

Λογιστικά κέρδη και αποδόσεις μετοχών

Ι. Εισαγωγή

Η διαχρονική σχέση ανάμεσα στα κέρδη των επιχειρήσεων όπως εμφανίζονται στις δημοσιευμένες λογιστικές καταστάσεις και τις τιμές των μετοχών τους στη χρηματιστηριακή αγορά, αποτελεί ένα δυναμικό αντικείμενο επιστημονικής έρευνας τα τελευταία 30 χρόνια. Η συστηματική μελέτη αυτής της σχέσεως με αναφορές σε πραγματικά δεδομένα αποδίδεται στον **William Beaver** και τους **Ray Ball** και **Philip Brown**, οι οποίοι θεμελίωσαν⁽¹⁾ τη συμβατική προσέγγιση, δηλαδή ότι **τα κέρδη (E) που καταγράφονται στους ισολογισμούς των εταιρειών, είναι η βασική μεταβλητή που “εξηγεί” τις περιοδικές τάσεις στη διαμόρφωση των τιμών (P) των μετοχών τους στο χρηματιστήριο (δηλ. $P = f(E)$).**

Μολονότι τα κέρδη και η συνολική αξία μιας επιχείρησης είναι λογικό να συσχετίζονται (μάλιστα ομόρροπα), έρευνες που έγιναν στη διάρκεια της περασμένης κυρίως δεκαετίας⁽²⁾ κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι αποτιμήσεις των μετοχών είναι ελάχιστα εξαρτημένες από τα κέρδη όταν πια αυτά αποδίδονται προς δημοσίευση στον Τύπο. Υποστηρίχθηκε, αντιθέτως, πως σε οικονομικά αποτελεσματικές (efficient) αγορές **οι μεταβολές των τιμών είναι ο πλέον**

αξιόπιστος κύριος δείκτης (leading indicator) της κερδοφορίας των εισηγμένων στο χρηματιστήριο εταιρειών. Κατά συνέπεια, στην αναζήτηση ενός μοντέλου που προσδιορίζει οικονομικά τη σχέση κερδών-τιμών, η ερμηνευτική μεταβλητή είναι ακριβώς οι τιμές και όχι τα κέρδη (δηλ. $E = f(P)$).

Την παρούσα εργασία απασχολούν ουσιαστικά δύο ερωτήματα: Πρώτον, πόσο σημαντική είναι διαχρονικά αυτή η περιβόητη σχέση κερδών-τιμών ή, για να χρησιμοποιήσουμε τον ακριβή ορισμό των μεταβλητών που ενδιαφέρουν εδώ, του ρυθμού μεταβολής λογιστικών κερδών (ΡΜΛΚ) και των αποδόσεων των μετοχών (ΑΜ); Δεύτερον, σε ποιο βαθμό έχουμε καταφέρει να την κατανοήσουμε, μετά από τρεις και πλέον δεκαετίες αδιάκοπων ερευνών;

Πίσω από τους προβληματισμούς αυτούς υπάρχει ένα ενδιαφέρον, πιστεύουμε, σκεπτικό που παρουσιάζεται στο τμήμα ΙΙ. Για να προσεγγίσουμε απαντήσεις στα συγκεκριμένα ερωτήματα με βάση το ελληνικό παράδειγμα, ελέγξαμε γνωστά υποδείγματα που θεωρητικά δικαιολογούν τις δύο αντίστροφες απόψεις για την αληθή κατεύθυνση της αιτιότητας, χρησιμοποιώντας για το σκοπό αυτό στοιχεία από 12 τράπεζες εισηγμένες στο ΧΑΑ για την περίοδο 1987-1996⁽³⁾.



X. Μανουσέλης

M.A. Financial &
Business Economics
University of Essex

Η επιλογή του τραπεζικού τομέα ως εμπειρικού πεδίου αναφοράς, εξυπηρετεί την επιθυμητή ιδιότητα της ομοιογένειας του δείγματος, όμως, η ομολογημένη ανεπάρκειά του (μικρός αριθμός ιστορικών δεδομένων), περιορίζει σημαντικά την οικονομετρική ανάλυση. Συνυπολογίζοντας, ωστόσο, τα αποτελέσματα αντίστοιχων εργασιών πάνω στην –πολύ μεγαλύτερη και σαφώς αποτελεσματικότερη— αγορά των ΗΠΑ, προκύπτουν κάποια συμπεράσματα που θα ήταν χρήσιμο να γνωρίζουν (για κάποιους, είμαστε βέβαιοι, ότι δεν κομίζουμε ...γλαύκα), μερικές τουλάχιστον από τις κατηγορίες των ασχολουμένων με το χρηματιστήριο. Όπως, για παράδειγμα, αυτοί που αναζητούν μετά μανίας στις στίλες των εφημερίδων πληροφορίες για τα πραγματοποιηθέντα κέρδη των εταιρειών και εκείνοι που επιμένουν να πειραματίζονται με μαθηματικά μοντέλα για να προβλέψουν τις τιμές της “επόμενης ημέρας”.

II. Το πληροφοριακό περιεχόμενο των λογιστικών κερδών και των τιμών των μετοχών

Η σύνδεση των κερδών με την αξία της επιχείρησης —την ικανότητά της, κατά μία έννοια, να δημιουργεί εισόδημα για τους μετόχους της— δικαιολογήθηκε από τους νομπελίστες καθηγητές **Franco Modigliani** και **Merton Miller**, οι οποίοι απέδειξαν⁽⁴⁾ ότι η αποτίμηση της αξίας ενός οικονομικού οργανισμού φθάνει κάτω από ορισμένες προϋποθέσεις στο ίδιο αποτέλεσμα, ανεξάρτητα από το αν γίνεται με βάση το προσδοκώμενο μέρισμα (dividend approach) ή, τα προσδοκώμενα κέρδη (earnings approach) από την επιχειρηματική δράση. Στους μαθηματικούς τους υπολογισμούς, οι Modigliani και Miller, αλλά και όλοι όσοι ασχολήθηκαν με το ίδιο θέμα αργότερα, χρησιμοποίησαν τον **οικονομικό** ορισμό του κέρδους, που είναι ακριβώς η παρούσα αξία των αναμενόμενων καθαρών ταμιακών εισροών από τις αναληφθείσες επενδύσεις.

Για διαφόρους λόγους, οι οποίοι αφορούν κυρίως στην αυστηρότητα των κανονιστικών συνθηκών που διέπουν τις γενικώς αποδεκτές λογιστικές αρχές⁽⁵⁾, το κέρδος, όπως ερμηνεύεται οικονομικά, δεν

αντικατοπτρίζεται στις λογιστικές καταστάσεις. Ο σχετικός λογαριασμός σε αυτές καταγράφει περιοδικά μόνο την πραγματοποιηθείσα μεταβολή στη συνολική αξία των περιουσιακών στοιχείων της επιχείρησης συν το διαθέσιμο μερισματικό εισόδημα στους μετόχους. Συνεπώς, δεν δίνει απολογιστική σημασία στα προσδοκώμενα έσοδα και έξοδα (cash flows), άρα το οικονομικό κέρδος απομένει πρακτικά αφηρημένη έννοια και σπάνια υπολογίζεται —ειδικά στην Ελλάδα— σε επίσημες λογιστικές αναφορές προς το ευρύ κοινό.

Με δεδομένο το υπαρκτό χάσμα ανάμεσα στη **λογιστική** και **οικονομική** ερμηνεία του εταιρικού κέρδους, αναρωτάται κανείς ποια μπορεί να είναι η σχέση που συνδέει τα λογιστικά κέρδη με τις τιμές και, κατ' επέκτασιν, τις αποδόσεις των μετοχών. Ένα ερώτημα εύλογο, γιατί, τα μεν, δεν πληρούν τις προϋποθέσεις για τον υπολογισμό της αξίας μιας επιχείρησης αφού, στις καταστάσεις που διέπονται από την αρχή του ιστορικού κόστους (historic cost accounting), εμφανίζονται να “αδιαφορούν” για τις προοπτικές μελλοντικών ταμιακών ροών, ενώ οι δε, είναι γνωστό ότι συνδέονται άρρηκτα με τις προσδοκίες για τέτοιες ροές.

Οι δύο βασικές ερευνητικές “λεωφόροι”, που επί σειρά ετών κυριάρχησαν στη μελέτη αυτής της σχέσης, παρουσιάζονται στις επόμενες γραμμές.

II.1 Τα λογιστικά κέρδη ερμηνεύουν τις τιμές [$P=f(E)$]

Στο επίπεδο των μελετών-καταστάσεων (event studies), η αύξηση του όγκου των συναλλαγών και η αστάθεια των τιμών των μετοχών λίγο πριν και μετά από τις λογιστικές ανακοινώσεις, θεωρούνται ακραιφνείς ποσοτικές ενδείξεις ύπαρξης σε αυτές ουσιαστικού πληροφοριακού περιεχομένου. Τέτοιες παρατηρήσεις, ευνοούν την ισχύ της υπόθεσης ότι τα εταιρικά κέρδη, όπως νοούνται λογιστικά, λαμβάνονται πράγματι υπ' όψιν από τους επενδυτές στη διαδικασία λήψης οικονομικών αποφάσεων. Μια σειρά από μελέτες αυτής της τάξης (βλ. σημ. 1), υποστηρίζουν παρ' όλα αυτά ότι **η δημοσιοποίηση των επίσιων κερδών από τις**

επιχειρήσεις ελάχιστα επηρεάζει τη χρηματοοικονομική τους αξία, ενώ συμβάλλει ανάλογα λίγο στη μέση ετήσια διακύμανση των τιμών των μετοχών. Ανεξάρτητα από τις αιτίες, τέτοια συμπεράσματα αποδυναμώνουν τον “πληροφοριακό πλούτο” των δημοσιευόμενων λογιστικών καταστάσεων, αλλά δεν αναιρούν μια πιο πολύπλοκη στοχαστική σχέση μεταξύ ΡΜΛΚ και ΑΜ.

Ετσι, μετά τους **Beaver, Ball και Brown**, πλήθος μελετών αξιολογήσεως (valuation studies), δηλαδή έρευνες με χρήση οικονομετρικών μοντέλων, αναλώθηκαν με το **πληροφοριακό περιεχόμενο των λογιστικών κερδών ως τη φυσική ερμηνευτική μεταβλητή των τιμών των μετοχών**. Ανάμεσά τους μπορεί κανείς να διακρίνει μια σειρά από τεχνικώς επιτηδευμένα υποδείγματα. **Δεν υπάρξε, όμως, κάποιο (τουλάχιστον όχι δημοσιευμένο) που κατά συστηματικό τρόπο να προσεγγίζει ικανοποιητικά τη σχέση κερδών-τιμών ή, ΡΜΛΚ-ΑΜ**. Είναι χαρακτηριστικό ότι στα καλύτερα από αυτά που είναι γνωστά, ο συντελεστής προσδιορισμού (R^2), το στατιστικό μέτρο δηλαδή της ερμηνευτικής τους ικανότητας, δεν ξεπερνά το 20-30%.

II.2 Οι τιμές ερμηνεύουν τα λογιστικά κέρδη [$E=f(P)$]

Η “παραδοσιακή” εμπειρική προσέγγιση που θέλει τις τιμές να εξαρτώνται από τα κέρδη αμφισβητήθηκε στις αρχές της περασμένης δεκαετίας από τους **Beaver, Lambert και Morse (BLM)** που υποστήριξαν⁽⁶⁾ πως στις τιμές των μετοχών υπάρχουν πληροφορίες για τα μελλοντικά κέρδη των εταιρειών, που είναι αδύνατον να αποκωδικοποιηθούν στις — περιορισμένες από συμβατικές αρχές και κανόνες — λογιστικές καταστάσεις. Επί πλέον, αλλαγές στο επίπεδο των τιμών οι οποίες παράγονται κατά κόρον από επανεκτιμήσεις της αγοράς σε ό,τι αφορά τα άμεσα ή, αναμενόμενα εταιρικά κέρδη, οι χρηματοοικονομικές λογιστικές αναφορές δεν είναι δυνατόν καταγράψουν χωρίς χρονικές υστερήσεις. Υπό αυτή την έννοια, **οι τιμές συνθέτουν ένα πληρέστερο πεδίο πληροφοριών σε σύγκριση με τα κέρδη, “προηγούνται” αυτών και άρα μπορούν**

πιθανώς να εξηγήσουν την εξέλιξή τους στο χρόνο. Η ελκυστική, ως και σήμερα, θεώρηση που υποστηρίζει ουσιαστικά ότι οι αποδόσεις μπορούν να λειτουργήσουν ως κύριοι δείκτες ή, ανεξάρτητες μεταβλητές σε υποδείγματα με εξαρτημένες τα λογιστικά κέρδη ή, το ρυθμό μεταβολής τους, μερικώς μόνο περιόρισε το μέγεθος της άγνοιάς μας για τα στοιχεία που εξελίσσουν την ακολουθία τιμών του εταιρικού εισοδήματος. Γιατί και στις έρευνες που έγιναν υπό αυτούς τους θεωρητικούς συλλογισμούς (βλ. σημ. 2), με πεδίο έρευνας κυρίως την αμερικανική τραπεζική αγορά, το R^2 παρέμεινε σταθερά χαμηλό.

Στο τμήμα III της εργασίας παρουσιάζουμε τα δεδομένα που προέκυψαν από την προσπάθεια να ελέγξουμε τις θεωρίες χρησιμοποιώντας τα ελληνικά τραπεζικά στοιχεία. Θεωρούμε ότι τα αποτελέσματα αντίστοιχων εργασιών, σε γενικές γραμμές (ας μην ξεχνάμε τις ιδιομορφίες της ελληνικής αγοράς), επιβεβαιώνονται. Ετσι, η ανάλυση προεκτείνεται (τμήμα IV) στη βάση μιας πρόσφατης ιδέας που κατορθώνει να δώσει μια πειστική, κατά τη γνώμη μας, ερμηνεία για τα αίτια της παρατηρούμενης αποτυχίας των δύο κυρίαρχων θεωρητικών προσεγγίσεων στο θέμα.

III. Εμπειρικές ενδείξεις ενάντια στις “συμβατικές” θεωρίες

Ανάμεσα στις δεκάδες μελέτες αξιολογήσεως που έχουν δημοσιευθεί, τα απλούστερα εξειδικευμένα υποδείγματα στα οποία συνοψίζονται οι δύο κυρίαρχες τάσεις στην

$$\frac{\Delta P_{t-1}}{P_{t-1}} = \alpha_t + \gamma_t \frac{\Delta E_{t+1}}{E_{t-1}} \quad (1)$$

και,

$$\frac{\Delta E_{t-1}}{E_{t-1}} = \kappa_t + \delta_t \frac{\Delta P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (2)$$

όπου:

$$\frac{\Delta P_{t-1}}{P_{t-1}} = \text{AM} \text{ και } \frac{\Delta E_{t-1}}{E_{t-1}} = \text{ΡΜΛΚ}$$

έρευνα της σχέσης ΡΜΛΚ και ΑΜ, είναι οι ακόλουθες αντίστροφες παλινδρομήσεις⁽⁷⁾:

Στον Πίνακα 1 (Π-1) παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα της εκτίμησης των συντελεστών με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (MET), τροφοδοτώντας στις μεταβλητές των (1) και (2) τα διαστρωματικά δεδομένα των 12 τραπεζών του δείγματός μας τη δεκαετία 1987-96. Οι παράμετροι κλίσεως, γ και δ , **ονομάζονται συντελεστές ανταπόκρισης κερδών (ΣΑΚ) και τιμών (ΣΑΤ)** αντίστοιχα. Εκφράζουν την ευαισθησία των ενδογενών μεταβλητών στις μεταβολές των εξωγενών.

Πολλά είναι εκείνα που θα μπορούσαν να υπογραμμισθούν με βάση τα αποτελέσματα των δύο παλινδρομήσεων. Κατ' αρχήν, αποκαλύπτουν ορισμένα στοιχεία για τη φύση της ελληνικής χρηματοπιστωτικής αγοράς εκείνης της περιόδου. Η εμφάνιση αρνητικών ΣΑΤ και ΣΑΚ υποδηλώνει αρνητικές συσχετίσεις μεταξύ ρυθμού μεταβολής κερδών και αποδόσεων, οι οποίες αφ' ενός δεν δικαιολογούνται θεωρητικά, αφ' ετέρου δεν εξηγούνται λογικά, παρά μόνο αν κανείς υποθέσει για την αγορά που αναλύεται ότι είναι μικρή σε μέγεθος, παρουσιάζει υψηλή συγκέντρωση (ευκαιρίες για κέρδη μέσω arbitrage), είναι αναποτελεσματική σε ό,τι αφορά την κυκλοφορία των πληροφοριών και χαρακτηριστικά ευαίσθητη στην παραχρηματοπιστωτική φιλολογία ή τις κερδοσκοπικές κινήσεις.

Είναι γεγονός ότι τέτοια φαινόμενα ανισορροπίας ολοένα εκλείπουν από το ΧΑΑ. Ωστόσο, η ανίχνευσή τους στις χρονολογικές σειρές των δεδομένων (ιδιαίτερα τα έτη 1991-93), επηρεάζει τη διαδικασία ελέγχου των υποδειγμάτων και ειδικότερα τη σπουδαιότητα των εκτιμητών (σ.σ. οι μέσες τιμές των γ και δ είναι στατιστικά ασήμαντες). Για το λόγο αυτό θα σταθούμε απλώς σε δύο μόνο ενδείξεις εναντίον των εξισώσεων (1) και (2), οι οποίες πιστοποιούν αποτελέσματα αντίστοιχων και πληρέστερων, ως προς το μέγεθος του δείγματος, ερευνών.

Η πρώτη είναι καθαρά θεωρητική: Σύμφωνα με τις ιδιότητες των αντίστροφων παλινδρομήσεων οι οποίες έχουν αποδειχθεί⁽⁸⁾, το γινόμενο των εκτιμητών των μέσων συντελεστών ανταπόκρισης κερδών και τιμών για όλη την περίοδο που εξετάζουμε, πρέπει να ισούται με το μέσο R^2 . Με βάση τα αποτελέσματα του Πίνακα 1, αυτό δεν επιβεβαιώνεται [(0,06)·(0,50) = 0,03 = 0,1669].

Το δεύτερο –και σπουδαιότερο– εμπειρικό στοιχείο, είναι ότι ο κοινός (στις αντίστροφες παλινδρομήσεις) συντελεστής προσδιορισμού, R^2 , έχει για όλη την περίοδο έναν αριθμητικό μέσο μόλις 16,7%, άρα η ικανότητα των υποδειγμάτων να ερμηνεύουν διαχρονικά τις διακυμάνσεις στις εξαρτημένες μεταβλητές είναι πολύ μικρή.

Φυσικά, οι εξειδικεύσεις (specifications) των εξισώσεων (1) και (2), που άλλωστε είναι εξαιρετικά απλές για να υποστηρίξει κανείς σοβαρά ότι θα μπορούσαν να απεικονίσουν οποιαδήποτε πραγματικότητα, δεν είναι οι μοναδικοί εκπρόσωποι των δύο “σχολών” στην έρευνα της σχέσης που αναλύουμε εδώ. Πολλά διαφορετικά υποδείγματα έχουν ελεγχθεί κατά καιρούς. Ενώ θα ήταν πρακτικά αδύνατον να μπούμε στις λεπτομέρειες κάτω από τις οποίες αναπτύσσονται, υπάρχει ανάμεσά τους ένας εντυπωσιακά σταθερός συνδυαστικός κρίκος: Κανένα δεν έλυσε το “γρίφο” του χαμηλού R^2 , που βέβαια μπορεί να μην είναι πάντα αξιόπιστος κριτής στην αξιολόγηση υποδειγμάτων, αλλά εδώ λαμβάνεται σοβαρά υπ' όψιν αφού (σε ξεχωριστά μοντέλα) παρουσιάζει εντυπωσιακή σταθερότητα στις τιμές του.

IV. Τα λογιστικά κέρδη και οι τιμές των μετοχών σε ένα σύστημα αλληλο-εξαρτώμενων εξισώσεων

Το γενικό συμπέρασμα, βάσει των εμπειρικών δεδομένων, είναι ότι από τους “παραδοσιακούς” θεωρητικούς βατήρες δεν έγινε ποτέ το άλμα προς ένα υπόδειγμα που να προσεγγίζει την πραγματική σχέση λογιστικών κερδών-μετοχικών αποδόσεων. Και το ερώτημα ανακύπτει εντελώς φυσικά: Γιατί;

Οι **Beaver, McAnally** και **Stinson (BMS)**⁽⁹⁾ έδωσαν πρόσφατα μια τόσο “συνετή” απάντηση, που καθιστά απορίας άξιον το ότι ήρθε στο προσκίνητο με καθυστέρηση τουλάχιστον μιας δεκαετίας. Στη “σπαζοκεφαλιά” της σωστής κατεύθυνσης της πληροφοριακής ροής, αν δηλαδή τα κέρδη ερμηνεύουν τις τιμές ή, το αντίθετο, οι τρεις ερευνητές σκέφτηκαν να συνθέσουν τις δύο αντίθετες απόψεις και, μέχρι κάποιο βαθμό, τεκμηρίωσαν την ιδέα τους αυτή.

Οι BMS υποστήριξαν πως δεν υπάρχει σχέση αιτίας-αποτελέσματος ανάμεσα στις δύο μεταβλητές, ακριβώς διότι αυτή δεν είναι μονής κατεύθυνσης, αλλά αμφίδρομη. Με άλλα λόγια, ΡΜΛΚ και ΑΜ, είναι μεταβλητές **αμοιβαίως προσδιοριζόμενες** (jointly determined). Από τεχνική άποψη το τελευταίο σημαίνει ότι μοιράζονται κάποιους, αλλά πιθανότατα όχι όλους, τους προσδιοριστικούς τους παράγοντες. Υπάρχουν στοιχεία που προκαλούν αλλαγές στη μία, δεν έχουν όμως καμία ταυτόχρονη επίδραση στην άλλη. Έτσι, αντί η σχέση τους να διαχωρίζεται σε αβέβαιους ρόλους “επικεφαλής” – “ακόλουθου”, λογιστικά κέρδη και μετοχικές αποδόσεις, προβάλλονται ως δύο **ενδογενείς** μεταβλητές σε ένα σύστημα αλληλοεξαρτώμενων εξισώσεων (simultaneous equations system). Υπό το πρίσμα που εισήγαγαν οι BMS, το ζήτημα του χαμηλού R² τοποθετείται σε νέα βάση και αντιμετωπίζονται προβλήματα όπως αυτό της ταυτοποίησης και των σφαλμάτων μέτρησης.

Στην περίπτωση που τα υποδείγματα (1) και (2) δεν τα χειριστούμε αυτόνομα, αλλά ως σύστημα, τότε η εκτίμηση των παραμέτρων με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (Π-1) είναι άσκοπη γιατί οι δύο μεταβλητές έχουν μη μηδενική συσχέτιση με τους όρους σφάλματος (e και u) και οι παράμετροι (α, γ, k και δ) είναι μη ταυτοποιημένοι. Ουσιαστικά, δηλαδή, δεν μπορούν να υπολογιστούν, διότι στη λύση του συστήματος – αποδεικνύεται εύκολα — οι ενδογενείς μεταβλητές είναι γραμμικές συναρτήσεις αποκλειστικά των στοχαστικών όρων. Ακόμη κι αν γινόταν χρήση της MET, υπό αυτές τις συνθήκες, θα έδινε αποτελέσματα **ασυνεπή** και **μεροληπτικά**, δηλαδή, τυχαίες εκτιμήσεις που αποκλίνουν από τις πραγματικές τιμές των παραμέτρων. Αιτία της μη ταυτοποίησης, αλλά ταυτόχρονα των σφαλμάτων μέτρησης και του χαμηλού R² που εξυπακούονται, είναι η απουσία (σημαντικών) ερμηνευτικών μεταβλητών από την ανάλυση.

Αν υιοθετηθεί η συλλογιστική του αμοιβαίου προσδιορισμού, το τελικό πρόβλημα ανάγεται:

ο Στην επιλογή της ορθής μορφής, γραμμικής ή δυναμικής, για το σύστημα, και

ο Στην εισαγωγή πρόσθετων —όσο και

κατάλληλων— ερμηνευτικών μεταβλητών, που να προσδιορίζονται έξω από το σύστημα των εξισώσεων, αρκετών δε ώστε να λαμβάνεται τουλάχιστον μία εκτίμηση για κάθε παράμετρο (exact-overidentified system).

Ακόμη κι αν δεχθούμε ότι η συνεισφορά των BMS στο συγκεκριμένο πεδίο της έρευνας δεν είναι παρά μια ακόμη υπόθεση, η προσαρμογή των δεδομένων του προβλήματος πάνω στις φόρμες εφαρμογής της θεμελιώδους οικονομετρικής τεχνικής των αλληλεξαρτώμενων εξισώσεων είναι εξαιρετικά εύστοχη. Όπως είναι φυσικό, έγκειται στην ικανότητα του αναλυτή από εκεί και πέρα να εξειδικεύσει το υπόδειγμα έτσι ώστε η σχέση ΡΜΛΚ και ΑΜ να αποτυπώνεται ρεαλιστικά.

Το συγκεκριμένο σύστημα γραμμικών εξισώσεων που ανέπτυξαν οι BMS για να επιβεβαιώσουν τη συλλογιστική τους, πληροί βέβαια τις προϋποθέσεις ταυτοποίησης, όμως δεν προκύπτει από την οικονομική θεωρία ούτε δημιουργεί κάποια

$$\frac{\Delta P_{t-1}}{P_{t-1}} = \alpha + \gamma_1 \frac{\Delta E_t + \gamma_2 \beta_t + u_t}{E_{t-1}} \quad (3)$$

και,

$$\frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} = k + \delta_1 \frac{\Delta P_{t-1}}{P_{t-1}} + \delta_2 \frac{\Delta P_{t-2}}{P_{t-2}} + e_t \quad (4)$$

όπου:

$$\frac{\Delta P_{t-1}}{P_{t-2}} = AM^{(t-1)} \text{ και}$$

βt (beta) = συντελεστής ευαισθησίας των ποσοστιαίων μεταβολών των τιμών των μετοχών (R_{it}) στις ποσοστιαίες μεταβολές της τιμής του χαρτοφυλακίου της αγοράς (R_{mt}), όπου στην Ελλάδα εκπροσωπεί ο γενικός δείκτης τιμών του ΧΑΑ.⁽¹⁰⁾

καινούργια. Είναι, επομένως, “αυθαίρετο” και κατά συνέπεια τόσο καλό, όσο τα αποτελέσματα του ελέγχου του και πάντα υπό την αίρεση των προϋποθέσεων εφαρμογής του. Πρότειναν, λοιπόν, το εξής:

Η εκτίμηση των συντελεστών των (3) και (4) με την MET δίνει μεροληπτικά και ασυνεπή αποτελέσματα γιατί, όπως εύκολα διαπιστώνεται από την **ανοιγμένη μορφή** (reduced form) του **ακριβώς ταυτοποιημένου** συστήματος, οι

εξαρτημένες μεταβλητές είναι, και στην περίπτωση αυτή, γραμμικοί συνδυασμοί των δύο σφαλμάτων (ϵ' και u'). Αυτό σημαίνει ότι παραβιάζεται η κλασική υπόθεση της μη στοχαστικότητας των ανεξάρτητων μεταβλητών, που είναι, για να το θέσουμε χονδρικά, μια απ' τις ασφαλιστικές δικλίδες “απόσκοπτης” εφαρμογής της MET.

Το συγκεκριμένο θέμα, αντιμετωπίζεται από την οικονομετρική θεωρία με τη μέθοδο εκτίμησης ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια (2SLS), δηλαδή με τη χρήση των λεγόμενων τεχνητών μεταβλητών (instrumental variables). Πρόκειται, στην

$$\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} = \alpha_t + \gamma_1 \left(\frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} \right) + \gamma_2 \beta_t + u_t \quad (5)$$

και

$$\frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} = k_t + \delta_1 \left(\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} \right) + \delta_2 \frac{\Delta P_{t-1}}{P_{t-2}} + e_t \quad (6)$$

ουσία, για αντικατάσταση των ενδογενών όρων στη δεξιά πλευρά των εξισώσεων με τους εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων από την παλινδρόμησή τους πάνω στα προκαθορισμένα $AM(t-1)$ και β_t . Το σύστημα τροποποιείται έτσι ως εξής:

Τα αποτελέσματα από την εκτίμηση με 2SLS, παρουσιάζονται στους πίνακες 2 και 3. Οφείλουμε να παραδεχθούμε ότι παρά τη βελτίωση στις τιμές του R^2 και των εκτιμητών, δεν είναι τέτοια αυτή που να δικαιολογεί τον παραμικρό ενθουσιασμό για το συγκεκριμένο υπόδειγμα τουλάχιστον ως προς την εφαρμογή του στην ελληνική αγορά. Ο συντελεστής προσδιορισμού φθάνει τα, ούτως ή άλλως, χαμηλά επίπεδα των 26% και 19% περίπου. Οι δε εκτιμητές, δεν πλησιάζουν καν να διεκδικήσουν τον “τίτλο” της στατιστικής σημαντικότητας με βάση το απλό t-test. Το μοντέλο συμπεριφέρεται σαφώς καλύτερα όταν τροφοδοτείται με τα δεδομένα (ΗΠΑ) που χρησιμοποιούν οι BMS, αφού έχει υψηλότερο δείκτη προσδιορισμού (42%) και η ελεγχόμενη υπόθεση ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δεν επηρεάζουν σημαντικά τις εξαρτημένες απορρίπτεται. Αν και η διαφορά στο επίπεδο

αποτελεσματικότητας μεταξύ των δύο αγορών δικαιολογεί, ως ένα σημείο, αυτή στα νούμερα, πιστεύουμε ότι θα ήταν μικρότερη εάν το δείγμα μας ήταν μεγαλύτερο και, κυρίως, απαλλαγμένο από τις περιόδους πλήρους αστάθειας στην ελληνική κεφαλαιαγορά (όπου κέρδη και τιμές συσχετίζονταν αρνητικά).

IV. Συμπεράσματα

Η εργασία αυτή δεν είχε, βέβαια, σκοπό να αναδείξει το υπόδειγμα-πανάκεια σε ένα ζήτημα που παραμένει καθ' όλα ανοιχτό εδώ και πάρα πολλά χρόνια. Στόχος, αντίθετα, ήταν να καταδείξει ακριβώς την αδυναμία να κατανοηθεί ικανοποιητικά (δηλ. να μοντελοποιηθεί) μια σχέση, αυτή ανάμεσα στο ρυθμό αύξησης των κερδών των εταιρειών και τις αποδόσεις των μετοχών τους, που κρίνεται καθοριστικά από την ανθρώπινη επέμβαση (ένα ακόμη παράδειγμα της αδυναμίας να κατανοήσουμε τη δική μας συμπεριφορά). Χωρίς να υπερασπιζόμαστε το υπόδειγμα που έθεσαν οι BMS, η μέθοδος που εισήγαγαν στη μελέτη της συγκεκριμένης σχέσης, είναι ελπιδοφόρος.

Τα συμπεράσματα, γενικά και ειδικά, που προκύπτουν απ' την ανάλυση και κατά τη γνώμη μας αξίζει να σταχυολογηθούν είναι τα εξής:

ο Οι κανονιστικές αρχές που διέπουν τη δημιουργία λογιστικών καταστάσεων, μπορεί να εξυπηρετούν ορισμένες ιδιότητες που είναι επιθυμητό να τις διακρίνουν (βλ. σημ 5), όχι όμως τόσο τη λήψη οικονομικών αποφάσεων για τους εξωτερικούς παραλήπτες τους. Σε ό,τι αφορά δε τα κέρδη, επειδή καταγράφονται με άξονα το παρελθόν (backward looking) έχουν περιορισμένη χρησιμότητα για τους επενδυτές του χρηματιστηρίου.

ο Ένα μέτρο προσέγγισης των αναμενόμενων κερδών θα έπρεπε να εμφανίζεται (ίσως υποχρεωτικά) από τις εταιρείες σε επίσημες, τακτικές, λογιστικές αναφορές. Ένα τέτοιο μέτρο, θα έτεινε προς την οικονομική ερμηνεία του κέρδους και θα διευκόλυνε τον προσδιορισμό της σχέσης τους με τις τιμές των μετοχών.

ο Σε μικρές αγορές κεφαλαίου, όπως η ελληνική, είναι πιο σοφό να ξεκινήσει κάποιος από τα δεδομένα για να φτάσει στη θεωρία. Με δεδομένο το άστατο παρελθόν τους, το

αντίθετο είναι πρακτικά αδύνατον.
 ο Οι αγορές, μ' όλη την παγκοσμιοποίηση που τις ταλανίζει, χωρίζονται ακόμη σε αποτελεσματικές και λιγότερο αποτελεσματικές. Υποδείγματα που λειτουργούν στις μεν, είναι πολύ πιθανόν να μη σημαίνουν τίποτα για τις δε.
 ο Μοντέλα μονής κατεύθυνσης (single equation models) δεν φαίνεται ότι μπορούν να συστηματοποιήσουν τη σχέση ανάμεσα στα κέρδη και τις αποδόσεις. Υπάρχει η άποψη ότι οι μεταβλητές αυτές συσχετίζονται δυναμικά, αλλά αυτό είναι πολύ δύσκολο να ελεγχθεί στην πράξη γιατί τα κέρδη είναι και θα παραμείνουν διακριτή μεταβλητή.
 ο Το σύστημα που αναλύθηκε εδώ περιλαμβάνει δύο εξισώσεις. Στην πραγματικότητα, η σχέση που μας απασχόλησε, μπορεί κάλλιστα να είναι αρκετά πολυπλοκότερη και να απαιτεί τρεις ή περισσότερες.

Βιβλιογραφία – Σημειώσεις

⁽¹⁾BEAVER W.H., "The information content of annual earnings announcements", Journal of Accounting Research, vol. 6, Supplement 1968, pp. 67-92, Ball R. και P. Brawn, "An empirical evaluation of accounting income numbers", Journal of Accounting Research, vol. 6, Autumn 1968, pp. 159-178.

⁽²⁾Για μία συγκριτική ανάλυση τέτοιων μελετών βλ. Lev B., "On the usefulness of earnings and earnings research: Lessons and directions from two decades empirical research", Journal of Accounting Research, vol. 27, Supplement 1989, pp. 153-202.

⁽³⁾Πηγές δεδομένων: Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών και Εθνική ΑΧΕ.

⁽⁴⁾MODIGLIANNI F. και M. MILLER, "Dividend policy, growth and the valuation of shares", Journal of Business, vol. 34, October 1961, pp. 411-433.

⁽⁵⁾Τέτοιες θεμιτές κανονιστικές αρχές, όπως είναι η αξιοπιστία, η αντικειμενικότητα, η ακρίβεια και η δυνατότητα διασταύρωσης των λογιστικών στοιχείων, οδηγούν σε λογιστικές καταστάσεις η χρησιμότητα των οποίων περιορίζεται από τα λεγόμενα λάθη συγχρονισμού και μετρήσεως.

⁽⁶⁾BEAVER W.H., R. LAMBERT, και D. MORSE, "The information content of security prices," Journal of Accounting and Economics, vol. 2, March 1980, pp. 3-28.

⁽⁷⁾Αν P_t και P_{t-1} οι προσαρμοσμένες για πληρωθέντα μερίσματα τιμές μιας μετοχής στον χρόνο t και $t-1$ αντίστοιχα, τότε η απόδοση μιας μετοχής είναι: $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$.

Αντίστοιχα ορίζονται τα προσαρμοσμένα κέρδη ανά μετοχή (E) και ο ρυθμός μεταβολής τους (ο όρος στα δεξιά της εξίσωσης 2).

Ας σημειωθεί ότι στο θεωρητικό υπόβαθρο των μοντέλων αυτών υπάρχει η περιοριστική, αλλά όχι ατεκμηρίωτη, υπόθεση των BLM ότι το τμήμα των εταιρικών κερδών που επηρεάζουν τις τιμές ακολουθεί διαδικασία IMA(1,1).

⁽⁸⁾MALINVAUD E., Statistical methods of Econometrics, 1970, North-Holland, Amsterdam.

⁽⁹⁾BEAVER W.H., M.L. MCANALLY, και C.H. STINSON, "The information content of earnings and prices: A simultaneous equations approach," Journal of Accounting and Economics, 23, 1997, pp. 53-81.

⁽¹⁰⁾Το beta προκύπτει από εφαρμογή της MET στην παλινδρόμηση $R_{it} = \alpha_t + \beta_t R_{mt} + u_{it}$, το γνωστό υπόδειγμα της αγοράς του Eugene Fama.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1									
ΣΧΕΣΗ ΚΕΡΔΩΝ-ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΥΠΟΛΟΓΙΖΟΜΕΝΗ ΜΕ ΤΗ ΜΕΘΟΔΟ ΤΩΝ									
ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ (MET)									
		$\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} = \alpha_t + \gamma_t \frac{\Delta E_t}{E_{t-1}}$				$\frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} = k_t + \delta_t \frac{\Delta P_t}{P_{t-1}}$			
Ετος	R ² (%)	α_t	t-stat.	γ_t	t-stat.	k_t	t-stat.	δ_t	t-stat.
1987	7.92	0.40	3.34	0.18	0.93	0.20	0.76	0.44	0.93
1988	4.99	0.09	0.92	-0.19	-0.72	0.23	2.37	-0.26	-0.72
1989	0.07	0.58	3.12	0.02	0.08	0.59	1.44	0.04	0.08
1990	7.92	1.07	3.99	0.26	0.93	0.20	0.43	0.31	0.93
1991	34.97	-0.06	-1.17	-0.26	-2.32	0.13	1.07	-1.34	-2.32
1992	0.57	-0.22	-6.58	-0.02	-0.24	-0.14	-0.56	-0.25	-0.24
1993	0.36	0.22	2.55	-0.02	-0.19	0.36	1.32	-0.16	-0.19
1994	31.11	-0.05	-1.33	0.09	2.12	0.47	2.43	3.32	2.12
1995	47.29	0.06	1.38	0.23	2.99	-0.06	-0.40	2.06	2.99
1996	31.70	0.24	2.59	0.37	2.15	-0.31	-2.03	0.85	2.15
Mean	16.69	0.23		0.06		0.17		0.50	
St.Dv.	0.18	0.38		0.20		0.28		1.32	

ΠΙΝΑΚΑΣ 2							
ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΤΗΣ ΕΞΙΣΩΣΗΣ			$\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} = \alpha_t + \gamma_1 \left(\frac{\Delta E_t}{E_t} \right) + \gamma_2 \beta_t \cdot u_t$		ΜΕ ΤΗ ΜΕΤ ΣΕ ΔΥΟ ΣΤΑΔΙΑ		
Ετος	R ² (%)	αt	t-stat.	γ1t	t-stat.	γ2t	t-stat.
1987	59.02	-1.05	-2.45	3.57	3.59	0.61	0.94
1988	34.32	0.03	0.22	-0.44	-1.42	0.27	1.07
1989	2.86	1.33	0.92	-1.68	-0.50	0.38	0.42
1990	16.70	4.21	1.87	-3.41	-1.24	-1.08	-1.19
1991	26.21	-0.41	-1.77	1.67	1.79	-0.33	-1.23
1992	33.79	-0.03	-0.33	-0.30	-1.07	-0.22	-2.14
1993	9.72	0.07	0.32	0.04	0.09	0.16	0.39
1994	8.54	-0.13	-0.69	0.29	0.89	0.00	0.00
1995	40.23	0.39	1.38	0.95	1.68	-0.39	-1.21
1996	25.73	0.36	0.73	0.74	1.01	-0.05	-0.15
Mean	25.71	0.48		0.14		-0.06	
St.Dv.	0.17	1.45		1.87		0.48	

ΠΙΝΑΚΑΣ 3							
ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΤΗΣ ΕΞΙΣΩΣΗΣ			$\frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} = k_t + \delta_1 \left(\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} \right) + \delta_2 \frac{\Delta P_{t-1}}{P_{t-2}}$ (6)		ΜΕ ΤΗ ΜΕΤ ΣΕ ΔΥΟ ΣΤΑΔΙΑ		
Year	R ² (%)	kt	t-stat.	δ1t	t-stat.	δ2t	t-stat.
1987	1.94	0.24	0.48	0.53	0.22	-0.31	-0.11
1988	66.08	0.09	0.75	-1.35	-3.55	0.41	2.06
1989	2.67	6.78	0.48	-10.65	-0.44	2.92	0.40
1990	1.74	0.20	0.10	0.17	0.13	0.28	0.35
1991	3.39	0.84	0.75	2.05	0.51	-0.17	-0.39
1992	11.48	0.20	0.42	2.11	0.81	-1.11	-1.08
1993	27.63	-0.53	-0.98	1.82	0.47	-2.15	-0.74
1994	2.96	0.47	1.07	3.51	0.37	0.00	0.00
1995	43.22	-0.38	-1.41	5.37	2.25	-2.91	-1.29
1996	26.71	-0.45	-2.01	1.66	1.42	-0.17	-0.15
Mean	18.78	0.75		0.52		-0.32	
St.Dv.	0.22	2.16		4.33		1.57	

Ευχαριστώ θερμά τον καθηγητή κ. Roy Baily (Essex University) και τον κ. Γιάννη Δημητρίου της Εθνικής Χρηματοπιστωτικής Α.Ε. για την πολύτιμη συμβολή τους στην ολοκλήρωση αυτής της μελέτης.