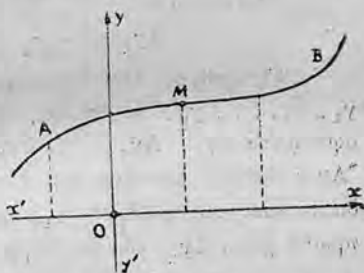


Η ΜΕΘΟΔΟΣ ΤΩΝ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ ΕΙΣ ΤΗΝ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΝ

ΥΠΟ ΤΟΥ ΚΑΘΗΓΗΤΟΥ Κ. ΝΕΙΛΟΥ ΣΑΚΕΛΛΑΡΙΟΥ

Δύο ποσότητες ή μεγέθη, έστωσαν x , y , σχετίζονται μεταξύ των ένιοτε κατά τοιοῦτον τρόπον, ὥστε εἰς μεταβολήν τοῦ ἑνός ἐξ αὐτῶν νὰ ἀντιστοιχῇ μεταβολή και τοῦ ἄλλου. Ἐάν εἶνε καθωρισμένος ὁ τρόπος τῆς ἐξαρτήσεως αὐτῶν και δοθῇ τιμή τις εἰς τὸ ἐν ἐκ τούτων π.χ. εἰς τὸ x , ἡμποροῦμεν νὰ εὑρωμεν τὴν ἀντίστοιχον τῆς τιμὴν τοῦ y . Ἐνίοτε, ὁμως, ὁ τρόπος τῆς ἐξαρτήσεως δὲν εἶνε πλήρως καθωρισμένος και ἴδια ὅταν πρόκειται περὶ ζητήματος στατιστικῆς. Ἐάν π.χ. πρόκειται περὶ τῶν ἐσόδων μιᾶς κοινότητος, ἢ ἐνός κράτους, ἢ μιᾶς ἐπιχειρήσεως κατά διάφορα χρονικά διαστήματα, π.χ. κατά τὰ διάφορα ἔτη, δὲν γνωρίζομεν τὸν τρόπον τῆς ἐξαρτήσεως τῶν δύο ποσῶν, χρόνου (εἰς ἔτη π.χ.) και εἰσοδήματος (εἰς χρῆμα π.χ.), ἐκ παρατηρήσεων δ' ἔχομεν ἀντιστοίχους τιμὰς αὐτῶν. Π.χ. ἔστω ὅτι κατά τὰ ἔτη 1948, 1949, 1950, 1951, 1952 ἔχομεν ἀντίστοιχα εἰσοδήματα παριστάμενα με E_{48} , E_{49} , E_{50} , E_{51} , E_{52} , δισεκατομῦρια δραχμῶν. Καθ' ὅμοιον τρόπον, ἀπὸ μιᾶν σειρὰν μετρήσεων π.χ. προκύπτουν δύο σειραὶ ἀριθμῶν, ἐκ τῶν ὁποίων ἡ μία παριστάνει τὰς τιμὰς τοῦ x και ἡ ἄλλη τὰς ἀντιστοίχους τοῦ y . Ἐπιδιώκομεν ἐπὶ τῇ θάσει τῶν δύο ἐν λόγω σειρῶν τιμῶν τοῦ x και y νὰ εὑρωμεν τὸν τρόπον τῆς ἐξαρτήσεως αὐτῶν, ἥτοι μιᾶν ἐξίσωσιν μεταξὺ τῶν x και y , π.χ. τὴν $y = \varphi(x)$, τοιαύτην ὥστε εἰς δεδομένην τιμὴν τοῦ x νὰ ὑπολογίζεσθαι ἡ ἀντίστοιχος τιμὴ τοῦ y , ἂν δὲ θεωρηθοῦν τὰ x , y ὡς συντεταγμέναι σημεῖου τοῦ ἐπιπέδου xoy ὡς πρὸς ἀξονας (ὀρθογωνίους) $x'Ox$, $y'Oy$, νὰ κατασκευάσωμεν κατά τὸ δυνατόν, τὴν ὑπὸ τῆς $y = \varphi(x)$ παριστανομένην καμπύλην, ἔστω AMB τοῦ ἐναντι σχήματος.



Ἡ σημασία τῆς εὑρέσεως τῆς $y = \varphi(x)$ και τῆς κατασκευῆς τῆς παραστατικῆς καμπύλης AMB τῆς ἐξίσωσος αὐτῆς ἐγκεῖται εἰς τὸ ὅτι, θὰ δυνάμεθα νὰ ἔχομεν τὴν τιμὴν τοῦ y δι' οἰανδήποτε τιμὴν (πραγματικὴν) τοῦ x , ἐπὶ πλέον δὲ θὰ ἔχομεν τὴν εἰκόνα τῆς πορείας τῆς τιμῆς τοῦ y . Οὕτω π.χ. ἂν ἔχομεν τὴν ἐν λόγω ἐξίσωσιν $y = \varphi(x)$ και τὴν παριστάνουσαν αὐτὴν καμπύλην διὰ τὴν περίπτωσιν τοῦ ἀνωτέρω παραδείγματος τοῦ χρόνου και τῶν ἐσόδων κοινότητος ἢ κράτους π.χ., θὰ δυνάμεθα νὰ εὑρωμεν τὸ εἰσόδημα εἰς οἰανδήποτε ἐποχὴν, π.χ. κατά τὰ ἔτη 1953, 1954, ..., 1960, καθὼς και κατά παρελθόντα ἔτη 1947, 1946, 1945 κλπ., διότι αἱ ἀντίστοιχοι τιμαὶ τοῦ y θὰ δίδωνται ὑπὸ τοῦ $\varphi(1953)$, $\varphi(1954)$, ..., $\varphi(1960)$ και τῶν $\varphi(1947)$, $\varphi(1946)$, $\varphi(1945)$ κλπ. καθὼς ἐπίσης και ἀπὸ τὰς τεταγμέναις τῶν σημείων τῆς καμπύλης AMB , τὰ ὁποῖα ἔχουν τετμημένας ἀντιστοίχους εἰς τὰ ἔτη 1953, 1964, ..., 1960 κλπ.

Ἐνίοτε, ὅταν ζητοῦμεν νὰ εὑρωμεν τὸν τρόπον τῆς ἀμοιβαίας ἐξαρτήσεως δύο

μεταβλητών π.χ. τών x, y , δεχόμεθα ότι μεταξύ αὐτῶν ὑπάρχει σχέσηις τῆς μορφῆς π.χ.

$$(1) \quad y = \alpha_1 \phi_1(x) + \alpha_2 \phi_2(x) + \dots + \alpha_n \phi_n(x) = \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x),$$

ὅπου τὰ $\phi_1(x), \phi_2(x), \dots, \phi_n(x)$ εἶνε γνωσταὶ συναρτήσεις τῆς x , τὰ δὲ $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ συντελεσταὶ σταθεροὶ μὲν ἀλλ' ἀγνωστοὶ καὶ προσδιοριστέοι, ἀνεξάρτητοι δ' ἐν γένει μεταξὺ τῶν, καὶ ὁ προσδιορισμὸς αὐτῶν ἐξαρτᾶται συνήθως ἀπὸ τὰ ἀποτελέσματα παρατηρήσεων, πειραμάτων, μετρήσεων κλπ.

Διὰ τὸν προσδιορισμὸν τῶν α_k ($k=1, 2, \dots, n$) ἐφαρμόζομεν τὴν καλουμένην **μέθοδον τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων**, ἣ ὁποία ἔχει ὡς ἐκτίθεται κατωτέρω ἐν συντομίᾳ.

Ἄν αἱ τιμαὶ τῆς x , αἱ x_1, x_2, \dots, x_μ , ($\mu \geq n$) εἶνε ἀκριβεῖς, αἱ δ' ἀντίστοιχοι τούτων τιμαὶ τῆς y , αἱ y_1, y_2, \dots, y_μ , εἶναι ἐν γένει **μὴ ἀκριβεῖς**, παριστάνομεν τὰ σφάλματα διὰ τὰς τιμὰς αὐτὰς τῆς y , ἢ τὰς διαφορὰς μεταξὺ τῶν ἀληθῶν ἢ ἀκριβῶν τιμῶν τοῦ y καὶ τῶν ἀντιστοίχων τῶν y_1, y_2, \dots, y_μ μὲ $\Delta y_1, \Delta y_2, \dots, \Delta y_\mu$. Θέτομεν δηλαδὴ

$$y_1 + \Delta y_1 = \alpha_1 \phi_1(x_1) + \alpha_2 \phi_2(x_1) + \dots + \alpha_n \phi_n(x_1)$$

$$y_2 + \Delta y_2 = \alpha_1 \phi_1(x_2) + \alpha_2 \phi_2(x_2) + \dots + \alpha_n \phi_n(x_2)$$

$$y_\mu + \Delta y_\mu = \alpha_1 \phi_1(x_\mu) + \alpha_2 \phi_2(x_\mu) + \dots + \alpha_n \phi_n(x_\mu)$$

καὶ γενικῶς

$$y_k + \Delta y_k = \alpha_1 \phi_1(x_k) + \alpha_2 \phi_2(x_k) + \dots + \alpha_n \phi_n(x_k)$$

Ὁὕτω ἔχομεν

$$\Delta y_k = -y_k + \alpha_1 \phi_1(x_k) + \alpha_2 \phi_2(x_k) + \dots + \alpha_n \phi_n(x_k)$$

Ὁ ἀριθμὸς τῶν ἀνωτέρω ἐξισώσεων εἶνε ἴσος μὲ τὸν ἀριθμὸν τῶν τιμῶν y_1, y_2, \dots, y_μ , αἱ ὁποῖαι, ὡς ἀνωτέρω ἀνεγράφη, δὲν θεωροῦνται ἀκριβεῖς. Τὰ σφάλματα $\Delta y_1, \Delta y_2, \dots, \Delta y_\mu$ εἶνε ἀγνωστα, ἀλλ' ἐν γένει μικραὶ ποσότητες. Ἄν ὁ ἀριθμὸς τῶν ἀνωτέρω ἐξισώσεων εἶναι n καὶ ἴσος μὲ τὸν ἀριθμὸν τῶν προσδιοριστέων συντελεστῶν $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$, ἡμποροῦμεν νὰ παραλείψωμεν τὰ πρῶτα μέλη Δy_k τῶν ἐν λόγῳ ἐξισώσεων, λύοντες δ' αὐτὰς ἀκολούθως ὡς πρὸς $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$, εὐρίσκομεν τιμὰς τούτων, αἱ ὁποῖαι δὲν θὰ εἶνε ἀκριβεῖς ἀλλὰ θὰ προσεγγίζουσι πρὸς αὐτάς.

Εἶνε ὁμοῦς φανερόν, ὅτι θὰ προσεγγίσωμεν περισσότερον τὰς ἀκριβεῖς τιμὰς τῶν $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$, ἂν ἔχωμεν τιμὰς τῆς y περισσοτέρας τοῦ n , ἀλλὰ διὰ τὴν περίπτωσιν αὐτὴν τίθεται τὸ ἐρώτημα, τοῦ πῶς πρέπει νὰ συνδυασθοῦν αἱ οὕτω προκύπτουσαι ὡς ἄνω ἐξισώσεις, διὰ νὰ εὐρεθοῦν τιμαὶ τῶν ἀγνώτων συντελεστῶν κατὰ τὸ δυνατόν ἀκριβεῖς. Τὴν λύσιν τοῦ προβλήματος αὐτοῦ καθορίζει ὁ Λογισμὸς τῶν πιθανοτήτων διὰ τῆς μεθόδου τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων, στηρίζεται δὲ ἐπὶ τῆς ἐξῆς προτάσεως :

«**Ἐξ ὅλων τῶν τιμῶν τῶν ἀγνώστων συντελεστῶν $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$, θεωροῦνται ἐκεῖναι ὡς πιθανώτατα ἀκριβεῖς, διὰ τὰς ὁποίας τὸ ἄθροισμα τῶν τετραγώνων τῶν σφαλμάτων $\sum_{k=1}^{\mu} (\Delta y_k)^2$ γίνεται ἐλάχιστον.**»

Τὸ ἄθροισμα τῶν τετραγώνων τῶν σφαλμάτων ἢ τῶν διαφορῶν $\Delta y_1, \Delta y_2, \dots, \Delta y_\mu$ εἶνε $(\Delta y_1)^2 + (\Delta y_2)^2 + \dots + (\Delta y_\mu)^2 = \sum_{\kappa=1}^{\mu} (\Delta y_\kappa)^2$.

Ἐπιδιώκομεν νὰ προσδιορίσωμεν τὰς τιμὰς τῶν $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ εἰς τρόπον ὥστε τὸ $\sum_{\kappa=1}^{\mu} (\Delta y_\kappa)^2$ νὰ γίνῃ ἐλάχιστον, θεωρουμένων μεταβλητῶν τῶν $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$.

Διὰ νὰ γίνῃ τὸ $\sum_{\kappa=1}^{\mu} (\Delta y_\kappa)^2$ ἐλάχιστον, ἔπου μεταβληταὶ θεωροῦνται τὰ $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$, πρέπει αἱ (μερικαὶ) παράγωγοι τοῦ ἐν λόγῳ ἄθροισματος τῶν τετραγώνων ὡς πρὸς $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ νὰ εἶναι ἴσαι μὲ μηδέν, ἤτοι πρέπει νὰ ἔχωμεν :

$$\frac{d}{d\alpha_i} \sum_{\kappa=1}^{\mu} (\Delta y_\kappa)^2 = 0, \quad (i = 1, 2, \dots, n),$$

ἐπὶ πλεόν πρέπει νὰ πληροῦνται καὶ ἄλλαι (τυμπληρωματικαὶ) συνθήκαι. Κατὰ ταῦτα πρέπει νὰ ἔχωμεν διὰ τὴν μερικὴν παράγωγον ὡς πρὸς α_1

$$\begin{aligned} & [-y_1 + \alpha_1 \phi_1(x_1) + \alpha_2 \phi_2(x_1) + \dots + \alpha_n \phi_n(x_1)] \phi_1(x_1) \\ & + [-y_2 + \alpha_1 \phi_1(x_2) + \dots + \alpha_n \phi_n(x_2)] \phi_1(x_2) \\ & + \dots \\ & + [-y_\mu + \alpha_1 \phi_1(x_\mu) + \dots + \alpha_n \phi_n(x_\mu)] \phi_1(x_\mu) = 0, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ἢ} \quad & [-y_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x_1)] \phi_1(x_1) + [-y_2 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x_2)] \phi_1(x_2) + \dots + \\ & + [-y_\mu + \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x_\mu)] \phi_1(x_\mu) = 0. \end{aligned}$$

Κατ' ἀναλογίαν ἔχομεν $n-1$ ἀκόμη ἐξισώσεις διὰ τὰς μερικὰς παραγώγους ὡς πρὸς $\alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_n$ τοῦ ἄθροισματος τῶν τετραγώνων τῶν σφαλμάτων. Ὄψτω ἔχομεν τὰς κατωτέρω n ἐξισώσεις.

$$\begin{aligned} & \left(-y_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x_1) \right) \phi_2(x_1) + \left(-y_2 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x_2) \right) \phi_2(x_2) + \dots + \\ & + \left(-y_\mu + \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x_\mu) \right) \phi_2(x_\mu) = 0. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \left(-y_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x_1) \right) \phi_3(x_1) + \left(-y_2 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x_2) \right) \phi_3(x_2) + \dots + \\ & + \left(-y_\mu + \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x_\mu) \right) \phi_3(x_\mu) = 0, \end{aligned}$$

$$\dots$$

$$\begin{aligned} & \left(-y_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x_1) \right) \phi_n(x_1) + \left(-y_2 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x_2) \right) \phi_n(x_2) + \dots + \end{aligned}$$

$$+ \left(-y_\mu + \sum_{i=1}^n \alpha_i \phi_i(x_\mu) \right) \phi_n(x_\mu) = 0.$$

Ἐκ τῶν n ὡς ἀνωτέρω ἐξισώσεων προσδιορίζονται τὰ $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ καὶ μὲ τὰς οὕτω εὐρισκομένας τιμὰς τῶν ἀντικαθιστώμενων αὐτὰ εἰς τὴν

$$y = \alpha_1 \phi_1(x) + \alpha_2 \phi_2(x) + \dots + \alpha_n \phi_n(x),$$

ὑποθέτοντες ὅτι πληροῦνται καὶ ἄλλαι συμπληρωματικαὶ συνθήκαι, περὶ τῶν ὁποίων ἔγινε λόγος ἀνωτέρω, τὰς ὁποίας δὲν ἀνεφέραμεν ἐπακριβῶς.

Περὶπτῶσις δύο μεταβλητῶν ἀνεξαρτήτων μεταξὺ τῶν (προσδιοριστέων) α_1, α_2 . Ἄν $f(\alpha_1, \alpha_2)$ εἶνε συνάρτησις τῶν α_1, α_2 (συνεχῆς καὶ παραγωγίσιμος ὡς πρὸς αὐτάς), ἵνα γίνῃ ἐλαχίστη ἢ τιμὴ αὐτῆς διὰ ζητούμενας τιμὰς τῶν α_1, α_2 , παρατηροῦμεν ὅτι ἂν αἱ ζητούμεναι ἀκριβεῖς τιμαὶ τῶν α_1, α_2 εἶνε αἱ $\alpha_1 + \Delta\alpha_1, \alpha_2 + \Delta\alpha_2$, τότε ἡ διαφορὰ $f(\alpha_{11} + \Delta\alpha_1, \alpha_{22} + \Delta\alpha_2) - f(\alpha_{11}, \alpha_{22})$ θὰ εἶνε θετικὴ διὰ πάσας τὰς τιμὰς τῶν $\Delta\alpha_1, \Delta\alpha_2$, τὰς περιεχομένας μεταξὺ τῶν $-|\varepsilon|$ καὶ $|\varepsilon|$ ὅπου τὸ ε ὑποτίθεται ἀρκούντως (κατὰ τὸ δυνατόν) μικρὰ ποσότης, ἤτοι ἂν εἶνε: $-|\varepsilon| < \Delta\alpha_1, \Delta\alpha_2 < |\varepsilon|$

ἔχομεν ὡς ἀναγκαίως συνθήκας τὰς

$$(1) \quad f_{\alpha_1}(\alpha_1, \alpha_2) = 0, \quad f_{\alpha_2}(\alpha_1, \alpha_2) = 0$$

καὶ ἀκόμη τὰς

$$(2) \quad f_{\alpha_1^2} > 0, \quad f_{\alpha_1^2} f_{\alpha_2^2} - f_{\alpha_1 \alpha_2}^2 > 0$$

ὅπου οἱ δαίκεται παριστάνουν μερικὰς παραγώγους πρώτης τάξεως ἢ δευτέρας ὡς πρὸς τὰς ὑπ' αὐτῶν παριστανόμενας μεταβλητάς.

Ἐκ τῶν ἐξισώσεων (1) προσδιορίζονται αἱ τιμαὶ τῶν α_1, α_2 αἱ ὁποῖαι πρέπει νὰ ἐπαληθεύουν καὶ τὰς συνθήκας (2)

Ἐφαρμογαί. 1) Διὰ τὸν καθορισμὸν σταθερᾶς β π.χ. ἔταν εἶναι $y = \beta$ (ἤτοι εὐθεῖα παράλληλος πρὸς τὸν ἄξονα τῶν x), ἔχομεν:

$$\sum_{\kappa=1}^{\mu} (\Delta y_{\kappa})^2 = (-y_1 + \beta)^2 + (-y_2 + \beta)^2 + \dots + (-y_{\mu} + \beta)^2$$

$$\frac{d \sum_{\kappa=1}^{\mu} (\Delta y_{\kappa})^2}{d \beta} = \mu \beta - (y_1 + y_2 + \dots + y_{\mu}) = 0,$$

$$\beta = \frac{y_1 + y_2 + \dots + y_{\mu}}{\mu} \quad (\text{ἤτοι ἡ μέση τιμὴ τῶν}$$

y_1, y_2, \dots, y_{μ}).

2) Εὐρεσις τῆς συναρτήσεως $y = \alpha_1 x + \alpha_2$.

Ἐχομεν $\sum_{\kappa=1}^{\mu} (\Delta y_{\kappa})^2 = (-y_1 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2)^2 + \dots + (-y_{\mu} + \alpha_1 x_{\mu} + \alpha_2)^2$

$$\frac{d \sum_{\kappa=1}^{\mu} (\Delta y_{\kappa})^2}{d \alpha_1} = (x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_{\mu}^2) \alpha_1 + (x_1 + x_2 + \dots + x_{\mu}) \alpha_2 - (x_1 y_1 + \dots + x_{\mu} y_{\mu}) = 0$$

$$\frac{d \sum_{\kappa=1}^{\mu} (\Delta y_{\kappa})^2}{d \alpha_2} = (x_1 + x_2 + \dots + x_{\mu}) \alpha_1 + \mu \alpha_2 - (y_1 + y_2 + \dots + y_{\mu}) = 0$$

$$\bar{\eta} \quad (1) \quad \left\{ \begin{array}{l} \alpha_1 \sum_{k=1}^{\mu} x_k^2 + \alpha_2 \sum_{k=1}^{\mu} x_k = \sum_{k=1}^{\mu} x_k y_k \\ \alpha_1 \sum_{k=1}^{\mu} x_k + \mu \alpha_2 = \sum_{k=1}^{\mu} y_k \end{array} \right.$$

και

$$\alpha_1 = \left[\left(\sum_{k=1}^{\mu} x_k \right) \cdot \left(\sum_{k=1}^{\mu} y_k \right) - \mu \sum_{k=1}^{\mu} x_k y_k \right] : \left[\left(\sum_{k=1}^{\mu} x_k \right)^2 - \mu \sum_{k=1}^{\mu} x_k^2 \right]$$

$$\alpha_2 = \left[\left(\sum_{k=1}^{\mu} x_k \right) \cdot \left(\sum_{k=1}^{\mu} x_k y_k \right) - \left(\sum_{k=1}^{\mu} x_k^2 \right) \cdot \left(\sum_{k=1}^{\mu} y_k \right) \right] : \left[\left(\sum_{k=1}^{\mu} x_k \right) - \sum_{k=1}^{\mu} x_k^2 \right]$$

Αί (1) καλούνται συνήθως (εις την στατιστικήν) **κανονικαι εξισώσεις** *.

3) "Αν τιμαι x_1, x_2, \dots, x_{μ} αποτελουν αριθμητικήν πρόδοον. "Εχομεν κατά την περίπτωσιν αυτήν :

$$x_2 - x_1 = x_3 - x_2 = \dots = x_{\mu} - x_{\mu-1} = \lambda \quad \text{π.χ.}, \quad \delta\tau\epsilon$$

$$x_{\sigma} = x_1 + (\sigma - 1) \cdot \lambda, \quad (\sigma = 1, 2, \dots, \mu)$$

$$y_{\sigma} = (x_1 - \lambda + \sigma \cdot \lambda) \alpha_1 + \alpha_2 = \lambda \sigma \alpha_1 + (\alpha_1 x_1 - \lambda \alpha_1 + \alpha_2).$$

"Επί των εξισώσεων τούτων εργαζόμεθα ως ανωτέρω προς εύρεσιν των τιμών των α_1, α_2 .

4) Κατ' αναλογίαν προς την ανωτέρω περίπτωσιν 2 διακρίνομεν την περίπτωσιν $y = \alpha_0 x^2 + \alpha_1 x + \alpha_2$ (περίπτωσις παραβολής β' βαθμού) κλπ.

5) "Αξιοσημείωτος εινε ή περίπτωσις κατά την όποιαν έχομεν

$$y = \alpha_1 x^{\alpha_2}, \quad \alpha_2 < 0,$$

εις την όποιαν δια των προσδιορισμόν των α_1, α_2 εφαρμόζομεν την μέθοδον των ελαχίστων τετραγώνων εις την προκύπτουσαν εκ τής ανωτέρω εξισώσεως αφού λάβωμεν τους λογαρίθμους (κοινούς ή νεπερείους) των ίσων μελών, δετε έχομεν :

$$\log y = \log \alpha_1 + \alpha_2 \log x.$$

6) Διά την περίπτωσιν τής εύρέσεως του τρόπου κατανομής εισοδήματος έχομεν την εξίσωσιν **

$$y = \alpha_1 x^{-\alpha_2}, \quad (\alpha_2 > 0),$$

όπου x παριστάνει το εισόδημα και y τον αριθμόν των ατόμων των έχόντων αυτό. Διά τον προσδιορισμόν των α_1, α_2 , εφαρμόζομεν την μέθοδον των ελαχίστων τετραγώνων, άκολούθως δε γίνεται σύγκρισις τής κατανομής του εισοδήματος α') κατά διαφόρους εποχάς εις τον αυτόν τόπον (χώραν) β') εις διαφόρους τόπους κατά την αυτήν χρονικήν εποχήν ή περίδοον γ') εις διαφόρους τόπους και κατά διαφόρους εποχάς.

$$7) \text{ Διά την περίπτωσιν } y = \alpha_1 x^{\alpha_2} + \alpha_3$$

ή εφαρμογή τής μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων παρουσιάζει αισθητήν δυσκολίαν και δια τουτο καταφεύγουν συνήθως εις την χρησιμοποίησιν τεχνασμάτων.

* (Βλ. αριθμητικας εφαρμογας τής μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων εις την Στατιστικήν, Σ. Μαργαρίτη, 1952, σελ. 207 κ.ε).

** (Κατά V. Pareto : La courbe de Revenues : Cours d' Economie Politique, 2 Lausanne, 1897).