

OIKONOMIKO ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ
ΔΙΑΤΜΗΜΑΤΙΚΟ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ Ο.Δ.Ε. & Ε.Ε.Μ.

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
ΑΘΗΝΩΝ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ
59305
Αρ. 332 632 22
ταξ. ΚΑΡ

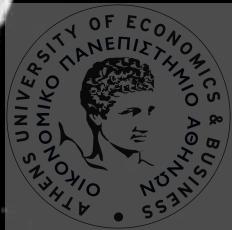
**ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΣ ΤΩΝ ΠΑΡΑΓΟΝΤΩΝ ΠΟΥ ΕΠΗΡΕΑΖΟΥΝ ΤΙΣ
ΤΙΜΕΣ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΟΥΣ ΚΛΑΔΟΥΣ ΤΩΝ ΤΡΑΠΕΖΩΝ ΚΑΙ ΤΩΝ ΕΤΑΙΡΙΩΝ
ΤΡΟΦΙΜΩΝ ΣΤΟ Χ.Α.Α.**



MARIA-ZΩΗ ΚΑΡΑΚΙΤΣΟΥ

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ
ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ

AΘΗΝΑ, 1997



6825913

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΜΕΡΟΣ Α'

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ

ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΜΕΤΟΧΩΝ

ΣΤΑΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ

ΔΥΝΑΜΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ

ΕΙΔΗ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΜΕΤΟΧΗΣ

Ο ΚΙΝΔΥΝΟΣ ΣΤΑ ΠΛΑΙΣΙΑ ΤΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

CAPM

APT

ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ

ΜΕΡΟΣ Β'

ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΑΝΑΛΥΣΗΣ

ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

ΠΗΓΕΣ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

ΜΕΡΟΣ Γ'

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

ΚΛΑΔΟΣ ΤΡΑΠΕΖΩΝ

ΚΛΑΔΟΣ ΕΤΑΙΡΙΩΝ ΤΡΟΦΙΜΩΝ

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
ΑΘΗΝΩΝ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ

ειδ.
59305
Αρ. 332.6322
ταξ. KAP



ΣΚΟΠΟΣ ΤΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι ο προσδιορισμός των παραγόντων εκείνων που επιδρούν στην διαμόρφωση των τιμών των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών ιδιαίτερα στους κλάδους των Τραπεζών και των εταιριών τροφίμων. Η επιλογή των κλάδων αυτών έγινε βάσει της μεγάλης εμπορευσιμότητας που παρουσιάζουν αλλά και του γεγονότος ότι αντιπροσωπεύουν μεγάλο μέρος της συνολικής κεφαλαιοποίησης μετοχών που διαπραγματεύονται στο ΧΑΑ.

Για τις Τράπεζες η ανάλυση αφορά το διάστημα 1989-1995 ενώ στην περίπτωση των εταιριών τροφίμων δεν υπήρχαν δεδομένα για την ίδια περίοδο. Για το λόγο αυτό περιοριστήκαμε σε μικρότερο χρονικό διάστημα (1991-1995) ώστε να μας δίνεται η δυνατότητα να συμπεριλάβουμε μεγαλύτερο αριθμό μετοχών και ιδιαίτερα μετοχές που παίζουν πρωταγωνιστικό ρόλο στον κλάδο στις μέρες μας. Στο σημείο αυτό αξίζει να σημειώσουμε ότι ενώ στον κλάδο των Τραπεζών οι μετοχές που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο είναι επί το πλείστον οι ίδιες τα τελευταία χρόνια, στον κλάδο των τροφίμων υπάρχει μεγάλος αριθμός νεοεισηγμένων εταιριών τα τελευταία πέντε χρόνια. Μια δεύτερη διαφοροποίηση του κλάδου τροφίμων έναντι αυτού των τραπεζών είναι ότι αρκετές εταιρίες που έπαιζαν πρωταγωνιστικό ρόλο στον κλάδο πριν από μερικά χρόνια σήμερα είτε δεν διαπραγματεύονται πια είτε παρουσιάζουν χαμηλή εμπορευσιμότητα.

Στο πρώτο μέρος της μελέτης γίνεται συνοπτική ανάλυση της θεωρίας στον τομέα της αποτίμησης μετοχών και αναφορά κυρίως σε προγενέστερες μελέτες στις οποίες στηρίχτηκε η διαμόρφωση του υποδείγματος της παρούσας ανάλυσης.

Στο δεύτερο μέρος παρουσιάζεται το οικονομικό υπόδειγμα καθώς και οι οικονομετρικές μέθοδοι οι οποίες χρησιμοποιήθηκαν για την ανάλυση του.

Τέλος στο τρίτο μέρος γίνεται παρουσίαση των αποτελεσμάτων για τους δύο κλάδους ζεχωριστά καθώς και σύγκριση των αποτελεσμάτων όταν είναι εφικτό τόσο μεταξύ τους όσο και με μελέτες του παρελθόντος.



ΜΕΡΟΣ Α'

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ

ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΜΕΤΟΧΩΝ

Όπως γνωρίζουμε η αξία ενός αγαθού καθορίζεται από την παρούσα αξία των ταμειακών ροών που συνεπάγεται κατά τη διάρκεια της ζωής του. Ειδικά για την περίπτωση των μετοχών έχουμε δύο ειδών ταμειακές εισροές: τα μερίσματα και την τιμή στην οποία θα πουληθεί ξανά η μετοχή. Η ερώτηση όμως που τίθεται εδώ είναι πώς θα καθοριστεί η τιμή στην οποία θα πουληθεί ξανά η μετοχή. Η απάντηση είναι και πάλι βάσει των αναμενόμενων μερισμάτων και της αναμενόμενης τιμής πώλησης η οποία θα ξαναπροσδιοριστεί με τον ίδιο τρόπο για ακόμη μια φορά και πάει λέγοντας. Έτσι με αυτό τον τρόπο καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η αξία της μετοχής καθορίζεται από την προεξόφληση των αναμενόμενων μερισμάτων της στο διηνεκές, δηλαδή δίνεται από τον τύπο

$$P_0 = \frac{Div_1}{1+r} + \frac{Div_2}{(1+r)^2} + \dots = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{Div_t}{(1+r)^t}$$



Το υπόδειγμα τώρα θα διαφοροποιηθεί ανάλογα με το αν τα μερίσματα
α) είναι σταθερά διαχρονικά, β) ακολουθούν σταθερή μεγέθυνση ή γ) ακολουθούν διαφοροποιημένη μεγέθυνση.

Στην πρώτη περίπτωση η αξία της μετοχής καθορίζεται ως εξής

$$P_0 = \frac{Div}{1+r} + \frac{Div}{(1+r)^2} + \dots = \frac{Div}{r}$$

Στη περίπτωση τώρα του σταθερού ρυθμού μεγέθυνσης η αξία της μετοχής καθορίζεται ως εξής



$$P_0 = \frac{\text{Div}}{1+r} + \frac{\text{Div}(1+g)}{(1+r)^2} + \frac{\text{Div}(1+g)^2}{(1+r)^3} + \dots = \frac{\text{Div}}{r-g}$$

όπου $g = \rho$ ρυθμός μεγένθυνσης

= ποσοστό παρακράτησης κερδών * απόδοση των παρακρατηθέντων κερδών
 $= b*k$

ή αλλιώς μπορούμε να εκφράσουμε τη σχέση βάσει των κερδών της εταιρίας ως εξής.

Το πρώτο έτος το μέρισμα θα ισούται με τα κέρδη μείον τα παρακρατηθέντα κέρδη.

Δηλαδή $e(1-b)$. Το δεύτερο θα έχουμε $e(1+bk)(1-b)$, το τρίτο $e(1+bk)^2(1-b)$ κ.λ.π.

Ετσι η αξία της μετοχής καθορίζεται ως εξής

$$P_0 = \frac{e(1-b)}{1+r} + \frac{e(1+bk)(1-b)}{(1+r)^2} + \dots = \frac{e(1-b)}{r-bk}$$

Σε αυτή την περίπτωση μπορούμε να δείξουμε ότι είτε προεξοφλήσουμε τα μερίσματα είτε τα κέρδη καταλήγουμε στο ίδιο αποτελέσμα

Ετσι εάν προεξοφλήσουμε τα κέρδη θα έχουμε

$$P_0 = \frac{e}{r} + \frac{be(k-r)}{r(1+r)} + \frac{be(1+bk)^2(k-r)}{r(1+r)^2} + \dots + \frac{be(1+bk)^t(k-r)}{r(1+r)^t}$$

$$= \frac{e}{r} + \frac{be}{(r-bk)} - \frac{(k-r)}{r} = \frac{e(1-b)}{(r-bk)}$$

Στην τρίτη περίπτωση ο προσδιορισμός της αξίας γίνεται αρκετά περίπλοκος και αλγεβρικά έχει την εξής μορφή

$$P_0 = \frac{\text{Div}}{1+r} + \frac{\text{Div}(1+g_1)}{(1+r)^2} + \frac{\text{Div} (1+g_1) (1+g_2)}{(1+r)^3} + \frac{\text{Div} (1+g_1) (1+g_2)(1+g_3)}{(1+r)^4} + \dots$$

.Πέρα όμως από τον προσδιορισμό των ταμειακών εισροών που περιμένουμε από μία μετοχή πρέπει να προσδιορίσουμε και τον κίνδυνο της μετοχής ώστε να είναι εφικτός ο προσδιορισμός της τιμής της. Στους τύπους που χρησιμοποιήσαμε για τον καθορισμό της αξίας της μετοχής πιο πάνω λαμβάναμε υπόψη μας τον κίνδυνο στον καθορισμό του προεξόφλητικού επιτοκίου.

Είναι γενικά παραδεκτό στα πλαίσια της θεωρητικής προσέγγισης της αποτίμησης μετοχών ότι η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής είναι συνάρτηση του κινδύνου της. Με άλλα λόγια ο επενδυτής θα είναι διατεθειμένος να αγοράσει ένα χρεόγραφο με κίνδυνο εφόσον η αναμενόμενη απόδοση είναι ανάλογη του κινδύνου τον οποίο συνεπάγεται ο συγκεκριμένος τίτλος.

Γενικά λοιπόν, μπορούμε να πούμε ότι όσο μεγαλύτερος είναι ο κίνδυνος μιας μετοχής τόσο υψηλότερο θα είναι και το επιτόκιο προεξόφλησης που σημαίνει και ότι τόσο χαμηλότερη θα είναι η τιμή της μετοχής. Βλέπουμε λοιπόν ότι υπάρχει αρνητική σχέση ανάμεσα στον κίνδυνο και την τιμή μιας μετοχής.

Προσδιορίζοντας λοιπόν τις πηγές κινδύνου μιας μετοχής πρέπει καταρχήν να αναφέρουμε τα δύο βασικά είδη κινδύνου που έχει μια μετοχή δηλαδή τον επιχειρηματικό και τον χρηματοοικονομικό κίνδυνο.

Επιχειρηματικός κίνδυνος

Είναι ο κίνδυνος που έχει μια επιχείρηση πέρα από τον τρόπο με τον οποίο χρηματοδοτεί τις δραστηριότητές της. Επηρεάζεται τόσο από μακροοικονομικά μεγέθη όσο και από ιδιαίτερα χαρακτηριστικά της επιχείρησης.

Χρηματοοικονομικός κίνδυνος

Χωρίζεται σε δύο επιμέρους κινδύνους. Στον κίνδυνο μη κάλυψης των καθαρών χρηματοοικονομικών εξόδων της επιχείρησης καθώς και στον καθαρό χρηματοοικονομικό κίνδυνο ή αλλιώς στον κίνδυνο των κερδών που οφείλεται στο γεγονός ότι η ύπαρξη χρηματοοικονομικών εξόδων δημιουργεί μεγαλύτερη μεταβλητότητα στα κέρδη.



Ένας άλλος διαχωρισμός του συνολικού κινδύνου μιας μετοχής είναι στο συστηματικό και στο μη-συστηματικό του μέρος.

Ο συστηματικός κίνδυνος είναι αυτός ο οποίος επηρεάζει μεγάλο αριθμό μετοχών ενώ μη-συστηματικός ή αλλιώς ιδιοσυγκρασιακός είναι ο κίνδυνος ο οποίος επηρεάζει μία συγκεκριμένη μετοχή ή το πολύ ένα μικρό αριθμό μετοχών.

Η ΕΝΝΟΙΑ ΤΟΥ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΣΤΗ ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Δύο είναι τα βασικά μοντέλα που ενσωματώνουν τον κίνδυνο στη θεωρία ανάλυσης χαρτοφυλακίου. Η αναφορά μας στα θεωρητικά αυτά υπόδειγματα στο σημείο αυτό κρίθηκε απαραίτητη λόγω της ενσωμάτωσης στο υπόδειγμα που θα χρησιμοποιήσουμε στη συνέχεια των συντελεστών κινδύνου βήτα των μετοχών.

ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΗΣ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥΧΙΚΩΝ ΑΓΑΘΩΝ -

CAPITAL ASSET PRICING MODEL (CAPM)

Το Υπόδειγμα της Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Αγαθών είναι η βάση της σύγχρονης θεωρίας χαρτοφυλακίου

Σύμφωνα με το υπόδειγμα αυτό η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής είναι συνάρτηση απλά και μόνο της αναμενόμενης απόδοσης της αγοράς. Η ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής ως προς την απόδοση της αγοράς μετριέται με το συντελεστή βήτα. Στην ανάλυση του υπόδειγματος αυτού γίνεται η υπόθεση ότι οι επενδυτές κρατούν άριστα διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια στα πλαίσια των οποίων ο μη συστηματικός κίνδυνος των μετοχών μέσω της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου εκλείπει και έτσι δεν παίζει ρόλο στην αποτίμηση των μεμονωμένων μετοχών.

Αλλά όπως με όλα τα υπόδειγματα δεν μπορεί κανείς να αποδεχτεί την χρησιμότητα του υπόδειγματος χωρίς εμπειρική τεκμηρίωσή του.

Τα πρώτα εμπειρικά αποτελέσματα τα οποία συνομολογούσαν με την ορθότητα του Υποδειγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Αγαθών προέρχονται από έρευνες που έγιναν πριν είκοσι χρόνια περίπου. Χρησιμοποιώντας στοιχεία από το 1930 μέχρι το 1960 οι ερευνητές έδειξαν ότι η μέση απόδοση των μετοχών ενός χαρτοφυλακίου ήταν θετική συνάρτηση του βήτα του χαρτοφυλακίου, αποτέλεσμα το οποίο συμφωνεί με το υπόδειγμα που συζητάμε. Παρόλα αυτά κάποια από τα αποτελέσματα των ερευνών αυτών δεν ήταν καθόλου σύμφωνα με το υπόδειγμα



αλλά αρχικά δεν δόθηκε σημασία στο γεγονός αυτό. Αντίθετα οι έρευνες αυτές αποτέλεσαν το έναυσμα ώστε το υπόδειγμα αυτό να γίνει αρχικά αποδεκτό από τους περισσότερους οικονομολόγους που ασχολούνται με τη χρηματοδοτική διοίκηση.

Παρόλο που η ερευνητική δραστηριότητα στις επόμενες δεκαετίες ήταν πολύ εκτεταμένη στον τομέα της χρηματοδοτικής διοίκησης το υπόδειγμα αυτό δεν δέχτηκε σοβαρές επικρίσεις μέχρι πρόσφατα. Δύο άρθρα των

Fama και French παρουσιάζουν δεδομένα τα οποία έρχονται σε αντίθεση με το υπόδειγμα. Τα κύρια σημεία των ερευνών αυτών είναι ότι η σχέση ανάμεσα στη μέση απόδοση μιας μετοχής και του βήτα της μετοχής δεν είναι ισχυρή για το διάστημα 1941 έως 1990 και είναι στην ουσία ανύπαρκτη για το διάστημα 1963 έως 1990.

Επίσης παρουσιάζουν στοιχεία σύμφωνα με τα οποία η μέση απόδοση μιας μετοχής επηρεάζεται αρνητικά τόσο από το λόγο της τιμής της μετοχής προς τα κέρδη ανά μετοχή καθώς και από το λόγο της τιμής της μετοχής προς την καθαρή αξία ανά μετοχή. Αυτά τα αποτελέσματα έρχονται σε αντίθεση με το υπόδειγμα σύμφωνα με το οποίο ο μόνος παράγοντας που επηρεάζει την τιμή της μετοχής είναι ο συντελεστής βήτα.

Παρόλα αυτά υπάρχουν πολλοί ερευνητές που κριτικάρουν τα αποτελέσματα των ερευνών των Fama και French. Μερικά από τα σημεία της κριτικής αυτής είναι τα ακόλουθα. Πρώτον τα αποτελέσματα της έρευνας μπορεί να οφείλονται σε μη σωστή στατιστική ανάλυση των δεδομένων. Δεύτερον οι παράμετροι που χρησιμοποιούνται είναι μόνο δύο από αναρίθμητους παράγοντες που θα μπορούσαν να είχαν χρησιμοποιηθεί πράγμα που δείχνει ότι τα αποτελέσματα μπορεί απλά να είναι απόρροια του τρόπου με τον οποίο χρησιμοποιήθηκαν τα δεδομένα. Τρίτον η ανάλυση για την περίοδο 1927 έως 1990 δείχνει ότι υπάρχει θετική επίδραση του βήτα της μετοχής στην μέση απόδοση της μετοχής. Ετσι παρά το γεγονός ότι οι Fama και French χρησιμοποιούν διαφορετικό διάστημα στην ανάλυση τους και από αυτό βγαίνουν διαφορετικά αποτελέσματα, δεν είναι ξεκάθαρο γιατί θα πρέπει να προτιμήσουμε τη δεύτερη αυτή επιλογή ως προς το διάστημα της ανάλυσης. Επίσης σε περιπτώσεις όπου έχουν αναλυθεί μικρότερα διαστήματα αλλά με ετήσιες παρατηρήσεις αντί για μηνιαίες υπήρξαν και πάλι αποτελέσματα τα οποία φαίνονται να συμφωνούν με το CAPM.

Ετσι μπορούμε να πούμε ότι τελικά τα αποτελέσματα δεν μας δίνουν με βεβαιότητα απόδειξη υπέρ ή κατά του CAPM.



ARBITRAGE PRICING THEORY (APT)

Μια άλλη προσέγγιση για την αποτίμηση των μετοχών είναι η APT η οποία αναπτύχθηκε στα μέσα της δεκαετίας του 1970. Η βασική διαφορά των δύο θεωριών είναι ο τρόπος με τον οποίο αντιλαμβάνονται τις συσχετίσεις ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών. Σύμφωνα με το APT οι αποδόσεις των μετοχών είναι συνάρτηση παραγόντων που χαρακτηρίζουν τον κλάδο και την αγορά γενικά. Συσχέτιση στις αποδόσεις δύο μετοχών, σύμφωνα με τη θεωρία αυτή, υπάρχει όταν οι μετοχές αυτές επηρεάζονται από τους ίδιους παράγοντες. Αντιθέτως, σύμφωνα με το CAPM η συσχέτιση ανάμεσα σε μετοχές δεν εξηγείται από επί μέρους παράγοντες.

Τόσο το CAPM πάντως όσο και το APT δέχονται ότι υπάρχει θετική συσχέτιση ανάμεσα στην απόδοση της μετοχής και του κινδύνου της.

Υπάρχουν όμως διάφορες πηγές κινδύνου για τη μετοχή. Νέα σχετικά με τον πληθωρισμό και το ΑΕΠ επηρεάζουν όλες τις μετοχές ενώ νέα ειδικά για μια συγκεκριμένη επιχείρηση, όπως για παράδειγμα πληροφορίες σχετικά με τις πωλήσεις της ή τις κινήσεις των ανταγωνιστών της, την αλλαγή της διοίκησής της κ.λ.π., αναμένονται να επηρεάσουν σχεδόν αποκλειστικά τη συγκεκριμένη μετοχή. Έτσι μπορούμε να πούμε ότι ο συνολικός κίνδυνος μιας μετοχής χωρίζεται σε δύο είδη κινδύνου. Το ένα μέρος είναι ο συστηματικός κίνδυνος ο οποίος είναι ο κίνδυνος εκείνος που επηρεάζει μεγάλο αριθμό μετοχών σε μεγαλύτερο ή μικρότερο βαθμό. Το άλλο είδος κινδύνου είναι ο μη- συστηματικός ή ιδιοσυγκρασιακός κίνδυνος ο οποίος αφορά μόνο μια συγκεκριμένη μετοχή ή μια πολύ μικρή ομάδα μετοχών.

Η αβεβαιότητα σχετικά με τις γενικές οικονομικές συνθήκες, όπως το ΑΕΠ, ο επίπεδο των επιτοκίων, ο πληθωρισμός είναι παραδείγματα συστηματικού κινδύνου. Μια μη αναμενόμενη αύξηση του πληθωρισμού επηρεάζει τα εργατικά κόστη, μέσω της αύξησης των μισθών, καθώς και τα κόστη των πρώτων υλών, λόγω της αύξησης των τιμών τους, τις τιμές στις οποίες οι εταιρίες πουλούν τα προϊόντα τους καθώς και την αξία των στοιχείων του ισολογισμού των εταιριών. Αυτές οι επιδράσεις είναι αισθητές σε μικρότερο ή μεγαλύτερο βαθμό από όλες τις εταιρίες ανάλογα με τα χαρακτηριστικά της κάθε εταιρίας.



Από την άλλη πλευρά η απεργία για παράδειγμα σε μια συγκεκριμένη επιχείρηση θα επηρεάσει σχεδόν αποκλειστικά την επιχείρηση αυτή καθώς ενδεχομένως και ορισμένες άλλες επιχειρήσεις οι οποίες συνδέονται στενά μαζί της. Πάντως η επίδραση της συγκεκριμένης ενέργειας θα έχει περιορισμένο εύρος γύρω από την επιχείρηση. Αυτού του ίδου τα γεγονότα εννοούμε όταν μιλάμε για ιδιοσυγκρασιακό κίνδυνο.

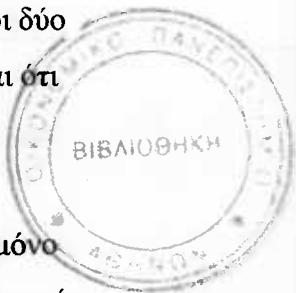
Παρόλα αυτά η διάκριση ανάμεσα στο συστηματικό και το μη συστηματικό κίνδυνο δεν είναι τόσο εύκολη αφού και η πιο περιορισμένης μορφής ενέργεια έχει τελικά επίδραση σε όλη την οικονομία αλλά και η επίδραση των συστηματικών αλλαγών σε μια επιχείρηση εξαρτάται από τα χαρακτηριστικά της επιχείρησης όπως προεύπαμε. Για αυτούς τους λόγους η ακριβής διάκριση των δύο αυτών μορφών κινδύνου είναι πολύ δύσκολη εάν όχι ανέφικτη.

Στη χρηματοδοτική διοίκηση παρόλο που αναγνωρίζεται ότι η διάκριση ανάμεσα στα δύο είδη κινδύνου δεν είναι απόλυτα ευκρινείς συνηθίζεται παρόλα αυτά να διακρίνουμε τον κίνδυνο των μετοχών σε συστηματικό και μη συστηματικό σύμφωνα με τον τρόπο που αναλύσαμε πρωτύτερα αναγνωρίζοντας παράλληλα τα προβλήματα που αυτό ενέχει.

Ετσι παρότι θεωρούμε ότι το ιδιοσυγκρασιακό μέρος του κινδύνου μιας μετοχής κατά κανόνα δεν σχετίζεται με τον αντίστοιχο κίνδυνο μιας άλλης δεν ισχύει το ίδιο και με το συστηματικό μέρος των κινδύνων τους. Αντίθετα λόγω του ότι και οι δύο μετοχές επηρεάζονται από τους ίδιους συστηματικούς παράγοντες συνεπάγεται ότι και ο συστηματικός κίνδυνος των μετοχών καθώς και οι αποδόσεις τους θα συσχετίζονται.

Η διαφορά ανάμεσα στο CAPM και στο APT είναι ότι το πρώτο αναγνωρίζει μόνο την απόδοση της αγοράς σαν παράγοντα που προσδιορίζει την απόδοση της μετοχής ενώ το δεύτερο αναγνωρίζει την ύπαρξη πολλών επιμέρους παραγόντων συστηματικού κινδύνου.

Το CAPM και το APT δεν εξαντλούν τα υποδείγματα και τις τεχνικές που χρησιμοποιούνται για την ανάλυση χαρτοφυλακίου. Και τα δύο υποδείγματα βασίζονται στην ανάλυση του κινδύνου. Το καθένα μετράει τον κίνδυνο μιας μετοχής από τους συντελεστές συσχέτισης που παρουσιάζει με συγκεκριμένους συστηματικούς παράγοντες. Παρόλο που αυτή η προσέγγιση έχει θεωρητικά πολλούς υποστηριχτές υπάρχουν και άλλες προσεγγίσεις όσον αφορά την πρακτική



προσέγγιση της ανάλυσης χαρτοφυλακίου. Οι περισσότερες από αυτές τις διαφορετικές προσεγγίσεις είναι παραμετρικά ή εμπειρικά όπως λέγονται υποδείγματα.

ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΠΟΥ ΕΠΗΡΕΑΖΟΥΝ ΤΟ ΒΗΤΑ ΜΙΑΣ ΜΕΤΟΧΗΣ

Τρείς σημαντικοί για τον προσδιορισμό του βήτα μιας μετοχής παράγοντες είναι η εποχικότητα των κερδών της εταιρίας, η λειτουργική μόχλευση καθώς και η χρηματοοικονομική μόχλευση της εταιρίας.

Όσον αφορά την εποχικότητα των κερδών έχει παρατηρηθεί σε διάφορες μελέτες ότι μετοχές με μεγάλη εποχιακή διαφοροποίηση των κερδών έχουν συχνά και πολύ υψηλά βήτα. Αυτό συμβαίνει γιατί οι συγκεκριμένες μετοχές έχουν το χαρακτηριστικό να πηγαίνουν πολύ καλά σε περιόδους οικονομικής άνθησης και πολύ άσχημα σε περιόδους ύφεσης.

Πρέπει εδώ να επισημάνουμε ότι η εποχικότητα των κερδών δεν είναι το ίδιο πράγμα με τη μεταβλητότητα των κερδών. Με άλλα λόγια οι μετοχές που έχουν μεγάλες διακυμάνσεις στα κέρδη τους δεν σημαίνει απαραίτητα και ότι παρουσιάζουν εποχικότητα ούτε έχουν υψηλά βήτα.

Η λειτουργική μόχλευσή τώρα μιας εταιρίας, ένας δεύτερος παράγοντας προσδιορισμού του βήτα, είναι η σχέση των σταθερών και των μεταβλητών εξόδων μιας εταιρίας. Μια εταιρία που έχει για παράδειγμα χαμηλά μεταβλητά κόστη και υψηλά σταθερά κόστη έχει υψηλή λειτουργική μόχλευση. Η ύπαρξη υψηλής λειτουργικής μόχλευσης επηρεάζει το βήτα της μετοχής μέσω της μεγέθυνσης των επιδράσεων της εποχικότητας των κερδών της.

Όπως ξέρουμε ο επιχειρηματικός κίνδυνος είναι ο κίνδυνος της μετοχής που δεν συνδέεται με τη χρηματοδοτική διάρθρωση. Ο επιχειρηματικός επίσης κίνδυνος εξαρτάται τόσο από την εποχικότητα όσο και από τη λειτουργική μόχλευση της εταιρίας

Εάν κανείς δεν μπορεί να εκτιμήσει το βήτα μιας μετοχής με άλλο τρόπο μπορεί να χρησιμοποιήσει στοιχεία για την εποχικότητα και τη λειτουργική μόχλευση.

Ας έρθουμε τώρα στη σχέση του βήτα και της χρηματοδοτικής μόχλευσης. Η χρηματοδοτική μόχλευση είναι ο βαθμός στον οποίο μια εταιρία χρησιμοποιεί ξένα κεφάλαια για τη χρηματοδότηση των δραστηριοτήτων της. Λόγω του ότι μια εταιρία που στηρίζεται σε δανειακά κεφάλαια πρέπει να κάνει περιοδικά πληρωμές για την

εξυπηρέτηση των χρεών της προς τρίτους ανεξάρτητα από την πορεία των κερδών της αυτό δημιουργεί μεγαλύτερο κίνδυνο στην επιχείρηση και δημιουργεί μεγαλύτερη διακύμανση της τιμής της μετοχής όταν παράγοντες όπως τα επιτόκια παρουσιάζουν διακυμάνσεις.

ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ

Παραμετρικές Μέθοδοι Αποτίμησης Μετοχών

Ο όρος εμπειρικά αναφέρεται στο γεγονός ότι οι αναλύσεις αυτές δεν βασίζονται σε κάποια συγκεκριμένη θεωρία του πώς λειτουργούν οι κεφαλαιαγορές αλλά απλά βασίζονται στο να βρουν συσχετίσεις στις ιστορικές τιμές των μετοχών οι οποίες να εξηγούν τον τρόπο που προσδιορίζονται στην πράξη. Σε αυτές τις μελέτες οι ερευνητές καθορίζουν ορισμένους παράγοντες σχετικούς με τις μετοχές και κατόπιν εξετάζουν εάν υπάρχουν συσχετίσεις ανάμεσα στους παράγοντες αυτούς και την απόδοση των μετοχών.

Για παράδειγμα πολλές μελέτες έχουν γίνει όπου εξετάζεται η συσχέτιση της απόδοσης μιας μετοχής ως προς το μέγεθος της επιχείρησης. Επίσης έχουν γίνει πολλές έρευνες στις οποίες χρησιμοποιήθηκαν λογιστικές μετρήσεις, όπως η καθαρή αξία της μετοχής, ως παράγοντες που επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών.

Όταν εξετάζονται με δεδομένα πολλά από τα εμπειρικά αυτά υποδείγματα φαίνεται να εξηγούν καλύτερα τον τρόπο που προσδιορίζονται οι τιμές των μετοχών από ότι τα θεωρητικά υποδείγματα που παρουσιάσαμε στην αρχή του θεωρητικού μέρους της παρούσας μελέτης.

Οι κριτικοί όμως των εμπειρικών υποδειγμάτων εκφράζουν αμφιβολίες ως προς την χρησιμότητά τους σκεπτόμενοι ότι τα αποτελέσματα που προέρχονται από αυτές τις έρευνες είναι αποτέλεσμα μεροληπτικής ανάλυσης των δεδομένων ή με άλλα λόγια πιστεύοντας ότι οι ερευνητές διαλέγουν τις παραμέτρους εκείνες που μετά από πολλές δοκιμές φαίνεται να «εξηγούν» τον τρόπο προσδιορισμού των τιμών των μετοχών χωρίς να έχουν σαν βασικό στόχο την εξέταση κάποιου συγκεκριμένου υποδείγματος. Οι ερευνητές αμύνονται έναντι αυτών των επικρίσεων λέγοντας ότι δεν εξετάζουν εκ των προτέρων τα δεδομένα έτσι ώστε να βρουν εκ των προτέρων τους παράγοντες εκείνους που ταιριάζουν με την ανάλυση των συγκεκριμένων δεδομένων.



Πολλά εμπειρικά υποδείγματα προσπάθησαν να δείξουν εάν τα μερίσματα έχουν μεγαλύτερη αξία στην αποτίμηση των μετοχών από τα κέρδη ανά μετοχή ή το αντίστροφο. Στα ίδια αυτά υποδείγματα περιέχονταν πολλές φορές παράγοντες όπως η ιστορική αύξηση των κερδών, το μέγεθος της επιχείρησης.

Παρόλο που σε αυτές τις έρευνες φαίνεται ότι έχει βρεθεί πως τα μερίσματα εξηγούν μεγαλύτερο μέρος της αποτίμησης της μετοχής, τα αποτελέσματα αυτά δεν μπορούμε να πούμε ότι είναι απόδειξη της ανωτερότητας των μερισμάτων ως προς τα παρακρατηθέντα κέρδη μια που οι έρευνες στις οποίες αναφερόμαστε δεν εμπεριέχουν σαν παράγοντα την αύξηση των μελλοντικών κερδών και μερισμάτων που συνεπάγονται τα παρακρατηθέντα κέρδη. Για αυτό το λόγο η αποδεικτική αξία των ερευνών αυτών είναι περιορισμένη.

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΩΝ

Στη συνέχεια παρουσιάζονται συνοπτικά τα αποτελέσματα διάφορων εμπειρικών υποδειγμάτων.

Καταρχήν στο Υπόδειγμα του Durand έχουμε ανάλυση των παραγόντων που προσδιορίζουν τις τιμές των τραπεζών στις Η.Π.Α. Στο υπόδειγμα αυτό χρησιμοποιήθηκαν ως ανεξάρτητες μεταβλητές η λογιστική αξία της τράπεζας, το μέρισμα ανά μετοχή και τα κέρδη ανά μετοχή. Ο συντελεστής των μερισμάτων στη συγκεκριμένη ανάλυση βρέθηκε να είναι υψηλότερος από ότι ο συντελεστής των κερδών. Στη συνέχεια ο ερευνητής εισήγαγε στο μοντέλο και άλλες μεταβλητές οι οποίες όμως δεν μείωσαν τη διακύμανση των καταλοίπων. Οι μεταβλητές αυτές ήταν το μέγεθος της τράπεζας εκφρασμένο από το σύνολο των ιδίων κεφαλαίων, ο λόγος των κεφαλαίων με κίνδυνο προς τα ίδια κεφάλαια καθώς και μεταβλητές αύξησης των κερδών.

Όσον αφορά την κριτική του υποδείγματος αυτή εστιάζεται στα εξής σημεία.

Πρώτον ότι η ανομοιογένεια των τραπεζών δημιουργεί ετεροσκεδαστικότητα στο υπόδειγμα. Δεύτερον υπάρχει αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Τρίτον η μη τυχαία συμπεριφορά των τιμών των μετοχών. Βάσει των παραπάνω θεωρείται ότι η μέθοδος οικονομετρικής ανάλυσης που χρησιμοποιήθηκε (η απλή μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων) δεν ήταν η ενδεδειγμένη. Ακόμη η χρησιμοποίηση των κερδών ως ανεξάρτητης μεταβλητής ταυτόχρονα με τη χρησιμοποίηση των μερισμάτων



δημιουργεί πρόβλημα λάθος προσδιορισμού του υποδείγματος αφού υπάρχει συσχέτιση ανάμεσα σε δύο «ανεξάρτητες» μεταβλητές.

Μια δεύτερη εμπειρική μελέτη είναι αυτή που έκανε ο Fischer ο οποίος εξέτασε τους παράγοντες που επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου.

Το υπόδειγμα περιελάμβανε τις εξής ανεξάρτητες μεταβλητές⁹. Το μέρισμα ανά μετοχή, τα παρακρατηθέντα κέρδη ανά μετοχή και το καθαρό ενεργητικό ως μέτρο του μεγέθους της επιχείρησης. Για την ανάλυση του υποδείγματος χρησιμοποιήθηκαν τόσο δείγματα συγκεκριμένων κλάδων αλλά και δείγμα το οποίο περιελάμβανε τις περισσότερο εμπορεύσιμες μετοχές όλων των κλάδων. Η ανάλυση έδειξε ότι μεγαλύτερη ομοιογένεια είχαν τα δείγματα που περιελάμβαναν μετοχές ενός και μόνο κλάδου.

Επίσης σύμφωνα με τα αποτελέσματα της μελέτης αυτής η σημαντικότερη μεταβλητή για τον προσδιορισμό της τιμής μιας μετοχής είναι το μέρισμα ενώ και τα παρακρατηθέντα κέρδη βρέθηκε να συμβάλλουν σημαντικά στην ερμηνευτικότητα του υποδείγματος.

Ακόμη ο ρυθμός αύξησης των μερισμάτων δεν βρέθηκε στατιστικά σημαντικός για τον προσδιορισμό της τιμής ενώ η μεταβλητή που εκφράζει το μέγεθος της επιχείρησης βρέθηκε ότι επηρεάζει σημαντικά την ερμηνευτικότητα του υποδείγματος. Τέλος πρέπει να αναφέρουμε ότι η οικονομετρική μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε για την ανάλυση ήταν η απλή μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων.

Ένα άλλο τώρα υπόδειγμα το οποίο αναπτύχθηκε το 1961 από τον Benishay εμπεριέχει και μεταβλητές κινδύνου. Σύμφωνα λοιπόν με το υπόδειγμα αυτό η απόδοση της μετοχής είναι συνάρτηση των εξής παραγόντων: της τάσης των κερδών, της τάσης της τιμής της μετοχής, του ποσοστού των διανεμηθέντων κερδών, της αναμενόμενης σταθερότητας των μελλοντικών ροών εισοδήματος, της αναμενόμενης σταθερότητας της τιμής της μετοχής, του μεγέθους της επιχείρησης και του δείκτη δανειακής επιβάρυνσης. Επίσης ιδιαιτερότητα του υποδείγματος αυτού είναι ότι η μορφή¹⁰ του δεν είναι γραμμική. Τα αποτελέσματα της οικονομετρικής ανάλυσης έδειξαν ότι από τις μεταβλητές που αναφέραμε παραπάνω μόνο δύο, το μέγεθος της επιχείρησης και ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης, είναι στατιστικά σημαντικές. Τα αποτελέσματα όμως αυτά αμφισβητούνται λόγω λαθών που έχουν εντοπισθεί στον τρόπο με τον οποίο έχουν κατασκευαστεί οι μεταβλητές.



Σε μια προσπάθεια να βελτιώσει τις αδυναμίες του πρώτου αυτού υποδείγματός του για την αποτίμηση μετοχών το 1973 ο Benishay τροποποίησε το υπόδειγμά του κατά τον ακόλουθο τρόπο. Καταρχήν τροποποίηση τον τρόπο κατασκευής των μεταβλητών και στη συνέχεια προχώρησε στην εισαγωγή δύο νέων μεταβλητών η μία εκ των οποίων εκφράζει την κυρτότητα της κατανομής των τιμών των μετοχών ενώ η δεύτερη δείχνει τη σχέση της τιμής της μετοχής και ενός δείκτη τιμών της αγοράς. Για την οικονομετρική ανάλυση χρησιμοποιήθηκε η γενικευμένη μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της μελέτης οι μετοχές που παρουσιάζουν μεγαλύτερη μεταβλητότητα στις τιμές τους έχουν και υψηλότερες τιμές γεγονός που έρχεται σε αντίθεση με την κοινή πεποίθηση πως πρέπει να υπάρχει αρνητική σχέση ανάμεσα στην τιμή και τον κίνδυνο.

Από την άλλη όμως πλευρά η μεταβλητότητα των κερδών της μετοχής βρέθηκε ότι έχει αρνητική επίπτωση στην τιμή της καθώς επίσης αρνητική βρέθηκε και η σχέση τιμής και δείκτη δανειακής επιβάρυνσης. Επίσης σύμφωνα με τα αποτελέσματα της μελέτης θετική είναι η επίδραση του μεγέθους στη διαμόρφωση της τιμής όπως επίσης θετική είναι και η ύπαρξη θετικής κύρτωσης της κατανομής των τιμών των μετοχών. Τέλος από τη μελέτη φάνηκε ότι οι επενδυτές προτιμούν μετοχές των οποίων οι τιμές δεν ακολουθούν την τάση της αγοράς.

Το υπόδειγμα τώρα των R. Bower και D. Bower είναι ένα υπόδειγμα στο οποίο βλέπουμε να συμπεριλαμβάνεται ο κίνδυνος όπως αυτός διαμορφώνεται στην ανάλυση χαρτοφυλακίου. Το υπόδειγμα αυτό έχει γραμμική λογαριθμική μορφή και περιλαμβάνει τις ακόλουθες μεταβλητές. Καταρχήν ως εξαρτημένη μεταβλητή έχουμε το λόγο της τιμής της μετοχής προς τα κέρδη ανά μετοχή. Σαν ανεξάρτητες μεταβλητές χρησιμοποιούνται ο ρυθμός αύξησης των κερδών, το ποσοστό των διανεμηθέντων κερδών, η εμπορευσμότητα της μετοχής, η μεταβλητότητα της τιμής της, η σχέση της τάσης της τιμής της μετοχής και της τάσης του γενικού δείκτη τιμών καθώς και μια σειρά ποιοτικών χαρακτηριστικών των εταιριών που συνολικά χαρακτηρίζονται ως διαστρωματικές επιδράσεις.

Η εκτίμηση του υποδείγματος έγινε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων τόσο για κάθε χρονιά ξεχωριστά όσο και για το σύνολο των ετών με το συνδυασμό δηλαδή διαστρωματικών και διαχρονικών δεδομένων. Στην τελευταία μάλιστα περίπτωση οι μελετητές εισήγαγαν στο υπόδειγμα ψευδομεταβλητές χρόνου.



Τα αποτελέσματα της ανάλυσης αυτής έδειξαν ότι όλες οι μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν ήταν στατιστικά σημαντικές. Ιδιαίτερα εντυπωσιακό θεωρήθηκε το γεγονός ότι η μεταβλητή των διαστρωματικών επιδράσεων ήταν υπεύθυνη για το μεγαλύτερο μέρος της ερμηνευτικότητας του υποδείγματος.

Το 1970 οι Bower και Bower συνέχισαν την βελτίωση του υποδείγματος τους και χρησιμοποίησαν στην νέα τους ανάλυση τις εξής μεταβλητές. Σαν εξαρτημένη μεταβλητή πήραν και πάλι τον λόγο της τιμής προς τα κέρδη ανά μετοχή, μόνο που σε αυτή την περίπτωση δεν χρησιμοποίησαν το λογάριθμο του λόγου αφού η μορφή του νέου αυτού υποδείγματος είναι γραμμική.

Οι κύριες ανεξάρτητες μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν στο υπόδειγμα ήταν η μεταβλητότητα της τιμής της μετοχής, το άριστο ποσοστό διανεμηθέντων κερδών, ο ρυθμός προσαρμογής και η εμπορευσιμότητα της μετοχής ενώ συμπληρωματικά εξέτασαν την επίδραση στο υπόδειγμα της εισαγωγής μεταβλητών όπως ο συνολικός κίνδυνος της μετοχής, ο συστηματικός και ο μη-συστηματικός κίνδυνος καθώς επίσης και η μεταβλητή που εκφράζει διαστρωματικές επιδράσεις. Η οικονομετρική ανάλυση έγινε με την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Η μελέτη έδειξε ότι ο συστηματικός κίνδυνος είναι εκείνος ο οποίος επιδρά σημαντικότερα στη διαμόρφωση της τιμής έναντι όλων των άλλων μορφών κινδύνου ενώ ο μη-συστηματικός κίνδυνος δεν αποδείχτηκε στατιστικά σημαντική μεταβλητή. Και σε αυτή όμως την ανάλυση επιβεβαιώθηκε και πάλι όπως και στην πρώτη μελέτη των ερευνητών ότι οι διαστρωματικές επιδράσεις είναι η σημαντικότερη μεταβλητή που εξηγεί τον προσδιορισμό της τιμής των μετοχών.

Η σημαντικότερη κριτική που δέχτηκε το υπόδειγμα αυτό ήταν ότι χρησιμοποιήθηκαν ταυτόχρονα ως ανεξάρτητες μεταβλητές μεγέθη που παρευνούσαν σημαντικό βαθμό συσχέτισης.

Στη συνέχεια στο υπόδειγμα των Mehta et all το 1980 εκτιμήθηκαν οι επιπτώσεις της μερισματικής πολιτικής και της πολιτικής χρηματοδοτικής μόχλευσης της εταιρίας.

Σαν ανεξάρτητη μεταβλητή χρησιμοποιήθηκε ο λόγος των μερισμάτων προς την αξία των ιδίων κεφαλαίων της εταιρίας ενώ ανεξάρτητες μεταβλητές ήταν η αύξηση της τιμής της μετοχής, η χρηματοοικονομική μόχλευση του προνομιούχου κεφαλαίου καθώς και ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης. Οι ερευνητές επέλεξαν τη μέθοδο των βιοηθητικών μεταβλητών για την ανάλυση του υποδείγματος. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της ανάλυσής τους τόσο η χρηματοδότηση μέσω χρέους όσο και η



χρηματοδότηση μέσω έκδοσης προνομιούχων μετοχών έχει τα ίδια αποτελέσματα όσον αφορά το κόστος του κεφαλαίου της επιχείρησης. Επίσης βρέθηκε ότι η μεταβλητή των μερισμάτων ανά μετοχή είναι σημαντική για την ερμηνευτικότητα του υποδείγματος.

Τέλος στο υπόδειγμα των Καραθανάση και Φίλιππα που έγινε το 1990 γίνεται εκτίμηση των παραγόντων εκείνων που επηρεάζουν τον προσδιορισμό της τιμής των μετοχών στον κλάδο των εμπορικών τραπεζών που είναι εισηγμένες στο X.A.A. για την περίοδο 1977-1985.

Ως ανεξάρτητες μεταβλητές χρησιμοποιήθηκαν το μέρισμα ανά μετοχή, ο ρυθμός αύξησης των μερισμάτων, η μεταβλητικότητα των κερδών ανά μετοχή, το μέγεθος της τράπεζας καθώς και ο χρηματοοικονομικός κίνδυνος ενώ εξαρτημένη μεταβλητή ήταν η μέση τιμή ανά μετοχή.

Η μορφή του υποδείγματος που χρησιμοποιήθηκε ήταν γραμμική αφού όπως αναφέρεται ο πειραματισμός με λογαριθμική μορφή εξίσωσης απέδειξε ότι η μορφή αυτή δεν είναι η ενδεδειγμένη για την ανάλυση.

Από οικονομετρικής απόψεως χρησιμοποιήθηκαν τρεις μέθοδοι ανάλυσης και συγκεκριμένα η απλή μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων, η ανάλυση συνδιακύμανσης καθώς και η γενικευμένη μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων. Από την ανάλυση διαπιστώθηκε ότι η ανάλυση συνδιακύμανσης καθώς και η γενικευμένη μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων καταλήγουν σε μεγαλύτερη ερμηνευτικότητα του υποδείγματος. Πρέπει ακόμη να επισημάνουμε ότι για την ανάλυση χρησιμοποιήθηκε συνδυασμός διαστρωματικών και διαχρονικών παρατηρήσεων.

Η μόνη μεταβλητή η οποία βρέθηκε μη στατιστικά σημαντική ήταν η μεταβλητικότητα των κερδών ενώ όλες οι άλλες μεταβλητές αποδείχτηκαν και στατιστικά σημαντικές αλλά και είχαν την αναμενόμενη επίδραση - όσον αφορά το πρόσημο των συντελεστών τους - στις τιμές των μετοχών.

Από τα αποτελέσματα αυτά οι ερευνητές καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι οι επενδυτές αντλούν πληροφόρηση για τον επιχειρηματικό κίνδυνο των μετοχών μέσω της μεταβλητής του μεγέθους της τράπεζας. Επίσης από τα αποτελέσματα παρατηρείται προτίμηση του επενδυτικού κοινού στα μερίσματα έναντι των αβέβαιων μελλοντικών κερδών καθώς και προτίμηση μετοχών με χαμηλό χρηματοοικονομικό κίνδυνο. Τελικό σχόλιο των μελετητών είναι η διαπίστωση ότι οι



βασικές θεωρητικές αρχές της αποτίμησης φαίνεται να ισχύουν και για τις μετοχές που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών.



ΜΕΡΟΣ Β'

ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΑΝΑΛΥΣΗΣ

ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Σύμφωνα με τα όσα αναφέραμε μέχρι τώρα οι τιμές των μετοχών τόσο θεωρητικά όσο και εμπειρικά φαίνεται ότι προσδιορίζονται κυρίως από τις ταμειακές ροές που έχει ο επενδυτής από μια συγκεκριμένη μετοχή καθώς και από τον κίνδυνο της μετοχής.

Όσον αφορά τώρα τις ταμειακές ροές είδαμε ότι αυτές μπορούν να προσδιοριστούν από τα μερίσματα και τα παρακρατηθέντα κέρδη. Για αυτό το λόγο θα συμπεριλάβουμε και τις δύο αυτές μεταβλητές στο υπόδειγμά μας αφού αντιπροσωπεύουν παρούσες και πιθανές μελλοντικές ταμειακές ροές αντίστοιχα. Στο σημείο αυτό πρέπει να σημειώσουμε ότι η εισαγωγή των συνολικών κερδών αντί των παρακρατηθέντων κερδών θα δημιουργούσε πρόβλημα λανθασμένου προσδιορισμού του υποδείγματος λόγω της συσχέτισης των μερισμάτων και των κερδών ανά μετοχή αλλά και η εναλλακτική λύση της εισαγωγής μόνο των κερδών στη θέση τόσο των παρακρατηθέντων κερδών όσο και των μερισμάτων δεν θα μας επέτρεπε να διαπιστώσουμε εάν οι επενδυτές έχουν κάποια προτίμηση ή εάν είναι αδιάφοροι ανάμεσα στα μερίσματα και στα πιθανά μελλοντικά κέρδη. Τη στιγμή μάλιστα που πολλές αναλύσεις έχουν δείξει ότι υφίσταται τέτοια διαφορά και μάλιστα ότι οι επενδυτές τείνουν να προτιμούν τα μερίσματα από τα παρακρατηθέντα κέρδη πιστεύουμε ότι είναι προτιμότερο να τα συμπεριλάβουμε στο υπόδειγμα ξεχωριστά.

Όσον αφορά τώρα την εισαγωγή κινδύνου στο υπόδειγμα θέλουμε να διαπιστώσουμε εάν τόσο ο συστηματικός όσο και ο μη-συστηματικός κίνδυνος είναι στατιστικά σημαντικοί και έχουν ανάλογη επίδραση στον προσδιορισμό της τιμής.

Σαν μεταβλητή του συστηματικού κινδύνου θα χρησιμοποιήσουμε το συντελεστή βήτα που φανερώνει το βαθμό της συσχέτισης της απόδοσης της μετοχής και της απόδοσης του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου. Σύμφωνα με τη θεωρία του χαρτοφυλακίου και συγκεκριμένα με το υπόδειγμα της αποτίμησης κεφαλαιουχικών αγαθών, το οποίο και αναλύσαμε παραπάνω, σε άριστα διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια η μεταβλητή που εξηγεί την απόδοση των μετοχών είναι ο συστηματικός κίνδυνός τους αφού σε άριστα χαρτοφυλάκια θεωρούμε ότι μέσω της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου ο μη- συστηματικός κίνδυνος, δηλαδή ο



κίνδυνος που χαρακτηρίζει αποκλειστικά μια συγκεκριμένη μετοχή εξαλείφεται. Βέβαια στην περίπτωση της συγκεκριμένης ανάλυσης δεν αναφερόμαστε σε αποδόσεις χαρτοφυλακίων αλλά σε μεμονωμένες μετοχές του ίδιου κλάδου. Παρόλα αυτά στην περίπτωση που οι επενδυτές στην πλειοψηφία τους επενδύουν σε καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια - για άριστα δεν γίνεται λόγος γιατί μόνο σε θεωρητικό επίπεδο μάλλον υπάρχουν και ιδιαίτερα για το ελληνικό χρηματιστήριο πρέπει να επισημάνουμε ότι δεν υπάρχουν τόσες πολλές και διαφορετικών χαρακτηριστικών μετοχές που να επιτρέπουν στον επενδυτή να σκέφτεται για τέλεια διαφοροποίηση. Βέβαια με την παγκοσμιοποίηση των Χρηματιστηριακών Αγορών αυτός ο παράγοντας θα τείνει να γίνεται όλο και λιγότερο σημαντικός αφού δίνεται στον επενδυτή η ευκαιρία να δημιουργήσει χαρτοφυλάκια μετοχών που να περιέχουν μετοχές από διαφορετικά χρηματιστήρια ανά τον κόσμο.

Εάν λοιπόν για κάποιον από τους λόγους τους οποίους προαναφέραμε ο επενδυτής δεν λαμβάνει σοβαρά υπόψη του τον μη-συστηματικό κίνδυνο τότε περιμένουμε το συντελεστή του συστηματικού κινδύνου να παίζει πρωτεύοντα λόγο στη διαμόρφωση της τιμής. Για αυτό το λόγο ένα από τα υποδείγματα που θα αναλύσουμε θα περιέχει μόνο τη μεταβλητή β σαν μεταβλητή κινδύνου γεγονός που θα μας επιτρέψει να δούμε εάν κάτι τέτοιο ισχύει στην πραγματικότητα.

Όσον αφορά τώρα το μη-συστηματικό κίνδυνο αυτός μπορεί να συμπεριληφθεί στο υπόδειγμα με δύο μορφές κινδύνου το μέγεθος της εταιρίας- όσο μεγαλύτερο είναι το μέγεθος τόσο μικρότερος είναι ο κίνδυνος- και το χρηματοοικονομικό κίνδυνο εκφρασμένο από το λόγο των ιδίων προς τα συνολικά κεφάλαια της εταιρίας-και εδώ περιμένουμε ότι η συσχέτιση του λόγου αυτού και της τιμής θα είναι θετική.

Στο σημείο αυτό πρέπει να πούμε ότι η ύπαρξη στο υπόδειγμα του βήτα όσο και των άλλων μορφών κινδύνου μπορεί να δημιουργήσει προβλήματα πολυσυγγραμμικότητας αφού περιμένουμε να υπάρχει συσχέτιση ανάμεσα σε αυτές τις μεταβλητές. Άλλωστε η χρηματοοικονομική μόχλευση είναι ένας από τους παράγοντες που περιμένουμε ότι θα επηρεάσουν το βήτα της μετοχής. Σίγουρα πάντως δεν πρόκειται για τέλεια πολυσυγγραμμικότητα.

Τελικά δηλαδή θα αναλύσουμε το παρακάτω υπόδειγμα

P= f(D, RE, B, SIZE, LEV)



Όπως αναφέραμε και στη μέχρι τώρα ανάλυσή μας περιμένουμε τα πρόσημα των συντελεστών όλων των μεταβλητών του υποδείγματος να είναι θετικά εκτός από το πρόσημο του συντελεστή της μεταβλητής βήτα αφού αντιπροσωπεύει κίνδυνο.

Ο λόγος για τον οποίο περιμένουμε το πρόσημο του συντελεστή της μεταβλητής που εκφράζει χρηματοοικονομικό κίνδυνο να είναι θετικό είναι απλά και μόνο ο τρόπος που έχουμε κατασκευάσει τη μεταβλητή αυτή δηλαδή ως το λόγο των ιδίων προς τα συνολικά κεφάλαια πράγμα που σημαίνει ότι όσο μεγαλώνει η αξία του κλάσματος τόσο μειώνεται ο χρηματοοικονομικός κίνδυνος της επιχείρησης και το αντίστροφο.

Όσον αφορά τέλος τη μαθηματική μορφή που θα έχει το υπόδειγμα πιστεύουμε ότι η γραμμική μορφή θα είναι αυτή που θα εκφράζει καλύτερα το μηχανισμό προσδιορισμού των τιμών των μετοχών βάσει των μεταβλητών που προαναφέραμε. Πάντως θα πειραματιστούμε και με λογαριθμική μορφή του υποδείγματος για να δούμε εάν τα αποτελέσματα είναι στατιστικά σημαντικότερα με τέτοιας μορφής υπόδειγμα.

ΠΗΓΕΣ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

Οι πηγές που χρησιμοποιήσαμε για την άντληση των στοιχείων είναι η επετηρίδα του Χρηματιστηρίου από το 1985 έως το 1995 καθώς και οι τιμές των ημερήσιων κλεισιμάτων προσαρμοσμένων- βάσει των αυξήσεων κεφαλαίου - όπως αυτές μας δόθηκαν σε ηλεκτρονική μορφή από τη Δ/νση Μηχανογράφησης του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Ο λόγος για τον οποίο χρησιμοποιήσαμε προσαρμοσμένες και όχι ιστορικές τιμές είναι ότι η ανάλυση βάσει προσαρμοσμένων τιμών είναι η ενδεδειγμένη- ιδιαίτερα σε περιπτώσεις καθορισμού μεταβλητών όπως το βήτα της μετοχής- γιατί καθιστά τη διαχρονική σύγκριση και περαιτέρω ανάλυση των τιμών μιας μετοχής εφικτή. Όσον αφορά τα στοιχεία για τον πληθωρισμό βάσει των οποίων μετατρέψαμε τις μεταβλητές σε σταθερές τιμές του πρώτου έτους κάθε ανάλυσης, αυτά προέρχονται από τα στοιχεία για τον πληθωρισμό όπως καταγράφονται στις ετήσιες εκθέσεις του Διοικητή της Τράπεζας της Ελλάδας.

ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

P: Η μέση τιμή της μετοχής για το έτος εκφρασμένη σε σταθερές τιμές του 1985 για τις Τράπεζες και του 1991 για τις εταιρίες τροφίμων.

D: Το μέρισμα ανά μετοχή εκφρασμένο σε σταθερές τιμές του 1985 για τις Τράπεζες και του 1991 για τις εταιρίες ειδών διατροφής αντίστοιχα.

RE: Παρακρατηθέντα κέρδη ανά μετοχή εκφρασμένα σε σταθερές τιμές του 1985 για τις Τράπεζες και του 1991 για τις εταιρίες ειδών διατροφής αντίστοιχα.

β: Ο συντελεστής βήτα της μετοχής ο οποίος καθορίστηκε ως εξής;
Ο προσδιορισμός του βήτα κατά έτος έγινε χρησιμοποιώντας τις δεκαπενθήμερες αποδόσεις της μετοχής και για τον υπολογισμό των αποδόσεων χρησιμοποιήθηκαν προσαρμοσμένες τιμές της μετοχής βάσει των αυξήσεων κεφαλαίου που έχουν γίνει σε κάθε περίπτωση.

Στην περίπτωση των Τραπεζών είναι ο μέσος όρος του συντελεστή για τα προηγούμενα τρία χρόνια. Στην περίπτωση των εταιριών Τροφίμων όπου τα δεδομένα μας ήταν περιορισμένα ως προς το διάστημα που καλύπτουν χρησιμοποιήσαμε το β του έτους παρότι αυτό δημιουργεί ενδεχομένως ορισμένα προβλήματα τα οποία και θα αναπτύξουμε στη συνέχεια της μελέτης.

SIZE: Είναι το σύνολο του ενεργητικού προς τον αριθμό των μετοχών

LEV: Είναι ο χρηματοοικονομικός κίνδυνος της μετοχής και εκφράζεται από το λόγο των ιδίων κεφαλαίων προς τα συνολικά κεφάλαια της εταιρίας.



ΤΡΟΠΟΣ ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΥ ΤΟΥ ΒΗΤΑ

Γενικά για τον υπολογισμό του συντελεστή συστηματικού κινδύνου βήτα μιας μετοχής υπολογίζονται αφενός οι αποδόσεις της μετοχής σε τακτά χρονικά διαστήματα- που θα αναφέρουμε πώς ενδείκνυται να καθορίζονται στη συνέχεια-και αφετέρου οι αποδόσεις ενός δείκτη τιμών ο οποίος πρέπει να αντιπροσωπεύει κατά τον καλύτερο δυνατό τρόπο το σύνολο της αγοράς. Ο συντελεστής βήτα είναι ο συντελεστής συσχέτισης που προκύπτει από την παλινδρόμηση των αποδόσεων της μετοχής με ανεξάρτητη μεταβλητή την απόδοση της αγοράς. Η παλινδρόμηση των δεδομένων συνήθως γίνεται με την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Οι σημαντικοί εκείνοι παράγοντες που πρέπει να προσεχθούν για τη σωστή εκτίμηση των συντελεστών βήτα είναι η επιλογή του κατάλληλου διαστήματος για τον υπολογισμό των αποδόσεων καθώς και η χρησιμοποίηση σωστού δείκτη που πραγματικά να αντιπροσωπεύει την αγορά.

Όπως μπορούμε να διαπιστώσουμε και εμπειρικά η επιλογή διαφορετικών διαστημάτων για τον υπολογισμό των αποδόσεων οδηγεί σε τελείως διαφορετικές εκτιμήσεις του βήτα των μετοχών για το ίδιο χρονικό διάστημα.

Πρέπει πάντως να πούμε ότι για τον υπολογισμό του βήτα χρειάζεται σημαντικός αριθμός παρατηρήσεων αλλά ταυτόχρονα η συνολική διάρκεια της περιόδου για την οποία υπολογίζονται είναι προτιμότερο να μην είναι μεγάλη αφού διαχρονικά οι παράγοντες που επηρεάζουν το βήτα δεν είναι σταθεροί και έτσι σημαντικές αλλαγές σε αυτούς επιφέρουν δραστικές αλλαγές στην πορεία του βήτα της μετοχής. Έτσι τα χρονικά διαστήματα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των αποδόσεων πρέπει να είναι σχετικά μικρά ώστε να επιτυγχάνονται οι στόχοι που θέσαμε παραπάνω.

Από την άλλη πλευρά όμως και η χρησιμοποίηση ιδιαίτερα μικρών χρονικών διαστημάτων ,και πιο συγκεκριμένα μιλάμε εδώ για ημερήσιες ή εβδομαδιαίες παρατηρήσεις, ενέχει κινδύνους όσον αφορά την ύπαρξη λαθών στα δεδομένα που ενδέχεται με αυτό τον τρόπο να επηρεάσουν σημαντικά την ανάλυση των στοιχείων. Επίσης η χρησιμοποίηση μικρών χρονικών διαστημάτων αντενδείκνυται στην περίπτωση μετοχών που δεν έχουν μεγάλη εμπορευσιμότητα.

Όσον αφορά το συνολικό μήκος του διαστήματος για το οποίο πρέπει να υπολογίζεται το βήτα των μετοχών μελέτες έχουν δείξει ότι σε προηγμένες κεφαλαιαγορές η περίοδος των τελευταίων πέντε ετών είναι ενδεδειγμένη για



ικανοποιητικές εκτιμήσεις του συντελεστή. Στην ελληνική όμως αγορά τα πράγματα δεν είναι ανάλογα αφού παρατηρούνται εντονότερες διακυμάνσεις των τιμών. Έτσι το ανάλογο διάστημα στην ελληνική αγορά είναι αυτό των 30 μηνών περίπου. Το άλλο σκέλος που πρέπει να προσέχουμε κατά την εκτίμηση του συντελεστή είναι η επιλογή του δείκτη βάσει του οποίου θα προσδιορίσουμε το συντελεστή συνδιακύμανσης. Ο δείκτης αυτός πρέπει να αντιπροσωπεύει επαρκώς τα δρώμενα στη συγκεκριμένη αγορά. Η χρησιμοποίηση του Γενικού Δείκτη του X.A.A. όσον αφορά την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά έχει ορισμένα μειονεκτήματα τα οποία όμως θα αγνοήσουμε στη συγκεκριμένη ανάλυση μια και η προσπάθεια προσδιορισμού ενός εναλλακτικού δείκτη πιο αντιπροσωπευτικού της αγοράς θα ήταν εξαιρετικά δύσκολη με αμφίβολα συνάμα αποτελέσματα.



ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

ΣΥΝΔΙΑΣΜΟΣ ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΩΝ ΚΑΙ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

(ταυτόχρονη ανάλυση)

Αν υποθέσουμε ότι έχουμε ρ διαστρωματικές παρατηρήσεις -για τις οποίες έχουμε $i=1, \dots, r$ - και έχουμε στοιχεία για αυτές για μ χρονικές περιόδους όπου δηλαδή $t=1, \dots, m$ τότε συνδιάζοντας τα δεδομένα θα έχουμε $n=r \cdot m$ παρατηρήσεις. Οι μεταβλητές τώρα που θα χρησιμοποιήσουμε στο υπόδειγμά μας θα έχουν τη μορφή:

Y_{it} =η τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής της διαστρωματικής μονάδας i τη χρονική περίοδο t.

$X_{j it}$ =η τιμή της j ανεξάρτητης μεταβλητής της διαστρωματικής μονάδας i τη χρονική περίοδο t.

Όπου $j=2, \dots, k$

Έτσι το υπόδειγμα παίρνει τη μορφή:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \dots + \beta_k X_{kit} + u_{it}$$

Ανάλογα όμως με τις υποθέσεις που κάνουμε για τους συντελεστές β , το σταθερό όρο α και τα κατάλοιπα u το υπόδειγμά μας διαφοροποιείται και έτσι αλλάζει και ο ενδεδειγμένος τρόπος ανάλυσής του.

Μια ταξινόμηση του τρόπου με τον οποίο αλλάζει το υπόδειγμα ανάλογα με τις υποθέσεις που κάνουμε για τα α , β και u βλέπουμε στον παρακάτω πίνακα.



Ταξινόμηση υποδειγμάτων συνδυασμού διαχρονικών και διαστρωματικών δεδομένων

Υποθέσεις για:

Υπόδειγμα	Σταθερό όρο α	Συντελεστές συσχέτισης β	Κατάλοιπα u
I (α)	Κοινό για όλα τα i,t	Κοινοί για όλα τα i,t	$E(u u') = \sigma_u^2 I_n$
I(β)	Κοινό για όλα τα i,t	Κοινοί για όλα τα i,t	$E(u u') = V$
II(α)	Κυμαινόμενος για i σταθερών	Κοινοί για όλα τα i,t	Υπόδειγμα συνιστωσών σφάλματος
II(β)	Κυμαινόμενος για i	Κοινοί για όλα τα i,t	Υπόδειγμα τυχαίων επιδράσεων του σφάλματος
III(α)	Κυμαινόμενος για i,t	Κοινοί για όλα τα i,t	Υπόδειγμα σταθερών συνιστωσών σφάλματος
III(β)	Κυμαινόμενος για i,t	Κοινοί για όλα τα i,t	Υπόδειγμα τυχαίων επιδράσεων του σφάλματος
IV	Κυμαινόμενος για i	Κοινοί για όλα τα i,t	$E(u u') = \sigma_u^2 I_n$ ή $E(u u') = V$

Πηγή: J.Johnston, «Econometric Methods»

Στο υπόδειγμα I(α) τα κατάλοιπα δεν συσχετίζονται διαχρονικά ή διαστρωματικά, δηλαδή δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων, και ακόμη έχουν κοινή διακύμανση για όλα τα i,t. Έτσι είναι εμφανές ότι η κατάλληλη μέθοδος για την εκτίμηση του υποδείγματος είναι η απλή μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Το υπόδειγμα II(β) επιτρέπει μεγαλύτερη ελευθερία στην κατανομή των καταλοίπων. Υπάρχουν πολλές παραλλαγές του υποδείγματος αυτού ανάλογα με τις συγκεκριμένες υποθέσεις που θα κάνουμε για τη διακύμανση των καταλοίπων.



Για παράδειγμα μπορούμε να κάνουμε τις ακόλουθες υποθέσεις:

$$E(u_{it}^2) = \sigma_{it} \text{ για όλα τα } t, i=1,\dots,p$$

$$E(u_{it} u_{jt}) = \sigma_{ij} \text{ για όλα τα } t \text{ και για } i=j$$

$$E(u_{it} u_{js}) = 0 \text{ για όλα τα } i, j, \text{ και για } t \neq s$$

Οι παραπάνω υποθέσεις επιτρέπουν την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα διαφορετικών διαστρωματικών μονάδων καθώς και συνδιακύμανσης των καταλοίπων διαφορετικών διαστρωματικών μονάδων αλλά δεν επιτρέπουν την ύπαρξη χρονικής συσχέτισης των καταλοίπων. Η σωστή οικονομετρική μέθοδος ανάλυσης σε αυτή την περίπτωση είναι η γενικευμένη μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (GLS).

Ένας διαδεδομένος τρόπος ανάλυσης στη συγκεκριμένη περίπτωση εφόσον δεν ξέρουμε τη διακύμανση των καταλοίπων για να προχωρήσουμε σε γενικευμένη ανάλυση ελαχίστων τετραγώνων είναι ο ακόλουθος.

Καταρχήν εφαρμόζουμε στο μοντέλο την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και υπολογίζουμε τα

$$e_i' e_j$$

$$S_{ij} = \frac{\mu - \kappa}{\mu - \kappa}$$

Με τον τρόπο αυτό μπορούμε να βρούμε τον εφικτό γενικευμένο εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων.

Μια άλλη παραλλαγή είναι να υποθέσουμε ότι υπάρχει και αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων κάθε διαστρωματικής μονάδας. Στην ανάλυση της περίπτωσης αυτής δεν θα προχωρήσουμε εδώ.

Το υπόδειγμα II τώρα δεν υποθέτει την ύπαρξη κοινού σταθερού όρου αλλά διατηρεί την υπόθεση των κοινών συντελεστών συσχέτισης για όλες τις διαστρωματικές μονάδες.

Στη πρώτη εκδοχή του υποδείγματος αυτού, υπόδειγμα II(a), υποθέτουμε ότι οι διαστρωματικές και οι διαχρονικές επιδράσεις είναι σταθερές. Στην περίπτωση αυτή εισάγουμε ψευδομεταβλητές (χρόνου ή διαστρωματικές ή και τα δύο) στο υπόδειγμα οι οποίες εκφράζουν άγνοια και εισάγονται απλά και μόνο για να δείχνουν μεταβολές στην ευθεία παλινδρόμησης που οφείλονται σε άγνωστους παράγοντες. Το υπόδειγμα σε αυτή την περίπτωση παίρνει την ακόλουθη μορφή:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \gamma_2 V_{2t} + \dots + \gamma_p V_{pt} + \delta_2 Z_{i2} + \dots + \delta_\mu Z_{i\mu} + w_{it}$$

1 για την i διαστρωματική μονάδα

όπου $V_{it} =$

0 σε κάθε άλλη διαστρωματική μονάδα

και

1 για την t χρονική περίοδο

όπου $Z_{it} =$

0 σε κάθε άλλη χρονική περίοδο

Ο λόγος για τον οποίο οι ψευδομεταβλητές χρόνου που εισάγαμε στο μοντέλου είναι λιγότερες των χρονικών περιόδων καθώς και οι διαστρωματικές ψευδομεταβλητές είναι αντίστοιχα λιγότερες από τις διαστρωματικές μονάδες του υποδείγματος είναι ότι η εισαγωγή ψευδομεταβλητών για όλες τις χρονικές περιόδους και για όλες τις διαστρωματικές μονάδες θα δημιουργούσε το πρόβλημα της τέλειας πολυσυγγραμμικότητας. Για την εκτίμηση του παραπάνω υποδείγματος μπορούμε να εφαρμόσουμε την απλή μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Η δεύτερη τώρα εκδοχή του υποδείγματος II, το υπόδειγμα II(β), είναι το υπόδειγμα των συνιστώσων του σφάλματος ή αλλιώς το υπόδειγμα των τυχαίων επιδράσεων. Εδώ αντί να υποθέσουμε την ύπαρξη ρ σταθερών όρων, εισάγουμε στο υπόδειγμα μόνο ένα σταθερό όρο α και οι διαφοροποιήσεις των σταθερών όρων θεωρούμε ότι



επηρεάζουν τα κατάλοιπα. Σε αυτή την περίπτωση υποθέτουμε ότι τα κατάλοιπα χωρίζονται σε δύο μέρη δηλαδή

$$u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

όπου τα α_i υποθέτουμε ότι έχουν κατανομή $N(0, \sigma^2_\alpha)$ και τα ε_{it} έχουν κατανομή $N(0, \sigma^2_\varepsilon)$.

Τα ε_{it} είναι τα συνηθισμένα κατάλοιπα τα οποία είναι διαφορετικά για κάθε παρατήρηση. Τα α_i είναι κατάλοιπα που δείχνουν πόσο ο σταθερός όρος κάθε διαστρωματικής μονάδας διαφέρει από το γενικό σταθερό όρο. Μερικές φορές ένας τρίτος όρος εισάγετε ο οποίος δείχνει πόσο ο σταθερός όρος της κάθε χρονικής περιόδου διαφέρει από το γενικό σταθερό όρο. Έτσι σε αυτή την περίπτωση τα κατάλοιπα έχουν την ακόλυθη μορφή

$$u_{it} = \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{it}$$

Ανάλογα με το αν τα κατάλοιπα θεωρήσουμε ότι έχουν τρεις συνιστώσες ή δύο, όπως περιγράψαμε, το υπόδειγμα παίρνει το όνομα των «Τριών Συνιστωσών του Σφάλματος» ή των «Δύο Συνιστωσών του Σφάλματος» αντίστοιχα.

Και στις δύο περιπτώσεις η χρησιμοποίηση του εφικτού γενικευμένου εκτιμητή των ελαχίστων τετραγώνων είναι η κατάλληλη μέθοδος ανάλυσης του υποδείγματος.



Το ερώτημα όμως είναι πότε χρησιμοποιείται το υπόδειγμα των σταθερών επιδράσεων και πότε το υπόδειγμα των τυχαίων επιδράσεων ή αλλιώς των συνιστωσών του σφάλματος. Αυτό εξαρτάται από τη φύση των δεδομένων που χρησιμοποιούμε στην ανάλυση και το σκοπό για τον οποίο θα χρησιμοποιηθούν στη συνέχεια τα αποτελέσματα της ανάλυσης.

Εάν τα δεδομένα αφορούν όλο τον πληθυσμό από τον οποίο προέρχονται τότε η χρησιμοποίηση του υποδείγματος των σταθερών επιδράσεων είναι ενδεδειγμένη. Στην αντίθετη περίπτωση στην οποία έχουμε δεδομένα τα οποία προέρχονται από ένα πολύ μεγαλύτερο πληθυσμό και θέλουμε να συνάγουμε συμπεράσματα για άλλες μονάδες του πληθυσμού τότε η χρησιμοποίηση του υποδείγματος των σταθερών επιδράσεων δεν είναι πλέον κατάλληλη. Σε αυτή την περίπτωση η χρησιμοποίηση του υποδείγματος των τυχαίων επιδράσεων έχει πολλά πλεονεκτήματα λόγω των μεγαλύτερων βαθμών ελευθερίας που δίνει στην οικονομετρική ανάλυση.

Παρόλα αυτά όμως το υπόδειγμα των τυχαίων επιδράσεων έχει και ένα πολύ σοβαρό μειονέκτημα το οποίο έγκειται στο ότι υποθέτει πως το τυχαίο σφάλμα κάθε



διαστρωματικής μονάδας δεν συσχετίζεται με τις άλλες μεταβλητές του υποδείγματος, πράγμα που ισχύει σπάνια. Έτσι η χρησιμοποίηση του υποδείγματος αυτού μπορεί να έχει σαν αποτέλεσμα την εκτίμηση μεροληπτικών συντελεστών συσχέτισης.

Η χρησιμοποίηση του κριτηρίου του Hausman μπορεί σε αυτή την περίπτωση να διαγνώσει εάν το υπόδειγμα των τυχαίων επιδράσεων είναι το κατάλληλο αφού μπορεί να δείξει εάν υπάρχει συσχέτιση των καταλοίπων και των ανεξάρτητων μεταβλητών. Εφόσον ισχύει η υπόθεση της μη-συσχέτισης των καταλοίπων και των ανεξάρτητων μεταβλητών, το υπόδειγμα των τυχαίων επιδράσεων μπορεί να χρησιμοποιηθεί και ο εφικτός γενικευμένος εκτιμητής των ελαχίστων τετραγώνων σε αυτή την περίπτωση δίνει αποτελέσματα συνεπή και ασυμπτωτικά αποτελεσματικά. Εφόσον όμως δεν ισχύει η υπόθεση αυτή οι εκτιμήσεις του υποδείγματος θα είναι ασυνεπείς. Σε αυτή την περίπτωση, της εναλλακτικής υπόθεσης, η χρησιμοποίηση του υποδείγματος των σταθερών επιδράσεων και της απλής μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων είναι ενδεδειγμένη. Αυτό γιατί ο απλός εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων του υποδείγματος των σταθερών επιδράσεων είναι ασυμπτωτικά αποτελεσματικός τόσο όταν ισχύει όσο και όταν δεν ισχύει η υπόθεση της μη συσχέτισης των καταλοίπων και των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Έτσι η διαφορά των μητρών διακύμανσεων- συνδιακύμανσεων των εκτιμητών της απλής μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων και της γενικευμένης μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων είναι η μήτρα της διαφοράς των διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων ανάμεσα στους δύο εκτιμητές. Μπορούμε λοιπόν με τη βοήθεια του κριτηρίου χ^2 να δούμε ποια είναι η πιθανότητα η διαφορά αυτή να είναι μηδενική.

Το τρίτο τώρα υπόδειγμα της ταξινόμησης είναι εκείνο στο οποίο υποθέτουμε ότι ο σταθερός όρος μπορεί να είναι διαφορετικός για κάθε διαστρωματική μονάδα και για κάθε χρονική περίοδο ενώ διατηρούμε την υπόθεση ότι οι συντελεστές συσχέτισης των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι κοινοί για όλες τις διαστρωματικές μονάδες και για όλες τις χρονικές περιόδους. Και σε αυτή την περίπτωση πρέπει να δούμε εάν η χρησιμοποίηση του υποδείγματος των σταθερών επιδράσεων ή του υποδείγματος των τυχαίων επιδράσεων είναι η κατάλληλη.



Στην περίπτωση του υποδείγματος των σταθερών επιδράσεων εισάγουμε ψευδομεταβλητές, όπως εξηγήσαμε και στο υπόδειγμα ΙΙ, αλλά σε αυτή την περίπτωση οι ψευδομεταβλητές θα αφορούν και τις χρονικές περιόδους. Όσον αφορά τώρα την περίπτωση των τυχαίων επιδράσεων θα έχουμε εδώ το υπόδειγμα των τριών συνιστώσων του σφάλματος όπως το αναλύσαμε παραπάνω.

Στο τέταρτο τώρα υπόδειγμα υποθέτουμε ότι τόσο ο σταθερός όρος όσο και οι συντελεστές συσχέτισης των ανεξάρτητων μεταβλητών διαφέρουν ανάμεσα στις διαστρωματικές μονάδες. Εδώ ανάλογα με τις υποθέσεις που θα κάνουμε για τα κατάλοιπα θα χρησιμοποιήσουμε: στην απλούστερη περίπτωση τον απλό εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων, στην περίπτωση της ύπαρξης πολλαπλών εξισώσεων τον γενικευμένο εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων ενώ τέλος και το υπόδειγμα των τυχαίων επιδράσεων μπορεί να χρησιμοποιηθεί ώστε να εκτιμηθούν σφάλματα που σχετίζονται με το χρόνο ή τις διαστρωματικές μονάδες.

Πριν εξετάσουμε τη μέθοδο οικονομετρικής ανάλυσης που πρέπει να χρησιμοποηθεί για το συγκεκριμένο υπόδειγμα πρέπει να δούμε εάν είναι εφικτός ο συνδυασμός των διαστρωματικών και διαχρονικών δεδομένων. Αυτό είναι σημαντικό λόγω των πλεονεκτημάτων που συνεπάγεται ο συνδυασμός διαστρωματικών και διαχρονικών δεδομένων όσον αφορά τους αυξημένους βαθμούς ελευθερίας που μπορεί να προσδώσει στην οικονομετρική ανάλυση. Ιδιαίτερα στην περίπτωσή μας όπου ο αριθμός των εταιριών που περιέχονται τόσο στο δείγμα των τραπεζών όσο και στο δείγμα των εταιριών τροφίμων είναι μικρός ο συνδυασμός αυτός θα έλεγε κανείς πως είναι απαραίτητος προκειμένου να εξάγουμε έγκυρα στατιστικά αποτελέσματα. Την ομοιογένεια ή μη των δεδομένων μπορούμε να την εξετάσουμε χρησιμοποιώντας το κριτήριο του Chow. Εάν τα αποτελέσματα είναι αρνητικά τότε εκτιμούμε χωριστά το υπόδειγμα για κάθε έτος.



Έλεγχος του Chow

Το κριτήριο αυτό είναι ο πιο διαδεδομένος τρόπος για να ελέγξει κανείς εάν οι συντελεστές των μεταβλητών ενός υποδείγματος για ένα συγκεκριμένο δείγμα είναι ίδιοι με αυτούς άλλου δείγματος. Ο έλεγχος αυτός γίνεται βάσει της τιμής της κατανομής F η οποία υπολογίζεται με τον τρόπο που δείχνουμε παρακάτω όταν τη συγκρίνουμε με τη χαρακτηριστική τιμή της κατανομής για τους συγκεκριμένους βαθμούς ελευθερίας. Η στατιστική F προσδιορίζεται με τον εξής τρόπο

$$SSE(\text{δεσμευμένου υπ.}) - SSE(\text{μη-δεσμευμένου υπ.}) / J$$

$$F_{j, T-k} = \frac{SSE(\text{δεσμευμένου υπ.}) / T-K}{SSE(\text{δεσμευμένου υπ.}) / T-K}$$

όπου J οι βαθμοί ελευθερίας του αριθμητή και T-K οι βαθμοί ελευθερίας του παρονομαστή. Με SSE συμβολίζουμε το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων.

Πιο συγκεκριμένα στην περίπτωσή μας έχουμε T χρονικές περιόδους και N αριθμό μετοχών για κάθε δείγμα (Οι αριθμοί T και N δεν είναι οι ίδιοι στην περίπτωση του δείγματος του κλάδου των τραπεζών και του δείγματος του κλάδου των εταιριών τροφίμων στην ανάλυσή μας). Οι ανεξάρτητες μεταβλητές του οικονομετρικού υποδείγματος είναι ίσες με K.

Εάν αναλύσουμε το υπόδειγμα για κάθε χρονική περίοδο χωριστά τότε θα έχουμε T εξισώσεις με N παρατηρήσεις για την κάθε εξίσωση. Ενώ εάν συμπεριλάβουμε τα δεδομένα όλων των περιόδων σε μια κοινή ανάλυση θα έχουμε την ανάλυση μιας εξίσωσης με T^*N παρατηρήσεις. Εάν λοιπόν θέλουμε να ελέγξουμε την ομοιογένεια των στοιχείων από περίοδο σε περίοδο για να δούμε εάν μπορούμε να θεωρήσουμε τους συντελεστές των μεταβλητών ως διαχρονικά σταθερούς πρέπει να ελέγξουμε την εξής υπόθεση

H₀ Οι συντελεστές (β) των μεταβλητών είναι διαχρονικά σταθεροί

δηλαδή $\beta_t = \beta$ για όλα τα t

Η εναλλακτική της υπόθεσης H₀ είναι η

H₁ $\beta_t \neq \beta$

Το SSE(δεσμευμένου υπ.) στην περίπτωση αυτή είναι το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων του υποδείγματος που συνδυάζει διαχρονικά και διαστρωματικά



στοιχεία σε μία εξίσωση ενώ το SSE(μη-δεσμευμένου υπ.) είναι το συνολικό άθροισμα των καταλοίπων και των T εξισώσεων του μη-δεσμευμένου υποδείγματος.

Δύο άλλες μορφές ελέγχου τις οποίες θα χρησιμοποιήσουμε στην ανάλυση είναι ο έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας των ψευδομεταβλητών βάσει του κριτηρίου F καθώς και ο έλεγχος ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας βάσει του κριτηρίου Breusch-Pagan. Τις μορφές αυτές ελέγχου παρουσιάζουμε θεωρητικά στο σημείο αυτό.

Έλεγχος Στατιστικής Σημαντικότητας των Ψευδομεταβλητών-Κριτήριο F

Εστω ότι RSS_1 και RSS_2 είναι τα αθροίσματα των τετραγώνων των καταλοίπων του υποδείγματος χωρίς την εισαγωγή ψευδομεταβλητών και του υποδείγματος όπου εισάγουμε ψευδομεταβλητές αντίστοιχα. Λόγω του ότι το πρώτο υπόδειγμα προϋποθέτει περισσότερους περιορισμούς από το δεύτερο περιμένουμε ότι το RSS_1 θα είναι μεγαλύτερο από το RSS_2 .

Αν η διαφορά αυτή είναι σημαντική τότε το υπόδειγμα που περιέχει ψευδομεταβλητές ανταποκρίνεται περισσότερο στην πραγματικότητα. Για να διαπιστώσουμε τι συμβαίνει υπολογίζουμε το F ως εξής

$$(RSS_1 - RSS_2) / N + T - 2$$

$$F^*_{N+T-2, N*T(N+T-2)-k} = \frac{(RSS_1 - RSS_2) / N + T - 2}{RSS_2 / N*T(N+T-2) - k}$$

Αν το F^* είναι μεγαλύτερο από την κριτική τιμή του F τότε το υπόδειγμα που ενσωματώνει τις ψευδομεταβλητές είναι το κατάλληλο για την ανάλυση.

Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας-Κριτήριο Breusch-Pagan

Ο έλεγχος Breusch-Pagan για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας είναι μια πολύ γενική μορφή ελέγχου που καλύπτει μεγάλο εύρος περιπτώσεων ετεροσκεδαστικότητας ενώ ταυτόχρονα είναι πολύ εύκολος στην εφαρμογή του αφού στηρίζεται στους εκτιμητές της απλής μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων. Το υπόδειγμα στο οποίο στηρίζεται ο έλεγχος είναι το $y = X\beta + u$ όπου τα κατάλοιπα u_i υποθέτουμε ότι έχουν κανονική κατανομή και είναι ανεξάρτητα μεταξύ τους με διακύμανση $\sigma^2_i = h(z_i; \alpha)$ όπου το $h(\cdot)$ δηλώνει κάποια συγκεκριμένη μορφή συνάρτησης, το α είναι ένα $p \times 1$ διάνυσμα συντελεστών ασυσχέτιστων με το διάνυσμα β και το z είναι ένα $p \times 1$ διάνυσμα



μεταβλητών τα οποία θεωρούμε ότι προκαλούν ετεροσκεδαστικότητα στο υπόδειγμα. Θέτουμε την πρώτη μεταβλητή στο z ίση με τη μονάδα. Έτσι η υπόθεση

$$H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \dots = \alpha_p = 0$$

καθορίζει την ομοσκεδαστικότητα αφού $\sigma_i^2 = h(\alpha_i)$, το οποίο είναι σταθερό για όλα τα i . Οι υπόλοιπες Z μεταβλητές μπορούν να αποτελούνται αποκλειστικά ή μερικά από τις μεταβλητές X με άλλα λόγια η ετεροσκεδαστικότητα οφείλεται στις ανεξάρτητες μεταβλητές του υποδείγματος. Ο έλεγχος διεξάγεται με τον ακόλουθο τρόπο.

Καταρχήν παίρνουμε τους εκτιμητές της απλής μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων καθώς και το διάνυσμα e των καταλοίπων.

Στη συνέχεια υπολογίζουμε το

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{n} \quad \text{και τη σειρά } g_t = \frac{e_t^2}{\sigma^2}$$

Μετά προχωράμε στον καθορισμό των μεταβλητών z_t .

Κατόπιν εφαρμόζουμε την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων του g_t στο z_t' και υπολογίζουμε το τετράγωνο των καταλοίπων. Τότε το $Q = ESS/2$, εφόσον ισχύει η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας, ασυμπτωτικά κατανέμεται ως $\chi^2(p-1)$. Εάν λοιπόν η κριτική τιμή της κατανομής χ^2 είναι μικρότερη από το Q που υπολογίσαμε και σε αυτή την περίπτωση η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας απορρίπτεται.

ΜΕΡΟΣ Γ'

ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΛΑΔΩΝ- ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

ΚΛΑΔΟΣ ΤΡΑΠΕΖΩΝ

Στην ανάλυση των Εμπορικών Τραπεζών χρησιμοποιήθηκαν στοιχεία από 11 Τράπεζες για τις οποίες υπήρχαν πλήρη στοιχεία για το διάστημα 1986-1995. Οι Τράπεζες αυτές είναι οι ακόλουθες

ΑΤΤΙΚΗΣ

ΓΕΝΙΚΗ

ΕΘΝΙΚΗ

ΕΜΠΟΡΙΚΗ

ΕΡΓΑΣΙΑΣ

ΕΤΕΒΑ

ΙΟΝΙΚΗ

ΚΤΗΜΑΤΙΚΗ

ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ-ΘΡΑΚΗΣ

ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΠΙΣΤΕΩΣ

Η Τράπεζα της Ελλάδος όπως ήταν φυσικό δεν συμπεριλήφθηκε λόγω των ιδιαιτεροτήτων που παρουσιάζει έναντι των άλλων τραπεζών αφού δεν είναι εμπορική τράπεζα. Ακόμη δεν συμπεριλήφθηκαν η Τράπεζα Κεντρικής Ελλάδος - η εισαγωγή της στο X.A.A. έγινε μόλις το 1991 - , η Τράπεζα Αθηνών- η οποία δεν διαπραγματεύεται πλέον στο X.A.A-. καθώς και η Στεγαστική Τράπεζα της οποίας η μετοχή άρχισε να διαπραγματεύεται στο X.A.A. το 1988.

Ξεκινώντας την ανάλυση των δεδομένων καταρχήν έπρεπε να δούμε εάν η ταυτόχρονη ανάλυση διαστρωματικών και διαχρονικών παρατηρήσεων είναι εφικτή. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιήσαμε τον έλεγχο του Chow που δείχνει εάν τα δεδομένα είναι ομοιογενή ή όχι.



Καταρχήν λοιπόν υπολογίσαμε τους απλούς εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων των εξής υποδειγμάτων.

Υπόδειγμα 1 (δεσμευμένο υπόδειγμα- συνδυασμός διαστρωματικών και διαχρονικών δεδομένων)

$$P = \alpha + \beta D + \gamma RE + \delta BETA + \epsilon SIZE + \zeta LEV + u$$

όπου P : Η μέση τιμή του έτους της προσαρμόνησης τιμής της μετοχής σε σταθερές τιμές 1985.

D : Το προσαρμοσμένο μέρισμα ανά μετοχή της περιόδου.

RE : Τα προσαρμοσμένα παρακρατηθέντα κέρδη ανά μετοχή σε σταθερές τιμές 1985

$BETA$: Ο συντελεστής βήτα της μετοχής ο οποίος προσδιορίστηκε, όπως εξηγήσαμε ήδη, βάσει δεκαπενθήμερων παρατηρήσεων των προσαρμοσμένων τιμών των μετοχών και του Γενικού Δείκτη του X.A.A. με την απλή μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Εναλλακτικά χρησιμοποιήθηκε αντί για το βήτα της περιόδου ο μέσος όρος του βήτα των τριών τελευταίων ετών. Ο λόγος που έγινε αυτό είναι ότι έχει προσδιοριστεί πως η περίοδος των 30 μηνών είναι η ενδεδειγμένη για το ελληνικό χρηματιστήριο ενώ η αντίστοιχη περίοδος σε περισσότερο ανεπτυγμένες χρηματιστηριακές αγορές είναι τα 5 χρόνια.

$SIZE$: Είναι ο λόγος του συνόλου του ενεργητικού προς τον αριθμό των μετοχών. Η μεταβλητή αυτή εκφράζει το μέγεθος της εταιρίας.

LEV : Είναι ο λόγος των ιδίων κεφαλαίων προς τα συνολικά κεφάλαια της επιχείρησης. Λόγω του συγκεκριμένου τρόπου κατασκευής της μεταβλητής περιμένουμε να υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στη μεταβλητή και την τιμή της μετοχής.



Υπόδειγμα 2 (μη-δεσμευμένο υπόδειγμα-T εξισώσεις)

$$P_t = \alpha_t + \beta_t D_t + \gamma_t RE_t + \delta_t BETA_t + \epsilon_t SIZE_t + \zeta_t LEV_t + u_t$$

Χρησιμοποιούνται οι ίδιες μεταβλητές μόνο που εδώ γίνεται εκτίμηση για κάθε έτος χωριστά.

Τα αποτελέσματα των εκτιμητών και των δύο υποδειγμάτων παρουσιάζονται στους ακόλουθους πίνακες.

Υπόδειγμα 1

Μεταβλητές	Συντελεστές	τυπικά σφάλματα	standardized συντελεστές	t-stat
C	1060,035	283,393		3,741
D	2,437	1,489	0,163	1,637
RE	1,326	1,012	0,145	1,311
BETA	-413,635	240,9	-0,138	-1,717
SIZE	2206	0,003	0,649	6,494
LEV	920,486	1849,363	0,044	0,498

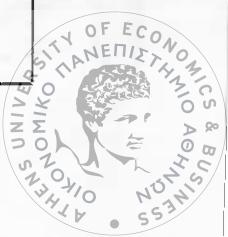
Adj.R²=0,546

Υπόδειγμα 2

Μεταβλητές Συντελεστές

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
C	1308,8	545,7	502,79	-100,6	-73,82	-165,2	-195,9
s.e.	(295,1)	(730,6)	(797,09)	(257,04)	(302,9)	(336,5)	(302,7)
t-stat	4,436	0,747	0,631	-0,392	-0,244	-0,491	-0,647
 D	 3,718	 3,469	 6,752	 6,146	 8,509	 7,877	 9,392
s.e.	(2,075)	(3,047)	(3,035)	(1,471)	(1,830)	(1,642)	(1,745)
t-stat	1,792	1,138	2,224	4,177	4,650	4,798	5,381
 RE	 -2,286	 2,072	 2,737	 3,668	 -0,127	 -0,998	 -2,704
s.e.	(2,716)	(2,589)	(2,651)	(1,233)	(1,341)	(1,109)	(1,886)
t-stat	-0,842	0,801	1,032	2,974	-0,095	-0,9	-1,434
 BETA	 -1504,3	 -320,9	 -100,9	 362,86	 191,5	 166,8	 343,7
s.e.	(353,5)	(1048,04)	(580,9)	(158,2)	(214,3)	(260,2)	(259,4)
t-stat	-4,256	-0,306	-0,174	2,293	0,894	0,641	1,325
 SIZE	 38081	 4682	 1255	 1511	 1483	 1092	 5602
s.e.	(0,003)	(0,008)	(0,016)	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)
t-stat	10,075	5,973	0,765	5,844	4,596	2,657	1,420
 LEV	 7327,9	 10592,8	 2835	 1967,5	 959,1	 2698,5	 1496,1
s.e.	(3971,5)	(5883,18)	(6404)	(1488,9)	(2313,8)	(2075,3)	(1107)
t-stat	1,845	1,801	0,443	1,321	0,415	1,3	1,351
s.e.=τυπικά σφάλματα, t-stat= τιμές στατιστικής t							
R ² =	0,917	0,791	0,843	0,972	0,945	0,873	0,869
RSS=	554241	2611311	1343013	152719,8	182147	364958	352292

RSS= αθροισμα τετραγώνων καταλοίπων



Από την εκτίμηση του πρώτου υποδείγματος (δεσμευμένο υπόδειγμα) βλέπουμε ότι για το πρώτο υπόδειγμα η εκτίμηση με την απλή μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων δίνει τα αναμενόμενα πρόσημα.

Πιο συγκεκριμένα οι συντελεστές συσχέτισης όλων των μεταβλητών είναι θετικοί εκτός από τη μεταβλητή βήτα που έχει αρνητικό συντελεστή. Δηλαδή συμβαίνει ότι ακριβώς υποθέσαμε και στην αρχή βάσει της θεωρίας. Επίσης η μόνη μεταβλητή που δεν είναι στατιστικά σημαντική σε κανένα επίπεδο σημαντικότητας είναι ο λόγος των ιδίων κεφαλαίων προς τα συνολικά κεφάλαια (που δείχνει το βαθμό χρηματοοικονομικού κινδύνου που έχει η τράπεζα).

Ακόμη από τα αποτελέσματα αυτά βλέπουμε ότι η μεταβλητή που προσδίνει μεγαλύτερη ερμηνευτικότητα στο υπόδειγμα είναι το μέγεθος της τράπεζας που μόνη της δίνει μεγαλύτερη ερμηνευτικότητα από ότι όλες οι άλλες μεταβλητές μαζί.

Ακόμη η μεταβλητή των μερισμάτων έχει μεγαλύτερη ερμηνευτική δύναμη από ότι αυτή των παρακρατηθέντων κερδών. Ανάλογα αποτελέσματα με αυτά που αναφέρουμε τόσο ως προς τη μεταβλητή του μεγέθους όσο και ως προς τα μερίσματα και παρακρατηθέντα κέρδη έχουν βρεθεί και από άλλες αναλύσεις όπως έχουμε ήδη αναφέρει στο θεωρητικό μέρος της παρούσας ανάλυσης. Αυτό όμως που είναι πολύ σημαντικό και δεν αναφέραμε έως τώρα είναι πως τα αποτελέσματα αυτά σύμφωνα με το κριτήριο του Chow δεν μπορούν να θεωρηθούν έγκυρα αφού σύμφωνα με το κριτήριο αυτό τα δεδομένα στο συγκεκριμένο δείγμα δεν είναι δυνατόν να συνδιαστούν λόγω της ανομοιογένειάς τους. Το ζήτημα αυτό θα το εξηγήσουμε αμέσως μετά αφού όμως πρώτα παρουσιάσουμε τα αποτελέσματα του δεύτερου υποδείγματος των Τ εξισώσεων όπου κάνουμε ανάλυση για κάθε έτος ξεχωριστά.

Όπως βλέπουμε λοιπόν από τα αποτελέσματα του δεύτερου υποδείγματος καταρχήν η ύπαρξη σταθερού όρου είναι στατιστικά σημαντική μόνο για τη χρονιά 1989 ενώ το πρόσημό του ποικίλει από χρονιά σε χρονιά. Προχωρώντας στα μερίσματα βλέπουμε ότι η μεταβλητή αυτή είναι στατιστικά σημαντική για όλα τα έτη και ο συντελεστής της έχει πάντα θετικό πρόσημο αλλά διαφέρει σημαντικά από έτος σε έτος. Όσον αφορά τώρα τα παρακρατηθέντα κέρδη βλέπουμε ότι το πρόσημο του συντελεστή τους είναι άλλοτε θετικό και άλλοτε αρνητικό ενώ στατιστικά σημαντικά βρίσκονται μόνο για το 1992, χρονιά για την οποία έχουν και θετικό πρόσημο. Για τη μεταβλητή βήτα παρατηρούμε ότι δεν έχει σταθερό πρόσημο για όλες τις χρονιές ενώ είναι στατιστικά σημαντική μόνο για το 1989 και το 1992 οπότε και ο συντελεστής της έχει αρνητικό και θετικό πρόσημο αντίστοιχα. Η μεταβλητή του μεγέθους, τώρα, είναι στατιστικά σημαντική σε όλες τις χρονιές εκτός από το 1991 ενώ έχει πάντοτε θετικό πρόσημο. Τέλος η μεταβλητή του χρηματοοικονομικού κινδύνου (ίδια προς ξένα κεφάλαια) έχει πάντα θετικό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικά (για διαφορετικά όμως επίπεδα σημαντικότητας) στις περισσότερες χρονιές εκτός από το 1991 και το 1993 οπότε και δεν δείχνει ανάλογα αποτελέσματα. Ας γυρίσουμε όμως στο σημείο αυτό στο κριτήριο Chow και ας εξηγήσουμε γιατί δεν μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε το πρώτο υπόδειγμα στην ανάλυσή μας.



Υπολογίζοντας τη τιμή F*, όπως εξηγήσαμε παραπάνω, βρίσκουμε ότι η τιμή σε αυτή την περίπτωση πολύ μεγαλύτερη από την κριτική της κατανομής για τους ίδιους βαθμούς ελευθερίας. Έτσι καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η υπόθεση της ομοιογένειας των δεδομένων δεν ισχύει και έτσι το υπόδειγμα που πρέπει να εκτιμηθεί είναι το υπόδειγμα 2. Αν εκτιμήσουμε το υπόδειγμα αυτό και με τη γενικευμένη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων έχουμε τα αποτελέσματα του παρακάτω πίνακα.

ΓΕΝΙΚΕΥΜΕΝΗ ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ-Τ ΕΞΙΣΩΣΕΙΣ

Μεταβλητές Συντελεστές

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
C	1123	1014	599,41	-337,2	-500,5	-210,9	-70,2
s.e.	(64,31)	(173,7)	(417,89)	(198,22)	(337)	(291,7)	(152)
t-stat	17,47	5,840	1,434	-1,701	-1,485	-0,723	-0,459
D	6,48	6,863	6,667	7,08	9,532	6,783	10,02
s.e.	(2,45)	(2,409)	(1,630)	(1,263)	(1,472)	(1,14)	(1,93)
t-stat	2,643	2,848	4,088	5,604	6,476	5,932	5,185
RE	-2,74	2,639	3,850	3,848	0,196	-0,647	-1,863
s.e.	(2,63)	(4,548)	(2,301)	(0,685)	(1,42)	(0,632)	(2,24)
t-stat	-1,041	0,580	1,673	5,613	0,138	-1,023	-0,832
BETA	-1037,4	-1953	-1099,4	679,56	449,6	238,6	176,2
s.e.	(147,3)	(798,1)	(297,9)	(157,67)	(358)	(219,8)	(152)
t-stat	-7,042	-2,448	-3,690	4,310	1,254	1,086	1,156
SIZE	0,02	0,053	0,026	0,012	0,0147	0,011	0,002
s.e.	(0,008)	(0,033)	(0,022)	(0,0013)	(0,0036)	(0,002)	(0,009)
t-stat	2,486	1,595	1,174	9,239	4,010	4,778	0,279
LEV	5755	13306	6349	746,24	1432	2804	810,5
s.e.	(2213)	(6902)	(4979)	(1722)	(3073)	(2752)	(711)
t-stat	2,6	1,928	1,275	0,433	0,466	1,019	1,138
R²	0,974	0,878	0,976	0,998	0,994	0,987	0,975

Παρατηρώντας καταρχήν την ερμηνευτικότητα των εκτιμητών της γενικευμένης μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων για όλες τις χρονιές και συγκρίνοντας με τους αντίστοιχους εκτιμητές της απλής μεθόδου βλέπουμε ότι για όλα τα έτη η ερμηνευτικότητα των εκτιμητών GLS υπερέχει. Οφείλουμε πάντως να πούμε ότι έτσι και αλλιώς η ερμηνευτικότητα ήταν πολύ υψηλή ανεξάρτητα από τον εκτιμητή που χρησιμοποιήθηκε. Βέβαια τα αποτελέσματα αυτά δεν έχουν μεγάλη βαρύτητα λόγω των λίγων παρατηρήσεων που έχουμε σε κάθε δείγμα αφού ο συνδιασμός των διαστρωματικών και διαχρονικών δεδομένων που θα μας έδινε περισσότερους βαθμούς ελευθερίας δεν στάθηκε δυνατός. Τέλος όσον αφορά τα αποτελέσματα που βρήκαμε με το γενικευμένο εκτιμητή του μη- δεσμευμένου για τις μεταβλητές είναι ανάλογα αυτών που βρίκαμε και με τον απλό εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων.

Στο σημείο αυτό πρέπει να πούμε ότι στα πλαίσια της ανάλυσης πειραματιστήκαμε βάζοντας στο υπόδειγμα ως μοναδική μεταβλητή κινδύνου το βήτα της μετοχής όμως στην περίπτωση αυτή τόσο για το δεσμευμένο όσο και για το μη-δεσμευμένο υπόδειγμα τα αποτελέσματα έδειχναν πολύ χαμηλή ερμηνευτικότητα του υποδειγματος (γύρω στο 0,3). Ακόμη για το αρχικό υπόδειγμα χρησιμοποιήσαμε και άλλες μορφές της συνάρτησης πέρα από τη γραμμική αλλά και αυτό δεν βοήθησε ερμηνευτικά το υπόδειγμα.

Στη συνέχεια δίνονται τα αποτελέσματα διαφορετικών εκτιμητών για το δεσμευμένο υπόδειγμα απλά και μόνο για πληρότητα της ανάλυσης και χωρίς να δίνεται έμφαση στα αποτελέσματα αυτά .



Εάν τώρα καταχρηστικά αναλύσουμε το δεσμευμένο υπόδειγμα, καταχρηστικά λέμε γιατί σύμφωνα με τον έλεγχο του Chow δεν πρέπει να κάνουμε ανάλυση των συγκεκριμένων στοιχείων συνδιάζοντας διαστρωματικά και διαχρονικά στοιχεία εφόσον τα στοιχεία δεν είναι ομοιογενή, τόσο με τη μέθοδο των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων όσο και με εισαγωγή στο υπόδειγμα ψευδομεταβλητών χρόνου θα πάρουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα.

ΓΕΝΙΚΕΥΜΕΝΗ ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ

-Δεσμευμένο υπόδειγμα

Μεταβλητές	Συντελεστές	τυπικά σφάλματα	standardized συντελεστές	t-stat
C	826,4	201,3		4,1
D	4,285	1,296	0,338	3,305
RE	2,238	1,134	0,214	1,974
BETA	-321,66	185,98	-0,128	-1,729
SIZE	0,0198	0,0041	0,438	4,813
LEV	-237,17	1347,88	-0,014	-0,176

Adj.R²=0,608

ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ- ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

-Δεσμευμένο υπόδειγμα

Μεταβλητές	Συντελεστές	τυπικά σφάλματα	standardized συντελεστές	t-stat
C	-99,922	316,281		-0,316
D	3,905	1,171	0,262	3,334
RE	0,501	0,805	0,055	0,622
BETA	-81,975	201,832	-0,027	-0,406
SIZE	2318	0,003	0,682	8,788
LEV	2740,5	1454,311	0,132	1,884
A89	817,670	274,105	0,246	2,983
A90	1720,9	264,6	0,518	6,502
A91	1036,2	263,7	0,312	3,930
A92	552,2	262,8	0,166	2,101
A93	288,6	260,4	0,087	1,108
A94	178,5	263,2	0,054	0,678

Adj.R²=0,735

ΑΝΑΛΥΣΗ ΕΤΑΙΡΙΩΝ ΤΡΟΦΙΜΩΝ

Στην ανάλυση των εταιριών ειδών διατροφής συμπεριλάβαμε τις εξής μετοχές:

Α.Β. ΒΑΣΙΛΟΠΟΥΛΟΣ

ΚΑΤΣΕΛΗΣ

ΕΛΑΙΣ

ΘΕΣΣΑΛΙΚΗ

ΟΙΝΩΝ

ΠΑΥΛΙΔΗΣ

ΔΕΛΤΑ

ΑΛΛΑΤΙΝΗ

ΚΥΛΙΝΔΡΟΜΥΛΟΙ ΛΟΥΛΗ

ΣΑΡΑΝΤΟΠΟΥΛΟΣ

ΜΥΛΟΙ ΑΓ. ΓΕΩΡΓΙΟΥ

Στην ανάλυση του κλάδου τροφίμων δεν είχαμε την ευκαίρια να αναλύσουμε το ίδιο διάστημα με αυτό των τραπεζών μια και δεν υπάρχουν αντίστοιχα στοιχεία. Και εδώ θα κάνουμε την εκτίμηση ακριβώς του ίδιου υποδείγματος όπως και στις τράπεζες.

Καταρχήν και σε αυτή την περίπτωση πρέπει να δούμε εάν τα στοιχεία είναι ομοιογενή έτσι ώστε να μας επιτρέψουν να κάνουμε ταυτόχρονη διαστρωματική και διαχρονική ανάλυση. Χρησιμοποιούμε για άλλη μια φορά τον έλεγχο του Chow.

Πρέπει λοιπόν να κάνουμε πρώτα την ανάλυση των δύο υποδειγμάτων - του δεσμευμένου και του μη δεσμευμένου- με την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.



Τα αποτελέσματα της ανάλυσης με την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και για τα δύο υποδείγματα παρουσιάζονται στους επόμενους πίνακες.

Υπόδειγμα 1

Μεταβλητές	Συντελεστές	τυπικά σφάλματα	standardized συντελεστές	t-stat
C	185,6	85,3		2,175
D	15,549	2,157	0,619	7,208
RE	3,082	1,242	0,205	2,481
BETA	-182,042	102,078	-0,138	-1,783
SIZE	0,508	0,189	0,270	2,681
LEV	64,405	77,979	0,058	0,826

Adj.R²=0,780

Υπόδειγμα 2

Μεταβλητές Συντελεστές

	1991	1992	1993	1994	1995
C	-30,05	-7,6	164,9	455,3	-227,3
s.e.	(169,5)	(89,7)	(198,6)	(699)	(419,6)
t-stat	-0,177	-0,085	0,830	0,651	-0,542
 D	 -32,9	 8,43	 12,99	 19,96	 15,3
s.e.	(15,02)	(4,802)	(5,5)	(5,4)	(4)
t-stat	-2,192	1,755	2,366	3,671	3,815
 RE	 47,8	 13,92	 15,7	 3,84	 0,276
s.e.	(15,8)	(3,34)	(10,1)	(4,23)	(2,8)
t-stat	3,022	4,167	1,551	0,909	0,1
 BETA	 -337,4	 -343,4	 -202,9	 -336,8	 -466
s.e.	(242,5)	(172,2)	(278,2)	(254,3)	(379,4)
t-stat	-1,391	-1,994	-0,730	-1,324	-1,228
 SIZE	 1,648	 1,087	 0,558	 0,204	 0,611
s.e.	(0,544)	(0,376)	(0,718)	(0,648)	(0,451)
t-stat	3,032	2,894	0,777	0,315	1,356
 LEV	 139,4	 -37,5	 -173,1	 -127,7	 673,9
s.e.	(179,1)	(71,7)	(175)	(757,4)	(565,8)
t-stat	0,778	-0,524	-0,989	-0,169	1,191
Adj.R ² =	0,861	0,949	0,813	0,774	0,773
RSS=	235882,7	69062,85	309791,9	424271,1	268449,8

s.e.= τυπικά σφάλματα

t-stat= στατιστική t

RSS=Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων



Εφαρμόζοντας το κριτήριο του Chow στο δείγμα των εταιριών τροφίμων βρήκαμε ότι υπάρχει ομοιογένεια των δεδομένων και άρα η συνδιασμένη ανάλυση διαστρωματικών και διαχρονικών δεδομένων είναι εφικτή, πράγμα που δεν συνέβαινε στην περίπτωση των τραπεζών.

Ετσι από τον απλό εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων για το δεσμευμένο υπόδειγμα βρήκαμε τα ακόλουθα αποτελέσματα. Καταρχήν η ερμηνευτικότητα του δείγματος είναι ικανοποιητική (0,780). Όταν μάλιστα τη συγκρίνουμε στη συνέχεια με την ερμηνευτικότητα του γενικευμένου εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων (0,756) θα δούμε πως είναι υψηλότερη. Μόνο όταν εισάγουμε στο υπόδειγμα ψευδομεταβλητές χρόνου (πρέπει να είναι λιγότερες από τα έτη της ανάλυσης για να μην έχουμε τέλεια πολυσυγγραμμικότητα) η ερμηνευτικότητα αυξάνεται οριακά φτάνοντας το 0,793.

Ξαναγυρίζοντας στον απλό εκτιμητή βλέπουμε ότι οι συντελεστές που μας δίνει για όλες τις μεταβλητές είναι ανάλογοι των προσδοκιών μας βάσει της θεωρητικής ανάλυσης που κάναμε. Έτσι αρνητική επίδραση στην τιμή της μετοχής έχει μόνο ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου της μετοχής, βήτα. Ο χρηματοοικονομικός κίνδυνος έχει μεν το πρόσημο που περιμέναμε αλλά δεν είναι στατιστικά σημαντική μεταβλητή. Το αξιοσημείωτο στην ανάλυση αυτή είναι ότι η μεταβλητή με τη μεγαλύτερη ερμηνευτικότητα είναι τα μερίσματα και όχι το μέγεθος της επιχείρησης όπως στις τράπεζες. Παρόλα αυτά και εδώ το μέγεθος παίζει θετικό ρόλο στη διαμόρφωση της τιμής και είναι στατιστικά σημαντική μεταβλητή. Όσον αφορά τέλος τα παρακρατηθέντα κέρδη φαίνεται να έχουν και αυτά σημαντική θετική επίδραση στον προσδιορισμό της τιμής αλλά όχι το ίδιο ισχυρή με την επίδραση των μερισμάτων, γεγονός το οποίο το είδαμε και στην περίπτωση των τραπεζών αλλά και σε πολλές άλλες αναλύσεις από αυτές που αναφέραμε στο θεωρητικό μέρος.

Πηγαίνοντας τώρα στα αποτελέσματα του μη-δεσμευμένου υποδείγματος (Τ εξισώσεις) με τον απλό εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων βλέπουμε ότι και στην ανάλυση αυτή η ερμηνευτικότητα του υποδείγματος για κάθε έτος είναι αρκετά ικανοποιητική (κυμαίνεται από 0.773 έως 0.949). Όσον αφορά τα αποτελέσματα για τις επιμέρους μεταβλητές είναι ανάλογα με αυτά που βρήκαμε για το δεσμευμένο δείγμα με λίγες διαφοροποιήσεις που μπορεί και να οφείλονται στο πολύ μικρό αριθμό των παρατηρήσεων που χρησιμοποιούμε στην ανάλυση των επιμέρους ετών του δείγματος.

Οι σημαντικότερες από αυτές τις διαφοροποιήσεις είναι οι ακόλουθες.

Για το 1991 βρίσκουμε ότι τα μερίσματα έχουν αρνητική επίδραση στην τιμή των μετοχών πράγμα που δεν παρατηρήσαμε έως τώρα σε καμμιά άλλη ανάλυση. Ακόμη η μεταβλητή μέγεθος δεν είναι στατιστικά σημαντική για όλες τις χρονιές. Τέλος ο σταθερός όρος άλλοτε είναι αρνητικός και άλλοτε αρνητικός αλλά ποτέ στατιστικά σημαντικός.



Χρησιμοποιώντας τώρα το γενικευμένο εκτιμητή στην ανάλυση του δεσμευμένου υποδείγματος καθώς και εισάγοντας ψευδομεταβλητές παίρνουμε τα αποτελέσματα των δύο πινάκων που ακολουθούν.

Στην περίπτωση του γενικευμένου εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων όπως ήδη αναφέραμε παραπάνω η ερμηνευτικότητα του δείγματος δεν αυξάνεται. Όσον αφορά τώρα τα αποτελέσματα σχετικά με την επίδραση των μεταβλητών στην τιμή της μετοχής παρατηρούμε ότι τα αποτελέσματα είναι ανάλογα με αυτά του απλού εκτιμητή. Και πάλι την υψηλότερη ερμηνευτικότητα παρουσιάζουν τα κέρδη με δεύτερη την μεταβλητή του μεγέθους της επιχείρησης. Στατιστικά σημαντικές είναι επίσης και οι μεταβλητές των παρακρατηθέντων κερδών και του συντελεστή βήτα οι οποίες έχουν και τα αναμενόμενα πρόσημα.

Η εισαγωγή στο δείγμα ψευδομεταβλητών χρόνου, όπως φαίνεται στο δεύτερο πινακα που ακολουθεί, αυξάνει οριακά την ερμηνευτικότητα του υποδείγματος (0,793). Ακόμη οι ψευδομεταβλητές στην πλειοψηφία τους είναι στατιστικά σημαντικές ενώ και εδώ τα υπόλοιπα αποτελέσματα ως προς την επίδραση των μεταβλητών στην τιμή παραμένουν τα ίδια. Μεγαλύτερη ερμηνευτικότητα και πάλι έχουν τα μερίσματα ενώ στατιστικά σημαντικές είναι όλες οι μεταβλητες εκτός του χρηματοοικονομικού κινδύνου.



ΓΕΝΙΚΕΥΜΕΝΗ ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ

Δεσμευμένο υπόδειγμα

Μεταβλητές	Συντελεστές	τυπικά σφάλματα	standardized συντελεστές	t-stat
C	107,9	26,7		4,037
D	15,63	2,988	0,514	5,232
RE	1,272	0,49	0,195	2,594
BETA	-136,93	55,76	-0,22	-2,456
SIZE	0,709	0,1782	0,452	3,980
LEV	19,72	17,05	0,086	1,156

Adj.R²=0,756

RSS= 335,5268

ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ- ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Δεσμευμένο υπόδειγμα

Μεταβλητές	Συντελεστές	τυπικά σφάλματα	standardized συντελεστές	t-stat
C	-49,9	126,3		-0,395
D	15,2	2,22	0,608	7,163
RE	2,29	1,26	0,152	1,813
BETA	-217,8	100,5	-0,165	-2,167
SIZE	0,635	0,194	0,338	3,280
LEV	96,9	77,87	0,088	1,244
A91	316,1	129,9	0,212	2,433
A92	258,59	126,96	0,173	2,037
A93	195,757	126,7	0,131	1,545
A94	183,3	123,3	0,123	1,486

Adj.R²=0,793

RSS= 3022026



Τέλος αναλύοντας τα δεδομένα για κάθε έτος ξεχωριστά με τη βοήθεια του γενικευμένου εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων έχουμε τα αποτελέσματα του πίνακα που ακολουθούν. Αξίζει στην περίπτωση αυτή είναι ότι η ερμηνευτικότητα του υποδείγματος για κάθε έτος έχει αυξηθεί έναντι της ερμηνευτικότητας που είχαμε με την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Κατά τα άλλα τα αποτελέσματα που βρίσκουμε και με αυτή τη μέθοδο είναι ανάλογα που βρήκαμε με τη απλή μέθοδο με τις εξής διαφοροποιήσεις. Καταρχήν όσον αφορά τη στατιστική σημαντικότητα του βήτα βλέπουμε ότι ο γενικευμένος εκτιμητής δείχνει ότι η μεταβλητή αυτή είναι περισσότερο σημαντική από ότι γνωρίζαμε βάσει του απλού ακτιμητή. Επίσης με το γενικευμένο εκτιμητή η μεταβλητή του χρηματοοικονομικού κινδύνου είναι στατιστικά σημαντική για ορισμένες χρονιές. Όσον αφορά τώρα τις εκτιμήσεις για τις υπόλοιπες μεταβλητές δεν παρουσιάζουν αξιοσημείωτες διαφορές.



ΓΕΝΙΚΕΥΜΕΝΗ ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ-Τ ΕΞΙΣΩΣΕΙΣ

Μεταβλητές Συντελεστές

	1991	1992	1993	1994	1995
C	261,03	-69,14	129,7	772	-226,3
s.e.	(268,2)	(55,8)	(86,2)	(422,6)	(499,2)
t-stat	0,973	-1,238	1,505	1,827	-0,453
 D	 -36,12	 5,35	 11,81	 20,4	 10,29
s.e.	(7,99)	(7,9)	(5,968)	(5,75)	(5,31)
t-stat	-4,518	0,677	2,156	3,543	1,936
 RE	 51,82	 10,3	 11,09	 4,12	 -0,38
s.e.	(8,98)	(3,78)	(5,14)	(1,93)	(2,543)
t-stat	5,770	2,726	2,156	2,135	-0,149
 BETA	 -618,9	 -520,8	 -191,99	 -296,9	 -436,9
s.e.	(125,3)	(206,2)	(137,7)	(96,6)	(249,9)
t-stat	-4,939	-2,526	-1,394	-3,073	-1,748
 SIZE	 1,469	 1,601	 0,723	 0,014	 0,855
s.e.	(0,47)	(0,45)	(0,464)	(0,57)	(0,662)
t-stat	3,139	3,563	1,559	0,024	1,291
 LEV	 140,3	 -43,22	 -147	 -610	 571
s.e.	(254,5)	(24,8)	(62,07)	(429,8)	(602,35)
t-stat	0,551	-1,745	-2,369	-1,419	0,948
 Adj.R ² =0,948	 0,927	 0,852	 0,835	 0,756	

ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ- ΕΠΙΛΟΓΟΣ

Παρά το γεγονός ότι η ανάλυση στο συγκεκριμένο δείγμα των εταιριών που χρησιμοποιήσαμε παρουσίασε κάποιες ιδιαιτερότητες που δεν μας επέτρεψαν να αναλύσουμε τα στοιχεία με τον ίδιο τρόπο και για τους δύο κλάδους, άρα οι ανάλυσεις δεν είναι απόλυτα συγκρίσιμες, παρόλα αυτά μπορούμε να πούμε ορισμένα γενικά συμπεράσματα όσον αφορά τις συγκριτικές διαφορές των δύο αυτών αναλύσεων. Στο σημείο αυτό πρέπει ίσως να επαναλάβουμε ότι οι ιδιαιτερότητες στις οποίες αναφερθήκαμε έγκεινται αφενός στο ότι δεν ήταν δυνατή η ανάλυση μεγαλύτερου χρονικού διαστήματος στην περίπτωση του κλάδου τροφίμων όπου παρατηρείται μεγαλύτερη κινητικότητα εισαγωγής στο Χρηματιστήριο νέων εταιριών τα τελευταία χρόνια αλλά και όπου πολλές εταιρίες που έπαιζαν κυρίαρχο ρόλο πριν από ορισμένα χρόνια δεν διαπραγματεύονται πια ή έχουν εξαιρετικά χαμηλή εμπορευσιμότητα, και αφετέρου στο ότι τα δεδομένα των τραπεζών αποδείχτηκαν ανομοιογενή μη επιτρέποντας τη στατιστικά σημαντική ανάλυσή τους με συνδυασμό διαστρωματικών και διαχρονικών δεδομένων. Έτσι στην περίπτωση των τραπεζών έπρεπε να αρκεστούμε στην ανάλυση κατ'έτος πράγμα που δημιουργεί αμφιβολίες ως προς την εγκυρότητα των αποτελεσμάτων λόγω του μικρού αριθμού των παρατηρήσεων που είχαμε στη διάθεσή μας. (Παρόλα αυτά στην ανάλυση παραθέτονται πίνακες ανάλυσης βάσει του δεσμευμένου υποδείγματος και για τις τράπεζες -χωρίς ιδιαίτερο σχολιασμό αφού δεν θεωρούνται βάσει του κριτήριου του Chow ως έγκυρη μοφή ανάλυσης,-απλά και μόνο για πληρότητα των εκτιμήσεων που παρατίθενται).



Ερχόμενοι λοιπόν στα αποτελέσματα της ανάλυσης αυτό που είναι εμφανές είναι ότι ενώ στην περίπτωση των τραπεζών βρήκαμε ότι η μεταβλητή του μεγέθους είναι εκείνη που εξηγεί το μεγαλύτερο μέρος του τρόπου προσδιορισμού της τιμής της μετοχής στην περίπτωση των εταιριών τροφίμων τον ρόλο αυτό παίζουν τα μερίσματα ενώ το μέγεθος και εδώ παίζει σημαντικό αλλά λιγότερο ισχυρό ρόλο. Όσον αφορά την επίδραση των παρακρατηθέντων κερδών είδαμε ότι σε γενικές γραμμές παίζουν θετικό ρόλο στον προσδιορισμό των τιμών των μετοχών και των δύο κλάδων, ρόλο όμως που δεν συγκρίνεται όμως με αυτόν των μερισμάτων. Το



αποτέλεσμα αυτό -όπως είδαμε και στην αναφορά μας σε άλλα εμπειρικά υποδείγματα στην αρχήν της παρούσας μελέτης,-φαίνεται ότι είναι κοινός τόπος για πολλές άλλες αναλύσεις.

Ο συντελεστής βήτα, τώρα, φαίνεται να έχει στατιστικά σημαντική αρνητική επίδραση στη διαμόρφωση της τιμής και στους δύο κλάδους. Από την άλλη πλευρά η μεταβλητή χρηματοοικονομικού κινδύνου, την οποία εισάγαμε στο υπόδειγμα σαν μεταβλητή του μη-συστηματικού κινδύνου, έχει την αναμενόμενη επίδραση, ως προς το πρόσημο του συντελεστή της, αλλά δεν φαίνεται να είναι στατιστικά σημαντική σε κανέναν από τους δύο κλάδους. Στην αρχή, βάσει των αποτελεσμάτων αυτών πιστέψαμε ότι η πιο πιθανή εξήγηση είναι το ότι υπάρχει συσχέτιση της μεταβλητής αυτής με το συντελεστή βήτα της μετοχής (όπως εξηγήσαμε άλλωστε και στο θεωρητικό μέρος της ανάλυσης). Πάντως η αφαίρεση από το υπόδειγμα της μεταβλητής αυτής έδωσε σαν αποτέλεσμα χαμηλότερη ερμηνευτικότητα του υποδείγματος.

Επίσης, όπως ήδη αναφέραμε, δοκιμάσαμε και την εισαγωγή μόνο του συντελεστή βήτα ως μεταβλητής κινδύνου (στο υπόδειγμα συμπεριλήφθηκαν επίσης τα μερίσματα και τα παρακρατηθέντα κέρδη) αλλά αυτό είχε σαν αποτέλεσμα τη δραστική μείωση της ερμηνευτικότητας του υποδείγματος (σε επίπεδα γύρω στο 0,35)

Επίσης εισάγαμε εναλλακτικά στο δείγμα το βαθμό μεγέθυνσης σαν εναλλακτική μεταβλητή των παρακρατηθέντων κερδών αλλά και πάλι η ερμηνευτικότητα του υποδείγματος ήταν χαμηλότερη από την αρχική. Τέλος πειραματιστήκαμε και με άλλες μορφές του υποδέιγματος πέραν της γραμμικής αλλά και πάλι τα αποτελέσματα ήταν κατώτερα.

Το τελικό συμπέρασμα πάντως από την ανάλυση αυτή είναι ότι τα αποτελέσματα είναι σύμφωνα, σε γενικές γραμμές, με τη θεωρητική προσέγγιση προσδιορισμού των τιμών των μετοχών.Σημαντική είναι ακόμη η διαπίστωση όσων ήδη αναφέραμε για το ρόλο των μερισμάτων στον προσδιορισμό των τιμών του κλάδου των εταιριών τροφίμων καθώς και για τον ανάλογο ρόλο που παίζει η μεταβλητή του μεγέθους στις τιμές των μετοχών του κλάδου των τραπεζών.



ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. J. Arnold, T. Hope, «Accounting for Management Decisions», Prentice Hall International, 1983.
2. Brealy & Myers, «Principles of Corporate Finance», McGraw Hill, 1987.
3. J. Johnston, «Econometric Methods», McGraw-Hill International Editions, 1987.
4. Γ. Καραθανάσης, «Βασικές Αρχές Χρηματοοικονομικής Διοίκησης και Χρηματιστηριακές Αγορές», Εκδόσεις Ε.Μπένου, 1996.
5. Γ.Καραθανάσης, «Αξιολόγηση Επενδύσεων, Χρηματοδοτήσεις και Χρηματιστηριακές Αγορές», Εκδόσεις «Το οικονομικό», 1995
6. N.Νιάρχος, «Χρηματοοικονομική Ανάλυση Λογιστικών Καταστάσεων», Εκδόσεις Σταμούλη, 1994.
7. P. Kennedy, «A Guide to Econometrics», Blackwell, 1994.
8. Mendenhall, Scheaffer, Wackerly, «Mathematical Statistics with Applications», Duxbury, 1981.
9. F. Mishkin, «Money, Banking and Financial Markets», Little, Brown and Company, 1986.
10. Ross, Westerfield & Jaffe, «Corporate Finance», Irwin, 1996.

ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ

1. Balestra, M. Nerlove, « Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand For Natural Gas», *Econometrica*, Vol.34, No.3 (july 1966), 585-612.
2. G. Booth, T. Martikainen, Y. Tse, « Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets», *Journal of Banking and Finance* 21 (1997), 811-823.
3. K.C.Chan, N.Chen, «An Unconditional Asset-Pricing Test and the Role of Firm Size as an Instrumental Variable for Risk», *Journal of Finance* (June 1988), 309-325.
4. Davis, «The Cross-Section of Realized Stock Returns: The Pre- COMPUSTAT Evidence», *Journal of Finance*, Vol. XLIX, No.5 (January 1994), 1579-1593.
5. Detemple, F. Zapatero, «Asset Prices in an Exchange Economy with Habit formation», *Econometrica*, Vol.59, No.6 (November 1991), 1633-1657.



6. G. Donald, «Inference Concerning the Number of Factors in a Multivariate Nonparametric Relationship», *Econometrica*, Vol.65, No.1(January 1997), 103-131.
7. Durand, «Bank Stocks and the Analysis of Covariance»,
8. M. Eades, P.J. Hess, E.H. Kim, «Time-Series Variation in Dividend Pricing», *Journal of Finance* (December 1994), 1617-1638.
9. ETBA, «Συντελεστές κινδύνου για τις εισηγμένες στο X.A.A. μετοχές», 1993-1997.
10. Fama, K.R. French, «Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies», *Journal of Finance*, Vol. LI, No.1 (March 1996), 55-84.
11. Fama, K.R. French, «Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns», *Journal of Finance*, Vol. L, No.1 (March 1995), 131-155.
12. Foster, T. Smith, R.E. Whaley, «Assessing Goodness-of Fit of Asset Pricing Models: The Distribution of the Maximal R^2 », *Journal of Finance*(June 1997), 591-607.
13. N.Gultekin, N. B.Gultekin, «Stock Return Anomalies and the Tests of the APT», *Journal of Finance* (December 1987), 1213-1224.
14. A. Hausman, «Specification Tests in Econometrics», *Econometrica*, Vol.46, No.6,(Nonember 1978), 1251-1271.
15. Hoch, «Estimation of Production Function Parameters Combining Time-Series and Cross-Section Data», *Econometrica*, Vol.30, No.1 (January 1962), 34-53.
16. Jagannathan, Z. Wang, «The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns», *Journal of Finance*, Vol. LI, No.1 (March 1996), 3-53.
17. Γ. Καραθανάσης, N. Φίλιππας, «Παράγοντες που επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών», Εκδόσεις Σάκκουλα, 1990.
18. Karathanassis, N. Philippas, «Estimation of Bank Stock Price Parameters and the Variance Components Model», *Applied Economics*, 1988,20, 497-507.
19. Karathanassis, «Empirical Valuation Models: How Useful Have They Been?»,
20. La Porta, «Expectations and the Cross-Section of Stock Returns», *Journal of Finance*, Vol. LI, No.5 (December 1996), 1715-1742.
21. Maddala, «The Use of Variance Components Models in Pooling Cross Section and Time Series Data», *Econometrica*, Vol.39, No 2 (March 1971), 341-358.



- 22.Mundlak, «On the Pooling of Time-Series and Cross-Section Data», *Econometrica*, Vol.46, No.1(January 1978), 69-85.
- 23.I. Al-Najjar, «Decomposition and Characterization of Risk with a Continuum of Random Variables», *Econometrica*, Vol.63, No.5 (September 1995), 1195-1224.
- 24.Nerlove, «Further Evidence on the Estimation of Dynamic Economic Relations from a Time Series of Cross Sections» *Econometrica*, Vol 39, No.2. (March 1971), 359-382.
- 25.Roll, S.A. Ross, «On the Cross-sectional Relation between Expected Returns and Betas», *Journal of Finance* (March 1994), 101-121.
- 26.Wei, «An Asset-Pricing Theory Unifying the CAPM and APT», *Journal of Finance* (September 1988), 881-892.
- 27.Whitelaw, «Time Variations and Covariations in the Expectation and Volatility of Stock Market Returns», *Journal of Finance*, Vol. XLIX, No.2 (June 1994), 515-541.
- 28.L. Womack, «Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value?», *Journal of Finance*, Vol. LI, No.1(March 1996), 137-167.



ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ
ΑΝΑΛΥΤΙΚΑ ΑΠΟΓΕΛΕΣΜΑΤΑ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ



ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ
ΑΝΑΛΥΤΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ



**ΤΡΑΠΕΖΕΣ- ΣΥΝΔΙΑΣΜΟΣ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΩΝ ΚΑΙ ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΩΝ
ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ**



Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	BETA, APRE, LEVERA GE, APM, APSIZEx ^a		Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.759 ^a	,575	,546	789,2172	1,052

a. Predictors: (Constant), BETA, APRE, LEVERAGE, APM, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6.0E+07	5	1.2E+07	19,250	,000 ^a
	Residual	4.4E+07	71	622863,8		
	Total	1.0E+08	76			

a. Predictors: (Constant), BETA, APRE, LEVERAGE, APM, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error				Tolerance	VIF
1	(Constant)	1060,035	283,393		3,741	,000		
	APM	2,437	1,489	,163	1,637	,106	,601	1,665
	APRE	1,326	1,012	,145	1,311	,194	,489	2,045
	APSIZE	2,206E-02	,003	,649	6,494	,000	,599	1,670
	LEVERAGE	920,486	1849,363	,044	,498	,620	,755	1,325
	BETA	-413,635	240,900	-,138	-1,717	,090	,924	1,083

a. Dependent Variable: APT

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index
1	1	4.303	1,000
	2	.788	2,337
	3	.467	3,035
	4	.250	4,146
	5	.121	5,968
	6	7.011E-02	7,835

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Variance Proportions					
		(Constant)	APM	APRE	APSIZE	LEVERAGE	BETA
1	1	.00	.01	.01	,01	,01	,01
	2	.01	,00	,06	,16	,15	,01
	3	.01	,07	,23	,21	,02	,06
	4	.01	,36	,14	,16	,32	,04
	5	.01	,31	,46	,36	,22	,57
	6	,96	,25	,10	,09	,29	,32

a. Dependent Variable: APT

Casewise Diagnostics^a

Case Number	Std. Residual	APT
9	3.569	6381.79

a. Dependent Variable: APT

Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	696,2230	5034,668	1779,443	888,1579	77
Residual Std.	-1814,66	2816,527	8,563E-14	762,8145	77
Predicted Value Std.	-1,220	3,665	,000	1,000	77
Residual	-2,299	3,569	,000	,967	77

a. Dependent Variable: APT

Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	MOAPM, BETA, LEVERA GE, APRE, APSIZEx ^a		Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.770 ^a	.592	.564	773.2674	1.037

a. Predictors: (Constant), MOAPM, BETA, LEVERAGE, APRE, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6.2E+07	5	1.2E+07	20,644	,000 ^a
	Residual	4.2E+07	71	597942,4		
	Total	1.0E+08	76			

a. Predictors: (Constant), MOAPM, BETA, LEVERAGE, APRE, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
						Tolerance	VIF
1	(Constant)	982,826	276,725	3,552	,001		
	BETA	-462,339	237,641	-,154	-,946	,056	,911
	LEVERAGE	1149,654	1808,300	,055	,636	,527	,758
	APSIZE	2,075E-02	,003	,610	6,313	,000	,614
	APRE	1,785	,819	,195	2,181	,033	,717
	MOAPM	3,678	1,534	,201	2,398	,019	,820

a. Dependent Variable: APT

Coefficient Correlations^a

Model			MOAPM	BETA	LEVERAGE	APRE	APSIZ
1	Correlations	MOAPM	1.000	-.140	.197	-.281	-.050
		BETA	-.140	1.000	-.155	.152	.255
		LEVERAGE	.197	-.155	1.000	-.262	.440
		APRE	-.281	.152	-.262	1.000	-.437
		APSIZ	-.050	-.255	.440	-.437	1.000
	Covariances	MOAPM	2,352	-51.203	547.439	-.353	-2.5E-04
		BETA	-51.203	56473.19	-66484.324	29.642	-.199
		LEVERAGE	547.439	-66484.3	3269949.7	-388.519	2.617
		APRE	-.353	29.642	-388.519	.670	-1.2E-03
		APSIZ	-2.5E-04	-.199	2.617	-1.2E-03	1.080E-05

a. Dependent Variable: APT

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index
1	1	4.306	1,000
	2	.783	2,345
	3	.428	3,172
	4	.272	3,981
	5	.138	5,587
	6	7,384E-02	7,636

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Variance Proportions					
		(Constant)	BETA	LEVERAGE	APSIZE	APRE	MOAPM
1	1	.00	.01	.01	.01	.01	.01
	2	.01	.01	.15	.18	.08	.00
	3	.01	.05	.06	.07	.65	.02
	4	.00	.01	.11	.36	.01	.59
	5	.01	.54	.42	.36	.25	.23
	6	.98	.40	.24	.02	.00	.15

a. Dependent Variable: APT

Casewise Diagnostics^a

Case Number	Std. Residual	APT
9	3.572	6381.79

a. Dependent Variable: APT

Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	595,5377	4962,559	1779,443	901,1694	77
Residual Std.	-1746,12	2761,963	1,772E-14	747,3982	77
Predicted Value	-1,314	3,532	,000	1,000	77
Std. Residual	-2,258	3,572	,000	,967	77

a. Dependent Variable: APT

Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	APSIZE, BETA, GRAPM, LEVERAGE, MOAPM ^a		Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.753 ^a	.567	.537	796.9729	.896

a. Predictors: (Constant), APSIZE, BETA, GRAPM, LEVERAGE, MOAPM

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5,9E+07	5	1,2E+07	18,602	.000 ^a
	Residual	4,5E+07	71	635165,8		
	Total	1,0E+08	76			

a. Predictors: (Constant), APSIZE, BETA, GRAPM, LEVERAGE, MOAPM

b. Dependent Variable: APT



Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients Beta	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error				Tolerance	VIF
1	(Constant)	1058,955	315,265		3,359	,001		
	BETA	-528,757	243,095	-,177	-2,175	,033	,925	1,081
	MOAPM	4,308	1,614	,235	2,669	,009	,786	1,272
	LEVERAGE	2218,550	1799,400	,107	1,233	,222	,813	1,230
	GRAPM	-155,652	277,287	-,049	-,561	,576	,804	1,244
	APSIZE	2,452E-02	,003	,721	7,544	,000	,668	1,498

a. Dependent Variable: APT

Coefficient Correlations^a

Model			APSIZE	BETA	GRAPM	LEVERAGE	MOAPM
1	Correlations	APSIZE	1,000	-.166	-.347	,363	-.295
		BETA	-.166	1,000	-.092	-.117	-.128
		GRAPM	-.347	-.092	1,000	-.034	.342
		LEVERAGE	,363	-.117	-.034	1,000	.114
		MOAPM	-.295	-.128	.342	.114	1,000
	Covariances	APSIZE	1,056E-05	-.131	-.313	2,124	-1.5E-03
		BETA	-.131	59095.37	-6198.434	-51013.624	-50.125
		GRAPM	-.313	-6198.434	76888.08	-16748.379	152,871
		LEVERAGE	2,124	-51013.6	-16748.4	3237838.7	330,783
		MOAPM	-1.5E-03	-50.125	152.871	330.783	2.605

a. Dependent Variable: APT

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index
1	1	4.445	1,000
	2	.724	2,478
	3	.414	3,276
	4	.202	4,688
	5	.152	5.401
	6	6,313E-02	8,390

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Variance Proportions					
		(Constant)	BETA	MOAPM	LEVERAGE	GRAPM	APSIZE
1	1	,00	,01	,01	,01	,01	,01
	2	,00	,00	,01	,19	,00	,29
	3	,00	,00	,29	,00	,35	,01
	4	,01	,02	,10	,54	,25	,69
	5	,00	,72	,31	,08	,19	,00
	6	,99	,24	,29	,19	,20	,00

a. Dependent Variable: APT

Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	598,0812	4503,475	1779,443	881,6642	77
Residual Std.	-1777,78	2323,744	1,476E-14	770,3107	77
Predicted Value Std.	-1,340	3,090	,000	1,000	77
Residual	-2,231	2,916	,000	,967	77

a. Dependent Variable: APT

**ΤΡΑΠΕΖΕΣ- ΣΥΝΔΙΑΣΜΟΣ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΩΝ ΚΑΙ ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΩΝ
ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ- GLS**



Source variable.. APSIZE POWER value = ,500

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,79651
R Square ,63443
Adjusted R Square ,60868
Standard Error 62,03180

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	474128,24	94825,649
Residuals	71	273204,00	3847,944

F = 24,64320 Signif F = ,0000

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
APSIZE	,019816	,004117	,437916	4,813	,0000
APRE	2,238242	1,133752	,214414	1,974	,0523
APM	4,285945	1,296635	,332788	3,305	,0015
BETA	-321,662058	185,989566	-,128517	-1,729	,0881
LEVERAGE	-237,175224	1347,888538	-,014578	-,176	,8608
(Constant)	826,400875	201,370155		4,104	,0001

Log-likelihood Function = -608,847485

**ΤΡΑΠΕΖΕΣ- ΣΥΝΔΙΑΣΜΟΣ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΩΝ ΚΑΙ ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΩΝ
ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ- ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ**



Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	A94, APSIZE, A92, APM, A93, A90, BETA, LEVERAGE, A91, A89, APRE ^a		Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.879 ^a	.773	.735	602.7737	1.022

a. Predictors: (Constant), A94, APSIZE, A92, APM, A93, A90, BETA, LEVERAGE, A91, A89, APRE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	8.1E+07	11	7323377	20,156	.000 ^a
	Residual	2.4E+07	65	363336.2		
	Total	1.0E+08	76			

a. Predictors: (Constant), A94, APSIZE, A92, APM, A93, A90, BETA, LEVERAGE, A91, A89, APRE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error				Tolerance	VIF
1	(Constant)	-99.922	316.281		-.316	.753		
	APM	3,905	1,171	.262	3.334	,001	,566	1,766
	APRE	,501	,805	,055	,622	,536	,451	2,217
	APSIZE	2,318E-02	,003	,682	8,788	,000	,580	1,725
	LEVERAGE	2740,505	1454,311	,132	1,884	,064	,712	1,405
	A89	817,670	274,105	,246	2,983	,004	,513	1,950
	A90	1720,918	264,669	,518	6,502	,000	,550	1,818
	A91	1036,182	263,651	,312	3,930	,000	,554	1,804
	A92	552,225	262,830	,166	2,101	,040	,558	1,793
	A93	288,635	260,428	,087	1,108	,272	,568	1,760
	BETA	-81,975	201,832	-,027	-,406	,686	,768	1,303
	A94	178,456	263,243	,054	,678	,500	,556	1,798

a. Dependent Variable: APT

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index
1	1	5,085	1,000
	2	1,094	2,156
	3	1,031	2,221
	4	1,006	2,248
	5	1,002	2,253
	6	1,000	2,255
	7	,767	2,574
	8	,452	3,354
	9	,254	4,473
	10	,164	5,570
	11	,110	6,802
	12	3,501E-02	12,052

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Variance Proportions						
		(Constant)	APM	APRE	APSIZE	LEVERAGE	A89	A90
1	1	.00	.01	.01	.01	.01	.00	.00
	2	.00	.00	.03	.00	.01	.00	.00
	3	.00	.00	.00	.01	.00	.26	.03
	4	.00	.00	.00	.00	.00	.05	.01
	5	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.01
	6	.00	.00	.00	.00	.00	.05	.35
	7	.00	.00	.04	.17	.09	.03	.01
	8	.00	.07	.18	.15	.05	.00	.01
	9	.00	.29	.07	.21	.37	.00	.01
	10	.00	.16	.22	.05	.06	.14	.18
	11	.00	.25	.42	.37	.18	.00	.00
	12	.99	.21	.04	.04	.22	.46	.37

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Variance Proportions				
		A91	A92	A93	BETA	A94
1	1	,00	,00	,00	,00	,00
	2	,17	,04	,12	,00	,01
	3	,04	,00	,00	,00	,09
	4	,03	,13	,02	,00	,24
	5	,01	,22	,21	,00	,02
	6	,04	,01	,02	,00	,00
	7	,07	,00	,02	,00	,00
	8	,13	,00	,00	,03	,02
	9	,02	,04	,02	,00	,01
	10	,17	,25	,37	,13	,39
	11	,04	,02	,00	,59	,07
	12	,29	,29	,21	,23	,14

a. Dependent Variable: APT

Casewise Diagnostics^a

Case Number	Std. Residual	APT
9	3,015	6381,79

a. Dependent Variable: APT

Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	110,7643	5087,357	1779,443	1029,545	77
Residual Std.	-1346,27	1817,527	5,463E-13	557,4478	77
Predicted Value	-1,621	3,213	,000	1,000	77
Std. Residual	-2,233	3,015	,000	,925	77

a. Dependent Variable: APT



ΤΡΑΠΕΖΕΣ
**ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΑΝΑ ΕΤΟΣ ΜΕ ΤΗ ΜΕΘΟΔΟ
OLS (ΑΠΛΗ ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ)**



Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERAGE, APRE, BETA, APSIZEx APM ^a		Enter

ΤΡΑΠΕΖΕΣ 1989

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,979 ^a	,958	,917	332,9387	2,432

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APRE, BETA, APSIZE, APM

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,3E+07	5	2554767	23,047	,002 ^a
	Residual	554241,0	5	110848,2		
	Total	1,3E+07	10			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APRE, BETA, APSIZE, APM

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients Beta	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error				Tolerance	VIF
1	(Constant)	1308,828	295,049		4,436	,007	
	APM	3,718	2,075	,291	1,792	,133	,316
	APRE	-2,286	2,716	-,129	-,842	,438	,356
	APSIZEx	3,081E-02	,003	1,044	10,075	,000	,775
	BETA	-1504,273	353,460	-,490	-4,256	,008	,628
	LEVERAGE	7327,926	3971,469	,193	1,845	,124	,757

a. Dependent Variable: APT

Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERAGE, APM, BETA, APRE, APSIZE ^a		Enter

ΤΡΑΠΕΖΕΣ 1990

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.946 ^a	.895	.791	722,6771	2,355

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APM, BETA, APRE, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2,2E+07	5	4473005	8,565	.017 ^a
	Residual	2611311	5	522262,2		
	Total	2,5E+07	10			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APM, BETA, APRE, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients			t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	545,672	730,608	.747	,489		
	APM	3,469	3,047	,188	1,138	,307	,763 1,310
	APRE	2,072	2,589	,138	,801	,460	,700 1,429
	APSIZE	4,682E-02	,008	1,062	5,973	,002	,662 1,510
	BETA	-320,975	1048,035	-,051	-,306	,772	,743 1,346
	LEVERAGE	10592,78	5883,183	,316	1,801	,132	,679 1,472

a. Dependent Variable: APT

Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERA GE, BETA, APRE, APM, APSIZEx ^a		Enter

ΤΡΑΠΕΖΕΣ 1991

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,960 ^a	,922	,843	518,2689	2,482

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, BETA, APRE, APM, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,6E+07	5	3154665	11,745	,009 ^a
	Residual	1343013	5	268602,7		
	Total	1,7E+07	10			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, BETA, APRE, APM, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients			t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	502,794	797,091	,631	,556		
	APM	6,752	3,035	,390	,077	,510	1,961
	APRE	2,737	2,651	,436	,349	,088	11,392
	APSIZEx	1,255E-02	,016	,345	,479	,077	12,970
	BETA	-100,916	580,891	-,023	,869	,865	1,156
	LEVERAGE	2834,989	6404,433	,090	,443	,379	2,639

a. Dependent Variable: APT

Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERAGE, APRE, BETA, APM, APSIZEx ^a		Enter

ΤΡΑΠΕΖΕΣ 1992

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.993 ^a	.986	.972	174.7683	2.019

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APRE, BETA, APM, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1.1E+07	5	2126139	69.609	.000 ^a
	Residual	152719.8	5	30543.95		
	Total	1.1E+07	10			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APRE, BETA, APM, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error				Tolerance	VIF
1	(Constant)	-100,635	257,039	-.392	,712		
	APM	6,146	1,471	,359	4,177	,009	,383 2,613
	APRE	3,668	1,233	,313	2,974	,031	,257 3,898
	APSIZEx	1,511E-02	,003	,532	5,844	,002	,342 2,921
	BETA	362,862	158,256	,147	2,293	,070	,690 1,448
	LEVERAGE	1967,457	1488,954	,097	1,321	,244	,527 1,896

a. Dependent Variable: APT

Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERAGE, BETA, APM, APSIZEx APRE ^a		Enter

ΤΡΑΠΕΖΕΣ 1993

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.986 ^a	.973	.945	190,8652	3,157

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, BETA, APM, APSIZE, APRE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6447245	5	1289449	35,396	,001 ^a
	Residual	182147,7	5	36429,53		
	Total	6629393	10			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, BETA, APM, APSIZE, APRE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error				Tolerance	VIF
1	(Constant)	-73,825	302,899		-.244	,817		
	APM	8,509	1,830	,712	4,650	,006	,234	4,269
	APRE	-,127	1,341	-,020	-,095	,928	,125	8,014
	APSIZE	1,483E-02	,003	,657	4,596	,006	,269	3,723
	BETA	191,518	214,311	,102	,894	,412	,425	2,352
	LEVERAGE	959,117	2313,884	,064	,415	,696	,233	4,292

a. Dependent Variable: APT

Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERA GE, APRE, BETA, APSIZ E, APM ^a		Enter

ΤΡΑΠΕΖΕΣ 1994

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.968 ^a	.937	.873	270.1698	2.023

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APRE, BETA, APSIZE, APM

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5399737	5	1079947	14.795	.005 ^a
	Residual	364958.7	5	72991.74		
	Total	5764695	10			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APRE, BETA, APSIZE, APM

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error				Tolerance	VIF
1	(Constant)	-165.227	336.509		-.491	.644		
	APM	7.877	1.642	.909	4.798	.005	.353	2.836
	APRE	-.998	1.109	-.205	-.900	.409	.243	4.113
	APSIZE	1.092E-02	.004	.465	2.657	.045	.414	2.417
	BETA	166.881	260.244	.089	.641	.550	.659	1.518
	LEVERAGE	2698.562	2075.343	.218	1.300	.250	.451	2.219

a. Dependent Variable: APT



Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERAGE, APRE, BETA, APSIZEx APM ^a		Enter

ΤΡΑΠΕΖΕΣ 1995

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.967 ^a	.934	.869	265,4404	2,161

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APRE, BETA, APSIZE, APM

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5014597	5	1002919	14,234	,006 ^a
	Residual	352292,9	5	70458,59		
	Total	5366890	10			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APRE, BETA, APSIZE, APM

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error				Tolerance	VIF
1	(Constant)	-195,944	302,699	-,647	,546		
	APM	9,392	1,745	1,033	,003	,356	2,806
	APRE	-2,704	1,886	-,331	-,1,434	,211	,246
	APSIZEx	5,602E-03	,004	,266	1,420	,215	,373
	BETA	343,677	259,453	,178	1,325	,243	,727
	LEVERAGE	1496,144	1107,421	,192	1,351	,235	,651

a. Dependent Variable: APT

ΤΡΑΠΕΖΕΣ

**ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΑΝΑ ΕΤΟΣ ΜΕ ΤΗ ΜΕΘΟΔΟ
GLS (ΓΕΝΙΚΕΥΜΕΝΗ ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ)**



Source variable.. APSIZE POWER value = 2,000
ΤΡΑΠΕΖΕΣ 1989

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,99354
R Square ,98713
Adjusted R Square ,97426
Standard Error ,01633

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	,10231299	,02046260
Residuals	5	,00133381	,00026676

F = 76,70717 Signif F = ,0001

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
BETA	-1037,382741	147,313252	-1,162903	-7,042	,0009
APRE	-2,739671	2,632912	-,166094	-1,041	,3458
APM	6,476453	2,450548	,418175	2,643	,0458
APSIZE	,020974	,008438	,189111	2,486	,0555
LEVERAGE	5755,111124	2213,729178	,422558	2,600	,0483
(Constant)	1123,418303	64,311352		17,468	,0000

Log-likelihood Function = -72,420783

Source variable.. APSIZE

POWER value = 2,000
ΤΡΑΠΕΖΕΣ 1990

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,96924

R Square ,93942

Adjusted R Square ,87885

Standard Error ,04834

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	,18116806	,03623361
Residuals	5	,01168193	,00233639

F = 15,50840 Signif F = ,0046

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
BETA	-1953,401025	798,101801	-1,277946	-2,448	,0581
APSIZE	,053388	,033470	,355743	1,595	,1716
APRE	2,639156	4,548052	,154061	,580	,5869
APM	6,862961	2,409779	,495482	2,848	,0359
LEVERAGE	13306,508412	6902,303537	1,104493	1,928	,1118
(Constant)	1014,524780	173,706873		5,840	,0021

Log-likelihood Function = -83,843916

Source variable.. APSIZE POWER value = $\Sigma 2,000$
TPAPIEZEΣ 1991

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,99418
R Square ,98840
Adjusted R Square ,97680
Standard Error ,02010

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	,17209054	,03441811
Residuals	5	,00201942	,00040388

F = 85,21788 Signif F = ,0001

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
APSIZE	,026623	,022674	,184270	1,174	,2932
APRE	3,850489	2,301626	,256880	1,673	,1552
APM	6,667312	1,630865	,520194	4,088	,0095
BETA	-1099,397525	297,945856	-,908310	-3,690	,0141
LEVERAGE	6349,899728	4979,090412	,387741	1,275	,2582
(Constant)	599,419246	417,891926		1,434	,2109

Log-likelihood Function = -74,483048

Source variable.. APSIZE

POWER value = -2,000
ΤΡΑΠΕΖΕΣ 1992

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,99959

R Square ,99919

Adjusted R Square ,99837

Standard Error 2148789,50457

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	2,8333868E+16	5,6667736E+15
Residuals	5	23086481674772	4617296334954

F = 1227,29259 Signif F = ,0000

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
APM	7,080077	1,263322	,271044	5,604	,0025
APRE	3,848583	,685700	,311431	5,613	,0025
APSIZE	,012663	,001371	,452621	9,239	,0002
BETA	679,563971	157,671176	,101704	4,310	,0076
LEVERAGE	746,244496	1722,490493	,009116	,433	,6829
(Constant)	-337,171306	198,227154		-1,701	,1497

Log-likelihood Function = -67,251203

Source variable.. APSIZE

POWER value = -2,000
ΤΡΑΙΝΕΖΕΣ 1993

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,99853

R Square ,99706

Adjusted R Square ,99412

Standard Error 2754651,84137

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	1,2864850E+16	2,5729699E+15
Residuals	5	37940533835860	7588106767172

F = 339,07930 Signif F = ,0000

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
BETA	449,616674	358,571219	,163555	1,254	,2653
APSIZE	,014745	,003677	,770083	4,010	,0102
APRE	,196859	1,423239	,035658	,138	,8954
APM	9,532175	1,472022	,513440	6,476	,0013
LEVERAGE	1432,848000	3073,533038	,034388	,466	,6607
(Constant)	-500,549806	337,103710		-1,485	,1977

Log-likelihood Function = -69,805848

Source variable.. APSIZE POWER value = **ΤΡΑΙΛΕΖΕΣ 1994**

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,99696
R Square ,99392
Adjusted R Square ,98785
Standard Error 3405917,73517

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	9,4857234E+15	1,8971447E+15
Residuals	5	58001378093736	11600275618747

F = 163,54307 Signif F = ,0000

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
APRE	-,646843	,632350	-,195747	-1,023	,3533
APM	6,783016	1,143517	,727740	5,932	,0019
APSIZE	,011803	,002470	,615157	4,778	,0050
BETA	238,631756	219,802866	,062608	1,086	,3272
LEVERAGE	2804,737916	2752,049172	,062421	1,019	,3549
(Constant)	-210,993303	291,680361		-,723	,5019

Log-likelihood Function = -71,941898

Source variable.. APSIZE POWER value = 3,000 ΤΡΑΙΕΖΕΣ 1995

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,99370
R Square ,98744
Adjusted R Square ,97487
Standard Error ,01290

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	,06543452	,01308690
Residuals	5	,00083258	,00016652

F = 78,59232 Signif F = ,0001

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
APSIZE	,002498	,008957	,027771	,279	,7915
APRE	-1,863718	2,240562	-,241755	-,832	,4434
APM	10,022760	1,933014	1,120295	5,185	,0035
BETA	176,174511	152,385280	,075913	1,156	,2999
LEVERAGE	810,489544	711,966731	,176007	1,138	,3065
(Constant)	-70,175468	152,911675		-,459	,6655

Log-likelihood Function = -71,531373

**ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ- ΣΥΝΔΙΑΣΜΟΣ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΩΝ ΚΑΙ
ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ**



Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERAGE, APM, BETA, APRE, APSIZE ^a		Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,896 ^a	,802	,780	283,2963	,994

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APM, BETA, APRE, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1,4E+07	5	2862593	35,668	,000 ^a
	Residual	3531300	44	80256,81		
	Total	1,8E+07	49			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APM, BETA, APRE, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error				Tolerance	VIF
1	(Constant)	185,595	85,319		2,175	,035		
	BETA	-182,042	102,078	-,138	-1,783	,081	.753	1,328
	APSIZE	,508	,189	,270	2,681	,010	,444	2,252
	APM	15,549	2,157	,619	7,208	,000	,609	1,642
	APRE	3,082	1,242	,205	2,481	,017	,656	1,525
	LEVERAGE	64,405	77,979	,058	,826	,413	,904	1,106

a. Dependent Variable: APT

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index
1	1	3.784	1.000
	2	,838	2.125
	3	,623	2.465
	4	,406	3.053
	5	,256	3.843
	6	9.228E-02	6.404

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Variance Proportions					
		(Constant)	BETA	APSIZE	APM	APRE	LEVERAGE
1	1	.01	.02	.01	.02	.01	.02
	2	.05	.02	.00	.03	.52	.01
	3	.00	.01	.01	.18	.05	.59
	4	.01	.25	.00	.48	.14	.22
	5	.30	.63	.04	.07	.08	.10
	6	.63	.07	.94	.23	.19	.06

a. Dependent Variable: APT

Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	-226,5428	2080,438	628,9012	540,4640	50
Residual Std.	-481,6356	778,9800	-2,0E-14	268,4536	50
Predicted Value	-1,583	2,686	,000	1,000	50
Std. Residual	-1,700	2,750	,000	,948	50

a. Dependent Variable: APT



**ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ- ΣΥΝΔΙΑΣΜΟΣ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΩΝ ΚΑΙ
ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ- GLS**



Source variable.. APSIZE POWER value = 1,500

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,88377
R Square ,78106
Adjusted R Square ,75618
Standard Error 2,76145

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	1196,9499	239,38998
Residuals	44	335,5268	7,62561

F = 31,39290 Signif F = ,0000

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
APSIZE	,709107	,178173	,452021	3,980	,0003
APRE	1,272159	,490453	,194728	2,594	,0128
APM	15,634787	2,988412	,513657	5,232	,0000
BETA	-136,935029	55,757754	-,216099	-2,456	,0181
LEVERAGE	19,716501	17,051748	,085827	1,156	,2538
(Constant)	107,951863	26,743092		4,037	,0002

Log-likelihood Function = -337,181571

**ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ- ΣΥΝΔΙΑΣΜΟΣ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΩΝ ΚΑΙ
ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ- ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΨΕΥΔΟΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ**



Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	A94, APM. LEVERA GE, A91, BETA, A92, APRE, A93, APSIZE ^a		Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.911 ^a	.831	.793	274,8648	.802

a. Predictors: (Constant), A94, APM, LEVERAGE, A91, BETA, A92, APRE, A93, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1.5E+07	9	1646915	21.799	.000 ^a
	Residual	3022026	40	75550,64		
	Total	1,8E+07	49			

a. Predictors: (Constant), A94, APM, LEVERAGE, A91, BETA, A92, APRE, A93, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients Beta	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error				Tolerance	VIF
1	(Constant)	-49,927	126,265		-.395	.695		
	BETA	-217,828	100,519	-.165	-2,167	.036	.731	1,368
	APSIZE	.635	.194	.338	3,280	.002	.400	2,502
	APM	15,249	2,129	.608	7,163	.000	.589	1,699
	APRE	2,286	1,261	.152	1,813	.077	.599	1,668
	LEVERAGE	96,860	77,867	.088	1,244	.221	.854	1,172
	A91	316,131	129,922	.212	2,433	.020	.559	1,787
	A92	258,586	126,957	.173	2,037	.048	.586	1,707
	A93	195,757	126,717	.131	1,545	.130	.588	1,700
	A94	183,284	123,318	.123	1,486	.145	.621	1,610

a. Dependent Variable: APT

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index
1	1	4.429	1.000
	2	1.071	2.034
	3	1.022	2.082
	4	1.019	2.084
	5	.901	2.217
	6	.602	2.713
	7	.416	3.264
	8	.337	3.626
	9	.148	5.478
10		5.563E-02	8.923

Collinearity Diagnostics^a

Model	Dimension	Variance Proportions						
		(Constant)	BETA	APSIZE	APM	APRE	LEVERAGE	A91
1	1	.00	.01	.01	.01	.01	.01	.00
	2	.00	.00	.00	.01	.14	.00	.09
	3	.00	.00	.00	.00	.00	.02	.00
	4	.00	.00	.00	.01	.00	.00	.07
	5	.01	.00	.00	.04	.22	.00	.20
	6	.00	.01	.01	.16	.03	.56	.00
	7	.00	.05	.00	.40	.30	.26	.03
	8	.01	.69	.00	.02	.07	.01	.07
	9	.06	.19	.40	.26	.01	.01	.10
	10	.91	.04	.58	.09	.22	.12	.44

ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ
**ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΑΝΑ ΕΤΟΣ ΜΕ ΤΗ ΜΕΘΟΔΟ
OLS (ΑΠΛΗ ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ)**



Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERAGE, APSIZE, BETA, APRE, APM ^a		Enter

ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ 1991

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.969 ^a	.938	.861	242,8388	1,394

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APSIZE, BETA, APRE, APM

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3582221	5	716444,1	12,149	.016 ^a
	Residual	235882,7	4	58970,66		
	Total	3818103	9			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APSIZE, BETA, APRE, APM

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error				Tolerance	VIF
1	(Constant)	-30,053	169,542		-.177	,868		
	APM	-32,926	15,020	-.1366	-2,192	,093	,040	25,125
	APRE	47,817	15,823	1,768	3,022	,039	,045	22,148
	APSIZE	1,648	,544	,694	3,032	,039	,295	3,388
	BETA	-337,412	242,501	-,228	-1,391	,236	,576	1,737
	LEVERAGE	139,376	179,122	,108	,778	,480	,801	1,249

a. Dependent Variable: APT

Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERAGE, BETA, APM, APRE, APSIZE ^a		Enter

ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ 1992

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,989 ^a	,977	,949	131,3991	1,859

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, BETA, APM, APRE, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2999438	5	599887,5	34,744	,002 ^a
	Residual	69062,85	4	17265,71		
	Total	3068501	9			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, BETA, APM, APRE, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients			t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-7,604	89,706	-,085	,937		
	APM	8,428	4,802	,238	1,755	,154	,307
	APRE	13,919	3,340	,452	4,167	,014	,478
	APSIZE	1,087	,376	,574	2,894	,044	,143
	BETA	-343,439	172,231	-,271	-1,994	,117	,304
	LEVERAGE	-37,534	71,658	-,041	-,524	,628	,906

a. Dependent Variable: APT

Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERAGE, APM, BETA, APRE, APSIZE ^a	,	Enter

ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ 1993

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,957 ^a	,917	,813	278,2948	1,146

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APM, BETA, APRE, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3408356	5	681671,2	8,802	,028 ^a
	Residual	309791,9	4	77447,97		
	Total	3718148	9			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APM, BETA, APRE, APSIZE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients			t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	164,874	198,637	,830	,453		
	APM	12,992	5,492	,508	,077	,452	2,213
	APRE	15,705	10,127	,485	,196	,213	4,688
	APSIZE	,558	,718	,271	,777	,480	,172
	BETA	-202,968	278,178	-,158	-,730	,506	,442
	LEVERAGE	-173,108	175,090	-,228	-,989	,379	,390

a. Dependent Variable: APT



Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERAGE, APM, BETA, APSIZE, APRE ^a		Enter

ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ 1994

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.948 ^a	.900	.774	325.6805	1.775

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APM, BETA, APSIZE, APRE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3797860	5	759572.1	7.161	.040 ^a
	Residual	424271.1	4	106067.8		
	Total	4222132	9			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APM, BETA, APSIZE, APRE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients			t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant) 455.254	699.020		.651	.550		
	APM 19.961	5.437	.761	3.671	.021	.585	1.710
	APRE 3.843	4.230	.331	.909	.415	.190	5.274
	APSIZE .204	.648	.108	.315	.769	.214	4.678
	BETA -336.766	254.297	-.280	-1.324	.256	.563	1.775
	LEVERAGE -127.689	757.372	-.051	-.169	.874	.271	3.683

a. Dependent Variable: APT

Regression

Variables Entered/Removed^b

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LEVERAGE, APM, APSIZE, BETA, APRE ^a		Enter

ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ 1995

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: APT

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.948 ^a	.899	.773	259,0607	1.787

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APM, APSIZE, BETA, APRE

b. Dependent Variable: APT

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2392728	5	478545.6	7,131	,040 ^a
	Residual	268449,8	4	67112,45		
	Total	2661178	9			

a. Predictors: (Constant), LEVERAGE, APM, APSIZE, BETA, APRE

b. Dependent Variable: APT

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients			t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-227,257	419,556		,542	,617	
	APM	15,266	4,001	,785	3,815	,019	,595
	APRE	,276	2,764	,031	,100	,925	,254
	APSIZE	,611	,451	,432	1,356	,247	,248
	BETA	-466,018	379,446	-,323	-1,228	,287	,364
	LEVERAGE	673,949	565,771	,407	1,191	,299	,216

a. Dependent Variable: APT

ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ
ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΑΝΑ ΕΤΟΣ ΜΕ ΤΗ ΜΕΘΟΔΟ
GLS (ΓΕΝΙΚΕΥΜΕΝΗ ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ)



Source variable.. APSIZE

POWER value = 2,000
ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ 1991

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,98848

R Square ,97709

Adjusted R Square ,94846

Standard Error 59338,48314

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	600747673322,2	120149534664,4
Residuals	4	14084222326,1	3521055581,5

F = 34,12316 Signif F = ,0022

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
APM	-36,122697	7,995582	-2,239796	-4,518	,0107
APRE	51,820892	8,981030	2,787532	5,770	,0045
APSIZE	1,469763	,468206	,442161	3,139	,0349
LEVERAGE	140,295486	254,535716	,059700	,551	,6108
BETA	-618,905080	125,313810	-,407677	-4,939	,0078
(Constant)	261,038391	268,225085		,973	,3856

Log-likelihood Function = -64,242790

Source variable.. APSIZE

POWER value = 2,000
ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ 1992

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,98371
R Square ,96769
Adjusted R Square ,92730
Standard Error ,30264

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	10,971680	2,1943360
Residuals	4	,366354	,0915885

F = 23,95863 Signif F = ,0044

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
BETA	-520,760075	206,161634	-,680897	-2,526	,0649
APSIZE	1,601140	,449374	1,100227	3,563	,0235
APRE	10,301279	3,778545	,383897	2,726	,0526
APM	5,347544	7,901272	,105851	,677	,5357
LEVERAGE	-43,218763	24,768837	-,342036	-1,745	,1559
(Constant)	-69,137408	55,833907		-1,238	,2833

Log-likelihood Function = -56,742903

Source variable.. APSIZE POWER value 2,000
ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ 1993

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,96651
R Square ,93414
Adjusted R Square ,85182
Standard Error ,42510

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	10,253110	2,0506220
Residuals	4	,722833	,1807081

F = 11,34770 Signif F = ,0177

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
BETA	-191,990207	137,727326	-,415501	-1,394	,2358
APSIZE	,723257	,463950	,535253	1,559	,1940
APRE	11,085715	5,142811	1,628642	2,156	,0974
APM	11,811784	5,967550	,398900	1,979	,1189
LEVERAGE	-147,050626	62,070117	-1,746107	-2,369	,0769
(Constant)	129,702206	86,159366		1,505	,2067

Log-likelihood Function = -60,520723

Source variable.. APSIZE

POWER value = 2,000
ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ 1994

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,96271
R Square ,92682
Adjusted R Square ,83534
Standard Error ,43230

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	9,4676180	1,8935236
Residuals	4	,7475481	,1868870

F = 10,13192 Signif F = ,0217

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
APSIZE	,013959	,570843	,010586	,024	,9817
APRE	4,120591	1,929963	1,143376	2,135	,0996
APM	20,360031	5,746060	,737065	3,543	,0239
BETA	-296,947650	96,625257	-,855147	-3,073	,0372
LEVERAGE	-610,081022	429,825463	-1,025915	-1,419	,2288
(Constant)	772,090684	422,572800		1,827	,1417

Log-likelihood Function = -62,592313

Source variable.. APSIZE

POWER value 2,000
ΕΤΑΙΡΙΕΣ ΤΡΟΦΙΜΩΝ 1995

Dependent variable.. APT

Listwise Deletion of Missing Data

Multiple R ,94417

R Square ,89146

Adjusted R Square ,75579

Standard Error ,46442

Analysis of Variance:

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	7,0861243	1,4172249
Residuals	4	,8627447	,2156862

F = 6,57077 Signif F = ,0461

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
APSIZE	,854968	,662164	,705669	1,291	,2662
APRE	-,380069	2,543066	-,182034	-,149	,8884
APM	10,287520	5,313888	,435025	1,936	,1250
BETA	-436,867144	249,876160	-,838788	-1,748	,1553
LEVERAGE	571,040924	602,348976	1,487105	,948	,3968
(Constant)	-226,288656	499,202427		-,453	,6738

Log-likelihood Function = -62,744809

