

ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΜΕΤΟΧΩΝ
ΕΙΣΗΓΜΕΝΩΝ ΣΤΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΤΩΝ ΑΘΗΝΩΝ
ΚΑΙ ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΩΝ ΣΥΝΙΣΤΩΣΩΝ
ΤΟΥ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ*

Υπό

Γ. ΚΑΡΑΘΑΝΑΣΗ και Ν. ΦΙΛΙΠΠΑ

Ανωτάτη Σχολή Οικονομικών και Εμπορικών Επιστημών

ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΚΑΙ ΑΝΤΙΚΕΙΜΕΝΙΚΟΙ ΣΚΟΠΟΙ

Το παρόν άρθρο αποτελεί μια προσπάθεια κατασκευής και ελέγχου υποδειγμάτων αποτίμησης μετοχών για τον τομέα των Ελληνικών Τραπεζών. Ενώ αναφορικά με τη λειτουργία της αγοράς χρεογράφων στις περισσότερες Δυτικές χώρες έχουν δημοσιευτεί ιδιαίτερα σημαντικές αναλύσεις, για την αγορά χρεογράφων στην Ελλάδα έχει δημοσιευτεί ένας μικρός μόνο αριθμός ερευνητικών εργασιών.

Το παρόν άρθρο παρουσιάζει ενδιαφέρον για έναν ακόμα ιδιαίτερα σημαντικό λόγο, την χρησιμοποίηση μεθόδων εκτίμησης οι οποίες δεν είναι αρκετά γνωστές στον χώρο της Χρηματοδοτικής Διοίκησης.

Πιο συγκεκριμένα γίνεται συνδυασμός διαστρωματικών δεδομένων με δεδομένα χρονολογικών σειρών (pooling) και εφαρμόζουμε αποτελεσματικές (efficient) μεθόδους εκτίμησης.

Η χρησιμοποίηση εξειδικεύσεων, οι οποίες συνδυάζουν διαχρονικά με διαστρωματικά δεδομένα, ενδείκνυται ιδιαίτερα όταν ο αριθμός των διαστρωματικών μονάδων ή ο αριθμός των χρονικών περιόδων είναι μικρός σε σχέση με τον αριθμό

* Τμήμα του άρθρου αυτού έχει βασιστεί σε ιδέες που περιέχονται στη διδακτορική διατριβή του Ν. Φίλιππα.

των προς εκτίμηση παραμέτρων του υποδείγματος, το οποίο πρόκειται να εκτιμήσουμε. Μια τέτοια ακριβώς περίπτωση είναι η φύση της έρευνας που παρουσιάζουμε, όπου υπάρχουν μόνο οκτώ εμπορικές τράπεζες.

Προφανώς θα ήταν άσκοπη η χρησιμοποίηση της απλής μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων με μόνο οκτώ παρατηρήσεις.

Ο συνδυασμός όμως διαστρωματικών δεδομένων με δεδομένα χρονολογικών σειρών μας επιτρέπει την χρησιμοποίηση ενός σημαντικού αριθμού παρατηρήσεων και την εφαρμογή αποτελεσματικών μεθόδων εκτίμησης.

Αξίζει να σημειώσουμε ότι μερικοί συγγραφείς έχουν εκφράσει την αμφιβολία τους για την καταλληλότητα της απλής μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων για την εκτίμηση υποδειγμάτων αποτίμησης μετοχών¹.

Το άρθρο χωρίζεται σε πέντε τμήματα. Το πρώτο τμήμα αναφέρεται στην παρουσίαση του οικονομικού υποδείγματος ενώ το δεύτερο στην επισκόπηση ενός αριθμού προηγούμενων άρθρων.

Στο τρίτο τμήμα αναπτύσσεται η προτεινόμενη μέθοδος εκτίμησης ενώ στο τέταρτο ορίζονται οι μεταβλητές οι οποίες έχουν εισαχθεί στην ανάλυση. Στο πέμπτο και τελευταίο τμήμα αναφέρονται και ερμηνεύονται τα στατιστικά αποτελέσματα.

I. ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΟΥ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Ένα χρήσιμο οικονομικό υπόδειγμα η ρεαλιστικότητα του οποίου μπορεί να ελεγχθεί με εμπειρικά δεδομένα είναι το υπόδειγμα του Solomon².

Δεχόμενοι έναν αριθμό υποθέσεων συμπεραίνουμε ότι η αγοραία αξία μιας μετοχής είναι βασικά συνάρτηση των μερισμάτων καθώς επίσης και του ρυθμού αύξησης των μερισμάτων που αναμένουν οι επενδυτές.

1. Βλέπε για παράδειγμα τον M. Gordon (1962 σελ. 153) όπου υπαινίσσεται ότι : «όταν τέτοιες διαστρωματικές επιδράσεις παρουσιάζονται, υπάρχει η πιθανότητα ότι η εισαγωγή στο υπόδειγμα μιας επιπρόσθετης μεταβλητής ή η χρησιμοποίηση μιας διαφορετικής μεθόδου εκτίμησης θα βελτιώσει την αξιοπιστία των προς εκτίμηση παραμέτρων».
Ακόμα Friend και Puckett (1964), σελ. 664 - 665.

2. Solomon (1969).

Υπάρχουν όμως και άλλες μεταβλητές οι οποίες επηρεάζουν την τιμή μιας μετοχής.

Αυτές οι μεταβλητές περιλαμβάνουν την μεταβλητικότητα των κερδών καθώς και ορισμένες μεταβλητές χρηματοοικονομικής μόχλευσης. Στο άρθρο αυτό η μεταβλητικότητα των κερδών (V) εκφράζεται ως ο λόγος του τυπικού σφάλματος της εκτίμησης του γωνιακού συντελεστή, ο οποίος προέκυψε από την παλινδρόμηση των κερδών ανά μετοχή ως προς τον χρόνο για τα προηγούμενα πέντε έτη, δια της μέσης τιμής των κερδών της περιόδου αυτής.

Όσον αφορά τις μεταβλητές μόχλευσης πειραματιστήκαμε με δύο λόγους. Ο πρώτος είναι ο λόγος των ιδίων κεφαλαίων δια του συνόλου των απασχολούμενων κεφαλαίων. Ο δεύτερος είναι ο λόγος του συνόλου του ενεργητικού μείον το άθροισμα των κεφαλαίων χωρίς κίνδυνο (riskless assets) δια του συνόλου των ιδίων κεφαλαίων³.

Ένας σημαντικός αριθμός ερευνητών έχει χρησιμοποιήσει το μέγεθος (size) της επιχείρησης ως ανεξάρτητη μεταβλητή σε διάφορα υποδείγματα κόστους κεφαλαίου ή αποτίμησης μετοχών.-

Το μέγεθος της επιχείρησης συχνά χρησιμοποιείται σαν προσεγγιστική μεταβλητή (proxy) του κινδύνου. Η προηγούμενη ανάλυση υπαινίσσεται την παρακάτω σχέση :

$$P = F[D,G,V,L,S]$$

Η προσέγγιση μας εξειδικεύει έναν αριθμό μεταβλητών οι οποίες είναι οι κύριοι προσδιοριστικοί παράγοντες της διαμόρφωσης των τιμών των μετοχών.

Αυτό λοιπόν που έχουμε είναι μια ελεγχόμενη υπόθεση και μόνο η προσφυγή στον έλεγχο θα μας έδινε το δικαίωμα να πούμε κάτι συγκεκριμένο για τη σχετική σπουδαιότητα των μεταβλητών οι οποίες επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών.

3. Durand (1955) και Jessup (1980).

4. Benishay (1961), Fisher (1961) κ.ά.

II. ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΤΩΝ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΕΡΓΑΣΙΩΝ

Χρησιμοποιώντας διαστρωματικά δεδομένα ορισμένοι ερευνητές έλεγξαν διάφορες παραλλαγές του παρακάτω υποδείγματος⁵ :

$$P = F, [D, E, RE, VAR, L, SIZE, SR, GR] \quad (II)$$

όπου :

P : τιμή της μετοχής

D : τρέχοντα μερίσματα

E : τρέχοντα κέρδη

RE : τρέχοντα παρακρατηθέντα κέρδη

VAR : μεταβλητικότητα των κερδών

L : μεταβλητή μόχλευσης

SIZE : συνολικό ενεργητικό ή καθαρή θέση

SR : συστηματικός κίνδυνος

GR : μεταβλητή ρυθμού αύξησης των μερισμάτων (κερδών).

Στις περισσότερες περιπτώσεις τα μερίσματα και τα παρακρατηθέντα κέρδη ήταν οι βασικές ανεξάρτητες μεταβλητές τα δε αποτελέσματα έδειξαν ότι ο συντελεστής των μερισμάτων ήταν : (α) πιο σταθερός, (β) αριθμητικά μεγαλύτερος και (γ) στατιστικά πιο σημαντικός από το συντελεστή των παρακρατηθέντων κερδών (ή της μεταβλητής αύξησης).

Αναφορικά με τη σπουδαιότητα των άλλων μεταβλητών δεν υπήρχαν συγκεκριμένα συμπεράσματα για την επίδρασή τους στην τιμή των μετοχών, εκτός από την μεταβλητή μέγεθος (size) η οποία φαίνεται να επιδρά σημαντικά στην διαμόρφωση της τιμής της μετοχής.

Όλες οι εμπειρικές μελέτες επικρίνονται στο βαθμό που οι εκτιμηθείσες παράμετροι δεν παρουσίασαν διαχρονική σταθερότητα και σε ορισμένες περιπτώ-

5. Fisher (1961), Friend και Puckett (1964), Keenan (1970), Karathanassis και Tzoannos (1977), Bower και Bower (1970), Gordon (1959, 1962).

σεις ήταν μεροληπτικοί (biased) ή μη αποτελεσματικοί (inefficient) λόγω λαθών μέτρησης στις μεταβλητές ή λαθών στην εξειδίκευση του υποδείγματος⁶.

Στο επόμενο τμήμα θα αναφέρουμε μερικά από τα προβλήματα που συνδέονται με την ανάλυση των διαστρωματικών δεδομένων.

Θα ήταν ενδιαφέρον να εξετάσουμε ιδιαίτερα την εργασία του Durand για τις μετοχές των Τραπεζών⁷.

Ο Durand εξέτασε μερικές μεταβλητές οι οποίες θεωρητικά θα επηρέαζαν τις τιμές των μετοχών, αλλά στην τελική εξίσωση παλινδρόμησης οι ανεξάρτητες μεταβλητές ήταν η λογιστική αξία ανά μετοχή (book value), τα μερίσματα ανά μετοχή και τα κέρδη ανά μετοχή. Τα κριτήρια της ανάλυσης συνδιακύμανσης που εφάρμοσε έδειξαν ότι τα δείγματα που εξετάσε δεν προέρχονταν από τον ίδιο πληθυσμό είτε σε διαστρωματική είτε σε διαχρονική βάση.

Τελικά συμπέρανε ότι η απλή μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων δεν ήταν κατάλληλη για τον εμπειρικό έλεγχο υποδειγμάτων αποτίμησης μετοχών⁸.

Θα πρέπει να σημειωθεί, όμως, ότι τα αποτελέσματα της εργασίας του Durand πρέπει να ξετασθούν με ιδιαίτερη περίσκεψη, λόγω της επιλογής των ερμηνευτικών μεταβλητών.

Όπως σημειώθηκε πιο πάνω, ως ερμηνευτικές μεταβλητές ο Durand χρησιμοποίησε τόσο τα μερίσματα όσο και τα κέρδη.

Όμως όπως είναι γνωστόν, η αξία μιας μετοχής είναι συνάρτηση είτε των αναμενόμενων κερδών από τις υπάρχουσες επενδύσεις και των καθαρών κερδών από τις νέες επενδύσεις είτε μια συνάρτηση του επιπέδου των μερισμάτων και των ακαθάριστων κερδών τα οποία αναμένονται από τις νέες επενδύσεις.

Έτσι η εισαγωγή στο υπόδειγμα τόσο των κερδών όσο και των μερισμάτων (τα οποία σημειωτέον περιλαμβάνονται στα κέρδη) οδηγεί σε λάθος εξειδίκευση του υποδείγματος (model misspecification).

6. Keenan (1970) και Karathanassis (1983).

7. Durand (1955).

8. Γεγονός το οποίο επιβεβαιώνει τα σχόλια που έγιναν από τους Gordon και Friend και Puckett και φυσικά δικαιολογεί την προσέγγισή μας.

III. ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΩΝ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΩΝ ΜΕΘΟΔΩΝ

Στο τμήμα αυτό θα επιχειρήσουμε τη δικαιολόγηση των στατιστικών μεθόδων και διαδικασιών εκτίμησης οι οποίες χρησιμοποιήθηκαν στο παρόν άρθρο.

Όπως είναι γνωστό, για την εκτίμηση και τον έλεγχο οικονομικών σχέσεων υπάρχουν δύο βασικές προσεγγίσεις : η ανάλυση χρονολογικών σειρών και η ανάλυση διαστρωματικών δεδομένων.

Το βασικό πλεονέκτημα χρησιμοποίησης ανάλυσης χρονολογικών σειρών είναι ότι επιτρέπει τη σύλληψη εκείνων των δυναμικών παραγόντων⁹ οι οποίοι επηρεάζουν τη συγκεκριμένη εξαρτημένη μεταβλητή.

Το βασικό μειονέκτημα είναι ότι τα δεδομένα των χρονολογικών σειρών «υποφέρουν» (suffer) από τα προβλήματα αυτοσυσχέτισης (autocorrelation) και πολυσυγγραμικότητας (multicollinearity). Από την άλλη μεριά στην ανάλυση διαστρωματικών δεδομένων δεν παρουσιάζονται συνήθως προβλήματα αυτοσυσχέτισης και πολυσυγγραμικότητας αλλά συχνά εμφανίζεται το πρόβλημα της ετεροσχεδαστικότητας (heteroscedasticity).

Ακόμα ο ερευνητής δεν μπορεί να επισημάνει εκείνους τους δυναμικούς παράγοντες οι οποίοι επηρεάζουν την εξαρτημένη μεταβλητή. Στην ανάλυση διαστρωματικών δεδομένων ενδιαφερόμαστε για την εξαγωγή πληροφοριών οι οποίες βασίζονται σε διαφορές μεταξύ ποσοτικών μεταβλητών σε μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο.

Ποιοτικές μεταβλητές οι οποίες διαφοροποιούν την συμπεριφορά των διαστρωματικών μονάδων δεν μπορούν να εισέλθουν ρητά στο υπόδειγμα.

Για παράδειγμα, θα μπορούσαμε να είχαμε δύο επιχειρήσεις οι οποίες να έχουν τα ίδια δημοσιευθέντα κέρδη, αλλά οι τιμές των μετοχών τους να είναι διαφορετικές.

Το γεγονός αυτό μπορεί να εξαρτάται από το πώς οι επενδυτές ερμηνεύουν τα δημοσιευθέντα κέρδη, από τις πληροφορίες τις οποίες έχουν κ.λπ. Η ηλικία (ωριμότητα) και η εμπειρία των επιχειρήσεων ίσως είναι σημαντικοί παράγοντες οι οποίοι δεν μπορούν να εισαχθούν ρητά στην ανάλυση διαστρωματικών δεδομένων.

Οι δυναμικές ή οι παλαιότερες επιχειρήσεις ίσως είναι ικανές να ανακαλύψουν

9. Klein (1962)

νέες τεχνολογικές, χρηματοδοτικές και οργανωτικές μεθόδους ή να εφαρμόσουν παρόμοιες τεχνικές οι οποίες έχουν αναπτυχθεί από άλλους.

Αν όλες αυτές οι επιδράσεις μοναδικές για κάθε επιχείρηση υπάρχουν, επηρεάζουν στατιστικά την εξαρτημένη μεταβλητή αλλά δεν μπορούν να μετρηθούν και να εισαχθούν στο υπόδειγμα, τότε η χρησιμοποίηση της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων θα οδηγήσει σε μεροληπτικές και ασυνεπείς εκτιμήσεις των συντελεστών παλινδρόμησης.

Παρόμοιο πρόβλημα παρατηρείται στην ανάλυση χρονολογικών σειρών όταν πολλές φορές δεν μπορούν να ενσωματωθούν ρητά στο υπόδειγμα παράγοντες οι οποίοι μεταβάλλονται διαχρονικά π.χ. διαχρονικές μεταβολές στην παραγωγικότητα, ανάπτυξη νέων χρηματοδοτικών τεχνικών, κ.λπ.

Προσπάθειες εισαγωγής διαστρωματικών επιδράσεων σε μια ανάλυση διαστρωματικών δεδομένων με την εισαγωγή ψευδομεταβλητών θα ήταν άσκοπες δεδομένου ότι ο αριθμός των προς εκτίμηση παραμέτρων θα ήταν μεγαλύτερος από τον αριθμό των παρατηρήσεων.

Κάποιος μπορεί να ξεπεράσει τα πιο πάνω προβλήματα συνδυάζοντας διαστρωματικά δεδομένα με δεδομένα χρονολογικών σειρών.

Μια δυνητική προσέγγιση στην εκτίμηση οικονομικών σχέσεων από έναν συνδυασμό διαστρωματικών με διαχρονικά δεδομένα είναι η εισαγωγή πρόσθετων διαχρονικών και διαστρωματικών επιδράσεων.

Αλγεβρικά οι εξειδικεύσεις αυτές μπορούν να αναπαρασταθούν ως εξής:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$
$$i = 1 \dots N, \quad t = 1 \dots T$$

όπου Y_{it} είναι η τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής για τη διαστρωματική μονάδα i την χρονική περίοδο t , X_{kit} είναι η τιμή της k ερμηνευτικής μεταβλητής για τη διαστρωματική μονάδα i την χρονική περίοδο t , μ_i είναι μια μη παρατηρούμενη (unobservable) διαστρωματική επίδραση (individual effect), λ_t είναι μια μη παρατηρούμενη διαχρονική επίδραση (time effect) και ε_{it} είναι η μη παρατηρούμενη υπόλοιπη επίδραση (remainder).

Το υπόδειγμα (1) θα εκτιμηθεί δεχόμενοι δύο διαφορετικές και αμοιβαία αποκλειόμενες υποθέσεις :

Υπόθεση I: Τα μ_i και λ_t είναι άγνωστες σταθερές παράμετροι (fixed parameters) ώστε να ισχύει :

$$\sum_{i=1}^N \mu_i = 0 \quad \sum_{t=1}^T \lambda_t = 0$$

και τα ε_{it} είναι τυχαία.

Υπόθεση II: Όλες οι συνιστώσες μ_i , λ_t και ε_{it} είναι τυχαίες μεταβλητές (random variables).

Η αποδοχή της υπόθεσης I οδηγεί στο γνωστό υπόδειγμα της ανάλυσης συνδιακύμανσης¹⁰ (covariance model) ενώ η αποδοχή της υπόθεσης II οδηγεί στο υπόδειγμα των συνιστωσών του σφάλματος¹¹ (Error components Model).

Όπως είναι γνωστό, ο εκτιμητής της ανάλυσης συνδιακύμανσης είναι αμερόληπτος (unbiased), συνεπής (consistent) και ασυμπτωματικά αποτελεσματικός (asymptotically efficient) (εφόσον πληρούνται οι κλασσικές υποθέσεις).

Ένα βασικό μειονέκτημα της μεθόδου αυτής είναι η χρησιμοποίηση ενός σημαντικού αριθμού βαθμών ελευθερίας (degrees of freedom). Το «χάσιμο» των βαθμών αυτών ελευθερίας πολλές φορές οδηγεί στη μείωση της στατιστικής ισχύος (statistical power) του υποδείγματος.

Τέλος όπως ο Maddala¹² έχει δείξει η μέθοδος αυτή αγνοεί εκείνο το τμήμα της μεταβλητικότητας το οποίο οφείλεται στην μεταξύ των ομάδων (between firms) και μεταξύ των χρονικών περιόδων (between time periods) μεταβλητικότητα.

10. Βλέπε μεταξύ άλλων, Kmenta (1971), Pindyck και Rubinfeld (1981) και Judge - Griffiths-Hill-Lee (1980).

11. Αν ο στοχαστικός όρος περιλαμβάνει μόνο διαστρωματικές επιδράσεις, τότε το υπόδειγμα συνήθως ονομάζεται One way Error Component Model, ενώ αν περιλαμβάνει διαστρωματικές και διαχρονικές επιδράσεις ονομάζεται Two way Error Component Model.

12. Maddala (1971).

Οι ερευνητές σε μια προσπάθεια επίλυσης των προβλημάτων αυτών έδωσαν προτεραιότητα σε εξειδικεύσεις οι οποίες χρησιμοποιούν τα μι κ α t λt ως τυχαίες μεταβλητές¹³.

Η εκτίμηση των συντελεστών παλινδρόμησης της εξειδίκευσης αυτής απαιτεί μια διαδικασία εκτίμησης δύο σταδίων. Στο πρώτο στάδιο εκτιμώνται οι διακυμάνσεις των μι, λt και ειt.

Στο άρθρο αυτό η εκτίμηση των διακυμάνσεων των συνιστωσών του σφάλματος έγινε με την διαδικασία που έχει προτείνει ο Amemiya¹⁴.

Σύμφωνα με τη διαδικασία αυτή απαιτείται η χρήση καταλοίπων της ανάλυσης συνδιακύμανσης και η χρησιμοποίηση τύπων της τεχνικής της ανάλυσης της διακύμανσης τους οποίους έχει προτείνει ο Graybill (1961).

Στο δεύτερο στάδιο χρησιμοποιείται ο γενικευμένος εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων¹⁵.

Ο εφικτός (feasible) γενικευμένος εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων είναι αμερόληπτος, συνεπής, ασυμπτωτικά αποτελεσματικός και κάτω από συγκεκριμένες συνθήκες πιο αποτελεσματικός από τον εκτιμητή της ανάλυσης συνδιακύμανσης.

IV. ΠΗΓΕΣ ΤΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ ΚΑΙ ΟΡΙΣΜΟΣ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Όλα τα στοιχεία έχουν εξαχθεί από την Ετήσια Επετηρίδα του Χρηματιστηρίου των Αθηνών. Όλες οι μεταβλητές έχουν εκφρασθεί σε πραγματικές τιμές του 1970 χρησιμοποιώντας το έμμεσο αποπληθωριστή του GNP¹⁶. Υπάρχουν οκτώ (8) Εμπορικές Τράπεζες¹⁷ οι οποίες είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Αθή-

13. Wallace και Hussain (1969), Nerlove (1967, 1971a, 1971b), Balestra και Nerlove (1966).

14. Amemiya T. «The estimation of variances in a variance components model», 1971 I. E.R.

15. Το πρόγραμμα για τους απαιτούμενους υπολογισμούς έχει κατασκευασθεί από τον Καθηγητή T. Mount και του W. Hogan του Πανεπιστημίου του Cornell.

Ευχαριστούμε τον Καθηγητή κ. Γ. Μπήτρο ο οποίος πολύ ευγενικά μας παραχώρησε το πρόγραμμα.

16. Για όσες μεταβλητές θεωρήθηκε αναγκαίο.

17. Αποκλείστηκαν εκείνες οι τράπεζες οι οποίες για διάφορους λόγους δεν παρουσίασαν συνεχή στοιχεία για την περίοδο 1971 - 1983 καθώς και η Τράπεζα της Ελλάδος.

νας και οι παρατηρήσεις καλύπτουν την χρονική περίοδο 1977 -1983. Όμως για την κατασκευή των απαραίτητων μεταβλητών - όπως θα αναλυθεί αμέσως πιο κάτω - απαιτήθηκε η ύπαρξη συνεχών στοιχείων για την περίοδο 1972 - 1983. Θα συνεχίσουμε με τον ορισμό των μεταβλητών οι οποίες θεωρητικά φαίνεται ότι είναι οι πιο σπουδαίοι προσδιοριστικοί παράγοντες της εξαρτημένης μεταβλητής.

Ορισμός των μεταβλητών

Η εξαρτημένη μεταβλητή

Τιμή ανά μετοχή (P) : Είναι ο (αριθμητικός) μέσος¹⁸ των μέσων μηνιαίων τιμών. Μερικοί συγγραφείς προτιμούν τη χρησιμοποίηση των τιμών οι οποίες επικρατούσαν την τελευταία ημέρα του έτους. Όμως η τιμή αυτή μπορεί να περιέχει τυχαία ή παροδικά φαινόμενα.

Πειραματιστήκαμε με έναν ακόμα ορισμό της τιμής ανά μετοχή η οποία συχνά χρησιμοποιείται στην εφαρμοσμένη έρευνα. Αναφερόμαστε στο ημίθροισμα της μεγαλύτερης (highest) και της μικρότερης τιμής (lowest) της μετοχής της τράπεζας *i*, οι οποίες διαμορφώθηκαν κατά τη διάρκεια του έτους t ¹⁹.

Λόγω του ότι ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των δύο μεταβλητών ήταν 0,99 χρησιμοποιήσαμε μόνο τη μεταβλητή η οποία κατασκευάστηκε σαν ο μέσος όρος των μέσων μηνιαίων τιμών.

Οι ανεξάρτητες μεταβλητές

Τρέχον Μέρισμα ανά μετοχή : (D)

Σύμφωνα με τη θεωρία η οποία έχει ήδη αναπτυχθεί, αναμένουμε μία θετική σχέση ανάμεσα στο μέρισμα το οποίο διανέμει η τράπεζα *i* τον χρόνο t και στην τιμή της μετοχής της τράπεζας αυτής τον χρόνο t . Αν για παράδειγμα έχουμε δύο μετοχές δύο διαφορετικών τραπεζών οι οποίες έχουν ίδια τα υπόλοιπα χαρακτηρι-

18. Έχουμε χρησιμοποιήσει τιμές κλεισίματος. Η μέση τιμή κάθε μήνα προέκυψε από τη διαίρεση του αθροίσματος των τιμών κλεισίματος κατά τη διάρκεια του μήνα δια του αριθμού των ημερών που λειτούργησε το χρηματιστήριο.

19. Marris και Singh (1966).

στικά, πλην των μερισμάτων, θα αναμένουμε όπως η τράπεζα η οποία διανέμει μεγαλύτερο μέρος έχει μεγαλύτερη αξία στην αγορά, από την άλλη η οποία διανέμει μικρότερο μέρος.

Εναλλακτικά χρησιμοποιήσαμε έναν αριθμητικό μέσο τεσσάρων ετών για την αποφυγή παροδικών συνιστωσών οι οποίες μπορεί να περιέχονται στα τρέχοντα μερίσματα.

Οι μεταβλητές αύξησης (growth variables): GR

Πειραματιστήκαμε με τέσσερις διαφορετικές μεταβλητές οι οποίες εκφράζουν αύξηση (growth) :

- i) αύξηση των κερδών ανά μετοχή
- ii) αύξηση του συνόλου του ενεργητικού ανά μετοχή
- iii) αύξηση του μερίσματος ανά μετοχή
- iv) αύξηση της τιμής ανά μετοχή.

Η μεταβλητή αύξηση των κερδών ορίζεται ως ο λόγος του γωνιακού συντελεστή ο οποίος προέκυψε από την παλινδρόμηση των κερδών ανά μετοχή ως προς τον χρόνο για τα προηγούμενα πέντε έτη, δια της μέσης τιμής των κερδών για την περίοδο αυτή²⁰. Παρόμοια κατασκευάστηκαν και οι υπόλοιπες μεταβλητές αύξησης.

Είναι όμως πιθανόν όπως η αγορά θεωρεί τα παρακρατηθέντα κέρδη ως αντιπροσωπεύοντα την μεταβλητή του ρυθμού αύξησης των μερισμάτων. Η αιτιολογία του γεγονότος αυτού είναι ότι οι τράπεζες παρακρατούν τμήμα των συνολικών τους κερδών με το σκοπό να χρηματοδοτήσουν νέες επενδύσεις οι οποίες πρόκειται να αποφέρουν νέα μερίσματα επιπλέον των τρεχόντων μερισμάτων. Σύμφωνα με τη θεωρία, αναμένουμε μια θετική σχέση μεταξύ της τιμής της μετοχής και της μεταβλητής αύξησης (ή των παρακρατηθέντων κερδών).

20. Με άλλα λόγια, η αύξηση των κερδών ανά μετοχή είναι ίση με \bar{b}/\bar{E} όπου :

$$E_t = a + b(t) \quad t = t-4, \dots, t \text{ και}$$

$$\bar{E} = \frac{\sum_{t=t-4}^t E_t}{5}$$

Παρόμοιοι υπολογισμοί εκτελέστηκαν και για τους άλλους ρυθμούς αύξησης.

Οι Μεταβλητές Κινδύνου

1. Μεταβλητικότητας των κερδών ανά μετοχή : *BR*

Όπως είναι γνωστό, για ένα δεδομένο επίπεδο εισοδήματος, οι επενδυτές οι οποίοι αποστρέφονται τον κίνδυνο (risk averse investors) προτιμούν λιγότερο κίνδυνο²¹. Επιπροσθέτως για οποιοδήποτε επίπεδο κεφαλαιακής διάρθρωσης μιας επιχείρησης, όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση της κατανομής των δυνητικών κερδών, τόσο μεγαλύτερη είναι η πιθανότητα χρεωκοπίας της.

Για τους δύο προηγούμενους λόγους η σταθερότητα του εισοδήματος είναι ένα επιθυμητό χαρακτηριστικό και δεδομένων των άλλων χαρακτηριστικών η ύπαρξη του θα τείνει να αύξει την ζήτηση της μετοχής της τράπεζας.

Η μεταβλητικότητα μετρήθηκε ως ο λόγος του τυπικού σφάλματος της εκτίμησης του γωνιακού συντελεστή ο οποίος προέκυψε από την παλινδρόμηση των κερδών ως προς τον χρόνο για τα προηγούμενα πέντε έτη δια της μέσης τιμής των κερδών για την περίοδο αυτή.

Αναμένουμε λοιπόν μια αρνητική σχέση μεταξύ της μεταβλητικότητας των κερδών και της τιμής της μετοχής.

2. Ίδια Κεφάλαια προς το σύνολο των Κεφαλαίων : *OE*

Στον αριθμητή του λόγου αυτού περιλαμβάνονται όλων των ειδών τα αποθεματικά και το μετοχικό κεφάλαιο. Ο παρανομαστής αποτελείται από το άθροισμα όλων των τύπων του κεφαλαίου τα οποία χρησιμοποιούν οι Τράπεζες.

Τα ίδια κεφάλαια είναι μια σημαντική μεταβλητή της οποίας ο κύριος σκοπός είναι να απορροφά τις πιθανές ζημιές της αξίας των δανείων των ιδιωτών και των επιχειρήσεων καθώς και των διαφόρων επενδύσεων που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο μιας τράπεζας²².

Αναμένουμε μια θετική σχέση μεταξύ μεταβολών του λόγου αυτού της τράπεζας *i* και της τιμής της μετοχής της ίδιας τράπεζας.

21. Markowitz H. «Portfolio Selection» Journal of Finance, 1952.

22. Jessup (1980), Modern Bank Management, West Publishing Company.

3. *Σύνολο Ενεργητικού μείον το άθροισμα των χωρίς κίνδυνο (riskless) στοιχείων του ενεργητικού δια των ιδίων κεφαλαίων : R*

Ο αριθμητής του λόγου αυτού μπορεί να οριστεί σαν κεφάλαια με κίνδυνο (risk capital) με την έννοια ότι περιλαμβάνει μόνο μακροπρόθεσμα κεφάλαια. Τα χωρίς κίνδυνο κεφάλαια περιλαμβάνουν : το Ταμείο, τις καταθέσεις σε άλλες τράπεζες και στην Τράπεζα της Ελλάδας και κρατικά χρεώγραφα. Έτσι, με την προσέγγιση αυτή έχουμε μια μεταβλητή η οποία εκφράζει το χρηματοδοτικό κίνδυνο μιας Τράπεζας με την έννοια ότι τα ίδια κεφάλαια συσχετίζονται μόνο με εκείνα τα στοιχεία τα οποία ενέχουν κίνδυνο.

Αναμένουμε λοιπόν μια αρνητική σχέση μεταξύ του λόγου αυτού της τράπεζας και της τιμής της μετοχής της ίδιας τράπεζας.

4. *Μέγεθος της Τράπεζας : S*

Η μεταβλητή αυτή είναι ο λόγος του συνόλου του ενεργητικού της τράπεζας i δια του συνολικού αριθμού των κοινών μετοχών της.

Η θεωρητική δικαιολόγηση για την εισαγωγή της μεταβλητής αυτής είναι ότι μια μεγάλη επιχείρηση μπορεί να είναι καλύτερα διαφοροποιημένη (diversified) από μια μικρότερη και έτσι να έχει λιγότερο κίνδυνο²³.

Αναμένουμε λοιπόν μια θετική σχέση μεταξύ του μεγέθους της τράπεζας i και της τιμής της μετοχής της.

V. ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Ο αντικειμενικός σκοπός της παρούσης εργασίας ήταν να προσδιορίσει εμπειρικά την έκταση στην οποία μεταβολές των τιμών των μετοχών τόσο διαχρονικά όσο και μεταξύ των επιχειρήσεων, ερμηνεύονται από μεταβολές εκείνων των μεταβλητών οι οποίες προτείνονται από τη *θεωρία*.

Στο τμήμα αυτό παρουσιάζουμε και ερμηνεύουμε τα στατιστικά αποτελέσματα τα οποία προέκυψαν από τα εμπειρικά υποδείγματα τα οποία αναπτύχθηκαν στο τμήμα III.

23. Benishay (1961).

Τα αποτελέσματα προήλθαν από την εφαρμογή : i) της γενικευμένης μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων και ii) της μεθόδου της ανάλυσης της συνδιακύμανσης (analysis of covariance).

Όσον αφορά την συναρτησιακή μορφή των εξισώσεων παλινδρόμησης, πειραματιστήκαμε τόσο με τη γραμμική μορφή όσο και με τη λογαριθμική. Τα αποτελέσματα μας υπαινίσσονται ότι η γραμμική μορφή αποτελεί καλύτερη **προσέγγιση της πραγματικότητας**.

Σταθερές ή τυχαίες επιδράσεις

Στην εφαρμοσμένη έρευνα δεν είναι φανερό εκ των προτέρων αν τα μ_i και λ_t είναι σταθερά ή τυχαία. Η γνώση του γεγονότος αυτού είναι ιδιαίτερα σημαντική γιατί μας επιτρέπει τη χρησιμοποίηση της κατάλληλης μεθόδου εκτίμησης.

Αν υιοθετήσουμε το υπόδειγμα των συνιστωσών του σφάλματος, ο γενικευμένος εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων \hat{B}_{GLS} θα είναι αμερόληπτος, συνεπής και ασυμπτωτικά αποτελεσματικός, ενώ ο εκτιμητής της ανάλυσης συνδυα-
κύμανσης \hat{B}_{FE} είναι αμερόληπτος και συνεπής, αλλά λιγότερο αποτελεσματικός από το \hat{B}_{GLS} (κάτω από συγκεκριμένες συνθήκες).

Αξίζει όμως να σημειώσουμε ότι ο εκτιμητής \hat{B}_{GLS} θα έχει τις προαναφερ-
θείσες άριστες ιδιότητες μόνον αν πληρείται η υπόθεση της ορθογωνιότητας (Orthogonality assumption). Πιο συγκεκριμένα, αν οι ερμηνευτικές μεταβλητές X_{kit} είναι ανεξάρτητες από τα μ_i , λ_t και w_{it} .

Αν η υπόθεση της ορθογωνιότητας παραβιάζεται ο γενικευμένος εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων θα είναι μεροληπτικός (biased) και ασυνεπής (inconsistent), ενώ ο εκτιμητής της ανάλυσης της συνδιακύμανσης παραμένει συνεπής **ακόμα** και όταν παραβιάζεται η υπόθεση της ορθογωνιότητας²⁴.

Η σπουδαιότητα της μη παραβίασης της υπόθεσης αυτής πρωτοαναφέρθηκε από τον Maddala²⁵ και αναλύθηκε λεπτομερέστατα αργότερα από τον Mundlak²⁶.

24. Muldlak (1978), Hausman — Taylor (1981).

25. Maddala (1971).

26. Mundlak (1978).

Ένα στατιστικό κριτήριο το οποίο επιτρέπει τον έλεγχο της υπόθεσης της ανεξαρτησίας των ερμηνευτικών μεταβλητών με τα μ και λ αναπτύχθηκε από τον Hausman ²⁷.

Δεχόμενοι την υπόθεση μηδέν, ότι δεν υπάρχει παραβίαση της υπόθεσης της ορθογωνιότητας, ο Hausman έδειξε ότι η στατιστική

$$M = (\hat{B}_{FE} - \hat{B}_{GLS})' (\hat{M}_1 - \hat{M}_0)^{-1} (\hat{B}_{FE} - \hat{B}_{GLS})$$

έχει μια ασυμπτωτική χ^2_k κατανομή, όπου M_1 είναι η μήτρα διακυμάνσεων - συνδιακυμάνσεων του εκτιμητή της ανάλυσης συνδιακύμανσης \hat{B}_{FE} και M_0 είναι η αντίστοιχη μήτρα του γενικευμένου εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων \hat{B}_{GLS} . Αν η υπόθεση μηδέν είναι σωστή τότε πρέπει να χρησιμοποιήσουμε την γενικευμένη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων για την εκτίμηση των συντελεστών παλινδρόμησης.

Εφαρμόσαμε το κριτήριο του Hausman²⁸ σε όλες τις εξειδικεύσεις και βρήκαμε ότι οι τιμές της στατιστικής M ήταν πάντα μικρότερες από τις αντίστοιχες θεωρητικές της.

Για παράδειγμα η τιμή της M για την εξειδίκευση του πίνακα (4) βρέθηκε ότι ήταν 4,7. Για τη συγκεκριμένη εξειδίκευση η στατιστική M κατανέμεται ασυμπτωτικά σαν χ^2_3 και η τιμή της συγκρίνεται με την αντίστοιχη θεωρητική της, η οποία σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0.01 είναι 13,277.

Επειδή η τιμή της M 4,7 είναι μικρότερη από την αντίστοιχη θεωρητική της, δεχόμαστε την υπόθεση μηδέν, ότι δηλαδή δεν υπάρχει σφάλμα εξειδίκευσης στο υπόδειγμα (δεν παραβιάζεται η υπόθεση της ορθογωνιότητας).

Θα έπρεπε λοιπόν να αναμένουμε όπως ο γενικευμένος εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων είναι ο κατάλληλος εκτιμητής για την εκτίμηση του υποδείγματος (1).

Στους πίνακες (1), (2), (3) και (4) παρουσιάζονται τα πιο σημαντικά εμπειρικά αποτελέσματα της εργασίας μας.

27. Hausman (1978).

28. Το κριτήριο του Hausman λειτουργεί ασυμπτωτικά και η στατιστική του ισχύς δεν έχει διερευνηθεί για μικρά δείγματα. Ως εκ τούτου τα αποτελέσματα πρέπει να εξεταστούν με επιφύλαξη.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Εκτιμητές Μεταβλητές	Εκτιμητής ανάλυσης συνδιακύμανσης (L.S.D. V.)	Γενικευμένος εκτιμητής ελα- χίστων τετραγώνων (G.L.S.)
Αποτελέσματα		
C	- 617,3 (-0,8)*	- 254,0 (-0,3)
D	29,3 (5,9)	25,0 (5,9)
GRPR	30,0 (2,8)	29,3 (2,95)
S	0,088 (3,15)	0,068 (3,03)
OE	-71,9 (-0,8)	-40,0 (-0,5)
BR	-6,3 (-0,4)	-9,4 (-0,7)
\bar{R}^2	0.865	0.88
F	20.8	81.0

*οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι τιμές t.

Όπως προκύπτει από την επισκόπηση των εμπειρικών αποτελεσμάτων, η ερμηνευτική ικανότητα όλων των εξειδικεύσεων είναι υψηλή και οι αντίστοιχες τιμές F των υποδειγμάτων ιδιαίτερα ικανοποιητικές.

Όλες οι μεταβλητές έχουν το αναμενόμενο πρόσημο πλην του δείκτη της χρηματοοικονομικής μόχλευσης.

Οι ανεξάρτητες μεταβλητές οι οποίες συνεισφέρουν σημαντικά στην ερμηνευτικότητα της εξαρτημένης μεταβλητής, είναι τα τρέχοντα μερίσματα, ο ρυθμός αύξησης της τιμής της μετοχής²⁹ και το μέγεθος της επιχείρησης.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Εκτιμητές Μεταβλητές	Εκτιμητής ανάλυσης συνδιακύμανσης (L.S.D.V.).	Γενικευμένος εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων (G.L.S.)
— Αποτελέσματα —		
C	-1.057,2 (-1,8)*	-505,1 (-0,6)
D	28,7 (5,9)	24,6 (5,8)
GRPR	30,5 (2,8)	29,4 (2,95)
S	0,0986 (4,0)	0,0744 (3,7)
BR	-8,7 (-0,6)	-10,8 (-0,8)
\bar{R}^2	0.87	0.88 \bar{R}^2
F	22.6	103.3

* οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι τιμές t.

29. Από όλους τους ρυθμούς αύξησης και σε σχέση με τα παρακρατηθέντα κέρδη, η μεταβλητή αυτή προσαρμόστηκε καλύτερα.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.

Εκτιμητές Μεταβλητές	Εκτιμητής ανάλυσης συνδιακύμανσης (L.S.D. V.)	Γενικευμένος εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων (G.L.S.)
Αποτελέσματα		
C	-625,7 (-0,8)*	-263,0 (-0,3)
D	29,12 (5,96)	24,7 (5,8)
GRPR	28,74 (2,8)	27,4 (2,86)
S	0,086 (3,16)	0,065 (2,95)
OE	-79,7 (-0,9)	-51,4 (-0,6)
\bar{R}^2	0.87	0.88
F	22.6	103.3

*οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι τιμές t.

Οχι μεταβλητές μεταβλητικότητας των κερδών, καθώς και ο δείκτης χρηματοοικονομικής μόχλευσης δεν φαίνεται να εξασκούν στατιστικά σημαντική επίδραση στη διαμόρφωση της τιμής της μετοχής.

Η καλύτερη εξειδίκευση με βάση τα συνήθη στατιστικά κριτήρια φαίνεται να είναι αυτή του πίνακα (4).

Αναφορικά με τη σχετική υπεροχή του γενικευμένου εκτιμητή ελαχίστων τε-

τραγάνων σε σχέση με τον εκτιμητή της ανάλυσης συνδιακύμανσης αξίζει να παρατηρήσουμε ότι η υπεροχή αυτή δεν είναι εμφανής.

Τα εμπειρικά μας αποτελέσματα ενισχύουν την άποψη των Swamy και Aroga (1972), οι οποίοι υποστηρίζουν ότι όταν τα N, T είναι μικρά και γύρω στο 10 υπάρχει αβεβαιότητα για τη σχετική αποτελεσματικότητα των δύο προαναφερθέντων εκτιμητών.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4.

Εκτιμητές Μεταβλητές	Εκτιμητής ανάλυσης συνδιακύμανσης (L.S.D. V.)	Γενικευμένος εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων (G.L.S.)
Αποτελέσματα		
C	-1.138,4 (-2,0)*	-599,5 (-0,7)
D	28,3 (5,9)	24,1 (5,7)
GRPR	28,7 (2,8)	27,2 (2,8)
S	0,977 (4,0)	0,073 (3,6)
\bar{R}^2	0.87	0.88
F	24.6	140.4

* οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι τιμές t.

Τη θέση των Swamy και Alogoskoufis (1972) επιβεβαίωσαν μεταγενέστερες μελέτες Monte-Carlo οι οποίες δημοσιεύτηκαν το 1980 από τον W. Taylor³⁰.

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στο άρθρο αυτό προσπαθήσαμε να διερευνήσουμε αν οι μεταβολές στις τιμές των μετοχών μεταξύ των Εμπορικών Τραπεζών, οι οποίες είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο των Αθηνών, μπορούν να ερμηνευτούν από εκείνες τις μεταβλητές τις οποίες προτείνει η οικονομική θεωρία.

Όλες οι μεταβλητές έχουν το αναμενόμενο από την θεωρία πρόσημο πλην του δείκτη της χρηματοοικονομικής μόχλευσης.

Η ερμηνευτική ικανότητα των εξειδικεύσεων είναι ιδιαίτερα ικανοποιητική. Περίπου το 90 % της διακύμανσης της εξαρτημένης μεταβλητής ερμηνεύεται από τις τρεις βασικές ανεξάρτητες μεταβλητές : τα τρέχοντα μερίσματα, τον ρυθμό αύξησης της τιμής ανά μετοχή και το μέγεθος.

Δύο μεταβλητές οι οποίες εκφράζουν κίνδυνο, η μεταβλητικότητα των κερδών και ο δείκτης της χρηματοοικονομικής μόχλευσης φαίνεται να μην ασκούν στατιστικά σημαντική επίδραση στην διαμόρφωση των τιμών των μετοχών.

Μια πιθανή εξήγηση γι' αυτό είναι ότι ίσως οι επενδυτές αντλούν πληροφορίες αναφορικά με τον κίνδυνο μέσω της μεταβλητής μέγεθος (size).

Για την εκτίμηση του υποδείγματος (1) χρησιμοποιήσαμε δύο εναλλακτικούς εκτιμητές : Τον γενικευμένο εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων και τον εκτιμητή της ανάλυσης συνδιακύμανσης.

Λόγω της φύσης των δεδομένων μας, μικρά N, T, δεν υπάρχει σαφής υπεροχή του γενικευμένου εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων ως προς τον εκτιμητή της ανάλυσης συνδιακύμανσης.

Τα εμπειρικά μας αποτελέσματα ενισχύουν την άποψη των Swamy και Alogoskoufis

30. Taylor (1980).

(1972) και του W. Taylor (1980), οι οποίοι είχαν εκφράσει την αμφιβολία τους για την υπεροχή του γενικευμένου εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων σε καταστάσεις όπου τα N και T είναι μικρά.

Το κριτήριο του Hausman είναι υψίστης σπουδαιότητας για τον έλεγχο της παραβίασης της υπόθεσης της ορθογωνιότητας.

Αν και τα αποτελέσματά μας δεν μπορούν να συγκριθούν άμεσα με αντίστοιχα προηγούμενων μελετών, είναι ενδιαφέρον να παρατηρήσουμε ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές, οι οποίες βρέθηκαν να ασκούν σημαντική επίδραση στη διαμόρφωση της τιμής της μετοχής είναι αυτές οι οποίες έχουν επίσης βρεθεί από άλλους ερευνητές σε διάφορα μέρη του κόσμου.³¹.

Παρά το γεγονός λοιπόν, ότι το Χρηματιστήριο των Αθηνών δεν είναι τόσο αποτελεσματικό όσο άλλα Χρηματιστήρια, οι βασικοί σκοποί της θεωρίας της Αποτίμησης φαίνεται να είναι εφαρμόσιμοι σε αυτό.

ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ – ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Amemiya T., «The Estimation of variances in a Variance Components Model», *International Economic Review*, 12, 1971.
- Arora S.S., «Error Components Regression Models and their Applications», *Annals of Economic and Social Measurement*, 1973.
- Balestra P. and M. Nerlove, «Pooling Cross - Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model : The Demand for Natural Gas», *Econometrica*, July 1966.
- Benishay H., «Variability in Earnings - Price Ratios of Corporate Equities», *American Economic Review*, March 1961.
- Bower D.H. and Bower R.S., «Risk and the valuation of Common Stock», *Journal of Political Economy*, May-June 1969.
- Durand D., «Bank Stock Prices and the Analysis of Covariance», *Econometrica*, Jan. 1955.
- Fisher G.R., «Some Factors influencing Share Prices», *Economic Journal*, March 1961.
- Friend I. and Puckett M., «Dividends and Stock Prices», *American Economic Review*, Sept. 1964.
- Fuller W.A. and Battese G.E., «Estimation of Linear Models with Crossed - Error Structure», *Journal of Econometrics*, 2, 1974.

31. Fisher (1961) - Benishay (1961) - Durand (1955) κ.ά.

- Gordon M.J., «Financing and valuation of the Corporation», R.D., Irwin 1962.
- Gordon M.J. : «Dividends, Earnings and Stock Prices», Review of Economics and Statistics, May 1959.
- Hausman J.A., «Specification Tests in Econometrics», Econometrica, 46, 1978.
- Hausman J. A. and W.E. Taylor, 1981 : «Panel data and {Unobservable Individual Effects», Econometrica, 49 : 1377 -1398.
- Jessup P.F., «Modern Bank Management», West Publishing Co., 1980.
- Johnson L.R. and others, «Valuation of Closely Held Stock for Federal Tax Purposes», University of Pennsylvania, Law Review, 1951.
- Judge et. al., «The theory and Practice of Econometrics», Wiley Series, 1980.
- Karathanassis G., «Empirical Valuation Models : How Useful have they been ;», Accounting and Business Research, Autumn 1983.
- Karathanassis G. and Tzoannos J., «The Demand for Money by Business Firms : A Temporal and Cross - Sectional Analysis», Applied Economics, 9, 1977.
- Karathanassis G. and Toliás A., «Factors Affecting Share Prices : A Statistical Analysis of Prices on the Greek Stock Exchange», Rivista Internazionale Di Scienze Economiche E Commerciali, Dec. 1983.
- Keenan M., «Models of Equity valuation : The Great Germ Bubble», Journal of Finance, May 1970.
- Klein L.R., «An Introduction to Econometrics», Prentice - Hall, 1962.
- Kmenta J., «Elements of Econometrics», Macmillan N.Y., 1971.
- Kuh E. and J.R. Meyer, «How Extraneous are Extraneous Estimates», Review of Economics and Statistics, Nov. 1957.
- Maddala G.S., «The Use of variance Components Models in Pooling Cross - Section and Time Series Data», Econometrica, March 1971.
- Maddala G.S. and T.D. Mount, «A Comparative Study of Alternative Estimators for variance Components Models», Journal of the American Statistical Association, 68, 1973.
- Markowitz H., «Portfolio Selection», Journal of Finance, March 1952.
- Marris R. and A. Singh, «A Measure of a Firm's Average Share Price», Journal of the Royal Statistical Association, (A), 1966.
- Miller M.H. and Modigliani F., «Dividend Policy, Growth and the valuation of Shares», the Journal of Business of the University of Chicago, Oct. 1961.
- Mundlak Y., «On the Pooling of Time - Series and Cross - Section Data», Econometrica, 46, 1978.
- Nerlove M., «Experimental Evidence on the estimation of Dynamic Relations from a Time Series of Cross - Sections», Economic Studies Quarterly, Dec. 1967.

- Nerlove M., «A Note on Error Components Models», *Econometrica*, March 1971a.
- Nerlove M., «Further Evidence on the Estimation of Dynamic Economic Relations from a Time Series of Cross - Sections», *Econometrica*, March 1971b.
- Pindyck R. and D. Rubinfeld, «Econometric Models and Economic Forecasting», McGraw Hill, 1981.
- Swamy P.A. and S.S. Arora, «The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models», *Econometrica*, 40, 1972.
- Taylor W.E., 1980, «Small Sample Considerations in Estimation from Panel Data», *Journal of Econometrics*, 10, 103 -108.
- Wallace T.D. and A. Hussain, «The Use of Error Components in Combining Cross - Section with Time Series Data», *Econometrica*, Jan. 1969.
- Zarembka P., «Functional Form in the Demand for Money», *Journal of the American Statistical Association*, June 1968.