμόν τοῦ ἀνθρώπου ἢ ἀκόμη καὶ δημογραφικά φαινόμενα. Εἰς τὴν πραγματικότητα, αἱ δυναταὶ καὶ πιθαναὶ κυμάνσεις τοῦ εὔρους τῆς περιόδου καὶ τοῦ μήκους αὐτῆς πρέπει νά μελετηθοῦν ἐκ προτέρου. Ὁ ἐρευνητὴς δηλαδὴ πρέπει νά γνωρίζῃ ἐκ προτέρου, ἀναλόγως τῆς φύσεως τοῦ προβλήματος, π. χ. ποία περίοδος δύναται νά ἐμφανισθῆ ἢ ποῖαι ἄλλαι ἰδιότητες εἶναι φυσικόν

νὰ ἐκδηλωθῶν, ὥστε νὰ μὴ παρασύρεται ἀπὸ τῆς τοιαύτης ἢ τοιαύ-
την μορφῆν τῆς γραφικῆς παραστάσεως εἰς τὴν δεξιόσθεν χαρακτη-
ριστικῶν, τὰ ὁποῖα, ἐκ λόγων οὐσιαστικῶν, εἶναι ἀδύνατον νὰ ἀντα-
ποκρίνονται εἰς τὴν πραγματικότητα.

Εἶναι καλὸν νὰ γίνῃ ἐγκαίρως μία διάκρισις μετὰ τῶν σφάλμα-
των, τὰ ὁποῖα ὀφείλονται εἰς τυχαῖα καὶ συστηματικῶς ἐπιδρωθέντα αἰ-
τία. Ἡ ἀπαλλαγὴ τῶν παρατηρήσεων ἀπὸ τὰ τυχαῖα σφάλματα, ἐξο-
μαλύνει, ἐν τινι μέτρῳ, τὴν μελετωμένην καμπύλην, ἀπὸ ἐμφανιζομέ-
νας μικροκυμάνσεις αὐτῆς. Ἐπιτυγχάνεται δὲ αὕτη, ὡς εἶναι ἤδη γνω-
στόν, διὰ τῆς ἀντικαταστάσεως σειρᾶς τιμῶν ὑπὸ τοῦ ἀριθμητικοῦ
μέσου αὐτῶν, τὸ ὁποῖον καὶ ἐξαλείφει αὐτά, ὅταν ὁ ἀριθμὸς τῶν λαμ-
βανομένων παρατηρήσεων αὐξάνῃ. Εἰς τὸ σημεῖον αὐτὸ ὁμῶς πρέπει
νὰ καταβληθῇ ἰδιαίτερα προσοχὴ ὥστε τὸ ἀριθμητικὸν μέσον νὰ μὴ
συνάγεται ἐκ τιμῶν μακροῦ διαστήματος, διότι ὑπάρχει φόβος νὰ κί-
λυθῇ καὶ νὰ μείνῃ ἀγνωστος τυχοῦσα ὑφισταμένη κύμανσις τῆς πο-
ρείας τοῦ φαινομένου. Δι' αὐτὸ πρέπει νὰ ἀποφεύγεται, κατὰ τὴν ἐξαγω-
γὴν τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου, ἢ χρησιμοποίησις πολλῶν τιμῶν ἐκεῖ ὅ-
που ἡ γραμμὴ παρουσιάζει καμπυλότητα ἢ ἄλμα. Εἰς τὰ τμήματα δη-
λαδὴ αὐτά, τὸ ἀριθμητικὸν μέσον δὲν πρέπει νὰ ἀντιστοιχῇ εἰς μέγα
διάστημα — συνήθως χρόνου — οὔτε φυσικὰ νὰ γίνεταί ἐκεῖ ἰσοστά-
θμισις τῶν παρατηρήσεων, χωρὶς ἰδιαίτερον μελέτην τοῦ ὅλου ζητήματος.

Ἡ καμπύλη, ἐπομένως, ἀφομοιοῦται ἢ ὑφίσταται ἐξομαλύνσειν,
ὅταν λαμβάνωμεν ὀλιγωτέρας τιμὰς καὶ ἀκολουθῶμεν ὀρισμένους κα-
νόνας κατὰ τὴν εὐρεσιν τῶν μέσων τιμῶν, δι' ὧν αὕτη διέρχεται. Καὶ
τοιούτοι ἐμπειρικοὶ κανόνες ὑπάρχουν πολλοί. Ἴδου μερικοὶ: "Ὅταν
ἔχωμεν δύο τιμὰς, λαμβάνομεν τὸ ἀριθμητικὸν μέσον. "Ὅταν ἔχωμεν
τρεις, ἡ μεσαία τιμὴ θὰ ἔχῃ μεγαλύτερον βῆρος ἀπὸ τὰς ἄλλας ἐν
ἀναλογίᾳ θὰ εἶναι: 1, 2, 1. "Ἦτοι ἐὰν ἔχωμεν τὰς τιμὰς t_1, t_2, t_3 ,
τότε ἡ μέση ἐξομαλυμένη τιμὴ θὰ εἶναι:

$$E_2 = \frac{1}{4} (t_1 + 2t_2 + t_3)$$

Διὰ τιμὰς περισσοτέρας, ἔχομεν διαφόρους τύπους, μὲ διαφορε-
τικὸν βῆρος. Π. χ. ἐὰν ἔχωμεν κανονικὴν μείωσιν τῶν τιμῶν ἀπὸ τὸ
μέσον πρὸς τὰ ἅκρα, χρησιμοποιοῦμεν διὰ 4 τιμὰς, τὸν τύπον:

$$E_{2,5} = \frac{1}{6} (t_1 + 2t_2 + 2t_3 + t_4)$$

καὶ διὰ 5, τὸν:



$$E_3 = \frac{1}{9} (t_1 + 2t_2 + 3t_3 + 2t_4 + t_5).$$

Ἐὰν αἱ τιμαὶ δὲν παρουσιάζουν κανονικὴν μείωσιν, τότε ὡς βάση χρησιμοποιοῦμεν τοὺς συντελεστὰς τοῦ διωνύμου :

$$E_{2,5} = \frac{1}{8} (t_1 + 3t_2 + 3t_3 + t_4) \text{ καὶ } E_5 = \frac{1}{16} (t_1 + 4t_2 + 6t_3 + 4t_4 + t_5).$$

Ἡ ἐργασία αὐτὴ πρέπει νὰ γίνεταί οὕτως, ὥστε νὰ ἐξαφανίζονται αἱ μικροκυμάνσεις καὶ νὰ μένουν αἱ μεγάλαί πρὸς ἔρευναν. Συνιστᾶται ὅπως ἡ ἀφομοίωσις τῶν παρατηρήσεων νὰ μὴ ἐπεκτείνεται εἰς διάστημα μεγαλύτερον τοῦ $\frac{1}{4}$ τῆς περιόδου. Ἐκλέγομεν δηλαδὴ τὴν ἐλάχιστην — ὅταν μία καμπύλη παρουσιάζῃ πολλὰς περιόδους — περίοδον Π καὶ κάμνομεν τὴν ἐξομάλυνσιν ἢ ἀφομοίωσιν τῆς καμπύλης εἰς τὸ διάστημα $\Delta x \leq \frac{\Pi}{4}$ καὶ τοῦτο διότι εἰς αὐτό, δὲν ἐμφανίζεται πάντοτε τὸ εὖρος τῆς κυμάνσεως καί, ἐπομένως, δὲν ὑπάρχει φόβος ἐξαφανίσεως χαρακτηριστικῶν ιδιοτήτων αὐτῆς. Ἐὰν ὅμως $\Delta x = \frac{\Pi}{2}$, καὶ μάλιστα, ἐὰν τοῦτο, εὐρίσκεται μεταξύ μεγίστου καὶ ἐλαχίστου, τότε εἰς αὐτὸ περιλαμβάνεται τὸ εὖρος καὶ ἡ περίοδος.

Κατὰ τὴν ἐργασίαν αὐτὴν πρέπει νὰ ἔχωμεν ὑπ' ὄψει, ὅτι ἡ ἐξομάλυνσις τότε καὶ μόνον δύναται νὰ γίνῃ, ὅταν ὑπάρχουν σοβαροὶ λόγοι, ὅτι ἡ μεταβολὴ τῶν τεταγμένων τῶν σημείων μιᾶς ἐμπειρικῆς καμπύλης εἶναι συνεχῆς, ὅσον καὶ ἐὰν αὐξηθῇ ὁ ἀριθμὸς τῶν παρατηρήσεων. Εἰς κάθε ἄλλην περίπτωσιν, ἢ τοιαύτη ἐργασία ἀπαγορεύεται, καθ' ὅσον ὑπάρχει φόβος νὰ ἐξαφανισθοῦν οὐσιώδεις ιδιότητες τῆς μελετωμένης καμπύλης. Ἡ τοιαύτη ἐξομάλυνσις τῆς καμπύλης γίνεται, ὑπὸ πεπειραμένου πάντοτε ἐρευνητοῦ, διὰ τῆς χειρός, ἀλλὰ καὶ ἡ πείρα πρέπει νὰ σχηματίζεται καὶ βάσει θεωρητικῆς μελέτης τοῦ προβλήματος τούτου.

Γραμμικὴ συσχέτισις καὶ μέσοι εὐδεῖαι.

Συχνὰ εἰς πολλὰ ζητήματα τῆς Φυσικῆς, τῆς Ἀστρονομίας, τῆς Μετεωρολογίας καὶ ἄλλων ἐπιστημῶν ζητεῖται νὰ ἐκφρασθῇ ὡς συνάρτησις μιᾶς ἢ περισσοτέρων ἀνεξαρτήτων μεταβλητῶν ἓνα φαινόμενον, τὸ ὁποῖον δύναται νὰ παρατηρηθῇ ἐν τῇ ἐξελίξει του. Συμβαίνει δὲ πολλάκις ἡ συνάρτησις νὰ εἶναι γνωστὴ κατὰ προσέγγισιν, ὁπότε μὲ τὰ σφάλματα τῶν παρατηρήσεων ἀναμειγνύονται καὶ τὰ σφάλματα

τῆς θεωρίας, τὰ ὁποῖα προέρχονται ἐκ τοῦ ὅτι δὲν γνωρίζομεν ἐπακριβῶς τὴν συνάρτησιν. Τὰ σφάλματα ταῦτα δύνανται νὰ μειωθοῦν εἰς τὸ ἐλάχιστον, ἐὰν χρησιμοποιηθῇ ἡ μέθοδος τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων ἐπὶ διαφορῶν συναρτήσεων, αἱ ὁποῖαι κατὰ προσέγγισιν ἀπεικονίζουν τὸ ἐρευνώμενον φαινόμενον. Παρουσιάζονται δηλαδὴ προβλήματα εἰς τὰ ὁποῖα π.χ. ζητεῖται νὰ εὑρεθῇ ἡ καταλληλοτέρα εὐθεῖα ἢ καμπύλη, ὅποτε δέον νὰ εφαρμοσθῇ ἡ μέθοδος τοῦ Gauss.

Ὅταν εἰς τὴν ἀπεικόνισιν τῶν δεδομένων τῶν παρατηρήσεων παρουσιάζονται εὐθύγραμμοι γενικαὶ τάσεις τοῦτο σημαίνει, ὅτι ὁ νόμος τῆς μεταβολῆς τῶν μέσων τιμῶν τῆς μιᾶς μεταβλητῆς ὡς πρὸς τὰς τιμὰς τῆς ἄλλης εἶναι δυνατὸν νὰ ἐκφρασθῇ διὰ μιᾶς γραμμικῆς σχέσεως. Τότε λέγομεν ὅτι ἔχομεν *γραμμικὴν συσχέτισιν* (Correlation). Τοιαύτας περιπτώσεις ἐξετάσαμεν ἤδη, ὅταν ἀνεπτύσαμεν τὴν σχέσιν (83), τὸ 2ον παράδειγμα τοῦ κεφαλαίου ΣΤ' καὶ τὴν συσχέτισιν μήκους φυσαλίδος ἀεροστάθμης καὶ θερμοκρασίας, τὴν ἐκφραζομένην διὰ τῆς (11'), ἦτοι: $y = a + \beta x$. Αἱ εὐρεθεῖσαι εὐθεῖαι ὀνομάζονται *μέσαι εὐθεῖαι* (lignes de regression, lines of regression, Regressionslinien) ἢ καὶ *γραμμαι ἐκτιμήσεως* (lignes d'estimation, lines of estimation). Αἱ γραμμαι ἐκτιμήσεως καλοῦνται καὶ *γραμμαι παλινδρομήσεως* (*).

Ἐξετάσωμεν τὴν περίπτωσιν τῆς γραμμικῆς συσχέτισεως, ὅπως τὴν ἀναφέρει ὁ P. van der Waerden μετὰ τοῦ σχετικοῦ ἀναλυτικοῦ παραδείγματος.

Ἐστω x ἡ ἀνεξάρτητος μεταβλητὴ καὶ y τυχαῖον μέγεθος ἐξαοτώμενον ἐκ τοῦ x καὶ ἐκ τῆς τύχης. Ἐχομεν τὰς παρατηρηθεῖσας τιμὰς x_1, x_2, \dots, x_n καὶ τὰς ἀντιστοίχους τιμὰς y_1, y_2, \dots, y_n , συνδεομένας διὰ τῆς:

$$y = \theta_0 + \theta_1 x + u \quad (84)$$

ὅπου ἡ μέση εὐθεῖα $y = \theta_0 + \theta_1 x$ εἶναι κατὰ τὸ δυνατὸν ἐγγὺς τῆς πραγματικῆς πορείας τῶν τιμῶν y , ὥστε αἱ «τυχαῖαι ἀποκλίσεις» ὡς μικραὶ νὰ παραλείπωνται.

(*) Τὴν ὀνομασίαν γραμμαι παλινδρομήσεως ἔδωσεν ὁ Galton τὸν παρελθόντα αἰῶνα (1877—1889) ὅταν ἐμελέτα τὰ ἀναστήματα τῶν υἱῶν ἐν σχέσει μὲ τὰ τῶν πατέρων, ὅτε παρατηρεῖται μία τάσις παλινδρομήσεως πρὸς τὸ ἀνάστημα τῆς φυλῆς. Ἡ ὀνομασία αὕτη τείνει νὰ καταργηθῇ.

Λυνάμεθα νὰ ὑποθέσωμεν, ὅτι ἡ συνδέουσα τὰ x καὶ y σχέσις εἶναι τῆς μορφῆς :

$$y = \theta_0 + \theta_1 x + \dots + \theta_r x^r + u \quad (84')$$

δηλαδή *συσχέτισις ἀνωτέρας τάξεως*, ἢ ὅτι ἔχομεν μίαν περιοδικὴν κύμανσιν — ὅπως συμβαίνει εἰς πολλὰ περιοδικὰ φυσικὰ φαινόμενα - ἐκφραζομένην διὰ τῆς *τριγωνομετρικῆς* σειραῖς :

$$y = \theta_0 + \theta_1 \sigma\omega\nu\alpha x + \theta_2 \eta\mu\omega x + u. \quad (84'')$$

Εἰς ὅλας αὐτάς τὰς σχέσεις, ὅταν τὸ ὑπόλοιπον u δὲν εἶναι δυνατὸν νὰ παραλειφθῆ ἰδίως λόγω τῆς μικρᾶς του τιμῆς, δύναται ἀκριβῶς νὰ ἐξακριβωθῆ διὰ τῆς μεθόδου τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων, ἤτοι :

$$\Sigma u_i^2 = \text{ἐλάχιστον},$$

ὁπότε προσδιορίζονται αἱ σταθεραὶ $\theta_0, \theta_1, \dots$

* Ἄς λάβωμεν τὴν γραμμικὴν συσχέτισιν (84').

Πρέπει νὰ ἔχομεν :

$$\Sigma u_i^2 = \Sigma (y_i - \theta_0 - \theta_1 x_i)^2 = \text{ἐλάχιστον}.$$

Διαφορίζοντας λαμβάνομεν τὰς $(n+1)$ ἐξισώσεις τῶν συνθηκῶν :

$$\begin{aligned} \theta_0 n + \theta_1 [x] + \dots + \theta_r [x^r] &= [y] \\ \theta_0 [n] + \theta_1 [x^2] + \dots + \theta_r [x^{r+1}] &= [xy] \\ &\dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \\ \theta_0 [x^r] + \theta_1 [x^{r+1}] + \dots + \theta_r [x^{2r}] &= [x^r y]. \end{aligned} \quad (85)$$

Ἐπειδὴ ἡ λύσις τοῦ συστήματος (85) εἶναι κοπιώδης, καθιστῶμεν τοῦτο ὀρθογώνιον*. Αἱ ἀρχικαὶ συναρτήσεις εἰς τὴν (84) εἶναι αἱ 1 καὶ x . Αἱ ὀρθογώνιοι αὐτῶν συναρτήσεις εἶναι :

$$\psi_0 = 1 \text{ καὶ } \psi_1 = x - \bar{x},$$

ὅπου \bar{x} εἶναι ἡ μέση τιμὴ τῶν x_i .

Ἡ (84) ἀντικαθίσταται ὑπὸ τῆς :

$$y = \mu_0 \psi_0 + \mu_1 \psi_1$$

*) Δύο συναρτήσεις $\varphi(x)$ καὶ $\psi(x)$, ἀμφότεραι ὀρισμέναι διὰ τὰς τιμὰς x_1, x_2, \dots, x_n , καλοῦνται ὀρθογώνιοι, ὅταν ἰσχύῃ ἡ σχέσηις :

$$\Sigma \varphi(x_i) \psi(x_i) = 0.$$

διὰ τὴν ὁποίαν πρέπει νὰ ἰσχύη :

$$\Sigma(y - \mu_0\psi_0 - \mu_1\psi_1)^2 = \text{ἐλάχιστον.}$$

$$\left. \begin{aligned} \text{Ἦτοι : } \quad \mu_0 n &= \Sigma y \\ \mu_1 \Sigma(x - \bar{x}) &= \Sigma y(x - \bar{x}) \end{aligned} \right\}$$

Ἐξ αὐτῶν προσδιορίζονται τὰ μ_0 καὶ μ_1 , τὰ ὁποῖα δυνάμεθα χάριν ἀπλότητος, νὰ γράψωμεν ὡς m_0 καὶ m_1 . Καὶ ἔχομεν :

$$m_0 = \frac{1}{n} \Sigma y = \bar{y} \quad (87)$$

$$m_1 = \frac{\Sigma(x - \bar{x})y}{\Sigma(x - \bar{x})^2} = \frac{\Sigma(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\Sigma(x - \bar{x})^2} \quad (88)$$

Ἡ ἐξίσωσις τῆς εὐθείας :

$$y - \bar{y} = m_1(x - \bar{x}) \quad (89)$$

καλεῖται *ἐμπειρική γραμμὴ ἐκτιμῆσεως*.

Ὁ συντελεστὴς κατευθύνσεως τῆς εὐθείας ταύτης καλεῖται *ἐμπειρικός συντελεστὴς παλινδρομήσεως* καὶ ἡ τιμὴ του ἐξαρτᾶται φυσικὰ ἐκ τῆς τύχης. Ἐὰν αἱ τιμαὶ x εἶναι ἀνεξάρτητοι τῆς τύχης, ὅπως συμβαίνει εἰς τὴν περίπτωσιν καθ' ἣν αἱ τιμαὶ τῶν x παριστοῦν χρόνον, τότε ἀντιστρόφως αἱ τιμαὶ τοῦ y εἶναι τυχαῖα μεγέθη, ὁπότε δυνάμεθα νὰ ὑπολογίσωμεν τὴν μέσην τιμὴν καὶ τὸ μέσον σφάλμα m_1 . Ὅταν τὸ x παριστᾷ τὸν χρόνον ἢ συσχέτισις ὀνομάζεται καὶ *τάσις* (Trend).

Παράδειγμα : Δίδεται ἡ παραγωγὴ τοῦ ἀκατεργάστου σιδήρου εἰς τὸν κόσμον ἀπὸ τοῦ 1865—1910 εἰς τοὺς ἀκολουθούντας πίνακας καὶ ζητεῖται ἡ μελέτη τοῦ φαινομένου, ἥτοι ὁ χωρισμὸς τῶν μεταβολῶν—τάσεως καὶ πιθανῆς διακυμάνσεως.

Ἐὰν ἀπεικονίσωμεν τὴν καμπύλην βάσει τῶν διδομένων ἀριθμῶν καὶ τὴν ἐξομαλύνωμεν ἐντελῶς χονδρικῶς, παρατηροῦμεν μίαν ἰσχυρὰν ἄνοδον καὶ δὴ περισσότερον ἀπὸ γραμμικὴν. Ἡ καμπύλη δὲν δύναται νὰ παρασταθῇ καλῶς διὰ μίαν εὐθεῖαν ἢ μίαν παραβολῆς. Μᾶλλον ἀντιστοιχεῖ εἰς μίαν ἐκθετικὴν καμπύλην. Ἐπίσης αἱ κυμάνσεις μετὰ τοῦ χρόνου γίνονται ἰσχυρότεροι. Καλλίτερον εἶναι νὰ λάβωμεν, ἀντὶ τῶν ἀπολύτων ἀριθμῶν, τοὺς λογαριθμοὺς των καὶ τότε νὰ προσαρμόσωμεν εἰς τὴν καμπύλην μίαν εὐθεῖαν.



<i>t</i>	<i>x</i>	<i>y</i>	<i>t-a</i>	<i>y-b</i>	$(t-a)^2$	$(t-a)(y-b)$
1865	9,10	959	-25	-441	625	+11025
1866	9,66	985	-24	-415	576	+ 9960
1867	10,06	1003	-23	-397	529	+ 9131
1868	10,71	1030	-22	-370	484	+ 8140
1869	11,95	1077	-21	-323	441	+ 6783
1870	12,26	1088	-20	-312	400	+ 6240
1871	12,85	1109	-19	-291	361	+ 5529
1872	14,84	1172	-18	-228	324	+ 4104
1873	15,12	1180	-17	-220	289	+ 3740
1874	13,92	1144	-16	-256	256	+ 4096
1875	14,12	1150	-15	-250	225	+ 3750
1876	13,96	1145	-14	-255	196	+ 3570
1877	14,19	1152	-13	-248	169	+ 3224
1878	14,54	1162	-12	-238	144	+ 2856
1879	14,41	1159	-11	-241	121	+ 2651
1880	18,58	1269	-10	-131	100	+ 1310
1881	19,82	1297	- 9	-103	81	+ 927
1882	21,56	1334	- 8	- 66	64	+ 528
1883	21,76	1338	- 7	- 62	49	+ 434
1884	20,46	1311	- 6	- 89	36	+ 534
1885	19,84	1298	- 5	-102	25	+ 510
1886	20,81	1318	- 4	- 82	16	+ 328
1887	22,82	1358	- 3	- 42	9	+ 126
1888	24,03	1381	- 2	- 19	4	+ 38
1889	25,88	1413	- 1	+ 13	1	- 13
1890	27,87	1445	0	45	0	0
1891	26,17	1418	1	18	1	18
1892	26,92	1430	2	30	4	60
1893	25,26	1402	3	2	9	6
1894	26,03	1416	4	16	16	64
1895	29,37	1468	5	68	25	340
1896	31,29	1495	6	95	36	570
1897	33,46	1525	7	125	49	875
1898	36,46	1562	8	162	64	1296
1899	40,87	1611	9	211	81	1899
1900	41,35	1616	10	216	100	2160
1901	41,14	1614	11	214	121	2354
1902	44,73	1651	12	251	144	3012
1903	46,82	1670	13	270	169	3510
1904	46,22	1665	14	265	196	3710
1905	54,79	1739	15	339	225	5085
1906	59,66	1776	16	376	256	6016
1907	61,30	1787	17	387	289	6579
1908	48,80	1688	18	288	324	5184
1909	60,60	1782	19	382	361	7258
1910	66,20	1821	20	421	400	8420
63413			-115	-987	8395	147937

Εἰς τὸν ἀνωτέρω πίνακα: t =ἔτη, x =παραγωγή εἰς ἑκατομμύρια τόννων, y ὁ λογάριθμος αὐτῆς πολλαπλασιασμένος ἐπὶ 1000. Ἀπὸ τὰς τιμὰς τοῦ t ἀφαιρεῖται τὸ $a=1890$ καὶ τὰς τιμὰς τοῦ y τὸ $b=1400$ διὰ νὰ ἔχωμεν μικροτέρους ἀριθμούς.

Ευρίσκομεν :

$$\bar{t} = 1890 - \frac{115}{46} = 1890 - 2,5 = 1887,5$$

$$m_0 = \bar{y} = 1400 - \frac{987}{46} = 1400 - 21 = 1379.$$

Ἡ μέση εὐθεία διέρχεται διὰ τοῦ σημείου τούτου. Ὁ συντελεστὴς κατευθύνσεως εἶναι :

$$m_1 = \frac{\Sigma(t-\bar{t})(y-\bar{y})}{\Sigma(t-\bar{t})^2} = \frac{147937 - 2,5 \cdot 987}{8395 - 46 \cdot 2,5^2} = \frac{145470}{8107,5} = 17,94.$$

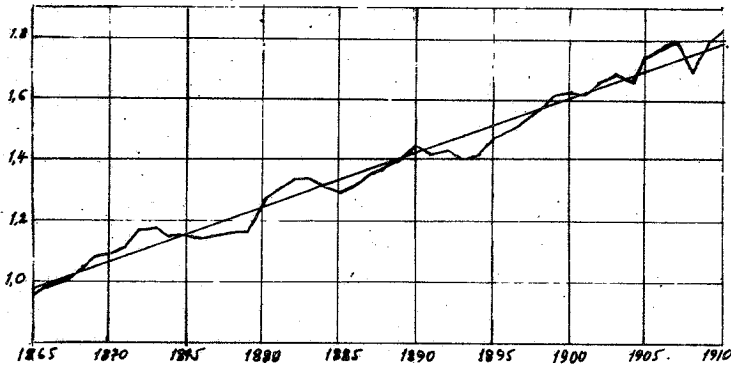
Ἡ ἔξισωσις τῆς μέσης εὐθείας :

$$y = m_0 + m_1(t - \bar{t}) = \bar{y} + m_1(t - \bar{t})$$

ἐνταῦθα γίνεται :

$$y = 1379 + 17,94(t - 1887,5).$$

Αὕτη συμφωνεῖ εἰς μέγαν βαθμὸν μὲ τὴν πορείαν τοῦ πραγματικοῦ φαινομένου (σχ. 28). Δυνάμεθα νὰ ἐπιτύχωμεν μεγαλύτεραν



Σχ. 28

προσέγγισιν, ἐὰν προσθέσωμεν ἓνα τετραγωνικὸν ὄρον $m_2\psi_2$, ὅτε κάμνομεν τὴν ἀντικατάστασιν :

$$\psi_2 = (t - \bar{t})^2 - \gamma$$

Ἡ σταθερὰ γ προσδιορίζεται οὕτως ὥστε ἡ ψ_2 νὰ γίνεται ὀρθογώνιος τῆς $\psi_0=1$:

$$\sum_i \psi_0(t)\psi_2(t)=0.$$

Τότε ἔχομεν τὴν συνθήκην :

$$\sum_i (t-\bar{t})^2 - 46\gamma = 0,$$

ἐκ τῆς ὁποίας λαμβάνομεν τὸ γ , γνωστοῦ ὄντως ὅτι :

$$\sum_i (t-\bar{t})^2 = 8107.5.$$

Ἡ ἐννοια τῆς παρεμβολῆς.

Παρεμφερῆς πρὸς τὴν ἐξομάλυνσιν εἶναι καὶ ἡ ἐννοια τῆς *παρεμβολῆς* (*Interpolation*), τὴν ὁποίαν σιωπηρῶς ἐχρησιμοποίησαμεν ἄνωτέρω, ὅταν ἐδέχθημεν ὅτι τὰ σημεῖα τὰ ὁποῖα ἀντιστοιχοῦν εἰς τὰς τιμὰς τῆς ἐξέλιξεως ἐνὸς φαινομένου, δύνανται νὰ θεωρηθοῦν, ὑπὸ ὠρισμένους περιορισμούς, ὡς κείμενα ἐπὶ μιᾶς καμπύλης. Παρουσιάζονται, δηλαδὴ, συχνὰ περιπτώσεις, καθ' ἃς δίδονται ἐκ τῶν παρατηρήσεων αἱ τιμαὶ τῆς ἐξέλιξεως ἐνὸς οἰουδήποτε φαινομένου καὶ ζητεῖται νὰ παρεμβληθοῦν μεταξὺ τούτων καὶ ἄλλαι, αἱ ὁποῖαι ὁμως δὲν παρέχονται ὑπὸ τῆς παρατηρήσεως. Ζητεῖται, εἰδικώτερον, ἡ ἀναλυτικὴ ἔκφρασις τῶν ἐξαγομένων σειρᾶς μετρήσεων, ἡ ὁποία νὰ εἶναι τοιαύτη ὥστε νὰ παριστᾷ, κατὰ προσέγγισιν, ὄχι μόνον τὰς δοθείσας τιμὰς, ἀλλὰ καὶ ἄλλας, αἱ ὁποῖαι εἶναι δυνατόν νὰ ζητηθοῦν ἐξ ὑστέρου νὰ εὔρεθοῦν.

Ἄλλ' ἡ τοιαύτη ἀπαίτησις, τὴν ὁποίαν πρέπει νὰ πληροῖ ἡ ἀναλυτικὴ ἔκφρασις, δηλαδὴ ἡ εὔρεσις καὶ χάραξις τῆς καμπύλης, δὲν παύει νὰ εἶναι κατ' οὐσίαν ἀιθαίρετος. Διότι, κατὰ τὴν παρεμβολὴν τιμῶν ἐντὸς ἐνὸς κενοῦ διαστήματος, δεχόμεθα, προσωρινῶς, ὅτι τὸ μεταξὺ δύο τιμῶν παρεμβαλλόμενον διάστημα, δύναται νὰ παρασταθῇ, κατὰ προσέγγισιν, μὲ δοθεῖσαν καμπύλην. Δυνάμεθα βεβαίως πολλάκις — ὅταν ἡ μεταβολὴ τῶν τιμῶν δὲν εἶναι ταχεῖα, ὅπως συμβαίνει π.χ. εἰς τὰς ἀστρονομικὰς ποσότητας, αἵτινες ἐκφράζονται ὡς συναρτήσεις τοῦ χρόνου — νὰ συνδέσωμεν τὰ σημεῖα (τιμὰς) δι' εὐθειῶν καὶ νὰ ἔχωμεν μίαν ἄπλην γραφικὴν παράστασιν. Ἄλλῃ καὶ αὕτη ἡ πράξις εἶναι ἀιθαίρετος, διότι δὲν δυνάμεθα νὰ βεβαιώσωμεν, ἂν ἡ ἐξέλιξις ἐνὸς φαινομένου δύναται νὰ παρασταθῇ ἀκριβῶς διὰ τῆς τεθλα-



σμένης. Ὁρθότερον εἶναι νὰ μένουν τὰ σημεῖα ἀσύνδετα, ὅτι δὲν γνωρίζομεν κατὰ κανόνα τὴν ἀκριβῆ μορφήν τῆς καμπύλης ἐπὶ τῆς ὁποίας ταῦτα κεῖνται.

Συμβαίνει πολλάκις ἡ παρεμβалλομένη καμπύλη νὰ συμφωνῇ εἰς τὰς δοθείσας τιμὰς ἀρκετὰ μὲ τὴν σειρὰν τῶν παρατηρήσεων, καὶ ὁμοίως αἱ ἐν τῷ μεταξὺ τιμαὶ νὰ διαφέρουν αἰσθητῶς ἀπὸ τὴν ὑποτιθεμένην πραγματικὴν καμπύλην. Δυνάμεθα π.χ. διὰ τῆς παρεμβολῆς κ ἀριθμῶν, νὰ ἔχωμεν ἀκριβῆ ἔκφρασιν τῆς γραφικῆς παραστάσεως, δι' ἐκθετικῆς σειρᾶς καὶ διὰ τριγωνομετρικῆς, καὶ ὁμοίως εἰς τὰς ἐν τῷ μεταξὺ τιμὰς νὰ ἔχωμεν αἰσθητὴν ἀπόκλισιν εἰς τὰ ἐξαγόμενα τῶν δύο τούτων ἀναλυτικῶν ἐκφράσεων.

Ἄλλὰ τὸ ζήτημα τῆς ἐπεξεργασίας καὶ σπουδῆς μιᾶς σειρᾶς τιμῶν ἐκ παρατηρήσεων ἢ μετρήσεων ἐνδείκνυται, εἰς πολλὰς περιπτώσεις, νὰ ἐξετάζεται καὶ ἀπὸ μιᾶς ἄλλης πλευρᾶς, ἣτις σχετίζεται μὲ τὸ θέμα τὸ ὁποῖον μᾶς ἀπασχολεῖ ἐνταῦθα. Δέον, δηλαδή, μία σειρὰ μετρήσεων νὰ ἐρευνᾶται καὶ ἀπὸ τῆς ἀπόψεως τῶν διαφορῶν αἱ ὁποῖαι ἐκ ταύτης σχηματίζονται καὶ αἱ ὁποῖαι ἀποτελοῦν μίαν νέαν σειρὰν ἢ γενικώτερον μίαν ἀκολουθίαν τιμῶν. Καὶ διακρίνομεν ἐνταῦθα ἀκολουθίας πρώτων, δευτέρων, τρίτων κ.λ.π. διαφορῶν, ὅπως ἐξ ἄλλου ἔχομεν καὶ διαφορὰς συναρτήσεων, ὅταν ὑπάρχῃ σχέσις μεταξὺ δύο σειρῶν τιμῶν ἐκ παρατηρήσεων ἢ μετρήσεων.

Ἡ θεωρήσις τῶν διαφορῶν, διαφορῶν τάξεως, μάλιστα δὲ τῶν ἀνωτέρας τάξεως, μᾶς δίδει τὴν δυνατότητα νὰ διαπιστώσωμεν τὴν ὑπαρξιν σφαλμάτων εἰς τὴν ἀρχικὴν ἀκολουθίαν καὶ νὰ διατυπώσωμεν κανόνας οἷτινες μᾶς βοηθοῦν εἰς τὴν εὑρεσιν διαφορῶν τύπων παρεμβολῆς. Ἐὰν π.χ. μᾶς δίδεται ἡ συνάρτησις: $y=f(x)$ καὶ αἱ τιμαὶ x_1, x_2, \dots, x_n αἵτινες σχηματίζουν μεταξὺ τῶν ἴσας διαφορὰς, καὶ λάβωμεν καὶ τὰς ἀντιστοίχους διαφορὰς τῆς $f(x)$, ἦτοι: y_1, y_2, \dots, y_n , λαμβάνομεν:

$$y = y_0 + \frac{x-x_0}{1} \cdot \frac{\Delta y_0}{\Delta x} + \frac{(x-x_0)(x-x_1)}{1 \cdot 2} \cdot \frac{\Delta^2 y_0}{\Delta x^2} + \dots + \frac{(x-x_0)(x-x_1) \dots (x-x_{n-1})}{1 \cdot 2 \cdot 3 \dots n} \cdot \frac{\Delta^n y_0}{\Delta x^n} \quad (83)$$

Οὗτος, ὡς γνωστόν, εἶναι ὁ τύπος παρεμβολῆς τοῦ Νεύτωνος.

Ἐὰν εἰς τὸν (83), $n=1$, ἡ συνάρτησις εἶναι γραμμικὴ καὶ ὁρί-

ζεται διὰ δύο τιμῶν —εἰς τὴν περίπτωσιν τὴν γενικωτέραν δυνάμεθα νὰ ἰσοσταθμίσωμεν περισσοτέρας τιμὰς— ἦτοι :

$$y = y_0 + (x - x_0) \frac{y_1 - y_0}{x_1 - x_0} \quad (84)$$

Δεχόμεθα δηλαδή ἐνταῦθα ὅτι εἰς τὰ πολὺ μικρὰ διαστήματα, ἡ συνάρτησις συμπεριφέρεται γραμμικῶς, ὁπότε ὑποθέτομεν ὅτι αἱ πρώται διαφοραὶ εἶναι ἴσαι μεταξύ των. Γεωμετρικῶς δὲ ἐκφραζόμενοι **λέγομεν ὅτι διὰ τῆς γραμμικῆς παρεμβολῆς ἀντικαθιστῶμεν τὴν καμπύλην διὰ τῆς χορδῆς.**

Εἰς περίπτωσιν καθ' ἣν αἱ δεύτεραι διαφοραὶ καὶ οὐχὶ αἱ πρώται εἶναι ἴσαι μεταξύ των, —εἶναι δηλαδή σταθεραὶ— ὁ ὡς ἄνω τύπος παρεμβολῆς (83) λαμβάνει τὴν μορφήν :

$$y = y_0 + (x - x_0) \frac{\Delta y}{\Delta x} + \frac{(x - x_0)(x - x_1)}{2} \cdot \frac{\Delta^2 y}{\Delta x^2} \quad (84)$$

δηλαδή τότε ἡ συνάρτησις ἀντικαθίσταται διὰ μιᾶς **τετραγωνικῆς συναρτήσεως.** Τοῦτο σημαίνει, γεωμετρικῶς, ὅτι **ἡ καμπύλη διὰ τῆς ὁποίας παρίσταται ἡ συνάρτησις, ἐντὸς τῆς ἀντιστοίχου περιοχῆς, δύναται νὰ ἀντικατασταθῇ διὰ μιᾶς παραβολῆς.**

Ὁ ὡς ἄνω τύπος (84), τῆς παραβολικῆς παρεμβολῆς, δύναται νὰ γραφῇ καὶ ὡς ἑξῆς :

$$\eta = \xi \frac{\Delta y}{10} - \frac{\xi(10 - \xi)}{2} \cdot \frac{\Delta^2 y}{100} \quad (84')$$

ὅπου ξ καὶ η εἶναι ἀντιστοίχως αἱ ἀξήσεις τῆς ἀνεξαρτήτου μεταβλητῆς καὶ τῆς συναρτήσεως, τὸ δὲ διάστημα ξ τὸ ἐκφραζόμεν εἰς δέκατα τοῦ σταθεροῦ διαστήματος Δx , ἦτοι :

$$\xi = \frac{\Delta x}{10}, \text{ ὁπότε ἔχομεν καὶ } \eta = \xi \frac{\Delta y}{10}.$$

Ὁ τύπος οὗτος (84'), χρησιμοποιεῖται συνήθως ἐν τῇ πράξει, διότι παρέχει πολλὰς εὐκολίας.

Περαίνοντες ἐνταῦθα τὴν σύντομον ταύτην διαπραγμάτευσιν τῆς θεωρίας τῶν σφαλμάτων καὶ τὴν ἰσοστάθμισιν αὐτῶν διὰ τῆς μεθόδου τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων, θὰ ἔπρεπε, διὰ μίαν ἀκόμη φοράν, νὰ ὑπογραμμίσωμεν τὴν ἀκόλουθον ἀλήθειαν : Ὁ ἐρευνητῆς τοιούτων θεμάτων πρέπει νὰ ἔχη πάντοτε βαθεῖαν γνώσιν τοῦ θέματος τὸ ὁποῖον ἐξετάζει καὶ ὅλα τὰ συναφῆ πρὸς αὐτὸ ζητήματα καὶ

ἐπὶ πλέον νὰ χρησιμοποιῆ μετὰ τῆς δεούσης προσοχῆς τὰς μαθηματικὰς ἐννοίας καὶ μεθόδους, ἐν γνώσει τῶν δυνατοτήτων τὰς ὁποίας ἠμποροῦν αὐταὶ νὰ τοῦ παράσχουν. Καὶ ἐπὶ πλέον, νὰ ἔχη πάντοτε ὑπὸ ὄψιν του, ὅτι ἡ μέθοδος αὕτη δύναται νὰ τοῦ δώσῃ πλεῖστα ὅσα ἀσφαλῆ ἐξαγόμενα, ἀλλὰ συγχρόνως νὰ γνωρίζῃ ὅτι εἶναι ἐξ ἴσου ἀληθὲς ἐκεῖνο τὸ ὁποῖον γράφει ὁ Ἄγγλος ἀστρονόμος W. K. Green :
"Ὅτι δηλαδὴ «δὲν πρέπει νὰ ὑποτεθῆ ὅτι ἡ μέθοδος τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων εἶναι κάποια μαγικὴ λειτουργία ἡ ὁποία δύναται ἀδιακρίτως νὰ χρησιμοποιῆται εἰς ὅλους τοὺς τύπους τῶν παρατηρήσεων ἢ τῶν στατιστικῶν δεδομένων». Διότι ὑπάρχει ὁ κίνδυνος τὰ ἐξαγόμενά του νὰ μὴ ἔχουν καμμίαν σχέσιν, οὔτε μὲ τὴν ἀλήθειαν, οὔτε μὲ τὴν πραγματικότητα.

Handwritten text, likely bleed-through from the reverse side of the page. The text is extremely faint and illegible.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Τὸ θέμα τοῦτο δὲν ἀναπτύσσεται συνήθως εἰς αὐτοτελῆ ἔργα, ἀλλ' εὐρίσκεται ὡς ἰδιαίτερον κεφάλαιον ἢ τμήμα ἢ παράρτημα εἰς ἔργα ἀναφερόμενα εἰς ἄλλας ἐπιστήμας, ὅπως εἶναι π.χ. ἡ Ἀστρονομία καὶ ἡ Γεωδαισία. Καταχωροῦμεν κατωτέρω τὰ κυριώτερα ἐκ τῶν δημοσιευμάτων τὰ ὅποια εἴχομεν ὅπ' ὄψει κατὰ τὴν σύνταξιν τοῦ παρόντος.

- Beers, Y.** : Introduction to the Theory of Error, Reading, Mass. 1956.
- Becker, Fr.** : Grundriss der Sphärischen und Praktischen Astronomie, Berlin und Bonn 1934.
- Borel, E.** : Delfheil, R. Probabilités, Erreurs, Paris, 1942.
- Chauvenet, W.** : A Manual of Spherical and Practical Astronomy, Vol. II, London 1868.
- Faye, H. - Bourgeois, R.** : Cours d'Astronomie et de Géodésie, 1^{re} part. 1^{er} fasc. Paris 1926.
- Grossmann, W.** : Grundzüge der Ausgleichungsrechnung, 2. Auf. Berlin 1961.
- Jordan, Ph. - Eggert, O.** Handbnch der Vermessungskunde, Bd. I. 8. Auf., Stuttgart 1935.
- Lezinas, G.** : La compensation des erreurs des levés topographiques par la méthode des moindres carrés, Paris 1926.
- Mireur, H.** : Technique de la méthode des moindres carrés, Paris 1938.
- Μπάδα, Γ.** : Στοιχεῖα θεωρίας ἐλαχίστων τετραγώνων (λιθόγρ.) Ἀθῆναι 1945.
- Μπρίκα, Μ.** : Μαθήματα Στατιστικῆς, τεύχη I—II, Ἀθῆναι 1950, 1953.
- Näbauer, M.** : Vermessungskunde, 2. Auf., Berlin 1932.
- Ξανδάκη, Ι.** : Μαθήματα Λογισμοῦ Πιθανοτήτων καὶ Θεωρίας τῶν Σφαλμάτων (Λιθογρ.), Θεσσαλονίκη 1948.

- Παππᾶ, Α.: Μαθήματα Θεωρίας Σφαλμάτων, (Λιθόγρ.), Ἀθήναι 1948.
- Πιερρακέα, Ν.: Σημειώσεις μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων. (Λιθόγρ.), Ἀθήναι 1954.
- Prey, A.: Einführung in die Sphärischen Astronomie, Wien 1949.
- Ρεμούνδου, Γ.: Μαθήματα Λογισμοῦ τῶν Πιθανοτήτων, (Λιθόγρ.) Ἀθήναι 1919.
- Smart, W.: Combinations of Observations, Cambridge 1958.
- Strömngren, E. u. B.: Lehrbuch der Astronomie, Berlin 1933.
- Tardi, P.: Traité de Géodésie, 2ème éd. Paris 1951.
- Tracy, J.: Surveying—Theory and Practice, New York 1948.
- Waerden B. C. van de: Mathematische Statistik, Berlin 1957.
- Weitbrecht, W.: Ausgleichungsrechnung nach der Methode der kleinsten Quadrate, I - II Teile, Sammlung Göschen.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΠΡΟΛΟΓΟΣ αης έκδόσεως	σελ. 3
ΠΡΟΛΟΓΟΣ βης έκδόσεως	5
ΜΕΡΟΣ Αον: ΘΕΩΡΙΑ ΤΩΝ ΣΦΑΛΜΑΤΩΝ	
ΚΕΦΑΛ. Α'. Τὸ πρόβλημα τῶν σφαλμάτων κατὰ τὰς παρατηρήσεις Θέσις τοῦ ζητήματος. Πηγαὶ καὶ εἶδη σφαλμάτων. Βαθυτέρα μελέτη τῶν τυχαίων σφαλμάτων. Ἰδιότητες τῶν τυχαίων σφαλμάτων. Νόμος τοῦ Gauss. Παραδείγματα.	
ΚΕΦΑΛ. Β'. Πιθανώτερα τιμὴ καὶ μέτρα ἀκριβείας τῶν παρατη- ρήσεων	24
Εὐρεσις τῆς πιθανώτερας τιμῆς. Τὸ ἀριθμητικὸν μέσον σφάλ- μα. Τὸ μέσον σφάλμα. Πιθανὸν σφάλμα. Μέτρα ἀκριβείας. Σχέσεις μεταξὺ τῶν διαφόρων σφαλμάτων. Παράδειγμα. Κριτικὴ τῶν ἐξαγομένων. Βασικὴ συνθήκη διὰ τὴν ἰσοστά- θμῆσιν.	
ΚΕΦΑΛ. Γ'. Ἀπλοῦν καὶ γενικὸν ἀριθμητικὸν μέσον	43
Μέθοδοι ἰσοσταθμίσεως. Ἀπ' εὐθείας παρατηρήσεις τῆς ἰδίας ἀκριβείας. Ἰδιότητες τοῦ ἀριθμητικοῦ μέσου. Τὸ ἀριθμητικὸν μέσον καὶ ἡ ἔννοια τοῦ ὀρισμένου ὀλοκληρώματος. Βάρος τῶν παρατηρήσεων. Ἰδιότης τοῦ βάρους. Ἐφαρμογαὶ εἰς τὴν Μηχανικὴν.	
ΚΕΦΑΛ. Δ'. Νόμοι μεταδόσεως σφάλματος καὶ βάρους	61
Μετάδοσις τοῦ σφάλματος. Νόμος μεταδόσεως τοῦ βάρους. Παραδείγματα. Γενικοὶ τύποι μέσου σφάλματος καὶ βάρ- ους παραδείγματα.	
ΚΕΦΑΛ. Ε'. Ἐξέτασις εἰδικῶν περιπτώσεων	75
Ἀπομόνωσις τῶν συστηματικῶν σφαλμάτων. Διαφοραὶ παρα- τηρήσεων. Ἐφαρμογὴ. Παράδειγμα. Ἀπ' εὐθείας παρατηρή- σεις πληροῦσαι ὀρισμένας συνθήκας. Παράδειγμα. Μέσον σφάλμα πρὸ καὶ μετὰ τὴν ἰσοστάθμῆσιν. Παράδειγμα.	
ΜΕΡΟΣ Βον: ΓΕΝΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ	
ΚΕΦΑΛ. ΣΤ'. Ἐμμεσοὶ παρατηρήσεις	86
Τὸ πρόβλημα τῆς ἰσοσταθμίσεως. Αἱ περίπτωσις. Ἐκπεφρα- σμένη μορφή. Ἐξισώσεις σφαλμάτων καὶ κανονικαὶ ἐξισώσεις. Βαῖ Περίπτωσις. Πεπλεγμένη μορφή. Παραδείγματα. Γενικοὶ τύποι λύσεως κανονικοῦ συστήματος.	
ΚΕΦΑΛ. Ζ'. Γενίκευσις ἐννοιῶν καὶ τύπων	102
Γενίκευσις τοῦ τύπου μέσου σφάλματος. Μέσον σφάλμα καὶ βάρος τῶν ὑπολογιζομένων ἀγνώστων. Μέσον σφάλμα μο- νάδος βάρους. Ἐξισώσεις τῶν βαρῶν. Πορεία ἐργασίας. Πα- ραδείγματα. Συνοπτικὸς πίναξ τῶν τύπων τῶν σχετιζομένων μέ τὴν μέθοδον τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων.	

ΚΕΦΑΛ. Η'. Ξηρητημένα παρατηρήσεις	117
Θέσις τοῦ προβλήματος. Ξηρώσεις συνθηκῶν καὶ συσχετί- σεως. Διάγραμμα ἐργασίας. Παραδείγματα.	
ΚΕΦΑΛ. Θ'. Τριγωνομετρικά δίκτυα	126
Σύντομος εἰσαγωγή. Παραδείγματα ξηρητημένων παρατηρή- σεων. Ἰσοστάθμισις τριγωνομετρικοῦ δικτύου. Παραδείγματα.	
ΚΕΦΑΛ. Ι'. Συσχέτισις τῶν φαινομένων	
Σύνοψις. Γραφικὴ ἀπεικόνισις τῶν φαινομένων. Ξηομάλυν- σις τῆς καμπύλης. Γραμμικὴ συσχέτισις καὶ μέσαι εὐθεΐαι. Παράδειγμα. Ἡ ἔννοια τῆς παρεμβολῆς.	
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	165