

ΠΟΛΥΩΝΥΜΙΚΕΣ ΚΑΤΑΝΟΜΕΣ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ ΣΤΗ ΣΥΝΑΡΤΗΣΗ ΖΗΤΗΣΕΩΣ ΧΡΗΜΑΤΟΣ ΤΗΣ ΕΛΛΗΝΙΚΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑΣ¹

του κ. ΝΙΚΟΛΑΟΥ ΖΟΝΖΗΛΟΥ,
Τῆς Δ/νσεως Οικονομικῶν Μελετῶν τῆς Τραπεζῆς τῆς Ἑλλάδος

1. Εἰσαγωγή

Ὁ Harry G. Jonhson (1962) στὴν ἐπισκόπησή του γιὰ τὴ νομισματικὴ θεωρία παρατηρεῖ ὅτι τὰ κύρια προβλήματα ποὺ ἀντιμετωπίζει ἡ σύγχρονη θεωρία τοῦ χρήματος εἶναι: (α) ὁ κατάλληλος ὀρισμὸς του ποῦ θὰ χρησιμοποιηθεῖ στὴ συνάρτηση ζήτησεως χρήματος, (β) οἱ μεταβλητὲς ἀπὸ τίς ὁποῖες ἐξαρτᾶται ἡ ζήτηση χρήματος καὶ (γ) ἡ σταθερότητα τῆς συναρτήσεως ζήτησεως.

Τὰ ζητήματα αὐτά, λόγω τῆς μεγάλης πρακτικῆς τους σπουδαιότητος, κίνησαν ἀπὸ καιρὸ τὸ ἐνδιαφέρον τῶν οικονομολόγων γιὰ μιὰ συστηματικὴ διερεύνησή τους, μὲ ἀποτέλεσμα νὰ δημοσιευθεῖ μιὰ σειρά μελετῶν. Ἀπὸ αὐτές, οἱ ἐργασίες τῶν Baumol (1952), Friedman (1956), Tobin (1956), Tobin (1958), καὶ Laidler (1966) δίνουν μιὰ ἀρκετὰ πλήρη εἰκόνα τῶν βασικῶν κατευθύνσεων ποὺ πῆρε τὰ τελευταῖα χρόνια ἡ θεωρητικὴ ἔρευνα τῆς ζήτησεως χρήματος.

Οἱ κατευθύνσεις αὐτὲς τῆς θεωρίας τῆς ζήτησεως χρήματος, ἂν καὶ παρουσιάζουν μιὰ ἐξελικτικὴ ἀλληλεξάρτηση, χαρακτηρίζονται ἐπίσης καὶ ἀπὸ ἓνα μεγάλο βαθμὸ ἀσυμφωνίας στὸν τρόπο προσεγγίσεως τῶν ζητημάτων: μὲ τὴ διατύπωση ἐναλλακτικῶν ὑποθέσεων καὶ τὴ χρησιμοποίηση διαφορετικῶν συνόλων μεταβλητῶν, ἐπιχειροῦν νὰ δώσουν λύσεις στὰ προβλήματα ποὺ ἀπαριθμήσαμε πρὶν ἄνω. Παράλληλα, ὅμως, μὲ τίς ἀναζητήσεις αὐτές, ὁ ἐμπειρικός χαρακτήρας τῶν προβλημάτων, σὲ συνδυασμὸ μὲ τὴ σύγχρονη ἐπιστημολογικὴ ἀπαίτηση τῆς παραβολῆς τῶν θεωρητικῶν συμπερασμάτων μὲ τὰ ἐμπειρικὰ δεδομένα, ὀδήγησε τοὺς ὁπαδοὺς τῶν διαφόρων θεωρητικῶν ρευμάτων σὲ μιὰ προσπάθεια οἰκονομετρικῆς στηρίξεως τῶν ἐπιχειρημάτων τους. Τὸ ἀποτέλεσμα τῆς προσπάθειας αὐτῆς ἦταν νὰ διεξαχθοῦν σὲ πολλὰς χώρες οἰκονομετρικὲς ἔρευνες μὲ στόχο τὴν ἐκτίμηση τῆς συναρτήσεως ζήτησεως χρήματος.

Ἔτσι οἱ ἐργασίες τῶν Friedman (1959), Meltzer (1963), Chow (1966) γιὰ τὴν οἰ-

1. Οἱ ἀπόψεις ποὺ ἐκφράζονται στὴν ἐργασία αὐτὴ εἶναι δικές μου καὶ ὄχι ἀπαραίτητα τῆς Τραπεζῆς τῆς Ἑλλάδος. Εὐχαριστῶ τὴν Α. Μαλούχου γιὰ τὴν γλωσσικὴ ἐπιμέλεια τοῦ καμένου.

κονομία τῶν Η.Π.Α., Laidler καὶ Parkin (1970), Goodhart καὶ Crockett (1970) γιὰ τὸ Ἦν. Βασίλειο, Clinton (1973) γιὰ τὸν Καναδὰ καὶ Λεβεντάκη (1973) γιὰ τὴν ἑλληνικὴ οἰκονομία, ἀποτελοῦν μιὰ ἐνδεικτικὴ παρουσίαση ἐμπειρικῶν ἐρευνῶν πάνω στὴ ζήτηση χρήματος.

Μὲ ἐλάχιστες ἐξαιρέσεις, τὸ κύριο χαρακτηριστικὸ τῶν περισσότερων ἐμπειρικῶν ἐρευνῶν τῆς ζητήσεως χρήματος εἶναι ὅτι οἱ προσδιορισμοὶ τῶν συναρτήσεων ποὺ τελικὰ ὑποβάλλονται σὲ ἐμπειρικὸ ἔλεγχο ἔχουν ὡς τελικὲς μορφὲς τὰ δυναμικὰ ὑποδείγματα τῆς κατηγορίας τῶν κατανεμημένων ὑστερήσεων τύπου Koyck (1954). Στὰ ὑποδείγματα αὐτά, μὲ τὴν χρησιμοποίησιν κατάλληλων μηχανισμῶν (μερικῆς προσαρμογῆς, προσαρμοζόμενων προσδοκιῶν), γίνεται a priori ἡ αὐστηρὴ περιοριστικὴ ὑπόθεσις ὅτι ὅλες οἱ μεταβλητὲς ὑπόκεινται στὸν ἴδιο συντελεστὴ ἀντιδράσεως, πρᾶγμα ποὺ ἔχει ὡς συνέπεια τὸν προσδιορισμὸ τῆς ἴδιας γεωμετρικὰ φθίνουσας κατανομῆς ὑστερήσεων γιὰ ὅλες τὶς μεταβλητὲς. Ὁ «ἀπριορισμὸς» αὐτὸς τῆς οἰκονομετρικῆς μεθοδολογίας στάθηκε γιὰ μᾶς κίνητρο νὰ θέσουμε ὡς κύριο στόχο τῆς μελέτης μας τὴν ἐκτίμησιν τῆς συναρτήσεως ζητήσεως ὀνομαστικῶν διαθέσιμων γιὰ τὴν ἑλληνικὴ οἰκονομία μὲ μιὰ διαφορετικὴ τεχνικὴ, ἡ ὁποία ὡς πιὸ εὐκαμπτη καὶ προσαρμόσιμη, παρακάμπτει τὸ μειονέκτημα αὐτό. Πράγματι, ἡ τεχνικὴ αὐτή, ποὺ ἐμφάνισε γιὰ πρώτη φορὰ στὴν οἰκονομετρικὴ βιβλιογραφία ἡ S. Almon (1965) γιὰ τὴν ἐκτίμησιν ὑποδειγμάτων κατανεμημένων ὑστερήσεων καὶ εἶναι γνωστὴ ὡς τεχνικὴ τῆς πολυωνυμικῆς προσεγγίσεως, πλεονεκτεῖ ἐναντι τῶν ἄλλων μηχανισμῶν τουλάχιστον ὡς πρὸς τὸ γεγονός ὅτι προσδιορίζει ἐλεύθερα τὴ μορφή τῆς διαρθρώσεως τῶν ὑστερήσεων, ἀπευθείας ἀπὸ τὰ ἐμπειρικὰ δεδομένα. Ὁ μόνος περιορισμὸς στὸν ὁποῖο ὑπόκεινται οἱ συντελεστὲς τοῦ ὑποδείγματος εἶναι ὅτι κεῖνται ἐπὶ ἑνὸς πολυωνύμου τοῦ ὁποῖου ὁ βαθμὸς προσδιορίζεται καὶ αὐτὸς ἐμπειρικά.

Ἡ διάρθρωσις τῆς μελέτης εἶναι ἡ ἑξῆς: στὸ δεύτερο μέρος ἐπιχειρεῖται μιὰ κριτικὴ ἐπισκόπησις τῶν ὑποδειγμάτων κατανεμημένων ὑστερήσεων ποὺ χρησιμοποιήθηκαν στὴν ἐμπειρικὴ ἐρευνα τῆς ζητήσεως χρήματος. Ἡ ἐπισκόπησις αὐτὴ σκοπεῖ νὰ δείξει ὀρισμένες ἀτέλειες τῆς οἰκονομετρικῆς μεθοδολογίας ποὺ ἀκολουθήθηκε στὴ διερεύνησιν τοῦ χρηματικοῦ τομέα τῆς οἰκονομίας, ἔτσι ὥστε νὰ γίνουν φανεροὶ οἱ λόγοι τῆς δικιάς μας διαφορετικῆς προσεγγίσεως. Στὸ τρίτο μέρος, μετὰ ἀπὸ μιὰ συνοπτικὴ παρουσίασιν τῆς τεχνικῆς τῆς Almon, τὸ ἐνδιαφέρον μας στρέφεται στὸν ἐντοπισμὸ ὀρισμένων προβλημάτων ποὺ ἐμφανίζονται κατὰ τὴν ἐφαρμογὴ τῆς σὲ συνδυασμὸ μὲ μιὰ προσπάθεια σκιαγραφήσεως τῶν σχετικῶν λύσεων ποὺ προτάθηκαν κατὰ καιροὺς γι' αὐτά. Στὸ τέταρτο μέρος προσδιορίζουμε καὶ ἐκτιμᾶμε τὸ δικὸ μας δυναμικὸ ὑπόδειγμα τῆς ζητήσεως χρήματος γιὰ τὴν ἑλληνικὴ οἰκονομία μὲ τὴν χρησιμοποίησιν τῆς πολυωνυμικῆς τεχνικῆς τῆς Almon καὶ στὴ συνέχεια προχωροῦμε στὴν παρουσίασιν καὶ στὸ σχολιασμὸ τῶν ἀποτελεσμάτων. Τέλος, στὸ πέμπτο μέρος ἐκθέτουμε τὰ τελικὰ συμπεράσματα τῆς μελέτης μας.

2. Τὰ ὑποδείγματα κατανεμημένων ὑστερήσεων στὴν ἐμπειρική ἔρευνα τῆς ζητήσεως χρήματος

Ἡ χρησιμοποίηση ὑποδειγμάτων κατανεμημένων ὑστερήσεων στὴν ἐμπειρική ἔρευνα τῆς ζητήσεως χρήματος εἶναι ἀποτέλεσμα μιᾶς προσπάθειας γιὰ νὰ ἀποκτήσουν ἐμπειρικό περιεχόμενο καὶ κατὰ συνέπεια νὰ καταστοῦν στατιστικά ἐλεγχόμενες ὑποθέσεις δύο βασικὲς κατευθύνσεις πρὸς τὶς ὁποῖες στράφηκε ἡ σύγχρονη θεωρία τοῦ χρήματος. Πρῶτο, ἡ ἀναγνώριση τοῦ σημαντικοῦ ρόλου τὸν ὁποῖο διαδραματίζουν οἱ προσδοκίες στὴ συμπεριφορὰ τῶν κατόχων χαρτοφυλακίου. Δεύτερο, ἡ κατὰ τὴ βραχυχρόνια περίοδο διαπίστωση τῆς ἀδράνειας προσαρμογῆς τῆς παρατηρούμενης ποσότητας χρήματος στὸ μακροχρόνιο ἐπιθυμητό της ἐπίπεδο. Οἱ δύο αὐτὲς θεωρητικὲς κατευθύνσεις εἶχαν ὡς συνέπεια τὴν εἰσαγωγή στὰ ὑποδείγματα τῆς ζητήσεως χρήματος δύο διαφορετικῆς φύσεως χρονικῶν ὑστερήσεων ποὺ δημιουργοῦνται κατὰ τὴν προσαρμογὴ τῆς ζητούμενης ποσότητας χρήματος πάνω στὶς παρατηρούμενες οἰκονομικὲς μεταβλητές. Ἡ διαφοροποίηση αὐτὴ τῆς φύσεως τῶν ὑστερήσεων πραγματοποιήθηκε στὴν ἐμπειρική ἔρευνα τῆς ζητήσεως χρήματος, προσδιορίζοντας τὰ σχετικὰ ὑποδείγματα τόσο μὲ τὴν χρησιμοποίησιν κατάλληλων μηχανισμῶν γιὰ τὸ σχηματισμὸ τῶν προσδοκιῶν, ὅσο καὶ μὲ τὴ βοήθεια εἰδικῶν σχημάτων ποὺ ἐπιτρέπουν τὴ μέτρηση τῆς ταχύτητας προσαρμογῆς τῆς ζητούμενης ποσότητας χρήματος στὸ ἐπίπεδο τῆς μακροχρόνιας ἰσορροπίας της. Στὴ συνέχεια θὰ ἐπιχειρήσουμε μιὰ συστηματικότερη ἀνάλυση τῶν ὑποδειγμάτων αὐτῶν ξεκινώντας ἀπὸ ἐκεῖνα τῶν ὁποίων οἱ προσδοκίες ἀποτελοῦν ἓνα καθοριστικὸ ἐρμηνευτικὸ παράγοντα τῆς συμπεριφορᾶς τοῦ κοινοῦ.

Ἐστω λοιπὸν μιὰ γραμμικὴ² συνάρτηση ζητήσεως χρήματος³

$$M_t^* = a + b Z_t + u_t \quad (2-1)$$

ὅπου M_t ἡ ποσότητα τοῦ ζητούμενου χρήματος, Z_t τὸ $(K \times 1)$ διάνυσμα τῶν ἐρμηνευτικῶν μεταβλητῶν τῆς συναρτήσεως, b τὸ $(1 \times K)$ διάνυσμα τῶν συντελεστῶν καὶ u_t ἓνας τυχαῖος ὄρος σφάλματος γιὰ τὸν ὁποῖο δεχόμεστε ὅτι ἀκολουθεῖ τὶς κλασικὲς ὑποθέσεις τοῦ γραμμικοῦ ὑποδείματος. Ἡ βασικὴ ὑπόθεση ποὺ δίνει τὸν ἰδιαιτέρο χαρακτήρα τῆς προσεγγίσεως στὴν κατηγορία αὐτὴ τῶν ὑποδειγμάτων εἶναι ὅτι ἡ ζητούμενη ποσότητα χρήματος προσαρμόζεται καλύτερα ὄχι στὶς τρέχουσες τιμὲς τῶν ἐρμηνευτικῶν μεταβλητῶν, ἀλλὰ στὶς προσδοκώμενες ἢ μακροχρόνιες τιμὲς τους. Ἀκολουθῶς ὁ τελικὸς προσδιορισμὸς ποὺ θέτεται σὲ ἐμπειρικὸ ἔλεγχον ἐπιτυγχάνεται μὲ τὴν προσθήκη στὸ ὑπόδειγμα δύο ἐπι πλέον ὑποθέσεων:

(α). Τὴν χωρὶς ὑστέρηση προσαρμογὴ τῆς ζητούμενης ποσότητας χρήματος στὸ μακροχρόνιο ἐπιθυμητό της ἐπίπεδο.

(β). Τὴν ὑπαρξὴ κάποιας χρονικῆς ὑστερήσεως στὸ σχηματισμὸ τῶν προσδοκώ-

2. Πολλὲς φορὲς γίνεται ἡ ὑπόθεση ὅτι ἡ συνάρτηση εἶναι γραμμικὴ στοὺς λογαριθμοὺς.

3. Οἱ μὲ ἀστερίσκο σημειούμενες μεταβλητὲς παριστάνουν τὶς μακροχρόνιες τιμὲς τους.

μενων τιμών των μεταβλητών μετά από μιá μεταβολή στις τρέχουσες τιμές τους. Συνδυάζοντας τώρα τη βασική υπόθεση του υποδείγματος με την υπόθεση (α) ή συνάρτηση ζητήσεως χρήματος γράφεται:

$$M_t = a + b Z_t^* + u_t \quad (2-2)$$

Στή συνέχεια, για τη σύνδεση των θεωρητικῶν μεγεθῶν τῆς (2-2) με τὰ ἀντίστοιχα παρατηρούμενα καὶ τὴν ὑλοποίηση τῆς ὑποθέσεως (β) γίνεται δεκτὸ ὅτι οἱ προσδοκίες εἶναι προσαρμοζόμενες με τὴν ἔννοια ὅτι ἀναθεωροῦνται σύμφωνα με τὴ διαφορά τῆς τρέχουσας τιμῆς τῆς μεταβλητῆς καὶ τῆς προσδοκώμενης τιμῆς τῆς προηγούμενης περιόδου. Τὴν ὑπόθεση αὐτὴ ἐκφράζει ἀναλυτικὰ (Cagan 1956) ὁ ὁμώνυμος μηχανισμὸς σχηματισμοῦ τους:

$$Z_t^* - Z_{t-1}^* = \lambda(Z_t - Z_{t-1}^*) \quad 0 < \lambda < 1 \quad (2-3)$$

Συνδυάζοντας τώρα τὶς σχέσεις (2-2) καὶ (2-3) καὶ με τὴν ἐφαρμογὴ τοῦ μετασχηματισμοῦ τοῦ Koyck εὐκόλα ὀδηγοῦμαστε στὴν

$$M_t = a\lambda + (1-\lambda)M_{t-1} + b\lambda Z_t + u_t - (1-\lambda)u_{t-1} \quad (2-4)$$

πού ἀποτελεῖ καὶ τὴν κατάλληλη γιὰ ἐκτίμηση μορφή τῆς συναρτήσεως ζητήσεως χρήματος.

Ὁ μηχανισμὸς τῶν προσαρμοζόμενων προδοκιῶν πού χρησιμοποιήσαμε στὴ συνάρτηση ζητήσεως (2-2) βρῖσκει μιὰ ἰσχυρὴ θεωρητικὴ θεμελίωση μέσα στοῦ πλαίσιου τῆς στατιστικῆς θεωρίας τῶν ἄριστων προβλέψεων. Πράγματι ὁ J. Muth (1960) ἀπόδειξε ὅτι ἡ προβλεπόμενη τιμὴ

$$Z_t^* = \lambda \sum_{i=1}^{\infty} (1-\lambda)^{i-1} Z_{t-i}$$

τοῦ Z_t , πού προκύπτει ἀπὸ τὴ λύση τῆς ἐξισώσεως διαφορῶν (2-3) ὡς πρὸς Z_t^* , ἀποτελεῖ τὴν ἄριστη πρόβλεψη γιὰ μιὰ κατηγορία χρονολογικῶν σειρῶν πού ἀποτελοῦνται ἀπὸ δύο τυχαῖες συνιστώσες, μιὰ μόνιμη καὶ μιὰ μεταβατικὴ. Ἀναλυτικότερα, ἔστω ἡ σειρά Z_t πού ἀποτελεῖται ἀπὸ μιὰ μόνιμη συνιστώσα \bar{Z}_t καὶ μιὰ μεταβατικὴ η_t δηλ.:

$$Z_t = \bar{Z}_t + \eta_t \quad (2-5)$$

Γιὰ τὴ μεταβατικὴ συνιστώσα η_t δεχόμεστε ὅτι κατανέμεται ἀνεξάρτητα με μέσο τὸ μηδέν καὶ σταθερὴ διακύμανση, ἐνῶ τὴ μόνιμη συνιστώσα ὀρίζουμε με τὴν ἐξῆς σχέση:

$$\bar{Z}_t = \bar{Z}_{t-1} + \varepsilon_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (2-6)$$

δπου ε_t ένας τυχαίος όρος για τον όποιο επίσης δεχόμαστε ότι κατανέμεται ανεξάρτητα με μέσο τὸ μηδέν και σταθερή διακύμανση.

Τὸ πρόβλημά μας συνίσταται στὴν εὕρεση τῶν συντελεστῶν $\nu_1, \nu_2, \nu_3, \dots, \nu_k$ τῆς ἐξίσωσης:

$$Z_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} \nu_i Z_{t-i} \quad (2-7)$$

ποὺ ἐλαχιστοποιοῦν τὴ διακύμανση τοῦ σφάλματος:

$$V = E (Z_t - Z_t^*)^2 \quad (2-8)$$

Ἡ ἐλαχιστοποίηση τῆς διακυμάνσεως V ἀποτελεῖ καὶ τὸ κριτήριο γιὰ νὰ χαρακτηριστεῖ ἡ πρόβλεψη Z_t^* ὡς ἄριστη. Ὁ Muth ὑπολόγισε τοὺς συντελεστῆς ν_i τῆς (2-7) μετὸν περιορισμὸ (2-8) καὶ βρῆκε ὅτι ἔχουν τὴν μορφή:

$$\nu_k = (1-\lambda)^{k-1} \lambda \quad k = 1, 2, 3, \dots \quad (2-9)$$

δηλαδὴ ἡ ἄριστη πρόβλεψη τοῦ Z_t εἶναι ἕνας ἐκθετικὰ σταθμισμένος κινητὸς μέσος, ὁμοιος μετὸν πρόβλεψη ποὺ δίνει ἡ ἐξίσωση (2-3) ἡ ὁποία ἐκφράζει τὴν ὑπόθεση τῶν προσαρμοζόμενων προσδοκιῶν.

Ἡ ἐργασία αὐτὴ τοῦ Muth καθὼς καὶ ὁρισμένες μεταγενέστερες γενικεύσεις τῆς (βλ. σχετικὰ Nerlove and Wage 1964), δικαιολογοῦν θεωρητικὰ τὴ χρησιμοποίηση τοῦ μηχανισμοῦ τῶν προσαρμοζόμενων προσδοκιῶν σὲ ὑποδείγματα τοῦ τύπου (2-2). Παράλληλα, ὁμως, ἡ ἐφαρμογὴ του στὴν ἐφαρμοσμένη οἰκονομετρικὴ ἔρευνα παρουσιάζει καὶ ὁρισμένα σοβαρὰ προβλήματα. Συγκεκριμένα, ὁ μηχανισμὸς τῶν προσαρμοζόμενων προσδοκιῶν, ὅπως εἶδαμε, μᾶς ἀπαλλάσσει ἀπὸ τὴν ἀπευθείας ἐκτίμηση τοῦ διαθρωπτικοῦ ὑποδείματος (2-2) ὁδηγώντας μας νὰ ἐκτιμήσουμε στὴ θέση του τὴν ἀνηγμένη μορφή του (2-4). Ὁ προσδιορισμὸς τῆς ἐξίσωσης αὐτῆς ἐμφανίζει ἀπὸ ἀπόψεως ἐκτιμήσεως τὸ μειονέκτημα ὅτι παραβιάζει ταυτόχρονα δύο ἀπὸ τὶς βασικὲς ὑποθέσεις τοῦ γραμμικοῦ ὑποδείματος:

Πρῶτο, τὴν ὑπόθεση τῆς μὴ στοχαστικῆς φύσεως τῶν ἐρμηνευτικῶν μεταβλητῶν τῆς ἐξίσωσης ποὺ ἐκτιμᾶται, καὶ δεῦτερο, τὴν ὑπόθεση ποὺ ἐπιβάλλει τὴ διαχρονικὴ συναρτησιακὴ ἀνεξαρτησία τῶν ὑπολοίπων τῆς. Πράγματι, ἡ ἐξίσωση (2-4) περιλαμβάνει μεταξὺ τῶν ἐρμηνευτικῶν μεταβλητῶν τῆς τὴ στοχαστικὴ μεταβλητὴ M_{t-1} . Ἐπιπλέον τὰ ὑπόλοιπά τῆς αὐτοσυσχετίζονται ἀκολουθώντας μιὰ διαδικασία κινητοῦ μέσου. Τὸ γεγονός τοῦτο ἔχει ὡς συνέπεια ἡ ἐφαρμογὴ τῆς μεθόδου τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων στὸ ὑπόδειγμα αὐτὸ νὰ δίνει ἀσυνεπεῖς ἐκτιμήσεις τῶν παραμέτρων του.⁴ Ἐτσι ἂν ὑποθέσουμε μιὰ θετικὴ αὐτοσυσχέτιση γιὰ τὰ ὑπόλοιπα τῆς (2-4), ἡ ἐκτίμηση τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων τοῦ συντελεστῆ (1-λ) θὰ ἐμφανίζει μιὰ θετικὴ μεροληψία, πρᾶγμα ποὺ θὰ μᾶς ὁδηγήσει στὸ ἐσφαλμένο συμπέρασμα

4. Γιὰ τὶς σχετικὲς ἀποδείξεις βλέπε Malinvaud (1964) καὶ Griliches (1967).

νά υποεκτιμήσουμε την ευκαμψία του μηχανισμού σχηματισμού των προσδοκιών. Η τελευταία αυτή διαπίστωση που ουσιαστικά ισοδυναμεί με μιὰ υπερεκτίμηση της χρονικής περιόδου από την οποία άντλούνται οι πληροφορίες για τὸ σχηματισμὸ τῶν προσδοκωμένων τιμῶν τῶν μεταβλητῶν, ἀποτελεῖ καὶ τὸ σημαντικὸ μειονέκτημα τῆς χρησιμοποίησης τοῦ μηχανισμοῦ τῶν προσαρμοζόμενων προσδοκιῶν στὰ ὑποδείγματα τῆς ζήτησεως χρήματος τῆς μορφῆς (2-2).

Ἐρχόμαστε τώρα στὴν ἐξέταση μιᾶς δευτέρας βασικῆς κατηγορίας ὑποδειγμάτων τῆς ζήτησεως χρήματος που προσδιορίζονται ἀπὸ ἓνα σύνολο ὑποθέσεων που βρίσκονται σὲ πλήρη ἀντίθεση μὲ τὶς ὑποθέσεις τοῦ προηγούμενου ὑποδείγματος. Γίνεται δεκτὸ δηλαδὴ στὰ ὑποδείγματα αὐτὰ ὅτι:

(α) Ὑπάρχει μιὰ χρονικὴ ὑστέρηση στὴν προσαρμογὴ τῆς ζητούμενης ποσότητας χρήματος στὸ μακροχρόνιο ἐπιθυμητὸ τῆς ἐπίπεδο, καὶ

(β) Ἡ ἐπιθυμητὴ ποσότητα τοῦ ζητούμενου χρήματος προσδιορίζεται ἀπὸ τὶς τρέχουσες τιμὲς τῶν οἰκονομικῶν μεταβλητῶν.

Ἀπὸ τὶς ὑποθέσεις αὐτές, ἡ πρώτη κρίνεται ὡς θεμιτὴ τουλάχιστον στὴν περίπτωση που θὰ δεχθοῦμε ἓνα εὐρὺ ὄρισμὸ γιὰ τὴν ποσότητα τοῦ χρήματος. Πράγματι, ἡ αὐξηση τῶν δαπανῶν γιὰ χρηματοοικονομικὲς συναλλαγές, που ὀφείλεται στὴν ἀπόκτηση νέων χρηματικῶν περιουσιακῶν στοιχείων ἀπὸ τοὺς κατόχους χαρτοφυλακίου, δικαιολογεῖ τὴν ἀδράνεια που ἐμφανίζει ἡ ζητούμενη ποσότητα χρήματος κατὰ τὴν προσαρμογὴ τῆς στὸ ἐπιθυμητὸ τῆς ἐπίπεδο. Ἡ δευτέρα ὑπόθεση χρησιμεύει γιὰ τὴ σύνδεση τοῦ θεωρητικοῦ μεγέθους M_t^* μὲ τὶς κατάλληλες παραρῶμενες οἰκονομικὲς μεταβλητὲς δηλαδὴ:

$$M_t^* = c + d Z_t + u_t \quad (2-10)$$

ἂν δεχθοῦμε μιὰ γραμμικὴ συνάρτηση ζήτησεως χρήματος.

Ἐάν ληφθεῖ ὑπόψει τὸ πλέγμα τῶν ὑποθέσεων αὐτῶν, ὁ προσδιορισμὸς τῆς συναρτήσεως ζήτησεως χρήματος που πρόκειται νὰ ἐκτιμηθεῖ πραγματοποιεῖται μὲ τὴ διατύπωση ἑνὸς ὑποδείγματος που περιγράφει τὴν προσαρμογὴ τῆς ζητούμενης ποσότητας χρήματος στὸ μακροχρόνιο ἐπίπεδο τῆς. Ὡς τέτοιο ὑπόδειγμα ἐπιλέγεται συνήθως τὸ ὑπόδειγμα τῆς μερικῆς προσαρμογῆς, στὸ ὁποῖο γίνεται ἡ ὑπόθεση ὅτι σὲ κάθε περίοδο πραγματοποιεῖται μόνον ἓνα σταθερὸ μέρος τῆς ἐπιθυμητῆς προσαρμογῆς σύμφωνα μὲ τὴ σχέση:

$$(M_t - M_{t-1}) = \mu (M_t^* - M_{t-1}) \quad 0 < \mu < 1 \quad (2-11)$$

Συνδυάζοντας τώρα τὶς (2-10) καὶ (2-11) εἰκόλα καταλήγουμε στὴν κατάλληλη γιὰ ἐκτίμηση συνάρτηση:

$$M_t = c\mu + (1-\mu)M_{t-1} + \mu d Z_t + \mu u_t \quad (2-12)$$

τῆς ὁποίας ἡ μορφή εἶναι ὁμοία μὲ ἐκείνη που προκύπτει ἀπὸ τὸ ὑπόδειγμα τῶν προσαρμοζόμενων προσδοκιῶν. Ἔτσι, ἡ ἀκριβὴς διάρθρωση τοῦ χρηματικοῦ τομέα

της οικονομίας είναι αδύνατο να διαπιστωθεί από την εκτίμηση των άνηγμένων μορφών (2-4) και (2-12), χωρίς τη διατύπωση α priori υποθέσεων ή τη συλλογή πρόσθετων εμπειρικών ευρημάτων. Αναφορικά, τώρα με τη χρησιμοποίηση του υποδείγματος της μερικής προσαρμογής, μπορούν να παρατηρηθούν τα εξής: Το έμφανίζει το σοβαρό πλεονέκτημα να μην αυτοσυσχετίζει τα στοχαστικά υπόλοιπα της άνηγμένης μορφής του υποδείγματος που εκτιμάται: Έτσι, η εφαρμογή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων στην εξίσωση (2-12) οδηγεί σε εκτιμήσεις των παραμέτρων που είναι συνεπείς, αν και μεροληπτικές στην περίπτωση των μικρών δειγμάτων. Η μεροληψία αυτή που εμφανίζουν οι εκτιμήσεις των παραμέτρων της (2-12) στα μικρά δείγματα, οφείλεται στη συσχέτιση των υπολοίπων της, με τις τιμές της μεταβλητής M_t (που ή με υστέρηση τιμή της αποτελεί μια από τις έρμηνευτικές μεταβλητές της) στις περιόδους $t, t+1, t+2, \dots$ και συγκλίνει στο μηδέν, καθώς το μέγεθος του δείγματος αυξάνεται άπεριόριστα.

Παρά το γεγονός, όμως, ότι το υπόδειγμα της μερικής προσαρμογής δίνει τελικά εκτιμήσεις των παραμέτρων της άνηγμένης μορφής που πληρούν ικανοποιητικά στατιστικά κριτήρια άποδοχής τους, ή θεωρητική του θεμελίωση κρίνεται άσθενής. Το μειονέκτημα αυτό του υποδείγματος προσπάθησαν να εξαλείψουν οι Eisner και Strotz (1963), στο πλαίσιο της μελέτης που έκαναν για τους προσδιοριστικούς παράγοντες της έπενδυτικής συμπεριφοράς. Πράγματι, οι συγγραφείς αυτοί απέδειξαν ότι κάτω από τις ειδικές συνθήκες τετραγωνικών συναρτήσεων κόστους και έσοδων, ή άριστη διαδρομή που άκολουθεί το μέγεθος του φυσικού κεφαλαίου κατά την προσαρμογή του σ' ένα υψηλότερο επίπεδο μακροχρόνιας ίσορροπίας είναι όμοια με εκείνη που δίνει το υπόδειγμα της μερικής προσαρμογής.

Μια άνάλογη προσπάθεια με αυτή των Eisner και Strotz έπιχείρησε ό Feige (1967) για την περίπτωση του χρηματικού άποθέματος. Δεχόμενος και αυτός τετραγωνικές συναρτήσεις κόστους, διατύπωσε μια συνάρτηση συνολικής άπώλειας για τους κατόχους χαρτοφυλακίου, της μορφής:

$$L = \alpha(M_t - M_t^*)^2 + \beta(M_t - M_{t-1})^2 \quad (2-13)$$

Ό πρώτος όρος της έκφράσεως αυτής παριστάνει την άπώλεια που υφίστανται οι κάτοχοι χαρτοφυλακίου με το να μη βρίσκονται στην άριστη θέση της μακροχρόνιας ίσορροπίας, που τους ύπαγορεύει ό δοσμένος περιορισμός του πλούτου τους και οι προτιμήσεις τους, ως προς τη διάρθρωση του χαρτοφυλακίου τους. Ό δεύτερος όρος μετρά το άμεσο κόστος των χρηματοοικονομικών συναλλαγών που είναι άπαραίτητες ώστε οι κάτοχοι χαρτοφυλακίου να έπιτύχουν την άριστη κατανομή του πλούτου τους μεταξύ των διαφόρων περιουσιακών στοιχείων που παρουσιάζονται στο χώρο έπιλογών τους.

Προκειμένου τώρα να έπιλεγεί ή ποσότητα του M_t για την όποια, αν το M_t^* και το M_{t-1} είναι δοσμένα ελαχιστοποιείται ή συνολική άπώλεια, παραγωγίζεται ή (2-13) ως προς την τρέχουσα τιμή της ποσότητας χρήματος M_t και εξισώνεται το άποτέλεσμα με το μηδέν δηλαδή:

$$\frac{dL}{dM_t} = 2\alpha (M_t - M_t^*) + 2\beta (M_t - M_{t-1}) = 0 \quad (2-14)$$

$$\text{και} \quad M_t = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} M_t^* + \frac{\beta}{\alpha + \beta} M_{t-1} \quad (2-15)$$

και τελικά:

$$(M_t - M_{t-1}) = \mu(M_t^* - M_{t-1}) \quad \text{με} \quad \mu = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \quad (2-16)$$

Ἡ προσπάθεια, ὁμως, αὐτῆ τοῦ Feige δὲν θεωρεῖται ὅτι ἔκλεισε τὸ ζήτημα τῆς θεωρητικῆς θεμελιώσεως τοῦ ὑποδείγματος. Ἔτσι ἡ χρησιμοποίησή του στὴν ἐμπειρική ἐρευνα τῆς ζητήσεως χρήματος γεννᾷ πολλές ἀντιρρήσεις.

Συγκεκριμένα, ὁ Goldfeld (1973) παρατηρεῖ τὰ ἑξῆς: Ἡ κατ' ἀναλογία πρὸς τὴν θεωρία τῆς συσσωρεύσεως τοῦ φυσικοῦ κεφαλαίου χρησιμοποίηση τοῦ ὑποδείγματος τῆς μερικῆς προσαρμογῆς στὴν περίπτωση τῆς ζητήσεως χρήματος εἶναι ἀτελής γιὰ πολλοὺς λόγους. Πρῶτο, γιατί ἡ ἀκριβῆς φύση τοῦ κόστους πού δημιουργεῖται κατὰ τὴ διαδικασία προσαρμογῆς τῶν χαρτοφυλακίων εἶναι πολὺ ἀσαφῆς σὲ σχέση μὲ τὸ κόστος πού δημιουργεῖται κατὰ τὴν προσαρμογὴ τοῦ μηχανικοῦ ἐξοπλισμοῦ καὶ τὴν τῶν ἐν γένει ἐγκαταστάσεων. Δεύτερο, γιατί οἱ ὑστερήσεις πού μετροῦνται κατὰ τὶς προσαρμογές πού κάνουν οἱ κάτοχοι χαρτοφυλακίου εἶναι πολὺ μεγάλες γιὰ νὰ ἀποδοθοῦν στὴν ὑπαρξὴ κάποιου εἶδους κόστους. Καὶ τρίτο, γιατί ἔστω καὶ ἂν ἡ ἀναλογία εἶναι βάσιμη, αὐτὸ δὲν συνεπάγεται ἀναγκαστικὰ τὴν ἀπλὴ τυποποίηση τῆς ἐξισώσεως (2-16).

Ἐκτὸς ὁμως ἀπὸ τὶς ἐπιμέρους παρατηρήσεις πού κάναμε γιὰ καθένα ἀπὸ τοὺς μηχανισμοὺς πού χρησιμοποιοῦνται γιὰ τὸ μετασχηματισμὸ τῶν διαρθρωτικῶν ὑποδειγμάτων τῆς ζητήσεως χρήματος στὶς πρὸς ἐκτίμηση μορφές τους, γεννᾶται καὶ ἕνα ἄλλο οὐσιωδέστερο ζήτημα, πού ἔχει χαρακτῆρα περισσότερο μεθοδολογικό. Συγκεκριμένα, ὅπως εἶδαμε πιὸ πάνω, ἡ ἐφαρμογὴ, τόσο τοῦ ὑποδείγματος τῶν προσαρμοζόμενων προσδοκιῶν ὅσο καὶ τῆς μερικῆς προσαρμογῆς στὰ διαρθρωτικὰ ὑποδείγματα τῆς ζητήσεως χρήματος, ὀδηγεῖ σὲ ἀπόλυτα ὅμοιες ἀνηγγέμενες μορφές, ἂν ἐξαιρεθεῖ ἡ διαφορά πού παρατηρεῖται στὴ κατανομὴ τῶν στοχαστικῶν ὑπολοίπων τους. Ξεκινώντας, λοιπόν, ἀπὸ μιὰ ἀπὸ αὐτὲς ἔστω τὴν (2-12), καὶ ἀντικαθιστώντας διαδοχικὰ τὶς τιμές τῶν προκαθορισμένων μεταβλητῶν M_{t-1} , M_{t-2} , M_{t-3} , s φορές ἔχουμε:

$$M_t = c\mu \sum_{i=0}^s (1-\mu)^i + (1-\mu)^{s+1} M_{t-s-1} + \mu d \sum_{i=0}^s (1-\mu)^i Z_{t-i} + \mu \sum_{i=0}^s (1-\mu)^i u_{t-i} \quad (2-17)$$

καί γιά $s \rightarrow \infty$:

$$M_t = c\mu \sum_{i=0}^{\infty} (1-\mu)^i + \mu d \sum_{i=0}^{\infty} (1-\mu)^i Z_{t-i} + \mu \sum_{i=0}^{\infty} (1-\mu)^i u_{t-i} \quad (2-18)$$

Ἡ ἐξίσωση (2-18), στήν ὁποία ἡ ποσότητα τοῦ ζητούμενου χρήματος προσδιορίζεται ἀποκλειστικά ἀπό τὸ διάνυσμα τῶν ἐξωγενῶν μεταβλητῶν Z_t ὀνομάζεται ἡ τελική μορφή τοῦ διαρθρωτικοῦ ὑποδείγματος. Στήν τελική του αὐτῆ μορφή, τὸ ὑπόδειγμα ἐμφανίζει γιά ὄλες τίς ἐρμηνευτικές μεταβλητές τήν ἴδια, γεωμετρικά φθίνουσα, κατανομή ὑστερήσεων, ἡ ὁποία ἐκτείνεται στόν αὐτὸ ἀριθμὸ περιόδων. Ἐτσι, ἂν καί τὰ δύο ὑποδείγματα καθιστοῦν τήν ὑπαρξη μιᾶς συναρτησιακῆς σχέσεως μεταξὺ τῶν τρεχουσῶν καί τῶν μέ ὑστέρηση τιμῶν τῶν μεταβλητῶν μιᾶ στατιστικά ἐλεγχόμενη ὑπόθεση, τὸ σχῆμα τῆς διαρθρώσεως τῶν ὑστερήσεων εἶναι ἀποτέλεσμα μιᾶς α ριγοῖ ὑποθέσεως (στήν περίπτωσή μας γεωμετρική σύγκλιση) καί ὄχι ἓνα εὐρημα πού πηγάζει ἀπευθείας ἀπό τὰ ἐμπειρικά δεδομένα.

Στὸ σημεῖο αὐτό, θὰ πρέπει νὰ ἀναφερθοῦν οἱ ἐργασίες τοῦ Feige (1967), ὅπως καί τῶν Laidler καί Parkin (1970) οἱ ὁποῖοι ἐπιχείρησαν νὰ ἐπιτύχουν προσδιορισμοὺς πού νὰ παρουσιάζουν μιᾶ μεγαλύτερη εὐκαμψία τῆς δυναμικῆς διαρθρώσεως τῆς τελικῆς μορφῆς μέ τήν ἔννοια ἑνὸς διαφορισμοῦ τοῦ σχήματος τῆς κατανομῆς τῶν ὑστερήσεων κάθε μεταβλητῆς. Ἡ ἐπιδίωξη αὐτῆ πραγματοποιήθηκε μέ τήν ἔνσωμάτωση στόν ἀρχικὸ προσδιορισμὸ τῆς συναρτήσεως ζητήσεως χρήματος πολλαπλῶν μηχανισμῶν σχηματισμοῦ τῶν προσδοκιῶν καί μέ τήν ὑπόθεση ὑπάρξεως ὑστερήσεων τόσο στήν προσαρμογὴ τῆς ποσότητας χρήματος, ὅσο καί στὸ σχηματισμὸ τῶν προσδοκιῶν.

Εἶναι γεγονός ὅτι οἱ συγγραφεῖς πού ἀναφέραμε πέτυχαν, κάνοντας αὐτὲς τίς ὑποθέσεις, περισσότερο δυναμικοὺς προσδιορισμοὺς τῶν ἀνηγμένων μορφῶν τῶν ὑποδειγμάτων τους. Ἡ ἐκτίμησή τους ξινε μ' ἓνα ὀρισμένο ἀριθμὸ μὴ γραμμικῶν περιορισμῶν τῶν παραμέτρων, προκειμένου νὰ γίνει δυνατὴ ἡ ἀκριβῆς ταυτοποίηση τῶν διαρθρωτικῶν ὑποδειγμάτων. Πρέπει νὰ παρατηρηθεῖ ὁμως, ὅτι, παρὰ τήν πληρέστερη θεωρητικὴ τους θεμελίωση καί τὴ χρησιμοποίηση πολὺπλοκῶν τεχνικῶν ἐκτιμήσεως, τὰ ὑποδείγματα αὐτὰ δὲν θεωρεῖται ὅτι βελτίωσαν τὰ προηγούμενα ἑκτιμώμενα ὑποδείγματα τῆς ζητήσεως χρήματος, τουλάχιστον ἂν κριθοῦν μέ τὰ ἀπλούστερα ὑποδείγματα τῆς ζητήσεως χρήματος, τουλάχιστον ἂν κριθοῦν μέ τὰ συνηθισμένα στατιστικά κριτήρια (ἐξηγητικὴ καί προβλεπτικὴ ἰκανότητα τῶν συναρτήσεων, στατιστικὴ σημαντικότητα τῶν παραμέτρων κ.λπ.).

Τέλος θὰ πρέπει νὰ ἀναφερθεῖ καί ἡ ἐργασία τοῦ Tanner (1969) πού, ἐπιχειρώντας νὰ μετρήσει τίς ὑστερήσεις τῶν ἐπιδράσεων τῆς νομισματικῆς πολιτικῆς στήν οἰκονομικὴ δραστηριότητα τῶν Η.Π.Α., ἔνσωμάτωσε σ' ἓνα ὑπόδειγμα τοῦ τύπου IS-LM ἓνα γενικότερο προσδιορισμὸ τῆς συναρτήσεως ζητήσεως χρήματος. Δεχόμενος, δηλαδή, καί αὐτὸς τήν ὑπαρξη ὑστερήσεων τόσο στήν προσαρμογὴ τῆς ποσότητας χρήματος ὅσο καί στὸ σχηματισμὸ τῶν προσδοκιῶν, καί ἐφαρμόζοντας τὰ ὑποδείγματα τῆς μερικῆς προσαρμογῆς καί προσαρμοζόμενων προσδοκιῶν σὲ μιᾶ συνάρτηση ζητήσεως χρήματος τῆς μορφῆς:

$$M_t^* = a + bZ_t^* + u_t \quad (2-19)$$

κατέληξε να εκτιμήσει την εξίσωση:

$$M_t = a\mu\lambda + b\mu\lambda Z_t + \{(1-\mu) + (1-\lambda)\} M_{t-1} - (1-\lambda)(1-\mu)M_{t-2} + u_t - (1-\lambda)u_{t-1} \quad (2-20)$$

Ο πιο πάνω προσδιορισμός, που για $\lambda=1$ ή $\mu=1$ είναι ταυτόσημος με την άνηγμένη μορφή στην οποία οδηγούν τα υποδείγματα της μερικής προσαρμογής και των προσαρμοζόμενων προσδοκιών, παρουσιάζει το πλεονέκτημα ότι εξαλείφει τις μεροληψίες που οφείλονται στη μεμονωμένη εφαρμογή των υποδειγμάτων αυτών, όταν βέβαια η πραγματική οικονομική διάρθρωση περιγράφεται πιστότερα με το γενικότερο υπόδειγμα.⁵ Η εκτίμηση όμως της εξίσωσης (2-20) δημιουργεί όλα τα προβλήματα που αναφέραμε σχετικά με την εκτίμηση των σχημάτων που περιλαμβάνουν μεταξύ των έρμηνευτικών μεταβλητών τους τις με ύστερηση τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής και αυτοσυσχετίζουν τα υπόλοιπά τους. Επιπλέον, αν εφαρμοσθεί στην (2-20) ή μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων, είναι αδύνατη ή ταυτοποίηση τόσο του συντελεστή των προσδοκιών, της υποθέσεως των προσαρμοζόμενων προσδοκιών, όσο και του συντελεστή αντίδρασεως, της υποθέσεως της μερικής προσαρμογής.

Ός συμπέρασμα αυτών που αναφέρθηκαν πιο πάνω συνάγεται ότι τα υποδείγματα κατανεμημένων ύστερήσεων που χρησιμοποιήθηκαν ως τώρα στην εμπειρική έρευνα της ζητήσεως χρήματος πρόσφεραν πολλά στις γνώσεις μας τόσο για τον ρόλο των προσδοκιών όσο και για τη διάρθρωση των δυναμικών διαδικασιών προσαρμογής του χρηματικού τομέα της οικονομίας. Ταυτόχρονα, όμως, δεν θα πρέπει να άγνοηθεί το γεγονός ότι μάς έφεραν αντιμετώπους με μια σειρά νέων προβλημάτων και δυσχερειών.

Τα προβλήματα λοιπόν αυτά που διαπιστώσαμε, και ιδιαίτερα ή a priori υπόθεση ότι όλες οι έρμηνευτικές μεταβλητές έχουν την αυτή γεωμετρικά φθίνουσα κατανομή ύστερήσεων στην τελική μορφή του υποδείγματος, μάς οδήγησαν στο να εκτιμήσουμε το δικό μας υπόδειγμα της ζητήσεως χρήματος με την πολυωνυμική τεχνική της Almon. Η τεχνική αυτή, όπως αναφέρθηκε και στην εισαγωγή, μάς επιτρέπει ένα ελεύθερο προσδιορισμό της μορφής της διαρθρώσεως της κατανομής των ύστερήσεων κάθε έρμηνευτικής μεταβλητής, άπευθείας από τα εμπειρικά δεδομένα. Επιπλέον οδηγεί σε συνεπείς και πιο αποτελεσματικές εκτιμήσεις από εκείνες των ελαχίστων τετραγώνων, εφόσον γίνει σωστή έκλογή του βαθμού του πολυωνύμου και του αριθμού των χρονικών περιόδων στις οποίες εκτείνεται ή κατανομή των ύστερήσεων των μεταβλητών. Τέλος, τα πολύ ικανοποιητικά αποτελέσματα που είχαν, εφαρμόζοντας την πολυωνυμική τεχνική της Almon στην εμπειρική έρευνα της ζητήσεως χρήματος οι Dickson και Starleaf (1972), Shapiro (1973) και Goldfeld (1973) για την οικονομία των Η.Π.Α. και ο White (1975) για την οικονομία του

5. Για το ζήτημα αυτό βλέπε Waud (1968).

Καναδά, ήταν για μᾶς ἕνα πρόσθετο κίνητρο γιὰ τὴ χρησιμοποίηση αὐτῆς τῆς τεχνικῆς στὸ δικό μας ὑπόδειγμα τῆς ζητήσεως χρήματος.

Προτοῦ ὁμως προχωρήσουμε στὸ δικό μας προσδιορισμὸ καὶ ἐκτίμηση τῆς συναρτήσεως ζητήσεως χρήματος γιὰ τὴν ἑλληνικὴ οἰκονομία, θεωρήσαμε χρήσιμο νὰ παρουσιάσουμε μιὰ σύντομη περιγραφή τῆς τεχνικῆς, μὲ μιὰ ἐξέταση τῶν στατιστικῶν ιδιοτήτων τῶν ἐκτιμήσεων πού δίνει. Τέλος, ἐπισημαίνουμε καὶ ὀρισμένα ἀπὸ τὰ προβλήματα πού ἀπαιτοῦν ἰδιαίτερη προσοχή κατὰ τὴν ἐφαρμογή της.

3. Ἡ πολυωνυμικὴ τεχνικὴ τῆς Almon. — Βασικὰ προβλήματα κατὰ τὴν ἐφαρμογή της.

α. Ἡ τεχνικὴ

Ἐστω ἕνα ἀπλό ὑπόδειγμα κατανεμημένων ὑστερήσεων τῆς μορφῆς:

$$Y_t = \sum_{i=0}^n w_i X_{t-i} + u_t \quad (3-1)$$

ὅπου $t=1, 2, \dots, T$, n πεπερασμένο καὶ u_t ἕνας τυχαῖος ὀρος σφάλματος πού ἀκολουθεῖ τὶς κλασικὲς ὑποθέσεις τοῦ γραμμικοῦ ὑποδείγματος.

Στόχος μας εἶναι ἡ ἐκτίμηση τῶν συντελεστῶν w_i ἀπὸ ἕνα σύνολο T παρατηρήσεων γιὰ τὶς μεταβλητὲς Y καὶ X πού διαθέτουμε. Γιὰ τὸ σκοπὸ αὐτὸ ἡ Almon (1965) πρότεινε μιὰ τεχνικὴ πού συνίσταται στὸν περιορισμὸ τῶν συντελεστῶν w_i τῆς (3-1) ὅπως ἀποτελοῦν τὶς τιμές πού παίρνει ἕνα πολυώνυμο $\Phi_\lambda(i)$ βαθμοῦ $p < n$ ὀρισμένο στὸ διάστημα $[-1, n+1] \in \mathbb{R}$. Πράγματι, ὅπως θὰ δειχθεῖ καὶ πιὸ κάτω, ἡ ὑπόθεση αὐτὴ, ἀνεξάρτητα ἀπὸ τὴν ὀρθότητά της, πετυχαίνει ὥστε οἱ ἐκτιμήσεις τῶν συντελεστῶν w_i πού παίρνουμε νὰ εἶναι πιὸ ἀποτελεσματικὲς, ἀπὸ τὶς ἀντίστοιχες πού δίνει ἂν ἐφαρμοσθεῖ στὴν (3-1) ἡ μέθοδος τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων.

Προκειμένου, τώρα, νὰ πραγματοποιήσουμε μιὰ συμπαγὴ διατύπωση τῶν διαδικασιῶν πού ἀκολουθοῦνται κατὰ τὴν ἐφαρμογή τῆς τεχνικῆς, θὰ ὀρίσουμε τοὺς ἐξῆς πίνακες καὶ διανύσματα:

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ y_T \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} X_{10} & X_{1-1} & & & X_{1-n} \\ X_{20} & X_{2-1} & \dots & \dots & X_{2-n} \\ \vdots & \vdots & \dots & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \dots & \dots & \vdots \\ X_{T0} & X_{T-1} & \dots & \dots & X_{T-n} \end{bmatrix} \quad W = \begin{bmatrix} w_0 \\ w_1 \\ \vdots \\ \vdots \\ w_n \end{bmatrix}$$

$$P = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 1 & 1 & 1 & \dots & \dots & \dots & 1 \\ 1 & 2 & 2^2 & \dots & \dots & \dots & 2^P \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & n & n^2 & \dots & \dots & \dots & n^P \end{bmatrix} \quad \lambda = \begin{bmatrix} \lambda_0 \\ \lambda_1 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \lambda_p \end{bmatrix} \quad u = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ u_\tau \end{bmatrix}$$

Με αυτό το συμβολισμό ή εξίσωση (3-1) για το σύνολο των T παρατηρήσεων γράφεται:

$$Y = XW + u \quad (3-2)$$

Συνδυάζοντας τώρα την (3-2) με την υπόθεση του πολυωνυμικού περιορισμού, που εκφράζεται αναλυτικά με τη σχέση $W=P\lambda$, έχουμε:

$$Y = XP\lambda + u \quad (3-3)$$

Ήρίζοντας στη συνέχεια $Z = XP$ οδηγούμαστε τελικά στην:

$$Y = Z\lambda + u \quad (3-4)$$

που αποτελεί την κατάλληλη για εκτίμηση μορφή του υποδείγματος (3-1), όταν εφαρμοστεί σ' αυτό ο μετασχηματισμός της Almon. Αν εκτιμήσουμε τώρα τα στοιχεία του διανύσματος λ της (3-4) με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, έχουμε:

$$\begin{aligned} \hat{\lambda} &= (Z'Z)^{-1} Z' Y = (P' X' XP)^{-1} P' X' Y \\ &\text{και} \\ \sigma_{\hat{\lambda}}^2 &= \sigma^2 (Z' Z)^{-1} = \sigma^2 (P' X' XP)^{-1} \end{aligned} \quad (3-5)$$

Τέλος, η εκτίμηση του λ που βρήκαμε οδηγεί μέσω της $\hat{W} = P\lambda$ στην κατά Almon εκτίμηση του διανύσματος W των συντελεστών της (3-1) δηλαδή:

$$\hat{W}_A = P(P' X' XP)^{-1} P' X' Y \text{ και } \sigma^2 \hat{W}_A = \sigma^2 P(P' X' XP)^{-1} P' \quad (3-6)$$

Στο σημείο αυτό πιστεύουμε ότι μπορούν να γίνουν οι εξής παρατηρήσεις:
Πρώτο: Η τεχνική επιτυγχάνει να εξαλείψει την πολυσυγγραμμικότητα μεταξύ

των μεταβλητών $X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-n}$ που πιθανό να εμφανίζεται στον άρχικό προσδιορισμό (3-1) χωρίς καμιά α priori υπόθεση για το σχήμα της διαρθρώσεως της κατανομής των υστερήσεων του υποδείγματος. Ταυτόχρονα, περιορίζει τον αριθμό των παραμέτρων που εκτιμώνται από $n+1$ σε $p+1$, με το αντίστοιχο κέρδος σε βαθμούς ελευθερίας.

Δεύτερο: Έφόσον έχει γίνει σωστή επιλογή του βαθμού του πολυωνύμου και του αριθμού των περιόδων που εκτείνεται ή κατανομή των υστερήσεων της έρμηνευτικής μεταβλητής, ή τεχνική της Almon οδηγεί σε εκτιμήσεις των παραμέτρων που πληρούν όλα τα στατιστικά κριτήρια ώστε να χαρακτηριστούν άριστες⁶.

Τρίτο: Άνεξάρτητα από την ορθότητα της υποθέσεως του πολυωνυμικού περιορισμού των συντελεστών, οι κατά Almon εκτιμήσεις είναι πάντοτε πιο αποτελεσματικές από τις αντίστοιχες των ελαχίστων τετραγώνων. Τουτό οφείλεται στο ότι ο πίνακας $\sigma^2 (X' X)^{-1} - \sigma^2 P (P' X' X P)^{-1} P'$ είναι θετικά ήμιορισμένος.⁷

β. Βασικά προβλήματα δημιουργούμενα κατά την εφαρμογή της τεχνικής.

Όπως έγινε φανερό από την ανάλυση της προηγούμενης παραγράφου, ή πολυωνυμική τεχνική εκτίμησης παρουσιάζει πολλά ουσιαστικά πλεονεκτήματα για την εκτίμηση υποδειγμάτων κατανεμημένων υστερήσεων, γεγονός όμως είναι ότι δεν διέφυγε και από τον κανόνα που άφορα κάθε επιστημονική καινοτομία, να λύνει, βέβαια, όρισμένα προβλήματα δημιουργώντας, όμως, και μιὰ σειρά νέων προβλημάτων και άμφιβολιών.

Για τα προβλήματα αυτά, που έχουν τεχνικό χαρακτήρα, θα επιχειρήσουμε μιὰ σύντομη περιγραφή, παρουσιάζοντας επίσης και τις σχετικές λύσεις που έχουν προταθεί για την αντιμετώπισή τους. Έτσι πιστεύουμε ότι θα φανούν καθαρά τόσο τα όρια των δυνατοτήτων της τεχνικής όσο και τα έσφαλμένα συμπεράσματα στα όποια μπορεί να μās οδηγήσει μιὰ αλόγιστη εφαρμογή της. Η πρώτη συστηματική παρουσίαση των προβλημάτων αυτών οφείλεται στους Schmidt και Waud (1973) που παίρνοντας ως άφορμή τη χρησιμοποίηση της τεχνικής από τους Andersen και Jordan (1968) για την μέτρηση της σχετικής σημασίας των νομισματικών και δημοσιονομικών επιδράσεων στην οικονομική δραστηριότητα των Η.Π.Α., παρουσίασαν μιὰ έμπεριστατωμένη ανάλυση των ζητημάτων που πηγάζουν κατά την εφαρμογή της.

Τα κύρια συμπεράσματα στα όποια κατέληξε ή έρευνα των Schmidt και Waud είναι τα έξης:

Πρώτο: Η διαπίστωση ότι ή ύπαρξη ή άπουσία μιās διαρθρώσεως υστερήσεων δεν άποτελεί μιὰ έλεγγόμενη υπόθεση κατά την εφαρμογή της τεχνικής της Almon. Δεύτερο: Η έξάρτηση της άμεροληψίας και συνέπειας των εκτιμήσεων, όπως και ή έγκυρότητα των σχετικών στατιστικών έλέγχων των συντελεστών, από την

6. Για μιὰ άπόδειξη της προτάσεως αυτής βλέπε Dhrymes (1971).

7. Η πρόταση αυτή άποδεικνύεται για μιὰ άνάλογη περίπτωση από τον Goldberger (1964) σελ. 257.

ὀρθή ἐπιλογή τοῦ βαθμοῦ τοῦ πολυωνύμου καὶ τοῦ ἀριθμοῦ τῶν περιόδων πού ἐκτείνεται ἢ κατανομή τῶν ὑστερήσεων τῆς ἐρμηνευτικῆς μεταβλητῆς.

Τρίτο: Ἡ ἐπισήμανση τοῦ κύριου ρόλου πού διαδραματίζουν οἱ περιορισμοὶ τῶν ἀκραίων σημείων στὴ μορφή τῆς διαρθρώσεως τῆς κατανομῆς τῶν ὑστερήσεων.

Οἱ διαπιστώσεις αὐτὲς τῶν Schmidt καὶ Waud εἶχαν ὡς ἀποτέλεσμα νὰ γίνει μία συστηματικὴ προσπάθεια διατυπώσεως ἀντικειμενικῶν κριτηρίων πού σὲ συνδυασμὸ μὲ κατάλληλους στατιστικούς ἐλέγχους νὰ ἐπιτρέπουν μιὰ ἀριστη ἐπιλογή τοῦ πολυωνυμικοῦ βαθμοῦ καὶ τοῦ μήκους τῶν ὑστερήσεων τῶν ὑποδειγμάτων. Τέλος, θὰ πρέπει νὰ ἀναφερθοῦν καὶ ὀρισμένες προσπάθειες πού ἔγιναν μὲ στόχο τὴν ὀρθολογικὴ ἐπιβολὴ ἢ ἀπόρριψη τῶν περιορισμῶν τῶν ἀκραίων σημείων.

Ἐτσι οἱ Godfrey καὶ Poskitt (1975) πρότειναν μιὰ ἀκολουθιακὴ (Sequential) διαδικασία ἐλέγχων, μέσω τῆς ὁποίας γίνεται διαδοχικὰ ἀπόρριψη τῆς ὑποθέσεως μηδὲν ὅτι τὸ πολυώνυμο προσεγγίσεως τῶν συντελεστῶν ἔχει βαθμὸ $p = n-1, n-2, \dots$. Ἡ διαδικασία τερματίζεται, καὶ γίνεται δεκτὸς ἓνας βαθμὸς p^* γιὰ τὸ πολυώνυμο, ὅταν ἡ χρησιμοποιουμένη στατιστικὴ ἐλέγχου εὐρίσκεται μέσα στὰ ὄρια τῆς κατανομῆς F πού καθορίζει τὸ δοσμένο ἐπίπεδο στατιστικῆς σημαντικότητας.

Μιὰ διαφορετικὴ προσέγγιση τοῦ προβλήματος τῆς ὀρθῆς ἐπιλογῆς τοῦ βαθμοῦ τοῦ πολυωνυμικοῦ περιορισμοῦ ὀφείλεται στοὺς Schmidt καὶ Sickles (1975), οἱ ὁποῖοι προτείνουν ὡς κριτήριον τῆς ἐπιτυχίας τῆς πολυωνυμικῆς προσεγγίσεως τὴν ἐλαχιστοποίηση τῆς τιμῆς τοῦ μέσου τετραγωνικοῦ σφάλματος τῶν κατὰ Almon ἐκτιμήσεων τῶν συντελεστῶν τοῦ ὑποδείγματος. Ἐτσι δίνοντας μιὰ κατάλληλη ἔκφραση στὸ ἴχνος τοῦ πίνακα πού ἐκφράζει τὸ σφάλμα, ἐπιλέγουν ἐκεῖνο τὸ βαθμὸ p^* γιὰ τὸ πολυώνυμο, πού ἐλαχιστοποιεῖ τὴν παράσταση αὐτή.

Τέλος ὁ Harper (1977) χρησιμοποιώντας τοὺς ἐλέγχους σφάλματος προσδιορισμοῦ τοῦ Ramsey (Raset, Reset), πέτυχε τὴν κατὰ ἐμπειρικὸ τρόπο εὐρεση σφάλματος, τόσο στὸν προσδιορισμὸ τοῦ μήκους τῶν ὑστερήσεων ὅσο καὶ στὴν ἐπιλογή τοῦ βαθμοῦ τοῦ πολυωνύμου. Οὐσιαστικὰ δηλαδὴ, κατέστησε τὴν ὑπαρξὴ μιᾶς διαρθρώσεως ὑστερήσεων μεταξὺ τῶν μεταβλητῶν, μιὰ στατιστικὰ ἐλεγχόμενη ὑπόθεση κατὰ τὴν ἐφαρμογὴ τῆς τεχνικῆς τῆς Almon, μὲ ταυτόχρονο ἔλεγχο τοῦ βαθμοῦ τοῦ πολυωνυμικοῦ περιορισμοῦ.

Τελευταῖο γιὰ ἐξέταση ἀφήσαμε τὸ ζήτημα τῶν περιορισμῶν τῶν ἀκραίων σημείων. Πράγματι, ἡ Almon (1965), στὸ ἐμπειρικὸ τμῆμα τῆς μελέτης της, ὑπέθετε ὅτι οἱ συντελεστὲς τοῦ ὑποδείγματος κατανεμημένων ὑστερήσεων πού ἐκτιμοῦσε μηδενίζονται στὰ ἄκρα τοῦ πεδίου ὀρισμοῦ $[-1, n]$ τοῦ πολυωνύμου προσεγγίσεώς τους.

Τὴν τακτικὴ αὐτὴ, ἀκολούθησαν καὶ οἱ περισσότεροι ἐρευνητὲς πού χρησιμοποίησαν τὴν τεχνικὴ μηδενίζοντας κατὰ αὐθαίρετο τρόπο τὸ ἓνα ἢ καὶ τὰ δύο ἄκρα τῆς κατανομῆς τῶν ὑστερήσεων τῶν ὑποδειγμάτων πού ἐκτιμοῦσαν, σχεδὸν χωρὶς καμμιά ἐπιφύλαξη γιὰ τὴν ὀρθότητα τῆς ὑποθέσεώς τους. Γιὰ παράδειγμα ἀναφέρουμε ἐνδεικτικὰ τὶς ἐργασίες τῶν Andersen καὶ Jordan (1968) καὶ τῶν Dickson καὶ Starleaf (1972).

Ἐξετάζοντας τὸ ζήτημα ἀναλυτικότερα βλέπουμε ὅτι ἡ συνθήκη:

$$w_{-1} = 0 \quad w_{n+1} = 0$$

εἶναι ἰσοδύναμη μὲ τὴ συνθήκη:

$$\lambda_0 - \lambda_1 + \lambda_2 - \dots \pm \lambda_p = 0$$

$$\lambda_0 + (n+1)\lambda_1 + \dots + (n+1)^p \lambda_p = 0$$

δηλαδή οὐσιαστικά ἕνας γραμμικὸς περιορισμὸς στὸ χῶρο τῶν παραμέτρων τῆς ἐξίσωσης (3-4) ποὺ ἐκτιμᾶται.

Ἡ ἐπιβολὴ τῶν περιορισμῶν αὐτῶν, ἐφόσον τελικὰ ἀποδειχθεῖ σωστὴ θὰ μᾶς ὀδηγήσει σὲ ἐκτιμήσεις τοῦ λ καὶ κατὰ συνέπεια τοῦ W ποὺ θὰ εἶναι ἀμερόληπτες καὶ πιὸ ἀποτελεσματικὲς ἀπὸ ἐκεῖνες ποὺ θὰ παίρναμε ἂν τὸ λ ἦταν ἕνα διάνυσμα ἐλεύθερων παραμέτρων. Ἀντίθετα θὰ πάrouμε ἐκτιμήσεις μεροληπτικὲς καὶ ἀσυνεπεῖς στὴν περίπτωσι ποὺ ἐπιβληθοῦν λανθασμένα.

Ἐκεῖνο τὸ ὁποῖο πρέπει νὰ τονιστεῖ εἶναι ὅτι ἡ ἐπιβολὴ τῶν περιορισμῶν τῶν ἀκραίων σημείων πρέπει νὰ γίνεται μὲ μεγάλη προσοχὴ καὶ ἐπιφύλαξη καὶ μόνο ἐφόσον ἔχουμε σοβαρὲς ἐνδείξεις γιὰ τὴν ὀρθότητά τους, δεδομένου ὅτι, ἡ αὐθαίρετη ἐπιβολὴ τους ὀδηγεῖ σὲ πλήρη παραμόρφωση τῆς μορφῆς τῆς διαρθρώσεως τῆς κατανομῆς τῶν ὑστερήσεων τοῦ ὑποδείγματος ποὺ ἐκτιμᾶται.

Ἐνα χαρακτηριστικὸ παράδειγμα τῆς εὐπάθειας ποὺ ἐμφανίζουν τὰ ὑποδείγματα κατανεμημένων ὑστερήσεων γιὰ ἐναλλακτικὸς μηδενικὸς περιορισμὸς τοῦ πολυωνύμου προσεγγίσεως τῶν συντελεστῶν δίνει ὁ Dhrymes (1971), γιὰ τὴν περίπτωση τῆς συναρτήσεως ἐπενδύσεων τοῦ Jorgenson. Τὸ παράδειγμα αὐτὸ δίνει μιὰ πλήρη εἰκόνα τοῦ κύριου ρόλου τὸν ὁποῖο διαδραματίζουν οἱ μηδενικοὶ περιορισμοὶ στὴν ἐκτίμηση ὑποδειγμάτων αὐτοῦ τοῦ τύπου.

Ἡ παραπάνω ἀνάλυση μᾶς ἔδειξε ὅτι ἡ ἐπιβολὴ τῶν περιορισμῶν τῶν ἀκραίων σημείων εἶναι ἰσοδύναμη μὲ τὴν ἐκτίμηση τῆς $Y = Z\lambda + u$ κάτω ἀπὸ τὸν περιορισμὸ $R\lambda = V$ ὅπου R , γιὰ τὴν περίπτωσι τῶν δύο ἀκραίων περιορισμῶν ὁ $2 \times (1 + p)$ πίνακας:

$$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & \dots & \pm 1 \\ 1 & (n+1) & (n+1)^2 & \dots & (n+1)^p \end{bmatrix}$$

καὶ V , τὸ 2×1 διάνυσμα: $[\%]$

Ἡ διαπίστωση τῆς ἰσοδυναμίας αὐτῆς εἶχε ὡς ἀποτέλεσμα, ὁ στατιστικὸς ἔλεγχος γιὰ τὴν ὀρθότητα τῆς ἐπιβολῆς τῶν περιορισμῶν τῶν ἀκραίων σημείων νὰ ἀνάγεται οὐσιαστικά στὸν ἔλεγχο τοῦ γραμμικοῦ περιορισμοῦ $R\lambda = V$ τῆς ἐξίσωσης (3-4). Τὸ πρόβλημα αὐτό, τῆς ἐκτιμήσεως γραμμικῶν συναρτήσεων μὲ γραμμικὸς περιορισμὸς στὶς παραμέτρους, μελετήθηκε κατὰ γενικὸ τρόπο ἀπὸ τοὺς Chirpman καὶ Rao (1964) ὅπως καὶ ἀπὸ τοὺς Toro καὶ Wallace (1968) οἱ ὁποῖοι διατύπωσαν

καί τούς σχετικούς στατιστικούς ἐλέγχους καθὼς καί κριτήρια γιά τὴν ὀρθή ἐπιβολή τους.

4. Προσδιορισμὸς καὶ ἐκτίμηση τοῦ ὑποδείγματος τῆς ζήτησεως χρήματος.

Ὁ προσδιορισμὸς τοῦ ὑποδείγματος τῆς ζήτησεως χρήματος, πὺ πρόκειται νὰ ἐκτιμηθεῖ, γίνεται κάνοντας τὴν ὑπόθεση ὅτι ἡ ζητούμενη ποσότητα τοῦ ὀνομαστικοῦ χρηματικοῦ ἀποθέματος εἶναι μιὰ γραμμικὴ συνάρτηση στοὺς λογαρίθμους τῶν ἀναμενόμενων τιμῶν, τοῦ πραγματικοῦ εἰσοδήματος, τοῦ ἐπιτοκίου καὶ τοῦ γενικοῦ ἐπιπέδου τῶν τιμῶν. Σύμφωνα μὲ τὴν ὑπόθεση αὐτή, ἡ ἀναλυτικὴ ἔκφραση τῆς συναρτήσεως ζήτησεως θὰ ἔχει τὴ μορφή:

$$\ln M_t = a + b \ln Y_t^* + c \ln R_t^* + d \ln P_t^* + u_t \quad (4-1)$$

Προκειμένου, τώρα, νὰ ἔχουμε μιὰ κατάλληλη γιά ἐκτίμηση μορφή τῆς συναρτήσεως (4-1), εἶναι ἀναγκαῖα ἡ ἀντικατάσταση τῶν θεωρητικῶν μεγεθῶν μὲ ἀντίστοιχα μετρήσιμα μεγέθη. Ἔτσι ὑποθέτουμε ὅτι οἱ ἀναμενόμενες τιμές τῶν μεταβλητῶν μποροῦν νὰ ἐκφραστοῦν ὡς σταθμικοὶ γεωμετρικοὶ μέσοι τῆς τρέχουσας τιμῆς τους καὶ τῶν τιμῶν πὺ πῆραν στὸ παρελθόν. Τὴν ὑπόθεση αὐτὴ περιγράφει γενικευμένα τὸ σύνολο τῶν συναρτήσεων (4-2).

$$\begin{aligned} Y_t^* &= f_1(Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-n}) \\ R_t^* &= f_2(R_t, R_{t-1}, \dots, R_{t-m}) \\ P_t^* &= f_3(P_t, P_{t-1}, \dots, P_{t-k}) \end{aligned} \quad (4-2)$$

Στὴ συνέχεια μετασχηματίζουμε τὴν (4-1) σύμφωνα μὲ τὴν ὑπόθεση πὺ κάναμε γιά τὸν τρόπο σχηματισμοῦ τῶν ἀναμενόμενων τιμῶν τῶν μεταβλητῶν καὶ ἔχουμε:

$$\ln M_t = a + \sum_{i=0}^n \beta_i \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \ln R_{t-i} + \sum_{i=0}^k \delta_i \ln P_{t-i} + u_t \quad (4-3)$$

ὅπου:

M: Τὸ χρηματικὸ ἀπόθεμα

Y: Τὸ ἀκαθάριστο Ἐθνικὸ Προϊὸν (σὲ σταθερὲς τιμές)

R: Τὸ ἐπιτόκιο (καταθέσεων Ταμιευτηρίου σὲ Ἐμπορικὲς Τράπεζες)

P: Ὁ ἔμμεσος ἀποπληθωριστὴς τοῦ Ἐθνικοῦ Προϊόντος

καὶ u_t ἕνας τυχαῖος ὀρος σφάλματος πὺ ἀκολουθεῖ τὶς κλασικὲς ὑποθέσεις τοῦ γραμμικοῦ παραδείγματος.

Γιά τούς συντελεστὲς τοῦ (4-3) ἀναμένουμε ὅτι θὰ ἔχουμε $\beta_i > 0$, $\gamma_i < 0$, $\delta_i > 0$ γιά κάθε i . Οἱ προσδοκίες μας αὐτὲς γιά τούς συντελεστὲς β , γ , δ μποροῦν νὰ δικαιολογηθοῦν ἂν, ἀκολουθώντας τούς Friedman (1959), Meltzer (1963) καὶ Chow (1965), ἐρμηνεύσουμε τὸ χρέμα ὡς ἕνα διαρκὲς καταναλωτικὸ ἀγαθὸ πὺ κρατεῖται

ἀπὸ τὸ κοινὸ γιὰ τὴ ροὴ τῶν ὑπηρεσιῶν πού προσφέρει. Ἐτσι, ὁ προσδιορισμὸς τῶν ὑποδειγμάτων, πού υποβάλλουμε σὲ ἐμπειρικό ἔλεγχο, βρίσκει μιὰ βαθύτερη θεωρητικὴ θεμελίωση, πού πηγάζει μέσα ἀπὸ τὸ πλαίσιο τῆς γενικῆς θεωρίας τῶν ἐπιλογῶν καὶ τῆς ζητήσεως. Σύμφωνα μὲ τὴ προσέγγιση αὐτή, ὁ ρόλος τῶν ἐρμηνευτικῶν μεταβλητῶν τοῦ ὑποδείγματος θὰ εἶναι ὁ ἐξῆς: Τὸ ἐπιτόκιο πού χρησιμοποιοῦμε ἀποτελεῖ μιὰ προσεγγιστικὴ μεταβλητὴ τῶν ἀποδόσεων ὄλων τῶν ἄλλων ἐκτὸς τοῦ χρήματος (πραγματικῶν καὶ χρηματικῶν) περιουσιακῶν στοιχείων στὰ ὁποῖα μπορεῖ νὰ ἐπενδυθεῖ ὁ πλοῦτος τοῦ κοινοῦ. Τὸ πραγματικὸ ἀκαθάριστο ἐθνικὸ προϊόν ἀποτελεῖ τὴ μεταβλητὴ περιορισμοῦ κατὰ τὴ διαδικασία τῆς διαχρονικῆς ὑποκαταστάσεως ἀπὸ τὸ κοινὸ τῶν στοιχείων τοῦ ἰσολογισμοῦ τους. Τέλος, προκειμένου νὰ ἐλέγξουμε τὴ γραμμικὴ ὁμογένεια τῆς συναρτήσεως ζητήσεως χρήματος ὡς πρὸς τὶς τιμές, ἐκτιμήσαμε τὴ συνάρτηση ζητήσεως ὀνομαστικῶν διαθεσίμων — ἀντὶ τῶν πραγματικῶν — μεταφέροντας τὴ μεταβλητὴ πού ἐκφράζει τὸ ἐπίπεδο τῶν τιμῶν στὸ δεξιὸ μέλος τῆς ἐξίσωσως (4-1). Ὁ ρόλος αὐτὸς πού δίνουμε στὶς ἐρμηνευτικὲς μεταβλητὲς τοῦ ὑποδείγματος πιστεύουμε ὅτι δικαιολογεῖ τὶς προσδοκίες μας γιὰ τὰ πρόσημα τῶν συντελεστῶν β , γ καὶ δ .

Ἡ συνάρτηση (4-3) ἐκτιμήθηκε μὲ τὴ χρησιμοποίησι τῆς πολυωνυμικῆς τεχνικῆς τῆς Almon πού προσαρμόστηκε στὴν ἐπαναληπτικὴ διαδικασία Orcutt-Cochrane γιὰ αὐτοπαλίνδρομα σφάλματα πρώτης τάξεως (PDLCORC). Καμιὰ *a priori* ὑπόθεση δὲν ἔγινε σχετικὰ μὲ τὴ μορφή τῆς διαρθρώσεως τῶν ὑστερήσεων τῶν μεταβλητῶν, ἡ μόνη μας ὑπόθεση εἶναι ὅτι οἱ συντελεστὲς ὑστερήσεως κάθε μεταβλητῆς κεῖνται ἀντίστοιχα σὲ πολυώνυμα βαθμῶν P_1 , P_2 καὶ P_3 . Ἡ ἐπιλογή τῶν βαθμῶν τῶν πολυωνύμων ἔγινε μὲ κριτήριον τὸν ὑψηλότερον συντελεστὴ προσδιορισμοῦ (R^2) πού ἔδιναν οἱ συναρτήσεις σὲ συσχετισμὸ μὲ τὴν οἰκονομικὴ σημασία τῶν συντελεστῶν, κατόπιν προηγούμενου πειραματισμοῦ μας σὲ διάφορους πολυωνυμικοὺς βαθμούς. Ὁ ἀριθμὸς τῶν περιόδων στὶς ὁποῖες ἐκτείνεται ἡ κατανομή τῶν ὑστερήσεων τῶν μεταβλητῶν προσδιορίστηκε ἐμπειρικά, ἀπαλείφοντας ἀπὸ τὴν ἐξίσωση τὴν μεταβλητὴ τῆς περιόδου $t-i$, τῆς ὁποίας ὁ συντελεστὴς ἦταν στατιστικὰ μὴ σημαντικὸς, καὶ ἐπανεκτιμώντας τὸ ὑπόδειγμα μὲ τὶς μὲ ὑστέρησι μεταβλητὲς τῶν $i-1$ περιόδων.⁸ Τὴ συνάρτηση (4-3) ἐκτιμήσαμε ὀρίζοντας τὸ χρήμα, πρῶτα ὡς τὸ ἄθροισμα τῆς νομισματικῆς κυκλοφορίας καὶ τῶν καταθέσεων ὄψεως M_1 καὶ μετὰ ὡς τὸ ἄθροισμα τοῦ M_1 καὶ τῶν καταθέσεων ταμειυτηρίου M_2 . Τὰ σχετικὰ μεγέθη ἀναφέρονται στὸ μέσο ἀπόθεμα τοῦ ἔτους καὶ ἀφοροῦν μόνο τὸν ἰδιωτικὸ τομέα τῆς οἰκονομίας. Στὰ πολυώνυμα μὲ τὰ ὁποῖα προσεγγίζονται οἱ συντελεστὲς τῶν μεταβλητῶν πού προσδιορίζουν τὴ συνάρτηση ζητήσεως ὀνομαστικῶν διαθεσίμων, πού ὀρίστηκαν μὲ τὴ στενὴ ἔννοια M_1 , ἔχει ἐπιβληθεῖ μόνον ἕνας περιορισμὸς στὸ δεξιὸ ἄκρον τῶν κατανομῶν. Ἀντίθετα, στὴ συνάρτηση τοῦ M_2 ἐπιβάλλαμε περιορισμοὺς καὶ στὰ δύο ἄκρα τῶν κατανομῶν.

8. Πιθανὸ ἡ μέθοδος αὐτὴ ἐκτιμήσεως νὰ δημιουργήσει ὀρισμένες ἀντιρρήσεις, ἢ ἔλλειψη ὁμογενείας τῶν προγραμμάτων πού νὰ ἐλέγχουν τὰ σφάλματα προσδιορισμοῦ δὲν μᾶς ἐπέτρεψε μιὰ πιὸ ἀκριβὴ καὶ ὀρθολογικὴ ἐκτίμησι τοῦ ὑποδείγματος μας.

Τὰ ἀποτελέσματα τῶν ἐκτιμήσεών μας γιὰ τὴν περίοδο 1951-1976 ἐμφανίζονται στὸν πίνακα 1.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΕΩΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΖΗΤΗΣΗ ΟΝΟΜΑΣΤΙΚΩΝ ΔΙΑΘΕΣΙΜΩΝ M_1

Ἐξαρτημένη Μεταβλητὴ $\ln M_1$			
Ἀνεξάρτητες Μεταβλητές:	$\ln Y$	$\ln R$	$\ln P$
Συντελεστὲς περιόδου			
0	0,0827 (0,341)	-0,1312 (-2,737)	0,5374 (4,890)
1	0,4882 (5,679)	-0,1577 (-8,763)	0,4504 (13,780)
2	0,4606 (2,851)	-0,1447 (-5,489)	0,3318 (5,563)
3		-0,0921 (-3,905)	0,1817 (3,280)
Πολυωνυμικὸς βαθμὸς	2	3	3

Σημ.: Οἱ ἀριθμοὶ σὲ παρένθεση εἶναι οἱ στατιστικὲς t . Ὁ σταθερὸς δρος εἶναι: $-5,8101$, τὸ R^2 : $0,992$ καὶ ἡ στατιστικὴ $D-W$: $1,8580$. Ἐπιβλήθηκε ἓνας περιορισμὸς στὸ δεξιὸ ἄκρο τῶν κατανομῶν.

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΕΩΣ ΓΙΑ ΤΗ ΖΗΤΗΣΗ ΟΝΟΜΑΣΤΙΚΩΝ ΔΙΑΘΕΣΙΜΩΝ M_2

Ἐξαρτημένη Μεταβλητὴ $\ln M_2$			
Ἀνεξάρτητες Μεταβλητές:	$\ln Y$	$\ln R$	$\ln P$
Συντελεστὲς περιόδου			
0	0,0534 (0,272)	-0,1415 (-2,766)	0,0200 (0,244)
1	0,3930 (3,568)	-0,1957 (-4,771)	0,2171 (2,462)
2	1,0190 (3,559)	-0,1626 (-2,341)	0,5913 (10,910)
3			1,1430 (6,640)
Πολυωνυμικὸς βαθμὸς	2	2	3

Σημ.: Οἱ ἀριθμοὶ σὲ παρένθεση εἶναι οἱ στατιστικὲς t . Ὁ σταθερὸς δρος εἶναι: $-12,5257$, τὸ R^2 : $0,9993$ καὶ ἡ στατιστικὴ $D-W$: $2,0582$. Ἐπιβλήθηκαν δύο ἀκράιοι περιορισμοὶ στὰ ἄκρα τῶν κατανομῶν.

Ἐξετάζοντας τὸν πίνακα 1 παρατηροῦμε ὅτι ἡ διάρθρωση τῶν ὑστερήσεων τῶν ὑποδειγμάτων εἶναι διαφορετικὴ γιὰ κάθε μεταβλητὴ καὶ ὁποσδήποτε διαφορετικὴ ἀπὸ ἐκείνη πού ὑποθέτουν τὰ δυναμικὰ ὑποδείγματα κατανεμημένων ὑστερήσεων τύπου Koyck, πού συνήθως χρησιμοποιοῦνται στὴν ἐμπειρικὴ ἔρευνα τῆς ζητήσεως χρήματος. Ὅλες οἱ μεταβλητὲς ἔχουν τὰ πρόσημα πού περιμένουμε σύμφωνα μὲ τὴν οἰκονομικὴ θεωρία καὶ οἱ περισσότερες ἀπὸ αὐτὲς ἐμφανίζουν μεγάλη σταθερότητα.

Ἀπὸ τὶς τιμὲς τῶν μακροχρόνιων ἐλαστικότητων, ὡς πρὸς τὸ ἐπίπεδο τῶν τιμῶν (1,50 γιὰ τὸ M_1 καὶ 1,97 γιὰ τὸ M_2), ὀδηγοῦμαστε στὸ συμπέρασμα ὅτι ἡ ζήτηση χρήματος δὲν εἶναι ἀπαλλαγμένη ἀπὸ νομισματικὲς αὐταπάτες καὶ γιὰ τοὺς δύο ὀρισμούς τῆς ποσότητας τοῦ χρήματος. Ἀντίθετα, οἱ ἐκτιμήσεις τῶν μακροχρόνιων ἐλαστικότητων, ὡς πρὸς τὸ πραγματικὸ εἰσόδημα (1,03 γιὰ τὸ M_1 καὶ 1,46 γιὰ τὸ M_2) δείχνουν ὅτι μόνο γιὰ τὸν εὐρὺ ὀρισμὸ τοῦ τῶν χρήμα μπορεῖ νὰ θεωρηθεῖ ὡς ἀγαθὸ πολυτελείας.

5. Συμπεράσματα

Στὴ μελέτη μας αὐτὴ ἐπιχειρήσαμε ἀρχικὰ νὰ δεῖξουμε τὶς ἀτέλειες τῶν ὑποδειγμάτων κατανεμημένων ὑστερήσεων τύπου Koyck πού χρησιμοποιήθηκαν γιὰ τὴ διερεύνηση τῶν δυναμικῶν διαδικασιῶν τοῦ χρηματικοῦ τομέα τῆς οἰκονομίας. Στὴ συνέχεια, ἐκτιμήσαμε τὸ δικό μας προσδιορισμὸ τῆς ζητήσεως χρήματος γιὰ τὴν ἐλθούσα, ἐκτιμήσαμε τὸ δικό μας προσδιορισμὸ τῆς ζητήσεως χρήματος γιὰ τὴν ἐλθούσα, ἐκτιμήσαμε τὸ δικό μας προσδιορισμὸ τῆς ζητήσεως χρήματος γιὰ τὴν ἐλθούσα, ἐκτιμήσαμε τὸ δικό μας προσδιορισμὸ τῆς ζητήσεως χρήματος γιὰ τὴν ἐλθούσα. Τὰ ἀποτελέσματα στὰ ὁποῖα κατέληξε ἡ δικιά μας ἐμπειρικὴ διερεύνηση ἦταν ἀποκαλυπτικά, μὲ τὴν ἔννοια ὅτι μᾶς ἔδωσε ἐντελῶς διαφορετικὲς διαρθρώσεις γιὰ τὶς κατανομὲς τῶν ὑστερήσεων τῶν ἐρμηνευτικῶν μεταβλητῶν, σὲ σχέση μὲ τὶς γεωμετρικὰ φθίνουσες κατανομὲς ὑστερήσεων πού δίνουν τὰ ὑποδείγματα τύπου Koyck.

Τέλος θὰ πρέπει νὰ ἀναφερθοῦν καὶ τὰ βασικὰ μειονεκτήματα τῆς ἐργασίας μας. Πρῶτο, ἡ ἔλλειψη τριμηνιαίων ἐθνικολογιστικῶν στοιχείων πού δὲν μᾶς ἐπέτρεψε μιὰ πληρέστερη διερεύνηση τῶν δυναμικῶν ἀντιδράσεων τῆς ζητήσεως χρήματος στὶς μεταβολὲς τῶν προσδιοριστικῶν τῆς παραγόντων. Δεύτερο, ἡ ἔλλειψη κατάλληλων προγραμμάτων (ἐλέγχου σφάλματος προσδιορισμοῦ) γιὰ μιὰ ὀρθολογικότερη ἐκλογή τοῦ πολυωνυμικοῦ βαθμοῦ καὶ τοῦ ἀριθμοῦ τῶν χρονικῶν περιόδων στὶς ὁποῖες ἐκτείνονται οἱ κατανομὲς τῶν ὑστερήσεων τῶν ἐρμηνευτικῶν μεταβλητῶν τῶν ὑποδειγμάτων.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. ALMON, S. (1965). "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures". *Econometrica* pp. 178-196.
2. ANDERSEN, L.G. — JORDAN, J.L. (1968). "Monetary and Fiscal Actions: A Test of their Relative Importance in Economic Stabilization". *Federal Reserve Bank of St. Louis, Review*, pp. 11-23.
3. BAUMOL, W.J. (1962). "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach". *Quarterly Journal of Economics*, pp. 545-556.
4. CAGAN, P. (1956). "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", in Friedman ed., *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press.
5. CHIPMAN, J.S. — RAO, M.M. (1964). "The Treatment of Linear Restrictions in Regression Analysis". *Econometrica* pp. 198-209.
6. CHOW, G. (1966). "On the Long-Run and Short-Run Demand for Money". *Journal of Political Economy*, pp. 111-131.
7. CLINTON, K. (1973). "The Demand for Money in Canada 1955-1970: Some Single-Equation Estimates and Stability Test". *The Canadian Journal of Economics*, pp. 53-61.
8. DHRYMES, P.J. (1971). *Distributed Lags: Problems of Estimation and Formulation*. Holden-Day, Inc.
9. DICKSON, H.D. — STARLEAF, D.R. (1972). "Polynomial Distributed Lag Structures in the Demand Function for Money". *Journal of Finance*, pp. 1035-1043.
10. EISNER, R. — STROTZ, R.H. (1963). "Determinants of Business Investment", in D.B Suits et al., Commission on Money and Credit, *Impacts of Monetary Policy*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
11. FEIGE, E.L. (1967). "Expectations and Adjustments in the Monetary Sector". *American Economic Review, Papers and Proceedings* pp. 462-473.
12. FRIEDMAN, M. (1956). "The Quantity Theory of Money — a Restatement", in *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago University Press.
13. FRIEDMAN, M. (1959). "The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results". *Journal of Political Economy*, pp. 327-351.
14. GODFREY, L.G. — POSKITT, D.S. (1975). "Testing the Restrictions of the Almon Lag Technique". *J.A.S.A.* pp. 105-108.
15. GOLDBERGER, A.S. (1964). *Econometric Theory*. John Wiley and Sons, Inc.
16. GOLDFELD, S.M. (1973). "The Demand for Money Revisited". *Brookings Paper on Economic Activity*, pp. 577-638.
17. GOODHART, C.A.E. — CROCKETT, J. (1970). "The Importance of Money". *Bank of England, Quarterly Bulletin*, pp. 191-197.
18. GRILICHES, Z. (1967). "Distributed Lags: A Survey". *Econometrica*, pp. 16-49.
19. HARPER, C.P. (1977). "Testing for the Existence of a Lagged Relationship within Almon's Method". *Review of Economics and Statistics*, pp. 204-210.
20. JOHNSON, H.G. (1962). "Monetary Theory and Policy". *American Economic Review*, pp. 335-384.

21. KOYCK, L.M. (1954). *Distributed Lags and Investment Analysis*. Amsterdam: North-Holland.
22. LAIDLER, D. (1966). "The Rate of Interest and the Demand for Money". *Journal of Political Economy* pp. 543-555.
23. LAIDLER, D. — PARKIN, J.M. (1970). "The Demand for Money in the United Kingdom 1956-1967: Preliminary Estimates". *The Manchester School*, pp. 187-208.
24. ΛΕΒΕΝΤΑΚΗΣ, Ι.Α. (1973). 'Η Ζήτηση Χρήματος, 'Εμπειρική Διερεύνησις τῆς Ζητήσεως Χρήματος ἐν Ἑλλάδι. Τράπεζα τῆς Ἑλλάδος, Διεύθυνσις Οἰκονομικῶν Μελετῶν, Σειρά Εἰδικῶν Μελετῶν, 19.
25. MALINVAUD, E. (1964). *Méthodes Statistiques de l' Econométrie*, Dunod, Paris.
26. MELTZER, A. (1963). "The Demand for Money: The Evidence from the Time Series". *Journal of Political Economy*, pp. 219-246.
27. MUTH, J.F. (1960). "Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts". *J.A.S.A.*, pp. 299-306.
28. NERLOVE, M. — WAGE, S. (1964). "On the Optimality of Adaptative Forecasting". *Management Science*, 10.
29. RAMSEY, J.B. (1969). "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis". *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* pp. 350-371.
30. SCHMIDT, P. — WAUD, R.N. (1973). "The Almon Lag Technique and the Monetary Versus Fiscal Policy Debate". *J.A.S.A.* pp. 11-19.
31. SCHMIDT, P. — SICKLES, R. (1975). "On the Efficiency of the Almon Lag Technique". *International Economic Review*, pp. 792-795.
32. SHAPIRO, A.A. (1973). "Inflation, Lags, and the Demand for Money". *International Economic Review*, pp. 81-96.
33. TANNER, E.J. (1969). "Lags in the Effects of Monetary Policy: A Statistical Investigation". *American Economic Review*, pp. 794-805.
34. TOBIN, J. (1956). "The Interest Elasticity of Transactions Demand for Cash". *Review of Economics and Statistics*, pp. 241-247.
35. TOBIN, J. (1958). "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk". *Review of Economic Studies*, pp. 65-86.
36. TORO-VIZCARRONDO, C. — WALLACE, T.D. (1968). "A Test of the Mean Square Error Criterion for Restrictions in Linear Regression". *J.A.S.A.*, pp. 558-572.
37. WAUD, R.N. (1968). "Misspecification in the Partial Adjustment and Adaptive Expectations Models". *International Economic Review*, pp. 204-217.
38. WHITE, W.R. (1976). *The Demand for Money in Canada and the Control of Monetary Aggregates: Evidence from the Monthly Data*. Bank of Canada Staff Research Studies.