

ΕΠΙΘΕΩΡΗΣΙΣ  
ΚΟΙΝΩΝΙΚΗΣ ΚΑΙ ΔΗΜΟΣΙΑΣ  
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ

ΔΙΕΥΘΥΝΟΜΕΝΗ

ΥΠΟ

ΞΕΝ. Ε. ΖΟΛΩΤΑ  
ΚΑΘΗΓΗΤΟΥ ΤΟΥ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟΥ ΑΘΗΝΩΝ

ΑΓΓ. Θ. ΑΓΓΕΛΟΠΟΥΛΟΥ  
ΥΦΗΓΗΤΟΥ ΤΟΥ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟΥ ΑΘΗΝΩΝ

ΕΤΟΣ ΠΕΜΠΤΟΝ



ΕΚΔΟΤΙΚΟΣ ΟΙΚΟΣ  
ΙΩΑΝΝΟΥ Ν. ΖΑΧΑΡΟΠΟΥΛΟΥ  
ΣΤΟΑ ΑΡΣΑΚΕΙΟΥ - ΑΡΣΑΚΗ 6  
ΑΘΗΝΑΙ - 1936

# ΕΠΙΘΕΩΡΗΣΙΣ ΚΟΙΝΩΝΙΚΗΣ ΚΑΙ ΔΗΜΟΣΙΑΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ

ΕΤΟΣ 5

ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΣ—ΑΠΡΙΛΙΟΣ 1936

ΤΕΥΧΟΣ Α΄

## ΠΕΡΙ ΤΙΜΑΡΙΘΜΩΝ ἢ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ

Ἵπὸ

Κ. Α. ΑΘΑΝΑΣΙΑΔΗ

Β΄.

### Εἶδη τιμαρίθμων.

Οἱ πρόσθεν ἐξετασθέντες τύποι τιμαρίθμων χρησιμοποιοῦσι χονδρικὰς τιμὰς, ὑφίσταται ὅμως καὶ ἄλλη κατηγορία τιμαρίθμων χρησιμοποιοῦσαι τὰς τιμὰς τοῦ λιανικοῦ ἐμπορίου καὶ τινων ὑπηρεσιῶν. Προφανῶς ὑφίσταται ἐξάρτησις τις μεταξὺ τῶν χονδρικῶν τιμῶν τῶν ἐμπορευμάτων καὶ τῶν ἀντιστοιχοῦσάν τοιούτων τοῦ λιανικοῦ ἐμπορίου τῶν αὐτῶν εἰδῶν, ὥστε νὰ δύναται νὰ ζητηθῆ κατ' ἀρχὴν ἐὰν θὰ εἶναι ἐφικτὸν νὰ ἀρκεσθῶμεν εἰς τοὺς τιμαρίθμους τῶν χονδρικῶν τιμῶν καὶ νὰ πορισθῶμεν τὴν κίνησιν τῶν λιανικῶν τιμῶν ἐκ τῆς κινήσεως τῶν τιμῶν τοῦ χονδρικοῦ ἐμπορίου. Πρὸ μακροῦ ἔχει διαπιστωθῆ ὅτι αἱ λιανικαὶ τιμαὶ ὑφίστανται τὰς αὐτὰς μεταβολὰς ἅς καὶ αἱ ἀντίστοιχοι χονδρικαὶ τιμαί, τοῦθ' ὅπερ εἶναι καὶ νοητόν, καθ' ὅσον ἡ τιμὴ χονδρικῆς ἀγορᾶς εἶναι ἐν τῶν κυριωτέρων στοιχείων μορφώσεως τῆς τιμῆς τῆς λιανικῆς πωλήσεως. Τὰς μεταβολὰς ὅμως ταύτας αἱ λιανικαὶ τιμαὶ ὑφίστανται μετὰ τινος ἐπιβραδύνσεως χρονικῆς, ἐπὶ πλεόν δὲ αἱ μεταβολαὶ αὗται εἶναι ἥττον ἐκτεταμέναι τῶν μεταβολῶν τῶν χονδρικῶν τιμῶν. Κατόπιν τῆς ἄνω ἐμπειρικῆς διαπιστώσεως τίθεται τὸ πρόβλημα, εἶναι δυνατόν νὰ διερευνήσωμεν τὰς ὡς εἴρηται διαπιστώσεις καὶ νὰ προσδιορίσωμεν κατὰ τὸν ἀκριβέστερον δυνατόν τρόπον τὸν ὑφιστάμενον σύνδεσμον μεταξὺ τῶν χονδρικῶν καὶ λιανικῶν ὁμοειδῶν τιμῶν ;

Αἱ ἔρευναι ἐπὶ τοῦ ζητήματος τούτου σχετικῶς εἶναι ὀλιγάριθμοι καὶ τοῦτο διότι ἡ προήγησις χρονικῶς τῶν χονδρικῶν τιμῶν ἔναντι τῶν λιανικῶν εἶναι τάξεως μηνῶν, ἐξ ἄλλου δὲ διότι αἱ στατιστικαὶ ἅς οἱ ἐρευνηταὶ διέθετον μέχρι πρό τινων ἔτι ἐτῶν

ἦσαν ἐτήσιαι καὶ οὐχὶ μηνιαῖαι ὡς ἀπαιτεῖ αὐτὴ αὕτη ἡ φύσις τοῦ προβλήματος.

Εἰς Γερμανίαν ὁ Δόκτωρ Elsass ἀπέδειξεν ὅτι τὰ δύο κύρια στοιχεῖα ἅτινα συμβάλλουσι διὰ τὴν μόρφωσιν τῶν λιανικῶν τιμῶν εἰς τὸ ἐγγὺς μέλλον εἶναι ἄφ' ἑνὸς μὲν αἱ παροῦσαι λιανικαὶ τιμαὶ αἵτινες προέρχονται ἐκ τοῦ κόστους παραγωγῆς τῶν ἤδη εἰς τὴν ἀγορὰν ἀποθεμάτων, ἄφ' ἑτέρου δὲ αἱ χονδρικαὶ τιμαὶ τοῦ παρόντος, αἵτινες προσδιορίζουσι τὸ κόστος παραγωγῆς τοῦ ἐν σχηματισμῷ ἀποθέματος τῶν ἐμπορευμάτων. Ὁ τιμὰριθμος μελλουσῶν λιανικῶν τιμῶν θὰ εἶναι συνάρτησις τῶν σημερινῶν λιανικῶν τιμῶν ἄφ' ἑνὸς καὶ τῶν χονδρικῶν τιμῶν ἄφ' ἑτέρου. Ὁ Elsass ἔδωκεν ἓνα ἐμπειρικὸν τύπον καὶ τὸν σχετικὸν κανόνα ὅτι «ὁ τιμὰριθμος λιανικῶν τιμῶν δεδομένου μηνὸς ἰσοῦται παρὰ τὴν κυβικὴν ῥίζαν τοῦ γινομένου τοῦ τιμαρίθμου χονδρικῶν τιμῶν τοῦ μηνὸς τούτου ἐπὶ τὸ τετράγωνον τῆς τιμῆς ἣν εἶχεν ὁ τιμὰριθμος λιανικῶν τιμῶν πρὸ δύο μηνῶν».

Ὁ Ἄγγλος γνωστὸς Στατιστικὸς Bowley, ἠκολούθησε μέθοδον μᾶλλον ἐπιστημονικὴν, χρησιμοποίησας τὴν θεωρίαν τῆς συσχετίσεως εὐρῶν διὰ μέγιστον συντελεστὴν συσχετίσεως 0,968 ὅταν ὁ τιμὰριθμος χονδρικῶν τιμῶν προηγεῖτο τοῦ τιμαρίθμου λιανικῶν τιμῶν 3 μηνῶν. Ὁ Ἀναλυτικὸς τύπος (ἐξίσωσις παλινδρομήσεως) ὃν καθώρισε πρὸς τοῦτο, ἐπὶ βάσει 37 μηνιαίων δεδομένων ἦτοι μέχρι τοῦ Μαΐου 1922 εἶναι

$$\tau = 50,5 + \underline{T}_3 \cdot 524 + \underline{\tau}_2 \cdot 213$$

ὅπου  $\underline{T}_3$  παριστᾷ τὸν πρὸ τριμήνου τιμὰριθμον χονδρικῶν τιμῶν, καὶ  $\underline{\tau}_2$  τὸν πρὸ διμήνου τιμὰριθμον λιανικῶν τιμῶν.

Εἶτα ὁ Bowley στηριχθεὶς ἐπὶ τῶν συντελεστῶν συσχετίσεως καὶ τῆς θεωρίας τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων ἔδωκε τὴν ἐξῆς σχέσιν, διὰ πρόβλεψιν τιμαρίθμου λιανικῶν τιμῶν πρὸ 2 μηνῶν.

$$\frac{3 \times \text{Λιανικὸς τιμὰριθμος} + \text{χονδρικὸς τιμὰριθμος}}{4}$$

Τὸ μέσον σφάλμα μεταξὺ τοῦ πραγματικοῦ τιμαρίθμου καὶ τοῦ ὑπολογισθέντος λιανικοῦ εὐρέθη 4% (9 μονάδες).

Ἐκτὸς τῆς μεθόδου ταύτης ὁ Bowley ἠκολούθησε καὶ τὴν ἐπομένην.

Ἐπελόγησε τὴν συσχέτισιν μεταξὺ τῶν διαφορῶν τῶν διαδοχικῶν τιμαρίθμων τῶν λιανικῶν τιμῶν καὶ τῶν διαφορῶν τῶν δια-

δοχικῶν τιμαρίθμων τῶν χονδρικῶν τιμῶν μετὰ προήγησιν τῶν τελευταίων 1, 2, 3 καὶ 4 μηνῶν καὶ εὔρεν ὡς συντελεστὰς συσχετίσεως 0,49, 0,50, 0,52 καὶ 0,41 ἐξ οὗ ἡ μεταβολὴ (εἰς μονάδας) μεταξὺ δύο διαδοχικῶν τιμαρίθμων λιανικῶν τιμῶν εἶναι ἴση πρὸς τὰ  $\frac{3}{8}$  τῆς μεταβολῆς (εἰς μονάδας) τοῦ πρὸ τριμήνου τιμαρίθμου χονδρικῶν τιμῶν.

Ἡ μέθοδος αὕτη παρέχει τὴν πρόβλεψιν ἑνὸς μηνὸς ἐπὶ τοῦ ἄλλου, ἔχει ὁμως τὸ πλεονέκτημα ὅτι ἐξαρτᾶται ἐκ στοιχείων προσφάτων.

Ὁ Bowley συνέκρινεν ὁμοίως τὸν τιμάρηθμον τῶν χονδρικῶν τιμῶν τοῦ Statist πρὸς τὸν δείκτην κόστους ζωῆς καὶ εὔρε συσχετίσεις σχεδὸν τόσον μεγάλας ὅσον διὰ τὰ εἶδη διατροφῆς μόνον καὶ μέσας διαφορὰς μᾶλλον ἀσθενεῖς.

	μετὰ	
συντελεστῆς συσχετίσεως μεταξὺ κόστους ζωῆς καὶ χονδρικῶν τιμῶν (δηλ. τῶν τιμαρίθμων αὐτῶν)	$\left. \begin{array}{l} 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \end{array} \right\}$	μηνῶν προηγῆσεως 0,894 0,938 0,935 0,940

Ἡ μέση διαφορὰ μεταξὺ τοῦ τιμαρίθμου τοῦ κόστους ζωῆς καὶ τοῦ τιμαρίθμου χονδρικῶν τιμῶν 4μήνου προηγῆσεως εὐρέθη ἴση πρὸς 5,9 μονάδας (2,5 %). Μέρος ὁμως ταύτης ὠφείλετο εἰς περιστάσεις ἀνωμάλους καὶ ἀπαλειφομένων τῶν 8 ἀνωμάτων μηνῶν, ἡ μέση διαφορὰ διὰ τοὺς ὑπολοίπους 29 μήνας ἦτο μόνον 3,6 μονάδας ( $1\frac{1}{2}$  ἕως 2 %), ἐνῶ ὁ συντελεστῆς συσχετίσεως ἰσοῦτο πρὸς 0,991.

Ὁ τύπος εἶναι : **Κόστος ζωῆς εἰς τὴν ἀρχὴν τοῦ μηνὸς** =  $103,6 + 0,58 \times$  τιμάρηθμον τοῦ Statist τοῦ πρὸ 4 μηνῶν. Τὸ συμπέρασμα τοῦ Bowley εἶναι ὅτι ὁ τύπος οὗτος δὲν παριστᾷ νόμον φυσικὸν ἢ οἰκονομικόν, ἀλλὰ ἀπλῶς μίαν ἐμπειρικὴν ἐξίσωσιν ἣς τὰ ἀριθμητικὰ στοιχεῖα θὰ μεταβληθῶσι βαθμηδὸν καὶ δεκτικὴν μὴ ἐπαληθεύσεως, ἐὰν ἐπέλθῃ διαταραχὴ τις πρόσκαιρος εἰς τὰς λιανικὰς τιμὰς ἐποχιακοῦ τινος ἐμπορεύματος.

Ὁ Βέλγος Στατιστικὸς Julien τὸ αὐτὸ πρόβλημα ἐπραγματεύθη ἐπὶ βάσει τῆς θεωρίας τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων θεωρήσας, κατὰ τὰ προλεχθέντα, τὸν τιμάρηθμον λιανικῶν τιμῶν εἰς δεδομένην στιγμὴν ὡς γραμμικὴν συνάρτησιν τῶν ὁμοειδῶν τιμαρίθμων τῶν πρὸ 1, 2, 3 μηνῶν ἔτι δὲ καὶ τὸν τιμάρηθμον χονδρικῶν τιμῶν τῶν 1, 2, 3 μηνῶν.

Ἐὰν  $i_1, i_2, i_3$  εἶναι οἱ τιμάρηθμοι λιανικῶν τιμῶν πρὸ 1,

2, 3 μηνῶν καὶ  $\underline{I}_1, \underline{I}_2, \underline{I}_3$  οἱ τιμάρημοι τῶν χονδρικῶν τιμῶν κατὰ τὰς αὐτὰς χρονικὰς στιγμὰς, τεθῆ δὲ  $\underline{i}_1 = a, \underline{I}_1 = b$  τότε

$$i = ax + by \quad (1)$$

ἐπειδὴ δὲ οἱ τιμάρημοι οὗς διαθέτομεν ἐπιτρέπουσι τὸν σχηματισμὸν συστήματος ἀντιστοίχων ἐξισώσεων, οἱ ἄγνωστοι  $\chi$  καὶ  $\psi$  ὀρίζονται ἐπὶ βάσει τῆς ἀρχῆς τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων δηλ. ἐπὶ τῇ συνθήκῃ ὅπως

$$\sum [i - (ax + by)]^2 = \sum \varepsilon^2$$

καταστῆ ἐλάχιστον. Τὸ ἐλάχιστον εὐρίσκεται ἂν αἱ μερικαὶ ἰσὸς  $\chi$  καὶ  $\psi$  παράγωγοι ἐξισωθῶσι πρὸς τὸ μηδέν ὅτε δηλ. προκύπτουσιν αἱ ἐξῆς κανονικαὶ ἐξισώσεις

$$\begin{aligned} \sum ia &= x \sum a^2 + y \sum ab \\ \sum ib &= x \sum ab + y \sum b^2 \end{aligned}$$

ἐκ τοῦ συστήματος τούτου λαμβάνονται αἱ τιμαὶ τῶν ἀγνώστων  $\chi$  καὶ  $\psi$ , ἅς ἀντικαθιστῶμεν ἐν τῇ ἐξισώσει (1).

Οὕτω διὰ σειρὰν 4 μηνῶν ἀπὸ τοῦ 8/βρίου 1922 μέχρι τοῦ Ἰανουαρίου 1923 ὁ Julin εὔρεν  $i = 0,78a + 0,22b = 0,78 \underline{i}_1 + 0,22 \underline{I}_1$ .

Διὰ περίοδον 41 μηνῶν τὸ ἄθροισμα τῶν σφαλμάτων εἰς τὸσον τοῖς % διὰ τὰ ἀρνητικὰ τοιαῦτα ἦτο 0,96 %, διὰ τὰ θετικὰ 1,18 % δηλ. ἡ ἀκρίβεια τοῦ τύπου ὑπῆρξεν ἀξιοσημείωτος. Διὰ περίοδον 9 μηνῶν εὔρε σφάλμα 0,77 % δηλ. ἐλάχιστον.

Ἀντὶ ὅμως νὰ συγκριθῆ ἡ γενικὴ κίνησις τοῦ τιμαρίθμου τῶν λιανικῶν τιμῶν πρὸς τὴν γενικὴν κίνησιν τοῦ τιμαρίθμου τῶν χονδρικῶν τιμῶν, δυνάμεθα νὰ ἀρκεσθῶμεν εἰς τὴν σύγκρισιν τῆς μέσης τῶν λιανικῶν τιμῶν ἀριθμοῦ τινος ἐμπορευμάτων πρὸς τὴν μέσιν τῶν χονδρικῶν τιμῶν τῶν αὐτῶν ἐμπορευμάτων. Ὁ Ὑποδιευθυντῆς τῆς Γαλλικῆς Στατιστικῆς Ὑπηρεσίας Dugé de Bernonville συνέκρινε τὸν ἐπίσημον τιμάρημον τῶν λιανικῶν τιμῶν εἰς Γαλλίαν πρὸς τὸν μέσον ἀριθμητικὸν τῶν χονδρικῶν τιμῶν τῶν αὐτῶν τροφίμων. Αἱ καμπύλαι αἵτινες ἀναπαριστῶσιν τοὺς δύο δείκτας ἔχουσι «τροχιὰς σχεδὸν ταυτιζομένας μετὰ τάσεως πρὸς τινα σταθερότητα μεγαλειτέραν κατὰ τι διὰ τὰς λιανικὰς τιμὰς ἢ διὰ τὰς χονδρικὰς τιμὰς. Ἐπὶ πλέον ὁ τιμάρημος χονδρικῶν τιμῶν εἶναι συνεχῶς ὑψηλότερος τοῦ τιμαρίθμου λιανικῶν τιμῶν καὶ δὲν παρατηρεῖται κανονικὴ χρονικὴ διαφορὰ μεταξὺ τῶν μεγίστων ἢ ἐλαχίστων τῆς μιᾶς πρὸς τὴν ἄλλην καμπύλην. Τὸ ἀπόλυτον μέγιστον εὐρίσκεται διὰ τὰς χονδρικὰς

τιμὰς εἰς 8)βριον 1920, ἐνῶ διὰ τὰς λιανικὰς τιμὰς τοῦτο ὑπάρχει εἰς Ν)βριον 1920, τὰ ἄλλα μέγιστα συμπίπτουσι, τὰ ἐλάχιστα τῶν χονδρικῶν τιμῶν ὅτε μὲν προηγούνται, ὅτε ἔπονται τῶν λιανικῶν τιμῶν ἢ συμπίπτουσι».

Οἱ τιμάρηθμοι λιανικῶν τιμῶν διακρίνονται εἰς **τιμαρίθμους κυρίως λιανικῶν τιμῶν** καὶ εἰς **τιμαρίθμους κόστους ζωῆς**. Αἱ λιανικαὶ τιμαὶ εἶναι αἱ ἀφορῶσαι τὴν ἀτομικὴν κατανάλωσιν διὰ τὴν ἄμεσον ἱκανοποίησιν ἀνάγκης τινὸς τοῦ ἀνθρωπίνου ὀργανισμοῦ. Αὗται ἐνδιαφέρουσιν ὅλα τὰ ἄτομα, διότι ὁ ἀντίκτυπος αὐτῶν εἶναι ἄμεσος ἐπὶ τῶν δαπανῶν τῶν καὶ συνεπῶς ἐπὶ τοῦ προϋπολογισμοῦ αὐτῶν. Προφανῶς εἰς τὴν σπουδὴν τῶν μεταβολῶν τῶν δαπανῶν τῆς καταναλώσεως, αἱ μεταβολαὶ τοῦ κόστους ζωῆς δύνανται νὰ ἐφαρμοσθῶσι καλῦτερον ἢ αἱ μεταβολαὶ τῶν λιανικῶν τιμῶν. Τὸ εἶδος καὶ ἡ ποσότης τῶν ἀγαθῶν καὶ ὑπηρεσιῶν ἅς καταναλίσκουσι τὰ διάφορα ἄτομα εἶναι λίαν μεταβλητά, ἀλλ' αἱ μεταβολαὶ ἐν τῇ καταναλώσει θὰ εἶναι ἐπὶ τοσοῦτον ὀλιγώτερον ἔντονοι ὅσον τὸ περιθώριον ὅπερ ὑφίσταται, διὰ τὸ θεωρηθὲν ἄτομον, μεταξὺ τοῦ εἰσοδήματός του καὶ τοῦ ἀναγκαιούτου ποσοῦ διὰ τὴν συντήρησιν θὰ εἶναι μεγαλείτερον.

Ἐπὶ πλεόν ἡ κυριωτέρα ἐφαρμογὴ τοῦ τιμαρίθμου λιανικῶν τιμῶν εἶναι ὁ διακανονισμὸς τῆς ἀγοραστικῆς δυνάμεως τῶν ὀνομαστικῶν ἡμερομισθίων τῶν ἐργατῶν. Ἄλλως τε ἡ πλειονότης τῶν διαφόρων τιμαρίθμων λιανικῶν τιμῶν δημοσιεύεται ἐπὶ σκοπῶ μελέτης τῶν μεταβολῶν τοῦ κόστους ζωῆς τῆς ἐργατικῆς ἰδίᾳ τάξεως. Οὕτω οἱ λιανικοὶ τιμάρηθμοι ἔχουσι διὰ σκοπὸν τὴν μέτρησιν τοῦ ἀντικτύπου τῶν μεταβολῶν τῶν λιανικῶν τιμῶν ἐπὶ τῆς ἀγοραστικῆς δυνάμεως τάξεως τινος τοῦ πληθυσμοῦ (κυρίως τῆς ἐργατικῆς τάξεως—ἐνίοτε ὅμως καὶ τοῦ συνόλου τοῦ πληθυσμοῦ) ὡς πρὸς τὰ ἀγαθὰ καὶ τὰς ὑπηρεσίας ἅτινας καταναλίσκουσι συνήθως τὰ ἄτομα ἢ αἱ οἰκογένειαι τῆς κατηγορίας ταύτης τοῦ πληθυσμοῦ. Οἱ ὑπ' ὄψει τιμάρηθμοι θὰ ἐμφανισθῶσιν ὡς μέσοι σχετικῶν λιανικῶν τιμῶν σταθμιζομένων κατὰ τὴν ἀξίαν τῆς καταναλώσεως ἢ ὡς μέσος ἀθροιστικὸς τῶν ἀπολύτων λιανικῶν τιμῶν σταθμιζομένων κατὰ τὰς καταναλωθείσας ποσότητας. Ἐπειδὴ δὲ ἐξ ὅλων τῶν ἀνθρωπίνων ἀναγκῶν ἡ μᾶλλον ἐπείγουσα εἶναι ἡ τῆς διατροφῆς ἢ ὡς λέγει ὁ Πλάτων; « . . . Πρώτη γε καὶ μεγίστη τῶν χρειῶν ἢ τῆς τροφῆς παρασκευή, δευτέρα δὲ οἰκήσεως, τρίτη δὲ ἐσθῆτος καὶ τῶν τοιούτων . . . »

Εἶναι ὅθεν μᾶλλον ἐνδιαφέρον νὰ μετρεῖται αὕτη καὶ πράγματι εἶναι ἡ μόνη δαπάνη, ἧς μετρεῖται μετὰ τῆς μικροτέρας δυ-

σκολίας πᾶσα μεταβολή. Κατ' ἀκολουθίαν ἐφ' ὅσον ὁ τιμάρριθμος λιανικῶν τιμῶν περιλαμβάνει ἀντὶ ἀριθμοῦ τινος τροφίμων καὶ τινὰ ἄλλα εἶδη ὡς καὶ εἶδη φωτισμοῦ, θερμάνσεως, ἔτι δὲ καὶ εἶδη καθαριότητος, τότε ἀποβαίνει τιμάρριθμος κόστους ζωῆς καὶ κακῶς καλεῖται τιμάρριθμος λιανικῶν τιμῶν.

### Τιμάρριθμος λιανικῶν τιμῶν εἰδῶν διατροφῆς.

Ἡ πρώτη ἀσφαλῶς σκέψις διὰ τὸν προσδιορισμὸν τοῦ συστήματος ἀντισταθμίσεως τῶν τιμαρίθμων λιανικῶν τιμῶν εἶναι ἡ χρησιμοποίησις τῆς αὐτῆς ἀκριβῶς μεθόδου ἣτις ἐφαρμόζεται προκειμένου περὶ τιμαρίθμων χονδρικῶν τιμῶν. Τιμάρριθμος λιανικῶν τιμῶν εἰδῶν διατροφῆς εἰς ὃν οἱ συντελεστοὶ ἀντισταθμίσεως εἶναι ἀνάλογοι πρὸς τὰς καταναλωθείσας ποσότητας ἢ τὴν ἀξίαν αὐτῶν ἐξομοιοῦται πράγματι πρὸς τὸν τιμάρριθμον χονδρικῶν τιμῶν, ὑπὸ ἔποψιν τεχνικῆς μεθόδου, οὗτινος ἡ ἀντιστάθμισις στηρίζεται ἐπὶ τῆς καταναλώσεως. Μία μόνη διαφορὰ ὑφίσταται, ἐνῶ δηλ. εἰς τοὺς τιμαρίθμους χονδρικῶν τιμῶν θεωροῦμεν τὴν κατανάλωσιν, βιομηχανικὴν ἢ ἐμπορικὴν, ἐν τῷ συνόλῳ αὐτῆς, εἰς τοὺς τιμαρίθμους λιανικῶν τιμῶν θεωροῦμεν τὴν ἀτομικὴν κατανάλωσιν ἢ καὶ τὴν οἰκογενειακὴν τοιαύτην, τὴν τοῦ τελευταίου καταναλωτοῦ, ἣτις ὡς ἄμεσον ἀντικείμενον ἔχει τὴν ἀπ' εὐθείας ἱκανοποίησιν ἀνθρωπίνης τινος ἀνάγκης.

Λόγῳ ὁμῶς, ὡς προελέχθη, τῆς ἀνεπαρκείας ἢ τῆς ἐλλείψεως στατιστικῶν καταναλώσεως χρησιμοποιεῖται συνήθως πρὸς καθορισμὸν τῆς ἀντισταθμίσεως τῶν τιμαρίθμων χονδρικῶν τιμῶν, ἡ στατιστικὴ τῆς παραγωγῆς καὶ τοῦ ἐξωτερικοῦ ἐμπορίου καὶ συναρτήσῃ τῆς εἰσαγωγῆς καὶ ἐξαγωγῆς καθορίζεται ἡ κατανάλωσις ἐκάστου στοιχείου τοῦ τιμαρίθμου ἐπὶ βάσει τῆς κλασσικῆς ταυτότητος.

### Κατανάλωσις = Παραγωγή + Εἰσαγωγή - Ἐξαγωγή.

Κατ' ἀρχὴν ὅθεν οὐδὲν ἐμπόδιον ὑφίσταται διὰ τὴν ἐφαρμογὴν τῆς αὐτῆς ἀρχῆς, τῆς τῶν τιμαρίθμων χονδρικῶν δηλ. τιμῶν εἰς τὸν ὑπολογισμὸν τῶν τιμαρίθμων λιανικῶν τιμῶν εἰδῶν διατροφῆς, καθ' ὅσον αἱ εἰσαγόμεναι καὶ ἐξαγόμεναι ποσότητες εἶναι γνωσταὶ διὰ τῆς στατιστικῆς τοῦ ἐμπορίου, στατιστικαὶ δὲ τῆς παραγωγῆς δυνατὸν νὰ ὑπάρξωσι κατὰ τὸ μᾶλλον καὶ ἥττον πλήρεις.

Οὐχ ἥττον ὑφίστανται δύο οὐσιώδεις παραλείψεις ἥτοι α) δὲν λαμβάνεται ὑπ' ὄψει ἡ μεταβολὴ τῶν ἀποθεμάτων διὰ τοῦ χρό-

νου καὶ β) ὅτι ἡ στατιστικὴ τῆς παραγωγῆς δὲν ἀναφέρει τὴν ἐπιτόπιον κατανάλωσιν, τὴν κατανάλωσιν δηλ. εἰς τὰ κέντρα παραγωγῆς, ἧτις κατανάλωσις προκειμένου περὶ εἰδῶν διατροφῆς δὲν εἶναι ποτὲ ἀμελητέα.

Πράγματι δὲ ἂν ἡ ἀναλογία τῶν καταναλισκομένων εἰς τὰ κέντρα παραγωγῆς εἰδῶν διατροφῆς ἦτο ἡ αὐτὴ δι' ὅλα τὰ εἶδη τροφίμων, τὸ μειονέκτημα τοῦτο δὲν θὰ ὑφίστατο, ἀλλὰ τὸ τοιοῦτον δὲν συμβαίνει ποτέ.

Ἡ τοιαύτη μέθοδος τοῦ προσδιορισμοῦ τῶν συντελεστῶν ἀντισταθμίσεως τῶν τιμαρίθμων λιανικῶν τιμῶν καλεῖται «μέθοδος τῆς συνολικῆς καταναλώσεως», διότι στηρίζεται ἐπὶ τοῦ στατιστικοῦ προσδιορισμοῦ τῆς ὀλικῆς καταναλώσεως τοῦ ἐπὶ τῆς ἐδαφικῆς περιοχῆς οἰκοῦντος πληθυσμοῦ, ἐφ' ἧς αἱ στατιστικά. Λαμβανομένων ὅθεν ὑπ' ὄψει τῶν ἀποθεμάτων καὶ τῶν ἐπιτοπίων καταναλώσεων, ἐφ' ὅσον τὸ δυνατόν, καθορίζεται ἡ μέση κατὰ κεφαλὴν κατανάλωσις, ἧτις εἶναι μικροτέρα ἐφ' ὅσον τὰ ἀνωτέρω (ἀποθέματα—ἐπιτόπιος κατανάλωσις) δὲν ληφθῶσιν ὑπ' ὄψει. Ἡ μέση ὅμως αὕτη κατανάλωσις πλειστάκις οὐδεμίαν παραστατικὴν ἀξίαν ἔχει διὰ τὸ σύνολον τοῦ πληθυσμοῦ χώρας τινός, καὶ ἐπομένως τῆς γεωγραφικῆς ἐκτάσεως τῆς περιοχῆς, τῆς διαφορᾶς τοῦ κλίματος, ἅτινα ἐπιδρῶσιν ἐπὶ τῆς καταναλώσεως ἐκάστου εἴδους τροφίμων διαφοροτρόπως.

Ἡ μέθοδος αὕτη ὅθεν χονδρικὴν προσέγγισιν δύναται νὰ παράσχη, ἐν τούτοις ὅμως αὕτη ἐφηρμόσθη εἰς τὰς Βρετανικὰς Ἰνδίας (Βομβάη) σταθμισθέντος τοῦ τιμαρίθμου λιανικῶν τιμῶν κατὰ τὴν ἀξίαν τῆς μέσης ὀλικῆς καταναλώσεως τῶν τελευταίων πέντε ἐτῶν, τῶν προηγηθέντων τοῦ μεγάλου πολέμου. Ἡ μέθοδος αὕτη ἐφαρμόζεται καὶ εἰς Νέαν Ζηλανδίαν ὅπου ἐλήφθη ὡς βάσις ἡ μέση ὀλικὴ κατανάλωσις τῶν ἐτῶν 1909—1913 καὶ εἰς τὴν Νοτιοαφρικανικὴν Ὀμοσπονδίαν, χρησιμοποιουμένης ὡς βάσεως τῆς μέσης ὀλικῆς καταναλώσεως τῶν ἐτῶν 1917—1919, οὐχ' ἦττον παρ' αὐτῇ ἡ μέθοδος αὕτη ἀντικατεστάθη βραδύτερον ὑπὸ τῆς μεθόδου τῶν οἰκογενειακῶν ἀπολογισμῶν.

**Αἱ ἀπολογιστικαὶ ἔρευναὶ ἀποτελοῦσι τὴν καλλιτέραν μέθοδον προσδιορισμοῦ τῶν ποσοτήτων τῶν καταναλισκομένων εἰδῶν διατροφῆς καὶ ἀπαιτοῦσι πρὸς τοῦτο εἰδικὰς ἐρεῦνας ἢ μᾶλλον, ὀρθότερον, ἀνακρίσεις. Καὶ πάλιν ὅμως ἐνταῦθα ἀνακύπτει τὸ δυσεπίλυτον πρόβλημα τῆς διασπορᾶς τῶν δεδομένων, καθ' ὅσον ἡ ποσότης τῶν εἰδῶν διατροφῆς ἅτινα καταναλίσκονται ποικίλλει κατὰ πολὺ ἀπὸ ἀτόμου εἰς ἄτομον ἢ ἀπὸ οἰκογενείας εἰς**



οικογένειαν. Ἡ ποικιλία αὕτη εἶναι τοιαύτη, ἀναλόγως τῆς κοινωνικῆς τάξεως εἰς ἣν ἀνήκει ὁ καταναλωτής, ὥστε αἱ ἔρευναι νὰ γίνωνται ἐπὶ τῶν ὀλιγώτερον εὐπορουσῶν τάξεων : Βιομηχανικοὶ ἐργάται, γεωργοί, ὑπάλληλοι μικρῶν ἀποδοχῶν, μικροαστοὶ ἐστὶν ὅτε. Ἔχει ἄλλως τε διαπιστωθῆ ὅτι ὑπὸ δεδομένην κατάστασιν πολιτισμοῦ ὑφίσταται ἀριθμὸς τις ἀναγκῶν ὧν ἡ ἱκανοποίησις θεωρεῖται ὡς ἐκ τῶν ὧν οὐκ ἄνευ διὰ τὴν διατήρησιν τῆς ζωῆς καὶ ὅτι τὸ εἶδος καὶ ἡ ποσότης τῶν καταναλισκομένων εἰδῶν εἶναι ἐπὶ τοσοῦτον ὀλιγώτερον μεταβλητὰ ἢ ἡ διαφορὰ μεταξὺ τοῦ εἰσοδήματος τοῦ ἀτόμου καὶ τῆς ἀναγκαιούσης δαπάνης διὰ τὴν ἱκανοποίησιν τῶν προλεχθεισῶν ἀναγκῶν. Τοιοῦτοτρόπως ἐξαλείφεται τὸ οὐσιωδέστερον μέρος τῆς ἑτερογενείας τῶν δεδομένων περιοριζομένου τοῦ σκοποῦ τοῦ τιμαρίθμου ὥστε οὗτος νὰ ἐκφράσῃ τὴν μεταβολὴν τῶν τιμῶν τῶν εἰδῶν διατροφῆς ἅτινα καταναλίσκονται ὑπὸ τῆς ἐργατικῆς τάξεως, τῶν μικροῦπαλλήλων κλπ. Τοιοῦτος τιμαρίθμος ὡς εἰκὸς ἐπιτρέπει τὸν διακανονισμὸν τοῦ ὀνομαστικοῦ μισθοῦ ἢ ἡμερομισθίου. Τὸ εἶδος τῶν καταναλισκομένων τροφίμων ὡς καὶ ἡ ποσότης αὐτῶν εἶναι λίαν μεταβλητὰ ἐξαρτώμενα :

1ον Ἐκ τῆς συνθέσεως τῆς οικογενείας.

2ον Τῆς κοινωνικῆς τάξεως ἢ τοῦ οἴκου. εἰσοδήματος.

3ον Τῆς γεωγραφικῆς θέσεως τῆς κατοικίας τῆς οικογενείας.

Ἡ πρώτη αἰτία μεταβολῆς εἶναι αὐτονόητος, πάντοτε αἱ καταναλισκόμεναι ποσότητες αὐξάνουσι μετὰ τοῦ ἀριθμοῦ τῶν μελῶν τῆς οικογενείας οὐχ' ἦττον ὅμως καὶ ἀναλόγως αὐτῶν. Ἐπεχειρήθη νὰ προσδιορισθῆ ἡ ἐπίδρασις τῆς συνθέσεως τῆς οικογενείας ἐπὶ τῆς δαπάνης διατροφῆς ἐπὶ βάσει ἐκτιμήσεως τῶν ἀναγκῶν εἰς θερμίδας (Calories) κατὰ τὸ φύλλον καὶ τὴν ἡλικίαν τῶν ἀτόμων.

Ἐπὶ τῆς Φυσιολογίας ἔχουσι καθορισθῆ συντελεσταὶ ἐκφράζοντες τὸν λόγον τοῦ ἀριθμοῦ τῶν ἀναγκαιουσῶν θερμίδων εἰς γυναῖκας καὶ παῖδας διαφόρων ἡλικιῶν πρὸς τὸν ἀριθμὸν τῶν ἀναγκαιουσῶν θερμίδων εἰς ἄνδρα, ἀσκοῦντα χειρωνακτικὸν ἐπάγγελμα, ληφθεισῶν ὡς μονάδος. Πλείστοι τοιοῦτοι συντελεσταὶ ὑφίστανται, ἀναφέρομεν τοὺς ἑξῆς:

Συντελεσταὶ Atwater

Ἄνθρωπος, ἄνω τῶν 15 ἐτῶν	1
Γυνή, κάτω τῶν 15 ἐτῶν	0,80
Παῖς, ἀπὸ 10—15 ἐτῶν	0,70
Παῖς, κάτω τῶν 10 ἐτῶν	0,50

Συντελεσταὶ Board of Trade, ἐφαρμοσθέντες εἰς ἐξαγόμενα ἐρεῦνης 1904.

ἄνθρωπος, ἄνω τῶν 14 ἐτῶν	1
Γυνή, ὁμοίως	0,83
Παῖς, ἀπὸ 10—14 ἐτῶν	0,73
Παῖς, ἀπὸ 6—10 ἐτῶν	0,70
Παῖς, κάτω τῶν 6 ἐτῶν	0,50

Συντελεσταὶ Zuntz

ἄνθρωπος, ἐνήλιξ	1
Γυνή, ἐνήλιξ	0,80
Παῖς 12 ἐτῶν	0,75
Παῖς 7—12 ἐτῶν	0,50
Παῖς 1—5 ἐτῶν	0,30

Συντελεσταὶ Silbergleit

ἄνθρωπος ἐνήλιξ	1
Γυνή ἐνήλιξ	0,80
Παῖς 7—12 ἐτῶν	0,50

Ἀντιστρόφως, ὡς ἔπραξεν ὁ Quetelet, δύναται νὰ ληφθῆ ὡς μονὰς ὁ ἀριθμὸς τῶν ἀναγκαιουσῶν θερμίδων εἰς ἀρτιγέννητον βρέφος καὶ νὰ ἐκτιμηθῆ εἰς Κέτ (δηλ. ἡ κληθεῖσα μονὰς Κέτ ἐκ τοῦ ὀνόματος τοῦ Quetelet) ὁ ἀριθμὸς τῶν ἀναγκαιουσῶν θερμίδων εἰς παιδία μεγαλιέτερα τὴν ἡλικίαν καὶ ἐνήλικας ἀμφοτέρων τῶν φύλων.

Κατὰ τὸν Ernest Engel αἱ ἀνάγκαι διατροφῆς αὐξάνουσι συνεχῶς μέχρι τοῦ 20 ἔτους διὰ τὰς γυναῖκας καὶ τοῦ 25 διὰ τοὺς ἄνδρας, ἐτησίως κατὰ 0,1 Κέτ, παραμένουσαι ἀκολούθως σταθεραί. Ἡ καταναλωτικὴ ἰκανότης τῶν ἐνηλίκων ἔσται τότε 3,5 Κέτ διὰ τὸν ἄνδρα καὶ 3 Κέτ διὰ τὴν γυναῖκα.

Ἐφαρμογαί τινες τῆς θερμαντικῆς ἀξίας τῶν τροφίμων γενόμεναι ἐπὶ τῶν τιμαρίθμων, ἔσχον σοβαρὰς ἀντιρρήσεις, ἀλλ' αὐταὶ δὲν φαίνεται νὰ ὑπῆρξαν καὶ ἀπολύτως ὀρθαί, καθ' ὅσον ἡ χρῆσις τούτων ἀπέβλεψε νὰ καταστήσῃ συγκρισίμους τὰς δαπάνας διατροφῆς οἰκογενειῶν διαφόρου συνθέσεως, ἀναγομένων τῶν δαπανῶν τούτων εἰς τοιαύτας οἰκογενείας συνθέσεως ὁμοιομόρφου. Ἐὰν ὄθεν ὑπάρξωσι συντελεσταὶ ἀναγωγῆς ἢ ἐρευνα δύναται νὰ γίνῃ ἐπὶ οἰκογενειῶν οἰασδήποτε συνθέσεως, ἄλλως αὕτη προτιμώτερον νὰ ἐφαρμοσθῆ ἐπὶ οἰκογενειακῶν συνθέσεων ἐλάχιστα διαφερουσῶν, ἀποκλειομένων πασῶν τῶν λοιπῶν. Πάντως δέον νὰ ἀποκλείωνται αἱ οἰκογένειαι εἰς ἃς τὰ τέκνα ἔχουσι προσωπικὰς προσόδους, ἐκ τῆς ἰδίας των ἐργασίας, ἵνα ἀποφεύγῃται ἐπιπλοκαί, ὡς ἐκ τῆς τηρήσεως ἰδίου λογαριασμοῦ διὰ ταῦτα, ἐπὶ τῆς αὐξήσεως τοῦ εἰσοδήματος καὶ τῆς ἐπιδράσεώς του ἐπὶ τῆς καταναλώσεως, νὰ τηρῶνται δὲ οἰκογένειαι ἔχουσαι τέκνα

ἡλικίας κάτω τῆς ὑπὸ τοῦ νόμου περὶ προστασίας ἀνηλίκων ἐπιτροπομένης.

Ἡ μέση σύνθεσις τῆς τυπικῆς οἰκογενείας ἐξευρίσκειται συναρτήσει τῶν ἀριθμῶν τῶν ἀτόμων ἐκάστης οἰκογενείας, ἅπαξ δ' αὕτη ὀρισθῆ δύναται νὰ χρησιμοποιηθῆ πρὸς συνόρθωσιν τῆς δαπάνης τῶν διαφόρων οἰκογενειῶν ὧν ἔχομεν τὰ στοιχεῖα τοῦ προϋπολογισμοῦ αὐτῶν, οὕτως ὥστε πᾶσαι αὐταὶ, ὑποθετικῶς, νὰ ἀναχθῶσιν εἰς τὴν σύνθεσιν τῆς τυπικῆς οἰκογενείας.

Κατὰ τὴν ἔρευναν τοῦ 1904 ἐν Μεγάλῃ Βρετανίᾳ, ἡ οἰκογένεια πρότυπος περιελάμβανε 4,57 μονάδας, δι' οἰκογένειαν 4,39 μονάδων, ἐπολλαπλασιάζετο ἡ δαπάνη αὐτῆς ἐπὶ  $\frac{4,57}{4,39}$  δηλ. ηὔξανετο κατὰ 4,1 % δι' οἰκογένειαν 5 μονάδων ἐπολλαπλασιάζετο ἐπὶ  $\frac{4,57}{5}$  δηλ. ἐμειοῦντο κατὰ 8,6 % αἱ σημειωθεῖσαι ποσότητες ὡς

καταναλωθεῖσαι. Ἡ σύνθεσις τύπου γενικῶς προσδιορίζεται λαμβανομένης τῆς μέσης συνθέσεως ὅλων τῶν οἰκογενειῶν αἵτινες ἀντεπεκρίθησαν εἰς τὴν ἔρευναν ἢ τῆς κυριαρχούσης συνθέσεως, τῆς περισσότερον συχνὰ ἀπαντωμένης.

Παραλλαγή τῆς ἄνω μεθόδου, ἄγουσα εἰς ἐξαγόμενα μᾶλλον ἀφηρημένα, ἀλλ' ἥτις ὁμως καλλίτερον χρησιμοποιεῖται διὰ συγκρίσεις, εἶναι ἡ συνισταμένη εἰς τὴν διαίρεσιν τῆς δαπάνης ἐκάστης οἰκογενείας διὰ τοῦ ἀριθμοῦ τῶν συνιστῶντων ταύτην μονάδων, προκυπτούσης τῆς κατ' ἰσοδύναμον ἄνθρωπον δαπάνης.

Προσέτι καὶ ἡ μέθοδος τῆς μερικῆς συσχέτισεως δύναται νὰ ἐφαρμοσθῆ εἰς τὴν τυποποίησιν τῶν οἰκογενειῶν. Οὕτω ὁ Bowley χρησιμοποίησας τὰ συλλεγόμενα στοιχεῖα ὑπὸ τῆς ἐπιτροπῆς Sumner μετεχειρίσθη τὴν μέθοδον ταύτην διὰ τὴν μελέτην τῶν δαπανῶν τῆς διατροφῆς 390 ἐργατικῶν οἰκογενειῶν, αἵτινες περιελάμβανον τοῦλάχιστον 2 τέκνα μικρότερα τῶν 14 ἐτῶν καὶ κατέληξεν εἰς τὴν ἐξῆς ἐξίσωσιν : Δαπάναι διατροφῆς (εἰς σελίνια) =  $14,5 + 9,4 \times$  ἀριθμὸν προσώπων κάτω τῶν 14 ἐτῶν  $+ 3,7 \times$  ἀριθμὸν προσώπων ἄνω τῶν 14 ἐτῶν.

Οὕτω εἰς οἰκογενείας εἰδικευμένων ἐργατῶν, κάθε συμπληρωματικὸν πρόσωπον πλέον τῶν 14 ἐτῶν ἐμφαίνει αὔξησιν 9,5 σελιν. τῆς ἐβδομαδιαίας δαπάνης διατροφῆς καὶ κάθε ἐπὶ πλέον τέκνον 3,8 σελ.

Ὅσον ἀφορᾷ τὰς ἀπαιτούμενας θερμίδας, αὐταὶ ὡς εἶναι φανερόν, ἐξαρτῶνται ἐκ τῆς ἡλικίας, τοῦ κλίματος, τῆς ἐποχῆς τοῦ ἔτους, τῶν ἐθίμων, τῆς θρησκείας, ἐπειδὴ δὲ τὸ ποσὸν

τῶν ἀπαιτουμένων θερμίδων εἶναι ἀνάλογον τῆς ἐπιφανείας τοῦ δέρματος χρησιμοποιοῦνται διάφοροι τύποι τῆς μορφῆς

$$E = A^{\alpha} \cdot B^{\beta} \cdot \Gamma$$

ὅπου  $E$  ἐπιφάνεια εἰς  $\square$  μέτρα,  $A$  = ἀνάστημα εἰς ἑκατοστόμετρα,  $B$  = βάρος εἰς κιλά,  $\alpha, \beta, \Gamma$  προσδιοριστεῖται σταθεραί. Τοιοῦτος τύπος εἶναι ὁ τοῦ Dubois

$$E = A^{0,725} \cdot B^{0,425} \cdot 71,84$$

ὅστις δίδει τὴν ἐπιφάνειαν τοῦ δέρματος συναρτήσῃ ὕψους (ἀναστήματος) καὶ βάρους. Ἡ ἐφαρμογὴ τοῦ τύπου τοῦ Dubois δίδει ὡς δαπάνην βάσεως κατὰ  $\square$  μέτρον ἐπιφανείας ὠριαίως τὰ ἑξῆς :

Ἄνῆρ ἄνω τῶν 20 ἐτῶν	40	θερμίδες
Γυνὴ » » » »	37	»
Παιδιά 12—13 »	50	»
Παιδιά 15 »	44	»
Γέροντες ἄνω τῶν 55 ἐτῶν	37	»

Κατ' ἀκολουθίαν τῶν ἄνω καὶ διότι ἡ κατανάλωσις ἔχει χαρακτηριστὴν μεταβλητὸν πρέπει ἢ νὰ ὑπολογίζηται εἰς καὶ μόνος τιμάριθμος, περιλαμβάνων τὰ τρόφιμα τῆς γενικῆς καταναλώσεως ἧτις ἐλάχιστα μεταβάλλεται ἀπὸ οἰκογενείας εἰς οἰκογένειαν, ὅτε ἐπιτυγχάνεται τιμάριθμος μετρίας παραστατικῆς ἀξίας ἢ νὰ ὑπολογίζωνται πλείονες τιμάριθμοι, κατὰ γεωγραφικὰς περιοχὰς ἢ κοινωνικὰς ομάδας, ὅτε θὰ προκύπτουσι πλείονες τιμάριθμοι λίαν παραστατικοὶ ἀλλὰ καὶ μὴ δυνάμενοι νὰ συγκριθῶσι πρὸς ἀλλήλους. Τὸ τελευταῖον ἔχει ἀξίαν κατὰ πολὺ μείζονα ὡς ἐκ τῆς ἐφαρμογῆς τοῦ νόμου τοῦ Ernst Engel (μείωσις ποσοστοῦ δαπάνης διατροφῆς ἔναντι ὀλικοῦ εἰσοδήματος ἀναλόγως αὐξήσεως τούτου, καλλιτέρευσις ποιότητος ἀναλισκομένων τροφίμων).

Ἡ εἰδικὴ ἔρευνα, ἡ ἀνάκρισις, γίνεται συνήθως διὰ παραδόσεως, εἴτε ἐπίτηδες ἐντύπων εἰς ἃ δέον νὰ ἐγγράφωσι τὰς καταναλισκομένας ποσότητας ἐπὶ περίοδον ὠρισμένην εἴτε βιβλιαρίων οἰκογενείας εἰς ἃ θὰ ἐγγράφωσιν ὅλας τὰς δαπάνας τῶν ἐπὶ περίοδον ἐπίσης ὠρισμένην, ἧτις θεωρητικῶς κατ' ἀμφοτέρας τὰς περιπτώσεις πρέπει νὰ εἶναι τοῦλάχιστον ἐτησίαι, καθ' ὅσον εἶδη τινα ἔχουσι κατανάλωσιν ἐποχιακὴν, ὡς οἱ καρποὶ κ.λ.π. Πρακτικῶς ἐπειδὴ αἱ δυσκολίαι εἶναι μεγάλαι ἀρκοῦνται συνήθως νὰ ζητήσωσιν ἀπολογισμοὺς δαπανῶν ἐργατικοῦ τύπου οἰκογενειῶν καὶ εἰς περιόδους χρόνου ὀλιγώτερον ἐκτεταμένας. Κατὰ τὸν Olivier ἡ στατιστικὴ παρακολούθησις τῆς καταναλώσεως ἐπὶ 15θήμε-

ρον ἀνὰ τρίμηνον ἢ κατὰ ἐξάμηνον ἀκριβέστερον εἶναι ἢ μᾶλλον ὀρθή λύσις.

### Μέθοδος θεωρητικοῦ προϋπολογισμοῦ.

Αἱ περιγραφεῖσαι μέθοδοι στηρίζονται ἐπὶ τῆς πραγματικῆς ἀτομικῆς ἢ οἰκογενειακῆς καταναλώσεως, οὐχ' ἦττον ἐκ τῶν προτέρων δύναται νὰ προσδιορισθῇ ὅχι τὸ τί καταναλίσκουσιν ἀλλὰ τὸ τί ἔπρεπε νὰ καταναλίσκωσιν. Ἡ τοιαύτη μέθοδος συνιστᾶται ἰδιαιτέρως διὰ τὸν ὑπολογισμὸν εἰδικοῦ τιμαρίθμου, τοῦ τιμαρίθμου τοῦ ἐλαχίστου συντηρήσεως.

Τὰ τρόφιμα ὅμως ἅτινα πρέπει νὰ καταναλίσκωνται ὑπὸ τῶν ἀτόμων δύνανται νὰ καθορισθῶσι συναρτήσῃ μόνον τῶν φυσιολογικῶν κανόνων καὶ τοῦτο διότι τὸ καλλίτερον μέτρον τῆς φυσιολογικῆς ιδιότητος τῶν τροφίμων συνίσταται εἰς τὴν εἰς θερμίδας ἀξίαν αὐτῶν.

Κατ' ἀκολουθίαν ἡ εἰς θερμίδας ἀπόδοσις τῶν τροφίμων παρέχει τὸν θεωρητικὸν προϋπολογισμὸν ὅστις χρησιμοποιεῖται ὡς βάσις ὑπολογισμοῦ τιμαρίθμου λιανικῶν τιμῶν εἰδῶν διατροφῆς.

Ἡ φυσιολογία ὅμως παρέχει μόνον τὸν ἀριθμὸν τῶν ἀναγκαιουσῶν θερμίδων, κατὰ τὸ φύλον καὶ τὴν ἡλικίαν αὐτοῦ, ἔτι δὲ καὶ τὴν κατανομὴν τῶν τροφίμων εἰς λευκώματα, λίπη καὶ ὕδατάνθρακας, ὡς καὶ τὴν εἰς θερμίδας ἀπόδοσιν ἐκάστου εἴδους διατροφῆς<sup>1</sup>.

Ἡ ἀρχὴ τοῦ θεωρητικοῦ προϋπολογισμοῦ δὲν ἐξαρκεῖ διὰ μόνης τῆς φυσιολογίας νὰ ἐπιλύσῃ τὸ πρόβλημα, δέον, ὅθεν νὰ ἐκλεγῶσιν ἐκεῖνα τὰ τρόφιμα ἅτινα θὰ προσεγγίζωσιν ἐφ' ὅσον τὸ δυνατόν, κατὰ εἶδος καὶ ποσότητα τὴν πραγματικὴν κατανάλωσιν τῶν θεωρουμένων ἀτόμων. Ἐπομένως ἡ μέθοδος τοῦ θεωρητικοῦ προϋπολογισμοῦ καταλήγει εἰς τὸν καθορισμὸν ἐνὸς τυπικοῦ καθεστῶτος διατροφῆς, ὅσω τὸ δυνατόν πλησιεστέρου τοῦ

---

1. Θερμὶς ἢ θερμομονὰς (calorie) καλεῖται ἡ ποσότης τῆς ἀπαιτουμένης θερμοκρασίας, ἵνα χιλιόγραμμον ὕδατος ὑψωθῇ κατὰ ἓνα βαθμὸν τοῦ 100βάθμου. Οἱ φυσιολόγοι μετροῦσι τὴν ἐνέργειαν διὰ τῆς θερμίδος ταύτης, ἐπειδὴ δὲ ἡ ἐργασία ἣτις ἀπαιτεῖται πρὸς ὑψωσιν τῆς θερμοκρασίας ἐνὸς χιλιογράμμου ὕδατος κατὰ ἓνα βαθμὸν τοῦ 100βάθμου ἰσοδυναμεῖ πρὸς τὴν ἐνέργειαν τὴν ἀπαιτουμένην διὰ τὴν ὑψωσιν ἐνὸς χιλιογράμμου κατὰ 425 μέτρα, μία μεγάλη θερμὶς ἢ θερμομονὰς ἰσοῦται πρὸς 425 περίπου χιλιογραμμόμετρα (Jule). Τὸ 425 καλεῖται μηχανικὸν ἰσοδύναμον τῆς θερμότητος.

πραγματικοῦ καὶ παρέχοντος τὸν ἀριθμὸν τῶν θερμίδων ὃν θεωρεῖ ἀναγκαῖον ἢ φυσιολογία, τῶν θερμίδων τούτων κατανεμομένων εἰς τὰς τρεῖς μεγάλας ομάδας (λευκώματα, λίπη, ὑδατάνθρακες) κατ' ἀναλογίαν ἐκ τῶν προτέρων καθοριζομένην.

Παρὰ ταῦτα σοβαραὶ ἀντιρρήσεις ὑφίστανται καθ' ὅσον οἱ φυσιολόγοι δὲν συμφωνοῦσιν οὔτε ἐπὶ τῆς εἰς θερμίδας ἀξίας τῶν διαφόρων τροφίμων οὔτε ἐπὶ τοῦ ἀριθμοῦ τῶν ἀναγκαιουσῶν θερμίδων εἰς ἕκαστον, οὔτε ἐπὶ τῆς εἰς τρεῖς κατηγορίας ὑποδιαιρέσεως τῶν θερμίδων τούτων.

Κατὰ πλειονότητα ὁμως ὑφίσταται σύμπτωσις γνώμων ὅτι ἐργάτης ἐνήλιξ 70 κιλῶν βάρους, μέσης ἐργατικῆς ἰκανότητος δέον νὰ λαμβάνη ἡμερησίως 3000 θερμίδας, προερχομένας ἐξ 100 gr. λευκώματος, 60 gr. λίπους καὶ 300 gr. ὑδατανθράκων. Ὁ Dr Gignon ὅστις ἐμελέτησε τὸ ζήτημα τοῦτο κατὰ βάθος καὶ ἐπὶ τῷ εἰδικῷ σκοπῷ τοῦ ὑπολογισμοῦ τιμαρίθμου κατέληξεν εἰς τὰ ἀκόλουθα συμπεράσματα.

	λευκώμα	λίπη	ὑδατάνθρακες	Παραγ. θερμίδες
A. Ἄνθρωπος	93,9	87,3	369,6	2716
B. Γυνὴ ἐργαζομένη	75.—	62.—	368.—	2397
Γ. Παιδίον 8-15 ἐτῶν	58,45	45,38	297,2	1879
Δ. Παιδίον 2-7 ἐτῶν	31,85	36,75	148,3	1010

E. Διατροφή μέχρις 1 ἔτους 1 λίτρα γάλακτος ἤτοι 1033 γραμ. ἡμερησίως 692 θερμ.

Αἱ ἀντιγνωμίαι τῶν φυσιολόγων εἰς τὸ πρόβλημα τοῦτο εἶναι μᾶλλον ἐνδιαφέρουσαι ἢ εἰς τὸ προηγούμενον εἰς ὅτι ἀφορᾷ τὴν θερμαντικὴν ἀξίαν τῶν τροφίμων καὶ τὸν ἀριθμὸν τῶν ἀναγκαιουσῶν εἰς ἕκαστον ἄτομον θερμομονάδων.

Εἶναι λογικὸν νὰ μὴ λαμβάνηται ὡς ἀπόλυτον κριτήριον ἡ θερμαντικὴ ἰκανότης τῶν τροφίμων, καθ' ὅσον πρέπει νὰ λαμβάνηται ὑπ' ὄψιν ἡ ἰκανότης τῶν καταναλωτῶν νὰ ἱκανοποιῶσι τὰς ἐπιθυμίας αὐτῶν, ἡ εὐκολία τῆς ἀφομοιώσεως τῶν τροφίμων ἥτις ποικίλλει ἀπὸ ὀργανισμοῦ εἰς ὀργανισμόν, τὸ κλίμα, τὸ εἶδος διαβιώσεως κλπ. Ἡ παρουσία τῶν πολυθρυλήτων βιταμινῶν εἰς τὸν ὀργανισμόν εἶναι ἀπαραίτητος ἀλλὰ ταύτας δὲν ἐμπεριέχουσι καὶ ὅλα τὰ τρόφιμα. Οὐχ' ἦττον παρὰ ταῦτα ἡ χρησιμότης ἐκάστου τροφίμου σημαίνεται διὰ τῆς εἰς θερμίδας ἀποδοτικότητος εἰς τὸν ἀνθρώπινον ὀργανισμόν.

Παρ' ἡμῖν τοιοῦτον θεωρητικόν, ἐπὶ βάσει τῆς φυσιολογίας, καθεστῶς διατροφῆς ἐμελετήθη παρὰ τῶν κ. κ. Γ Ἰωακειμόγλου καὶ Σ. Γιαννοῦση (περὶ τοῦ κόστους τῆς ἐπαρκοῦς τροφῆς τῶν

πτωχῶν τάξεων τοῦ λαοῦ, Πρακτικὰ Ἀκαδημίας Ἀθηνῶν τεύχος 6 Ἰουνίου 1933) παρέχον 2.500 θερμίδας καὶ περιέχον 60 gr. λίπους, 90 gr. λευκώματος καὶ 377 gr. ὑδατάνθρακος ὀλικῆς ἀξίας διὰ τὸν Μάϊον 1933 δρ. 97 καθ' ἑβδομάδα κατ' ἄτομον. Ἡ ἐργασία αὕτη δύναται νὰ χρησιμεύσῃ κάλλιστα πρὸς ὑπολογισμόν σταθμικοῦ τιμαρίθμου ἑλαχίστου συντηρήσεως καὶ νὰ πληρώσῃ τὸ κενὸν τῆς ἐλλείψεως τοιοῦτου τιμαρίθμου.

### Ἐκλογή τύπου τιμαρίθμου λιανικῶν τιμῶν εἰδῶν διατροφῆς.

Ὁ τοιοῦτος τιμαρίθμος εἶναι δείκτης δαπάνης καὶ συνεπῶς τῆς μορφῆς  $\frac{\sum p_i q_k}{\sum p_\mu q_\nu}$  ὅπου  $p$  καὶ  $q$  παριστῶσι τὰς τιμὰς καὶ τὰς καταναλωθείσας ποσότητας τῶν θεωρηθέντων εἰδῶν,  $i, k, \mu, \nu$ , παριστῶσιν εἴτε τὴν ἐποχὴν (ἢ τὸν τόπον) βάσεως, εἴτε τὴν θεωρούμενην ἐποχὴν (ἢ τὸν τόπον). Ἐπομένως δίδοντες εἰς  $i, k, \mu, \nu$  τὰς τιμὰς 0,1 ἔχομεν τὰς ἐξῆς ἐκφράσεις :

$$\sum p_0 q_0, \sum p_1 q_1, \sum p_0 q_1, \sum p_1 q_0$$

Ἐκ τούτων ἢ  $\sum p_0 q_0$  παριστᾷ τὴν ἀξίαν (δαπάνην) καταναλώσεως εἰς ἐποχὴν μηδὲν ἢ  $\sum p_1 q_0$  ὁμοίως τί θὰ ἐδαπάνῃ εἰς ἐποχὴν  $X_1$  τὸ θεωρούμενον ἄτομον ἐὰν κατηνάλισκεν τὰς ἰδίας ποσότητας ἅς κατηνάλισκεν εἰς ἐποχὴν  $X_0$ , ἢ  $\sum p_0 q_1$ , ὁμοίως τί θὰ ἐδαπάνῃ εἰς ἐποχὴν  $X_0$  ἐὰν κατηνάλισκεν τὰς ἰδίας ποσότητας ἅς κατηνάλισκεν εἰς ἐποχὴν  $X_1$  καὶ ἐφεξῆς οὕτω.

Κατὰ ταῦτα

$$1ον \quad \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0} = \alpha, \text{ παριστᾷ τὸν λόγον τῆς δαπάνης εἰς ἐποχὴν}$$

1 ὡς πρὸς τὴν δαπάνην τῆς ἐποχῆς βάσεως. Ὁ τιμαρίθμος οὗτος λαμβάνει ὑπ' ὄψει τὰς ἀλλαγὰς εἰς τὰς τιμὰς καὶ εἰς τὰς καταναλωθείσας ποσότητας μεταξὺ τῶν δύο ἐποχῶν.

$$2ον \quad \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} = \beta, \text{ παριστᾷ τί γίνεται ἡ δαπάνη ὅταν αἱ τιμαὶ}$$

μεταβάλλωνται, ἐνῶ, αἱ καταναλισκόμεναι ποσότητες κατὰ τὰς ἐποχὰς 1 καὶ 0 παραμένουσι σταθεραί.

$$3ον \quad \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} = \gamma, \text{ παριστᾷ τὸν λόγον τῆς τυπικῆς πραγματικῆς}$$

δαπάνης εἰς ἐποχὴν 1 ὡς πρὸς τὴν δαπάνην κατὰ τὴν ἐποχὴν βάσεως ἐὰν κατὰ τὴν ἐποχὴν ταύτην αἱ καταναλισκόμεναι ποσότητες ἦσαν ἴσαι πρὸς τὰς τῆς ἐποχῆς 1.

$$4ον \quad \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0} = b, \text{ παριστᾶ τὸν λόγον ὅστις θὰ ὑπῆρχε με-}$$

ταξὺ τῆς δαπάνης εἰς τὴν ἐποχὴν βάσεως ἐὰν αἱ καταναλισκόμε-  
ναι ποσότητες καθίσταντο ἴσαι πρὸς τὰς καταναλωθείσας εἰς  
ἐποχὴν 1 καὶ ἡ δαπάνη ἦτο πραγματική.

Ἐκφράζει δὲ τὴν ἐπίδρασιν τῆς ἀλλαγῆς τῆς στάθμης τῆς  
ζωῆς εἰς τὴν ἐποχὴν τῆς βάσεως.

$$5ον \quad \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_1 q_0} = c, \text{ παριστᾶ τὸν λόγον τῆς δαπάνης εἰς ἐπο-}$$

χὴν 1 ὡς πρὸς τὴν δαπάνην, ἐὰν αἱ καταναλωθεῖσαι ποσότητες  
παρέμεναν αἱ τῆς βάσεως, δηλ. ἐὰν ἡ στάθμη τῆς ζωῆς παρέμε-  
νεν ἡ τῆς βάσεως καὶ ἐκφράζει τὴν ἐπίδρασιν τῆς ἀλλαγῆς τῆς  
στάθμης τῆς ζωῆς ἐπὶ τῆς δαπάνης εἰς ἐποχὴν 1.

Ὁ Bowley παρέσχε παράδειγμα καθορισμοῦ τοιούτων τιμα-  
ρίθμων ἐπὶ βάσει τῶν δεδομένων ἅτινα συνέλεξεν ἡ ἐπιτροπὴ κό-  
στους ζωῆς Sumner τὸ 1918.

$$\begin{array}{ll} \sum p_0 q_0 = 246,5 d & \sum p_1 q_1 = 455,5 d \\ \sum p_1 q_0 = 521,6 d & \sum p_0 q_1 = 225,5 d \end{array}$$

(δαπάναι μεταξύ Ἰουνίου 1918 καὶ 1914, 17 εἶδη διατροφῆς).

$$\alpha = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0} = 190, \quad \beta = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} = 212, \quad \gamma = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} = 202$$

$$b = \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0} = 91, \quad c = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_1 q_0} = 87$$

ὅσον ἀφορᾷ νῦν τὰς πηγὰς ἐξ ὧν δέον νὰ ζητῶνται αἱ λιανικαὶ  
τιμαὶ πρὸς ὑπολογισμὸν τοῦ δείκτου, κρατεῖ ἡ ἄποψις ὅπως λαμ-  
βάνωνται ἐκ καταστημάτων λιανικῆς πωλήσεως ὧν ἡ πελατεία  
περιλαμβάνεται ἐν τῇ κοινωνικῇ τάξει εἰς ἣν ἀναφέρεται ὁ τι-  
μάριθμος (καταστήματα πωλοῦντα ἐπὶ πιστώσει ἢ μὴ, μεταφέρον-  
τα τὰ ἀγοραζόμενα εἶδη εἰς τὴν κατοικίαν τοῦ καταναλωτοῦ ἢ  
ὄχι κ.λ.π.) ἢ εἰς προμηθευτικοὺς συνεταιρισμοὺς εἰδῶν διατροφῆς  
ἢ εἰδῶν καταναλώσεως.

### Τιμάριθμοι κόστους ζωῆς.

Οὔτοι περιλαμβάνουσι διαφόρους δαπάνας ἀναφερομένας εἰς:  
1ον Διατροφήν, 2ον Φωτισμὸν-θέρμανσιν, 3ον Κατοικίαν, 4ον  
Ἐνοίκιον, 5ον Διαφόρους δαπάνας, κατὰ τὴν ὑποδειχθεῖσαν ὑπὸ

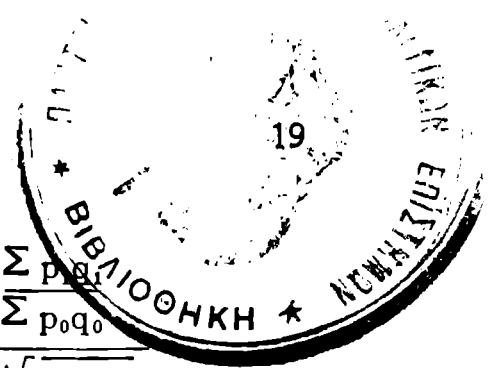


τοῦ Διεθνoῦς Ἰνστιτοῦτου Στατιστικῆς καὶ Διεθνoῦς Γραφείου Ἔργασίας κατάταξιν.

Συνήθως πρὸς ὑπολογισμόν χρησιμοποιεῖται εἴτε ἡ ἀθροιστικὴ μέθοδος εἴτε ἡ τοῦ ἀπλοῦ μέσου ἀριθμητικοῦ τῶν σχετικῶν τιμῶν ἢ καὶ τοῦ σταθμικοῦ τοιοῦτου, τῶν συντελεστῶν σταθμίσεως ὀριζομένων συναρτήσῃ τοῦ εἰσοδήματος διὰ τοῦ Νόμου τοῦ Ernest Engel κλπ.

**Ἐπάρχοντες μαθηματικοὶ τύποι ὑπολογισμοῦ τιμαρίθμων.**

- 1) Bradstreet 
$$\frac{\sum p_1}{\sum p_0}$$
- 2) Drobisch, Rawson - Rawson 
$$\frac{\frac{\sum p_1 q_1}{\sum q_1}}{\frac{\sum p_0 q_0}{\sum q_0}}$$
- 3) Μέσος ἀπλοῦς ἀριθμητικὸς (Carli, Evelyn, Sauerbeck) 
$$\frac{1}{v} \sum \left( \frac{p_1}{p_0} \right)$$
- 4) Μέσος ἀπλοῦς ἀρμονικὸς 
$$\frac{v}{\sum \left( \frac{p_0}{p_1} \right)}$$
- 5) Μέσος γεωμετρικὸς ἀπλοῦς (Jevons, Vestergaard) 
$$\sqrt[v]{\frac{p_1}{p_0} \cdot \frac{p'_1}{p'_0} \cdot \frac{p''_1}{p''_0} \cdot \dots}$$
- 6) Διάμεσος τῶν  $\frac{p_1}{p_0}, \frac{p'_1}{p'_0}, \frac{p''_1}{p''_0}, \dots$  (Edgeworth)
- 7) Μέσος σταθμικὸς ἀριθμητικὸς  $\frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1}, \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0}$  (Sauerbeck, Gifen)
- 8) Drobisch  $\left( \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} + \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} \right) : 2 = \frac{\gamma + \beta}{2}$
- 9) Μέσος γεωμετρικὸς  $\sqrt{\frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} \cdot \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0}} = \sqrt{b\gamma}$
- 10) Marshall, Edgeworth 
$$\frac{\sum p_1 \left( \frac{q_0 + q_1}{2} \right)}{\sum p_0 \left( \frac{q_0 + q_1}{2} \right)}$$
- 11) Scrope καὶ Walsh 
$$\frac{\sum p_1 \sqrt{q_0 q_1}}{\sum p_0 \sqrt{q_0 q_1}}$$



12) Walsh

$$\frac{\frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0}}{\frac{\sum \sqrt{p_0 p_1} q_1}{\sum \sqrt{p_0 p_1} q_0}} = \frac{\sum \left(\frac{p_1}{p_0}\right) p_1 q_1}{\sum p_1 q_1}$$

13) Palgrave

14) Μέσος γεωμετρικός σταθμικός

$$\frac{\sum p_0 q_0}{\sqrt{\left(\frac{p_1}{p_0}\right)^{p_0 q_0} \dots \dots \dots}} \quad \eta \quad \frac{\sum p_1 q_1}{\sqrt{\left(\frac{p_1}{p_0}\right)^{p_1 q_1} \dots \dots \dots}} \quad \eta \quad \frac{\sum p_1 q_0}{\sqrt{\left(\frac{p_1}{p_0}\right)^{p_1 q_0} \dots \dots \dots}}$$

15) 'Ομοίως  $\frac{\frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0}}{\sum p_1 q_1}$  κ.λ.π. κ.λ.π.  
 $\sqrt{\left(\frac{q_1}{q_0}\right)^{p_1 q_1} \dots \dots \dots}$

**Γενίκευσις τῆς ἐννοίας τῶν τιμαρίθμων ἐπὶ βάσει τῆς ποσοτικῆς θεωρίας.**

Εἰς τὸν μέχρι τοῦδε καλούμενον νομισματικὸν δείκτην τῶν τιμῶν τὸν βαρύνοντα ῥόλον παίζει ἡ πληθὺς τῶν τιμῶν τῶν θεωρουμένων ἀγαθῶν καὶ συνεπῶς διὰ τῆς ἐφαρμογῆς, ὡς ἐκ τούτου, τοῦ Νόμου τῶν Μεγάλων ἀριθμῶν ἐπιδιώκεται ὅπως καταστή ἔκδηλος ἡ κοινὴ τῶν τιμῶν τάσις. Ἐν ἄλλαις λέξεσι ζητοῦμεν ἔρεισμα εὐρισκόμενον οὐσιαστικῶς ἐκτὸς τῶν θεωρουμένων πραγμάτων. Κατὰ τὸν Divisia, δημιουργὸν τῆς νομισματικῆς θεωρίας καὶ τοῦ Νομισματικοῦ δείκτου, ὁ δείκτης τῶν τιμῶν δεόν νὰ προκύπτῃ ἀβιάστως ἐξ αὐτοῦ καὶ μόνον τοῦ ποσοτικοῦ Νόμου τοῦ Νομίσματος.

Πράγματι ἡ ἐξίσωσις τοῦ I. Fisher  $MV + MV' = P \cdot Q$ , ὅπου τὰ γράμματα ἔχουσι τὴν γνωστὴν σημασίαν, καθιστᾷ ἐμφανῆ τὸν σύνδεσμον ὅστις ὑφίσταται μεταξὺ κυκλοφοροῦντος ποσοῦ τοῦ νομίσματος καὶ τῆς μέσης στάθμης τῶν τιμῶν  $P$  εἰς ἐκάστην στιγμήν, ἔτι δὲ καὶ τοῦ δείκτου  $Q$  τῆς οἰκονομικῆς δραστηριότητος. Ἀποτελεῖ δὲ ἀληθῆ ταυτότητα, ἐπεὶδὴ ἡ ἀδιαφιλονείκητος αὕτη ἰσότης ἐκφράζει ὅτι τὸ σύνολον τῶν ἐκτελεσθεισῶν πληρωμῶν, δι' οἰοῦδήποτε μέσου, κατὰ τινὰ χρόνον, παριστᾷ τὴν ὅλικήν τιμὴν τῆς ὀλότητος τῶν ἀγαθῶν (ἐμπορευμάτων καὶ ὑπηρεσιῶν) ὅσα ἀν-

τηλλάγησαν, τῶν ἐπὶ πιστώσει πωλήσεων ἐλάχιστα μεταθετουσῶν τὴν χρονολογίαν μέρους τῶν πληρωμῶν καὶ κατ' ἀναλογίαν ὀλίγον καθιστωσῶν ταύτην μεταβλητήν.

Ἡ ἐξίσωσις αὕτη καθιστᾷ ἐμφανῆ τὴν ἐπίδρασιν ἣν ἀσκούσιν αἱ τράπεζαι ἐπὶ τῆς κυκλοφορίας. Ἐπειδὴ νῦν τὰ  $P$  καὶ  $Q$  παριστῶσι τοὺς λόγους μεταξὺ τῶν ἀριθμῶν οἵτινες μετροῦσι τὰ δύο ταῦτα στοιχεῖα κατὰ τὴν θεωρουμένην ἐποχὴν καὶ ἐκείνων οἵτινες μετροῦσι τούτους κατὰ τὴν ὡς βάσιν (ἀφετηρίαν) λαμβανομένην ἐποχὴν, ἡ ἐξίσωσις τοῦ Fisher εἶναι ἀκριβῆς ἐὰν εἰσαχθῆ ἡ σταθερὰ  $K$  ἣτις πολλαπλασιαζομένη ἐπὶ τοὺς δύο ἀριθμοὺς  $P$  καὶ  $Q$  (ἀφηρημένους ὡς εἰς τόσον τοῖς  $\%$  παριστωμένους) θὰ ἰσοδυναμῆ εἰς πᾶσαν ἐποχὴν πρὸς τὸ πρῶτον μέλος.

Ἐὰν ὅθεν, κατὰ τὸν Divisia ἀντὶ τοῦ δείκτου τῶν τιμῶν εἰσαχθῆ ἡ ἀξία τοῦ νομίσματος  $A$ , ἣτις εἶναι ἀντιστρόφως ἀνάλογος τούτου, θὰ ἔχωμεν καλοῦντες τὸ πρῶτον μέλος τῆς ἐξίσωσεως τοῦ Fisher,  $MV + MV' = C = K \cdot P \cdot Q$  ἔτι δὲ  $MV = \frac{KQ}{A}$ , ἀλλὰ τὸ πρῶτον μέλος τῆς ἐξίσωσεως τοῦ Fisher γενικώτερον γράφεται  $MV = c$ , ὅθεν  $c = \frac{KQ}{A}$  καὶ θέτοντες  $A = \frac{1}{I}$ , ὅπου  $I$  ὁ δείκτης τῶν τιμῶν καὶ  $Q = a$  ὁ δείκτης τῆς ἐντάσεως τῶν συναλλαγῶν, ὁ τύπος γίνεται  $c = KaI$  καὶ διαφέρει τοῦ τύπου τοῦ Fisher μόνον κατὰ τὴν μορφήν.

Ἐκ τῶν ἄνω ἔπεται ὅτι ἐφ' ὅσον ἡ ἐξίσωσις τοῦ Fisher περιλαμβάνει τὴν ὀλότητα τῶν πληρωμῶν, δεόν ὁ δείκτης νὰ περιλαμβάνῃ ὅλας τὰς τιμάς.

Κατ' ἀκολουθίαν τῶν ἄνω θὰ ἔχωμεν τὰς ἐξῆς δύο ἰσότητες, λαμβάνοντες ὑπ' ὄψει ὅτι  $PQ = \sum pq$ ,  $c = \sum pq$   
καὶ  $c = KaI$

Αἱ δύο ὡς ἄνω ἰσότητες ἐπαληθεύονται, οἰαιδήποτε καὶ ἂν ᾧσιν αἱ περίοδοι τῶν θεωρουμένων χρόνων. Δυνάμεθα ὅθεν νὰ διαφορίσωμεν ταύτας λογαριθμικῶς ὡς πρὸς τὸν χρόνον, λαμβάνοντες

$$\frac{dc}{c} = \frac{\sum qdp}{\sum pq} + \frac{\sum pdq}{\sum pq} \quad \text{καὶ} \quad \frac{dc}{c} = \frac{dI}{I} + \frac{da}{a}$$

Ἀπαλείφοντες νῦν τὸ  $c$  μεταξὺ τούτων, ἔχομεν

$$\frac{dI}{I} + \frac{da}{a} = \frac{\sum qdp}{\sum pq} + \frac{\sum pdq}{\sum pq}$$

ἐξ ὧν ὀρίζονται τὰ  $I$  καὶ  $a$  ὡς ἔπεται

$$\frac{dI}{I} = \frac{\sum q dp}{\sum p q}, \quad \frac{da}{a} = \frac{\sum p dq}{\sum p q}$$

Οὕτω προσδιορίζονται δύο δείκται :

1ον) ὁ δείκτης τῶν τιμῶν  $I$  καὶ 2ον) ὁ δείκτης τῶν συναλλαγῶν  $a$ , οἵτινες ἐπαληθεύουσιν αὐστηρῶς τὸν κυκλοφοριακὸν νόμον

$$c = K \cdot a \cdot I$$

ὁ Νομισματικὸς δείκτης ὅθεν δίδεται ὑπὸ

$$\frac{dI}{I} = \frac{\sum q dp}{\sum p q} \quad (1)$$

καὶ εἶναι ὁ κάλλιστος κατὰ τὸν  $I. Fisher$ , ἐξ ὄλων πλὴν τοῦ ἰδανικοῦ μόνον τούτου. Εἶναι δείκτης σταθμικὸς ἐν τῇ πράξει.

Ἐὰν τώρα θεωρήσωμεν δύο χρονικὰς στιγμὰς (ἐποχὰς) γειτονικὰς  $t$  καὶ  $t + dt = t'$ . Εἰς ἐποχὴν  $t$  ὁ δείκτης εἶναι  $I$ , εἰς ἐποχὴν  $t'$  εἶναι  $I_0 = I + dI$  ἀλλὰ ἐκ τῆς σχέσεως (1) ἔχομεν

$$\frac{I + dI}{I} = \frac{\sum q dp + \sum p q}{\sum p q} = \frac{\sum q(p + dp)}{\sum p q}$$

καὶ θέτοντες  $I_0 = I + dI$ ,  $p_0 = p + dp$  ἔχομεν τελικῶς

$$\frac{I_0}{I} = \frac{\sum p_0 q}{\sum p q} \quad (2)$$

Κατ' ἀκολουθίαν τοῦ τύπου (2) ἔπεται ὅτι ὁ δείκτης  $I$  εἶναι συνήθης δείκτης εἰς ὃν τὰ βάρη  $q$  (συντελεσταὶ σταθμίσεως) εἶναι αἱ ποσότητες ὄλων τῶν ἐμπορευμάτων καὶ ὄλων τῶν ὑπηρεσιῶν ὅσαι ὑπείσθηθον, κατὰ τὴν μονάδα τοῦ χρόνου, εἰς τὰς συναλλαγὰς, γενόμεναι ἀφορμὴ πληρωμῶν κατ' αὐτήν.

Ὅμοίως ἡ οἰκονομικὴ δραστηριότης ἐπαληθεύεται ὑπὸ τῆς διαφορικῆς ἐξισώσεως

$$\frac{da}{a} = \frac{\sum p dq}{\sum p q} \quad (3)$$

καὶ αἱ μεταβολαὶ ταύτης ἐξαρτῶνται ἐκ τῶν μεταβολῶν τῶν ποσοτήτων τῶν ἐμπορευμάτων ἢ τῶν ὑπηρεσιῶν αἵτινες ὑπείσρχονται ὅπωςδήποτε εἰς τὰς πληρωμάς. Κατὰ ταῦτα ὁ νομισματικὸς δείκτης τοῦ  $Divisia$  δὲν περιλαμβάνει ἀγαθὰ, ὧν αἱ τιμαὶ πραγματοποιοῦσι, οἷον εἰς συμψηφισμὸν περὶ τὴν μέσην αὐτῶν τιμὴν, ἀλλὰ, θεωρητικῶς, ὅλα τὰ ἀγαθὰ ἅτινα ὅπωςδήποτε ἀποτελοῦσι, κατὰ τὴν θεμελιώδη ταυτότητα τοῦ  $I. Fisher$ , ἀντικείμενον πληρωμῶν.

Ἐκ τούτου ἔπεται ὅτι ἐπὶ τοῦ νομίσματος (τῆς ἀξίας αὐτοῦ)

ἐπιδρῶσιν ἐκεῖναι αἱ πράξεις αἵτινες παρέχουσιν ἀφορμὴν εἰς πληρωμὰς.

Ὁ νομισματικὸς ὄθεν δείκτης δι' ἐποχὰς ἐλάχιστα ἀφισταμένας ἀλλήλων ὀρίζεται ὑπὸ τῆς διαφορικῆς ἐξισώσεως (1), διὰ περίοδον ὅμως χρόνου ὠρισμένην θὰ καθορισθῇ δι' ὀλοκληρώσεως τῆς ἐξισώσεως (1).

Οὐχ' ἦττον αἵ τε τιμαὶ καὶ αἱ ποσότητες μεταβάλλονται διὰ τοῦ χρόνου καὶ ἐπομένως δύνανται νὰ θεωρηθῶσιν ὡς συναρτήσεις τούτου, ἦτοι ὡς χρονολογικαὶ σειραὶ καὶ ἐπομένως δυνατόν νὰ τεθῇ  $p = \sigma(t)$  καὶ  $q = \phi(t)$ .

Κατ' ἀκολουθίαν  $dp = \sigma'(t)dt$ . Ἡ διαφορικὴ ὄθεν ἐξίσωσις (1) γράφεται

$$\frac{dI}{I} = \frac{\sum q dp}{\sum p q} = \frac{\sum \phi(t) \sigma'(t) dt}{\sum \phi(t) \sigma(t)} = \Phi(t) dt$$

ἂν νῦν ἡ σχέσις  $\frac{dI}{I} = \Phi(t) dt$  ὀλοκληρωθῇ μεταξὺ  $t$  καὶ  $t_0$  λαμβάνομεν  $\log \frac{I}{I_0} = \int_{t_0}^t \Phi(t) dt$  (4) ἢ  $\frac{I}{I_0} = e^{\int \Phi(t) dt}$  (5).

Ἡ ὀλοκλήρωσις εἶναι δυνατὴ ἐὰν γνωρίζωμεν τὰς μεταβολὰς τῶν τιμῶν καὶ τῶν ποσοτήτων, συναρτήσῃ τῆς μιᾶς αὐτῶν, καθ' ὄλον τὸ διάστημα ἀπὸ  $t_0$  ἕως  $t$ .

Συμπέρασμα ὄθεν ἐκ τοῦ τύπου (2) προκύπτει τὸ ἐξῆς :

«Ὁ Δείκτης ἐξαρτᾶται οὐ μόνον ἐκ τῶν τιμῶν καὶ τῶν ποσοτήτων τῶν δύο θεωρουμένων ἐποχῶν  $t_0$  καὶ  $t$  (ἔτος βάσεως, θεωρούμενον ἔτος) ἀλλὰ προσέτι καὶ ἐξ ὄλων τῶν ἐνδιαμέσων τιμῶν τῶν  $p$  (τιμῶν ἀγαθῶν) καὶ  $q$  (ποσοτήτων)».

Συνοψίζοντες τὰ ἐκ τοῦ τύπου πορίσματα προσθέτομεν τὰ ἐξῆς :

1ον Εἰς διάστημα χρόνου ἀρκούντως μικρὸν οἱ συντελεσταὶ σταθμίσεως  $q$  (ποσότητες) δύνανται νὰ θεωρηθῶσι σταθεροί, ὅτε ὁ δείκτης ὀρίζεται ὡς μέσος σταθμικός, ἐνῶ τὰ βάρη σταθμίσεως λαμβάνονται ἴσα πρὸς αὐτὰς ταύτας τὰς ποσότητας τῶν ἀγαθῶν.

2ον Ἄλλως ὁ Νομισματικὸς δείκτης εἶναι μέσος βαρῶν μεταβλητῶν, ἐν ἀντιθέσει πρὸς τοὺς ἄλλους δείκτας, τοὺς συνήθως χρησιμοποιουμένους, εἰς οὓς οἱ συντελεσταὶ σταθμίσεως παραμένουσι σταθεροί, ἀνεξαρτήτως τῆς ἀποστάσεως τοῦ θεωρουμένου ἔτους ἀπὸ τοῦ ἔτους βάσεως.

3ον Ἐπειδὴ ἡ διαφορικὴ ἐξίσωσις  $\frac{dI}{I} = \frac{\sum q dp}{\sum p q}$  δὲν εἶναι ὀλικὸν διαφορικόν, εἶναι δεκτικὴ νὰ λάβῃ διαφόρους τιμὰς διὰ τὸ αὐτὸ σύστημα τῶν  $p$  καὶ  $q$  κατὰ τὴν διάρκειαν μακροῦ χρονικοῦ διαστήματος καὶ συνεπῶς ὁ δείκτης εἶς τινα στιγμὴν  $t$  ἀναφερόμενος εἰς τὴν τιμὴν βάσεως ἣτις ἀντιστοιχεῖ εἰς τὸν ἀρχικὸν χρό-

νον  $t_0$ , δύναται νὰ παρασταθῇ δι' ἐπικαμπυλίου ὀλοκληρώματος (5), κατὰ μῆκος τῶν καμπύλων αἵτινες παριστῶσι τὰς τιμὰς καὶ τὰς ποσότητας συναρτήσῃ τοῦ χρόνου.

Ἐκ τῆς τελευταίας ταύτης ιδιότητος καθίσταται ἔκτυπος ὁ σύνδεσμος ὅστις ὑφίσταται, κατὰ τὸ πρῶτον συμπέρασμα, μεταξὺ τῶν οἰκονομικῶν συνθηκῶν μιᾶς ἐποχῆς καὶ τῶν οἰκονομικῶν συνθηκῶν ἐποχῶν προγενεστέρων ταύτης, σύνδεσμος δυνάμενος νὰ συγκριθῇ πρὸς τοὺς κρῖκους ἀλύσεώς τινος.

### Χρήσις τῆς διαφορικῆς ἐξισώσεως.

Τὸ σύνολον τῶν πληρωμῶν δίδεται ὑπὸ  $\Sigma pq$ , ὅπου  $p$  ἢ τιμὴ μονάδος τοῦ τυχόντος ἀγαθοῦ,  $q$  ἢ ποσότης τούτου. Τὸ σύνολον τῶν πληρωμῶν, ὡς εἶναι αὐτονόητον, δύναται νὰ ὑποδιαιρεθῇ εἰς ὁμάδας ὡς ἔπεται

$$\Sigma pq = \Sigma_1(pq) + \Sigma_2(pq) + \Sigma_3(pq) + \dots + \Sigma_n(pq)$$

ἐξ ἧς διὰ διαφορίσεως ποριζόμεθα

$$\Sigma qdp = \Sigma_1(qdp) + \Sigma_2(qdp) + \Sigma_3(qdp) + \dots + \Sigma_n(qdp)$$

Δι' ἐκάστην νῦν ὁμάδα πληρωμῶν θὰ ὀρισθῇ εἰς δείκτης  $I_k$  ἐπαληθεύων τὴν γενικὴν διαφορικὴν ἐξίσωσιν (1) δηλ.

$$\frac{dI_k}{I_k} = \frac{\Sigma_k(qdp)}{\Sigma_k(pq)}$$

Οἱ ὡς ἄνω μερικοὶ δείκται διὰ  $k=1, 2, \dots, n$  θὰ συνδέωνται πρὸς τὸν νομισματικὸν δείκτην διὰ διαφορικῆς ἐξισώσεως, περὶ ἧς κατωτέρω.

Ὅμαδες τῶν μερικῶν δεικτῶν δύνανται νὰ ὀρισθῶσιν ἰσάριθμοι πρὸς τὴν τριμερῆ φάσιν τῆς οἰκονομικῆς ζωῆς ἥτοι ὡς πρὸς τὴν παραγωγήν, τὴν κατανάλωσιν καὶ τὴν κυκλοφορίαν τοῦ πλούτου, ἐξ ὧν ἔπονται αἱ τρεῖς ὁμάδες πληρωμῶν.

1ον Πληρωμαὶ ἐνεργούμεναι ὑπὸ τῶν παραγωγῶν.

### Γενικὸς δείκτης τιμῶν παραγωγῆς.

2ον Πληρωμαὶ ἐνεργούμεναι τῇ παρεμβάσει ἐνδιαμέσων μεταξὺ παραγωγῶν καὶ καταναλωτῶν.

### Γενικὸς δείκτης τιμῶν ἐμπορίου.

3ον Πληρωμαὶ ἐνεργούμεναι ὑπὸ τῶν καταναλωτῶν.

### Γενικὸς δείκτης κόστους ζωῆς.

Αἱ ὡς ἄνω ὁμάδες περιλαμβάνουσι τὴν ὁλότητα τῶν πληρωμῶν, καθ' ὅσον ἢ πρώτη περιλαμβάνει τὰς πληρωμὰς τῶν γεωργῶν, βιομηχάνων, ἐπιχειρηματικῶν μεταφορῶν, φόρων, ἀσφάλι-

στρα, κρατικᾶς δαπάνας ἐξασφαλίσεως λειτουργίας ὑπηρεσιῶν κ.λ.π. Νοεῖται ὅτι ἕκαστος τῶν δεικτῶν  $\Sigma_1$  (παραγωγή),  $\Sigma_2$  (ἐμπόριον),  $\Sigma_3$  (κατανάλωσις) δύναται νὰ ὑποδιαιρεθῆ εἰς ὑπό-ὀμάδας μερικωτέρας, ὥστε ὁ εὐρεθησόμενος δείκτης νὰ ἀντιστοιχῆ εἰς ὠρισμένην μορφήν ἢ κατηγορίαν πληρωμῶν καὶ ἐφεξῆς οὕτω. Ὁ δείκτης τῆς παραγωγῆς θὰ ὑποδιαιρεθῆ εἰς τοὺς ἐξῆς ὑπό—ὀμάδας.

- 1) Δείκτην ἐνοικίου χρήματος
- 2) Δείκτην μισθῶν καὶ ἡμερομισθίων.
- 3) Δείκτην Κόστους πρώτων ὑλῶν καὶ λοιπῶν δαπανῶν ἐκτὸς τῶν εἰς τὰς παραγρ. 1, 2 περιλαμβανομένων.

### Πρακτικαὶ μορφαὶ τοῦ δείκτου.

Ἐκ τοῦ συνόλου τῶν πληρωμῶν  $\Sigma pq$ , ἀναλυομένων, ὡς προελέχθη εἰς ὀμάδας, ἔχομεν

$$\Sigma pq = \Sigma_1(pq) + \Sigma_2(pq) + \Sigma_3(pq) + \dots + \Sigma_n(pq) \quad (\alpha)$$

καὶ διὰ διαφορίσεως ὡς πρὸς  $p$

$$\Sigma qdp = \Sigma_1(qdp) + \Sigma_2(qdp) + \Sigma_3(qdp) + \dots + \Sigma_n(qdp)$$

Ἐὰν νῦν διὰ  $I$  παρασταθῆ ὁ δείκτης ὅστις ἀντιστοιχεῖ εἰς σύνολον τελείως ὠρισμένον, πληρωμῶν  $\Sigma pq$  καὶ διὰ  $I_1, I_2, I_3, \dots$  οἱ δείκται οἷτινες ἀντιστοιχοῦσιν εἰς οἵανδήποτε ὑποδιείρεσιν τοῦ συνόλου τῶν πληρωμῶν  $\Sigma_1, \Sigma_2, \dots, \Sigma_n$ , θὰ ἔχωμεν

$$\frac{dI}{I} = \frac{\Sigma(qdp)}{\Sigma(pq)} \quad (1)$$

$$\frac{dI_1}{I_1} = \frac{\Sigma_1(qdp)}{\Sigma_1(pq)}, \quad \frac{dI_2}{I_2} = \frac{\Sigma_2(qdp)}{\Sigma_2(pq)}, \quad \frac{dI_3}{I_3} = \frac{\Sigma_3(qdp)}{\Sigma_3(pq)}, \dots \quad (2)$$

Ἐκ τῶν σχέσεων (2) λαμβάνομεν

$$\Sigma_1(qdp) = \frac{dI_1}{I_1} \cdot \Sigma_1(pq), \quad \Sigma_2(qdp) = \frac{dI_2}{I_2} \cdot \Sigma_2(pq),$$

$$\Sigma_3(qdp) = \frac{dI_3}{I_3} \cdot \Sigma_3(pq), \dots \quad (3)$$

Ἡ σχέσις ὅμως (1) γράφεται λαμβανομένης ὑπ' ὄψει τῆς σχέσεως (α)

$$\frac{dI}{I} = \frac{\Sigma_1(qdp) + \Sigma_2(qdp) + \Sigma_3(qdp) + \dots}{\Sigma pq}$$

καὶ λαμβάνοντες ὑπ' ὄψει νῦν τὰς σχέσεις (3), ἔχομεν

$$\frac{dI}{I} = \frac{\Sigma_1(pq)}{\Sigma(pq)} \cdot \frac{dI_1}{I_1} + \frac{\Sigma_2(pq)}{\Sigma(pq)} \cdot \frac{dI_2}{I_2} + \frac{\Sigma_3(pq)}{\Sigma(pq)} \cdot \frac{dI_3}{I_3} + \dots \quad (4)$$

καὶ θέτοντες

$$\alpha = \frac{\Sigma_1(pq)}{\Sigma(pq)}, \quad \beta = \frac{\Sigma_2(pq)}{\Sigma(pq)}, \quad \gamma = \frac{\Sigma_3(pq)}{\Sigma(pq)}, \dots \quad \text{ὅτε}$$

ἡ τελευταία σχέσις (4) γράφεται

$$\frac{dI}{I} = \alpha \frac{dI_1}{I_1} + \beta \frac{dI_2}{I_2} + \gamma \frac{dI_3}{I_3} + \dots \quad (5)$$

καὶ ἀποτελεῖ τὴν γενικὴν διαφορικὴν ἐξίσωσιν τῶν μεταβολῶν, ἥς ἡ ἐφαρμογὴ εἶναι γενικὴ.

Εἰς τὴν πραγματικότητά δὲν ὑφίστανται μεταβολαὶ ἀπειροσταὶ (δηλ. ποσότητες τείνουσαι, ὡς πρὸς ὄριον, πρὸς τὸ μηδέν) ἀλλὰ μεταβολαὶ πεπερασμέναι (κατὰ τὴν ἄποψιν τῶν μαθηματικῶν: αὐξήσεις πεπερασμέναι), οὐχ' ἦττον ὁμῶς ταύτας, προσεγγιζόντως καὶ κατὰ συνθήκην, θεωροῦμεν ὡς ἀπειροστάς.

Εἰς τὴν γενικὴν διαφορικὴν ἐξίσωσιν

$$\frac{dI}{I} = \frac{\Sigma(qdp)}{\Sigma(pq)} \quad (6)$$

δυνάμεθα νὰ δώσωμεν καὶ ἄλλην μορφήν, καθ' ὅσον ἐπειδὴ

$$\Sigma pq = pq + p'q' + p''q'' + \dots$$

θὰ ἔχωμεν διαφορίζοντες ὡς πρὸς  $p$

$$\Sigma qdp = qdp + q'dp' + q''dp'' + \dots$$

ὅτε ἡ σχέσις (6) γράφεται

$$\frac{dI}{I} = \frac{qdp + q'dp' + q''dp'' + \dots}{pq + p'q' + p''q'' + \dots} \quad (7)$$

τὸ β' μέλος δύναται νὰ ἀναλυθῆ εἰς ἄθροισμα κλασμάτων ὡς ἔπεται

$$\frac{dI}{I} = \frac{qp}{pq + p'q' + \dots} \cdot \frac{dp}{p} + \frac{q'p'}{pq + p'q' + \dots} \cdot \frac{dp'}{p'} + \frac{q''p''}{pq + p'q' + \dots} \cdot \frac{dp''}{p''} + \dots$$

$$\text{θέτοντες νῦν } \alpha = \frac{qp}{\Sigma pq}, \quad \beta = \frac{q'p'}{\Sigma pq}, \quad \gamma = \frac{q''p''}{\Sigma pq}, \dots$$

δυνάμεθα νὰ γράψωμεν τὴν σχέσιν (7) ὡς ἔπεται

$$\frac{dI}{I} = \alpha \frac{dp}{p} + \beta \frac{dp'}{p'} + \gamma \frac{dp''}{p''} + \dots \quad (8)$$

αἱ ἐξισώσεις (5) καὶ (8) εἶναι αἱ αὐταί, μόνον τὰ  $\frac{dI_1}{I_1}$ ,  $\frac{dI_2}{I_2}$ ,  $\frac{dI_3}{I_3}$ , ...

ἔχουσιν ἀντικατασταθῆ ὑπὸ τῶν  $\frac{dp}{p}$ ,  $\frac{dp'}{p'}$ ,  $\frac{dp''}{p''}$ , ...



$$\text{Ἐάν νῦν τεθῆ} \mu = \frac{dI}{I}, \mu_1 = \frac{dI_1}{I_1}, \mu_2 = \frac{dI_2}{I_2}, \dots$$

δηλ. αἱ σχετικαὶ μεταβολαὶ παρασταθῶσι διὰ  $\mu, \mu_1, \mu_2, \dots$   
ἢ ἐξίσωσις (5) λαμβάνει τὴν μορφήν

$$\mu = \alpha\mu_1 + \beta\mu_2 + \gamma\mu_3 + \dots \quad (9)$$

Ἐκ τῆς (9) καταφαίνεται πλήρως ἡ σχετικὴ σημασία τῶν μεταβολῶν ἃς συνεπάγονται οἱ διάφοροι μερικοὶ δείκται ὑπηρερχόμενοι ἐν τῇ συνθέσει ἄλλου τινος γενικωτέρου.

Αἱ μορφαὶ (5), (8) καὶ (9) ἀπαρτίζουν τὴν καλουμένην γραμμικὴν μορφήν τοῦ νομισματικοῦ δείκτου, περὶ ἧς κατωτέρω.

Τοὺς συντελεστὰς  $\alpha, \beta, \gamma, \dots$  σταθμίσεως τῶν μερικῶν δεικτῶν δυνάμεθα νὰ θεωρήσωμεν διὰ περιορισμένον διάστημα χρόνου ὡς σταθεροὺς, καθ' ὅσον αἱ ἀναλογίαι ὑφ' ἃς παρεισδύουσιν αἱ διάφοροι ὀμάδες πληρωμῶν ἐν τῇ συνθέσει τοῦ συνόλου τούτων τροποποιοῦνται βραδέως, μετὰ τῆς ὀργανώσεως τῆς παραγωγῆς, τοῦ χονδρικοῦ ἐμπορίου, τοῦ λιανικοῦ τοιοῦτου κλπ.

Ἐάν ὅθεν θεωρήσωμεν καὶ αὖθις τὴν ἐξίσωσιν (5) δηλ.

$$\frac{dI}{I} = \alpha \frac{dI_1}{I_1} + \beta \frac{dI_2}{I_2} + \gamma \frac{dI_3}{I_3} + \dots \quad (5)$$

καὶ ὑποθέσωμεν τὰ  $\alpha, \beta, \gamma, \dots$  σταθερά, τότε ἡ (5) ὀλοκληρουμένη δίδει τὴν γενικὴν τῶν μεταβολῶν ἐξίσωσιν.

$$\log \frac{I'}{I} = \alpha \log \frac{I'_1}{I_1} + \beta \log \frac{I'_2}{I_2} + \gamma \log \frac{I'_3}{I_3} + \dots \quad (10)$$

$$\text{ἂν νῦν τεθῆ} i = \frac{I'}{I}, \quad x = \frac{I'_1}{I_1}, \quad y = \frac{I'_2}{I_2}, \quad z = \frac{I'_3}{I_3}, \dots$$

ἡ σχέσις (10) γράφεται

$$\log i = \alpha \log x + \beta \log y + \gamma \log z + \dots \quad (11)$$

ἡ τελευταία αὕτη σχέσις γράφεται ἐπίσης, λαμβάνοντες ὑπ' ὄψει ὅτι, ὡς προελέχθη,  $\alpha + \beta + \gamma + \dots = 1$

$$\log i = \frac{\alpha \log x + \beta \log y + \gamma \log z + \dots}{\alpha + \beta + \gamma + \dots} \quad \eta$$

$$i = \left( x^\alpha \cdot y^\beta \cdot z^\gamma \cdot \dots \right)^{\frac{1}{\alpha + \beta + \gamma + \dots}} \quad \eta \quad i = x^\alpha \cdot y^\beta \cdot z^\gamma \cdot \dots \quad (12)$$

τῶν  $x, y, z, \dots$  κατὰ τὴν χρονικὴν στιγμήν τὴν λαμβανομένην ὡς ἀρχήν, ἰσομένων πρὸς τὴν μονάδα.

Ὁ τύπος (12) ἀποτελεῖ τὴν ὑπερβατικὴν μορφήν τῆς γενικῆς ἐξισώσεως τῶν μεταβολῶν. Ἡ μεταβολὴ  $i$  δίδεται ὡς μέση σταθ-

μική γεωμετρική, συντελεστών σταθμίσεως  $\alpha, \beta, \gamma, \dots$  τών μεταβλητών  $x, y, z, \dots$ .

Ἐπανερχόμενοι καὶ πάλιν ἐπὶ τῆς ἐξισώσεως (5), ἔχομεν

$$\frac{dl}{l} = \frac{\sum(qdp)}{\sum(pq)}$$

ἦν ὀλοκληροῦντες

$$\int_l^{l_0} \frac{dl}{l} = \int_p^{p_0} \frac{\sum(qdp)}{\sum(pq)}$$

λαμβάνομεν

$$\frac{l_0}{l} = \frac{\sum(qp_0)}{\sum(pq)} = \frac{qp_0 + q'p'_0 + q''p''_0 + \dots}{\sum pq} = \frac{qp}{\sum pq} \cdot \frac{p_0}{p} + \frac{q'p'}{\sum pq} \cdot \frac{p'_0}{p'} + \dots$$

θέτοντες νῦν  $i = \frac{l_0}{l}, x = \frac{p_0}{p}, y = \frac{p'_0}{p'}, z = \frac{p''_0}{p''}, \dots$  ὅτε

ἡ σχέσηις (13) γράφεται  $i = \alpha x + \beta y + \gamma z + \dots$  (14)

ἢ  $i = \frac{\alpha x + \beta y + \gamma z + \dots}{\alpha + \beta + \gamma + \dots}$  ὅπου  $\alpha + \beta + \gamma + \dots = 1$

ἦτοι ὁ τύπος (14) ἀποτελεῖ τὴν γραμμικὴν μορφήν τῆς γενικῆς ἐξισώσεως τῶν μεταβολῶν. Ἡ μεταβλητὴ  $i$  δίδεται ὡς μέσος σταθμικὸς ἀριθμητικὸς, συντελεστῶν σταθμίσεως  $\alpha, \beta, \gamma, \dots$  τῶν μεταβλητῶν  $x, y, z, \dots$ .

### Περιπτώσεις ἐφαρμογῆς τῶν τύπων (12) καὶ (14)

Ὁ γραμμικὸς τύπος (14) δηλ. ὁ σταθμικὸς δείκτης μέσου ἀριθμητικοῦ ἐφαρμόζεται διὰ περίοδον χρόνου λίαν περιορισμένην, καθ' ἣν αἱ συνθήκαι τῆς παραγωγῆς καὶ τῶν ἐμπορικῶν συναλλαγῶν ὑφίστανται ἀσθενεῖς μεταβολάς, τῆς τελευταίας ταύτης συνθήκης πραγματοποιουμένης μετὰ τινος προσεγγίσεως.

Δυνάμεθα νὰ δεχθῶμεν ὅτι ἡ πληθυσμιακὴ αὔξεισις, ἐὰν δὲν εἶναι δυσανάλογος, πρὸς τὴν ἀνάπτυξιν τῶν ὀργάνων τῆς παραγωγῆς, προσδιορίζει ἀνάλογον τροποποίησιν ὄλων τῶν εἰς  $q$  (ποσοτήτων ἀγαθῶν) ὄρων, οἵτινες ὑπεισέρχονται εἰς τὴν γενικὴν ἐξίσωσιν τῶν συναλλαγῶν.

Ἐὰν ἡ χρονικὴ περίοδος εἶναι μακροχρόνιος ἡ ἐφαρμογὴ τοῦ τύπου (14) δύναται νὰ συνεπιφέρῃ βαρῦτατα σφάλματα ἰδίᾳ προκειμένου περὶ βιομηχανικῆς παραγωγῆς τελειοποιουμένης ἀπαύστως διὰ τοῦ χρόνου.

Κατ' ἀκολουθίαν ὁ τύπος (14) ἐμφαίνει τὴν σταθερότητα τῶν συνθηκῶν τῆς παραγωγῆς καὶ τῶν συναλλαγῶν καὶ συνεπῶς ἀπηχεῖ **στάσιμον ἢ στατικὸν καθεστῶς.**

Ὡς μονὰς χρόνου λαμβάνεται ἐν τῇ πλειονότητι τῶν περιπτώσεων ὁ μῆν, προκειμένης ὅμως τῆς ἐφαρμογῆς τοῦ τύπου 12 ἢ μονὰς χρόνου δὲν ὀρίζεται ἐκ τῶν προτέρων καὶ ἐφαρμόζεται οὗτος κατὰ περίοδον καθ' ἣν αἱ νομισματικαὶ διακυμάνσεις θὰ εἶναι δυνατόν νὰ ἔχωσι μέγα εὖρος μεταβολῶν καὶ ἐπὶ τῇ συνθήκῃ ὅτι τὸ οἰκονομικὸν καθεστῶς τῆς παραγωγῆς καὶ τῶν συναλλαγῶν δὲν ἔχει βαθέως ἀλλοιωθῆ ὑπὸ τῶν ἐκ τοῦ νομίσματος διακυμάνσεων. Ὁ τύπος 14, ἀντιθέτως ἔχει ἐφαρμογὴν εἰς περίπτωσιν νομισματικῆς σταθερότητος, καθ' ὅσον τότε αἱ μεταβολαὶ τῶν τιμῶν εἶναι πάντοτε περιορισμέναι.

### Ἐπιδράσεις τῶν εἰδικῶν δεικτῶν.

Ἐὰν θεωρήσωμεν τὸν τύπον 14

$$i = \alpha x + \beta y + \gamma z + \dots \quad (1)$$

ἢ τὸν τύπον 11

$$\log i = \alpha \log x + \beta \log y + \gamma \log z + \dots \quad (2)$$

πᾶσα αὐξησης τῶν εἰδικῶν δεικτῶν  $x, y, \dots$  μεμονωμένως ἢ ἀθρόως θὰ ἔχη ἀντίκτυπον ὑπὸ τοῦ γενικοῦ δείκτου παρεχομένου ὑπὸ τῶν ἀκολουθῶν σχέσεων

$$di = \alpha dx \quad \text{ἢ} \quad \frac{di}{i} = \alpha \frac{dx}{x} \quad (\text{ἀναλόγως τῶν 1 ἢ 2})$$

ἂν μόνον π.χ. διεκυμάνθη ὁ δείκτης  $x$ .

Οὕτω ἂν δείκτης  $y$  ηὐξήθη κατὰ  $\varepsilon\%$ , ὁ γενικὸς δείκτης  $i$  ὑπέστη αὐξησην ἴσην πρὸς  $\beta\varepsilon\%$ , κατὰ τὴν περίπτωσιν τοῦ γραμμικοῦ τύπου ἢ σχετικὴν αὐξησην ἴσην πρὸς  $\beta \cdot \frac{\varepsilon\%}{x}$  κατὰ τὴν περίπτωσιν λογαριθμικοῦ τύπου κλπ.

### Ἀναθεωρήσεις βαρῶν.

Κατὰ τὴν ἐφαρμογὴν τῶν τύπων 12 καὶ 14 συχνάκις ἐν τῇ πρακτικῇ ἀπαιτοῦνται ἀναθεωρήσεις ἢ μᾶλλον ἀναπροσαρμογαὶ αἵτινες διακρίνονται εἰς **περιοδικὰς ἀναθεωρήσεις**, ἵνα δι' αὐτῶν τηρηθῇ λογαριασμὸς τῶν τυχαίων τροποποιήσεων τῆς οἰκονομικῆς καταστάσεως καὶ διὰ νὰ ἐκτιμηθῶσιν ἐκ νέου, κατόπιν τούτου, οἱ συντελεσταὶ σταθμίσεως. Τὸ τοιοῦτον δέον νὰ γίνεται

ἀνὰ 5ετίαν ἢ βραδύτερον, τοῦ χρόνου ἐξαρτωμένου ἐκ τῶν ἐπερχομένων τροποποιήσεων ἐπὶ τῶν τεχνικῶν συνθηκῶν τῆς παραγωγῆς.

Αἱ περιοδικαὶ ἀναθεωρήσεις διενεργοῦνται ὡς ἐξῆς :

Ἐάν αἱ τιμαὶ τοῦ δείκτου εἶναι  $I_0, I_1, I_2, \dots$  κατὰ τὰς ἐποχὰς 0, 1, 2,  $\dots$  αἱ τιμαὶ τοῦ δείκτου θὰ ὀρισθῶσι κατὰ τὴν στιγμὴν τῆς ἀναθεωρήσεως συναρτήσῃ τῶν διαφόρων τούτου

τιμῶν ἐν τῷ χρόνῳ, ἥτοι  $\frac{I_1}{I_0}, \frac{I_2}{I_0} = \frac{I_2}{I_1} \cdot \frac{I_1}{I_0}$  κ.λ.π.

Διενεργούμεναι εἰς ἅς περιπτώσεις ὁ λόγος τοῦ δείκτου πρὸς τὴν τιμὴν βάσεως ἀποκλίνει κατὰ πολὺ τῆς μονάδος.

Ἐν τοιαύτῃ περιπτώσει ἂν  $I_0, I'_0, I''_0, \dots$  αἱ τιμαὶ τῆς βάσεως καὶ  $\alpha, \beta, \gamma, \dots$  οἱ συντελεσταὶ σταθμίσεως, ὁ γνωστός τύπος δίδει

$$\frac{I}{I_0} = \alpha \frac{I'}{I_0} + \beta \frac{I''}{I_0} + \dots$$

Ἐάν  $I'_1, I''_1, I'''_1, \dots$  αἱ τιμαὶ κατὰ τὴν ἐποχὴν τῆς ἀναθεωρήσεως, αὗται τότε θὰ καταστῶσιν αἱ νέαι τῆς βάσεως τιμαὶ, συναρτήσῃ ὧν θὰ καθορισθῶσιν οἱ νέοι συντελεσταὶ σταθμίσεως  $a, b, c, \dots$

### Μεταβολαὶ μερικῶν δεικτῶν.

Ἐάν θεωρήσωμεν τὸν γραμμικὸν τύπον (9) καὶ ὑποθέσωμεν ὅτι πᾶσαι αἱ μερικαὶ μεταβολαὶ  $\mu_1, \mu_2, \dots$  ἦσαν ἴσαι πρὸς ἀλλήλας καὶ πρὸς  $\omega$ , ἡ μεταβολὴ  $\mu$  τοῦ δείκτου  $I$  θὰ ἦτο ἐπίσης ἴση πρὸς  $\omega$ . Οὐχ' ἦττον αἱ μερικαὶ μεταβολαὶ εἶναι διάφοροι ἀλλήλων ἥτοι

$$\mu_1 = \omega (1 + m'), \mu_2 = \omega (1 + m''), \dots$$

ἐπομένως ὁ τύπος (9) γράφεται

$$\mu = \alpha\omega (1 + m') + \beta\omega (1 + m'') + \dots$$

$$\text{ἢ } \mu = \omega [(\alpha + \beta + \gamma + \dots) + (\alpha m' + \beta m'' + \gamma m''' + \dots)]$$

ἀλλὰ ὡς ἐκ τῆς συνθήκης  $\alpha + \beta + \gamma + \dots = 1$

$$\mu = \omega (\alpha m' + \gamma m'' + \beta m''' + \dots) + \omega$$

ἡ ἀπόλυτος ἀπόκλισις τῆς μεταβολῆς  $\mu$  ὡς πρὸς τὸ  $\omega$  θὰ εἶναι

$$\mu - \omega = (\alpha m' + \beta m'' + \gamma m''' + \dots) \omega$$

ἡ σχετικὴ ἀπόκλισις θὰ εἶναι

$$\frac{\mu}{\omega} - 1 = \alpha m' + \beta m'' + \gamma m''' + \dots$$

ὅπου  $\omega$  ὁ μέσος δείκτης τῶν εἰδικῶν δεικτῶν (μερικῶν δεικτῶν).

Ἐκ τῶν ἄνω ἔπεται ὅτι «τὸ ἐνδιαφέρον (ἢ σημασία δηλ.) τῶν μεταβολῶν μερικοῦ τινος δείκτου εἶναι ἐπὶ τοσοῦτον μεγαλειτέρα ὅσον αἱ μεταβολαὶ αὐταὶ ἀποκλίνουν ἐπὶ μᾶλλον τῆς μέσης μεταβολῆς τῶν ἄλλων δεικτῶν καὶ ἐφ' ὅσον ὁ συντελεστὴς τοῦ μερικοῦ τούτου δείκτου εἶναι μᾶλλον μεγαλιέτερος (τείνων πρὸς τὴν μονάδα).»

Ἐὰν δηλ. πάντες οἱ δείκται ὑπέστησαν τὴν μεταβολὴν  $\omega$  ἐνῶ ὁ δείκτης  $I'$  ὑπέστη τὴν μεταβολὴν  $\omega(1+m')$ , ἡ σχετικὴ ἀπόκλισις πρὸς τὴν μεταβολὴν τοῦ συνισταμένου δείκτου ἐν σχέσει πρὸς  $\omega$  θὰ μετρεῖται ὑπὸ  $\alpha m'$ . Ἐξυπακούεται ὅτι τὸ αὐτὸ γινόμενον μετρεῖ τὸ μέγεθος τοῦ εἰσαγομένου σφάλματος ἐν τῷ πρακτικῷ προσδιορισμῷ τοῦ δείκτου ὅταν παραλείπωμεν σύνολόν τι πληρωμῶν, ἀντιστοιχουσῶν πρὸς τὸν συντελεστὴν  $\alpha$  καὶ ὧν ὁ δείκτης ὑπέστη μεταβολὰς διαφερούσας αἰσθητῶς τῆς μέσης μεταβολῆς τῶν δεικτῶν οἵτινες ἀντιστοιχοῦσι πρὸς τὰς λοιπὰς ὁμάδας πληρωμῶν.

Τοῦ λογαριθμικοῦ τύπου τὴν διερεύνησιν παραλείπομεν ὡς ἔχουσιν θεωρητικὴν σημασίαν μᾶλλον, καίτοι αὐτόθι ὡς κριτήριον δέον νὰ λαμβάνηται ὑπ' ὄψει μᾶλλον ἢ διασπορὰ τῶν λόγων  $\frac{I'}{\omega}$ ,  $\frac{I''}{\omega}$ ,  $\frac{I'''}{\omega}$  . . . . ὃ ἐστὶν τῶν γεωμετρικῶν ἀποκλίσεων ἀπὸ τῆς μέσης γεωμετρικῆς. Ἐὰν οὐδεμία ὑφίσταται ἐξάρτησις μεταξὺ τῶν θεωρουμένων δεικτῶν αἱ γεωμετρικαὶ ἀποκλίσεις ἐμφαίνουσι μέγα πλάτος αἰωρήσεως, τούναντίον δὲ συμβαίνει ὅταν οἱ δείκται ἔχουσιν ἐν τῷ χρόνῳ καμπύλας σχεδὸν ὁμοιοθέτους, ὅτε αἱ γεωμετρικαὶ ἀποκλίσεις ἐλάχιστα ἀποκλίνουν τῆς μονάδος. Ἐν πάσῃ περιπτώσει μόνῃ ἢ παρατήρησις τῶν δεικτῶν δύναται νὰ παράσχη συγκεκριμέναν πληροφορίαν ἐν ἐκάστη εἰδικῇ περιπτώσει ἐπὶ τοῦ εὗρους τῶν μεταβολῶν ἃς οὗτοι ὑφίστανται διὰ τῶν γεωμετρικῶν τούτων ἀποκλίσεων ὡς πρὸς τὴν μέσῃ αὐτῶν τιμῇ.

Δύναται νὰ δειχθῇ ἐπίσης ὅτι τὸ προκύπτον σφάλμα ἐκ τῆς χρησιμοποίησεως τοῦ λογαριθμικοῦ τύπου εἶναι ἐπὶ τοσοῦτον μικρότερον ὅσον οἱ μερικοὶ δείκται ὀλιγώτερον ἀποκλίνουν τῆς μέσης τιμῆς ἢτοι ἢ διασπορὰ τούτων εἶναι ἀσήμαντος.

### Νομισματικὸς Δείκτης.

Ἐὰν  $I'$  ὁ δείκτης τῶν τιμῶν παραγωγῆς,  $I''$  τῶν τιμῶν ἐμπορίου καὶ  $I'''$  τοῦ κόστους ζωῆς, θὰ ἔχωμεν τὴν σχέσιν

$$\frac{dI}{I} = \alpha \frac{dI'}{I'} + \beta \frac{dI''}{I''} + \gamma \frac{dI'''}{I'''}$$

ἐὰν  $\omega$  ὁ μέσος τῶν μερικῶν δεικτῶν  $I', I'', I'''$ , αἱ γεωμετρικαὶ ἀποκλίσεις  $\frac{I'}{\omega}, \frac{I''}{\omega}, \frac{I'''}{\omega}$  τούτων θὰ ἀκολουθῶσι τὴν φύσιν τῶν θεωρουμένων πληρωμῶν. Ἐὰν νῦν οὐδεμία ὑφίσταται ἐξάρτησις μεταξὺ τῶν ὡς ἄνω δεικτῶν, ἥς τὸ ποσοτικὸν μέτρον δύναται νὰ καθορισθῇ διὰ τοῦ συντελεστοῦ συσχετίσεως  $\rho$ , οἱ λόγοι οὗτοι δύνανται, ὡς προελέχθη, εὐρέως νὰ κυμαίνωνται, ἀντιθέτως δὲ ἐν περιπτώσει ἀλληλεξαρτήσεως, ὅτε ἐλάχιστα ἀποκλίνουνσι κατὰ ποσότητα  $\lambda$  τῆς μονάδος, οὐσιαστικῶς δὲ ἀπειροστήν, ἐξ οὗ καὶ ἕτερον βασικὸν κριτήριον ἀλληλεξαρτήσεως. Τὸ τοιοῦτον κυρίως παρατηρεῖται μεταξὺ τῶν δεικτῶν ἐμπορίου καὶ κόστους ζωῆς.

Αἱ διακυμάνσεις τῶν δεικτῶν ἐμπορίου καὶ κόστους ζωῆς διαρθροῦνται ἐν τῷ χρόνῳ μετὰ τινος καθυστερήσεως (διμήνου, τριμήνου) ὡς προλαβόντως ἔχει λεχθῆ κατὰ τὰς διακυμάνσεις τοῦ δείκτου τῶν τιμῶν παραγωγῆς, ὡς ἐκ τῆς ὑπάρξεως ἢ μῆ, κατὰ τὸ μᾶλλον ἢ ἥττον, ἀποθεμάτων.

Ἄν ἀναχωρήσωμεν ἀπὸ περιόδου ἀφ' ἣς αἱ μεταβολαὶ τοῦ δείκτου τοῦ κόστους παραγωγῆς ἔχουσι λίαν ἐλαττωθῆ διὰ νὰ φθάσωμεν εἰς περίοδον ἰσχυρῶν μεταβολῶν, θὰ ἔχωμεν ἐξ ἀρχῆς τῆς κινήσεως ταύτης, ὡς ἐκ τῆς ἀδρανείας τῶν ἀποθεμάτων, μεγίστην ἀπόκλισιν μεταξὺ τῶν μεταβολῶν τοῦ  $I'$  καὶ τῶν  $I''$  καὶ  $I'''$

ὥστε αἱ ἀποκλίσεις  $\frac{I'}{\omega}, \frac{I''}{\omega}, \frac{I'''}{\omega}$  θὰ διαφέρωσι κατὰ πολὺ τῆς

μονάδος κατὰ τὴν ἀρχὴν τῆς κινήσεως, ἐὰν αὕτη ἐξακολουθῇ κατὰ τὴν αὐτὴν φορὰν ἐπὶ περίοδον χρόνου περιλαμβάνουσας ὅλας τὰς ἀνανεώσεις τῶν ἀποθεμάτων, οἱ δείκται  $I''$  καὶ  $I'''$ , θὰ ἔχωσιν ἐξ ὑπαμοιβῆς ἀνάλογον κίνησιν πρὸς τὴν τοῦ δείκτου  $I'$  καὶ αἱ γεωμετρικαὶ ἀποκλίσεις ἐλάχιστα θὰ διαφέρωσι τῆς μονάδος.

Ἐπὶ τοιαύτην δυναμικὴν κατάστασιν ὁ λογαριθμικὸς τύπος θὰ ἔχη τὴν μείζονα πιθανότητα νὰ ἐφαρμοσθῇ ἐπὶ τοῦ νομισματικοῦ δείκτου ἢ εἰς στατικὴν περίοδον ὅταν οἱ λόγοι κυμαίνωνται περὶ τὴν μέσων τιμὴν  $I$ .

Εἰς περιπτώσιν ἐπιβραδύνσεως ἢ ἐπιταχύνσεως τῶν μεταβολῶν τοῦ  $I'$  καὶ κατὰ μείζονα λόγον ὅταν ἡ κίνησις τούτου ἀλλάσῃ σημεῖον (φορὰν) αἱ μεταβολαὶ τῶν  $I''$  καὶ  $I'''$  θὰ διαφέρωσι κατὰ πολὺ τῶν τοῦ  $I'$  καὶ ὁ τύπος θὰ εἶναι ἀνεφάρμοστος ἐπὶ μεγάλου χρονικοῦ διαστήματος.

Ἐπειδὴ δὲ αἱ τιμαὶ παραγωγῆς καθορίζουσι τὰς τιμὰς ἐμπο-

ρίου, αὐταὶ δὲ τὰς τοῦ κόστους θὰ εἶναι δυνατὸν ὁ νομισματικὸς δείκτης, ἐν ἀδυναμίᾳ καθορισμοῦ τοῦ δείκτου παραγωγῆς νὰ καθορίζηται συναρτήσῃ τῶν δύο ἄλλων δεικτῶν.

### Οἰκονομικοὶ δείκται.

Α'. Ὁ Γενικὸς Δείκτης τιμῶν παραγωγῆς θὰ εἶναι ἄθροισμα τῶν ἐξῆς μερικῶν δεικτῶν :

#### 1ον. Γενικοῦ δείκτου τοῦ ἐνοικίου τοῦ χρήματος.

Πρὸς κατάρτισιν τούτου θὰ ληφθῶσιν ὑπ' ὄψει τὰ καταβεβλημένα κεφάλαια  $K$  καὶ τὸ ἐτήσιον ποσοστὸν τοῦ χρησιμοποιουμένου διὰ ταῦτα τόκου  $i$ , ὅτε ὁ γενικὸς δείκτης τοῦ ἐνοικίου τοῦ χρήματος θὰ καθορίζεται ὑπὸ

$$\frac{dB}{B} = \frac{\sum(Kdi)}{\sum(Ki)}$$

Αἱ τιμαὶ τοῦ  $K$  καθορίζονται ἐπακριβῶς διὰ τῶν τραπεζῶν, ταμιευτηρίων, παρακαταθηκῶν, δανείων, κ.λ.π.

Χρησιμοποιητέος τύπος ὁ γραμμικός, καθ' ὅσον αἱ καταβολαὶ τῶν τόκων γίνονται ἐτησίως. Διὰ τινὰ κεφάλαια (πάγια δάνεια, ὁμολογιακὰ) ἡ στάθμισις τοῦ τόκου εἶναι σταθερὰ ἐνῶ δι' ἄλλα ποικίλλει ἀπὸ ἔτους εἰς ἔτος, ἀναλόγως τῶν ἀποτελεσμάτων τῆς ἐπιχειρήσεως καὶ τῆς νομισματικῆς καταστάσεως. Εἰς ταῦτα δέον νὰ περιλαμβάνηται ἡ ὑπηρεσία τῶν βραχυπροθέσμων δανείων καὶ γενικῶς ὅλαι αἱ πληρωμαὶ αἵτινες δὲν προέρχονται ἐκ μακροχρονίου δεσμεύσεως κεφαλαίων. Οὕτω ὁ δείκτης θὰ ὑποδιαιρεθῇ εἰς δύο μερικοὺς μετὰ συντελεστῶν σταθμίσεως  $\alpha$  καὶ  $\beta$ .

#### 2ον. Γενικοῦ δείκτου ἡμερομισθίων.

Μονὰς λαμβάνεται ἡ ἡμέρα, ἐνιαία τιμὴ τὸ ἡμερομισθιον, χρησιμοποιητέος τύπος ὁ γραμμικός, ὡς ἐκ τῆς βραδείας τροποποιήσεως τῆς ἀνταμοιβῆς διὰ τοῦ χρόνου, ἥτοι :

$$\frac{dH}{H} = \frac{\sum(\eta\delta\alpha)}{\sum(\eta\alpha)}$$

$\eta$  = ἡμέραι,  $\alpha$  = ἡμερομισθια

ὁ δείκτης οὗτος θὰ ἀπαρτίζεται ἐκ τόσων μερικῶν δεικτῶν ὅσοι καὶ οἱ κλάδοι τῆς παραγωγῆς.

#### 3ον. Δείκτης τιμῶν ἀποκτήσεως πρώτων ὑλῶν.

Εἰς τοῦτον περιλαμβάνεται ἡ δαπάνη ἀποκτήσεως πρώτων ὑλῶν, οἱ φόροι, τὰ ἀσφάλιστρα, τὰ μεταφορικά, κ.λ.π. Τὰ μεταφορικά ἐκτιμῶνται εἰς χιλ. τόννους, ἡ ἐνέργεια εἰς ἵππους κ.λ.π.

Ὁ δείκτης θὰ δίδεται ὑπὸ  $\frac{dY}{Y} = \frac{\sum(qdp)}{\sum(pq)}$

ἐπομένως ὁ γενικὸς δείκτης τῶν τιμῶν παραγωγῆς θὰ δίδεται ὑπὸ  $\frac{I}{I_0} = a \frac{dB}{B} + b \frac{dH}{H} + c \frac{dY}{Y} + \dots$  εἴτε ὑπὸ  $i = ax + by + cz + \dots$

### Βον. Ὁ Γενικὸς Δείκτης τιμῶν ἐμπορίου.

Πρὸς καθορισμὸν τούτου θὰ ληφθῶσι τὰ κυριώτερα ἐμπορεύματα κατὰ τὸ κριτήριον τοῦ Ottolenghi, ἥτοι θὰ γίνῃ κατ' ἀρχὴν ἢ ἐξῆς θεμελιώδης διάκρισις. 1ον Εἶδη ἐξ ἀλλοδαπῆς. 2ον Εἶδη ἐξ ἡμεδαπῆς, ἀκολουθῶς ἢ διάκρισις εἰς

Γεωργικὰ προϊόντα

Ζωϊκὰ προϊόντα

Δασικὰ προϊόντα

Προϊόντα μεταλλείας

Βιομηχανικὰ προϊόντα (σιδήρου καὶ γενικῶς μετάλλινα)

Ὑφαντουργικὰ προϊόντα

Χημικὰ προϊόντα κ.λ.π.

καὶ κατὰ διάκρισιν: πρῶται ὕλαι, ἡμικατεργασμένα καὶ κατεργασμένα.

Χρησιμοποιητέος τύπος ὁ λογαριθμικός.

### Γον. Ὁ Γενικὸς Δείκτης κόστους ζωῆς.

Δέον ἐπὶ βάσει ἀπολογισμῶν οἰκογενειῶν ὠρισμένης συνθέσεως καὶ εἰσοδήματος νὰ καθορισθῶσιν αἱ ἀναγκαῖαι ποσότητες ἀγαθῶν καὶ ὑπηρεσιῶν διὰ τὸ τυπικὸν ἄτομον, ὅπερ ληφθήσεται ὡς ἀντιπροσωπευτικὸς τύπος. Αἱ ποσότητες θὰ καθορισθῶσι σταθμικῶς συναρτήσῃ τῆς πυκνότητος τῆς οἰκογενείας καὶ τοῦ εἰσοδήματος ταύτης.

Χρησιμοποιητέος τύπος

$$\frac{dI}{I} = \alpha \frac{dI'}{I'} + \beta \frac{dI''}{I''} + \dots$$

Ἀντιθέτως δύναται νὰ ληφθῇ ὑπ' ὄψει καὶ πᾶσα ἐργασία ἥτις ἀναφέρεται εἰς τὸ θεωρητικὸν Existens Minimum τῶν ἀπορωτέρων κυρίως τάξεων ἢ καὶ ὠρισμένης κατηγορίας τοῦ Κοινωνικοῦ συνόλου.

Ἀθῆναι Ἀπρίλιος 1935

Κ. Ἀ. Ἀθανασιάδης



## ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

---

- 1) **Bowley, A. L.**: The influence of the precision of index-numbers of correlation between the prices of commodities (J. R. S. S. 1926).  
The precision of index-numbers (J. R. S. S. 1926).  
Elements of statistics, 5th edition, 1926.
- 1a) **Bureau International du Travail**: Les méthodes d'enquête sur les budgets familiaux, 1926.
- 1b) **Crum-Patton**: An introduction to the methods of economic Statistics. 1925. New York.
- 2) **Davies**: Introduction to Economic Statistics, 1922. N. York.
- 3) **Days**: Statistical Analysis, 1932. N. York.
- 4) **Divisia, L.**: L'indice monétaire et la théorie de la monnaie, 1926.  
Les problèmes de l'indice général des prix (Revue générale des Sciences pures et appliquées, 1927).  
Les nombres indices de la variation des prix (Revue E. Politique, 1927).
- 5) **Dugé de Bernonville**: Les indices du mouvement général des prix (J. S. S. Paris, 1924).  
Note sur les méthodes de l'établissement des indices des prix de détail et du coût de la vie (B. Institut International de Statistique XXI, 1924, 2e partie).
- 6) **Fisher, Irving**: The purchasing power of the money 1911, και Γαλλική Μετάφρασις, 1926.  
The making of index numbers, 1922.
- 7) **Halbwachs, M.**: L'évolution des besoins dans les classes ouvrières, 1933.
- 8) **Julin, A.**: Sfistique tréorique et appliqué. 2 τόμ. 2 τεύχος 1928.
- 9) **Kelley, Truman**: Statistical Methods, 1924.
- 10) **Legendre, R.**: Alimentation et ravitaillement, 1920.

- 11) **March, L.**: Les modes de mesure du mouvement général des prix (Metron 1921).  
Les indices économiques, 1923. III, Metron.  
» » » 1924.  
Edgeworth et les indices des mouvements des prix (J. S. S. P., 1927).
  - 12) **Mitchell, L.**: Index numbers of wholesale prices in Canada, 1921.
  - 13) **Mills, F.**: Statistical Methods, 1925.
  - 14) **Olivier, M.**: Les nombres indices de la variation des prix, 1927.
  - 15) **Rietz, H.**: Handbook of Mathematical Statistics, 1924.
  - 16) **Secrist, H.**: An introduction to Statistical Methods, 1929.  
Reading and Problems in Statistical Methods, 1923.
  - 17) **Valras, L.**: Economie Politique appliquée, 1898.
  - 18) **Roy, René.**: Études Économétriques 1935.
  - 19) **Δημακοπούλου, Δ.**: Συνταγματάρχου Ἐπιμελητείας: Ἡ Διατροφή ἐν Ἑλλάδι καὶ αἱ ἐπισιτιστικαὶ δυνατότητες τῆς χώρας, 1935.
-