

ΤΡΙΜΗΝΙΑΙΕΣ ΣΥΝΑΡΤΗΣΕΙΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΙ ΜΙΣΘΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ 1973-1977*

Τῶν Ἰωάννη Α. Λεβεντάκη καὶ Σοφοκλῆ Ν. Μπρισίμη
τῆς Διευθύνσεως Οἰκονομικῶν Μελετῶν τῆς Τραπέζης τῆς Ἑλλάδος

1. Εἰσαγωγὴ

Ἐνας ἀπὸ τοὺς βασικοὺς παράγοντες ποὺ ἐπηρεάζουν τὶς τιμές τῶν παραγόμενων προϊόντων εἶναι τὸ κόστος ἐργασίας κατὰ μονάδα προϊόντος. Τὸ κόστος τοῦτο προκύπτει ἀπὸ τὸ συνδυασμὸν τῆς ἀμοιβῆς ἐργασίας ἀνὰ μονάδα χρόνου καὶ τῆς παραγωγικότητας τῆς ἐργασίας. Ἡ ἀμοιβὴ ἐργασίας δμως, ἡ ὁποία μέσω τῆς μεταβλητῆς τοῦ κόστους ἐργασίας ἐπηρεάζει τὶς τιμές, ἐπηρεάζεται ἐπίσης ἀπὸ τὶς τιμές, δηλαδὴ ὑπάρχει μία ἀλληλεπιδραση μεταξὺ τιμῶν καὶ μισθῶν. Ως ἐκ τούτου εἶναι ἀναγκαῖο νὰ διατυπωθοῦν ἔξισώσεις μισθῶν καὶ τιμῶν ὥστε νὰ μποροῦν νὰ προσδιοριστοῦν οἱ ἀλληλεπιδράσεις μεταξὺ τῶν μεταβλητῶν αὐτῶν.

Τὰ διαθέσιμα στατιστικὰ στοιχεῖα ἐπιτρέπουν τὴν ἐκτίμηση συναρτήσεων τιμῶν γιὰ τὸ σύνολο τῆς οἰκονομίας, δχι δμως καὶ συναρτήσεων μισθῶν. Συγκεκριμένα, δὲν ὑπάρχουν στοιχεῖα γιὰ μεταβλητὲς ποὺ ὑπεισέρχονται στὴ συνάρτηση μισθῶν, δπως γιὰ τὴν ἀμοιβὴ ἐργασίας στὴ μονάδα τοῦ χρόνου, τὴν ἀπασχόληση καὶ τὸ ποσοστὸ ἀνεργίας. Τέτοια στοιχεῖα δμως ὑπάρχουν γιὰ τὴ βιομηχανία καὶ συνεπῶς μποροῦν νὰ ἐκτιμηθοῦν συναρτήσεις μισθῶν γιὰ τὸν τομέα αὐτό.

Σκοπὸς τῆς ἐργασίας αὐτῆς εἶναι ἡ διατύπωση καὶ ἐκτίμηση μὲ βάση τριμηνιαῖα στοιχεῖα ἐνὸς συστήματος τιμῶν καὶ μισθῶν μὲ τὸ ὅποιο εἶναι δυνατὸν νὰ προσδιοριστοῦν οἱ ἀλληλεπιδράσεις μεταξὺ τῶν μεγεθῶν αὐτῶν καθὼς ἐπίσης καὶ οἱ ἐπιδράσεις ποὺ διάφοροι ἄλλοι παράγοντες ἀσκοῦν στοὺς μισθοὺς καὶ τὶς τιμές.

2. Σύστημα ἔξισώσεων τιμῶν καὶ μισθῶν

Τὸ σύστημα ἔξισώσεων τιμῶν καὶ μισθῶν τὸ ὅποιο θὰ ἐκτιμήσουμε περιλαμβάνει τὶς ἀκόλουθες συναρτήσεις καὶ σχέσεις:

- (i) Τὴ συνάρτηση προσδιορισμοῦ τῶν τιμῶν τῶν βιομηχανικῶν προϊόντων

* Οἱ ἀπόψεις ποὺ ἐκφράζονται στὴν ἐργασία αὐτῇ εἶναι τῶν συγγραφέων καὶ δχι ἀπαραίτητα τῆς Τραπέζης τῆς Ἑλλάδος. Εὐχαριστοῦμε τὴν Α. Μαλούχου γιὰ τὴ γλωσσικὴ ἐπιμέλεια τοῦ κειμένου.

$$\dot{P}^i = f_1 (\dot{W}, \dot{Q}, \dot{P}^m, Z^i) \quad (1)$$

δπου \dot{P}^i ό δεικτης τιμῶν προϊόντων βιομηχανικῆς παραγωγῆς γιά έσωτερική κατανάλωση, W τὸ ώρομίσθιο στὴ μεγάλη βιομηχανία, Q ἡ μέση παραγωγικότητα τῆς ἐργασίας στὴ μεγάλη βιομηχανία⁽¹⁾, P^m ό δεικτης τιμῶν τῶν εἰσαγόμενων πρώτων ύλῶν καὶ καυσίμων καὶ Z^i ἡ ὑπερβάλλουσα ζήτηση στὴν ἀγορὰ βιομηχανικῶν ἀγαθῶν. Ἡ τελεία πάνω ἀπὸ τις μεταβλητὲς σημαίνει ρυθμό μεταβολῆς.

(ii) Τὴν ἔξισωση ποὺ ἐκφράζει τὴ σχέση μεταξὺ τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως καὶ τῶν ἐπιμέρους δεικτῶν του

$$\dot{P}^w = f_2 (\dot{P}^i, \dot{P}^a, \dot{P}^m, \dot{P}^x) \quad (2)$$

δπου \dot{P}^w ό δεικτης τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως, P^a ό δεικτης τιμῶν τῶν προϊόντων ἐγχώριας πρωτογενοῦς παραγωγῆς γιά έσωτερική κατανάλωση, P^m ό δεικτης τιμῶν τῶν εἰσαγόμενων τελικῶν ἀγαθῶν καὶ P^x ό δεικτης τιμῶν τῶν ἐξαγόμενων προϊόντων ἐγχώριας πρωτογενοῦς καὶ βιομηχανικῆς παραγωγῆς.

(iii) Τὴν ἔξισωση ποὺ δίνει τὴ διαχρονική κατανομὴ τῆς μεταδόσεως (transmission) τῶν ἐπιδράσεων τῶν μεταβολῶν τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως στὸ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆ

$$\dot{P}^c = f_3 (\dot{P}^w, \dot{P}_{-1}^w, \dots, \dot{P}_{-n}^w) \quad (3)$$

δπου \dot{P}^c ό δεικτης τιμῶν καταναλωτῆ. Ἐξισώσεις τῆς μορφῆς αὐτῆς θὰ ἐκτιμηθοῦν καὶ γιά ἐπιμέρους δεῖκτες τοῦ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆ.

καὶ (iv) Τὴ συνάρτηση μισθῶν

$$\dot{W} = f_4 (\dot{P}^c, \dot{Q}, U) \quad (4)$$

δπου U τὸ ποσοστὸ ἀνεργίας. Ἡ συνάρτηση αὐτὴ ἀποτελεῖ μία μορφὴ τῆς γνωστῆς καμπύλης Phillips ἡ ὅποια ἔχει τύχει εὐρείας ἐμπειρικῆς ἐφαρμογῆς στὴ διεθνὴ βιολιογραφία (βλ. π.χ. [2], [6], [11], [13], [14]).

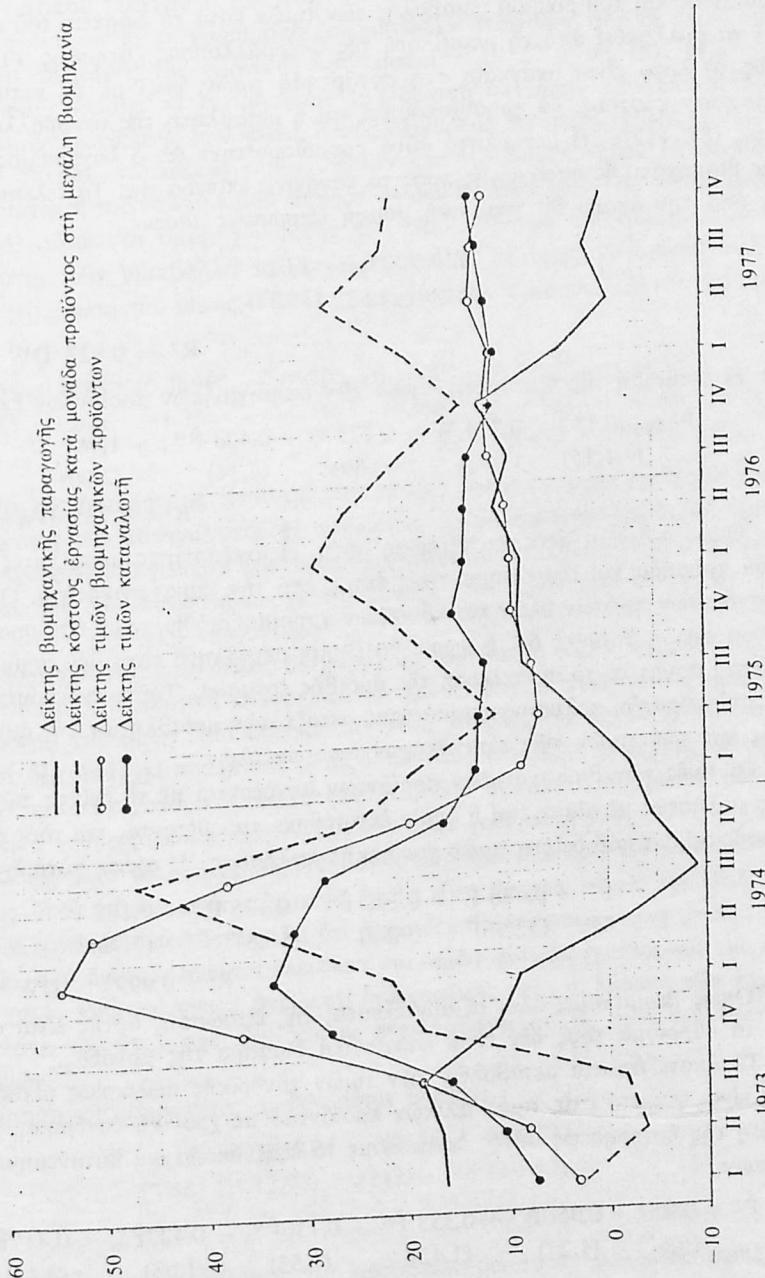
Ο προσδιορισμὸς τῆς ἔξισώσεως τιμῶν τῶν βιομηχανικῶν προϊόντων βασίστηκε στὴν ἄποψη τοῦ πληθωρισμοῦ κόστους καὶ ζητήσεως, δηλαδὴ στὴν ἄποψη διτὶ ρυθμὸς πληθωρισμοῦ ἔξαρτᾶται ἀπὸ τις μεταβολές τῶν παραγόντων κόστους καθὼς καὶ ἀπὸ τὴν ὑπερβάλλουσα ζήτηση⁽²⁾. Ἡ τελευταία αὐτὴ μεταβλητὴ χρησιμοποιήθηκε στὴ συνάρτηση τιμῶν ἐπειδὴ διαπιστώθηκε διτὶ ὑπάρχει ἀντικυκλικότητα στὶς τιμὲς τῶν βιομηχανικῶν προϊόντων καὶ στὸ κόστος ἐργασίας κατὰ μονάδα προϊόντος τῆς βιομηχανίας καθὼς ἐπίσης καὶ διάσταση μεταξὺ τῶν ρυθμῶν μεταβολῆς τῶν ἀνωτέρω μεγεθῶν. Πράγματι, δπως φαίνεται ἀπὸ τὸ διάγραμμα 1 κατὰ τὴν ἀνιούσα φάση τοῦ κύκλου τῆς βιομηχανικῆς παραγωγῆς μειώνεται τόσο ὁ ρυθμὸς αὐξήσεως τοῦ κόστους ἐργασίας κατὰ μονάδα προϊόντος δισοῦ καὶ ὁ ρυθμὸς ἀνόδου τῶν τιμῶν, ἀλλὰ ἡ κάμψη τοῦ τελευταίου ρυθμοῦ εἶναι μικρότερη. Κατὰ τὴν κα-

1. Ἡ παραγωγικότητα ὑπολογίζεται συναρτήσει τοῦ δείκτη βιομηχανικῆς παραγωγῆς, τοῦ δείκτη ἀπασχολήσεως στὴ μεγάλη βιομηχανία καὶ τῶν ἐβδομαδιαίων ώρῶν ἐργασίας.

2. Γιά ἐμπειρικές ἐφαρμογές τοῦ ὑποδείγματος κόστους - ζητήσεως βλέπε [1], [5], [7], [10], [16].

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 1

Ποσοστιαίς μεταβολές έναντι των άντιστοχου τριψήνου του προηγούμενου έτους



τιούσα φάση παρατηρείται ή άντιθετη άντικυκλική κίνηση τῶν παραπάνω μεγεθῶν. Ἡ διάσταση μεταξὺ τοῦ ρυθμοῦ μεταβολῆς τοῦ κόστους ἐργασίας κατά μονάδα προϊόντος και τοῦ ρυθμοῦ μεταβολῆς τῶν τιμῶν κατά τὴ διάρκεια τοῦ κύκλου μπορεῖ νὰ συλληφθεῖ ἀπὸ τὴ μεταβλητὴ τῆς ὑπερβάλλουσας ζητήσεως. Γι' αὐτὸ ἀκριβῶς τὸ λόγο εἶναι ἀναγκαῖο στὴ συνάρτηση τιμῶν, μαζὶ μὲ τὶς μεταβλητὲς τῶν στοιχείων κόστους, νὰ χρησιμοποιηθεῖ και ἡ μεταβλητὴ τῆς ὑπερβάλλουσας ζητήσεως (βλ. [12]). Ἡ μεταβλητὴ αὐτὴ προσδιορίστηκε ως ὁ λογάριθμος τοῦ λόγου τῆς βιομηχανικῆς παραγωγῆς πρὸς τὸ κανονικὸ ἐπίπεδό της. Τὸ τελευταῖο προέκυψε ἀπὸ τὴν ἀκόλουθη γραμμικὴ μορφὴ ἔξισώσεως τάσεως

$$Y^1 = 125,3 + 2,024 T \\ (44,52) \quad (10,27) \quad (5)$$

$$R^2 = 0,827 \quad DW = 0,89$$

Ἡ ἐκτίμηση τῆς ἔξισώσεως τιμῶν τῶν βιομηχανικῶν προϊόντων ἔχει ως ἔξῆς:

$$\dot{P}^i = -0,137 + 0,774 \dot{W} - 0,275 \dot{Q} + 0,423 \dot{P}^m_1 + 1,961 Z^i \\ (-1,15) \quad (1,67) \quad (-0,69) \quad (4,34) \quad (2,00) \quad (6)$$

$$R^2 = 0,735 \quad DW = 1,04$$

Ὅπως φαίνεται ἀπὸ τὴν ἔξισωση αὐτῇ, οἱ ἀνεξάρτητες μεταβλητὲς φέρουν τὰ δρθά πρόσημα και εἶναι σημαντικές ἐκτὸς ἀπὸ τὴν παραγωγικότητα. Οἱ τιμὲς τῶν εἰσαγόμενων πρώτων ὄλῶν και καυσίμων χρησιμοποιήθηκαν μὲ ὑστέρηση ἐνὸς τριμήνου ἐπειδὴ βρέθηκε δτὶ ἡ χωρὶς ὑστέρηση μεταβλητὴ εἶναι μὲν σημαντικὴ ἀλλὰ καθιστᾶ ἀρνητικὸ τὸ συντελεστὴ τῆς ἀμοιβῆς ἐργασίας. Τοῦτο ἐνδεχομένως ὀφείλεται στὴν ὑπαρξη πολυσυγγραμικότητας μεταξὺ τῶν μεταβλητῶν τῆς ἀμοιβῆς ἐργασίας και τῶν τιμῶν τῶν εἰσαγόμενων πρώτων ὄλῶν.

Οἱ τιμὲς τῶν βιομηχανικῶν προϊόντων συνδέονται μὲ τὸ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως μὲ μία σχέση ἡ ὅποια ἐκτιμήθηκε προσθέτοντας και τοὺς ἄλλους ἐπιμέρους δείκτες τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως. Ἡ σχέση αὐτὴ ἔχει ως ἔξῆς:

$$\dot{P}^w = 0,486 \dot{P}^i + 0,198 \dot{P}^a + 0,125 \dot{P}^m + 0,188 \dot{P}^x \\ (32,96) \quad (9,80) \quad (16,87) \quad (7,92) \quad (7)$$

$$R^2 = 0,999 \quad DW = 2,19$$

Ὅπως περιμέναμε, δῆλοι οἱ συντελεστὲς τῆς ἔξισώσεως αὐτῆς εἶναι σημαντικοὶ και τὸ ἀθροισμά τους δὲν εἶναι στατιστικὰ διάφορο τῆς μονάδας.

Τὰ ἀποτελέσματα μεταβολῶν τῶν τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως μεταδίδονται δημοσίευση εἶναι γνωστὸ στὶς τιμὲς τελικῶν προϊόντων μὲ χρονικὴ ὑστέρηση. Γιὰ τὴ μέτρηση τῆς ὑστέρησεως αὐτῆς ἐκτιμήσαμε τὸ ἔξῆς ὑπόδειγμα κατανεμημένων ὑστέρησεων

$$\dot{P}^c = 0,017 + 0,350 \dot{P}^w + 0,353 \dot{P}^w_1 + 0,130 \dot{P}^w_3 - 0,422 \dot{P}^w_4 + 0,417 \dot{P}^w_5 \\ (0,62) \quad (1,27) \quad (1,42) \quad (0,53) \quad (-1,68) \quad (3,41) \quad (8)$$

$$R^2 = 0,917 \quad DW = 1,19$$

Ο προσδιορισμός τοῦ μήκους τῶν χρονικῶν ύστερήσεων ἔγινε κατόπιν ἐφαρμογῆς τοῦ στατιστικοῦ ἐλέγχου F (βλ. [8]). Τὰ ἀποτελέσματα αὐτά εἶναι συνεπή μὲν εἰκεῖνα ποὺ προέκυψαν μὲν τῇ χρησιμοποίηση μηνιαίων στοιχείων, ἀπὸ τὰ ὅποια διαπιστώθηκε διτὶ τὸ μῆκος τῆς χρονικῆς ύστερήσεως εἶναι 17 μῆνες (βλ. [4]).

Ἐπιχειρήσαμε ἐπίσης νὰ ἐκτιμήσουμε τὴ χρονικὴ ύστερηση τῶν ἐπιδράσεων τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως στοὺς ἐπιμέρους δεῖκτες τοῦ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆ, δηλαδὴ στὸ δείκτη τιμῶν ἀγαθῶν καὶ στὸ δείκτη τιμῶν ὑπηρεσιῶν.

Στὴν περίπτωση τοῦ δείκτη τιμῶν ὑπηρεσιῶν δὲν διαπιστώθηκε συσχέτιση μεταξὺ αὐτοῦ καὶ τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως, πράγμα ποὺ σημαίνει διτὶ οἱ τιμές τῶν ὑπηρεσιῶν μεταβάλλονται ἀνεξάρτητα ἀπὸ τὶς τιμές χονδρικῆς πωλήσεως. Στὴν περίπτωση τοῦ μερικοῦ δείκτη τιμῶν ἀγαθῶν βρέθηκε ἡ ἀκόλουθη σχέση:

$$\hat{P}^w = -0,005 + 0,486 \hat{P}^w + 0,369 \hat{P}^w_1 - 0,053 \hat{P}^w_2 + 0,160 \hat{P}^w_3 - 0,371 \hat{P}^w_4 + 0,360 \hat{P}^w_5 \quad (9)$$

(0,16)	(1,62)	(1,36)	(-0,19)	(0,60)	(-1,35)	(2,70)
--------	--------	--------	---------	--------	---------	--------

$R^2 = 0,927 \quad DW = 1,21$

Τὸ μῆκος τῆς ύστερήσεως εἶναι καὶ ἐδῶ τὸ ἴδιο δπως καὶ στὴν περίπτωση τοῦ γενικοῦ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆ. Ή παραπάνω σχέση φαίνεται διτὶ προσδιορίζει καὶ τὴ συμπεριφορὰ τοῦ γενικοῦ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆ ἐφόσον, δπως ἀναφέρθητε πιὸ πάνω, δὲν διαπιστώθηκε συσχέτιση μεταξὺ τῶν τιμῶν τῶν ύπηρεσιῶν καὶ τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως.

Οπως εἶναι γνωστό, ἔνας ἄλλος διαχωρισμός τοῦ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆ εἶναι σὲ δείκτη τιμῶν διοικητικὰ καθοριζόμενων καὶ σὲ δείκτη τιμῶν ποὺ διαμορφώνονται ἐλεύθερα καὶ τιμῶν ποὺ ἐλέγχονται. Ἀπὸ τοὺς σχετικοὺς ἐλέγχους διαπιστώθηκε διτὶ δὲν ὑπάρχει συσχέτιση μεταξὺ τῶν δύο ἀνωτέρω ἐπιμέρους δεικτῶν καὶ τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως. Καὶ δοσ ἀφορᾶ τὴ συσχέτιση μεταξὺ τῶν διοικητικὰ καθοριζόμενων τιμῶν καὶ τῶν τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως, ἡ μὴ ὑπαρξή της ἵσως εἶναι εὐλογη ἐπειδὴ γιὰ τὸν καθορισμὸ τῶν πρώτων λαμβάνονται ἐνδεχομένως ὑπόψη διάφορα κριτήρια τὰ ὅποια εἶναι ἀσχετα μὲ τὶς ἔξελιξεις τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως. Τὸ διτὶ δμως δὲν βρέθηκε συσχέτιση μεταξὺ τοῦ δείκτη τιμῶν ποὺ διαμορφώνονται ἐλεύθερα καὶ τιμῶν ποὺ ἐλέγχονται καὶ τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως, δφειλεται ἐνδεχομένως στὴν ἀλλοίωση τῶν ἀποτελεσμάτων λόγω τοῦ διτὶ ὁ σχετικὸς δείκτης περιλαμβάνει καὶ τὶς τιμές τῶν ἐλεγχόμενων ἀγαθῶν.

Η ἐκτίμηση τῆς ἐξισώσεως μισθῶν εἶναι ἡ ἐξῆς:

$$W = 0,158 + 0,608 \hat{P}^c + 0,368 \hat{Q} - 0,007 U \quad (10)$$

(3,46)	(2,97)	(4,04)	(-1,12)
--------	--------	--------	---------

$R^2 = 0,764 \quad DW = 1,95$

$\rho_1 = 1,202 \quad \rho_2 = -0,439$

ὅπου ρ_1 καὶ ρ_2 εἶναι οἱ συντελεστές τοῦ αὐτοπαλίνδρομου σχήματος δεύτερης τάξεως ποὺ βρέθηκε διτὶ ἰσχύει γιὰ τὰ ὑπόλοιπα.

Τὰ παραπάνω ἀποτελέσματα τῆς ἐκτιμήσεως δείχνουν ὅτι οἱ κύριοι προσδιοριστικοὶ παράγοντες τῆς μεταβολῆς τῶν μισθῶν εἰναι οἱ μεταβολὲς τῶν τιμῶν καὶ τῆς παραγωγικότητας τῆς ἐργασίας. Ἡ μεταβλητὴ τοῦ ποσοστοῦ ἀνεργίας, ποὺ ὑποτίθεται ὅτι ἐκφράζει τὴν πίεση τῆς ζητήσεως στὴν ἀγορά ἐργασίας, ἀσκεῖ μὲν ἀρνητική ἐπίδραση στοὺς μισθοὺς διποὺς ἀναμενόταν, ἀλλὰ αὐτὴ δὲν εἰναι σημαντικὴ τουλάχιστο σὲ ἐπίπεδο σημαντικότητας 10%. Τοῦτο ὑποδηλώνει ὅτι δὲν ὑπάρχει μεγάλη πίεση τῆς ζητήσεως στὴν ἀγορά ἐργασίας. Ἡ διαπίστωση αὐτὴ ἵσχυει ὑπὸ τὴν προϋπόθεση ὅτι τὰ στατιστικὰ στοιχεῖα τῆς ἀνεργίας εἰναι ἀντιπροσωπευτικά τῶν συνθηκῶν ποὺ ἐπικρατοῦν στὴν ἀγορά ἐργασίας.

Οπως ἀναφέρθηκε παραπάνω, ὁ ρυθμός πληθωρισμοῦ καὶ οἱ μεταβολὲς τῆς παραγωγικότητας εἰναι οἱ βασικοὶ παράγοντες ποὺ προσδιορίζουν τις αὐξήσεις τῶν μισθῶν. Τὸ ἄθροισμα τῶν συντελεστῶν τῶν μεταβλητῶν αὐτῶν προσεγγίζει τὴ μονάδα, πράγμα ποὺ σημαίνει ὅτι, ἀν π.χ. οἱ τιμὲς καὶ ἡ παραγωγικότητα αὐξηθοῦν κατὰ 10%, οἱ μισθοὶ θὰ αὐξηθοῦν κατὰ τὸ ΐδιο ποσοστό περίπου. Εἰναι ἴσως χρήσιμο στὸ σημεῖο αὐτὸν νὰ παρακολουθήσουμε τὴν ἔξελιξη τῶν μισθῶν, τῶν τιμῶν καταναλωτῆς καὶ τῆς παραγωγικότητας κατὰ τὴν περίοδο 1973-77. Οἱ ρυθμοὶ μεταβολῆς τῶν ἀνωτέρω μεγεθῶν παρουσιάζονται στὰ διαγράμματα 2 καὶ 3. Οἱ ρυθμοὶ αὐτοὶ ἔχουν ὑπολογιστεῖ ὅπως καὶ στὶς ἔξισώσεις ποὺ ἐκτιμήθηκαν ως ($X - X_4$) / X_4 , δηλαδὴ ἐκφράζουν μεταβολὲς ἔναντι τοῦ ἀντίστοιχου τριμήνου τοῦ προηγούμενου ἔτους.

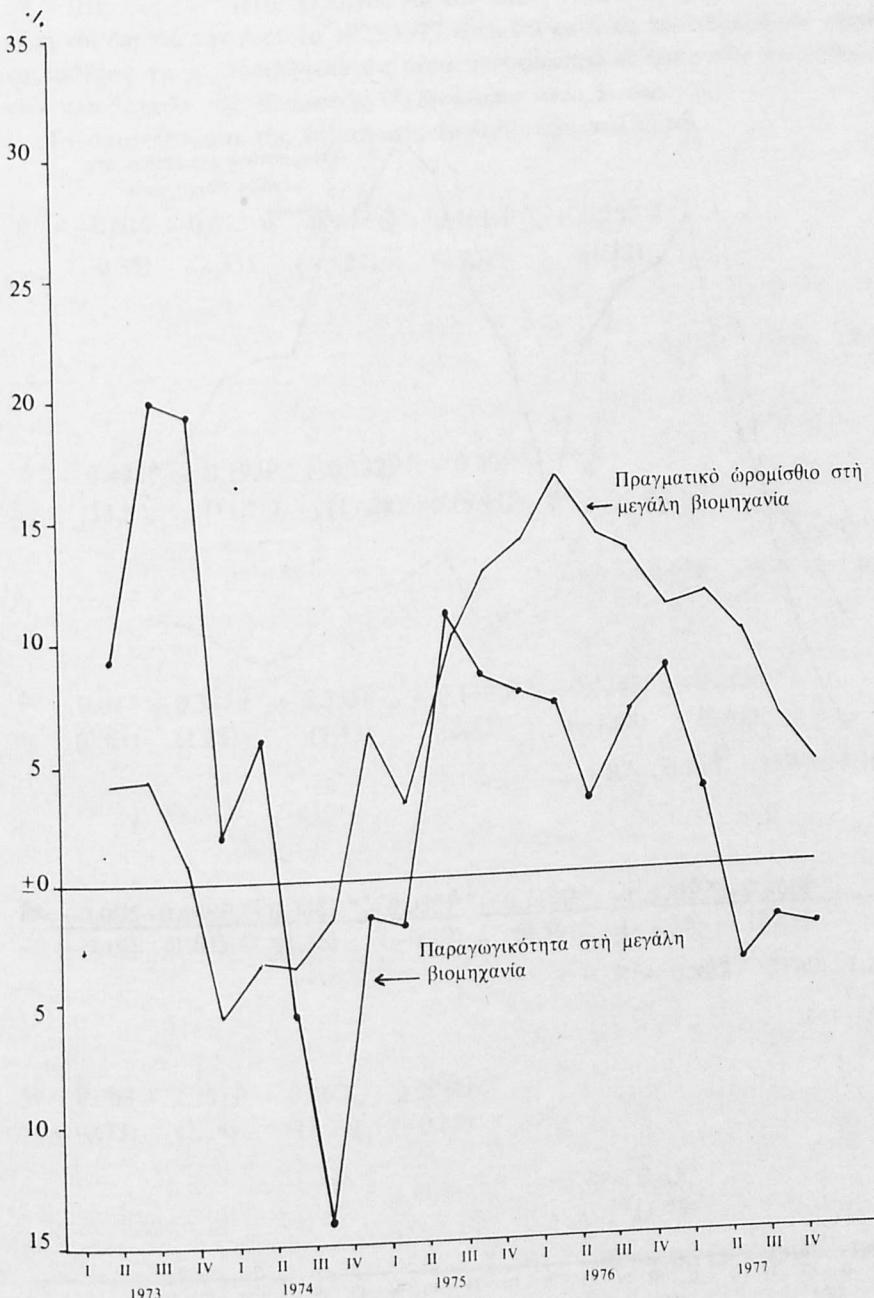
Οπως φαίνεται ἀπὸ τὰ διαγράμματα αὐτὰ τὸ πραγματικὸ ώρομίσθιο στὴ βιομηχανία σὲ ὅλη τὴ διάρκεια τοῦ 1973 καὶ στὸ πρῶτο τρίμηνο τοῦ 1974 μεταβαλλόταν μὲ ρυθμὸ οὐσιωδῶς χαμηλότερο σὲ σύγκριση μὲ τὸ ρυθμὸ μεταβολῆς τῆς παραγωγικότητας. Ἀπὸ τὸ δεύτερο τρίμηνο ὅμως τοῦ 1974 ἡ εἰκόνα ἀντιστρέφεται, δηλαδὴ ἀπὸ τὴν περίοδο αὐτὴ τὸ πραγματικὸ ώρομίσθιο μεταβαλλόταν μὲ ὑψηλότερο ρυθμὸ ἀπὸ ἐκεῖνο τῆς παραγωγικότητας, ἡ μεγαλύτερη δὲ διάσταση μεταξὺ τῶν ρυθμῶν μεταβολῆς τῶν δύο ἀνωτέρω μεγεθῶν σημειώθηκε τὸ δεύτερο τρίμηνο τοῦ 1976.

Ἀποτέλεσμα τῶν ἀνωτέρω κινήσεων τοῦ πραγματικοῦ ώρομισθίου καὶ τῆς παραγωγικότητας κατὰ τὴν περίοδο 1973-77 ἦταν ὁ ρυθμὸς μεταβολῆς τοῦ πραγματικοῦ ώρομισθίου κατὰ μέσο δρο νὰ εἰναι ἴσος μὲ τὸ ρυθμὸ μεταβολῆς τῆς παραγωγικότητας, ὅπως δείχνουν οἱ συντελεστὲς τῆς ἔξισώσεως (10). Θὰ πρέπει πάντως νὰ σημειωθεῖ ὅτι ὁ ρυθμὸς μεταβολῆς τοῦ πραγματικοῦ ώρομισθίου ἦταν ἀρνητικὸς ἀπὸ τὸ τελευταῖο τρίμηνο τοῦ 1973 ὥς τὸ τρίτο τρίμηνο τοῦ 1974. Ἀρνητικὸς δομως ἦταν καὶ ὁ ρυθμὸς μεταβολῆς τῆς παραγωγικότητας ἀπὸ τὸ δεύτερο τρίμηνο τοῦ 1974 ὥς τὸ πρῶτο τρίμηνο τοῦ 1975. Ἐπίσης κάμψη τοῦ ἐπιπέδου τῆς παραγωγικότητας σημειώθηκε καὶ κατὰ τὰ τρία τελευταῖα τρίμηνα τοῦ 1977.

Οἱ ἀνωτέρω ἔξισώσεις (6) ἔως (10) ἐκτιμήθηκαν μὲ τὴ μέθοδο τῶν ἐλάχιστων τετραγώνων. Ἐπειδὴ δομως μεταξὺ τῶν ἔξαρτημένων μεταβλητῶν ὑπάρχει ἀλληλεπίδραση στὶς διάφορες ἔξισώσεις, οἱ τελευταῖες θὰ πρέπει νὰ ἐκτιμηθοῦν ταυτόχρονα στὰ πλαίσια ἐνὸς πλήρους συστήματος ἔξισώσεων. Μία μέθοδος ἐκτιμήσεως ἐνὸς τέτοιου συστήματος εἰναι ἡ μέθοδος τῶν ἐλάχιστων τετραγώνων σὲ δύο στάδια ἡ ὁ-

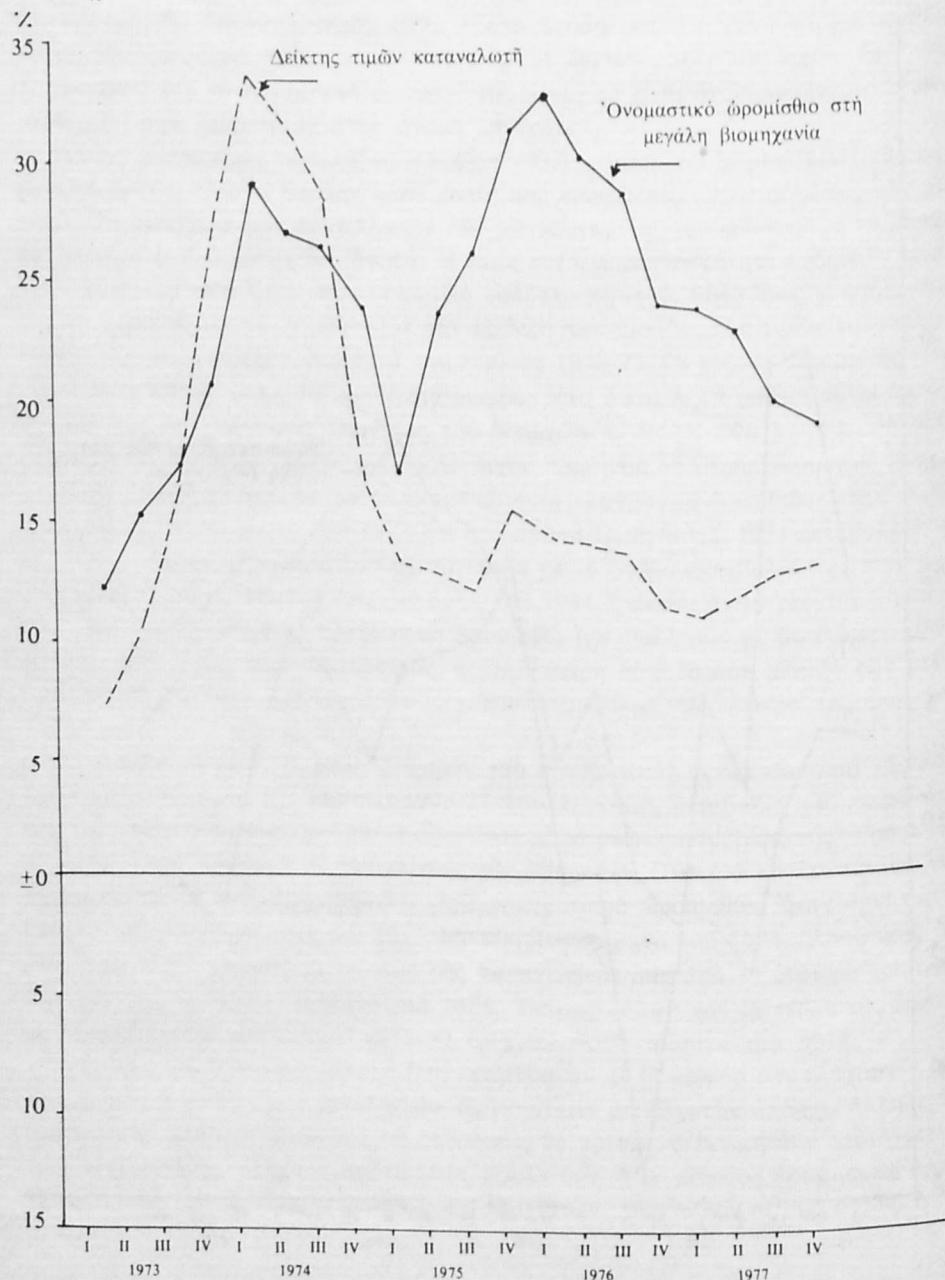
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2

Έτήσιος
ρυθμός
μεταβολῆς



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3

Έτησιος
βαθμός
μεταβολής



ποια έξασφαλίζει τη συνέπεια τῶν παραμέτρων ποὺ ἔκτιμοινται.

Ἡ μέθοδος αὐτὴ ἐφαρμόστηκε γιὰ τὴν ἔκτιμηση τοῦ συστήματος τῶν ἔξισώσεων (6) ἵως (10). Ἡ περίοδος γιὰ τὴν δύοια ἔκτιμηθῆκε τὸ σύστημα εἶναι ἀπὸ 1974 (III) ἵως 1977 (IV). Ὁ λόγος γιὰ τὸν δύοιο ἔγινε ἡ ἔκτιμηση γιὰ τὴν περίοδο αὐτὴ καὶ δχι γιὰ τὴν περίοδο 1973-1977 εἶναι δτι κατὰ τὶς παλινδρομήσεις τῆς πρώτης φάσεως χρησιμοποιήθηκαν ώς μέσα (instruments) οἱ τιμὲς τῶν προκαθορισμένων μεταβλητῶν τῆς ἔξισώσεως (8) ἥ (9).

Τὰ ἀποτελέσματα τῆς ἔκτιμήσεως ἐμφανίζονται πιὸ κάτω.

$$\dot{P}^i = -0,019 + 0,513 \dot{W} -0,707 \dot{Q} + 0,161 \dot{P}^m + 0,588 Z^i \quad (11)$$

(-0,35) (2,35) (-3,27) (2,75) (1,13)

$$R^2 = 0,872 \quad DW = 1,87$$

$$\dot{P}^w = 0,498 \dot{P}^i + 0,193 \dot{P}^a + 0,132 \dot{P}^m + 0,20 \dot{P}^x \quad (12)$$

(33,84) (11,76) (17,28) (8,41)

$$R^2 = 0,999 \quad DW = 2,49$$

$$\dot{P}^c = 0,017 + 0,345 \dot{P}^w + 0,355 \dot{P}^{w_1} + 0,130 \dot{P}^{w_3} - 0,424 \dot{P}^{w_4} + 0,418 \dot{P}^{w_5} \quad (13)$$

(0,63) (1,25) (1,43) (0,53) (-1,68) (3,42)

$$R^2 = 0,917 \quad DW = 1,19$$

$$\dot{P}^g = -0,005 + 0,488 \dot{P}^w + 0,368 \dot{P}^{w_1} - 0,053 \dot{P}^{w_2} + 0,160 \dot{P}^{w_3} - 0,370 \dot{P}^{w_4} + 0,360 \dot{P}^{w_5} \quad (14)$$

(-0,16) (1,61) (1,35) (-0,20) (0,59) (-1,34) (2,69)

$$R^2 = 0,927 \quad DW = 1,20$$

$$\dot{W} = 0,068 + 1,391 \dot{P}^c + 0,462 \dot{Q} - 0,006 U \quad (15)$$

(0,73) (2,14) (2,29) (-0,58)

$$\rho = 0,437$$

(1,75)

$$R^2 = 0,715 \quad DW = 1,48$$

Συγκρίνοντας τις παραπάνω έκτιμήσεις μὲ τις έκτιμήσεις πού προέκυψαν βάσει τῆς μεθόδου τῶν ἐλάχιστων τετραγώνων διαπιστώνουμε δτι ύπάρχουν σημαντικές διαφορές μόνο στις ἔξισώσεις τῶν τιμῶν τῶν βιομηχανικῶν προϊόντων και τῶν μισθῶν. Συγκεκριμένα στὴν ἔξισωση (11) οἱ συντελεστὲς τῶν μεταβλητῶν εἰναι μικρότεροι ἀπὸ ἑκείνους τῆς ἔξισώσεως (6) μὲ ἔξαιρεση τὸ συντελεστὴ τῆς παραγωγικότητας τῆς ἐργασίας δ ὁποῖος δχι μόνο εἰναι ἀρκετὰ μεγαλύτερος ἀλλὰ καθίσταται και σημαντικός. Στὴν ἔξισωση δμως τῶν μισθῶν (15) οἱ συντελεστὲς τῶν τιμῶν και τῆς παραγωγικότητας εἰναι μεγαλύτεροι σὲ σύγκριση μὲ ἑκείνους τῆς ἔξισώσεως μισθῶν (10).

Οἱ μεταβολές τῶν συντελεστῶν τῶν ἔξισώσεων τιμῶν και μισθῶν πού προκύπτουν δταν οἱ τελευταῖες έκτιμῶνται μὲ τὴ μέθοδο τῶν ἐλάχιστων τετραγώνων σὲ δύο στάδια δφείλονται ἀποκλειστικά σχεδὸν στὴν ἀλλαγὴ τοῦ δείγματος. Πράγματι, έκτιμῶντας τις ἔξισώσεις (11) και (15) μὲ τὴ μέθοδο τῶν ἐλάχιστων τετραγώνων και γιὰ τὴν ἴδια περίοδο 1974 (III) ἵως 1977 (IV) παίρνουμε τις ἀκόλουθες έκτιμήσεις.

$$\begin{aligned} \hat{P}^i = & -0,019 + 0,515\hat{W} - 0,708\hat{Q} + 0,160\hat{P}^m_i + 0,588Z^i \\ (-0,36) & (2,36) \quad (-3,27) \quad (2,75) \quad (1,13) \end{aligned} \quad (16)$$

$$R^2 = 0,872 \quad DW = 1,87$$

$$\begin{aligned} \hat{W} = & 0,086 + 1,252\hat{P}^c + 0,455\hat{Q} - 0,006U \\ (0,99) & (2,11) \quad (2,26) \quad (-0,58) \end{aligned} \quad (17)$$

$$\rho = 0,243 \\ (1,97)$$

$$R^2 = 0,715 \quad DW = 1,46$$

Οἱ ἀνωτέρω έκτιμήσεις δὲ διαφέρουν κατ' οὐσία ἀπὸ τις έκτιμήσεις (11) και (15).

3. Πολλαπλασιαστὲς ὑποδείγματος τιμῶν και μισθῶν

Οἱ ἐπιδράσεις πάνω στις τιμές και τοὺς μισθοὺς τῶν διαφόρων παραγόντων πού ἐπηρεάζουν τις μεταβλητές αὐτές καθώς και ἡ διαχρονικὴ κατανομὴ τῶν ἐπιδράσεων αὐτῶν μποροῦν νὰ ἔξεταστοῦν ὑπολογίζοντας τοὺς δυναμικοὺς πολλαπλασιαστὲς τοῦ ὑποδείγματος τῶν ἔξισώσεων (11) ἵως (15). Ὁπως εἰναι γνωστό, οἱ δυναμικοὶ πολλαπλασιαστὲς τῶν ἔξισώσεων μεταβλητῶν ἐνὸς ὑποδείγματος, δίνουν σὲ κάθε χρονικὸ σημεῖο τὴν ἐπίδραση στις ἐνδογενεῖς μεταβλητές πού προκαλεῖται ἀπὸ μία ἀρχικὴ μεταβολὴ τῶν ἔξισώσεων μεταβλητῶν.

Τὸ σύστημα τῶν ἔξισώσεων (11) ἵως (15) ἀποτελεῖ ἓνα δυναμικὸ ὑπόδειγμα μὲ ἀνηγμένη μορφὴ τοῦ τύπου

$$y_t = A_1 y_{t+1} + A_2 y_{t+2} + A_3 y_{t+3} + A_4 y_{t+4} + A_5 y_{t+5} + B_0 x_t + B_1 x_{t+1} \quad (18)$$

$$\text{δπου } y = [\hat{P}^i, \hat{P}^w, \hat{P}^g, \hat{P}^c, \hat{W}]^T \quad (19)$$

(20)

$$\text{καὶ } x = [\dot{P}^m, \dot{P}^w, \dot{P}^g, \dot{P}^c, Q, Z^i, U]^T$$

καὶ $A_1, \dots, A_5, B_0, B_1$ οἱ πίνακες — συντελεστές.

Οἱ πολλαπλασιαστές τοῦ ἀνωτέρω συστήματος δίνονται στὸν πίνακα 1⁽³⁾. Ἀπὸ τῆι μελέτῃ τῶν πολλαπλασιαστῶν αὐτῶν εἶναι δυνατὸ νὰ διατυπωθοῦν οἱ ἔξῆς παρατηρήσεις:

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Πολλαπλασιαστές ύποδειγματος τιμῶν-μισθῶν

(Ἐκτίμηση ύποδειγματος μὲ τὴ μέθοδο τῶν ἐλάχιστων τετραγώνων σὲ δύο στάδια)

Ἐνδογενεῖς μεταβλητὲς

Μεταβολὴ ἔξωγενῶν μεταβλητῶν	Περίοδος (τρίμηνο)	\dot{P}^i	\dot{P}^w	\dot{P}^g	\dot{P}^c	W
$\Delta P^m = 1$	0	0	0	0	0	0
	1	0.184	0.091	0.045	0.032	0.044
	2	0.026	0.013	0.040	0.037	0.051
	3	0.004	0.002	0.001	0.005	0.007

Σύνολο		0,228	0,113	0,108	0,093	0,130
$\Delta P^m = 1$	0	0.037	0,150	0,073	0,052	0,072
	1	0.043	0,022	0,066	0,061	0,085
	2	0,006	0,003	0,002	0,009	0,012
	3	0,017	0,008	0,028	0,024	0,033

Σύνολο		0,110	0,187	0,178	0,154	0,214
$\Delta P^x = 1$	0	0,056	0,228	0,111	0,079	0,109
	1	0,066	0,033	0,100	0,092	0,128
	2	0,009	0,005	0,002	0,013	0,018
	3	0,025	0,013	0,043	0,036	0,050

Σύνολο		0,166	0,283	0,270	0,233	0,324
$\Delta P^a = 1$	0	0,056	0,226	0,110	0,078	0,108
	1	0,065	0,032	0,099	0,091	0,127
	2	0,009	0,005	0,002	0,013	0,018
	3	0,025	0,013	0,042	0,035	0,049

Σύνολο		0,165	0,280	0,267	0,231	0,321

3. Γιὰ τὴ μέθοδο ύπολογισμοῦ τῶν δυναμικῶν πολλαπλασιαστῶν βλέπε [3].

Ένδογενεῖς μεταβλητὲς

Μεταβολὴ έξωγενῶν μεταβλητῶν	Περίοδος (τρίμηνο)	\dot{p}^i	\dot{p}^w	\dot{p}^g	\dot{p}^c	w
$\Delta Q = 1$	0	-0,536	-0,267	-0,130	-0,092	0,334
	1	-0,077	-0,038	-0,117	-0,108	-0,150
	2	-0,011	-0,006	-0,003	-0,016	-0,022
	3	-0,030	-0,015	-0,050	-0,042	-0,058

	Σύνολο	-0,665	-0,331	-0,315	-0,273	0,083
$\Delta Z^i = 1$	0	0,670	0,334	0,163	0,115	0,160
	1	0,096	0,048	0,146	0,135	0,188
	2	0,014	0,007	0,003	0,019	0,027
	3	0,037	0,019	0,062	0,052	0,073

	Σύνολο	0,831	0,414	0,395	0,341	0,475
$\Delta U=1$	0	-0,004	-0,002	-0,001	-0,001	-0,007
	1	-0,001	0	-0,001	-0,001	-0,001
	2	0	0	0	0	0
	3	0	0	0	0	0

	Σύνολο	-0,005	-0,002	-0,002	-0,002	-0,008

α) Τὸ μεγαλύτερο μέρος τῶν πολλαπλασιαστικῶν ἐπιδράσεων τῆς μεταβολῆς μᾶς ἔξωγενοὺς μεταβλητῆς ἐκδηλώνεται κατὰ τὰ δύο πρῶτα τρίμηνα, τὸ συνολικὸ δὲ ἀποτέλεσμα πραγματοποιεῖται σχεδόν μέσα σὲ διάστημα ἑνὸς ἔτους.

β) Ὁ διεθνής πληθωρισμὸς μεταδίδεται στὸ ἔσωτερικὸ ἐπίπεδο τῶν τιμῶν καὶ τοὺς μισθοὺς μέσω τῶν τιμῶν τῶν εἰσαγόμενων πρῶτων ὑλῶν, τῶν τιμῶν τῶν εἰσαγόμενων τελικῶν προϊόντων καὶ τῶν τιμῶν τῶν ἔξαγομενων προϊόντων. Μία μεταβολὴ τῶν τιμῶν τῶν εἰσαγόμενων πρῶτων ὑλῶν κατὰ μία ποσοστιαία μονάδα θὰ αὐξήσει τελικὰ τὸ δείκτη τιμῶν βιομηχανικῶν προϊόντων κατὰ 0,23% καὶ μέσω αὐτοῦ τὸ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως κατὰ 0,11%, τὸ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆς κατὰ 0,09% καὶ τὰ ὠρομίσθια κατὰ 0,13%. Ἐξάλλου, μία αὐξηση τῶν τιμῶν τῶν τελικῶν προϊόντων προελεύσεως ἔξωτερικοῦ κατὰ 1% θὰ προκαλέσει αὐξηση τοῦ δείκτη τιμῶν βιομηχανικῶν προϊόντων κατὰ 0,11%, ἐνῶ ἡ αὐξηση στὸ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως εἶναι μεγαλύτερη (0,19%) δεδομένου διτὶ τὰ ἀγαθὰ αὐτὰ ἀποτελοῦν μέρος τῶν ἀγαθῶν ποὺ δὲ δείκτης τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως καλύπτει καὶ ὡς ἐκ τούτου ἐπηρεάζουν τὸν τελευταῖο τόσο ἄμεσα δισὶ καὶ ἔμμεσα. Μέσω τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως θὰ αὐξηθεῖ δὲ δείκτης τιμῶν καταναλωτῆς κατὰ 0,15% καὶ μέσω αὐτοῦ τὰ ὠρομίσθια κατὰ 0,21%. Κατ' ἀνάλογο τρόπο μία μεταβολὴ τῶν τιμῶν τῶν ἔξαγομενων προϊόντων θὰ προκαλέσει ἐπίσης ἄμεσες καὶ ἔμμεσες ἐπιδράσεις στὶς τιμές καὶ τοὺς μισθούς.

γ) Οι μεταβολές τῶν μεταβλητῶν P^m , P^m και P^x πού συνεπάγονται έπιδράσεις στις τιμές και στοὺς μισθοὺς είναι δυνατό νὰ προέλθουν εἴτε ἀπὸ μεταβολές τῶν τιμῶν στὴ διεθνή ἀγορά, δπως ἀναφέρθηκε προηγουμένως, εἴτε ἀπὸ μεταβολές τῆς συναλλαγματικῆς ίσοτιμίας. Ἐπομένως μία αὐξηση τῆς συναλλαγματικῆς ίσοτιμίας κατὰ 1% συνεπάγεται αὐξηση τοῦ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆ κατὰ 0,09% μέσω μεταβολῆς τῶν τιμῶν τῶν εἰσαγόμενων πρώτων ύλῶν, κατὰ 0,15% μέσω μεταβολῆς τῶν τιμῶν τῶν εἰσαγόμενων τελικῶν προϊόντων, και κατὰ 0,22% μέσω μεταβολῆς τῶν τιμῶν τῶν εἰσαγόμενων προϊόντων δταν κάθε φορά οἱ ύπόλοιποι παράγοντες παραμένουν σταθεροί.

δ) Οι μεταβολές της παραγωγικότητας προκαλούν σημαντικές αρνητικές επιδράσεις στις τιμές και θετική έπιδραση στους μισθούς. Συγκεκριμένα, μία αυξήση της παραγωγικότητας κατά μία ποσοστιαία μονάδα συνοδεύεται από συνολική μείωση του δείκτη τιμών βιομηχανικών προϊόντων κατά 0,66%, το δείκτη τιμών χονδρικής πωλήσεως κατά 0,33% και το δείκτη τιμών καταναλωτή κατά 0,27%, ένω προκαλεῖ συνολική αυξήση τῶν ώρομισθιών κατά 0,08%. Σημειώνεται πάντως ότι ή έπιδραση της μεταβολής της παραγωγικότητας στά ώρομισθια στὸ ἴδιο τρίμηνο πού λαμβάνει χώρα ή μεταβολή αὐτή είναι θετική και σημαντική ένω κατά τὰ έπόμενα τρίμηνα ή έπιδρασή της καθίσταται αρνητική και έτσι τὸ τελικὸ ἀποτέλεσμα ἐμφανίζεται μειωμένο.

ε) Ή ύπερβάλλουσα ζήτηση πού άφορά τα βιομηχανικά προϊόντα ασκει επιφέρει τη στοιχείωση της δύναμης και στοιχείωσης μισθούς, ή έπιδραση δύναμης αυτή δεν φαίνεται να είναι ιδιαίτερα μεγάλη. Συγκεκριμένα, μία αύξηση της ύπερβάλλουσας ζητήσεως κατά 1% προκαλεί συνολική αύξηση του ρυθμού μεταβολής του δείκτη τιμών καταναλωτή κατά 0,34% και των ώρομισθιών κατά 0,48%. Τότε μεγαλύτερο άποτέλεσμα στις τιμές και τους μισθούς μιᾶς αύξησης της ύπερβάλλουσας ζητήσεως έκδηλωνεται με ύστερηση ένος τριμήνου.

στ) Οι μεταβολές των τιμών των άγροτικών προϊόντων επηρεαζουν σε υψηλό σχετικά βαθμό τους διάφορους δείκτες τιμών καθώς έπισης και τους μισθούς. Έτσι μία αύξηση στό ρυθμό μεταβολής των τιμών των τελικών προϊόντων έγχωριας πρωτογενούς παραγωγής κατά 1% προκαλεῖ τελικά αύξηση του ρυθμού μεταβολής του δείκτη τιμών χονδρικής πωλήσεως κατά 0,28% του δείκτη τιμών καταναλωτής κατά 0,23% και τών ώρομισθιών κατά 0,32%.

Οι παραπάνω πολλαπλασιαστές περιγράφουν τή συμπεριφορά του συστήματος δπως αυτό έκτιμήθηκε γιά τήν περίοδο 1974 (III) έως 1977 (IV). Έν τούτοις, δπως άναφέρθηκε παραπάνω, ή συμπεριφορά τών πραγματικῶν ώρομισθίων και τῆς παραγωγικότητας κατά τήν άνωτέρω περίοδο ήταν διαφορετική άπό έκεινή τής περιόδου 1972 (I) έως 1973 (II) (βλ. διάγραμμα 2). Τούτο έπιβεβαιώθηκε και άπό τούς συντελεστές τών συναρτήσεων μισθῶν και τιμῶν δταν αυτές έκτιμήθηκαν μέ τή μέθοδο τῶν έλάχιστων τετραγώνων γιά τήν περίοδο 1973-1977. Οι συντελεστές τών έξισώσεων αυτῶν μποροῦν νά θεωρηθοῦν ώς πιό άντιπροσωπευτικοί τής συμπεριφορᾶς τού συστήματος σὲ μία μακροχρόνια σχετικά περίοδο. Γιά τό λόγο αυτό ύπολογίσαμε τούς δυναμικούς πολλαπλασιαστές χρησιμοποιώντας τις έξισώσεις (6) έως (10)

πού έκτιμήθηκαν μὲ τὴ μέθοδο τῶν ἐλάχιστων τετραγώνων. Οἱ πολλαπλασιαστὲς αὐτοὶ παρατίθενται στὸν πίνακα 2. Συγκρίνοντάς τους μὲ ἐκείνους τοῦ πίνακα 1 διαπιστώνουμε ὅρισμένες οὐσιώδεις διαφορές. Συγκεκριμένα:

α) Ἡ ἐπίδραση τῶν τιμῶν τῶν εἰσαγόμενων πρώτων ὑλῶν στὶς τιμὲς εἶναι ύπερδιπλάσια δταν ἡ ἐπίδραση αὐτὴ ὑπολογίζεται βάσει τοῦ συστήματος ἐξισώσεων (6) ἔως (10). Ἀντίθετα, βάσει τοῦ ἴδιου συστήματος, ἡ ἐπίδραση τῶν τριῶν ἐπιμέρους δεικτῶν τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως, δηλαδὴ τοῦ δείκτη τιμῶν τῶν

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Πολλαπλασιαστές ύποδείγματος τιμῶν-μισθῶν

(Έκτιμης ύποδείγματος μὲ τὴ μέθοδο τῶν ἐλάχιστων τετραγώνων)

Ἐνδογενεῖς μεταβλητές

Μεταβολὴ ἐξωγενῶν μεταβλητῶν	Περίοδος (τρίμηνο)	\hat{p}^i	\hat{p}^w	\hat{p}^g	\hat{p}^c	\hat{w}
$\Delta \hat{p}^m = 1$	0	0	0	0	0	0
	1	0.469	0.228	0.111	0.098	0.060
	2	0.042	0.020	0.094	0.089	0.054
	3	0.004	0.002	-0.004	0.008	0.005

	Σύνολο	0.534	0.259	0.247	0.236	0.143
$\Delta \hat{p}^m = 1$	0	0.028	0.139	0.067	0.060	0.036
	1	0.026	0.012	0.057	0.054	0.033
	2	0.002	0.001	-0.002	0.005	0.003
	3	0.010	0.005	0.024	0.020	0.012

	Σύνολο	0.067	0.158	0.150	0.143	0.087
$\Delta \hat{p}^x = 1$	0	0.042	0.208	0.101	0.090	0.054
	1	0.038	0.019	0.086	0.082	0.050
	2	0.003	0.002	-0.003	0.007	0.004
	3	0.014	0.007	0.036	0.031	0.019

	Σύνολο	0.101	0.237	0.226	0.215	0.131
$\Delta \hat{p}^a = 1$	0	0.044	0.220	0.107	0.094	0.057
	1	0.040	0.020	0.091	0.086	0.052
	2	0.004	0.002	-0.004	0.008	0.005
	3	0.015	0.007	0.038	0.032	0.020

	Σύνολο	0.107	0.250	0.238	0.227	0.138

Ένδογενεῖς μεταβλητὲς

Μεταβολὴ έξωγενῶν μεταβλητῶν	Περίοδος (τρίμηνο)	\dot{p}^i	\dot{p}^w	\dot{p}^g	\dot{p}^c	\dot{W}
$\Delta \dot{Q} = 1$	0	0,011	0,005	0,003	0,002	0,369
	1	0,001	0	0,002	0,002	0,001
	2	0	0	0	0	0
	3	0	0	0,001	0,001	0

	Σύνολο	0,012	0,006	0,006	0,005	0,371
$\Delta Z^i = 1$	0	2,175	1,057	0,514	0,454	0,276
	1	0,195	0,095	0,436	0,414	0,252
	2	0,017	0,008	-0,017	0,037	0,023
	3	0,073	0,036	0,184	0,156	0,095

	Σύνολο	2,475	1,203	1,144	1,092	0,664
$\Delta U = 1$	0	-0,006	-0,003	-0,001	-0,001	-0,008
	1	-0,001	0	-0,001	-0,001	-0,001
	2	0	0	0	0	0
	3	0	0	0	0	0

	Σύνολο	-0,007	-0,003	-0,003	-0,003	-0,009

εἰσαγόμενων τελικῶν προϊόντων, τοῦ δείκτη τιμῶν τῶν έξαγόμενων προϊόντων ἐγχώριας παραγωγῆς καὶ τοῦ δείκτη τιμῶν τῶν τελικῶν προϊόντων ἐγχώριας πρωτογενοῦς παραγωγῆς, βρίσκεται διτὶ εἶναι μικρότερη.

β) Ἡ ἐπίδραση τῆς παραγωγικότητας, δπως αὐτὴ ἐμφανίζεται στὸν πίνακα 2, εἶναι σχεδὸν ἀσήμαντη στὶς τιμές, ἐνῶ στοὺς μισθοὺς εἶναι ίδιαίτερα σημαντικὴ καὶ ἐκδηλώνεται σχεδὸν ἀποκλειστικά στὸ τρέχον τρίμηνο. Ἡ διαφοροποίηση αὐτὴ τῶν ἀποτελεσμάτων στὶς τιμές καὶ στοὺς μισθοὺς ὀφείλεται στὴ διαφορετικὴ συμπεριφορὰ τῶν πραγματικῶν μισθῶν καὶ τῆς παραγωγικότητας ποὺ παρατηρήθηκε στὴ συνολικὴ ἔξεταζόμενη περίοδο καὶ στὴν τελευταίᾳ ὑποπερίοδο.

γ) Ἡ ἐπίδραση τῆς ὑπερβάλλουσας ζητήσεως στὶς τιμές εἶναι βάσει τοῦ πίνακα 1 τριπλάσια περίπου ἀπὸ ἐκείνη ποὺ προκύπτει βάσει τοῦ πίνακα 2, ἐνῶ ἡ ἐπίδραση στὰ ὠρομίσθια εἶναι κατὰ τὸ 1/3 περίπου μεγαλύτερη. Οἱ μεγαλύτερες αὐτές ἐπιδράσεις, κυρίως στὶς τιμές, ἐξηγούνται ἀν λάβουμε ὑπόψη διτὶ γιὰ τὴν ἐκτίμηση τῶν ἔξισώσεων τιμῶν καὶ μισθῶν συμπεριλήφθηκε καὶ ἡ περίοδος 1973 (I) ἥσεις 1974 (II) κατὰ τὴν δποία ἡ ἐπίδραση τῆς ζητήσεως ἦταν ἐντονότερη.

4. Συμπεράσματα

Από τὸν προσδιορισμὸν καὶ τὴν ἐκτίμηση βάσει τριμηνιαίων στοιχείων συναρτήσεων τιμῶν καὶ μισθῶν, γιὰ τὴν περίοδο 1973-77, προέκυψαν τὰ ἔξῆς:

α) Ό ρυθμός μεταβολῆς τῶν τιμῶν τῶν βιομηχανικῶν προϊόντων ἐπηρεάζεται ἀπὸ τὶς μεταβολές τοῦ ὡρομισθίου, τῆς παραγωγικότητας, τῶν τιμῶν τῶν εἰσαγόμενων πρώτων ύλῶν καθὼς καὶ ἀπὸ τὴν ὑπερβάλλουσα ζήτηση. Οπως εἶναι γνωστό, ὁ δείκτης τιμῶν τῶν βιομηχανικῶν προϊόντων μαζὶ μὲ τοὺς δείκτες τιμῶν τῶν τελικῶν προϊόντων πρωτογενοῦς παραγωγῆς, τῶν τελικῶν εἰσαγόμενων προϊόντων καὶ τῶν ἔξαγόμενων προϊόντων ἀποτελοῦν τὸ γενικὸ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως. Οἱ μεταβολές τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως μεταδίδονται στὸ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆ μέσα σὲ μία περίοδο ἐνάμισυ ἔτους. Εξάλλου, ὁ ρυθμός μεταβολῆς τῶν ὡρομισθίων ἔξαρτᾶται ἀπὸ τὶς μεταβολές τῶν τιμῶν καταναλωτῆ καὶ τῆς παραγωγικότητας τῆς ἐργασίας, ἐνῷ ή πίεση τῆς ζητήσεως στὴν ἀγορὰ ἐργασίας δὲν φαίνεται νὰ ἀσκεῖ σημαντική ἐπίδραση.

β) Οἱ συναρτήσεις τιμῶν τῶν βιομηχανικῶν προϊόντων καὶ μισθῶν ἐκτίμηθηκαν γιὰ τὴν περίοδο 1973-1977 καὶ γιὰ τὴν περίοδο 1974 (II) - 1977. Οἱ ἐκτιμήσεις τῆς τελευταίας περιόδου διέφεραν σημαντικά ἀπὸ ἐκεῖνες τῆς συνολικῆς περιόδου, πράγμα ποὺ ὑποδηλώνει τὴν ἀστάθεια τῶν σχετικῶν παραμέτρων διαχρονικά. Εἰδικότερα, στὴ συνάρτηση μισθῶν ὁ συντελεστής τῆς μεταβλητῆς τῶν τιμῶν βρέθηκε μεγαλύτερος τῆς μονάδας (1,4) κατὰ τὴν περίοδο 1974 (II) - 1977, ἐνῷ κατὰ τὴν περίοδο 1973-1977 αὐτὸς ἦταν ἀρκετά μικρότερος τῆς μονάδας (0,6). Ό ύψηλότερος συντελεστής κατὰ τὴν τελευταία περίοδο (1974 II - 1977) σημαίνει διτὶ μία δεδομένη αὔξηση τῶν τιμῶν συνοδευόταν ceteris paribus μὲ μεγαλύτερη ἀναλογικά αὔξηση τῶν ὡρομισθίων ἡ ὁποία φαίνεται διτὶ προσδιοριζόταν μεταξὺ τῶν ἄλλων καὶ ἀπὸ τὶς ὑψηλές προσδοκίες τῶν ἐργαζομένων ὡς πρὸς τὸ μελλοντικό ρυθμὸ πληθωρισμοῦ.

γ) Τὸ σύστημα ἔξισώσεων μισθῶν καὶ τιμῶν ποὺ περιγράφει τὴν ἀλληλεπίδραση μεταξὺ τῶν μεγεθῶν αὐτῶν χρησιμοποιήθηκε γιὰ τὸν ὑπολογισμὸ τῶν ἐπιδράσεων πάνω στὶς τιμές καὶ τοὺς μισθοὺς τῶν παραγόντων ποὺ προσδιορίζουν τὶς μεταβλητές αὐτές, καθὼς καὶ τὸν ὑπολογισμὸ τῆς διαχρονικῆς κατανομῆς τῶν ἐπιδράσεων αὐτῶν.

Ἄπὸ τοὺς σχετικοὺς πολλαπλασιαστές προέκυψε διτὶ τὸ μεγαλύτερο μέρος τῶν πολλαπλασιαστικῶν ἐπιδράσεων, σὲ μία δεδομένη μεταβολὴ μιᾶς ἔξαγομένης μεταβλητῆς, ἐκδηλώνεται κατὰ τὰ δύο πρῶτα τρίμηνα, τὸ δὲ συνολικὸ ἀποτέλεσμα πραγματοποιεῖται σχεδόν μέσα σὲ διάστημα ἐνός ἔτους. Οἱ κυριότεροι ἀπὸ τοὺς παράγοντες τῶν ὁποίων ὑπολογίσαμε τὶς ἐπιδράσεις στὶς τιμές καὶ τοὺς μισθοὺς εἶναι οἱ τιμές τῶν εἰσαγόμενων πρώτων ύλῶν καὶ καυσίμων, οἱ τιμές τῶν εἰσαγόμενων τελικῶν προϊόντων, οἱ τιμές τῶν ἔξαγομένων, οἱ τιμές τῶν ἀγροτικῶν προϊόντων, ἡ παραγωγικότητα τῆς ἐργασίας καὶ ἡ ὑπερβάλλουσα ζήτηση. Άπὸ τὰ ἀποτελέσματα τῶν ὑπολογισμῶν διαπιστώθηκε διτὶ μία μεταβολὴ κατὰ 10% τῶν τιμῶν τῶν εἰσαγόμενων πρώτων ύλῶν καὶ καυσίμων θὰ προκαλέσει τελικὰ αὔξηση τῶν τιμῶν τῶν

βιομηχανικῶν προϊόντων κατά 2,3%, τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς πωλήσεως κατά 1,1%, τοῦ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆς κατά 0,9% καὶ τῶν ώρομισθίων κατά 1,3%.

Τὸ βασικὸ συμπέρασμα ποὺ προέκυψε ἀπὸ τὴ μελέτη αὐτῇ εἶναι δι τὸ κόστος ἐργασίας εἶναι σημαντικὸς παράγοντας πληθωρισμοῦ, ἀλλὰ καὶ δι τελευταῖος ἐπηρεάζει τὶς αὐξήσεις τῶν μισθῶν καὶ ἡμερομισθίων δηλαδὴ ὑπάρχει μία ἀλληλεπιδραστὴ μεταξὺ μισθῶν καὶ τιμῶν. Οἱ αὐξήσεις τῶν τιμῶν καταναλωτῆς κατά τὰ τελευταῖα ἔτη συνοδεύονταν μὲ μεγαλύτερες ἀναλογικὰ αὐξήσεις τῶν μισθῶν στὴ βιομηχανίᾳ, μὲ ἀποτέλεσμα τῆς μεγάλης αὔξησης τοῦ κόστους ἐργασίας καὶ συνεπῶς καὶ τῶν τιμῶν. Οἱ μεγάλες αὐξήσεις τῶν μισθῶν καὶ ἡμερομισθίων τὶς δύοπες ἐπιδίωκαν καὶ ἐπιτύγχαναν οἱ ἐργαζόμενοι τὰ τελευταῖα χρόνια φάνεται δι τὴ ἐπηρεάζονταν ἐκτὸς ἀπὸ ἄλλους παράγοντες καὶ ἀπὸ τὶς ὑψηλές πληθωριστικὲς προσδοκίες τους. Μείωση τῶν πληθωριστικῶν προσδοκιῶν θὰ δόδηγοῦσε σὲ μικρότερες ἀπαιτήσεις γιὰ αὐξήσεις μισθῶν καὶ συνεπῶς σὲ μείωση τῆς αὐξήσεως τῶν τιμῶν. Ή μείωση αὐτὴ τῶν προσδοκιῶν μπορεῖ νὰ ἐπιτευχθεῖ μὲ τὴν καθιέρωση τῆς αὐτόματης τιμαριθμικῆς ἀναπροσαρμογῆς τῶν μισθῶν καὶ ἡμερομισθίων⁴⁾. Ή προσαρμογὴ αὐτὴ τῶν μισθῶν καὶ ἡμερομισθίων μπορεῖ νὰ εἶναι πλήρης ή μερική, δηλαδὴ τὸ ποσοστὸ αὐξήσεως τῶν μισθῶν νὰ εἶναι ἵσο ή μικρότερο ἀπὸ τὸ ποσοστὸ αὐξήσεως τῶν τιμῶν. Η πλήρης τιμαριθμικὴ ἀναπροσαρμογὴ δὲν θὰ εἶναι πληθωριστικὴ ἐφόσον δι συντελεστῆς τῆς μεταβλητῆς τῶν τιμῶν στὴ συνάρτηση τῶν μισθῶν εἶναι μεγαλύτερος τῆς μονάδας πρὶν ἀπὸ τὴ δεικτοποίηση τῶν μισθῶν (βλέπε |9|). Τοῦτο βρέθηκε στὴ μελέτη μας δι τοῦ συμβαίνει στὴν περίπτωση τῶν ώρομισθίων στὴ μεγάλη βιομηχανίᾳ κατὰ τὰ τελευταῖα ἔτη.

Κατὰ συνέπεια καὶ ἡ πλήρης ἀκόμη δεικτοποίηση τῶν μισθῶν θὰ εἶναι ἀντιπληθωριστική. Ἐπειδὴ δμως ἐπιδιώκεται ἡ καταπολέμηση τοῦ πληθωρισμοῦ κρίνεται σκόπιμο νὰ ἐφαρμοσθεῖ σταδιακὰ ἡ μερικὴ ἀναπροσαρμογὴ τῶν μισθῶν. Εἶναι ἵσως ἀναγκαῖο νὰ τονιστεῖ δι τὴ ἡ αὐτόματη προσαρμογὴ τῶν μισθῶν στὶς αὐξήσεις τῶν τιμῶν εἶναι ἀνεξάρτητη ἀπὸ τὶς αὐξήσεις τῶν μισθῶν ποὺ ὑπαγορεύονται ἀπὸ ἄλλους λόγανς δπως εἶναι π.χ. ἡ αὔξηση τῆς παραγωγικότητας. Ἐξάλλου, ἡ τιμαριθμικὴ προσαρμογὴ τῶν μισθῶν μόνο δὲν εἶναι ἀρκετὴ νὰ ἔχασφαλίσει τὸ πραγματικὸ εἰσόδημα τῶν ἐργαζόμενων καὶ νὰ ἐλαχιστοποιήσει τὶς πληθωριστικές προσδοκίες. Τοῦτο ὀφείλεται στὸ γεγονός δι τὸ ἰσχύει προοδευτικὸ σύστημα φορολογήσεως τῶν δνομαστικῶν εἰσόδημάτων καὶ στὸ δι τὴ ἡ φοροδιαφυγὴ ἡ ἡ φοροαποφυγὴ εἶναι σχεδὸν ἀνύπαρκτη στὴν κατηγορία εἰσόδημάτων ἀπὸ μισθούς καὶ ἡμερομίσθια, σὲ ἀντίθεση μὲ ἄλλες κατηγορίες εἰσόδημάτων δπως εἶναι τὰ κέρδη καὶ τὸ ἀγροτικὸ εἰσόδημα. Γι' αὐτὸ ἀκριβῶς τὸ λόγο, παράλληλα μὲ τὴν τιμαριθμικὴ προσαρμογὴ τῶν ἀφορολόγητων δρίων καὶ τῆς φορολογικῆς κλίμακας, θὰ πρέπει νὰ ἀντιμετωπιστεῖ ἡ φοροδιαφυγὴ καὶ νὰ ἀναθεωρηθεῖ ἡ πολιτικὴ ώς πρὸς τὶς φορολογικές ἀπαλλαγές δρισμένων εἰσόδημάτων, δπως εἶναι τὰ ὑψηλὰ ἀγροτικὰ εἰσόδηματα.

4. Γιὰ τὴν ἐφαρμογὴ τῆς αὐτόματης ἀναπροσαρμογῆς τῶν μισθῶν βλέπε |9| καὶ |15|.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. BALL, R.J., DUFFY, M. (1972). "Price Formation in European Countries". In *The Econometrics of Price Formation*. Washington: Federal Reserve System, pp. 347-368.
2. BODKIN, R.G. (1971). "Wage and Price Formation in Econometric Models". In *Inflation and the Canadian Experience*. Ontario: The Industrial Relations Centre, Queens University, pp. 87-120.
3. BRİSSIMIS, S.N. (1976). "Multiplier Effects for Higher than First Order Linear Dynamic Econometric Models". *Econometrica*, pp. 593-595.
4. BRİSSIMIS, S.N., COURAKIS, A.S., ZONZILOS, N.G. (1978). "Testing End - Point Constraints in Almon's Technique". *Unpublished Paper*. Athens: Bank of Greece, Economic Research Department.
5. CALMFORS, L. (1977). "Inflation in Sweden". In *Worldwide Inflation, Theory and Recent Experience*. Washington: The Brookings Institution, pp. 493-544.
6. CARRIN, E., BARTEN, A.P. (1976). "International Aspects of Cost Push Inflation". In *Inflation in Small Countries*. Berlin: Springer Verlag, pp. 243-271.
7. CRAGG, J.G. (1971). "Internal Factors and Canadian Inflation". In *Inflation and the Canadian Experience*. Ontario: The Industrial Relations Centre, Queens University, pp. 201-222.
8. FISHER, F.M. (1970). "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions: An Expository Note". *Econometrica*, pp. 361-366.
9. GOLDSTEIN, M. (1975). "Wage Indexation, Inflation and the Labor Market". *International Monetary Fund Staff Papers*, pp. 680-713
10. HYMANS, S.H. (1972). "Prices and Price Behavior in Three U.S. Econometric Models". In *The Econometrics of Price Determination*. Washington: Federal Reserve System, pp. 309-324.
11. PARKIN, M. (1972). "Incomes Policy: Some Further Results on the Rate of Change of Money Wages". In *Incomes Policy and Inflation*. Manchester: Manchester University Press, pp. 112-129.
12. PARKIN, M. (1977). "Comments on Inflation in the United Kingdom". In *Worldwide Inflation, Theory and Recent Experience*. Washington: The Brookings Institution, pp. 474-492.
13. PHILLIPS, A.W. (1958). "The Relations Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957". *Economica*, pp. 283-299.
14. ROWLEY, J.C.R., WILTON, D.A. (1973). "Quarterly Models of Wage Determination". *American Economic Review*, pp. 380-389.
15. ΣΑΜΠΕΘΑΪ, Ι. (1978). «Θεσμικές Προτάσεις Πολιτικής για τό 'Εργατικό Είσοδημα». *Άδημοσίευτη Μελέτη*, Τράπεζα της Ελλάδος, Διεύθυνση Οικονομικῶν Μελετῶν.
16. SOLOW, R.M. (1969). *Price Expectations and the Behavior of the Price Level*. Manchester: Manchester University Press.