ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΤΜΗΜΑ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ

ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ

ACCOUNTING & CAPITAL MARKETS: THE DISAGGREGATED EARNINGS WITH EVIDENCE FROM THE SHIPPING INDUSTRY

ΛΑΜΠΡΟΥ ΑΝΤΩΝΙΑ – ΜΑΡΙΑ

Εργασία υποβληθείσα στο

Τμήμα Λογιστικής & Χρηματοοικονομικής

του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών

ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση

Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης

Αθήνα

Νοέμβριος, 2012

Εγκρίνουμε την εργασία της

ΛΑΜΠΡΟΥ ΑΝΤΩΝΙΑΣ – ΜΑΡΙΑΣ

ΟΝΟΜΑ ΕΠΙΒΛΕΠΟΝΤΟΣ ΚΑΘΗΓΗΤΗ **ΥΠΟΓΡΑΦΗ**

ΧΕΒΑΣ ΔΗΜΟΣΘΕΝΗΣ

ΟΝΟΜΑ ΣΥΝΕΞΕΤΑΣΤΗ ΚΑΘΗΓΗΤΗ **ΥΠΟΓΡΑΦΗ**

ΓΚΙΚΑΣ ΔΗΜΗΤΡΙΟΣ

ΟΝΟΜΑ ΣΥΝΕΞΕΤΑΣΤΗ ΚΑΘΗΓΗΤΗ **ΥΠΟΓΡΑΦΗ**

ΠΑΠΑΔΑΚΗ ΑΦΡΟΔΙΤΗ

ΗΜΕΡΟΜΗΝΙΑ

ΒΕΒΑΙΩΣΗ ΕΚΠΟΝΗΣΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

« Δηλώνω υπεύθυνα ότι η συγκεκριμένη πτυχιακή εργασία για τη λήψη του Μεταπτυχιακού διπλώματος ειδίκευσης στη Λογιστική και Χρηματοοικονομική έχει συγγραφεί από εμένα προσωπικά και δεν έχει υποβληθεί ούτε έχει εγκριθεί στο πλαίσιο κάποιου άλλου μεταπτυχιακού ή προπτυχιακού τίτλου σπουδών, στην Ελλάδα ή στο εξωτερικό. Η εργασία αυτή έχοντας εκπονηθεί από εμένα, αντιπροσωπεύει τις προσωπικές μου απόψεις επί του θέματος. Οι πηγές στις οποίες ανέτρεξα για την εκπόνηση της συγκεκριμένης διπλωματικής αναφέρονται στο σύνολό τους, δίνονται πλήρεις αναφορές στους συγγραφείς, συμπεριλαμβανομένων και των πηγών που ενδεχομένως χρησιμοποιήθηκαν από το διαδίκτυο ».

Λάμπρου Αντωνία – Μαρία

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ.....5

1. Η ΣΥΜΒΟΛΗ ΤΟΥΣ 7

1.1 Αποδοχή και χρήση 7

1.2 Αιτίες και συνέπειες της χρήσης τους 9

1.3 Διατηρησιμότητα των συστατικών των κερδών 12

1.4 Η φήμη των αναλυτών 15

1.5 Strategic Biasing 18

1.6 Ο ρόλος τους στην χειραγώγηση των κερδών 20

2. ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΩΝ ΚΛΑΔΩΝ 23

2.1 Ναυτιλία 23

2.2 Τραπεζικός κλάδος 25

2.3 Δίκτυο keiretsu 27

3. ΕΠΙΛΟΓΗ ΚΑΙ ΑΝΑΛΥΣΗ ΛΟΓΙΣΤΙΚΟΥ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ 31

4. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ 35

4.1 Μέρος Α 35

4.2 Μέρος Β 55

5. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ – ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ 67

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ 69

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ.....75

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η παρούσα εργασία εξετάζει τη χρήση της αποσύνθεσης των κερδών το χρονικό διάστημα 2008 - 2011 κατά την δημοσίευση των οικονομικών καταστάσεων, και την επίδραση που είχε στη διατηρησιμότητα των κερδών και την τιμή των μετοχών στον κλάδο της ναυτιλίας.

Ο λόγος που επικεντρώθηκα στον κλάδο της ναυτιλίας είναι γιατί θεώρησα πως θα αντλήσω αντικειμενικά συμπεράσματα για το ερευνητικό μου αντικείμενο συγκριτικά με άλλους βιομηχανικούς κλάδους, καθώς ο συγκεκριμένος κλάδος δεν επλήγει από την οικονομική κρίση στο βαθμό που επλήγησαν όλοι οι άλλοι.

Με βάση πρόσφατες μελέτες που διεξήχθησαν την τελευταία δεκαετία, τα συμπεράσματα δείχνουν τη θετική συμβολή των αποσυντεθειμένων κερδών στην αξιοπιστία της πληροφορίας που αντλούν οι επενδυτές από τις οικονομικές καταστάσεις, τη διεξαγωγή τους ως ένδειξη ικανότητας από νέους αναλυτές προκειμένου να καθιερώσουν τη φήμη τους, τη χρήση τους ως εναλλακτική στρατηγική αντιμετώπιση από τις διοικήσεις των εκάστοτε εταιριών αντί της χειραγώγησης των κερδών και τέλος τη συμβολή τους σε εταιρίες που λειτουργούν ως κομμάτι ενός ευρύτερου δικτύου.

Ενώ η βιβλιογραφική ανασκόπηση αναφέρεται στο ευρύτερο πεδίο της οικονομίας, χρησιμοποιώντας στοιχεία από διάφορους κλάδους, το κεφάλαιο της επιλογής του Λογιστικού Υποδείγματος και του Εμπειρικού Ελέγχου εστίασαν στον κλάδο της ναυτιλίας. Στο τρίτο κεφάλαιο παρουσιάζεται μία διττή έρευνα των αποσυντεθειμένων κερδών από τη σκοπιά της επίδρασής τους στις τιμές των μετοχών των εταιριών που επιλέχθηκαν, και από τη σκοπιά της διατηρησιμότητας των κερδών.

Στη συνέχεια, γίνεται οικονομετρικός έλεγχος στα υποδείγματα, και έλεγχος πολυσυγγραμικότητας στα δεδομένα για μια περισσότερο αξιόπιστη ερμηνεία των αποτελεσμάτων. Τα συμπεράσματα που προκύπτουν παρουσιάζουν μία αύξουσα τάση των εταιριών και των αναλυτών να χρησιμοποιούν τα Disaggregated Earnings με το πέρας των χρόνων με σκοπό την καταξίωση, όπως αυτό προκύπτει και συμπερασματικά από τον εμπειρικό έλεγχο. Όμως, μπορεί φαινομενικά να

προκύπτουν ενθαρρυντικά αποτελέσματα, στην πραγματικότητα όμως, εξαιτίας της διεξαγωγής της έρευνάς μου σε περιορισμένο δείγμα δεδομένων, δε θα πρέπει να γίνουν γενικεύσεις.

1. Η ΣΥΜΒΟΛΗ ΤΟΥΣ

Σε αυτή την ενότητα πραγματοποιείται η σύνδεση του θέματός μου με τη διεθνή αρθρογραφία, παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα διαφόρων μελετών όσον αφορά στη χρησιμότητα των 'Disaggregated Earnings' στην αξιοπιστία των αποτελεσμάτων των Οικονομικών Εκθέσεων και στην ποιότητα των πληροφοριών που δίνουν για την μέγιστη χρησιμότητά τους από τους ενδιαφερόμενους χρήστες.

1.1 Αποδοχή και χρήση

Η μελέτη των Lansford, Lev και Tucker (2007), ως συνέχεια της πειραματικής μελέτης του Hirst (2007a) προσφέρει νέες προσεγγίσεις στη βιβλιογραφία των *Disaggregated Earnings*. Χρησιμοποιήθηκαν αρχειακά στοιχεία από τις εταιρίες του S&P 500 που δημοσιεύουν ετήσια κέρδη, για να προσδιοριστούν οι καθοριστικοί παράγοντες της απόφασης των εταιριών να χρησιμοποιήσουν αποσυντεθειμένα κέρδη, και διαπιστώθηκε πως μόλις το 38.8% παρέχει ετήσια στοιχεία για τις πωλήσεις και το λειτουργικό κόστος ('disaggregated earnings guidance'). Η πιθανότητα χρήσης των συγκεκριμένων συστατικών των κερδών, συνδέεται με τη θετική επίδραση της χειραγώγησης των κερδών, την προσεχή ευνοϊκή απόδοση των πωλήσεων, την χαμηλή αξιακή σχέση των κερδών, την υψηλή θεσμικά ιδιοκτησία, και την εκμετάλλευσή τους από αναλυτές. Όμως, μια πειραματική μελέτη εξετάζει ένα ζήτημα σε ελεγχόμενο περιβάλλον, γεγονός που διαφέρει εμφανώς ως προς το δυναμικό περιβάλλον στο οποίο οι διοικήσεις των εταιριών λαμβάνουν αποφάσεις. Δεν είναι σχεδιασμένη να εξετάσει την αιτιότητα, πολλαπλά κίνητρα και να επιτρέψει στους ερευνητές να συμπεράνουν τη συμπεριφορά του management από πραγματικά στοιχεία. Η εργαστηριακή μελέτη επιτρέπει συχνά τη χειραγώγηση μόνο ενός ή δύο παραγόντων, αναγκάζοντας τους ερευνητές να εξετάσουν έναν περιορισμένο αριθμό καθοριστικών παραγόντων και για το λόγο αυτό τα αποτελέσματά της δεν πρέπει να γενικεύονται.

Οι περισσότερες μελέτες που αφορούν στη χειραγώγηση των κερδών εξετάζουν γιατί οι διευθύνσεις των εταιριών εθελοντικά κοινοποιούν εκτιμήσεις για τα προσεχή κέρδη, κυρίως με τη χρήση του earnings guidance, ή εναλλακτικά με τις εκτιμήσεις των συστατικών των κερδών. Προγενέστερες μελέτες δείχνουν ότι τα αποσυντεθειμένα πραγματοποιηθέντα κέρδη ενισχύουν την σχέση μεταξύ των μέτρων απόδοσης και των αποδόσεων των μετοχών και βοηθούν τους επενδυτές να

προβλέψουν μελλοντικές ταμειακές ροές (Lipe 1986; Ohlson and Penman 1992; Fairfield, Sweeney, and Yohn 1996).

Η διοίκηση μιας εταιρίας αποδεικνύει την αξία του ρόλου της προβάλλοντας την ικανότητά της να κάνει εύστοχες προβλέψεις, επειδή οι «ικανοί διευθυντές είναι προφανώς πάνω από όλα» (Trueman 1986). Μπορεί επίσης να αποκαλύψει επαληθεύσιμες εκτιμήσεις των συστατικών των κερδών για να ωθήσει την αξιοπιστία των θετικών ειδήσεων που αφορούν τη χειραγώγηση των κερδών (Hutton, Miller, and Skinner 2003), επειδή η αξιοπιστία της πρόβλεψης επηρεάζεται περισσότερο από τις θετικές ειδήσεις. Επιπλέον, όταν τα κέρδη μιας εταιρίας είναι σχετικά λίγα, η μετοχή της εταιρίας θεωρείται υποτιμημένη, ή ύστερα από απαίτηση των θεσμικών επενδυτών, η διοίκηση μπορεί να παρέχει επιπλέον πληροφορίες πέρα των κερδών για να εμπλουτίσει το πληροφοριακό περιβάλλον. Πιθανότερη είναι η αποκάλυψη λεπτομερειών που αφορούν εσωτερική πληροφόρηση των εταιριών αν το κόστος κοινοποίησης είναι χαμηλότερο.

Κατά την εξέταση των προβλέψεων για τα κίνητρα των διοικήσεων να χρησιμοποιήσουν την αποσύνθεση των κερδών σχετικά με τις εταιρίες του S&P 500 σε ένα κατηγοριοποιημένο υπόδειγμα probit (ordered probit model) χρησιμοποιήθηκαν διαφορετικά επίπεδα αποσύνθεσης. Έγινε διάκριση των εταιριών που κάνουν χρήση των αποσυντεθειμένων κερδών τους από εκείνες που αυτόνομα διαχειρίζονται τα κέρδη τους έχοντας ως βασικά κίνητρα την πληροφόρηση, την αξιοπιστία των καλών ειδήσεων για τη χειραγώγηση των κερδών και την ανταπόκριση της ζήτησης της αγοράς για επιπρόσθετες πληροφορίες. Το probit υπόδειγμα όμως, δεν εξετάζει την πιθανότητα του firms' self-selection. Δεν είναι αμελητέα η πιθανότητα μερικοί μη παρατηρηθέντες παράγοντες να συμβάλουν στην απόφαση μιας εταιρίας να παρέχει disaggregated earnings guidance. Θα ήταν σφάλμα να γενικευτούν τα στατιστικά συμπεράσματα του υποδείγματος σε ολόκληρο τον πληθυσμό. Επομένως το probit υπόδειγμα υπολογίστηκε με την επιλογή ή οι διοικήσεις να παρέχουν earnings guidance ή να γίνεται αποσύνθεση κατά τη χειραγώγηση των κερδών. Οι περισσότερες αναφορές στο υπόδειγμα probit παρέμειναν αμετάβλητες.

Περαιτέρω, εξετάστηκε το δίλημμα στη στρατηγική μιας εταιρίας να εισάγει την έννοια της αποσύνθεσης των κερδών της. Μεταξύ του δείγματος των εταιριών που

παρέχουν earnings guidance, το 59.1% συνεχίζει την αντίστοιχη πρακτική και το επόμενο έτος. Μερικοί από τους παράγοντες που βρέθηκαν να συνδέονται με την αποσύνθεση των κερδών και δεν μεταβάλλονται συχνά είναι εταιρικά χαρακτηριστικά, όπως η αξία των κερδών, η θεσμική ιδιοκτησία, η κάλυψη των αναλυτών. Άλλοι παράγοντες, όπως η φύση του earnings guidance και της προσδοκώμενης απόδοσης των πωλήσεων, αναμένονται να ποικίλλουν με την πάροδο του χρόνου.

1.2 Αιτίες και συνέπειες της χρήσης τους

Το 2011, οι Lansford, Lev και Tucker μελέτησαν τις αιτίες και τις συνέπειες της χρήσης των αποσυντεθειμένων κερδών, με χρήση αρχειακών στοιχείων για τους καθοριστικούς παράγοντες της αποσύνθεσης των κερδών και της συμπεριφοράς των αναλυτών, καθώς αμφιλεγόμενο ζήτημα αποτελεί το αν το management πρέπει να κάνει υποδείξεις στα κέρδη, ειδικά στις τριμηνιαίες καταστάσεις. Υποστηρίζεται η άποψη ότι η χειραγώγηση των κερδών προκαλεί παγίωση στα κέρδη και βραχυπρόθεσμες κινήσεις στις κεφαλαιαγορές (CFA Institute 2006; U.S. Chamber of Commerce 2007; Deloitte 2009). Οι επιδρούσες οργανώσεις, συμπεριλαμβανομένης του Business Roundtable και του Αμερικάνικου Εμπορικού Επιμελητηρίου, μαζί με επιχειρηματικούς ηγέτες όπως ο Warren Buffett και ο John Bogle (ιδρυτής και πρώην CEO της Vanguard Group) πιέζουν προς την κατεύθυνση της παύσης της χειραγώγησης. Εναλλακτικά αναφέρεται πως, αντί της χειραγώγησης των κερδών, οι επιχειρήσεις θα μπορούσαν να κάνουν αναφορά στην αποσύνθεση των κερδών, δηλαδή να δίνονται πληροφορίες για τα κέρδη και τα σημαντικότερα συστατικά τους, τα έσοδα και κάποιες δαπάνες. Οι Elliott, Hobson, και Jackson (2011) αποδεικνύουν με πειραματικά στοιχεία ότι τα αποσυντεθειμένα κέρδη μειώνουν την παγίωση των κερδών των επενδυτών.

Βασιζόμενοι στο άρθρο του Monahan (2006), οι συγγραφείς, διακρίνουν τους ex ante (εκ των προτέρων) από τους ex post (εκ των υστέρων) παράγοντες κατά την απόφαση για αποσύνθεση των κερδών. Οι ex ante παράγοντες είναι οι παράγοντες ζήτησης και προσφοράς, ανεξάρτητοι από την εσωτερική πληροφόρηση των διοικήσεων για τη φορολογική περίοδο πρόβλεψης. Η υψηλή ζήτηση οδηγεί σε υψηλότερη πιθανότητα αποκάλυψης πληροφοριών (disclosure). Οι παράγοντες

προσφοράς είναι περιορισμοί τους οποίους οι διοικήσεις χρειάζεται να ξεπεράσουν, όπως οι περιορισμένοι φυσικοί πόροι, η έλλειψη ακρίβειας στην εσωτερική πληροφόρησή τους, και η ανησυχία για πληροφορίες που μπορεί να ωφελήσουν τους ανταγωνιστές τους. Η απόφαση για κοινοποίηση είναι αποτέλεσμα αυτών των παραγόντων. Εάν η αποκάλυψη εν τέλει πραγματοποιηθεί, σημαίνει ότι οι εκτιμήσεις της ζήτησης έχουν υπερσκελίσει τις εκτιμήσεις της προσφοράς και, κατά συνέπεια, οι επενδυτές λαμβάνουν πιο χρήσιμες πληροφορίες. Αντίθετα, οι ex post παράγοντες εξαρτώνται από την εσωτερική πληροφόρηση των διευθύνσεων για την πρόβλεψη της φορολογικής περιόδου, όπως μια προσεχή απογοήτευση των νούμερων των κερδών. Η αποκάλυψη πληροφοριών που εξαρτάται από ex post παράγοντες είναι καιροσκοπική επειδή εξαρτάται από την εσωτερική πληροφόρηση των διοικήσεων.

Από τα συλλεχθέντα δεδομένα, διαπιστώθηκε ότι η αποσύνθεση των κερδών συνδέεται με τους ex ante παράγοντες, οι οποίοι περιλαμβάνουν χαμηλή συσχέτιση κερδών - αποδόσεων, άυλα περιουσιακά στοιχεία, μεγάλη διασπορά στις προβλέψεις των αναλυτών για τα κέρδη, και υψηλή συσχέτιση εισοδήματος – αποδόσεων, υποδηλώνοντας έτσι μεγάλη αβεβαιότητα των κερδών. Η κοινοποίηση της αποσύνθεσης των κερδών συνδέεται επίσης με την υψηλή θεσμικά ιδιοκτησία (institutional ownership) ίσως επειδή οι θεσμικοί επενδυτές απαιτούν την αποκάλυψή τους για να ελέγχουν τις διοικήσεις. Αντίθετα, οι μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν σε προγενέστερη έρευνα για να αποτυπώσουν ex post παράγοντες, οι -καλής φύσης εναντίον κακής φύσης- ειδήσεις του earnings guidance και οι προσδοκίες των αναλυτών για τις προβλέψεις του εισοδήματος, δεν εξηγούν την απόφαση για αποσύνθεση. Το 70% των εταιριών που χρησιμοποιούν την τεχνική της αποσύνθεσης, φαίνεται πως συνεχίζουν να αποσυνθέτουν και στο επόμενο έτος.

Η διαπίστωση ότι η χρήση της αποσύνθεσης των κερδών εξαρτάται από τους ex ante παράγοντες δείχνει ότι οι διευθύνσεις των εταιριών δεν συμπεριφέρονται ευκαιριακά, και αυτό αποτυπώνεται κυρίως στη συμπεριφορά των αναλυτών. Μετά το πέρας της κοινοποίησης, οι αναλυτές αναθεωρούν τις εκτιμήσεις των κερδών έγκαιρα και για μεγαλύτερο εύρος εταιριών από εκείνες τις εταιρίες που αποσυνθέτουν κέρδη. Η διασπορά των εκτιμήσεων των αναλυτών για τα κέρδη και το εισόδημα, μειώνεται αρκετά πριν από το γεγονός της κοινοποίησης των αποσυντεθειμένων, σε εταιρίες που αποσυνθέτουν τα κέρδη. Συμπερασματικά, η αποσύνθεση διευκολύνει τις δραστηριότητες των μεσαζόντων των πληροφοριών και

βοηθά τους επενδυτές να προβλέψουν καλύτερα τις μελλοντικές αποδόσεις των εταιριών.

Επιπλέον, η εξέταση των επιπτώσεων της αποσύνθεσης σε μια εταιρία βοηθάει να καταλάβουμε καλύτερα τα κέρδη και το κόστος της απόφασης. Διαπιστώθηκε ότι η αποσύνθεση βελτιώνει τις προσδοκίες των αναλυτών. Οι εταιρίες που αποσυνθέτουν τα κέρδη τους έχουν καλύτερες πιθανότητες να είναι συνεπείς με τις προσδοκίες των αναλυτών για τα κέρδη και το εισόδημα από τις εταιρίες που δεν προβαίνουν στην ενέργεια αυτή. Επιπλέον, όταν οι εταιρίες δεν εκπληρώνουν τις προσδοκίες των αναλυτών, οι επενδυτές αντιδρούν αρνητικά σε εκείνες που αποσυνθέτουν, δείχνοντας ότι η αποσύνθεση έχει ένα κόστος. Αυτά τα αποτελέσματα, μαζί με την εύρεση ex ante παραγόντων που καθοδηγούν την αποσύνθεση, εξηγούν το γιατί δεν αποσυνθέτουν όλες οι εταιρίες.

Στο εμπειρικό κομμάτι της έρευνας των Lansford, Lev και Tucker (2011), έγινε ταξινόμηση και έκθεση εννέα αντικειμένων της ΚΑΧ, το πεδίο ήταν άνευ προηγουμένου μεγάλο, και τα στοιχεία παρέχονταν σύμφωνα με το Regulation Fair Dislosure. Εξετάστηκαν οι ex ante παράγοντες, ερευνήθηκαν τα αποτελέσματα της αποσύνθεσης των κερδών στους μεσάζοντες των πληροφοριών και την εταιρία, ενώ προγενέστερη έρευνα εξέτασε την επίδραση επιπρόσθετων αποκαλύψεων στην αξιοπιστία της κοινοποίησης των κερδών (Hutton et al. 2003; Hirst, Koonce, and Venkataraman 2007).

Αποδείχτηκε, πως βρίσκεται στη διακριτική ευχέρεια των διοικήσεων των εταιριών η κοινοποίηση πληροφοριών και η έκθεση των οικονομικών καταστάσεων, για να μεταβιβάσουν πληροφορίες παρά για να κρύψουν αποτελέσματα (Chen, DeFond, and Park 2002; Lennox and Park 2006). Διάφορες πρόσφατες μελέτες καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι οι διευθυντές επεμβαίνουν στην δημοσίευση των Οικονομικών Εκθέσεων και των disclosures για καιροσκοπικούς λόγους (D'Souza, Ramesh, and Shen 2008; Li 2008; Chen, Doogar, Li, and Sougiannis 2008). Η Li (2008) καταλήγει στο συμπέρασμα ότι οι διευθυντές γράφουν περίπλοκα MD&A(Management Discussion and Analysis documents) για να κρύψουν φτωχά κέρδη ή αυξήσεις των κερδών που δεν αναμένονται να συνεχιστούν. Η Chen (2008) υποστηρίζει πως η αποσύνθεση είναι καιροσκοπική: ο αρνητικός αντίκτυπος της δημοσίευσης των κερδών είναι λιγότερο ακριβής και περισσότερο θετικά μεροληπτικός όταν

αποσυντίθενται από όταν όχι. Αντίθετα, τα στοιχεία μας δείχνουν σύνδεση και με ένα βελτιωμένο περιβάλλον πληροφοριών.

Μέχρι το τέλος της μελέτης η διακοπή της χειραγώγησης έχει επαινεθεί από σημαντικά όργανα, όπως το Conference Board και το Αμερικάνικο Εμπορικό επιμελητήριο, ως θεραπεία για να σταματήσουν τα βραχυπρόθεσμα κέρδη (CFA Institute 2006; Hsieh, Koller, and Rajan 2006). Οι Houston, Lev, και Tucker (2010) και οι Chen, Matsumoto, and Rajgopal (2010) διαπίστωσαν ότι οι φτωχές επιδόσεις είναι ένας σημαντικός λόγος για τη διακοπή της πρακτικής αυτής, επιφορτώνοντας με αρνητικές συνέπειες την εταιρία και το πληροφοριακό περιβάλλον της. Η μελέτη συμπληρώνει τα πειραματικά στοιχεία των Elliott, Hobson και Jackson (2011), οι οποίοι διαπιστώνουν ότι η αποσύνθεση μειώνει την παγίωση των κερδών.

1.3 Διατηρησιμότητα των συστατικών των κερδών

Η έρευνα των Venter, Cahan και Emanuel που παρουσιάστηκε το 2012 στο AFAANZ, το συνέδριο Λογιστικής και Χρηματοοικονομικής στη Νέα Ζηλανδία αφορά στην ανωμαλία των δεδουλευμένων (accruals) που υπάρχει στις ΗΠΑ, σε ένα περιβάλλον, όπου ο διαχωρισμός των μη επαναλαμβανόμενων συστατικών των κερδών είναι υποχρεωτικός. Τα δεδομένα προέρχονται από τη Νότιο Αφρική, δεδομένου ότι η χωριστή κοινοποίηση συγκεκριμένων μη επαναλαμβανόμενων στοιχείων είναι υποχρεωτική από το 2000. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι, εκτός από το τμήμα της ταμειακής ροής των κερδών, κανένα από τα υπόλοιπα στοιχεία δεν απεικονίζει σημαντικά λαθεμένη εκτίμηση. Όταν οι πρόσθετες επεξηγηματικές μεταβλητές περιλαμβάνονται στις αναλύσεις, το πρόβλημα της ταμειακής ροής εξαφανίζεται. Αυτά τα στοιχεία προϋποθέτουν ότι η υποχρεωτική αποσύνθεση των μη επαναλαμβανόμενων στοιχείων του κέρδους από αυτό είναι χρήσιμη στους επενδυτές.

Ο Sloan (1996) ερευνά το πως οι επενδυτές τείνουν να υπερτιμήσουν την διατηρησιμότητα των δεδουλευμένων συστατικών των κερδών σχετικά με το τμήμα της ταμειακής ροής, με συνέπεια μια αρνητική σχέση μεταξύ των δεδουλευμένων της παρούσας περιόδου και των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών. Τα ευρήματα επεκτείνονται σε ειδικά στοιχεία, έναν τύπο accruals που είναι παροδικός ή μη

επαναλαμβανόμενος, και οι επιπτώσεις για τα μελλοντικά κέρδη πρέπει να είναι σχετικά σαφείς στους επενδυτές (Atwood and Xie, 2010; Dechow and Ge, 2006). Στις ΗΠΑ, ο προσδιορισμός και η υποβολή έκθεσης των ειδικών στοιχείων είναι κατά ένα μεγάλο μέρος διακριτά (Burgstahler *et al.,* 2002; Frankel, 2009) καθιστώντας τα ευαίσθητα σε πρακτικές διαχείρισης κερδών (McVay,2006). Κατά συνέπεια, δεν είναι σαφές εάν η λάθος εκτίμηση των ειδικών στοιχείων δεν είναι παρά μια αντανάκλαση της σύγχυσης των επενδυτών για την πραγματική διατηρησιμότητα των αναφερόμενων αριθμών.

Η μελέτη αυτή εστιάζει στην υποχρεωτική δημοσίευση μη επαναλαμβανόμενων στοιχείων και δείχνει ότι τα μη επαναλαμβανόμενα στοιχεία που αποσυντίθενται από τα κέρδη είναι λάθος αποτιμημένα (Doyle et al.,2003), παρόλα αυτά δεν είναι γνωστές οι μελέτες που εξετάζουν εάν τα μη επαναλαμβανόμενα αντικείμενα είναι παραπλανητικά αποτιμημένα όταν ρυθμιστικοί οργανισμοί το καθιστούν υποχρεωτικό, προκειμένου να αποσπαστούν από τα κέρδη. Αυτό κατά ένα μεγάλο μέρος οφείλεται στο ότι οι ΗΠΑ και άλλα μεγάλα βιομηχανικά έθνη δεν επιθυμούν τη δημοσίευση τέτοιων πληροφοριών. Εστιάζοντας σε μια τιμή των παραμέτρων όπου οι εταιρίες για να αποσυνθέσουν τα περισσότερα μη επαναλαμβανόμενα αντικείμενα από άλλα τμήματα των κερδών, αποκλείουν τη χειραγώγηση των κερδών σαν πιθανή πηγή λαθεμένης αποτίμησης. Υπό αυτήν τη μορφή, η έρευνα εστιάζει άμεσα στο εάν η αποσύνθεση των κερδών παρέχει χρήσιμες πληροφορίες στους επενδυτές.

Συγκεκριμένα, στη Νότια Αφρική, οι εισηγμένες εταιρίες στο χρηματιστήριο του Γιοχάνεσμπουργκ (Johannesburg Securities Exchange - JSE) πρέπει να περιλάβουν στις οικονομικές δηλώσεις τους τα ανά μετοχή κέρδη από διακοπείσες δραστηριότητες (headline earnings per share), επιπρόσθετα στα κέρδη ανά μετοχή που απαιτούνται από το IAS 33. Τα headline earnings αποσυνθέτουν το κέρδος που αναφέρεται στα IFRS μεταξύ των επαναμετρήσεων που συνδέονται στενά με τις λειτουργικές δραστηριότητες και την πλατφόρμα που χρησιμοποιείται για να τα παράγει. Τα headline earnings αποκλείουν πολλά μη επαναλαμβανόμενα αντικείμενα, και μια συμφωνία μεταξύ των κερδών σύμφωνα με τα IFRS και το headline earnings απαιτείται στις οικονομικές δηλώσεις.

Η έρευνα ξεκινά με την ανάλυση των ιδιοτήτων της διατηρησιμότητας των συστατικών των κερδών στη Νότια Αφρική. Δεν υπήρξε προγενέστερος λόγος τα επαναλαμβανόμενα συστατικά των κερδών στη Νότια Αφρική να είναι διαφορετικά από τα συμπεράσματα που αναφέρονται σε μελέτες που χρησιμοποιούν δεδομένα των ΗΠΑ. Τα headline earnings (ΙΝΗΕ - το επαναλαμβανόμενο μέρος των κερδών) έχουν υψηλότερη διατηρησιμότητα από τους αποκλεισμούς από τα headline earnings (ΕΧΗΕ - το μη επαναλαμβανόμενο μέρος). Παρόμοια με τα συμπεράσματα των Dechow και Ge (2006), η διαφορά μπορεί να αποδοθεί κατά ένα μεγάλο μέρος στο μη επαναλαμβανόμενο τμήμα των κερδών.

Δείχνοντας ότι οι παράμετροι της διατηρησιμότητας των συστατικών των κερδών στη Νότια Αφρική συμπεριφέρονται ομοίως με εκείνους που αναφέρονται σε αμερικάνικες μελέτες, το βάρος της μελέτης πέφτει στα επιμέρους συστατικά των κερδών. Τα αποτελέσματα θα είναι διαφορετικά από αυτά των ΗΠΑ, λόγω της υποχρεωτικής κοινοποίησης των headline earnings, αναγνωρίζοντας συγκεκριμένες εξαιρέσεις. Ως εκ τούτου, τα ΕΧΗΕ τους επηρεάζονται λιγότερο από τη διακριτική ευχέρεια του management και των πρακτικών χειραγώγησης κερδών συγκριτικά με τα στοιχεία των ΗΠΑ, όπως προσδιορίζονται στις οικονομικές καταστάσεις. Συμπερασματικά, η υποχρεωτική αποσύνθεση των ΕΧΗΕ από τα κέρδη πρέπει να βοηθήσει τους επενδυτές για ακριβέστερη αποτίμηση των μη επαναλαμβανόμενων μερών.

Τα αποτελέσματα της μελέτης επιβεβαιώνουν πως εκτός από το τμήμα της ταμειακής ροής των κερδών, κανένα από τα άλλα τμήματα κερδών (δεδουλευμένα και εξαιρέσεις των headline earnings) δεν παρουσιάζει σφάλματα. Όταν περιλαμβάνονται πρόσθετες επεξηγηματικές μεταβλητές στην ανάλυση, η λάθος εκτίμηση του τμήματος της ταμειακής ροής εξαφανίζεται. Συμπερασματικά, όταν είναι υποχρεωτική η κοινοποίηση των μη επαναλαμβανόμενων στοιχείων, οι επενδυτές είναι σε θέση να αποτιμήσουν τα συστατικά των κερδών με τέτοιο τρόπο που είναι σύμφωνος με τα πραγματικά επίπεδα διατηρησιμότητάς τους.

Η έρευνα έχει τρεις συνεισφορές, καθώς παρέχονται στοιχεία που μπορούν να είναι χρήσιμα στο IASB και το FASB δεδομένου ότι μπορεί να βελτιωθεί η παρουσίαση των χρηματοοικονομικών καταστάσεων με τη βοήθεια της χρήσης των αποσυντεθειμένων κερδών. Τα αποτελέσματα δείχνουν αποσυντεθειμένα κέρδη που

είναι απαλλαγμένα από τη χειραγώγηση των διευθύνσεων των εταιριών. Η πρακτική συμβάλλει στην ανωμαλία των δεδουλευμένων παρέχοντας πληροφορίες στο κατά πόσο λάθος είναι εκτιμημένα τα κέρδη όταν απαιτείται συγκεκριμένη φόρμα κατά την χρήση των αποσυντεθειμένων κερδών.

1.4 Η συμβολή τους στη φήμη των αναλυτών

Αν και οι αναλυτές από την μεριά των πωλητών (sell-side analysts[1]) σχηματίζουν πρόβλεψη για τα έσοδα και τις δαπάνες κατά την παραγωγή των προβλέψεων των κερδών, δεν επιλέγουν όλοι οι αναλυτές να παρέχουν στο I/B/E/S[2] τις προβλέψεις των κερδών αποσυντεθειμένες σε έσοδα και δαπάνες. Ο στόχος είναι να βρεθεί ο τρόπος με τον οποίο τα κίνητρα των αναλυτών να εξηγούν τη χρήση του I/B/E/S ως κανάλι διάδοσης πληροφοριών. Καθώς ερευνάται ο παράγοντας της φήμης στην εξήγηση της παρούσας απόφασης, διαπιστώθηκε ότι οι αναλυτές χωρίς καθιερωμένη φήμη είναι πιθανότερο να δημοσιεύσουν τις προβλέψεις των αποσυντεθειμένων κερδών συγκριτικά με τους αξιόπιστους αναλυτές, σύμφωνα με τα οφέλη της έκθεσης στο I/B/E/S για να εξασφαλίσουν αξιοπιστία. Μεταξύ των λιγότερο καθιερωμένων αναλυτών, εκείνοι με την υψηλή ικανότητα είναι πιθανότερο να αποσυνθέσουν, γιατί ανήκουν στην ομάδα που συγκεντρώνει τα μεγαλύτερα οφέλη από την έκθεση στο I/B/E/S. Μεταξύ των λιγότερο αξιόπιστων αναλυτών, εκείνοι που αποσυνθέτουν είναι λιγότερο πιθανό να υποβιβασθούν, το χρηματιστήριο αποκρίνεται ομοίως, με περισσότερο βάρος να ανατίθεται στις αναθεωρήσεις πρόβλεψης των κερδών που παρέχονται από τους αναλυτές που αποσυνθέτουν τις προβλέψεις των κερδών τους.

Το I/B/E/S μειώνει τις δαπάνες αναζήτησης και επεξεργασίας των συνδρομητών του με την τυποποίηση και συνόψιση των οικονομικών πληροφοριών που παραλαμβάνονται από τους αναλυτές. Οι buy-side αναλυτές, τα χρηματιστηριακά γραφεία που απασχολούν τους sell–side αναλυτές, άλλοι μεγάλοι επενδυτές, και τα Μέσα χρησιμοποιούν στοιχεία του I/B/E/S για να λάβουν αποφάσεις για επένδυση,

[1] Sell-side analysts, ο όρος αναφέρεται σε επαγγελματίες money managers, αλληλεξαρτώνται από τους Buy – side analysts και δουλειά τους είναι να πετύχουν στο Χρηματιστήριο τη μεγαλύτερη δυνατή τιμή για κάθε επενδυτικό τίτλο, Investopedia, Definition

[2] Institutional Brokers' Estimate System

να αξιολογήσουν την απόδοση των αναλυτών, και να δουν αλλαγές στις προσδοκίες της αγοράς για την απόδοση εταιριών. Αν και το I/B/E/S δεν αντισταθμίζει τους αναλυτές με τις προβλέψεις τους, οι αναλυτές εκτίθονται στην ευρεία βάση των συνδρομητών του I/B/E/S.

Η καθιέρωση και η διατήρηση μιας καλής φήμης είναι κρίσιμη για τους χρηματιστές. Η φήμη έχει επιπτώσεις στην έκβαση της σταδιοδρομίας των αναλυτών (Hong and Kubik 2003; Leone and Wu 2007) και στη δυνατότητα παραγωγής εμπορικών συμφωνιών (Jackson 2005). Τα κέρδη και οι δαπάνες έκθεσης στο I/B/E/S των προβλέψεων των αποσυντεθειμένων κερδών ποικίλλουν ανάλογα με τη φήμη των αναλυτών. Με ξεχωριστό προσδιορισμό των εσόδων και δαπανών των κερδών, οι αποσυντεθειμένες προβλέψεις δίνουν στους αναλυτές την ευκαιρία να καταδείξουν την αντίληψή τους στο περιθώριο κέρδους μιας εταιρίας. Οι αναλυτές χωρίς καθιερωμένη φήμη θα ωφελούνταν ιδιαίτερα από την έκθεση στο I/B/E/S. Αντίθετα, οι αξιόπιστοι αναλυτές λίγα θα κερδίσουν και στην πραγματικότητα μπορεί να τους κοστίσει. Η αποσύνθεση των προβλέψεων αποκαλύπτει τις πιθανές ανακρίβειες που κρύβονται κάτω από τη συνολική πρόβλεψη των κερδών, κύρια υπεύθυνη για ζημία στη φήμη.

Αυτά τα επιχειρήματα υπονοούν ότι οι αναλυτές χωρίς καθιερωμένη φήμη έχουν μεγαλύτερο όφελος από τους αξιόπιστους αναλυτές να κάνουν χρήση των αποσυντεθειμένων προβλέψεων. Χρησιμοποιώντας ένα δείγμα 125.995 παρατηρήσεων για εταιρίες-αναλυτές μεταξύ 1995 - 2006, η πιθανότητα ένας αναλυτής να δημοσιεύσει τις προβλέψεις των αποσυντεθειμένων κερδών είναι ανάλογη με το γόητρο του χρηματιστηριακού γραφείου που απασχολείται (Carter and Manaster 1990) και του *Institutional Investor* All-Star status. Διαφορετικά, μεταξύ των αναλυτών χωρίς καθιερωμένη φήμη, εκείνοι με την υψηλότερη δυνατότητα πρέπει να είναι ιδιαίτερα πρόθυμοι να αποσυνθέσουν ώστε να διευκολυνθεί η αποκάλυψη της ικανότητάς τους.

Καθώς η δυσκολία της πρόβλεψης εισοδημάτων (σύμφωνα με τη μεταβλητότητα του εισοδήματος) αυξάνεται, οι αξιόπιστοι αναλυτές είναι όλο και λιγότερο πρόθυμοι από άλλους αναλυτές να δώσουν αποσυντεθειμένες προβλέψεις. Αν η έκδοση των προβλέψεων των αποσυντεθειμένων κερδών λειτουργεί σαν ένας μηχανισμός για τους αναλυτές με υψηλή ικανότητα να χτίσουν τη φήμη τους, παρατηρείται

καλύτερη έκβαση σταδιοδρομίας για αυτούς που αποσυνθέτουν τα κέρδη. Η ανάλυση αποκαλύπτει ότι μεταξύ των λιγότερο αξιόπιστων αναλυτών, εκείνοι που δίνουν βάση στην αποσύνθεση κερδών είναι πιθανό να προαχθούν σε ένα πιο προσοδοφόρο χρηματιστηριακό γραφείο. Αυτό το αποτέλεσμα ελέγχεται, μαζί με άλλες ιδιότητες πρόβλεψης κερδών που είναι γνωστές για την επιρροή στην έκβαση της σταδιοδρομίας των αναλυτών, συμπεριλαμβανομένης της ακρίβειας στην πρόβλεψη κερδών και της μεροληψίας (bias).

Επιπλέον, μεταξύ των λιγότερο αξιόπιστων αναλυτών εκείνοι με τις λιγότερο ακριβείς προβλέψεις εισοδήματος έχουν, κατά μέσον όρο, όχι τόσο ικανοποιητική επαγγελματική πορεία. Εντούτοις, ακόμη και οι μη εγκεκριμένοι αναλυτές που χρησιμοποιούν την αποσύνθεση έχουν καλύτερο μέλλον επαγγελματικά από εκείνους που δεν εκδίδουν τις αποσυντεθειμένες προβλέψεις, επιβεβαιώνοντας ότι οι αναλυτές που αποσυνθέτουν τις προβλέψεις κερδών έχουν λογικές προσδοκίες.

Μεταξύ των λιγότερο αξιόπιστων αναλυτών, η ανταπόκριση σε ένα δείκτη μετοχής σύμφωνα με τις αναθεωρήσεις πρόβλεψης των κερδών είναι σημαντικά υψηλότερη για τους αναλυτές που αποσυνθέτουν, μετά από έλεγχο του περιεχομένου των ειδήσεων για την αναθεώρηση εισοδήματος και άλλων παραγόντων που συνδέονται με την αντίδραση της αγοράς στην αναθεώρηση των προβλέψεων των κερδών. Αυτό δείχνει ότι το Χρηματιστήριο αντιλαμβάνεται τα συμπεράσματα των αναλυτών που αποσυνθέτουν ως καλύτερου περιεχομένου.

Η μελέτη των Ertimur, Mayew και Stubben, ερευνά τους παράγοντες που επηρεάζουν το βαθμό στον οποίο οι αναλυτές χρησιμοποιούν το I/B/E/S ως κανάλι διάδοσης των ερευνητικών τους αποτελεσμάτων. Αν και προτιμότερο θα ήταν η κατασκευή υποδείγματος με την επιλογή να συμβάλουν στο I/B/E/S από το να αποσυνθέτουν τις προβλέψεις κερδών, ένα τέτοιο υπόδειγμα θα κρινόταν ακατάλληλο, επειδή δεν είναι δυνατή η παρατήρηση ολόκληρου του πληθυσμού των χρηματιστών που διοχετεύουν με πληροφορίες το I/B/E/S.

Πρόσφατη έρευνα ασχολήθηκε με την ερμηνεία της αγοράς των προβλέψεων των αποσυντεθειμένων κερδών που εκδίδονται από τις διοικήσεις (Hirst et al. 2007; Lansford and Tucker 2008). Αν και οι αναλυτές αντιμετωπίζουν τα κίνητρα διαφορετικά από τις διευθύνσεις, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι αναλυτές

χρησιμοποιούν την αποκάλυψη της αποσύνθεσης σύμφωνα με το I/B/E/S ως ένδειξη καλύτερης κατανόησης μιας εταιρίας.

Η βιβλιογραφική αναφορά στο θέμα αυτό συμπληρώνεται με τον τρόπο τον οποίο η αγορά μαθαίνει για τη ικανότητα των χρηματιστών, από τον προσδιορισμό ενός μηχανισμού οικοδόμησης της φήμης τους, ο οποίος αντιδρά στις σύγχρονες ιδιότητες σύνθεσης των συνολικών προβλέψεων των κερδών, όπως η μεροληψία (bias) (Hong et al. 2000; Chen et al. 2005b; Clement and Tse 2005; Ke and Yu 2006). Τα αποσυντεθειμένα κέρδη δεν απαιτούν στοιχεία χρονολογικών σειρών για την παραγωγή ενός αξιόπιστου 'σήματος', όπως οι ιστορικές προβλέψεις των κερδών, η συχνότητα, και η επικαιρότητα (Mikhail et al. 1997; Cooper et al. 2001; Chen et al. 2005a; Chen et al. 2005b). Κατά συνέπεια, οι αποσυντεθειμένες προβλέψεις κερδών μπορούν να είναι ένα χρήσιμο εργαλείο για τους νεώτερους αναλυτές χωρίς τη χρήση μακροχρόνιων ιστορικών δεδομένων.

1.5 Strategic Biasing

Στη μελέτη των Hunt the III, Sinha και Yin, εισάγεται η έννοια των προβλέψεων των αποσυντεθειμένων κερδών και του strategic biasing, τακτική σύμφωνα με την οποία οι αναλυτές μεροληπτούν ως προς τις προβλέψεις τους, λόγω απροθυμίας αποδοχής των αποσυντεθειμένων. Οι sell-side οικονομικοί αναλυτές παρουσιάζουν ερευνητικές εκθέσεις εταιριών που περιέχουν συστάσεις για μετοχές και ιδέες για τη μελλοντική προοπτική εταιριών και πιθανώς να περιλαμβάνονται προβλέψεις για στοιχεία των οικονομικών καταστάσεων, όπως είναι οι πωλήσεις, οι δαπάνες, τα ακαθάριστα κέρδη, η λογιστική αξία, τα καθαρά κέρδη και το κέρδος ανά μετοχή. Μετά από την έρευνα εκ μέρους των πελατών τους, οι χρηματιστές μπορούν να υποβάλουν τις προβλέψεις τους στο I/B/E/S (Henry, 2001), το οποίο είναι συγχωνευμένο με το FirstCall[3], και συνδυάζει τις προβλέψεις των αναλυτών με την πρόβλεψη των κερδών, καθιστώντας αυτά τα στοιχεία διαθέσιμα σε μια πολύ μεγαλύτερη ομάδα συνδρομητών. Οι συνδρομητές του I/B/E/S λαμβάνουν εκτιμήσεις για την ανάλυση, και τους επιτρέπεται να κάνουν εκτίμηση οι ίδιοι

[3] FirstCall, πρόκειται για εταιρία που συλλέγει ερευνητικά σημειώματα και εκτιμήσεις κερδών από χρηματιστές, Definition, Investopedia.

έχοντας πληθώρα πληροφοριών από διαφορετικούς αναλυτές. Μέσα της δεκαετίας του '90, το I/B/E/S άρχισε τη συλλογή και διάδοση πληροφοριών για εκτιμήσεις των αναλυτών πάνω στις πωλήσεις, με εξαίρεση τις εκτιμήσεις των κερδών. Από τότε, έχει υπάρξει μια σημαντική αύξηση στον αριθμό των αναλυτών που διανέμουν προβλέψεις για τα κέρδη και τις πωλήσεις (που αποσυντίθενται) στο I/B/E/S.

Το ζήτημα, ποια κίνητρα υποκινούν τους οικονομικούς αναλυτές και τι οδηγεί την μεροληψία στις προβλέψεις τους είναι εξαιρετικά σημαντικό για τις αγορές και τον ακαδημαϊκό χώρο. Πολύτιμη πληροφορία για τους χρήστες αποτελεί το αν οι αναλυτές που χρησιμοποιούν την αποσύνθεση για τις προβλέψεις τους είναι μεροληπτικοί, καθώς οι αγορές μπορεί να ανακαλύψουν τα κίνητρα στις εκθέσεις των αναλυτών, και να σχηματίσουν τις προσδοκίες των κερδών των εταιριών με βάση μεροληπτικές προβλέψεις. Αποτέλεσμα αυτού μπορεί να οι φουσκωμένες τιμές πολλών μετοχών, οι αξιολογήσεις των μετοχών να βασιστούν εν μέρει στις υπερβολικά αισιόδοξες προβλέψεις κερδών και ισχύος, και παραπλανητικά, στις συστάσεις αγοράς των πιο 'γνωστών' αναλυτών (Feldman and Caplin, 2002). Μελέτες λογιστικής και χρηματοοικονομικής που χρησιμοποιούν τις προβλέψεις των αναλυτών για να κατασκευάσουν εκτιμήσεις για τις προσδοκίες της αγοράς πάνω στα κέρδη (π.χ. Stickel, 1992) ίσως βρουν την πηγή αυτή χρήσιμη στη βελτίωση των εκτιμήσεών τους.

Οι Marks (2008) και Ertimur *et al.* (2011) μελέτησαν τα κίνητρα για την παροχή αποσυντεθειμένων προβλέψεων στο I/B/E/S, οι μελετητές προσδιορίζουν την καθιέρωση της φήμης ως ένα τέτοιο κίνητρο και δείχνουν ότι οι νέοι αναλυτές παρέχουν τις αποσυντεθειμένες προβλέψεις για να αποδείξουν τις ικανότητες πρόβλεψής τους και να χτίσουν τη φήμη τους, ενώ εκτιμάται ότι οι καταξιωμένοι αναλυτές (όπως εκείνοι που ταξινομούνται ως αναλυτές 'all-Star' από το περιοδικό *Institutional Investor*) προστατεύουν τη φήμη τους με το να απέχουν από την αποσύνθεση. Αυτή η έρευνα υποθέτει ότι η απόφαση να αποκαλυφθούν οι αποσυντεθειμένες προβλέψεις είναι στο χέρι των αναλυτών, και όχι των εταιριών. Είναι καθιερωμένο οι αναλυτές να παίρνουν στρατηγικές αποφάσεις λόγω των αντικρουόμενων συμφερόντων που αντιμετωπίζουν, αφού οι προβλέψεις και οι συστάσεις τους για μετοχές μιας εταιρίας είναι μεροληπτικές ή υπερβολικά αισιόδοξες λόγω των αντικρουόμενων συμφερόντων που προκύπτουν από τις

επενδυτικές τραπεζικές σχέσεις (Lin and McNichols, 1998; Michaely and Womack, 1999), την πρόσβαση σε εσωτερικές διοικητικές πληροφορίες (Francis and Philbrick, 1993), την επιθυμία των αναλυτών να μεγαλώσουν τη βραχυπρόθεσμη διαπραγματευτική δύναμη των γραφείων τους (Jackson, 2005), και να έχουν την εύνοια των διοικήσεων όταν οι προβλέψεις γίνονται δυσκολότερες (Das *et al.,* 1998).

1.6 Ο ρόλος τους στην χειραγώγηση των κερδών

Τα λογιστικά κέρδη για τους Amir, Einhorn και Kama (2008) είναι τυπικά η συνάθροιση πολλών συστατικών, μερικά από τα οποία πρέπει να αποκαλυφθούν μέσα στην Κατάσταση Αποτελεσμάτων Χρήσης, ενώ άλλα μπορούν να αποκαλυφθούν στις σημειώσεις των οικονομικών καταστάσεων. Αν και στο πληροφοριακό περιεχόμενο τέτοιων αποσυντεθειμένων λογιστικών στοιχείων εστιάζουν πολυάριθμες μελέτες στη λογιστική, γενικά, έχουν αγνοηθεί αρκετά (π.χ. Lipe 1986; Rayburn 1986; Wilson 1987; Barth, Beaver and Wolfson 1990; Barth 1991; Ohlson and Penman 1992; Amir 1996; Sloan 1996; Nissim and Penman 2001; Barth, Clinch and Shibano 2003), οι υπάρχουσες μελέτες εξετάζουν τη μεροληψία στις εκθέσεις συνήθως στο σύνολο των κερδών (π.χ. Dye 1988; Stein 1989; Fischer and Verrecchia 2000; Kirschenheiter and Melumad 2002; Fischer and Stocken 2004; Ewert and Wagenhofer 2005). Με την ανάλυση των μεθόδων χειραγώγησης στο επίπεδο των αποσυντεθειμένων κερδών, η μελέτη ερευνά το ρόλο των αποσυντεθειμένων λογιστικών στοιχείων στη διαχείριση του κέρδους.

Τα διαφορετικά συστατικά των κερδών τείνουν να είναι ανάλογα το ένα προς το άλλο από τη θεμελιώδη οικονομική φύση τους. Τα υποδείγματα περιλαμβάνουν μεταβλητές που υπάρχουν συνήθως μεταξύ των εισοδημάτων και ορισμένων δαπανών, όπως το κόστος πώλησης, οι δαπάνες μάρκετινγκ και διοίκησης. Επηρεασμένοι από τις αλλαγές στο επιχειρησιακό περιβάλλον, οι μεταβλητές αυτές είναι θορυβώδεις στις περισσότερες καταστάσεις. Ο βαθμός θόρυβου τους εξαρτάται από τη φύση των συστατικών των κερδών, καθώς επίσης και από τη βιομηχανία και τα firm-specific χαρακτηριστικά. Η ύπαρξη χειραγώγησης είναι πιθανό να διαστρεβλώσει τις θεμελιώδεις αναλογίες μεταξύ των συστατικών των κερδών. Η διαστρέβλωση των αναλογιών που περιλαμβάνει ένα εισοδηματικό μέρος και μια

δαπάνη οφείλεται στην επιθυμία της διοίκησης να ωθήσει τα έσοδα και τα έξοδα σε αντίθετες κατευθύνσεις. Σε άλλες περιπτώσεις, η ποικιλομορφία στις ικανότητες των διοικήσεων για χειραγώγηση διαφορετικών συστατικών των κερδών μεροληπτεί ως προς τις αρχικές αναλογίες τους.

Η παρέκκλιση του management κατά την υποβολή έκθεσης των κερδών φαίνεται να ποικίλλει λόγω των διαφορετικών συστατικών του κέρδους. Λόγω των έμφυτων διαφορών από τη φύση τους, μερικά από τα συστατικά ρυθμίζονται ευκολότερα από άλλα. Γίνεται γενικά αποδεκτό, ότι αντικείμενα βασισμένα στα δεδουλευμένα (όπως τα χρέη, οι αποσβέσεις, και οι απομειώσεις) ρυθμίζονται ευκολότερα από τα βασισμένα στις ταμειακές ροές αντικείμενα. Χαρακτηριστικό της διαφορετικότητας στη διακριτικότητα των διοικήσεων, κατά την υποβολή εκθέσεων με τα διαφορετικά συστατικά των κερδών, είναι τα ενοποιημένα κέρδη μιας εταιρίας που αποσυντίθενται σε κέρδη από τις λειτουργικές δραστηριότητές της σε διάφορες επιχειρήσεις και από γεωγραφικά τμήματα.

Καταδεικνύεται ο αντίκτυπος στην αναφορά χειραγωγήσεων ως προς τις αρχικές αναλογίες μεταξύ των διαφορετικών συστατικών των κερδών και πραγματοποιείται έρευνα στις επιπτώσεις της δυνατότητας των χρηστών των οικονομικών καταστάσεων να ανιχνεύσουν τη χειραγώγηση των κερδών και την τάση των διοικήσεων να συμμετέχουν στην χειραγώγηση. Στο υπόδειγμα της μελέτης των Amir Einhorn, Kama (2008), η διεύθυνση της εταιρίας, της οποίας η αποζημίωση συνδέεται με την τιμή της μετοχής της εταιρίας, επιλέγει μια στρατηγική βασισμένη σε λογικές προσδοκίες για την αποτίμηση στην αγορά. Οι επενδυτές, ανάλογα με τη στρατηγική που υιοθέτησε η διοίκηση, επικαλούνται λογικές προσδοκίες κατά την αποτίμηση της εταιρίας, σε μια προσπάθεια να ανιχνευθεί η χειραγώγηση των κερδών. Βασιζόμενοι στους Fischer και Verrecchia (2000), ενσωματώνεται ένας εξωγενής θόρυβος στο υπόδειγμα, ο οποίος δεν επιτρέπει στους επενδυτές να αντιμετωπίσουν τέλεια τη μεροληψία (the reporting bias) στην αποτίμηση της εταιρίας. Η εγκατάλειψη της παραδοσιακής χειραγώγησης των κερδών πραγματοποιείται στην εξέταση της έκθεσης των αποσυντεθειμένων κερδών παρά στην εξέταση μιας γενικής έκθεσης.

Μια ανάλυση ισορροπίας δίνει έμφαση στη δύναμη των αποσυντεθειμένων λογιστικών στοιχείων, στην ανίχνευση και την καταστολή των αναφερόμενων

χειραγωγήσεων. Στην ισορροπία, όπου αναγνωρίζονται τα κίνητρα των διοικήσεων να ωθήσουν τα έσοδα και τα έξοδα σε αντίθετες κατευθύνσεις και ξέροντας ότι αντιμετωπίζει διαφορετικούς βαθμούς διακριτικότητας στο χειρισμό των διαφορετικών συστατικών της έκθεσης των κερδών, οι επενδυτές συμπεραίνουν ότι το earnings guidance είναι πιθανό να διαστρεβλώσει τα αρχικά ποσοστά των συστατικών των κερδών. Με τη χρήση της έκθεσης των αποσυντεθειμένων κερδών υπολογίζεται η πραγματική απόκλιση των αναφερόμενων συστατικών των κερδών από τις θεμελιώδεις τους οικονομικές αναλογίες. Τέτοια απόκλιση μπορεί είτε να προέλθει από έναν οικονομικό θόρυβο που κρύβεται κάτω από την στοχαστική σχέση μεταξύ των συστατικών των κερδών, είτε από μεροληψία. Παρέχεται έτσι στους επενδυτές ένας θορυβώδης δείκτης του earnings guidance, ο οποίος τους επιτρέπει να αξιολογήσουν ακριβέστερα μια εταιρία βασιζόμενοι στην έκθεση κερδών. Το management των εταιριών, γνωρίζει τη δυνατότητα των επενδυτών να χρησιμοποιούν τα δημοσιευμένα αποσυντεθειμένα στοιχεία των κερδών προκειμένου να ανιχνεύουν την ύπαρξη μεροληψίας στην έκθεση, με σκοπό να δημιουργήσουν κλίμα απροθυμίας για χειραγώγηση στα κέρδη της εταιρίας. Επομένως, οι αποσυντεθειμένες λογιστικές πληροφορίες, μέσω του ρόλου τους στη χειραγώγηση, χρησιμεύουν ως ένας αποτελεσματικός μηχανισμός που καταστέλλει τα κίνητρα των διοικήσεων. Μια ανάλυση σύγκρισης δείχνει ότι οι πληροφορίες των αποσυντεθειμένων κερδών φαίνονται αποτελεσματικότερες στην ανίχνευση και την καταστολή της χειραγώγησης κερδών όταν αποτελούνται από αντικείμενα που είναι θεμελιωδώς ανάλογα το ένα προς το άλλο.

2. ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΩΝ ΚΛΑΔΩΝ

2.1 Ναυτιλία

Στόχος του άρθρου των Apergis, Sorros (2010) ήταν να ερευνηθεί ο αντίκτυπος των κερδών από τις πωλήσεις σκαφών στις τιμές των μετοχών για τις εισηγμένες ναυτιλιακές εταιρίες. Τα εμπειρικά συμπεράσματα δείχνουν ότι το λειτουργικό εισόδημα από τις πωλήσεις σκαφών έχει μια υψηλότερη επίδραση στην εξήγηση των τιμών των μετοχών, από τα λειτουργικά κέρδη ως απομονωμένο κομμάτι των λογιστικών πληροφοριών για τη μελλοντική αποδοτικότητα, υποδεικνύοντας ευκαιρίες επένδυσης και αξιολόγησης εταιριών. Οι επιπτώσεις είναι πολύ κρίσιμες, καθώς το management των εταιριών θα μπορούσε να χειραγωγήσει τα ετήσια κέρδη από μη-λειτουργικές δραστηριότητες.

Το λειτουργικό εισόδημα θεωρείται κύριο συστατικό της σύνθεσης του κέρδους, δεδομένου ότι απεικονίζει τα κέρδη μιας εταιρίας σχετικά με τα λειτουργικά χαρακτηριστικά της. Ο Lipe (1986) υποστηρίζει ότι το λειτουργικό εισόδημα έχει την υψηλότερη επεξηγηματική αξία συγκριτικά με το μη-λειτουργικό εισόδημα με σκοπό την εξήγηση τιμών των μετοχών. Για το λόγο αυτό, το μη-λειτουργικό εισόδημα αντιμετωπίζεται ως περιστασιακή μεταβλητή, η οποία, σύμφωνα με τους Ronen και Sadan (1981), αποκαλύπτει χαμηλής ισχύος πληροφορίες για πιθανούς επενδυτές. Προηγούμενες μελέτες εξετάζουν τη σχέση των συνολικών λογιστικών κερδών και χρηματοοικονομικών συνόλων, όπως οι τιμές μετοχών (Ou and Penman 1989; Lev and Thiagarajan 1993; Fairfield et al. 1996; Dechow et al. 1999; Lee 1999; Abarbanell and Bernard 2000). Αυτές οι μελέτες τεκμηριώνουν ότι τα λογιστικά κέρδη έχουν επιπτώσεις στις τιμές των μετοχών μέσω της ποιότητας των πληροφοριών που αποκαλύπτουν για το μέλλον της εταιρίας. Οι Abarbanell και Bushee (1997), ερεύνησαν τη σύνδεση μεταξύ των αποσυντεθειμένων λογιστικών κερδών και των τιμών των μετοχών. Ο προσδιορισμός και η εξήγηση αυτής της σύνδεσης θεωρούνται πολύτιμα από τους επενδυτές και τους πιστωτές καθώς ακολουθούν αρκετές πληροφορίες που θα τους βοηθήσουν στη πρόβλεψη της μελλοντικής αποδοτικότητας, η οποία, στη συνέχεια, θα παρέχει επιπρόσθετη αποδοτικότητα για ευκαιρίες επένδυσης. Οι Fairfield και λοιποί (1996) υποστήριξαν τις βελτιώσεις των προβλέψεων που προκύπτουν από την αποσύνθεση των κερδών, ενώ το 2003 υποστήριξαν ότι οι αυξήσεις καθώς επίσης και τα μακροπρόθεσμα

καθαρά λειτουργικά περιουσιακά στοιχεία ασκούν έναν αρνητικό αντίκτυπο στις αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων (assets). Οι Cooper, Jackson και Patterson (2003), παρείχαν στοιχεία που τεκμηριώνουν το γεγονός ότι η επενδυτική συμπεριφορά στα τραπεζικά αποθέματα επηρεάζεται πλήρως από τις πληροφορίες που προκύπτουν από ορισμένα συστατικά των κερδών, όπως το εισόδημα από τα παράγωγα και το μη τοκοφόρο εισόδημα. Τελικά, οι Alam και Brown (2006), ανακάλυψαν πως τα αποσυντεθειμένα κέρδη, απο τον τραπεζικό κλάδο, έχουν αυξημένη προβλεπτική δύναμη συγκριτικά με τα disaggregated earnings, υπό την άποψη της προβλεψιμότητας της τιμής μιας μετοχής. Τεκμηριώνεται ακόμη ότι τα συστατικά των κερδών από λειτουργικές δραστηριότητες παρουσιάζουν τον ισχυρότερο αντίκτυπο στα οικονομικά σύνολα.

Οι διοικήσεις των εταιριών θεωρούν ότι η αποσύνθεση του κέρδους παρέχει πολύτιμες πληροφορίες που χάνονται στην περίπτωση που τα συστατικά αθροίζονται. Οι Fairfield, Kitching και Tang (2009) υποστήριξαν ότι τα ειδικά συστατικά στο μη-λειτουργικό εισόδημα τείνουν να παρέχουν πρόσθετες πληροφορίες για τις τιμές των μετοχών. Με τον τρόπο αυτό, οι διευθύνσεις μπορούν να ασκήσουν ανάλογα με τη διακριτική τους ευχέρεια χειραγώγηση των αποτελεσμάτων πέραν του συγχρονισμού και του μεγέθους, τα οποία προκαλούν τον ουσιαστικό θόρυβο στο ποσό των μελλοντικών κερδών. Τα αποτελέσματα, με τη χρήση διαστρωματικών δεδομένων, επιβεβαιώνουν τις ανωτέρω πεποιθήσεις, ενώ λαμβάνουν επίσης την υποστήριξη των Dechow και Ge (2006).

Εμπειρικές μελέτες δείχνουν ότι η ουσιαστική πρόσθετη επεξηγηματική δύναμη που προβλέπεται στις αντιδράσεις των αποδόσεων συνδέεται με shock των συστατικών των κερδών (Miller and Rock 1985; Kormendi and Lipe 1987). Η βιβλιογραφία αποδεικνύει ότι οι τιμές των μετοχών είναι λιγότερο αποδοτικές αν δε δημεύουν όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες που προέρχονται από τα αποσυντεθειμένα μέρη των κερδών (Burgstahler et al. 2002). Ενώ οι ανωτέρω μελέτες εστιάζουν αποκλειστικά στις χρηματοοικονομικές αγορές των ΗΠΑ, ο Chu (1997) δείχνει ότι και το λειτουργικό και το μη-λειτουργικό εισόδημα έχουν επιπτώσεις στις αποδόσεις μετοχών για τις εισηγμένες εταιρίες στην κεφαλαιαγορά της Ταϊβάν. Αποδίδεται αυτό στο γεγονός ότι πολλές εταιρίες σε αυτήν την αγορά χειραγωγούν τα κέρδη τους με τέτοιο τρόπο προκειμένου να εκτεθούν σε άλλες αγορές, όπως την κτηματομεσιτική. Όλες οι προηγούμενες μελέτες εξετάζουν πώς η ανωτέρω σύνδεση αξιολογείται για

όλους τους τύπους εταιριών, κυρίως κατασκευαστικών, τραπεζικών και ναυτιλιακών. Αυτές οι μελέτες δείχνουν ότι τα αθροισμένα κέρδη θεωρούνται πράγματι ως ο καθοριστικός παράγοντας της αξιολόγησης εταιριών και του χρέους τους (Watts and Zimmerman 1986).

2.2 Τραπεζικός κλάδος

Στη μελέτη αυτή, οι Alam και Brown (2006) εξετάζουν κατά πόσο τα αποσυντεθειμένα κέρδη είναι κατατοπιστικά και χρήσιμα όσον αφορά στις αλλαγές συμπεριφοράς των κερδών. Η έρευνα είναι σύμφωνη με τις απόψεις προηγούμενων μελετών, ότι η θεμελιώδης ανάλυση πρέπει να εστιάζει στην πρόβλεψη των λογιστικών κερδών (Penman, 1992; Fairfield et al., 1996; Abarbanell and Bushee, 1997; Lee, 1999; Abarbanell and Bernard, 2000). Προγενέστερες έρευνες έχουν επικεντρωθεί στα θεμελιώδη 'σήματα' και τις σύγχρονες αποδόσεις (π.χ. Ou and Penman, 1989; Lev and Thiagarajan, 1993), με τη χρήση της προσέγγισης που έγινε από τους Fairfield et al. (1996) και Abarbanell & Bushee (1997), ερευνήθηκε αν τα disaggregated earnings και οι προβλέψεις των αναλυτών είναι χρήσιμες στην εκτίμηση των ακόλουθων περιοδικών κερδών, των τιμών των μετοχών και την ερμηνεία του σφάλματος πρόβλεψης των σύγχρονων αναλυτών.

Η σχέση των περιοδικών κερδών στις σύγχρονες χρηματοοικονομικές καταστάσεις παρέχει στους επενδυτές, πιστωτές, οικονομικούς αναλυτές, και άλλους, χρήσιμες πληροφορίες για εκτίμηση μελλοντικής αποδοτικότητας, αξιολόγηση των ευκαιριών επένδυσης και για την αξιολόγηση εταιριών. Προηγούμενες μελέτες έχουν χρησιμοποιήσει χρηματοοικονομικούς δείκτες για να προβλέψουν τα νούμερα των κερδών (Lipe, 1986; Ou, 1990; Ou and Penman, 1989; Lev and Thiagarajan, 1993; Fairfield et al., 1996). Σε αυτές τις μελέτες χρησιμοποιήθηκαν μεγάλα διαστρωματικά δεδομένα που περιέχουν επιχειρήσεις εκτός του τραπεζικού κλάδου, εξαιτίας του γεγονότος πως ήδη έχει εγκαταληφθεί από το δείγμα των περισσοτέρων προηγούμενων μελετών. Αυτό το ιδιαίτερα ρυθμιστικό χαρακτηριστικό γνώρισμα κάνει τη δομή των περιουσιακών στοιχείων και των υποχρεώσεων του τραπεζικού κλάδου να είναι σχετικά ομοιογενής και διαστρωματικά σταθερή.

Οι μελέτες που εξετάζουν την πρόβλεψη των κερδών στην τραπεζική βιομηχανία

έχουν χρησιμοποιήσει επιλεγμένα συστατικά κερδών από κομμάτια που δεν περιλαμβάνονται σε μια Κατάσταση Αποτελεσμάτων Χρήσης (π.χ. Barth et al., 1995). Μελέτες που δεν ασχολούνται με τον τραπεζικό κλάδο, δείχνουν ότι τα κέρδη είναι ένας καθοριστικός παράγοντας της αξιολόγησης εταιριών (Ohlson, 1995), της δημοσίευσης μερισμάτων (Penman, 1997; Francis et al., 2000), της χρηματοδότησης χρέους, και άλλων συμβάσεων (Watts and Zimmerman, 1986). Λίγα όμως είναι γνωστά για το εάν τα θεμελιώδη μεγέθη λογιστικής υπό μορφή των πλήρως αποσυντεθειμένων κερδών ερμηνεύουν τον δείκτη ROE, τις τιμές των μετοχών, και το σφάλμα πρόβλεψης των αναλυτών στον τραπεζικό κλάδο.

Το άρθρο των Fairfield, Sweeney και Yohn (1996) και Lee (1999), εστίασε στην ανάλυση της πρόβλεψης των κερδών που αφορούν στη βιομηχανία, ο Lee προτείνει ότι η ανάλυση σε επίπεδο της βιομηχανίας μπορεί να είναι απαραίτητη για την περαιτέρω ανάπτυξη της βιβλιογραφίας στην πρόβλεψη των κερδών. Τα αποτελέσματα της μελέτης παρέχουν επιπρόσθετα στοιχεία όσον αφορά το FASB contention, πως τα αποσυντεθειμένα οικονομικά στοιχεία μπορούν να είναι πιο χρήσιμα από τα συνολικά κέρδη (FASB, 1984).

Δεν πραγματοποιείται έρευνα όμως για το εάν οι συγκεκριμένες Καταστάσεις Αποτελεσμάτων Χρήσης που απαιτούνται από το FASB συνδέονται σημαντικά με τη μελλοντική αποδοτικότητα των εταιριών στον τραπεζικό κλάδο. Τα συστατικά των κερδών στον τραπεζικό κλάδο παρέχουν πληροφορίες πέρα από τα συνολικά κέρδη και οι επενδυτές μπορούν να χρησιμοποιήσουν την αφθονία των συστατικών για να προβλέψουν τα κέρδη της επόμενης περιόδου και τις τιμές των μετοχών.

Ένας χωριστός όγκος της βιβλιογραφίας εστιάζει στην αντίδραση της αγοράς σε συγκεκριμένα συστατικά των κερδών. Οι Bowen (1981), Lipe (1986), Strong and Walker (1993), Barth, Beaver, Wolfson (1990), και Ohlson & Penman (1992) παρέχουν στοιχεία πως η αγορά αντιδρά στα συστατικά αυτά μέσα σε μια ποικιλία βιομηχανιών και βραχυπρόθεσμων χρονικών οριζόντων. Σύμφωνα με τη μελέτη των Ohlson και Penman (1992) τα συστατικά των κερδών παρέχουν διαφορετικές πληροφορίες για τη μελλοντική αποδοτικότητα όταν εξετάζονται βραχυπρόθεσμα αντί μακροπρόθεσμα. Ο Fairfield και λοιποί. (1996) εξετάζουν τις επιπτώσεις με χρήση των πληροφοριών από τα disaggregated earnings και τη βελτίωση των προβλέψεων που έγιναν για αυτά. Το 2003 διαπίστωσαν ότι τα δεδουλευμένα και η

αύξηση των μακροπρόθεσμων καθαρών λειτουργικών περιουσιακών στοιχείων έχουν αρνητική σχέση με τον ROA επόμενης χρήσης. Ο Cooper (2003) χρησιμοποιώντας διαστρωματικά στοιχεία από τις αποδόσεις των μετοχών των τραπεζών, υποστήριξε ότι οι επενδυτές υπό-αντιδρούν σε μερικές πληροφορίες που έχουν σχέση με τις θεμελιώδεις μεταβλητές όπως το εισόδημα από τα παράγωγα και το κέρδος ανά μετοχή. Συμπερασματικά, κατέληξαν πως τα σύγχρονα και ιστορικά κέρδη σχετίζονται με την εξήγηση των μελλοντικών δεικτών ROE (Fairfield et al., 1996; Dechow et al., 1999).

2.3 Δίκτυο keiretsu

Οι περισσότερες συζητήσεις για τεχνικές ανάλυσης των οικονομικών καταστάσεων υποστηρίζουν την ανάλυση σε επίπεδο βιομηχανίας ως πρωταρχικό εργαλείο για την κατανόηση των ανταγωνιστικών πλεονεκτημάτων μιας εταιρίας και πιθανώς τη βελτίωση των προβλέψεων της μελλοντικής αποδοτικότητάς της. Αυτό είναι κατανοητό δεδομένου ότι οι εταιρίες σε έναν βιομηχανικό κλάδο μοιράζονται πολλά ‘κοινά’. Κατά συνέπεια οι όποιες προσαρμογές της βιομηχανίας, αναμένονται να συμβάλλουν προς τη βελτίωση των προβλέψεων αποδοτικότητας. Ο Fairfield και λοιποί (2003) υποστήριξαν ότι όταν οι προσαρμοσμένοι στη βιομηχανία παράγοντες (industry-adjusted factors), σε συγκεκριμένα υποδείγματα χρησιμοποιούνται στην αξιολόγηση προβλέψεων εκτός του δείγματος, καμία σαφής βελτίωση στην ακρίβεια πρόβλεψης δεν επιτυγχάνεται. Μια σημαντική διάσταση στην ανάλυσης της βιομηχανίας είναι να ερευνηθεί η πολιτική της ανταγωνιστικότητας της βιομηχανίας στην πρόβλεψη των κερδών. Για παράδειγμα, η επίδραση της δομής της βιομηχανίας μπορεί να είναι περισσότερο γνωστή σε εταιρίες υψηλής ανταγωνιστικότητας όπου είναι δυσκολότερο για συγκεκριμένες εταιρίες να παραμείνουν πάνω από την επίδοση του μέσου όρου και έτσι, οι χρηματοοικονομικοί δείκτες είναι περισσότερο πιθανό να αντιστρέφονται, σε αντίθεση με τους δείκτες στις λιγότερο ανταγωνιστικές εταιρίες. Συνεπώς, στις ανταγωνιστικές βιομηχανίες, οι προσαρμογές στη βιομηχανίας αναμένεται να βελτιώσουν τις εξω-δειγματικές προβλέψεις (Fairfield et al., 2003, p. 17).

Η μελέτη του Ahsan Habib (2006) χρησιμοποιεί ένα δείγμα ιαπωνικών εταιριών και μια εκτίμηση του δικτύου keiretsu (keiretsu – affiliation) για να ερευνηθεί η

επιρροή της δομής της βιομηχανίας στην προβλεπτική ικανότητα των αποσυντεθειμένων κερδών. Αν και κανένας άμεσος έλεγχος της ανταγωνιστικότητας της βιομηχανίας δεν πραγματοποιείται στην ανάλυση, η υπάρχουσα βιβλιογραφία που αφορά στα δίκτυα της ιαπωνικής βιομηχανίας, παρέχει αμφιλεγόμενες απόψεις ως προς την ανταγωνιστική φύση των δικτύων του keiretsu. Σε ένα δίκτυο εταιριών του keiretsu οι εταιρίες συνδέονται μέσω αμοιβαίων εταιρικών συμμετοχών (reciprocal shareholdings), και των σχέσεων δανειστής -οφειλέτης και αγοραστής - πωλητής. Αν και το να ανήκουν στο δίκτυο keiretsu παρέχει στις εταιρίες μέλη πολλά πλεονεκτήματα, τέτοια δίκτυα έχουν δεσμευτεί να αυξάνουν τη μονοπωλιακή δύναμη των μελών τους και να τους απομονώσουν από τον εξωτερικό ανταγωνισμό (Nakatani, 1984). Ο Lawrence (1993) υποθέτει ότι εάν οι βιομηχανία ή οι εταιρίες όπου ο keiretsu είναι 'προεξέχον' λειτουργούν με τον αποκλεισμό άλλων από τις πωλήσεις στην Ιαπωνία (αντιανταγωνιστική συμπεριφορά), θα συνδεθούν με χαμηλότερες εισαγωγές και δε θα ασκούν καμία επίδραση στις εξαγωγές. Ο Lawrence βρίσκει στατιστικά σημαντικά στοιχεία ότι ο keiretsu όντως μειώνει τις εισαγωγές, γιατί εάν το μερίδιο πωλήσεων των εταιριών του keiretsu είναι υψηλό μέσα σε μια βιομηχανία, η βιομηχανία τείνει να έχει χαμηλότερο μερίδιο εισαγωγών συνολικά (1993, p. 13).

Οι Weinstein και Yafeh (1995) εμφανίζουν εμπειρικά στη μελέτη τους ότι, οι συμβεβλημένες με τον keiretsu εταιρίες δεν συνεργούν στη δημιουργία εμποδίων εισόδου στον 'κλάδο', και τείνουν να ανταγωνιστούν πιο σκληρά από τις ανεξάρτητες εταιρίες ως αποτέλεσμα των ειδικών σχέσεών τους με μια γενική τράπεζα. Προτείνουν ότι ο άγριος ανταγωνισμός μεταξύ των συμβεβλημένων εταιριών παρά η συνεργία μπορεί να μειώσει την είσοδο σε τομείς όπου οι εταιρικές ομάδες είναι ισχυρές. Κατά συνέπεια είναι προφανές ότι εάν οι συμβεβλημένες με τον keiretsu εταιρίες μειώνουν τον ανταγωνισμό και, σε αυτή την περίπτωση, οι πηγές τέτοιας αντιανταγωνιστικής συμπεριφοράς παραμένουν αμφιλεγόμενες. Αυτή η μελέτη αξιολογεί την επεξηγηματική δύναμη ειδικών και προσαρμοσμένων στη βιομηχανία δεικτών στην πρόβλεψη των μελλοντικών αλλαγών της αποδοτικότητας. Η αλλαγή στην αποδοτικότητα μετριέται από την αλλαγή του RNOA. Αυτό το μέτρο είναι ανώτερο της απόδοσης των συνολικών περιουσιακών στοιχείων δεδομένου ότι διακρίνει τη λειτουργική αποδοτικότητα από την αποδοτικότητα από επενδυτικές δραστηριότητες. Δεδομένου ότι οι λειτουργικές δραστηριότητες είναι που

προσθέτουν αξία, ο RNOA δίνει μια ακριβέστερη εικόνα της χρηματοοικονομικής θέσης της επιχείρησης (Penman, 2001). Όπως είναι γνωστό, στην πρότυπη ανάλυση DuPont ο RNOA διασπάται σε δύο δείκτες, τον PM και τον ATO και η μελέτη χρησιμοποιεί την αποσύνθεση των firm – specific όπως επίσης και τα προσαρμοσμένα στη βιομηχανία συστατικά των κερδών για να μελετήσει τη βελτίωση των προβλέψεων εκτός του δείγματος.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα δείχνουν ότι τα αποσυντεθειμένα κέρδη βελτιώνουν την εξωδειγματική πρόβλεψη για τις εταιρίες που δεν είναι συμβεβλημένες με τα δίκτυα keiretsu. Εντούτοις, η βελτίωση μεταξύ των firm-specific και των προσαρμοσμένων στη βιομηχανία υποδειγμάτων δεν διαφέρει αν και τα δύο υποδείγματα είναι καλύτερα από το απλό naïve υπόδειγμα. Τέλος, για τις συμβεβλημένες με τον keiretsu εταιρίες, οι προσαρμογές στη βιομηχανίας ελαχιστοποιούν την ακρίβεια της εξω-δειγματικής πρόβλεψης.

3. ΕΠΙΛΟΓΗ ΚΑΙ ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΟΥ ΛΟΓΙΣΤΙΚΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Η παρούσα εργασία αφορά στη δημοσίευση της ανάλυσης των αποσυντεθειμένων κερδών στις οικονομικές καταστάσεις με σκοπό τη βελτίωση της ποιότητας και της αξιοπιστίας της πληροφορίας που αποκομίζουν οι αναλυτές από αυτές για να επενδύσουν. Το δείγμα μου βασίστηκε κυρίως σε ναυτιλιακές εταιρίες καθώς και σε παρεμφερείς εταιρίες που σχετίζονται άμεσα με τις ναυτιλιακές, όπως είναι εταιρίες που ναυπηγούν πλοία και κάποιες εταιρίες προμήθευσης καυσίμων των ναυτιλιακών. Η επιλογή στηρίχτηκε στο γεγονός πως ο κλάδος της ναυτιλίας επλήγει σε μικρότερο ποσοστό από την υφιστάμενη οικονομική κρίση, συγκριτικά με όλους τους υπόλοιπους κλάδους, με αποτέλεσμα το δείγμα, να δίνει εγκυρότερα και αντικειμενικότερα αποτελέσματα για την μελέτη του φαινομένου των αποσυντεθειμένων κερδών (disaggregated earnings). Οι τιμές των παρατηρήσεων αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων της Datasteam, με τη χρήση κωδικών από την επίσημη βάση του Worldscope για το χρονικό διάστημα 2008-2011. Οι παρατηρήσεις έχουν ως μονάδα μέτρησης το €, και για την αποφυγή του size-effect επιλέχθηκαν δεδομένα ανά μετοχή.

Χρησιμοποιήθηκαν τα δεδομένα των μεγαλύτερων 106 εταιριών από τον παγκόσμιο χώρο της ναυτιλίας, οι οποίες συμμετέχουν σε ναυτιλιακούς δείκτες σε Χρηματιστήρια χωρών όπως οι ΗΠΑ, Ιαπωνία, Κίνα, Νότιος Αφρική και διάφορων Ευρωπαϊκών χωρών. Από αυτές, οι μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν μου έδωσαν τη δυνατότητα διττής έρευνας του φαινομένου από διαφορετικές σκοπιές. Το αρχικό διάστημα έρευνας αφορούσε τη δεκαετία 2001-2011, αλλά η διαθεσιμότητα των στοιχείων αποδείχτηκε ικανοποιητικότερη το διάστημα 2008 - 2011, στο οποίο και περιορίστηκα. Η εργασία μελέτησε την επίδραση της αποσύνθεσης των κερδών σύμφωνα με τα στοιχεία των ναυτιλιακών την περίοδο 2008 & 2009 που αντιπροσωπεύει την αρχή της οικονομικής κρίσης και του διαστήματος 2009-2011 που αντιπροσωπεύει το διάστημα της μεγάλης ύφεσης της κρίσης.

Στην υφιστάμενη βιβλιογραφία, στο άρθρο των Apergis και Sorros (2010), η εστίαση της εμπειρικής ανάλυσης γίνεται στον αντίκτυπο των αποσυντεθειμένων κερδών στις τιμές της μετοχής των ναυτιλιακών εταιριών. Τα πρότυπα υποδείγματα εκφράζονται ως εξής:

Model 1: $SP_t = a_0 + a_1OI_t + a_2BV_t/MV_t + a_3\ PE_t + u_{1t}$

Model 2: $SP_t = b_0 + b_1OI_t + b_2SHIPSALES_t + b_3BV_t/MV_t + b_4PE_t + u_{2t}$

όπου η μεταβλητή SP αντιπροσωπεύει τις τιμές των μετοχών, η OI το λειτουργικό εισόδημα, η SHIPSALES το μη λειτουργικό εισόδημα (το οποίο αφορά συνολικά στο μη λειτουργικό εισόδημα των εταιριών του δείγματός μας και θα συμβολιστεί με NOI), η BV/MV το δείκτη της Λογιστικής προς Αγοραία αξία, η PE τον δείκτη τιμή προς κέρδη, και η u τα κατάλοιπα του υποδείγματος, δηλαδή τυχαίες μεταβλητές με λευκό θόρυβο $N(0, \sigma^2)$. Αναμένονται οι παράμετροι a_1, a_2 , b_1, b_2 , b_3, να είναι θετικοί και στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές a_3, b_4 αρνητικοί. Η εμπειρική ανάλυση υποστηρίζει πως μια χαμηλή τιμή του PE έχει την τάση να προκαλεί ταχεία ανάπτυξη στις τιμές της μετοχής (Golob and Bishop 1997; Campbell and Shiller 1998). Rosenberg et al. (1985) and Chan et al. (1991)) δείχνοντας πως οι τιμές των μετοχών με υψηλά BV/MV έχουν σημαντικά υψηλότερες αποδόσεις μετοχών. Παρατηρείται πως η πρώτη παλινδρόμηση κάθε έτους θα γίνεται χωρίς το μη λειτουργικό εισόδημα, ενώ στη δεύτερη θα συμπεριλαμβάνεται κανονικά ως μεταβλητή.

Η δεύτερη προσέγγιση του αντικείμενου μελέτης μου, γίνεται στηριζόμενη στο άρθρο των Venter, Cahar, Emanuel (2012) που παρουσιάσθηκε στο AFAANZ, το διεθνές συνέδριο Λογιστικής και Χρηματοοικονομικής στην Νέα Ζηλανδία οι οποίοι ανέλυσαν τα κέρδη στα συστατικά τους και μελέτησαν την διατηρησιμότητα των κερδών. Η συλλογική τους δουλειά εκφράστηκε ως εξής:

Βασική προϋπόθεση, η ανάλυση των κερδών (EARN) σε δεδουλευμένα (ACCR) και ταμειακές ροές (CF):

$$EARN = CF + ACCR \qquad (1)$$

Σε όρους των headline earnings, τα κέρδη (EARN) αποτελούνται από κέρδη που περιλαμβάνονται στα headline earnings (INHE) και σε κέρδη που εξαιρούνται από αυτά(EXHE):

$$EARN = INHE + EXHE \qquad (2)$$

Από τις (1),(2) επαναδιατυπώνουμε πως τα κέρδη αναλύονται σε :

$$EARN = INCF + EXCF + INAC + EXAC \qquad (3)$$

Η διατηρησιμότητα των κερδών σύμφωνα με το υπόδειγμα των Dechow and Ge (2006), ερευνάται ξεκινώντας με το τεστ :

$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 INHE_t + \gamma_2 EXHE_t + \varepsilon_t$ (4)

σύμφωνα με το υπόδειγμα του Sloan(1996) έχουμε :

$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 ACCR_t + \gamma_2 CF_t + \varepsilon_t$ (5)

περιμένοντας πως το $\gamma_1 > \gamma_2$, δείχνοντας έτσι ότι το κομμάτι των δεδουλευμένων είναι λιγότερο διατηρήσιμο από το κομμάτι των ταμειακών ροών. Τελικά, αναδιατυπώνοντας το υπόδειγμα (4) σε όρους των headline earnings αναλόγως με τα συστατικά που περιλαμβάνονται και που εξαιρούνται αντίστοιχα:

$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 INCF_t + \gamma_2 INAC_t + \gamma_3 EXAC_t + \varepsilon_t$ (6)

Το τεστ περιλαμβάνει τα συνολικά δεδουλευμένα ακολουθώντας παρόμοια πατέντα, μόνο που οι CF αναλύονται σε INCF και EXCF. Η τελική εξίσωση έχει ως εξής:

$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 INCF_t + \gamma_2 EXCF_t + \gamma_3 INAC_t + \gamma_4 EXAC_t \varepsilon_t$ (7)

Ο υπολογισμός των δεδουλευμένων στηρίχτηκε στην μελέτη των Hribar and Collins (2002) σύμφωνα με την οποία, υπολογίζονται ως εξής:

Συνολικά accruals = $-(\Delta AR_t+\Delta INV_t+\Delta AP_t+\Delta TAX_t+\Delta OTH_t+\Delta EP_t)$, όπου το ΔAR αντιπροσωπεύει τη μεταβολή στους εισπρακτέους λογαριασμούς της τρέχουσας χρήσης, το ΔINV τη μεταβολή στα αποθέματα της τρέχουσας χρήσης, το ΔAP τη μεταβολή στους εισπρακτέους λογαριασμούς της τρέχουσας χρήσης, το ΔTAX τη μετοβολή στους πληρωτέους φόρους της τρέχουσας περιόδου, το ΔOTH τη μεταβολή στους λοιπούς λογαριασμούς του Ενεργητικού και του Παθητικού, το ΔEP τις διαφορές από τα έξοδα των αποσβέσεων της τρέχουσας περιόδου και τέλος το TA τα συνολικά περιουσιακά στοιχεία στην προηγούμενη χρήση. Οι προαναφερθείσες μεταβλητές βρέθηκαν στο σύνολό τους, αλλά η διαίρεσή τους με τον αριθμό των μετοχών εξαλείφει το πρόβλημα του size – effect.

Ο υπολογισμός των ταμεικών ροών (Free cash Flows-CF) έγινε ως ακολούθως :

CF = (EBIT)*(1-tax rate) + ΔEP +Capital Expenditures – Changes in Working Capital + Deferred Taxes

Στην εξίσωση (7) ο παρακάτω πίνακας εξηγεί αναλυτικά τον υπολογισμό των μεταβλητών με την παρατήρηση πως τα headline earnings ανά μετοχή, αντιπροσωπεύουν τα κέρδη βασισμένα σε εμπορικά κέρδη και απώλειες αντίστοιχα,

προσαρμοσμένα σύμφωνα με τα πρότυπα του UKSIP(United Kingdom Society of Investment Professionals) και είναι διαθέσιμα για αγγλικού τύπου εταιρίες:

INCF	CF-EXCF
EXCF	Disposal of fixed Assets + Investments –ΔINV
INAC	ACCR - EXAC
EXAC	EARN-HE(headline earnings)[1]

4. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ

ΜΕΡΟΣ **Α**

2011:

ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Sample: 1 106	P	OI	NOI	BV/MV	PE
Mean	11.29808	86871.14	3205.324	-0.000391	7.935352
Median	4.722100	39911.00	707.0000	3.83E-05	6.580000
Maximum	68.52890	907453.0	31453.00	0.001947	103.3900
Minimum	0.063000	-346029.0	0.000000	-0.036166	-29.69000
Std. Dev.	15.02247	186706.1	6044.103	0.004315	16.93654
Skewness	2.122017	1.787834	2.759975	-8.195296	2.422139
Kurtosis	7.215580	8.921195	11.10987	68.46798	15.59914
Jarque-Bera	105.8579	141.5443	284.7093	13474.34	539.0238
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	802.1634	6167851.	227578.0	-0.027776	563.4100
Sum Sq. Dev.	15797.22	2.44E+12	2.56E+09	0.001303	20079.25
Observations	71	71	71	71	71

Για το 2011, οι διαθέσιμες παρατηρήσεις από το δείγμα των 106 εταιριών, με τη χρήση της περιγραφικής στατιστικής δείχνουν τα εξής: Παρατηρούνται αισθητά μεγάλες αποκλίσεις μεταξύ της μέγιστης και της ελάχιστης τιμής σε όλες τις μεταβλητές πλην της BV/MV, και μεγάλες τυπικές αποκλίσεις. Για τον έλεγχο του Jarque-Bera τεστ, έστω η Ho : ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί κανονική κατανομή. Οι τιμές τη Skewness (S) είναι πολύ μεγαλύτερες του 0, και της Kurtosis (K) πολύ μεγαλύτερες του 3, οι υψηλές τιμές του τεστ μας ωθούν να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, πράγμα που σημαίνει χαμηλές τιμές της P (probability) και οι μεταβλητές δεν ακολουθούν κανονική κατανομή.

ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Χωρίς NOI (non operating income)

Dependent Variable: P
Method: OLS, White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
Sample 1 106, Included observations: 77

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.725894	1.270460	5.294064	0.0000
OI	3.83E-05	1.52E-05	2.522290	0.0138
BV/MV	159.8946	41.64602	3.839374	0.0003
PE	0.198865	0.113201	1.756749	0.0832

R-squared	0.303873	Mean dependent var	11.51867
Adjusted R-squared	**0.275265**	S.D. dependent var	15.22109
S.E. of regression	12.95792	**Akaike info criterion**	**8.011842**
Sum squared resid	12257.27	**Schwarz criterion**	**8.133598**
Log likelihood	-304.4559	Hannan-Quinn criter.	8.060543
F-statistic	10.62197	Durbin-Watson stat	2.790846
Prob (F-statistic)	0.000007		

Η εξίσωση παλινδρόμησης που προκύπτει χωρίς τη μεταβλητή του μη λειτουργικού εισοδήματος είναι η $\mathbf{P_t = 6.72+(3.83E\text{-}05)OI_t + 159.9BV/MV_t + 0.198PE_t + u_t}$, πραγματοποιήθηκε με τη χρήση του στατιστικού πακέτου EViews τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων(OLS), κάνοντας χρήση του τεστ White για τη μείωση των Std Errors και t-Statistic, εξαρτημένη μεταβλητή τις τιμές των μετοχών (P) και τη συμμετοχή 77 εταιριών του δείγματος εξαιτίας της ύπαρξης αρκετών **Non Available** παρατηρήσεων. Από τα στοιχεία του πίνακα ο σταθερός όρος **C** και η μεταβλητή **BV/MV** είναι στατιστικά σημαντικά για όλα τα επίπεδα σημαντικότητας, σύμφωνα με τις τιμές του t-statistic και της στήλης Prob. Αντίθετα, η μεταβλητή OI είναι στατιστικά σημαντική για α= 0,1 και α= 0,05, ενώ η PE είναι στατιστικά σημαντική σύμφωνα με τη στήλη Prob για α=0,1. Ο adj.R-squared = 0.27, τιμή που δικαιολογείται σε διαστρωματικά δεδομένα. Από την εξίσωση παλινδρόμησης προκύπτει πως μία μεταβολή κατά μία μονάδα του OI θα αυξήσει κατά 3.83E-05 μονάδες την P(ceteris paribus), μία μεταβολή κατά μία μονάδα της BV/MV θα αυξήσει την P κατά 159.9 μονάδες (ceteris paribus), ενώ η αύξηση κατά μία μονάδα της PE θα αυξήσει την P κατά 0,19 μονάδες (ceteris paribus). Η θετική σχέση της εξαρτημένης μεταβλητής P με τις επεξηγηματικές μεταβλητές είναι αναμενόμενη καθώς υψηλές τιμές του OI επηρεάζουν θετικά την τιμή της μετοχής, ενώ η υψηλή τιμή του επενδυτικού δείκτη BV/MV χαρακτηρίζει μετοχές που θεωρούνται

ελκυστική τοποθέτηση από τους επενδυτές. Το οικονομικό μας υπόδειγμα συνάδει με την οικονομική πραγματικότητα.

Με NOI

Dependent Variable: P
Method: OLS, White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
Sample 1 106, Included observations: 71

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.641300	1.414472	4.695252	0.0000
OI	3.69E-05	1.55E-05	2.383310	0.0200
NOI	-5.93E-05	0.000308	-0.192751	0.8477
BV/MV	143.5014	43.00881	3.336558	0.0014
PE	0.213364	0.148912	1.432821	0.1566

R-squared	0.300758	Mean dependent var	11.29808
Adjusted R-squared	**0.258379**	S.D. dependent var	15.02247
S.E. of regression	12.93696	**Akaike info criterion**	**8.025874**
Sum squared resid	11046.09	**Schwarz criterion**	**8.185217**
Log likelihood	-279.9185	Hannan-Quinn criter.	8.089240
F-statistic	7.096969	Durbin-Watson stat	2.886568
Prob (F-statistic)	0.000081		

Η εξίσωση παλινδρόμησης που προκύπτει με τη μεταβλητή του μη λειτουργικού εισοδήματος είναι η $\mathbf{P_t = 6.64 + (3.69E\text{-}05)OI_t - (5.93E\text{-}05)NOI_t + 143.5BV/MV_t + 0.21PE_t + u_t}$, πραγματοποιήθηκε με τη χρήση της μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων(OLS), κάνοντας χρήση του τεστ White για τη μείωση των Std Errors και t-Statistic, με εξαρτημένη μεταβλητή τις τιμές των μετοχών (P) και τη συμμετοχή 71 εταιριών του δείγματος εξαιτίας της ύπαρξης αρκετών **Non Available** παρατηρήσεων. Προφανώς η συμμετοχή της NOI στο υπόδειγμα επηρέασε αρνητικά το υποδειγμα λόγω της περιορισμένης διαθεσιμότητας των αποτελεσμάτων και της κακής ποιότητας πληροφοριών που δίνει. Ο σταθερός όρος και οι μεταβλητές OI(για α=0,1 και α=0,05) και BV/MV είναι στατιστικά σημαντικές σύμφωνα με τις στήλες t-Statistic και Prob., σε αντίθεση με τις μεταβλητές NOI και BV/MV που δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Ο adj.R-squared = 0.25, τιμή που δικαιολογείται σε διαστρωματικά δεδομένα. Από την εξίσωση παλινδρόμησης προκύπτει πως μία μεταβολή κατά μία μονάδα του OI θα αυξήσει κατά 3.69E-05 μονάδες την P(ceteris paribus), μία μεταβολή κατά μία μονάδα της BV/MV θα αυξήσει την P κατά 143.5 μονάδες (ceteris paribus), ενώ η αύξηση κατά μία μονάδα της PE θα αυξήσει την P

κατά 0,21 μονάδες (ceteris paribus). Ομοίως με το προηγούμενο υπόδειγμα αναμένονται θετικές οι τιμές των συντελεστών των OI, NOI, BV/MV και αρνητική η σχέση μεταξύ της μεταβλητής PE με την εξαρτημένη P, όμως δεδομένης της προηγούμενης ανάλυσης το αρνητικό πρόσημο της NOI δεν επηρεάζει το υπόδειγμά μας, το οποίο και συνάδει με την οικονομική πραγματικότητα.

Συγκρίνοντας τα δυο υποδείγματα, παρατηρείται να έχει αρνητική επίδραση η προσθήκη της NOI καθώς ο **adj.R-squared** έχει μικρότερη τιμή στο δεύτερο υπόδειγμα 0.25<0.27 και τα κριτήρια **Akaike** και **Schwarz** παρουσιάζουν μεγαλύτερες τιμές από το πρώτο (AIC: 8.025>8.011 & SC: 8.18>8.13).

ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑ

Με τη χρήση του στατιστικού πακέτου SPSS διεξάγουμε τον έλεγχο πολυσυγγραμικότητας και παίρνουμε τους ακόλουθους πίνακες.

Excluded Variables[b]

Model		Beta In	t	Sig.	Partial Correlation	Collinearity Statistics		
						Tolerance	VIF	Minimum Tolerance
1	NOI	-.024[a]	-.230	.819	-.028	.984	1.016	.970

a. Predictors in the Model: (Constant), PE, BVMV, OI

b. Dependent Variable: P

Η τιμή του συντελεστή διόγκωσης της διακύμανσης (VIF) ισούται με 1.016, τιμή μικρότερη του 10. Ο συντελεστής ανεκτικότητας (Tolerance) παίρνει τιμές στο διάστημα 0-1 και για μικρές τιμές κοντά στο 0 υπάρχει γραμμική σχέση εντονότατη μεταξύ των μεταβλητών. Εδώ ισούται με 0.984 ≈ 1, η μεταβλητή μας δεν σχετίζεται με τις υπόλοιπες.

Collinearity Diagnostics[a]

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions				
				(Constant)	OI	BVMV	PE	NOI
1	1	1.764	1.000	.16	.14	.00	.14	
	2	1.008	1.323	.00	.01	.95	.01	
	3	.715	1.570	.00	.57	.00	.56	
	4	.512	1.856	.84	.29	.05	.30	
2	1	2.061	1.000	.10	.08	.00	.09	.08
	2	1.009	1.430	.00	.01	.95	.01	.00
	3	.816	1.590	.00	.53	.00	.00	.43
	4	.684	1.735	.02	.16	.00	.83	.14
	5	.430	2.189	.88	.23	.04	.07	.35

Οι τιμές του δείκτη ιδιοτιμής (Eigenvalue) απέχουν αρκετά από το 0 και δείχνουν πως δεν υπάρχει γραμμική συσχέτιση. Ομοίως τιμές μεγαλύτερες από το 15 για το δείκτη συνθήκης (Condition Index, CI) υποδηλώνουν γραμμικότητα. Εδώ, οι τιμές του CI είναι πολύ μικρότερες του 30(που δηλώνει σοβαρή πολυσυγγραμικότητα), αλλά και του διαστήματος 10-30 (που δηλώνει μέτρια προς ισχυρή πολυσυγγραμικότητα).

2010:

ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Sample: 1 106	BV/MV	PE	P	OI	NOI
Mean	0.000942	8.837571	15.13489	119248.7	3276.386
Median	2.67E-05	6.700000	8.733750	57446.50	647.5000
Maximum	0.055589	103.3900	81.43700	652685.0	35383.00
Minimum	7.34E-08	-19.50000	0.282000	-38309.00	0.000000
Std. Dev.	0.006641	16.50371	16.64302	161772.8	6228.781
Skewness	8.131312	2.704903	2.127939	1.685725	2.908153
Kurtosis	67.40784	16.56505	7.739336	4.962087	12.63297
Jarque-Bera	12870.79	622.0570	118.3402	44.38136	369.3185
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	0.065905	618.6300	1059.442	8347409.	229347.0
Sum Sq. Dev.	0.003043	18793.69	19112.31	1.81E+12	2.68E+09
Observations	70	70	70	70	70

Για το 2010, οι διαθέσιμες παρατηρήσεις από το δείγμα των 106 εταιριών, με τη χρήση της περιγραφικής στατιστικής δείχνουν τα εξής: Παρατηρούνται αισθητά μεγάλες αποκλίσεις μεταξύ της μέγιστης και της ελάχιστης τιμής σε όλες τις μεταβλητές πλην της BV/MV, και μεγάλες τυπικές αποκλίσεις. Για τον έλεγχο του Jarque-Bera τεστ, έστω η Ho : ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί κανονική κατανομή. Οι τιμές της Skewness (S) είναι πολύ μεγαλύτερες του 0, και της Kurtosis (K) πολύ μεγαλύτερες του 3, οι υψηλές τιμές του τεστ μας ωθούν να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, πράγμα που σημαίνει χαμηλές τιμές της P (probability) και οι μεταβλητές δεν ακολουθούν κανονική κατανομή.

ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Χωρίς NOI (non operating income)

Dependent Variable: P
Method: OLS, White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
Sample 1 106, Included observations: 73

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.66740	2.351129	4.537139	0.0000
OI	2.52E-05	1.58E-05	1.600404	0.1141
BV/MV	-27.26100	54.89165	-0.496633	0.6210
PE	0.190492	0.108643	1.753371	0.0840

R-squared	0.116729	Mean dependent var	15.14900
Adjusted R-squared	**0.078326**	S.D. dependent var	16.51484
S.E. of regression	15.85489	**Akaike info criterion**	**8.418069**
Sum squared resid	17345.04	**Schwarz criterion**	**8.543573**
Log likelihood	-303.2595	Hannan-Quinn criter.	8.468084
F-statistic	3.039574	Durbin-Watson stat	2.314568
Prob (F-statistic)	0.034707		

Η εξίσωση παλινδρόμησης που προκύπτει χωρίς τη μεταβλητή του μη λειτουργικού εισοδήματος είναι η $\mathbf{P_t = 10.67+(2.52E-05)OI_t - 27.26BV/MV_t +0.19PE_t + u_t}$, πραγματοποιήθηκε με τη χρήση της μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων(OLS), κάνοντας χρήση του τεστ White για τη μείωση των Std Errors και t-Statistic, εξαρτημένη μεταβλητή τις τιμές των μετοχών (P) και τη συμμετοχή 73 εταιριών του δείγματος εξαιτίας της ύπαρξης αρκετών **Non Available** παρατηρήσεων. Από τα στοιχεία του πίνακα ο σταθερός όρος **C** είναι στατιστικά σημαντικός για όλα τα επίπεδα σημαντικότητας και η μεταβλητή PE για α=0,1 σύμφωνα με τι; στήλες t-Statistic και Prob. Αντίθετα, οι μεταβλητές OI και BV/MV δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Ο adj.R-squared = 0.07, τιμή που δικαιολογείται σε διαστρωματικά δεδομένα. Από την εξίσωση παλινδρόμησης προκύπτει πως μία μεταβολή κατά μία μονάδα του OI θα αυξήσει κατά 2.52E-05 μονάδες την P(ceteris paribus), μία μεταβολή κατά μία μονάδα της BV/MV θα μειώσει την P κατά 27.26 μονάδες (ceteris paribus), ενώ η αύξηση κατά μία μονάδα της PE θα αυξήσει την P κατά 0,19 μονάδες (ceteris paribus). Η θετική σχέση της εξαρτημένης μεταβλητής P με τις επεξηγηματικές μεταβλητές είναι αναμενόμενη καθώς υψηλές τιμές του OI επηρεάζουν θετικά την τιμή της μετοχής, ενώ το αρνητικό πρόσημο της BV/MV δεν έχει ιδιαίτερη επιρροή στο υπόδειγμα, επιτρέποντάς μας να το χαρακτηρίσουμε ως συμβατό με το τι πραγματικά υφίσταται.

Με NOI

Dependent Variable: P
Method: OLS, White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
Sample 1 106, Included observations: 70

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.97263	2.654020	4.134342	0.0001
OI	3.12E-05	1.70E-05	1.837603	0.0707
NOI	-0.000367	0.000328	-1.119684	0.2670
BV/MV	-33.19174	68.68196	-0.483267	0.6305
PE	0.189677	0.138305	1.371445	0.1750

R-squared	0.120970	Mean dependent var	15.13489
Adjusted R-squared	**0.066876**	S.D. dependent var	16.64302
S.E. of regression	16.07688	**Akaike info criterion**	**8.461390**
Sum squared resid	16800.29	**Schwarz criterion**	**8.621997**
Log likelihood	-291.1487	Hannan-Quinn criter.	8.525185
F-statistic	2.236290	Durbin-Watson stat	2.144061
Prob (F-statistic)	0.074662		

Η εξίσωση παλινδρόμησης που προκύπτει με τη μεταβλητή του μη λειτουργικού εισοδήματος είναι η $\mathbf{P_t = 10.97 + (3.12E\text{-}05)OI_t - 0.000367NOI_t - 33.19BV/MV_t + 0.18PE_t + u_t}$, πραγματοποιήθηκε με τη χρήση της μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων(OLS), κάνοντας χρήση του τεστ White για τη μείωση των Std Errors και t-Statistic, εξαρτημένη μεταβλητή τις τιμές των μετοχών (P) και τη συμμετοχή 70 εταιριών του δείγματος εξαιτίας της ύπαρξης αρκετών **Non Available** παρατηρήσεων. Προφανώς η συμμετοχή της NOI στο υπόδειγμα επηρέασε αρνητικά το υποδειγμα λόγω της περιορισμένης διαθεσιμότητας των αποτελεσμάτων και της κακής ποιότητας πληροφοριών που δίνει. Ο σταθερός όρος και η μεταβλητή OI (για α=0,1) είναι στατιστικά σημαντικά ενώ οι μεταβλητές NOI και BV/MV και PE δεν είναι στατιστικά σημαντικές, γεγονός που επιβεβαιώνουν τα t-Statistic και οι υψηλές τιμές των δεδομένων τους από τη στήλη της P. Ο adj.R-squared = 0.066, τιμή αρκετά χαμηλή αλλά δικαιολογείται σε διαστρωματικά δεδομένα. Από την εξίσωση παλινδρόμησης προκύπτει πως μία μεταβολή κατά μία μονάδα του OI θα αυξήσει κατά 3.12E-05 μονάδες την P(ceteris paribus), μία μεταβολή κατά μία μονάδα της BV/MV θα μειώσει την P κατά 33.19 μονάδες (ceteris paribus), ενώ η αύξηση κατά μία μονάδα της PE θα αυξήσει την P κατά 0,18 μονάδες (ceteris paribus). Ομοίως με το προηγούμενο υπόδειγμα αναμένονται θετικές οι τιμές των συντελεστών των OI, NOI, BV/MV και αρνητική η σχέση μεταξύ της μεταβλητής PE με την εξαρτημένη P,

όμως δεδομένης της προηγούμενης ανάλυσης το αρνητικό πρόσημο της NOI δεν επηρεάζει το υπόδειγμά μας, το οποίο και συνάδει με την οικονομική πραγματικότητα.

Συγκρίνοντας τα δυο υποδείγματα, το 2010 δεν έχει θετική επίδραση η προσθήκη της NOI καθώς ο **adj.R-squared** μπορεί να έχει μικρότερη τιμή στο δεύτερο υπόδειγμα 0.067<0.078 και τα κριτήρια **Akaike** και **Schwarz** παρουσιάζουν μεγαλύτερες τιμές στο δεύτερο (AIC: 8.41<8.46 & SC: 8.54<8.62).

ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑ

Excluded Variables[b]

Model		Beta In	t	Sig.	Partial Correlation	Collinearity Statistics		
						Tolerance	VIF	Minimum Tolerance
1	NOI	-.137[a]	-1.064	.291	-.131	.810	1.234	.802

a. Predictors in the Model: (Constant), PE, OI, BVMV

b. Dependent Variable: P

Η τιμή του συντελεστή διόγκωσης της διακύμανσης (VIF) ισούται με 0.810, τιμή μικρότερη του 10. Ο συντελεστής ανεκτικότητας (Tolerance) παίρνει τιμές στο διάστημα 0-1 και για μικρές τιμές κοντά στο 0 υπάρχει γραμμική σχέση εντονότατη μεταξύ των μεταβλητών. Εδώ ισούται με 1.234 > 1, η μεταβλητή μας δεν σχετίζεται με τις υπόλοιπες.

Collinearity Diagnostics[a]

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions				
				(Constant)	OI	BVMV	PE	NOI
1	1	1.957	1.000	.11	.11	.00	.10	
	2	1.039	1.372	.01	.00	.84	.05	
	3	.647	1.740	.01	.36	.06	.68	
	4	.357	2.343	.87	.54	.10	.17	
2	1	2.383	1.000	.06	.06	.00	.05	.06
	2	1.039	1.514	.01	.00	.84	.04	.00
	3	.798	1.727	.02	.05	.03	.53	.24
	4	.432	2.349	.29	.19	.06	.28	.60
	5	.348	2.617	.61	.70	.07	.09	.10

Οι τιμές του δείκτη ιδιοτιμής (Eigenvalue) απέχουν αρκετά από το 0 και δείχνουν πως δεν υπάρχει γραμμική συσχέτιση. Ομοίως τιμές μεγαλύτερες από το 15 για το δείκτη συνθήκης (Condition Index, CI) υποδηλώνουν γραμμικότητα. Εδώ, οι τιμές του CI είναι πολύ μικρότερες του 30 (που δηλώνει σοβαρή πολυσυγγραμικότητα), αλλά και του διαστήματος 10-30 (που δηλώνει μέτρια προς ισχυρή πολυσυγγραμικότητα).

2009:

ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Sample: 1 106	P	OI	NOI	BV/MV	PE
Mean	13.57440	71508.18	2487.677	0.000244	8.527692
Median	9.242300	42716.00	732.0000	3.05E-05	5.700000
Maximum	97.05770	491193.0	15855.00	0.006687	103.3900
Minimum	0.252000	-656804.0	0.000000	7.48E-08	-19.50000
Std. Dev.	15.20227	150867.8	3805.258	0.000882	16.91481
Skewness	3.007019	-0.971508	1.859615	6.343285	2.751527
Kurtosis	15.60906	10.97962	5.541465	45.69703	16.35954
Jarque-Bera	528.5506	182.6759	54.95672	5373.293	565.3938
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	882.3360	4648032.	161699.0	0.015886	554.3000
Sum Sq. Dev.	14790.98	1.46E+12	9.27E+08	4.98E-05	18311.10
Observations	65	65	65	65	65

Για το 2009, οι διαθέσιμες παρατηρήσεις από το δείγμα των 106 εταιριών, με τη χρήση της περιγραφικής στατιστικής δείχνουν τα εξής: Παρατηρούνται αισθητά μεγάλες αποκλίσεις μεταξύ της μέγιστης και της ελάχιστης τιμής σε όλες τις μεταβλητές πλην της BV/MV, και μεγάλες τυπικές αποκλίσεις. Για τον έλεγχο του Jarque-Bera τεστ, έστω η Ho : ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί κανονική κατανομή. Οι τιμές της Skewness (S) είναι πολύ μεγαλύτερες του 0, και της Kurtosis (K) πολύ μεγαλύτερες του 3, οι υψηλές τιμές του τεστ μας ωθούν να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, πράγμα που σημαίνει χαμηλές τιμές της P (probability) και οι μεταβλητές δεν ακολουθούν κανονική κατανομή.

ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Χωρίς NOI (non operating income)

Dependent Variable: P
Method: OLS, White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
Sample 1 106, Included observations: 69

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.37326	1.941380	5.858340	0.0000
OI	2.24E-05	8.78E-06	2.555984	0.0129
BV/MV	-916.4785	979.1985	-0.935948	0.3528
PE	0.093981	0.081816	1.148692	0.2549

R-squared	0.073761	Mean dependent var	13.44318
Adjusted R-squared	**0.031012**	S.D. dependent var	14.90360
S.E. of regression	14.67068	**Akaike info criterion**	**8.265802**
Sum squared resid	13989.88	**Schwarz criterion**	**8.395316**
Log likelihood	-281.1702	Hannan-Quinn criter.	8.317185
F-statistic	1.725425	Durbin-Watson stat	2.166959
Prob(F-statistic)	0.170461		

Η εξίσωση παλινδρόμησης που προκύπτει χωρίς τη μεταβλητή του μη λειτουργικού εισοδήματος είναι η $\mathbf{P_t = 11.37 + (2.24E\text{-}05)OI_t - 916.48BV/MV_t + 0.094PE_t + u_t}$, πραγματοποιήθηκε με τη χρήση της μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων(OLS), κάνοντας χρήση του τεστ White για τη μείωση των Std Errors και t-Statistic, εξαρτημένη μεταβλητή τις τιμές των μετοχών (P) και τη συμμετοχή 69 εταιριών του δείγματος , αριθμός μειωμένος συγκριτικά με το 2011, εξαιτίας της ύπαρξης αρκετών **Non Available** παρατηρήσεων. Από τα στοιχεία του πίνακα ο σταθερός όρος **C** είναι στατιστικά σημαντικός για όλα τα επίπεδα σημαντικότητας, το OI είναι στατιστικά σημαντική για α = 0,1 και α=0,05, ενώ οι μεταβλητές BV/MV και PE δεν είναι στατιστικά σημαντικές γεγονός που επιβεβαιώνουν οι στήλες t-Statistic και Prob. Ο adj.R-squared = 0.03, τιμή ομολογουμένως μικρή αλλά δικαιολογείται σε διαστρωματικά δεδομένα. Από την εξίσωση παλινδρόμησης προκύπτει πως μία μεταβολή κατά μία μονάδα του OI θα αυξήσει κατά 2.24E-05 μονάδες την P(ceteris paribus), μία μεταβολή κατά μία μονάδα της BV/MV θα μειώσει την P κατά 916.48 μονάδες (ceteris paribus), ενώ η αύξηση κατά μία μονάδα της PE θα αυξήσει την P κατά 0,09 μονάδες (ceteris paribus). Η θετική σχέση της εξαρτημένης μεταβλητής P με τις επεξηγηματικές μεταβλητές είναι αναμενόμενη, το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή της μεταβλητής BV/MV είναι κάτι που δεν συνάδει με την οικονομική

πραγματικότητα, αλλά από την στιγμή που η μεταβλητή δεν είναι στατιστικά σημαντική δεν επηρεάζει το σύνολο του υποδείγματος σε σχέση με το τι υφίσταται πραγματικά.

Με NOI

Dependent Variable: P
Method: OLS, White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
Sample 1 106, Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.95696	2.838360	4.564947	0.0000
OI	2.24E-05	8.98E-06	2.499450	0.0152
NOI	-0.000511	0.000344	-1.483635	0.1431
BV/MV	-1299.978	792.0731	-1.641235	0.1060
PE	0.070422	0.106062	0.663974	0.5093

R-squared	0.077262	Mean dependent var	13.57440
Adjusted R-squared	**0.015747**	S.D. dependent var	15.20227
S.E. of regression	15.08211	**Akaike info criterion**	**8.338699**
Sum squared resid	13648.20	**Schwarz criterion**	**8.505959**
Log likelihood	-266.0077	Hannan-Quinn criter.	8.404694
F-statistic	1.255975	Durbin-Watson stat	2.297240
Prob(F-statistic)	0.297308		

Η εξίσωση παλινδρόμησης που προκύπτει με τη μεταβλητή του μη λειτουργικού εισοδήματος είναι η $\mathbf{P_t = 12.95 + (2.24E\text{-}05)OI_t - 0.000511NOI_t - 1299.978BV/MV_t + 0.07PE_t + u_t}$, πραγματοποιήθηκε με τη χρήση της μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων(OLS), κάνοντας χρήση του τεστ White για τη μείωση των Std Errors και t-Statistic, εξαρτημένη μεταβλητή τις τιμές των μετοχών (P) και τη συμμετοχή 65 εταιριών του δείγματος εξαιτίας της ύπαρξης αρκετών **Non Available** παρατηρήσεων. Προφανώς η συμμετοχή της NOI στο υπόδειγμα επηρέασε αρνητικά το υποδειγμα λόγω της περιορισμένης διαθεσιμότητας των αποτελεσμάτων της και της κακής ποιότητας πληροφοριών που δίνει. Ο σταθερός όρος είναι στατιστικά σημαντικός για όλα τα επίπεδα σημαντικότητας, η μεταβλητή OI είναι στατιστικά σημαντική για α=0,1 , ενώ οι μεταβλητές NOI, BV/MV και PE δεν είναι στατιστικά σημαντικές, γεγονός που επιβεβαιώνουν και οι υψηλές τιμές των δεδομένων τους από τη στήλη της P. Ο adj.R-squared = 0.015, τιμή αρκετά χαμηλή αλλά δικαιολογείται σε διαστρωματικά δεδομένα. Από την εξίσωση παλινδρόμησης προκύπτει πως μία

μεταβολή κατά μία μονάδα του OI θα αυξήσει κατά 2.24E-05 μονάδες την P(ceteris paribus), μία μεταβολή κατά μία μονάδα της BV/MV θα μειώσει την P κατά 1299.98 μονάδες (ceteris paribus), ενώ η αύξηση κατά μία μονάδα της PE θα αυξήσει την P κατά 0,07 μονάδες (ceteris paribus). Ομοίως με ο προηγούμενο υπόδειγμα αναμένονταν θετικές οι τιμές των συντελεστών των OI, NOI, BV/MV και αρνητική η σχέση μεταξύ της μεταβλητής PE με την εξαρτημένη PE, όμως η αρνητική τιμή του συντελεστή της BV/MV δεν επηρεάζει το υπόδειγμα καθώς η μεταβλητή δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Συγκρίνοντας τα δυο υποδείγματα, το 2009 δεν έχει θετική επίδραση η προσθήκη της NOI καθώς ο **adj.R-squared** έχει μεγαλύτερη τιμή στο πρώτο υπόδειγμα 0.031<0.015 και τα κριτήρια **Akaike** και **Schwarz** παρουσιάζουν μεγαλύτερες τιμές στο δεύτερο (AIC: 8.26<8.33 & SC: 8.39<8.50).

ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑ

Excluded Variables[b]

Model		Beta In	t	Sig.	Partial Correlation	Collinearity Statistics		
						Tolerance	VIF	Minimum Tolerance
1	NOI	-.128[a]	-1.016	.314	-.130	.972	1.029	.966

a. Predictors in the Model: (Constant), PE, BVMV, OI

b. Dependent Variable: P

Η τιμή του συντελεστή διόγκωσης της διακύμανσης (VIF) ισούται με 1.029, τιμή μικρότερη του 10. Ο συντελεστής ανεκτικότητας (Tolerance) παίρνει τιμές στο διάστημα 0-1 και για μικρές τιμές κοντά στο 0 υπάρχει γραμμική σχέση εντονότατη μεταξύ των μεταβλητών. Εδώ ισούται με 0.972 ≈ 1, η μεταβλητή μας δεν σχετίζεται με τις υπόλοιπες.

Collinearity Diagnostics[a]

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions				
				(Constant)	OI	BVMV	PE	NOI
1	1	1.829	1.000	.14	.11	.04	.12	
	2	.988	1.361	.00	.08	.78	.05	
	3	.744	1.568	.00	.55	.00	.52	
	4	.439	2.041	.86	.26	.18	.32	
2	1	2.174	1.000	.08	.07	.01	.07	.07
	2	1.010	1.468	.01	.03	.79	.01	.03
	3	.765	1.686	.00	.03	.00	.73	.22
	4	.721	1.737	.01	.78	.00	.02	.25
	5	.330	2.566	.90	.08	.19	.17	.43

a. Dependent Variable: P

Οι τιμές του δείκτη ιδιοτιμής (Eigenvalue) απέχουν αρκετά από το 0 και δείχνουν πως δεν υπάρχει γραμμική συσχέτιση. Ομοίως τιμές μεγαλύτερες από το 15 για το δείκτη συνθήκης (Condition Index, CI) υποδηλώνουν γραμμικότητα. Εδώ, οι τιμές του CI είναι πολύ μικρότερες του 30 (που δηλώνει σοβαρή πολυσυγγραμικότητα), αλλά και του διαστήματος 10-30 (που δηλώνει μέτρια προς ισχυρή πολυσυγγραμικότητα).

2008:

ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Sample: 1 106	P	OI	NOI	BV/MV	PE
Mean	12.70504	134200.4	9473.554	0.000384	8.921692
Median	7.949100	92321.00	2002.000	3.44E-05	6.930000
Maximum	62.76580	570467.0	196856.0	0.014320	103.3900
Minimum	0.109000	-98555.00	0.000000	-1.79E-06	-19.50000
Std. Dev.	13.68242	132875.1	26217.11	0.001811	16.71838
Skewness	1.967305	0.972189	5.902662	7.219172	2.766194
Kurtosis	6.627845	3.465436	41.66314	55.74935	16.83753
Jarque-Bera	77.57323	10.82584	4425.969	8100.517	601.4788
Probability	0.000000	0.004459	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	825.8279	8723027.	615781.0	0.024966	579.9100
Sum Sq. Dev.	11981.36	1.13E+12	4.40E+10	0.000210	17888.28
Observations	65	65	65	65	65

Για το 2008, οι διαθέσιμες παρατηρήσεις από το δείγμα των 106 εταιριών, με τη χρήση της περιγραφικής στατιστικής δείχνουν τα εξής: Παρατηρούνται αισθητά μεγάλες αποκλίσεις μεταξύ της μέγιστης και της ελάχιστης τιμής σε όλες τις μεταβλητές πλην της BV/MV, και μεγάλες τυπικές αποκλίσεις. Για τον έλεγχο του Jarque-Bera τεστ, έστω η Ho : ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί κανονική κατανομή. Οι τιμές της Skewness (S) είναι πολύ μεγαλύτερες του 0, και της Kurtosis (K) πολύ μεγαλύτερες του 3, οι υψηλές τιμές του τεστ μας ωθούν να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, πράγμα που σημαίνει χαμηλές τιμές της P (probability) και οι μεταβλητές δεν ακολουθούν κανονική κατανομή.

ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Χωρίς NOI (non operating income)

Dependent Variable: P
Method: OLS, White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
Sample 1 106, Included observations: 68

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.77401	2.848825	3.781913	0.0003
OI	1.02E-05	1.27E-05	0.804871	0.4239
RATIOBVMV	-6.037972	593.3588	-0.010176	0.9919
PE	0.059560	0.062570	0.951894	0.3447

R-squared	0.017437	Mean dependent var	12.61146
Adjusted R-squared	**-0.028621**	S.D. dependent var	13.48596
S.E. of regression	13.67758	**Akaike info criterion**	**8.126416**
Sum squared resid	11972.88	**Schwarz criterion**	**8.256975**
Log likelihood	-272.2981	Hannan-Quinn criter.	8.178148
F-statistic	0.378586	Durbin-Watson stat	2.254405
Prob(F-statistic)	0.768747		

Η εξίσωση παλινδρόμησης που προκύπτει χωρίς τη μεταβλητή του μη λειτουργικού εισοδήματος είναι η $\mathbf{P_t = 10.77 + (1.02E\text{-}05)OI_t - 6.038BV/MV_t + 0.059PE_t + u_t}$, πραγματοποιήθηκε με τη χρήση της μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων(OLS), κάνοντας χρήση του τεστ White για τη μείωση των Std Errors και t-Statistic, εξαρτημένη μεταβλητή τις τιμές των μετοχών (P) και τη συμμετοχή 68 εταιριών του δείγματος , αριθμός μειωμένος συγκριτικά με το 2011, εξαιτίας της ύπαρξης αρκετών **Non Available** παρατηρήσεων. Από τα στοιχεία του πίνακα ο σταθερός όρος **C** είναι στατιστικά σημαντικός για όλα τα επίπεδα σημαντικότητας, ενώ οι μεταβλητές OI, BV/MV και PE δεν είναι στατιστικά σημαντικές γεγονός που επιβεβαιώνει και η στήλη της P. Ο adj.R-squared = -0.028, τιμή χαμηλή αλλά επεξεργαζόμαστε διαστρωματικά δεδομένα. Από την εξίσωση παλινδρόμησης προκύπτει πως μία μεταβολή κατά μία μονάδα του OI θα αυξήσει κατά 1.02E-05 μονάδες την P(ceteris paribus), μία μεταβολή κατά μία μονάδα της BV/MV θα μειώσει την P κατά 6.038 μονάδες (ceteris paribus), ενώ η αύξηση κατά μία μονάδα της PE θα αυξήσει την P κατά 0,059 μονάδες (ceteris paribus). Η θετική σχέση της εξαρτημένης μεταβλητής P με τις επεξηγηματικές μεταβλητές είναι αναμενόμενη καθώς υψηλές τιμές του OI και της PE επηρεάζουν θετικά την τιμή της μετοχής. Το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή της μεταβλητής BV/MV είναι κάτι που δεν συνάδει με την οικονομική

πραγματικότητα, αλλά από την στιγμή που η μεταβλητή δεν είναι στατιστικά σημαντική δεν επηρεάζει το σύνολο του υποδείγματος σε σχέση με το τι υφίσταται πραγματικά.

Με NOI

Dependent Variable: P
Method: OLS, White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
Sample 1 106, Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.26063	3.205414	3.513002	0.0008
OI	1.26E-05	1.41E-05	0.894059	0.3749
NOI	-4.74E-05	4.39E-05	-1.079737	0.2846
RATIOBVMV	-58.48177	585.3224	-0.099914	0.9207
PE	0.024517	0.077025	0.318306	0.7514

R-squared	0.015936	Mean dependent var	12.70504
Adjusted R-squared	**-0.049668**	S.D. dependent var	13.68242
S.E. of regression	14.01810	**Akaike info criterion**	**8.192379**
Sum squared resid	11790.43	**Schwarz criterion**	**8.359640**
Log likelihood	-261.2523	Hannan-Quinn criter.	8.258374
F-statistic	0.242908	Durbin-Watson stat	2.336570
Prob(F-statistic)	0.912849		

Η εξίσωση παλινδρόμησης που προκύπτει με τη μεταβλητή του μη λειτουργικού εισοδήματος είναι η $\mathbf{P_t = 11.26 + (1.26E\text{-}05)OI_t - (4.74E\text{-}05)NOI_t - 58.482BV/MV_t + 0.024PE_t + u_t}$, πραγματοποιήθηκε με τη χρήση της μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων(OLS), κάνοντας χρήση του τεστ White για τη μείωση των Std Errors και t-Statistic, εξαρτημένη μεταβλητή τις τιμές των μετοχών (P) και τη συμμετοχή 65 εταιριών του δείγματος εξαιτίας της ύπαρξης αρκετών **Non Available** παρατηρήσεων. Προφανώς η συμμετοχή της NOI στο υπόδειγμα επηρέασε αρνητικά το υποδειγμα λόγω της περιορισμένης διαθεσιμότητας των αποτελεσμάτων και της κακής ποιότητας πληροφοριών που δίνει.. Ο σταθερός όρος C είναι στατιστικά σημαντικός για όλα τα επίπεδα σημαντικότητας, οι υπόλοιπες μεταβλητές PE, NOI και BV/MV δεν είναι στατιστικά σημαντικές, γεγονός που επιβεβαιώνουν και οι υψηλές τιμές των δεδομένων τους από τη στήλη της P. Ο adj.R-squared = |-0.049|, τιμή χαμηλή αλλά επεξεργαζόμαστε διαστρωματικά δεδομένα. Από την εξίσωση παλινδρόμησης προκύπτει πως μία μεταβολή κατά μία μονάδα του OI θα αυξήσει

κατά 1.26E-05 μονάδες την P(ceteris paribus), μία μεταβολή κατά μία μονάδα της BV/MV θα μειώσει την P κατά 58.48 μονάδες (ceteris paribus), ενώ η αύξηση κατά μία μονάδα της PE θα αυξήσει την P κατά 0,024 μονάδες (ceteris paribus). Αναμένονται θετικές οι τιμές των συντελεστών των OI, NOI και BV/MV και αρνητική η σχέση μεταξύ της μεταβλητής PE με την εξαρτημένη P. Η αρνητική τιμή των συντελεστών των NOI και BV/MV δεν επηρεάζει το υπόδειγμα καθώς οι μεταβλητές δεν είναι στατιστικά σημαντικές.

Συγκρίνοντας τα δυο υποδείγματα, το 2008 δεν έχει θετική επίδραση η προσθήκη της NOI καθώς ο **adj.R-squared** έχει μεγαλύτερη τιμή στο πρώτο υπόδειγμα 0.031<0.015 και τα κριτήρια **Akaike** και **Schwarz** παρουσιάζουν μεγαλύτερες τιμές στο δεύτερο (AIC: -0.028<-0.049 & SC: 8.25<8.36).

ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑ

Excluded Variables[b]

Model		Beta In	t	Sig.	Partial Correlation	Collinearity Statistics		
						Tolerance	VIF	Minimum Tolerance
1	NOI	-.091[a]	-.649	.519	-.083	.836	1.196	.813

a. Predictors in the Model: (Constant), PE, OI, BVMV

b. Dependent Variable: P

Η τιμή του συντελεστή διόγκωσης της διακύμανσης (VIF) ισούται με 1.196, τιμή μικρότερη του 10. Ο συντελεστής ανεκτικότητας (Tolerance) παίρνει τιμές στο διάστημα 0-1 και για μικρές τιμές κοντά στο 0 υπάρχει γραμμική σχέση εντονότατη μεταξύ των μεταβλητών. Εδώ ισούται με 0.836 ≈ 1, η μεταβλητή μας δεν σχετίζεται με τις υπόλοιπες.

Collinearity Diagnostics[a]

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions				
				(Constant)	OI	RATIOBVMV	PE	NOI
1	1	2.047	1.000	.08	.08	.01	.08	
	2	1.012	1.422	.00	.01	.83	.04	
	3	.703	1.706	.01	.18	.02	.75	
	4	.237	2.936	.91	.73	.14	.13	
2	1	2.302	1.000	.06	.06	.00	.05	.0
	2	1.033	1.493	.01	.01	.75	.00	.0
	3	.926	1.577	.00	.01	.08	.44	.2
	4	.514	2.115	.11	.14	.05	.41	.5
	5	.226	3.192	.82	.78	.12	.09	.0

Οι τιμές του δείκτη ιδιοτιμής (Eigenvalue) απέχουν αρκετά από το 0 και δείχνουν πως δεν υπάρχει γραμμική συσχέτιση. Ομοίως τιμές μεγαλύτερες από το 15 για το δείκτη συνθήκης (Condition Index, CI) υποδηλώνουν γραμμικότητα. Εδώ, οι τιμές του CI είναι πολύ μικρότερες του 30 (που δηλώνει σοβαρή πολυσυγγραμικότητα), αλλά και του διαστήματος 10-30 (που δηλώνει μέτρια προς ισχυρή πολυσυγγραμικότητα).

Διαχρονικά, παρατηρείται ομαλή συμπεριφορά των δεδομένων των μεταβλητών στις στατιστικά σημαντικές μεταβλητές, η οποία προφανώς διατηρεί σε ικανοποιητικό επίπεδο την τιμή της μετοχής.

ΜΕΡΟΣ **Β**

2011:

ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Sample: 1 106	EARN	INCF	EXCF	INAC	EXAC
Mean	-4.974611	24.57334	0.995246	2.485458	-4.974611
Median	0.212000	0.566820	0.092982	-1.120302	0.212000
Maximum	3.936000	249.7874	17.03441	135.3621	3.936000
Minimum	-150.9080	-233.3995	0.000000	-9.745721	-150.9080
Std. Dev.	23.18563	68.34675	3.111840	19.53077	23.18563
Skewness	-5.334052	0.795513	4.297737	5.540582	-5.334052
Kurtosis	31.34627	7.262413	20.58414	35.02659	31.34627
Jarque-Bera	2751.959	62.09860	1149.252	3445.483	2751.959
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	-358.1720	1769.280	71.65773	178.9530	-358.1720
Sum Sq. Dev.	38167.72	331660.7	687.5320	27083.01	38167.72
Observations	72	72	72	72	72

Για το 2011, οι διαθέσιμες παρατηρήσεις από το δείγμα των 106 εταιριών, για τα κέρδη, τα δεδουλευμένα στοιχεία τους και τις ταμειακές ροές παρατηρούνται τα εξής: Αισθητά μεγάλες αποκλίσεις μεταξύ της μέγιστης και της ελάχιστης τιμής σε όλες τις μεταβλητές και μεγάλες τυπικές αποκλίσεις. Για τον έλεγχο του Jarque-Bera τεστ, έστω η Ho : ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί κανονική κατανομή. Οι τιμές της Skewness (S) είναι πολύ μεγαλύτερες του 0, και της Kurtosis (K) πολύ μεγαλύτερες του 3, οι υψηλές τιμές του τεστ μας ωθούν να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, πράγμα που σημαίνει χαμηλές τιμές της P (probability) και οι μεταβλητές δεν ακολουθούν κανονική κατανομή.

ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Dependent Variable: EARN
Method: OLS, White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
Sample: 1 106, Included observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.67E-14	3.27E-15	5.126391	0.0000
INCF	-2.47E-17	7.10E-17	-0.347448	0.7293
EXCF	-3.83E-15	1.92E-15	-1.996988	0.0499
INAC	6.90E-15	2.45E-15	2.813947	0.0064
EXAC[a]	1.000000	1.99E-15	5.03E+14	0.0000

R-squared	1.000000	Mean dependent var	-4.974611
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	23.18563
S.E. of regression	2.02E-14	Sum squared resid	2.73E-26
F-statistic	2.34E+31	Durbin-Watson stat	1.578442
Prob(F-statistic)	0.000000		

Η εξίσωση παλινδρόμησης για τα κέρδη των εταιριών σε σχέση με τα accruals και τα cash flows είναι η $\mathbf{EARN_t = (1.67E\text{-}14) - (2.47E\text{-}17)INCF_t - (3.83E\text{-}15)EXCF_t + (6.90E\text{-}15)INAC_t + 1.00EXAC_t + u_t}$, πραγματοποιήθηκε με τη χρήση του στατιστικού πακέτου EViews, τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων(OLS), κάνοντας χρήση του τεστ White για τη μείωση των Std Errors και t-Statistic, εξαρτημένη μεταβλητή το κέρδος (EARN) και τη συμμετοχή 72 εταιριών του δείγματος εξαιτίας της ύπαρξης αρκετών Non Available παρατηρήσεων. Από τα στοιχεία του πίνακα οι μεταβλητές ο σταθερός όρος C και οι μεταβλητές EXCF(για α= 0,1 και α=0,05), INAC και EXAC είναι στατιστικά σημαντικές, σύμφωνα με τα δεδομένα των στηλών t-Statistic και Prob, σε αντίθεση με τη μεταβλητή INCF που δεν είναι στατιστικά σημαντική. Εντύπωση προκαλούν οι τιμές των R^2 και R^2 adj. που ισούνται με τη μονάδα, αντιπροσωπεύοντας όχι απαραίτητα ένα ικανοποιητικό υπόδειγμα, αλλά ίσως την ακαταλληλότητα της εξίσωσης παλινδρόμησης. Μελετώντας την διατηρησιμότητα των αποσυντεθειμένων κερδών, αναμένονταν τιμές για τους συντελεστές των accruals μεγαλύτερες από αυτές των cash flows (Sloan 1996), δείχνοντας πως το κομμάτι των δεδουλευμένων είναι λιγότερο διατηρήσιμο από των ταμειακών ροών.

[a] Η τιμή της μεταβλητής EXAC παρουσιάζει μεγάλη συσχέτιση με την EARN εξαιτίας της έλλειψης στοιχείων των Headline Earnings για τις εξεταζόμενες εταιρίες. Η παρατήρηση ακολουθεί και τα ακόλουθα υποδείγματα.

Από τη στιγμή που το υπόδειγμά μας συμφωνεί με αυτή την παρατήρηση, είναι συμβατό με την πραγματικότητα και συνεπές με την αναφερθείσα βιβλιογραφία.

ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑ

Με τη χρήση του στατιστικού πακέτου SPSS διεξάγουμε τον έλεγχο πολυσυγγραμικότητας και παίρνουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα.

Collinearity Diagnostics[a]

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions				
				(Constant)	INCF	EXCF	INAC	EXAC
1	1	2.669	1.000	.01	.01	.04	.00	.00
	2	1.301	1.432	.15	.31	.00	.00	.00
	3	.650	2.026	.44	.53	.01	.00	.00
	4	.372	2.679	.01	.11	.81	.00	.01
	5	.008	18.116	.39	.04	.13	.99	.99

a. Dependent Variable: EARN

Οι τέσσερις πρώτες τιμές του δείκτη ιδιοτιμής (Eigenvalue) απέχουν αρκετά από το 0 και δείχνουν πως δεν υπάρχει γραμμική συσχέτιση, σε αντίθεση με την τιμή 0.008 στην πέμπτη σειρά που δείχνει σχεδόν τέλεια γραμμική συσχέτιση. Ομοίως τιμές μεγαλύτερες από το 15 για το δείκτη συνθήκης (Condition Index, CI) υποδηλώνουν γραμμικότητα. Εδώ, οι τέσσερις πρώτες τιμές του CI υποδηλώνουν πως δεν υφίσταται πολυσυγγραμικότητα, σε αντίθεση με την 18.116 που παίρνει τιμή μεταξύ του διαστήματος 10-30 δηλώνοντας μέτρια προς ισχυρή πολυσυγγραμικότητα.

2010:

ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Sample: 1 106	EARN	INCF	EXCF	INAC	EXAC
Mean	-0.603470	61.68309	1.202088	-2.308809	-0.603470
Median	0.485000	0.557350	0.135581	-1.603048	0.485000
Maximum	8.386000	2773.073	19.93750	31.97495	8.386000
Minimum	-50.75800	-29.97719	0.000000	-17.96678	-50.75800
Std. Dev.	7.154860	311.9215	2.887775	5.046716	7.154860
Skewness	-5.625634	8.108182	4.434836	3.162467	-5.625634
Kurtosis	36.58484	70.55732	25.67589	28.09257	36.58484
Jarque-Bera	4338.591	16693.24	2050.332	2315.845	4338.591
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	-50.08800	5119.696	99.77330	-191.6312	-50.08800
Sum Sq. Dev.	4197.746	7978193.	683.8180	2088.486	4197.746
Observations	83	83	83	83	83

Για το 2010, οι διαθέσιμες παρατηρήσεις από το δείγμα των 106 εταιριών, για τα κέρδη, τα δεδουλευμένα στοιχεία τους και τις ταμειακές ροές παρατηρούνται τα εξής: Αισθητά μεγάλες αποκλίσεις μεταξύ της μέγιστης και της ελάχιστης τιμής σε όλες τις μεταβλητές και μεγάλες τυπικές αποκλίσεις. Για τον έλεγχο του Jarque-Bera τεστ, έστω η Ho : ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί κανονική κατανομή. Οι τιμές της Skewness (S) είναι πολύ μεγαλύτερες του 0, και της Kurtosis (K) πολύ μεγαλύτερες του 3, οι υψηλές τιμές του τεστ μας ωθούν να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, πράγμα που σημαίνει χαμηλές τιμές της P (probability) και οι μεταβλητές δεν ακολουθούν κανονική κατανομή.

ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Dependent Variable: EARN
Method: OLS, White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
Sample: 1 106, Included observations: 83

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.12E-15	1.34E-15	2.326359	0.0226
INCF	-7.86E-20	2.05E-18	-0.038424	0.9694
EXCF	-2.72E-15	1.20E-15	-2.261699	0.0265
INAC	-1.61E-16	6.11E-16	-0.263781	0.7926
EXAC	1.000000	4.77E-16	2.10E+15	0.0000

R-squared	1.000000	Mean dependent var	-0.603470
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	7.154860
S.E. of regression	7.13E-15	Sum squared resid	3.96E-27
F-statistic	2.07E+31	Durbin-Watson stat	1.194965
Prob(F-statistic)	0.000000		

Η εξίσωση παλινδρόμησης για τα κέρδη των εταιριών σε σχέση με τα accruals και τα cash flows είναι η $\mathbf{EARN_t = (3.12E\text{-}15) - (7.86E\text{-}20)INCF_t - (2.72E\text{-}15)EXCF_t - (1.61E\text{-}16)INAC_t + 1.00EXAC_t + u_t}$, πραγματοποιήθηκε με τη χρήση του στατιστικού πακέτου EViews, τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων(OLS), κάνοντας χρήση του τεστ White για τη μείωση των Std. Errors και t-Statistic, εξαρτημένη μεταβλητή το κέρδος (EARN) και τη συμμετοχή 83 εταιριών του δείγματος εξαιτίας της ύπαρξης αρκετών **Non Available** παρατηρήσεων. Από τα στοιχεία του πίνακα προκύπτει πως ο σταθερός όρος C είναι στατιστικά σημαντικός για α=0,1 και α=0,05, ομοίως και η EXCF, ενώ η EXAC για όλα τα επίπεδα σημαντικότητας. Οι μεταβλητές INCF και INAC δεν είναι στατιστικά σημαντικές σύμφωνα με τα δεδομένα των στηλών t-Statistic και Prob. Εντύπωση προκαλούν οι τιμές των R^2 και R^2 adj. που ισούνται με τη μονάδα, αντιπροσωπεύοντας όχι απαραίτητα ένα ικανοποιητικό υπόδειγμα, αλλά ίσως την ακαταλληλότητα της εξίσωσης παλινδρόμησης. Οι συντελεστές των accruals είναι μεγαλύτεροι από των cash flows κάνοντας συνεπές το υπόδειγμά μας με την αναφερθείσα βιβλιογραφία.

ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑ

Collinearity Diagnostics[a]

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions				
				(Constant)	INCF	EXCF	INAC	EXAC
1	1	1.744	1.000	.08	.03	.15	.00	.09
	2	1.645	1.030	.08	.06	.00	.17	.07
	3	.875	1.412	.07	.88	.02	.02	.01
	4	.424	2.028	.72	.00	.48	.25	.02
	5	.313	2.361	.05	.03	.35	.55	.82

a. Dependent Variable: EARN

Οι τιμές του δείκτη ιδιοτιμής (Eigenvalue) απέχουν αρκετά από το 0 και δείχνουν πως δεν υπάρχει γραμμική συσχέτιση. Ομοίως τιμές μεγαλύτερες από το 15 για το δείκτη συνθήκης (Condition Index, CI) υποδηλώνουν γραμμικότητα. Εδώ, οι τιμές του CI είναι πολύ μικρότερες του 30, (που δηλώνει σοβαρή πολυσυγγραμικότητα), αλλά και του διαστήματος 10-30 (που δηλώνει μέτρια προς ισχυρή πολυσυγγραμικότητα) που σημαίνει πως δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας.

2009:

ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Sample: 1 106	EARN	INCF	EXCF	INAC	EXAC
Mean	-3.591939	36.06487	1.266488	0.049030	-3.591939
Median	0.512500	0.072656	0.033781	-1.556262	0.512500
Maximum	11.77900	1879.842	33.08251	187.9459	11.77900
Minimum	-206.1820	-484.7673	0.000000	-29.88615	-206.1820
Std. Dev.	25.44850	235.6999	4.106619	22.21790	25.44850
Skewness	-6.887999	5.950131	6.145992	7.538838	-6.887999
Kurtosis	52.53426	47.49292	45.91718	64.13982	52.53426
Jarque-Bera	9031.687	7247.557	6809.339	13548.50	9031.687
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	-294.5390	2957.319	103.8520	4.020500	-294.5390
Sum Sq. Dev.	52457.72	4499911.	1366.010	39984.44	52457.72
Observations	82	82	82	82	82

Για το 2009, οι διαθέσιμες παρατηρήσεις από το δείγμα των 106 εταιριών, για τα κέρδη, τα δεδουλευμένα στοιχεία τους και τις ταμειακές ροές παρατηρούνται τα εξής: Αισθητά μεγάλες αποκλίσεις μεταξύ της μέγιστης και της ελάχιστης τιμής σε όλες τις μεταβλητές και μεγάλες τυπικές αποκλίσεις. Για τον έλεγχο του Jarque-Bera τεστ, έστω η Ho : ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί κανονική κατανομή. Οι τιμές της Skewness (S) είναι πολύ μεγαλύτερες του 0, και της Kurtosis (K) πολύ μεγαλύτερες του 3, οι υψηλές τιμές του τεστ μας ωθούν να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, πράγμα που σημαίνει χαμηλές τιμές της P (probability) και οι μεταβλητές δεν ακολουθούν κανονική κατανομή.

ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Dependent Variable: EARN
Method: OLS, White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
Sample: 1 106, Included observations: 82

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.20E-16	1.16E-15	-0.709118	0.4806
INCF	1.15E-17	7.73E-18	1.481033	0.1431
EXCF	6.26E-16	5.82E-16	1.074441	0.2863
INAC	6.10E-16	3.80E-16	1.605686	0.1128
EXAC	1.000000	8.40E-16	1.19E+15	0.0000

R-squared	1.000000	Mean dependent var	1.930453
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	13.79448
S.E. of regression	8.87E-15	Sum squared resid	5.50E-27
F-statistic	4.48E+31	Durbin-Watson stat	1.963625
Prob(F-statistic)	0.000000		

Η εξίσωση παλινδρόμησης για τα κέρδη των εταιριών σε σχέση με τα accruals και τα cash flows είναι η $\mathbf{EARN_t = -(8.20E\text{-}16) + (1.15E\text{-}17)INCF_t + (6.26E\text{-}16)EXCF_t + (6.10E\text{-}16)INAC_t + 1.00EXAC_t + u_t}$, πραγματοποιήθηκε με τη χρήση του στατιστικού πακέτου EViews, τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων(OLS), κάνοντας χρήση του τεστ White για τη μείωση των Std. Errors και t-Statistic, με εξαρτημένη μεταβλητή το κέρδος (EARN) και τη συμμετοχή 82 εταιριών του δείγματος εξαιτίας της ύπαρξης αρκετών **Non Available** παρατηρήσεων. Από τα στοιχεία του πίνακα μόνο η μεταβλητή EXAC είναι στατιστικά σημαντική. Καμία από τις υπόλοιπες δεν είναι στατιστικά σημαντική, καθώς οι τιμές των t-Statistic και Prob. το επιβεβαιώνουν και δείχνουν έντονα το πρόβλημα. Εντύπωση προκαλούν οι τιμές των R^2 και R^2 adj. που ισούνται με τη μονάδα, αντιπροσωπεύοντας όχι απαραίτητα ένα ικανοποιητικό υπόδειγμα, αλλά ίσως την ακαταλληλότητα της εξίσωσης παλινδρόμησης. Οι συντελεστές των accruals είναι μεγαλύτεροι από των cash flows κάνοντας συνεπές το υπόδειγμά μας με την αναφερθείσα βιβλιογραφία.

ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑ

Collinearity Diagnostics[a]

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions				
				(Constant)	INCF	EXCF	INAC	EXAC
1	1	2.145	1.000	.01	.01	.03	.01	.01
	2	1.231	1.320	.35	.15	.06	.00	.00
	3	.980	1.479	.01	.59	.10	.01	.00
	4	.618	1.863	.52	.19	.34	.00	.00
	5	.026	9.068	.11	.07	.47	.98	.99

a. Dependent Variable: EARN

Οι τιμές του δείκτη ιδιοτιμής (Eigenvalue) απέχουν αρκετά από το 0 δείχνοντας πως δεν υπάρχει γραμμική συσχέτιση, με εξαίρεση την τελευταία τιμή 0,026. Ομοίως τιμές μεγαλύτερες από το 15 για το δείκτη συνθήκης (Condition Index, CI) υποδηλώνουν γραμμικότητα. Εδώ, οι τιμές του CI είναι πολύ μικρότερες του 30, (που δηλώνει σοβαρή πολυσυγγραμικότητα), με την τελευταία τιμή να πλησιάζει το φράγμα των 10-30 (που δηλώνει μέτρια προς ισχυρή πολυσυγγραμικότητα) αλλά δε το ξεπερνά οπότε δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας.

2008:

ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Sample: 1 106	EARN	INCF	EXCF	INAC	EXAC
Mean	1.930453	65.04257	3.291764	-6.549607	1.930453
Median	1.436000	0.045057	0.051256	-2.278422	1.436000
Maximum	79.21100	2527.606	90.43065	42.45791	79.21100
Minimum	-80.28600	-134.4444	0.000000	-204.3323	-80.28600
Std. Dev.	13.79448	306.4720	14.59230	25.16303	13.79448
Skewness	-0.394296	7.130738	5.728537	-6.628568	-0.394296
Kurtosis	30.93545	57.24023	34.35841	52.70451	30.93545
Jarque-Bera	2440.659	9829.350	3483.171	8269.656	2440.659
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	144.7840	4878.193	246.8823	-491.2205	144.7840
Sum Sq. Dev.	14081.29	6950457.	15757.21	46855.19	14081.29
Observations	75	75	75	75	75

Για το 2008, οι διαθέσιμες παρατηρήσεις από το δείγμα των 106 εταιριών, για τα κέρδη, τα δεδουλευμένα στοιχεία τους και τις ταμειακές ροές παρατηρούνται τα εξής: Αισθητά μεγάλες αποκλίσεις μεταξύ της μέγιστης και της ελάχιστης τιμής σε όλες τις μεταβλητές και μεγάλες τυπικές αποκλίσεις. Για τον έλεγχο του Jarque-Bera τεστ, έστω η Ho : ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί κανονική κατανομή. Οι τιμές της Skewness (S) είναι πολύ μεγαλύτερες του 0, και της Kurtosis (K) πολύ μεγαλύτερες του 3, οι υψηλές τιμές του τεστ μας ωθούν να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, πράγμα που σημαίνει χαμηλές τιμές της P (probability) και οι μεταβλητές δεν ακολουθούν κανονική κατανομή.

ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Dependent Variable: EARN
Method: OLS, White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
Sample: 1 106, Included observations: 75

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.20E-16	1.16E-15	-0.709118	0.4806
INCF	1.15E-17	7.73E-18	1.481033	0.1431
EXCF	6.26E-16	5.82E-16	1.074441	0.2863
INAC	6.10E-16	3.80E-16	1.605686	0.1128
EXAC	1.000000	8.40E-16	1.19E+15	0.0000

R-squared	1.000000	Mean dependent var	1.930453
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	13.79448
S.E. of regression	8.87E-15	Sum squared resid	5.50E-27
F-statistic	4.48E+31	Durbin-Watson stat	1.963625
Prob(F-statistic)	0.000000		

Η εξίσωση παλινδρόμησης για τα κέρδη των εταιριών σε σχέση με τα accruals και τα cash flows είναι η $\mathbf{EARN_t = -(8.20E\text{-}16) + (1.15E\text{-}17)INCF_t + (6.26E\text{-}16)EXCF_t + (6.10E\text{-}16)INAC_t + 1.00EXAC_t + u_t}$, πραγματοποιήθηκε με τη χρήση του στατιστικού πακέτου EViews, τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων(OLS), εξαρτημένη μεταβλητή το κέρδος (EARN) και τη συμμετοχή 75 εταιριών του δείγματος εξαιτίας της ύπαρξης αρκετών **Non Available** παρατηρήσεων. Από τα στοιχεία του πίνακα καμία μεταβλητή δεν είναι στατιστικά σημαντική, με εξαίρεση την EXAC όπως προκύπτει και στα προηγούμενα υποδείγματα, σύμφωνα με τις τιμές των t-statistic και Prob. Εντύπωση προκαλούν οι τιμές των R^2 και R^2 adj. που ισούνται με τη μονάδα, αντιπροσωπεύοντας όχι απαραίτητα ένα ικανοποιητικό υπόδειγμα, αλλά ίσως την ακαταλληλότητα της εξίσωσης παλινδρόμησης. Οι συντελεστές των accruals είναι μεγαλύτεροι από των cash flows κάνοντας συνεπές το υπόδειγμά μας με την αναφερθείσα βιβλιογραφία.

ΠΟΛΥΣΥΓΓΡΑΜΙΚΟΤΗΤΑ

Collinearity Diagnostics[a]

Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions				
				(Constant)	INCF	EXCF	INAC	EXAC
1	1	2.045	1.000	.02	.02	.02	.04	.03
	2	1.318	1.246	.27	.08	.16	.00	.01
	3	.910	1.499	.03	.62	.08	.01	.01
	4	.639	1.788	.67	.05	.27	.04	.00
	5	.088	4.824	.01	.23	.47	.91	.95

a. Dependent Variable: EARN

Οι τιμές του δείκτη ιδιοτιμής (Eigenvalue) απέχουν αρκετά από το 0 δείχνοντας πως δεν υπάρχει γραμμική συσχέτιση, με εξαίρεση την τελευταία τιμή 0,088. Ομοίως τιμές μεγαλύτερες από το 15 για το δείκτη συνθήκης (Condition Index, CI) υποδηλώνουν γραμμικότητα. Εδώ, οι τιμές του CI είναι πολύ μικρότερες του 30, (που δηλώνει σοβαρή πολυσυγγραμικότητα), αλλά και του διαστήματος 10-30 (που δηλώνει μέτρια προς ισχυρή πολυσυγγραμικότητα), που σημαίνει πως δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας.

5. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ – ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ

Στην παρούσα εργασία εξετάστηκε η χρήση των αποσυντεθειμένων κερδών στον κλάδο της ναυτιλίας και η επίδραση που είχε στη διατηρησιμότητα των κερδών και στις τιμές των μετοχών.

Τα αποτελέσματα του εμπειρικού ελέγχου διχάζουν εξαιτίας της πρόθεσης των εταιριών να διεξάγουν συγκεκριμένα στοιχεία τους. Στο πρώτο μέρος η διαθεσιμότητα των αποτελεσμάτων κυμαίνεται από το 72% (για το 2011) εώς και 61% (για το 2008), παρατηρείται μία πρόθεση των εταιριών να δημοσιεύουν όλο και λιγότερα στοιχεία με την πάροδο του χρόνου. Αντίθετα, στο δεύτερο μέρος της έρευνας, παρατηρείται διαθεσιμότητα αποτελεσμάτων σε ποσοστά 72% (για το 2011), 78% (για το 2010), 76% (για το 2009) και 71% (για το 2008).

Εντύπωση προκαλεί πως η επίδραση του λειτουργικού εισοδήματος, του μη-λειτουργικού εισοδήματος, και των επενδυτικών δεικτών BV/MV και PE στην χρηματιστηριακή τιμή του υποδείγματος κινείται σε παρεμφερή επίπεδα σε όλα τα εξεταζόμενα χρόνια, στοιχεία που αντλούνται από τις εξισώσεις παλινδρόμησης για τα έτη 2008-2011. Εύκολα μπορούμε να διαπιστώσουμε και από την διαθεσιμότητα των αποτελεσμάτων για τα έτη αυτά, την διορατικότητα των εταιριών στην αξία της ανάλυσης των αποσυντεθειμένων κερδών και τη χρήση τους από μεγαλύτερο αριθμό εταιριών για το 2011. Η επίδραση των accruals και των cash flows αντίθετα, στα κέρδη, παρουσιάζει μία ραγδαία αύξηση για το 2008 έως και το 2010 με πτωτική τάση για το 2011, γεγονός που προκαλεί υποψίες για τα στοιχεία των μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν στο υπόδειγμα. Κατά κύριο λόγο αφορούν δεδομένα που υπόκεινται σε τακτικό φορολογικό και ελεγκτικό έλεγχο (λαμβάνοντας υπόψιν το ιδιαίτερο καθεστώς που ισχύει στις ναυτιλιακές), και σε συνδυασμό με το ρευστό πολιτικό και οικονομικό σκηνικό που προκαλεί ανασφάλεια στις εταιρίες, ωθούνται να μη δημοσιεύσουν στοιχεία από την στιγμή που δεν υποχρεούνται.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων, στο μέρος Α παρατηρείται μία ομοιογένεια στη σχέση της τιμής των μετοχών με της επεξηγηματικές μεταβλητές της. Θα μπορούσε να υπάρξει και η δυνατότητα της πρόβλεψης στηριζόμενοι στα αποτελέσματα της έρευνας . Τα αποτελέσματα του μέρους Β, είναι συνεπή με την βιβλιογραφία και την ανάπτυξη του υποδείγματος ελέγχου, καθώς οι συντελεστές των accruals είναι μεγαλύτεροι από των cash flows. Όμως, οι μικρές τιμές των

συντελεστών καθώς και το γεγονός πως στην πλειοψηφία τους οι μεταβλητές είναι στατιστικά ασήμαντες, φανερώνουν μία ακαταλληλότητα του υποδείγματος παλινδρόμησης, σφάλμα το οποίο ανάγεται στο ήδη περιορισμένο δείγμα μελέτης, το οποίο κατά τη διάρκεια των ετών συρρικνωνόταν ανάλογα με τη διαθεσιμότητα των στοιχείων. Ο εμπειρικός έλεγχος του μέρους Β, θα μπορούσε να παρομοιαστεί με ένα κόκκινο μήλο που φαινομενικά είναι καλό, αλλά στο εσωτερικό του είναι σάπιο (Halkos 2007). Σίγουρα το διάστημα της μελέτης επηρεάζει την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων εξαιτίας της υφισταμένης κρίσιμης κατάστασης, αλλά σε γενικές γραμμές αποδεικνύεται η χρησιμότητα των αποσυντεθειμένων κερδών και ιδιαίτερα η διαχρονική χρήση τους.

Στον κλάδο της ναυτιλίας γενικότερα, η βιβλιογραφία δεν έχει εξετάσει εντούτοις, αν ορισμένα συστατικά των κερδών μεταβιβάζουν πληροφορίες πέρα των συνολικών κερδών, οι οποίες αποδεικνύονται εξαιρετικά πολύτιμες στην αξιολόγηση των μελλοντικών κερδών και των τιμών των μετοχών. Γίνονται προσπάθειες γεφύρωσης του χάσματος, αλλά απαιτείται να γίνει σε βάθος ανάλυση σε βιομηχανικό επίπεδο. Ιδιαίτερο ενδιαφέρον θα παρουσίαζε η έρευνα για ένα ευρύτερο σύνολο εταιριών του εξεταζόμενου ερευνητικού αντικειμένου για το διάστημα της οικονομικής κρίσης, αλλά και της διαχρονικής χρήσης του μέχρι και την επιρροή των σημερινών δρώμενων.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Abarbanell J. & Bernard V., (2000), Is the US stock market myopic?, Journal of Accounting Research, 38, 221–243.

Abarbanell J. & Bushee B., (1997), Fundamental analysis, future earnings, and stock prices, Journal of Accounting Research, 35, 1–24.

Ahsan H. (2006), Disaggregated earnings and prediction of future profitability: evidence from industrial groups in Japan, Review of Accounting and Finance, Vol. 5 Iss: 4 pp. 355 - 369

Alam P. & Brown C. A., (2006), Disaggregated earnings and the prediction of ROE and stock prices: a case of the banking industry, Review of Accounting and Finance, 5, 443–463.

Amir E. (1996), The effect of accounting aggregation on the value-relevance of financial disclosures: The case of SFAS no. 107, The Accounting Review 71: 573-590.

Amir E., E. Einhorn, I.Kama (2008), The Role of Disaggregated Accounting Data in Detecting and Suppressing Earnings Management, Recanati Business School, Working Paper.

Apergis N. and J.Sorros, (2010), Disaggregated Earnings and Stock Prices: Evidence from International Listed Shipping Firms, International Atlantic Economic Society, Vol.16, 269-281. © International Advances in Economic Research / Springer Science & Business Media B.V.

Atwood T.J., and H. Xie (2010), 'The market mispricing of special items and accruals: One anomaly or two?', Review of Accounting and Finance, Vol. 9, No. 2, pp. 156 – 179.

Barth M.E. (1991), Relative measurement errors among pension asset and liability measures, The Accounting Review 66: 433-463.

Barth M.E., W.H. Beaver & M.A. Wolfson. (1990), Components of earnings and the structure of bank share prices, Financial Analysts Journal 46: 53-60.

Barth M.E., G. Clinch, and T. Shibano, (2003), Market effects of recognition and disclosure, Journal of Accounting Research 41: 581-609.

Barth M.E., Landsman W. and Wahlen J., (1995), 'Fair value accounting: effects on banks' earnings volatility, regulatory capital, and value of contractual cash flows', Journal of Banking and Finance, Vol. 19 Nos. 3 and 4, pp. 577-605.

Bowen R., (1981), 'The valuation of earnings components in the electric utility industry', The Accounting Review, Vol. 56, January, pp. 1-22.

Burgstahler D., J. Jiambalvo, and T. Shevlin (2002), 'Do stock prices fully reflect the implications of special items for future earnings?', Journal of Accounting Research, Vol. 40, No. 3, pp 585 - 612.

Cahan S., Emanuel D., Venter E., (2012), Mandatory Earnings Disaggregation and the Persistence of Earnings Components, AFAANZ Conference –Accounting & Finance Association of Australia and New Zealand.

Campbell J. Y. & Shiller R. J., (1998), Valuation ratios and the long-run stock market outlook, Journal of Portfolio Management, 24, 11–26.

Carter R. B., & Manaster, S. (1990), Initial public offerings and underwriter reputation,

Journal of Finance, 45, 1045–67.

CFA Institute. (2006), Breaking the Short-Term Cycle.

Chan L. K. C., Hamao Y. A. & Lakonishok J., (1991), Fundamentals and stock returns in Japan, Journal of Finance, 46, 1739–1789.

Chen C. X., R. Doogar, L. Y. Li, and T. Sougiannis, (2008), Disaggregation and the quality of management earnings forecasts, Working paper.

Chen Q., Francis J. & Jiang W., (2005a), Investor learning about analyst predictive ability, Journal of Accounting and Economics, 39, 3–24.

Chen Q., Francis J. & Jiang W., (2005b), The role of forecast patterns in conveying Analysts' predictive ability, Working paper, Duke University and Columbia University.

Chen S., M. L. DeFond, and C. W. Park (2002), Voluntary disclosure of balance sheet information in quarterly earnings announcements, Journal of Accounting and Economics 33 (2): 229-251.

Chen S. D. Matsumoto, and S. Rajgopal, (2010), Is silence golden? An empirical analysis of firms that stop giving quarterly earnings guidance, Journal of Accounting and Economics, Forthcoming.

Clement M. B. & Tse S. Y., (2005), Financial analyst characteristics and herding behavior in forecasting, Journal of Finance, 60, 307–341.

Cooper M., Jackson W. III & Patterson G., (2003), Evidence of predictability in the cross-section of bank stock returns, Journal of Banking & Finance, 27, 817–850.

Cooper R. A, Day T. E. & Lewis C. M., (2001), Following the leader: A study of individual analysts earnings forecasts, Journal of Financial Economics, 61, 388–416.

Chu E. L., (1997), Impact of earnings, dividends and cash flows on stock returns: case of Taiwan's stock market, Review of Quantitative Finance and Accounting, 9, 181–202.

Das S., C. Levine and K. Sivaramakrishnan, (1998), 'Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts', The Accounting Review, Vol. 73, No. 2.

Dechow P.M., and W. Ge (2006), 'The persistence of earnings and cash flows and the role of special items: Implications for the accrual anomaly', Review of Accounting Studies, Vol. 11, pp. 253 – 296.

Dechow P., Hutton A. & Sloan R., (1999), An empirical assessment of the residual income valuation model. Journal of Accounting and Economics, 26, 1–34.

Deloitte. 2009. CFO insights: "The earnings guidance debate." http://www.deloitte.com.

D'Souza J., K. Ramesh, and M. Shen., (2008), Disclosure of GAAP line items in earnings announcements, Review of Accounting Studies, Forthcoming.

Doyle, J.T., R.J. Lundholm, and M.T. Soliman (2003), 'The predictive value of expenses excluded from pro-forma earnings' Review of Accounting Studies Vol. 8, pp. 145 – 174.

Dye R.A., (1988), Earnings management in an overlapping generations model, Journal of Accounting Research 26: 195-235.

Elliott W. B., J. L. Hobson, and K. E. Jackson (2011), Disaggregating management forecasts to reduce investors' susceptibility to earnings fixation, The Accounting Review 86 (1):185-208.

Ertimur Y., W. Mayew, S. R. Stubben (2011), Analyst Reputation and the Issuance of Disaggregated Earnings Forecasts to I/B/E/S, Review of Accounting Studies, 16(1):29-58

Ewert R. and A. Wagenhofer (2005), Economic effects of tightening accounting standards to restrict earnings management, The Accounting Review 80: 1101-1124.

Fairfield P.M., Ramnath S. and Yohn T. L., (2003), 'Practical applications of DuPont analysis: do industry adjustments improve profitability forecasts?', working paper, Georgetown University.

Fairfield P. M, R. J. Sweeney, and T. L. Yohn, (1996), Accounting classification and the predictive content of earnings. The Accounting Review 71 (3): 337-355.

Fairfield P. M., Kitching K. A. & And Tang V. W., (2009), Are special items informative about future profit margins? Review of Accounting Studies, 14, 204–236.

Feldman A. & J. Caplin, (2002), 'Is Jack Grubman the Worst Analyst Ever?', Money Magazine.

Fischer P.E. and P.C. Stocken (2004), Effect of investor speculation on earnings management, Journal of Accounting Research 42: 843-870.

Fischer, P.E. and R.E. Verrecchia, (2000), Reporting bias, The Accounting Review 75: 229-245.

Francis J., Olsson P. and Oswald D., (2000), 'Comparing the accuracy and explainability of dividends, free cash flows, and abnormal earnings equity value estimates', Journal of Accounting Research, Vol. 38 No. 1, pp. 45-70.

Francis J. and D. Philbrick, (1993),'Analysts' Decisions as Products of Multi-Task Environment', *Journal of* Accounting Research, Vol. 31, No. 2.

Frankel R. (2009), 'Discussion of "Are special items informative about future profit margins"', Review of Accounting Studies*,* Vol. 14, pp. 237 – 245.

Golob J. E. & Bishop D. G., (1997), 'What long-run returns can investors expect from the stock market?' Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, 5–20.

Han J. C. Y. and J. J. Wild, (1991), Stock price behavior associated with managers' earnings and revenue forecasts, Journal of Accounting Research 29 (1): 79-95.

Henry, D.,(2001), 'The Last Word at First Call', Business Week, 14 May 2001.

Hunt G.H.III, Sinha P. & Yin Y., (2012), Additional Evidence on Analysts' Decision to Issue Disaggregated Earnings Forecasts: Strategic Biasing, A Journal of Accounting, Finance and Business Studies,ABACUS Vol 48, No. 2

Hirst D.E., L. Koonce, and S. Venkataraman. (2007a), How disaggregation encances the credibility and framework, Working paper, University of Texas at Austin.

Hirst D.E., L. Koonce, and S. Venkataraman. (2007b), Management earnings forecasts: A review and framework, Working paper, University of Texas at Austin.

Hong H., Kubik, J. D., & Solomon, A. (2000), Security analysts' career concerns and herding of earnings forecasts, RAND Journal of Economics, 31*,* 121–144.

Hong, H., & Kubik, J. D. (2003). Analyzing the analysts: Career concerns and biased earnings forecasts. *Journal of Finance, 58,* 313–351.

Houston J.F., B. Lev, and J.W. Tucker, (2010), "To guide or not to guide? Causes and consequences of stopping quarterly earnings guidance." Contemporary Accounting Research 27 (1): 143-185.

Hribar P & D. W. Collins, (2002), Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research, Journal of Accounting Research, Vol. 40, No.1

Hsieh P., T. Koller, and D. R. Rajan (2006), The misguided practice of earnings guidance, McKinsey Quarterly*,* March.

Hutton A. P., G. S. Miller, and D. J. Skinner, (2003), The role of supplementary statement with management earnings forecasts, Journal of Accounting Research 41 (5): 867-890.

Jackson, A. (2005). Trade generation, reputation and Sell-Side analysts. Journal of Finance, Vol. 60*,* 673–717.

Ke. B & Yu Y., (2006), The effect of issuing biased earnings forecasts on analysts to management and survival, Journal of Accounting Research, 44, 965–1000.

Kirschenheiter M. and N.D. Melumad (2002), A rational expectations theory of kinks in financial reporting, Journal of Accounting Research 40: 761-796.

Kormendi R. & Lipe R., (1987), Earnings innovations, earnings persistence, and stock returns, Journal of Business, 4, 567–583.

Lansford B., Lev B., and J.W.Tucker, (2008), Why Do Firms Issue Disaggregated Earnings Guidance? The Archival Evidence, Working paper.

Lansford B., Lev B., and J.W.Tucker, (2011), Causes and Consequences of Disaggregating Earnings Guidance, Working paper.

Lawrence R.Z., (1993), 'Japan's different trade regime: an analysis with particular reference to Keiretsu', Journal of Economic Perspectives, Vol. 7 No. 3, pp. 3-19.

Lee C., (1999), Accounting-based valuation: impact on business practices and research, Accounting Horizons,Vol. 13, 413–425.

Lennox C. S. and C. W. Park, (2006), The informativeness of earnings and management's issuance of earnings forecasts, Journal of Accounting and Economics 42: 439-458.

Leone, A. & Wu, J. (2007). What does it take to become a super-star? Evidence from institutional investor rankings of financial analysts. Working paper.

Lev B. & Thiagarajan S., (1993), Fundamental information analysis, Journal of Accounting Research, 31, 190–215.

Li F. (2008), Annual report readability, current earnings, and earnings persistence, Journal of Accounting and Economics 45: 221-247.

Lin, H., and M. F. McNichols, (1998),'Underwriting Relationships, Analysts' Earnings

Forecasts and Investment Recommendations', Journal of Accounting and Economics, Vol. 25, No. 1.

Lipe R. C., (1986), The information contained in the components of earnings, Journal of Accounting Research 24: 37-64.

Marks J. M., (2008), Revenue Forecasts as a Mechanism for Analysts Reputation Development, Working paper, Seton Hall University.

McVay S.E. (2006), 'Earnings management using classification shifting: An examination of core earnings and special items', The Accounting Review, Vol. 81, No.3, pp. 501 – 531.

Michaely, R., and K. Womack,(1999), 'Conflict of Interest and the Credibility of Underwriter Analyst Recom- mendations', Review of Financial Studies, Vol. 12, No. 4.

Mikhail M., Walther B., & Willis R., (1997), Do security analysts improve their performance with experience? Journal of Accounting Research, 35, 131–157.

Miller M. & Rock K., (1985), 'Dividend policy under asymmetric information', Journal of Finance, 1031–1051.

Monahan S. J. (2006), Discussion of why do managers voluntarily issue cash flow forecasts?, Journal of Accounting Research 44 (2): 431-436.

Nakatani I., (1984), 'The economic role of financial corporate grouping', in Aoki, M. (Ed.), The Economic Analysis of Japanese Firms, North Holland, pp. 227-58.

Nissim D. and S.H. Penman, (2001), Ratio analysis and equity valuation: from research to practice, Review of Accounting Studies 6: 109-154.

Ohlson J., (1995), 'Earnings, book values, and dividends in security valuation', Contemporary Accounting Research, Vol. 11, Fall, pp. 661-87.

Ohlson J. and S. H. Penman, (1992), Disaggregated accounting data as explanatory variables for returns, Journal of Accounting, Auditing, and Finance 7: 553-573.

Ou J., (1990), 'The information content of nonearnings accounting numbers as earnings predictors', Journal of Accounting Research, Vol. 28, Spring, pp. 144-63.

Ou J. & Penman S., (1989), Accounting measurement, price-earnings ratio, and the information content of security prices, Journal of Accounting Research, 27, 111–144.

Penman S., (2001), Financial Statement Analysis and Security Valuation, McGraw-Hill, Boston, MA.

Penman S., (1992), 'Return to fundamentals', Journal of Accounting Auditing and Finance, Vol. 7 No. 4, pp. 465-83.

Penman S., (1997), 'A synthesis of equity valuation techniques and the terminal value calculation for the dividend discount model', Review of Accounting Studies, Vol. 2 No. 4, pp. 303-23.

Rayburn J. (1986), The association of operating cash flow and accruals with security returns, Journal of Accounting Research 24: 112-133.

Ronen J. & Sadan S., (1981), Smooth income number, Addison Wesley Publishing Company.

Rosenberg B., Reid K. & Lanstein R., (1985), Persuasive evidence of market inefficiency, Journal of Portfolio Management, 11, 9–17.

Sloan R.G. (1996), 'Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings', The Accounting Review, Vol. 71, No. 3, pp. 289 – 315.

Stein J.C., (1989), Efficient capital markets, inefficient firm: A model of myopic corporate behavior, Quarterly Journal of Economics 104: 655-669.

Stickel S. E., (1992),'Reputation and Performance Among Security Analysts', Journal of Finance, Vol. 47, No. 5.

Strong N. and Walker M. (1993), 'The explanatory power of earnings for stock returns', The Accounting Review, Vol. 68, April, pp. 385-99.

Trueman B., (1986), Why do managers voluntarily release earnings forecasts?, Journal of Accounting and Economics 8: 53-71.

U.S. Chamber of Commerce, (2007), Commission on the regulation of U.S. capital markets in the 21st century: Report and recommendations.

Watts R. & Zimmerman J., (1986), Positive accounting theory, Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.

Weinstein D.E. and Yafeh Y., (1995), 'Japan's corporate groups: collusive or competitive? An empirical examination of keiretsu behavior', Journal of Industrial Economics, Vol. 43 No. 4, pp. 359-76.

Wilson G.P. (1987), The incremental information content of the accrual and funds components of earnings after controlling for earnings, The Accounting Review 62: 293-322.

Yonca E., William J. M., S. R. Rubben, (2009), Analyst Reputation and the Issuance of Disaggregated Earnings to I/B/E/S, Working Paper.

Books:

Halkos G., (2007), Econometrics (in Greek) Theory and Practice: Instructions in using Eviews, Minitab, SPSS and Excel Publications: V. Gkiourdas

Internet:

www.investopedia.com

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Διατίθεται πίνακας με τις εταιρίες που χρησιμοποιήθηκαν στο ερευνητικό μου αντικείμενο, κατανεμημένες ανάλογα με το Χρηματιστήριο ή το δείκτη που περιέχονται.

Capital Link Maritime Indices Composition	
Company	**Symbol**
Aegean Marine Petroleum	ANW
Alexander & Baldwin	ALEX
Arlington Tankers*	29700J (code)
B & H Ocean Carriers*	BHODD
Baltic Trading Limited	BALT
Box Ships Inc.	TEU
Capital Product Partners	CPLP
Costamare Inc.	CMRE
Crude Carriers Corp.*	69297M
Danaos Corp.	DAC
Diana Containerships Inc.	DCIX
Diana Shipping	DSX
DHT Maritime	DHT
DryShips	DRYS
Eagle Bulk Shipping Inc.	EGLE
Euroseas Ltd	ESEA
Excel Maritime Carriers Ltd	EXM
Freeseas Inc.	FREE
Frontline Ltd	FRO
GasLog Ltd	GLOG
Genco Shipping	GNK
Globus Maritime Limited	GLBS
General Maritime	GMR

Global Ship Lease	GSL
Golar LNG	GLNG
Golar LNG Partners	GMLP
Horizon Lines Inc.	HRZL
Knightsbridge Tankers Ltd	VLCCF
Matson Inc.	MATX
MC Shipping	54177I (code)
Navios Maritime Holdings	NM
Navios Maritime Partners	NMM
Navios Maritime Acquisition Corp.	NNA
Newlead Holdings, Ltd	NEWL
Nordic American	NAT
OceanFreight Inc.*	50457L (code)
Omega Navigation	ONAVQ
OSG America LP*	50951Q (code)
Overseas Shipholding Group	OSG
Paragon Shipping	PRGN
Quintana Maritime*	30930M (code)
Safe Bulkers	SB
Scorpio Tankers	STNG
Seanergy Maritime Holdings	SHIP
Seaspan Corp.	SSW
Ship Finance Intl.	SFL
Star Bulk Carriers Corp.	SBLK
StealthGas Inc	GASS
TBS International plc*	50928R (code)
Teekay LNG Partners	TGP
Teekay Offshore Partners	TOO
Teekay Shipping	TL

Teekay Tankers	TNK
Top Ships	TOPS
Torm A/S	TRMD
Tsakos Energy Navigation	TNP
Anangel American	AJRA
B & H Buld	BHOC
OMI Holdings	OMIX

BDI (Baltic Dry Index)	
Aktieselskabet Dampskibsselskabet	TRMD
American Commercial Lines	30241Q (code)
Aries Maritime Transport	68595I (code)
Bristow Group	BRS
Euronav	EURN
FirstGroup	FGP
Grupo TMM, S.A.	CTMAY
Hornbeck OffShore Services	HOS
International Shipholding	ISH
K-Sea Transportation Partners LP	KPL
Kirby	KEX
PHI	PHII
STONEPATH GROUP	SGRZ
Safilo Group S.p.A.	SAFI
Seacor Holdings	CKH
Stolt –Nielsen S.A.	SNI
Tidewater	TDW
Trailer Bridge	TBD
Ultrapetrol (Bahamas)	ULTR

CCFI(China Containerized Freight Index)	
COSCO Logistics	FLGR
Orient International Transportation Co	OROC
Shanghai Jinchang Logistics Co	SJS
Sinotrans Eastern Co	SINT
CSCL	CSCL
HANJIN	HJH

Shipping Equipment Manufacturers	
Advance Auto Parts	AAP
Goodyear Tire& Rubber Company	GT
O'Reilly Automotive	ORLY
Dana Holdings	DAN
Trinity Industries	TRN

London	
London and Overseas Freights	LOFSPF

Oslo	
Bergesen	BEB
Bonheur	BON
Farstad	FAR
Ganger Rolf	GRO
Leif Hoegh	LHO

Stockholm	
Argonaut	AGA
Concordia Maritime	CNBF
Frontline	32179U

AMEX	
B & H Maritime	54124O
B & H Ocean	BHODD
Global Ocean	759795