

# Η ΑΙΤΙΩΔΗΣ ΔΙΑΤΑΞΗ ΩΡΟΜΙΣΘΙΩΝ ΚΑΙ ΤΙΜΩΝ (Ἡ Ἑλληνικὴ Ἐμπειρία)

Ἑ π ὀ

ΝΙΚΟΛΑΟΥ Γ. ΖΟΝΖΗΛΟΥ

τῆς Διευθύνσεως Οἰκομικῶν Μελετῶν τῆς Τραπεζῆς τῆς Ἑλλάδος

## 1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Ὁ κύριος στόχος τῆς ἐργασίας αὐτῆς εἶναι ἡ στατιστικὴ διερεῦνηση τῆς αἰτιώδους διατάξεως ὀνομαστικῶν ὠρομισθίων καὶ τιμῶν στὴν ἑλληνικὴ ἐμπειρία τῶν τελευταίων δεκαπέντε ἐτῶν. Πιὸ συγκεκριμένα, ἡ ἀνάλυσίς μας καλύπτει τὴ μελέτη τῶν βιομηχανικῶν ὠρομισθίων καὶ ἀφορᾷ τόσο τὴ μεγάλη βιομηχανία ὡς σύνολο, ὅσο καὶ τοὺς ἐπὶ μέρους μεταποιητικούς κλάδους στὸ ἐπίπεδο τῆς διψήφιας ταξινόμησης. Ἔτσι, ἀρχικὰ ἐξετάζεται ἡ διάταξη μεταξὺ ὠρομισθίων καὶ τιμῶν καταναλωτῆ καὶ ἐν συνεχείᾳ τὸ ἐνδιαφέρον μας ἐντοπίζεται στὴ μελέτη τῆς αἰτιώδους σχέσεως τῶν ὠρομισθίων αὐτῶν μὲ τίς τιμὲς τῶν προϊόντων τῶν ἀντίστοιχων παραγωγικῶν κλάδων.

Οὐσιαστικὰ δηλαδὴ, ἐπιχειρεῖται νὰ δοθεῖ ἀπάντηση στὸ ἐρώτημα : Ἦταν ἡ ἐξέλιξη τῶν ὀνομαστικῶν ὠρομισθίων ἢ αἰτία - μὲ τὴν ἔννοια ποὺ δίνει σὲ αὐτὴ ὁ Granger - τῆς αὐξήσεως τῶν τιμῶν τῶν βιομηχανικῶν προϊόντων καὶ κατ' ἐπέκταση τῆς αὐξήσεως τῶν τιμῶν στὸν καταναλωτῆ ; ἢ ἀντίθετα ἢ αὐξηση τῶν τιμῶν στὸν καταναλωτῆ προκαλεῖ τὴν αὐξηση τῶν ὠρομισθίων ποὺ προσαρμόζονται ἐκ τῶν ὑστέρων στὰ ὑψηλότερα ἐπίπεδα τιμῶν ;

Στὰ ἐρωτήματα αὐτὰ ἀπαντᾶμε χρησιμοποιώντας μιὰ μεθοδολογία χρονολογικῶν σειρῶν, κατάλληλη γιὰ διαπίστωση αἰτιωδῶν κατευθύνσεων μεταξὺ οἰκονομικῶν μεταβλητῶν, γνωστὴ ὡς «ἐλεγχος τῆς κατὰ Granger αἰτιότητας». Εἰδικότερα, ὁ ἐλεγχος ποὺ διατυπώνουμε ἐδῶ στηρίζεται σὲ μιὰ προσαρμογὴ μὲ

όρισμένες τροποποιήσεις του έλέγχου που πρότεινε και έφάρμοσε ο Sargent (1976) στη προσπάθειά του να επιβεβαιώσει εμπειρικά την υπόθεση του φυσικού ποσοστού άνεργίας για την οικονομία των Ήνωμένων Πολιτειών<sup>1</sup>.

Παράλληλα, όμως, με τον κύριο στόχο μας, η απόδειξη από τον Sims (1972) της ισοδυναμίας οικονομετρικής έξωγενότητας και κατά Granger (μή) αιτιότητας δίνει μια πρόσθετη διάσταση στα αποτελέσματα των ελέγχων μας.

Η σημασία και η χρησιμότητα της ισοδυναμίας αυτής γίνεται φανερή μέσα στα πλαίσια της διαδικασίας συστηματικής αναζήτησής και επιλογής προσδιορισμών. Πράγματι, από αυτή τη σκοπιά, όλο το εμπειρικό μέρος της εργασίας μπορεί να χαρακτηριστεί και ως ένα σύνολο στατιστικών προελέγχων (Pretest) για την διαπίστωση της συνέπειας του προσδιορισμού των υποθέσεων έξωγενότητας, (σε υποδείγματα μισθών - τιμών) με τη «gestalt» των δεδομένων της έλληνικής οικονομίας. Έτσι, με τη χρησιμοποίηση των ελέγχων αυτών ή διαμέριση ενός συνόλου μεταβλητών σε ένδογενείς και έξωγενείς παύει να είναι το αποτέλεσμα ενός *a priori* θεωρητικού ισχυρισμού και γίνεται μια έλεγχιμη στατιστικά υπόθεση. Γεγονός ουσιαστικής σημασίας για την έγκυρότητα του προσδιορισμού που περιγράφει τις διαδικασίες σχηματισμού των δεδομένων και τη συνεπή εκτίμηση των σχετικών παραμέτρων.

Η διάρθρωση της εργασίας είναι η εξής : Στο δεύτερο μέρος, μετά από ένα σύντομο σχολιασμό του όρισμού της κατά Granger αιτιότητας, διατυπώνεται ο στατιστικός έλεγχος αιτιώδους διατάξεως για τα ώρομίθια και τις τιμές. Στο τρίτο μέρος παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα των ελέγχων. Τέλος, το τέταρτο μέρος περιέχει συνοπτικά τα τελικά συμπεράσματα και όρισμένες γενικές παρατηρήσεις.

## 2. Η ΔΙΑΤΥΠΩΣΗ ΤΟΥ ΕΛΕΓΧΟΥ ΑΙΤΙΩΔΟΥΣ ΔΙΑΤΑΞΕΩΣ

Ο στατιστικός έλεγχος αιτιώδους διατάξεως που διατυπώνεται σε αυτό το τμήμα πηγάζει άμεσα από την έννοια της αιτιότητας, όπως αυτή όρίστηκε από τον Granger (1969). Πράγματι, σύμφωνα με αυτό τον όρισμό, αν και κάπως πιο περιγραφικά, θα λέμε ότι μια στοχαστική διαδικασία, έστω ή  $X_t$ , εμφανίζει αιτιώδη προήγηση ως προς την διαδικασία  $Y_t$  (ή ότι υφίσταται μια σχέση αιτιώδους διατάξεως από την  $X_t$  στην  $Y_t$ ) αν η γνώση προγενέστερων τιμών της

---

1. Μια ανάλογη προσαρμογή του ελέγχου του Sargent, αν και με διαφορετικό τρόπο, έγινε και από τον Mehra (1977).

$X_t$  βελτιώνει - κατά μέσο τετραγωνικό σφάλμα - τη πρόβλεψη μελλοντικών τιμών της  $Y_t$  που βασίζεται αποκλειστικά στις με υστέρηση τιμές της.

Ο πιο πάνω όρισμός, όπως είναι γνωστό, προκάλεσε το έντονο ενδιαφέρον τόσο των θεωρητικών, όσο και εκείνων που ασχολούνται με την καθαρά εφαρμοσμένη οικονομική έρευνα. Πολλά γραφικά και πολλές απόψεις διατυπώθηκαν προσεγγίζοντας το ζήτημα από τη στατιστική του πλευρά και από μια γενικότερη επιστημολογική όπτική<sup>2</sup>.

Εμείς εδώ περιοριζόμαστε σε μερικές παρατηρήσεις γενικότερου χαρακτήρα που νομίζουμε χρήσιμες και για τη διατύπωση του ελέγχου αλλά και για την έρμηνεία των αποτελεσμάτων του εμπειρικού μέρους της εργασίας.

Τις παρατηρήσεις αυτές συνοψίζουμε ως εξής :

Πρώτο, ο όρισμός αφορά μόνο στοχαστικές διαδικασίες που επιπλέον πρέπει να πληρούν τα κριτήρια για κατά συνδιακύμανση στασιμότητα.

Δεύτερο, στη γενική φορμαλιστική της διατύπωση ή κατά Granger αιτιότητα αποτελεί μια επιτηδευμένη εφαρμογή της αρχής *post hoc ergo propter hoc*. Το κατά πόσο ή αρχή αυτή συμβιβάζεται με την έννοια της αιτιότητας όπως αυτή «γίνεται δεκτή» από την οικονομική θεωρία είναι πρόβλημα. Εμείς εδώ υιοθετούμε μόνο τον καθαρά χρονικό χαρακτήρα του όρισμού και την πλήρη πογραμμίζουμε μόνο τον καθαρά αναφορικό σε νόμους - οικονομικούς ή μη. Έλλειψη από τη διατύπωσή του κάθε αναφορικό σε νόμους - οικονομικούς ή μη. Η διαπίστωση αυτή οδηγεί στο να αντιμετωπίζουμε τα αποτελέσματα ελέγχων που βασίζονται σε αυτόν, τον όρισμό, περισσότερο ως κριτήρια για τη χρονική κατευθύνσεων μέσα σε αιτιοκρατικές σχέσεις μηχανιστικού τύπου. Τη χρονική αυτή έρμηνεία της αιτιότητας σαν τη λιγότερο επικίνδυνη δεχθήκαμε σε αυτή την εργασία.

Τέλος, τρίτο, στην εισαγωγή σημειώθηκε η σχέση αιτιότητας - εξωγενότητας και η σημασία των σχετικών ελέγχων για την συνεπή εκτίμηση υποδειγμάτων. Βέβαια σε μια άκρως περικυβερτούμενη οίεση αυτοί μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αναζήτηση προδιορισμών χωρίς κανένα *a priori* θεωρητικό περιορισμό. Έτσι, λόγου χάρι αν ή  $X_t$  αποτύχει να προηγηθεί, κατά Granger της  $Y_t$ , ένα συνεπές με τα δεδομένα υπόδειγμα θα είναι :

2. Για τα ζητήματα αυτά ενδιαφέρουσες είναι οι επισκοπήσεις των Haugh - Pierce (1977) και Zellner (1979)

3. Θα πρέπει να αναφερθεί ότι ο Pierce (1975) πρότεινε τη χρησιμοποίηση της κατά Granger αιτιότητας ως κριτήριο για τον χαρακτηρισμό μεταβλητών ως προπορευόμενων ενδεικτικών μεγεθών (Leading Indicators).

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} a_i Y_{t-i} + u_t$$

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} b_i Y_{t-i} + v_t$$

μέ  $E u_t v_s = 0$  για κάθε  $t$  και  $s$ .

Παράλληλα, όμως, στους διμεταβλητούς έλέγχους, όπως είναι αυτός που διατυπώνουμε έδω, τὰ αποτελέσματα έξωγενότητας για μιὰ μεταβλητή είναι ανεξάρτητα από τή σχέση συμπεριφοράς όπου αυτή ανήκει. Έτσι, αν μιὰ μεταβλητή είναι έξωγενής σε ένα διμεταβλητό προσδιορισμό θα παραμείνει έξωγενής και μετά τήν προσθήκη στη σχέση και άλλων έρμηνευτικών μεταβλητών. Γεγονός που δίνει μιὰ πρόσθετη δυνατότητα αξιοποιήσεως των έλέγχων για διαγνωστική αναζήτηση σφάλματος στις ύποθέσεις έξωγενότητας σε ήδη προσδιορισμένα ύποδείγματα.

Συμπληρώνοντας λοιπόν τις παρατηρήσεις αυτές, μπορούμε τώρα να στραφούμε στη στατιστική διατύπωση του έλέγχου αιτιότητας.

Ας δεχθούμε λοιπόν, ότι οί σειρές των ώρομισθίων  $W_t^i$  (κλαδικών και γενικού) και του δείκτη τιμών καταναλωτή  $P_t^c$  είναι καθαρά στοχαστικές και κατά διακύμανση στάσιμες.

Όπως είναι γνωστό, Wold 1938), οί σειρές αυτές μπορούν πάντοτε να αναπαρασταθούν, μονοσήμαντα, με αντίστοιχες διαδικασίες κινητών μέσων, έτσι ώστε :

$$W_t^i = \sum_{j=0}^{\infty} a_j u_{t-j} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad \text{με} \quad \sum_{j=0}^{\infty} a_j^2 < \infty \quad (2-1)$$

$$\text{και} \quad P_t^c = \sum_{h=0}^{\infty} b_h v_{t-h} \quad \text{με} \quad \sum_{h=0}^{\infty} b_h^2 < \infty \quad (2-2)$$

όπου  $u_t$  και  $v_t$ , οί νεωτερισμοί κατά τήν γραμμική προβολή των  $W_t^i$  και  $P_t^c$  πάνω στις προγενέστερες τιμές τους, είναι διαχρονικά άσυσχέτιστες με μέσο μηδέν και πεπερασμένη διακύμανση στοχαστικές διαδικασίες.

Ἀκολουθῶς μὲ τὴν πρόσθετη ὑπόθεση ὅτι ὅλες οἱ ρίζες τῶν πολυωνύμων

$$\sum_{j=0}^{\infty} a_j \lambda^j = 0 \quad \text{καὶ} \quad \sum_{h=0}^{\infty} b_h \mu^h = 0 \quad (2-3)$$

ξεπερνῶν κατ' ἀπόλυτη τιμὴ τὴ μονάδα, ἐξασφαλίζεται γιὰ τὶς  $W^i_t$  καὶ  $P^{c_t}$  ἡ ὑπαρξὴ μιᾶς αὐτοπαλίνδρομης ἀναπαράστασης τῆς μορφῆς :

$$W^i_t = \sum_{j=1}^{\infty} c_j W^i_{t-j} + u^i_t \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2-4)$$

$$\text{καὶ } P^{c_t} = \sum_{h=1}^{\infty} d_h P^{c_{t-h}} + v_t \quad (2-5)$$

Ἔτσι μὲ βάση τὸ πλέγμα τῶν ὑποθέσεων αὐτῶν, καὶ δεχόμενοι ἐν συνεχείᾳ, ὅτι ἡ μόνη πληροφόρηση ποὺ διαθέτουμε στὸ χρόνο  $t$  περιέχεται στὶς τρέχουσες καὶ προγενέστερες τιμὲς τῶν σειρῶν τῶν  $W^i$  καὶ  $P^c$ , εἴμαστε σὲ θέση νὰ διατυπώσουμε τὴν πιὸ κάτω κεντρικὴ πρόταση :

**ΠΡΟΤΑΣΗ :** Ἄν στὶς αὐτοπαλίνδρομες μορφές (2-4) καὶ (2-5) οἱ νεωτερισμοὶ  $u^i_t$  καὶ  $v_t$  τῶν  $W^i_t$  καὶ  $P^{c_t}$  πληροῦν ἀντίστοιχα τὶς συνθήκες :

$$P \left[ u^i_t \mid \Omega^i_{t-1} \right] = 0 \quad \text{γιὰ } i = 1, 2, \dots, n \quad (2-6)$$

$$\text{καὶ } P \left[ v_t \mid \Omega^i_{t-1} \right] = 0 \quad (3-7)$$

τότε ἡ σειρά τοῦ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆ  $P^{c_t}$  — ἀντίστοιχα τοῦ  $i$  ὄρομισθίου  $W^i_t$  — ὀποτυγχάνει νὰ προηγηθεῖ κατὰ Granger τοῦ  $i$  ὄρομισθίου — ἀντίστοιχα τοῦ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆ — ὅπου μὲ  $P[X_t|Z_t]$  συμβολίζουμε τὴ γραμμικὴ προβολὴ τῆς  $X_t$  πάνω στὴ  $Z_t$  καὶ μὲ  $\Omega^i_t$  τὰ ἀντίστοιχα πληροφοριακὰ σύνολα τῶν ζευγῶν τοῦ  $i$  ὄρομισθίου καὶ τοῦ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆ.

Πράγματι, προβάλλοντας καὶ δύο μέλη τῶν (2-4) καὶ (2-5) πάνω στὸ χῶρο  $\Omega^i_{t-1}$  καὶ πέρνοντας ὑπόψην ὅτι :

$$P [ W^i_{t-k} \mid \Omega^i_{t-1} ] = W^i_{t-k} \quad \text{καὶ} \quad P [ P^{c_{t-k}} \mid \Omega^i_{t-1} ] = P^{c_{t-k}} \quad \text{γιὰ κάθε } k \geq 1$$

έχουμε :

$$P \left[ W_t \mid \Omega_{t-1} \right] = \sum_{j=1}^{\infty} c_j W_{t-j} + P \left[ u_t \mid \Omega_{t-1} \right] \quad (2-8)$$

$$P \left[ P^c_t \mid \Omega_{t-1} \right] = \sum_{h=1}^{\infty} d_h P^c_{t-h} + P \left[ v_t \mid \Omega_{t-1} \right] \quad (2-9)$$

έκφράσεις που μαζί με τις (2-6) και (2-7) ύλοποιούν το κριτήριο της (μή) αυξανόμενης προβλεψιμότητας, για την κατά Granger αιτιώδη διάταξη των μεταβλητών  $W_t$  και  $P^c_t$ .

Έτσι για παράδειγμα, η (2-8) μέσα στην υπόθεση ότι η  $u_t$  πληροί την (2-6) δείχνει ότι η προσθήκη της σειράς  $P^c_t$  στο πληροφορικό σύνολο δεν βελτίωσε, την πρόβλεψη της  $W_t$  που βασιζόταν αποκλειστικά στις με υστέρηση τιμές της και κατά συνέπεια η μεταβλητή αυτή δεν μπορεί να χαρακτηριστεί σαν αιτιώδης προηγούμενη της σειράς των ώρομισθίων  $W_t$ .

Αλλά για το κριτήριο αυτό, της (μή) αυξανόμενης προβλεψιμότητας, διαθέτουμε ελέγχους έτσι που η βασισμένη σ' αυτό διάταξη μεταβλητών να μπορεί να ελεγχθεί στατιστικά. Ειδικότερα, για την περίπτωση των δύο μεταβλητών, με μονομεταβλητή κατά συνδιακύμανση στασιμότητα, ο σχετικός έλεγχος διατυπώθηκε από τους Granger (1969) και Sargent (1976) και είναι γνωστός ως ο άμεσος έλεγχος της κατά Granger αιτιότητας, τον οποίο ή πιό πάνω διατύπωση, μάς οδηγεί να εφαρμόσουμε και έμεις για τη διάταξη των σειρών των ώρομισθίων και τιμών. Η διαδικασία ελέγχου είναι η εξής :

Έκτιμούμε με ελάχιστα τεράγωνα τις εξισώσεις.

$$W_t = c_1 + b_1 \quad t + \sum_{j=1}^{n1} \pi_{11}(j) W_{t-j} + \sum_{j=1}^{n2} \pi_{12}(j) P^c_{t-j} \quad (2-10)$$

$$P^c_t = c_2 + b_2 \quad t + \sum_{j=1}^{n3} \pi_{21}(j) W_{t-j} + \sum_{j=1}^{n4} \pi_{22}(j) W_{t-j} \quad (2-11)$$

για  $i=1, 2, \dots, n$ , όπου  $\pi_{11}$ ,  $\pi_{12}$ ,  $\pi_{21}$ , και  $\pi_{22}$  οι αντίστοιχες εκτιμήσεις των ελαχίστων τετραγώνων. Στην υπόθεση μηδέν, ότι οι τιμές δεν εμφανίζουν αιτιώδη προήγηση ως προς το  $i$  ώρομισθίο οι συντελεστές  $\pi_{12}(j)$  στη (2-10) δεν

θά πρέπει να διαφέρουν στατιστικά από το μηδέν. Τότε ή σειρά του  $i$  ώρομισθίου θά μπορεί να χαρακτηριστεί σαν έξωγενής ως προς τον δείκτη τιμών καταναλωτή. Παρόμοια, στην υπόθεση μηδέν ότι το  $i$  ώρομισθίο δεν εμφανίζει αιτιώδη προήγηση ως προς τον δείκτη τιμών καταναλωτή οί συντελεστές  $\pi_{22}(j)$  της (2-11) δεν θά πρέπει να είναι στατιστικά διάφοροι από το μηδέν και τότε είναι οί τιμές που θά μπορούν να χαρακτηριστούν ως έξωγενείς ως προς το  $i$  ώρομισθίο. Έτσι, τελικά, ό έλεγχος για τή διάταξη ώρομισθίων και τιμών καταναλωτή ανάγεται στον έλεγχο τής ορθότητας των υποθέσεων μηδέν  $\pi_{12}(j) = 0$  και  $\pi_{22}(j) = 0$  (για  $j = 1, 2, \dots, n$ ) έναντι των έναλλακτικών ότι οί συντελεστές αυτοί είναι σημαντικά διάφοροι από το μηδέν.

Τέλος, ακολουθώντας τον ίδιο ακριβώς συλλογισμό, μπορεί να διατυπωθεΐ μια ανάλογη πρόταση που να οδηγεί στην εφαρμογή ενός άμέσου έλέγχου Granger για την εξέταση τής αιτιώδους προηγέσεως :

(α) Των κλαδικών ώρομισθίων ως προς τις τιμές των προϊόντων των αντίστοιχων παραγωγικών κλάδων, και

(β) Του γενικού ώρομισθίου ως προς τον δείκτη τιμών του συνόλου τής εγχώριας μεταποιητικής παραγωγής.

Η σχετική εξέλιξη που εκτιμάται για τους  $i$  κλάδους και το σύνολο τής μεταποίησης είναι :

$$PW^i = c_3 + b_3 t + \sum_{j=1}^{n5} \pi_{31}(j) PW^{i-t-j} + \sum_{j=1}^{n6} \pi_{32}(j) W^{i-t-j} \quad (2-12)$$

όπου  $PW^i$  ό δείκτης τιμών των προϊόντων του  $i$  κλάδου (ή του συνόλου τής μεταποίησης) και  $\pi_{31}$  και  $\pi_{32}$  οί εκτιμήσεις των ελαχίστων τετραγώνων. Στην υπόθεση μηδέν, όπου τα ώρομισθία δεν προηγούνται αιτιωδώς των αντίστοιχων τιμών οί συντελεστές  $\pi_{32}(j)$  της (2-12) θά πρέπει να ίσούνται στατιστικά με το μηδέν, με συνέπεια την έξωγενότητα των τιμών ως προς τα αντίστοιχα ώρομισθία. Έτσι λοιπόν και εδώ, οδηγούμαστε να ελέγξουμε την ορθότητα τής υποθέσεως μηδέν  $\pi_{32}(j) = 0$  (για  $j = 1, 2, \dots, n$ ) προκειμένου να διαπιστωθεΐ ή ύπαρξη αιτιώδους προηγέσεως των ώρομισθίων, ως προς τις τιμές των προϊόντων των παραγωγικών κλάδων.

### 3. ΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Στο τμήμα αυτό παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα των ελέγχων που διατυπώ-

σαμε προηγουμένως. Ειδικότερα, στους πίνακες 1 και 2 δίδονται οί στατιστικές ελέγχου για τη διαπίστωση σχέσεων αιτιώδους διατάξεως μεταξύ ώρομισθίων και τιμών καταναλωτή, στο δὲ πίνακα 3 περιέχονται οί στατιστικές για τὸν ἔλεγχο τῆς ὑποθέσεως αιτιώδους προηγήσεως τῶν ώρομισθίων ὡς πρὸς τὶς τιμὲς τῶν προϊόντων τῶν μεταποιητικῶν κλάδων.

Οί τιμὲς τῶν στατιστικῶν αὐτῶν βασίζονται σὲ ἐκτιμήσεις τῶν ἐξισώσεων (2-10), (2-11) καὶ (2-12) ποὺ ἔγιναν μὲ ἓνα δείγμα τριμηνιαίων δεδομένων τῶν σειρῶν :

α) τοῦ δείκτη τιμῶν καταναλωτῆ τῆς Ε.Σ.Υ.Ε., γιὰ τὴ μέτρηση τῶν τιμῶν στὸν καταναλωτῆ.

β) τοῦ δείκτη τιμῶν χονδρικῆς τῆς Ε.Σ.Υ.Ε., ὑποδείκτες τομέα ἐγχώριας βιομηχανικῆς παραγωγῆς γιὰ ἐσωτερικὴ κατανάλωση, γιὰ τὴ μέτρηση τῶν τιμῶν τῶν τελικῶν προϊόντων τῆς μεταποιητικῆς παραγωγῆς καί,

γ) τῶν καταβαλλόμενων ώρομισθίων ἐργατῶν στὴ μεγάλη βιομηχανία, (Ἐκτιμήσεις Ε.Σ.Υ.Ε.).

Οί ἐκτιμήσεις τῶν (2 - 10) καὶ (2-11) ἔγιναν γιὰ τὸ σύνολο τῆς μεταποίησης καὶ τοὺς εἴκοσι μεταποιητικούς κλάδους (20-39) στὴν περίοδο 1965 I - 1979 IV. Ἀντίθετα, ἡ (2-12) ἐκτιμήθηκε μόνο γιὰ ἓναν περιορισμένο ἀριθμὸ κλάδων (20, 23, 27, 30, 31, 32, 33) καὶ τὸ σύνολο τῆς μεταποίησης, στὴν περίοδο 1966 I - 1979 IV).

Ἡ ἐπιλογή τῶν περιόδων ποὺ καλύπτουν τὰ δείγματα, ὅπως καὶ τῶν κλάδων γιὰ τὴν περίπτωση τῆς (2-12), ἔγινε μὲ ἀποκλειστικὸ κριτήριό τὴν ὁμοιογένεια τῶν σχετικῶν στατιστικῶν δεδομένων.

Ἡ στρατηγικὴ ποὺ ἀκολουθήσαμε στὴν ἐκτίμηση ἦταν ἡ ἑξῆς :

Ἀρχικὰ ἐξομαλύνουμε ὅλες τὶς σειρὲς ἐφαρμόζοντας τὸ φίλτρο ΔlnX<sub>i</sub> ποὺ γενικὰ ἱκανοποιεῖ τὴν ἀπαιτησιὴ γιὰ στασιμότητα<sup>4</sup>. Ἐν συνεχείᾳ προσδιορίσαμε τὰ μῆκη τῶν ὑστερήσεων στὶς ἐξισώσεις, σὲ τέσσερις περιόδους, γιὰ τὶς μὲ ὑστέρηση τιμὲς τῆς ἐξαρτημένης μεταβλητῆς καὶ σὲ τέσσερις, ἕξι καὶ ὀκτώ περιόδους γιὰ τὴν πρόσθετη μεταβλητὴ τοῦ πληροφοριακοῦ συνόλου. Χρησιμοποιώντας λοιπὸν τὶς μετασχηματισμένες σειρὲς καὶ περιλαμβάνοντας στὶς παλινδρομήσεις σταθερὰ καὶ γραμμικὴ τάση ἐλέγξαμε - μὲ F στατιστικὲς - τὰ αὐτοπαλίνδρομα σχήματα τέταρτης τάξης τῶν ώρομισθίων καὶ τιμῶν, σὰν περιορισμοὺς τῶν γενικότερων σχημάτων τῶν ὀκτώ, δέκα καὶ δώδεκα μὲ ὑστέρηση παλινδρομητῶν.

4. Γιὰ ὀρισμένες ιδιότητες τοῦ φίλτρου αὐτοῦ βλέπε Pierce - Haugh (1977) pp. 269.



ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Αποτελέσματα Άμεσων Ελέγχων Granger

$$\text{Παλινδρόμηση τής } W_t = c_1 + b_1 t + \sum_{j=1}^{n_1} \pi_{11}(j) W_{t-j} + \sum_{j=1}^{n_2} \pi_{12}(j) P_{t-j}$$

Υπόθεση μηδέν  $H_0 : \pi_{12}(1) = \pi_{12}(2) = \dots \pi_{12}(j) = 0$

Κωδικός αριθμός	Κ λ ά δ ο ι	Τιμές τής Στατιστικής F		
		F <sup>1</sup> (4,45)	F <sup>2</sup> (6,41)	F <sup>3</sup> (8,37)
20	Ειδών Διατροφής	3,5941*	2,3774*	2,5335*
21	Ποτών	1,6976	3,4430**	1,0628
22	Καπνού	1,4697	1,1201	3,4174**
23	Υφαντικών Ειδών	2,0634	1,8864	1,2321
24	Ειδών Υποδήσεως-Ενδυμασίας	1,9901	2,5407*	2,4817*
25	Ξύλου και Φελλού	2,0623	2,4512*	1,8999
26	Επίπλων	0,9798	0,7663	1,2718
27	Χάρτου	3,2181*	2,4647*	2,5710*
28	Εκτυπώσεων-Εκδόσεων	1,6301	2,0032	1,9161
29	Δέρματος	2,2582	1,5299	1,1608
30	Προϊόντων Ελαστικού και Πλαστικών	3,4267*	2,4273*	3,3966**
31	Χημικών Προϊόντων	2,0407	2,1582	2,2013*
32	Παραγών Πετρελαίου και Άνθρακα	0,4162	0,7117	0,8718
33	Μή Μεταλλικών Όρυκτων	1,7016	2,7736*	2,4942*
34	Βασικών Μεταλλουργικών Προϊόντων	2,9921*	2,5778*	2,3998*
35	Μεταλλουργικών Προϊόντων	1,4276	1,4568	1,2418
36	Μηχανών και Συσκευών	1,4276	1,5633	0,7830
37	Ηλεκτρικών Μηχανών	2,3411	3,0639*	3,7770**
38	Μεταφορικών Μέσων	2,1352	2,6350*	1,4439
39	Διαφόρων Βιομηχανιών	3,6842*	2,4212*	1,6899
20-39	Σύνολο Μεταποίησης	2,776*	3,8596**	2,9863*
Κριτικές τιμές F σε 5 %		2,57	2,32	2,20
» » F σε 1 %		3,76	3,26	3,03

Σημείωση :

Γιά τὸ F<sup>1</sup> n<sub>1</sub>=4 n<sub>2</sub>=4 Περίοδος : 1966 II - 1979 IV  
 » » F<sup>2</sup> n<sub>1</sub>=4 n<sub>2</sub>=6 » 1966 IV - 1979 IV  
 » » F<sup>3</sup> n<sub>1</sub>=4 n<sub>2</sub>=8 » 1967 II - 1979 IV

\* Απόρριψη τής ὑποθέσεως μηδέν σὲ ἐπίπεδο 5 %.

\*\* » » » » » » 1 %.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Αποτελέσματα Άμέσων Έλέγχων Granger

$$\text{Παλινδρόμηση της } Pc_t = c_2 + b_2 t + \sum_{j=1}^{n_3} \pi_{21}(j) Pc_{t-j} + \sum_{j=1}^{n_4} \pi_{22}(j) W^i_{t-j}$$

Υπόθεση μηδέν  $H_0 : \pi_{22}(1) = \pi_{22}(2) = \dots = \pi_{22}(j) = 0$

Κωδικός αριθμός	Κ λ ά δ ο ι	Τιμές της Στατιστικής F		
		F1(4,45)	F2(6,41)	F3(8,37)
20	Ειδών Διατροφής	1,4601	0,9322	0,7335
21	Ποτών	3,4902*	2,6602*	2,8569*
22	Καπνού	1,5603	1,9267	2,6182*
23	Υφαντικών Ειδών	1,2873	1,0729	0,9666
24	Ειδών Υποδήσως-Ένδυμασίας	8,1101**	5,5152**	5,1351**
25	Ξύλου και Φελλού	0,6527	3,5768**	2,3985*
26	Επίπλων	2,1488	1,8980	1,5406
27	Χάρτου	3,4783*	2,7299*	2,3097*
28	Έκτυπώσεων-Έκδόσεων	1,8197	1,8017	1,8199
29	Δέρματος	1,3147	1,4677	1,1697
30	Προϊόντων Έλαστικού και Πλαστικών	1,2757	1,9028	2,7958*
31	Χημικών Προϊόντων	2,4011	1,6856	1,4375
32	Παραγώγων Πετρελαίου και Άνθρακα	0,2677	1,0074	1,3958
33	Μη Μεταλλικών Όρυκτων	1,6902	1,1809	0,9287
34	Βασικών Μεταλλουργικών Προϊόντων	1,4496	1,7990	1,5730
35	Μεταλλουργικών Προϊόντων	0,6607	0,9725	0,8616
36	Μηχανών και Συσκευών	0,5888	0,5231	0,6438
37	Ηλεκτρικών Μηχανών	0,5591	0,7956	0,7067
38	Μεταφορικών Μέσων	3,5500*	2,5154*	3,1778**
39	Διαφόρων Βιομηχανιών	0,2441	1,4800	1,6298
20-39	Σύνολο Μεταποίησης	0,1498	1,7505	1,2287
	Κριτικές τιμές F σε 5%	2,57	2,32	2,20
	» » F σε 1%	3,76	3,26	3,03

Σημείωση :

Για τὸ F1  $n_3=4$   $n_4=4$  Περίοδος : 1966 II - 1979 IV  
 » » F2  $n_3=4$   $n_4=6$  » 1966 IV - 1979 IV  
 » » F3  $n_3=4$   $n_4=8$  » 1967 II - 1979 IV

\* Ἀπόρριψη τῆς ὑποθέσεως μηδέν σὲ ἐπίπεδο 5%

\*\* » » » » » » 1%

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Αποτελέσματα Άμεσων Ελέγχων Granger

$$\text{Παλινδρόμηση τής } PW^i_t = c_3 + b_3 t + \sum_{j=1}^{n_5} \pi_{31}(j) PW^i_{t-j} + \sum_{j=1}^{n_6} \pi_{32}(j) W^i_{t-j}$$

Υπόθεση μηδέν  $H_0 : \pi_{32}(1) = \pi_{32}(2) = \pi_{32}(3) = \dots = \pi_{32}(j) = 0$

Κωδικός αριθμός	Κ λ ά δ ο ι	Τιμές τής Στατιστικής F		
		F <sup>1</sup> (4,40)	F <sup>2</sup> (6,36)	F <sup>3</sup> (8,32)
20	Είδων Διατροφής	0,0500	0,1500	0,1636
23	Υφαντικών Είδων	0,9320	0,6888	0,7876
27	Χάρτου	2,8380*	1,8132	1,3256
30	Προϊόντων Έλαστικού και Πλαστικών	1,2710	0,7884	0,8204
31	Χημικών Προϊόντων	1,9380	1,2234	1,2096
32	Παρ. Πετρελαίου και Άνθρακα	1,0460	1,3212	1,7788
33	Μη Μεταλλικών Όρυκτων	0,8340	0,4818	0,6928
20-39	Σύνολο Μεταποίησης	0,0630	0,0630	0,2964
Κριτικές τιμές F σε 5 %		2,61	2,36	2,25
» » F σε 1 %		3,83	3,35	3,12

Σημείωση :

Για τὸ	F <sup>1</sup>	n <sub>5</sub> = 4	n <sub>6</sub> = 4	Περίοδος :	1967	II - 1979	IV
» »	F <sup>2</sup>	n <sub>5</sub> = 4	n <sub>6</sub> = 6	»	1967	IV - 1979	IV
» »	F <sup>3</sup>	n <sub>5</sub> = 4	n <sub>6</sub> = 8	»	1968	II - 1979	IV

\*Απόρριψη τής υπόθεσεως μηδέν σε επίπεδο 5 %.

Στὸ σημεῖο αὐτὸ θὰ πρέπει πάντως νὰ παρατηρηθεῖ ὅτι ὁ μετασχηματισμὸς τῶν σειρῶν στὶς λογαριθμικὲς διαφορὲς τοὺς δὲν ἀποβλέπει μόνον στὴ στασιμότητα, ἀλλὰ συνάμα καὶ στὸν περιορισμὸ τῆς αὐτοσυσχέτισης στὰ ὑπόλοιπα τῶν παλινδρομήσεων πού γίνονται μὲ αὐτές. Παίρνοντας ὑπόψη δέ, ὅτι ἡ ἀκρίβεια τῶν ἐλέγχων F σὲ ὁμάδες συντελεστῶν παλινδρομήσεως ἐξαρτᾶται σὲ μεγάλο βαθμὸ ἀπὸ τὴν ἔλλειψη αὐτοσυσχετίσεως στὰ ὑπόλοιπα, πιστεύουμε ὅτι ὁ μετασχη-

ματισμός αυτός συμβάλλει ουσιαστικά στη βελτίωση της αξιοπιστίας των αποτελεσμάτων μας.

Πιο αναλυτικά, στους πίνακες 1 και 2 παρουσιάζονται οι τιμές των στατιστικών  $F$  όπως υπολογίστηκαν από τις εκτιμήσεις των εξισώσεων (2-10) και (2-11). Η συγκριτική εξέταση των πινάκων αυτών οδηγεί στα εξής συμπεράσματα :

α) Για το σύνολο της μεταποίησης, η υπόθεση μηδέν, που φέρνει το όρομισθιο να αποτυχαίνει να προηγηθεί αιτιωδώς του δείκτη τιμών καταναλωτή, γίνεται δεκτή. Αντίθετα, η αντίστοιχη υπόθεση μηδέν, της μη προηγέσεως των τιμών καταναλωτή, ως προς το γενικό όρομισθιο απορρίπτεται για να γίνη δεκτή σαν αληθινή ή εναλλακτική της που εμφανίζει τις τιμές ως κατά Granger αιτιωδώς προηγούμενες του όρομισθίου. Οι αποφάσεις για την αποδοχή ή απόρριψη των υποθέσεων αυτών πάρθηκαν στα συμβατικά επίπεδα ανοχής στατιστικού σφάλματος και φαίνεται να μην επηρεάσθηκαν από τα μήκη ύστερήσεων στις ανεξάρτητες μεταβλητές των εξισώσεων που εκτιμήθηκαν. Πράγματι και στους τρεις διαφορετικούς προσδιορισμούς που εκτιμήθηκαν για κάθε μία από τις υποθέσεις, η απόφαση για το ποιά θα επιλεγεί ως αληθινή ήταν πάντα η ίδια. Έτσι, με βάση τα αποτελέσματα αυτά, η εξωγενότητα των τιμών καταναλωτή ως προς το γενικό όρομισθιο αποτελεί έναν εμπειρικά βάσιμο ισχυρισμό.

β) Στο επίπεδο των βιομηχανικών κλάδων, η υπόθεση της μη προηγέσεως των τιμών καταναλωτή ως προς τα κλαδικά όρομισθια επιβεβαιώνεται στα συμβατικά επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας και στους τρεις εναλλακτικούς προσδιορισμούς που εκτιμήθηκαν, για τους κλάδους 23, 26, 28, 29, 32, 35 και 36. Η δε υπόθεση, της μη προηγέσεως των όρομισθίων ως προς τις τιμές καταναλωτή επιβεβαιώνεται, με τις ίδιες όπως πιο πάνω προϋποθέσεις, για τους κλάδους 20, 23, 26, 28, 29, 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37 και 39. Είναι χαρακτηριστικό πάντως, ότι στους κλάδους που οι τιμές στον καταναλωτή απέτυχαν να προηγηθούν των αντίστοιχων όρομισθίων και τα όρομισθια με τη σειρά τους απέτυχαν να προηγηθούν των τιμών. Έτσι, για τους κλάδους αυτούς θα πρέπει να δεχθούμε την στατιστική ανεξαρτησία των σειρών των όρομισθίων με τη σειρά του δείκτη τιμών καταναλωτή. Τέλος, θα πρέπει να υπογραμμιστεί ότι στους κλάδους 24 και 27 που παρατηρείται προήγηση των όρομισθίων, διαπιστώνεται παράλληλα και μία ταυτόχρονη, προήγηση των τιμών ως προς τα όρομισθια. Η διαπίστωση αυτή, που ουσιαστικά ισοδυναμεί με την ύπαρξη διαρθρώσεων αναδράσεως στους κλάδους αυτούς γίνεται δεκτή, αν και με μεγαλύτερη πιθανότητα σφάλματος και για τους κλάδους 21, 25 και 38.

Έρχομαστε τώρα στην εξέταση του πίνακα 3. Παρατηρούμε, ότι το κύριο χαρακτηριστικό των ελέγχων που πραγματοποιήσαμε, είναι το εξαιρετικά μικρό

περιθώριο σφάλματος με το οποίο επιβεβαιώνεται η υπόθεση της εξωγενότητας των τιμών των βιομηχανικών προϊόντων ως προς τα αντίστοιχα όρομίσθια. Πράγματι, οί τιμές των στατιστικών ελέγχου είναι τόσο χαμηλότερες από τις κριτικές τιμές τους, πού η υπόθεση αυτή να γίνεται ανεπιφύλακτα αποδεκτή τόσο στο επίπεδο των βιομηχανικών κλάδων όσο και στο σύνολο της μεταποίησης.

Βέβαια, υπάρχει η εξαίρεση πού παρατηρείται στον πιό περιορισμένο προσδιορισμό πού εκτιμήθηκε για τον κλάδο 27, όπως και οί σχετικά με τους άλλους κλάδους ψηλότερες τιμές της στατιστικής F για τους υπόλοιπους δύο προσδιορισμούς. Τουτό όμως, χωρίς ουσιαστικά να παραβιάζει το πιό πάνω συμπέρασμά μας, είναι συνεπές με τα αποτελέσματα των προηγούμενων ελέγχων πού πραγματοποιήσαμε για τον κλάδο αυτό.

Συμπληρώνοντας λοιπόν την παρουσίαση των αποτελεσμάτων, κρίναμε σκόπιμη την πιό κάτω συνοπτική αξιολόγησή τους. Η βασική μας διαπίστωση, της εξωγενότητας των τιμών καταναλωτή ως προς το γενικό όρομίσθιο (όπως και προς τα περισσότερα κλαδικά) και των τιμών βιομηχανικών προϊόντων ως προς τα αντίστοιχα κλαδικά, έχει όρισμένες συνέπειες αναφορικά με τους παράγοντες, οί όποιοι θά πρέπει να θεωρηθούν ως καθοριστικοί στην εξέλιξη της πληθωριστικής διαδικασίας στην Ελλάδα. Τα αποτελέσματα πού προέκυψαν από αυτή την εργασία απέκλεισαν από τους παράγοντες αυτούς ένα στοιχείο πού πολλές φορές φέρεται, ως το πλέον καθοριστικό, το εργατικό όρομίσθιο. Γεγονός, πού ουσιαστικά συνηγορεί στη θέση, ότι η προσπάθεια αναζητήσεως έρμηνείας του πληθωριστικού φαινομένου, θά πρέπει να κατευθυνθεί μέσα σε σχήματα στα όποια πρωταρχικό ρόλο θά διαδραματίζουν στοιχεία όπως : Το κόστος των πρώτων υλών, οί διαρθρώσεις των αγορών, ό βαθμός εκθέσεως των βιομηχανικών κλάδων στο διεθνή ανταγωνισμό κλπ.

Έτσι, παρενθετικά αναφέρουμε ότι η εργασία αυτή παρά το έντονο «measurement without theory» πού τη χαρακτηρίζει μπορεί να αποτελέσει την αφετηρία μιās ευρύτερης ποιοτικής έρμηνείας των εξελίξεων στις τιμές. Οί πιό πάνω διαπιστώσεις παράλληλα με την επιβεβαίωση της υποθέσεως προηγήσεως των τιμών καταναλωτή προς τα όρομίσθια, οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η συμπεριφορά των όρομισθίων κατά τα τελευταία χρόνια υπήρξε παθητική. Η εξέλιξή τους δηλαδή, απέικόνισε άπλως την προσαρμογή των άμοιβών στα υψηλότερα επίπεδα τιμών.

Τέλος, τά συμπεράσματα πού προέκυψαν από αυτή την εργασία εύκολα μπορούν να αξιοποιηθούν μέσα στα πλαίσια της διαδικασίας αναζητήσεως εγκύρων και συνεπών με τα δεδομένα προσδιορισμών, σε γενικά και κλαδικά υποδείγματα μισθών - τιμών. Βέβαια, μιὰ τέτοια προσπάθεια ξεφεύγει από τά όρια αυτής της έρ-

γασίας και δέν πρόκειται νά επιχειρηθεῖ ἐδῶ. Ἐνδεικτικά ἀναφέρουμε μόνο, ὅτι γιὰ τὸ γενικὸ ὄρομίσθιο καὶ τὶς τιμὲς καταναλωτῆ τὸ σχετικὸ ὑπόδειγμα, σύμφωνα μὲ τὰ ἀποτελέσματά μας, θά πρέπει νά ἔχει τὴν ἐξῆς μορφή :

Ἡ συνάρτηση τιμῶν καταναλωτῆ θά καθορίζεται ἀποκλειστικά ἀπὸ ἐξωγενεῖς μεταβλητές καὶ πιθανὸ ἀπὸ τὴν ἱστορία τῶν τιμῶν. Ἡ δὲ συνάρτηση τοῦ γενικοῦ ὄρομισθίου θά περιλαμβάνει μεταξὺ τῶν ἐρμηνευτικῶν μεταβλητῶν τῆς τὶς τιμὲς καταναλωτῆ καὶ πιθανὸ ἄλλες ἐξωγενεῖς καὶ προκαθορισμένες μεταβλητές. Σημασία ἔχει ὁμως τὸ γεγονός, ὅτι σ' ἓνα τέτοιο σύστημα μποροῦμε νά πάρουμε συνεπεῖς ἐκτιμήσεις τῶν παραμέτρων του, ἐκτιμώντας χωριστὰ κάθε μία ἐξίσωση μὲ κλασικὰ ἐλάχιστα τετράγωνα.

#### 4. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ - ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στὴν ἐργασία αὐτή, ἐφαρμόζοντας μιὰ μεθοδολογία χρονολογικῶν σειρῶν, ἐπιχειρήσαμε ἐλέγχοντας διαδοχικὰ τὶς ὑποθέσεις ἐξωγενότητας τῶν τιμῶν καταναλωτῆ καὶ βιομηχανικῶν προϊόντων ὡς πρὸς τὰ ὄρομίσθια, νά προσδιορίσουμε σχέσεις αἰτιώδους διατάξεως γιὰ τὶς μεταβλητές αὐτές.

Τὰ ἀποτελέσματα τῶν ἐλέγχων ποὺ πραγματοποιήσαμε γι' αὐτὸ τὸ σκοπὸ, ἐπιβεβαίωσαν τὴν ἐξωγενότητα τῶν τιμῶν ἔτσι, ποὺ νά μὴν εἶναι δυνατὸς ὁ προσδιορισμὸς μιᾶς σχέσεως διατάξεως ποὺ νά ἐμφανίζει τὰ ὄρομίσθια ὡς κατὰ Granger αἰτιωδῶς προηγούμενα τῶν τιμῶν. Ἀντίθετα, ὁ ἀντίστοιχος ἔλεγχος ἐξωγενότητας τῶν ὄρομισθίων πρὸς τὶς τιμὲς καταναλωτῆ, ἐπιβεβαίωσε τὴν προήγηση τῶν τιμῶν καταναλωτῆ ὡς πρὸς τὸ γενικὸ ὄρομίσθιο, ἀποτέλεσμα ποὺ ἐπιβεβαιώθηκε καὶ γιὰ τὰ ὄρομίσθια τῶν περισσώτερων βιομηχανικῶν κλάδων.

Τὰ ἀποτελέσματα αὐτὰ ἔρχονται νά ἐνισχύσουν τὴν ἄποψη ὅτι ἡ πληθωριστικὴ διαδικασία στὴν Ἑλλάδα, διαμορφώθηκε ἀπὸ παράγοντες ἄλλους ἐκτὸς τοῦ ἐργατικοῦ κόστους (τιμὲς πρώτων ὑλῶν, διαρθρώσεις ἀγορῶν, βαθμὸς ἐκθέσεως τῶν κλάδων στὸ διεθνὴ ἀνταγωνισμό κλπ.). Βρίσκονται δὲ σὲ ἀντίθεση μὲ τὶς ἀπόψεις ποὺ δέχονται τὴν ταυτόχρονη ἀλληλεπίδραση καὶ ἐνδογενὴ προσδιορισμὸ τῶν ὄρομισθίων καὶ τιμῶν.

#### ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Granger C. W. J. (1969) : Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross - Spectral Methods. *Econometrica*, 37, 424 - 438.
- Mehra, Y. P. (1977) : Money Wages, Prices and Causality. *Journal of Political Economy*, 85, 1227 - 1244.

- Pierce, D. A. (1975) : Forecasting in Dynamic Models with Stochastic Regressors. *Journal of Econometrics*, 3, 349 - 374.
- Pierce, D. A. - L. D. Haugh, (1977) : Causality in Temporal Systems. Characterizations and a Survey. *Journal of Econometrics*, 5, 265 - 293.
- Sargent, T. J. (1976) : A Classical Macroeconometric Model for the United States. *Journal of Political Economy*, 84, 207 : 237.
- Sims, C. A. (1972) : Money, Income and Causality. *American Economic Review*, 62, 540 - 554.
- Wold, H. O. (1938) : *The Analysis of Stationnaty Time Series*, 1st ed., Uppsala :: Alquist and Wicksell.
- Zellner, A. (1979) : *Causality and Econometric*.
- Three Aspects of Policy and Policy Making : Knowledge, Data and Institutions, North-Holland Publishing, Company, 9 - 54.