

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής

Πρόγραμμα Μεταπτυχιακών Σπουδών στη «Χρηματοοικονομική και Τραπεζική» , με κατεύθυνση στην Χρηματοοικονομική και Τραπεζική Διοικητική



ΘΕΜΑ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ:

« Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων έναντι του υποδείγματος των FAMA & FRENCH »

ΒΑΣΙΛΕΙΟΥ ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΑ

Επιβλέπων Καθηγητής: Διακογιάννης Γεώργιος

Επιτροπή: Απέργης Νικόλαος

Τσιριτάκης Εμμανουήλ

ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ 2018

ΠΡΟΛΟΓΟΣ

*Η παρούσα ερευνητική εργασία εκπονήθηκε υπό την επίβλεψη του
Γεώργιου Διακογιάννη.*

Περίληψη

Στην παρούσα μεταπτυχιακή διατριβή γίνεται προσπάθεια να διερευνήσουμε πως το μοντέλο FAMA & FRENCH μπορεί να εφαρμοστεί και σε πρόσφατα δεδομένα που ανακτήσαμε από την βάση Datastream και αφορούν την χρηματιστηριακή αγορά NYSE των ΗΠΑ τα έτη 1990-2017.

Τα συμπεράσματα μας οδήγησαν στην στατιστική σημαντικότητα και στην καλή προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου FAMA & FRENCH τριών παραγόντων, η οποία, όπως περιμέναμε και από τις άλλες μελέτες που αναλύσαμε στο εκτεταμένο θεωρητικό υπόβαθρο, είναι καλύτερο από το κλασικό Capital Asset Pricing Model (CAPM).

Στη συνέχεια γίνεται μία εκτίμηση για τους παράγοντες που αφορούν τον συστημικό κίνδυνο της αγοράς, τον κίνδυνο του μεγέθους της επιχείρησης και τον κίνδυνο της χρηματιστηριακής αξίας του μετοχών, πληροφόρηση που προκύπτει από τα αποτελέσματα των μοντέλων παλινδρόμησης που υπολογίσαμε για το μοντέλο FAMA & FRENCH.

Λέξεις-κλειδιά: CAPM, FAMA & FRENCH, εισηγμένες εταιρείες, ανάλυση πολλαπλής παλινδρόμησης, panel data

Abstract

In this postgraduate thesis, we are trying to investigate how the FAMA & FRENCH model can also be applied to recent data recovered from the Datastream database and related to the US NYSE stock market in 1990-2017.

Our conclusions have led to the statistical significance and good predictive capacity of the three-factor FAMA & FRENCH model, which, as we expected from the other studies we analyzed in the extensive theoretical background, is better than the classic Capital Asset Pricing Model (CAPM).

Then we estimate the factors concerning the systemic market risk, the risk of the size of the company and the stock market risk, information derived from the results of the regression models we calculated for the FAMA & FRENCH model.

Key words: CAPM, FAMA & FRENCH, listed companies, multiple regression analysis, panel data

Contents

Περίληψη	4
Abstract.....	5
2. Κεφάλαιο 2 ^ο – Θεωρία Markowitz και Arbitrage Pricing Theory	13
2.1 Θεωρία του Markowitz	14
2.2 Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου – Modern Portfolio Theory (MPT).....	14
2.3 Παραδοχές Θεωρίας του Markowitz	16
2.4 Επιλογή Χαρτοφυλακίου	16
2.5 Κίνδυνος Χαρτοφυλακίου	18
2.6 Μεταβλητότητα Χαρτοφυλακίου	20
2.6.1 Αναμενόμενη Απόδοση	21
2.6.2 Διακύμανση της αναμενόμενης απόδοσης	21
2.6.3 Τυπική απόκλιση της αναμενόμενης απόδοσης.....	22
2.6.4 Συνδιακύμανση της Απόδοσης	23
2.6.5 Συντελεστής συσχέτισης των επενδύσεων.....	23
2.6.6 Το αποδοτικό Μέτωπο πολλών Περιουσιακών Στοιχείων	24
2.7 Χρησιμότητα του Επενδυτή	25
2.7.1 Αποστροφή Κινδύνου και Συνάρτηση Χρησιμότητας	26
2.7.2 Καμπύλες Αδιαφορίας.....	27
2.8 Θεωρία του Markowitz και Χαρτοφυλάκιο με Δυο και Τρεις Τίτλους	29
2.8.1 Αποτελέσματα Θεωρίας του Markowitz	31
2.8.2 Εφαρμογή Θεωρίας του Markowitz	33
2.9 Η θεωρία Arbitrage Pricing (APT)	34
2.10 Βασικές Υποθέσεις APT.....	36
2.11 Διαφορές APT με CAPM.....	36
2.12 Κύριες Δυνάμεις που Επηρεάζουν την Θεωρία APT	38
2.12.1 Η επίδραση των συστηματικών παραγόντων	39
2.12.2 Ευαισθησία παραγόντων και αποδόσεις περιουσιακών στοιχείων	41
2.12.3 Οικονομικοί Παράγοντες	46
2.12.4 Εύρεση συστημικών παραγόντων	47
2.13 Στρατηγικός Σχεδιασμός Χαρτοφυλακίου	48
2.14 Επιλογή Χαρτοφυλακίου	53
2.15 Εφαρμογές Θεωρίας APT.....	53
2.15.1 Κατανομή Ενεργητικού	54

2.15.2	Κόστος Κεφαλαίου	54
2.16	Αξιολόγηση της απόδοσης των διαχειριζόμενων κεφαλαίων	55
3.	Κεφάλαιο 3 ^ο – Μοντέλο 3 Παραγόντων Fama and French	58
3.1	Ο παράγοντας του μεγέθους	58
3.2	Ο παράγοντας της αξίας	59
3.3	Ενσωμάτωση του Μοντέλου στην Αποτίμηση Περιουσιακών Στοιχείων	61
3.4	Βιβλιογραφική Ανασκόπηση	63
3.4.1	Fama F. Eugene and French R. Kenneth, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, Journal of Financial Economics 33, (1993), North Holland	63
3.4.2	Ruzita Abdul Rahim and Abu Hassan ShaariMohd. Nor, “A Comparison Between Fama And French Model And Liquidity-Based Three-Factor Models in Predicting the Portfolio Returns”, Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance, Vol. 2, No. 2, (2006), 43–60 64	
3.4.3	Lau, S. T., Lee, C. T., &McInish, T. H., “Stock returns and beta, firms size, E/P, CF/P, book-to-market, and sales growth: evidence from Singapore and Malaysia”, Journal of multinational financial management, 12(3), (2002), 207-222.....	66
3.4.4	Morelli, D., “Beta, size, book-to-market equity and returns: A study based on UK data”, Journal of Multinational Financial Management, 17(3), (2007) 257-272.....	70
3.4.5	Cakici, N., Fabozzi, F. J., & Tan, S., “Size, value, and momentum in emerging market stock returns”, Emerging Markets Review, (2013), 16, 46-65	73
3.4.6	VeyselEraslan, “Fama and French Three-Factor Model: Evidence from Istanbul Stock Exchange”, Business and Economics Research Journal, Volume 4, Number 2,(April 2013), pp. 11-22 76	
3.4.7	Blanco Belen, “The use of CAPM and Fama and French Three Factor Model: portfolios selection”, Public and Municipal Finance (hybrid), (2017), Business Perspectives	79
3.4.8	Fama F. Eugene and French R. Kenneth, “Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies”, The Journal of Finance, Vol. LI, No. 1 (March 1996).....	81
3.4.9	Nguyen Annette, Faff Robert and Gharghori Philip, “Are the Fama-French Factors Proxying News Related to GDP Growth? The Australian Evidence”, Department of Accounting and Finance, Monash University (n/a).....	83
3.4.10	Nahzat Abbas, Jahanzeb Khan, Rabia Aziz & Zain Sumrani, “A Study to Check the Applicability of Fama and French, Three-Factor Model on KSE 100-Index from 2004-2014”, International Journal of Financial Research, (2015), Vol. 6, No. 1.....	85
3.4.11	Aldaarmi Abdulaziz, Abbod Maysam, Salameh Hussein, “Implement Fama And French And Capital Asset Pricing Models In Saudi Arabia Stock Market”, The Journal of Applied Business Research, Volume 31, Number 3, (May/ June 2015), 953-968.....	88
3.4.12	Alves Paulo, “The Fama French Model or the Capital Asset Pricing Model: International Evidence”, The International Journal of Business and Finance Research, V. 7, No. 2, (2013), 79-89 90	

3.4.13	Silvestri Antonella and Veltri Stefania, “On the Robustness of Fama and French Model: Evidence from Italy”, <i>Journal of Applied Finance & Banking</i> , vol.1, no.4, (2011), 201-221	93
3.4.14	Bhatt V. and Y. Rajaram Y., “The Effectiveness of Fama French 3 Factor Model in Predicting Globally Diversified Portfolio Returns”, <i>International Journal of Innovative Research in Science, Engineering and Technology</i> , Vol. 3, Issue 12, (December 2014), 18385-18389	95
3.4.15	Fan Steve and Yu Linda, “Does the alternative three-factor model explain momentum anomaly better in G12 countries?”, <i>Journal of Finance and Accountancy</i> , (n/a).....	97
3.4.16	Dolinar Denis, “Test of the Fama-French three-factor model in Croatia”, <i>UTMS Journal of Economics</i> , Vol. 4, Iss. 2, (2013), pp. 101-112	99
3.4.17	Panta Sabin Bikram, Phuyal Niranjana, Sharma Rajesh, Vora Gautam, “The Cross-Section of Stock Returns: An Application of Fama-French Approach to Nepal”, <i>Modern Economy</i> 7, (2016), 223-231.....	103
3.4.18	Arora Deeksha and Gakhar Divya Verma, “Fama French Three Factor Model: A Study of Nifty Fifty Companies”, <i>Proceedings of International Conference on Strategies in Volatile and Uncertain Environment for Emerging Markets</i> , (July 2017), pp. 672-680.....	105
3.4.19	Trimech Anyssa, Kortas Hedi, Benammou Salwa and Benammou Samir, “Multiscale Fama-French model: application to the French market”, <i>The Journal of Risk Finance</i> , Vol. 10, No. 2, (2009), pp. 179-192.....	107
3.5	Πίνακας Βιβλιογραφικής Επισκόπησης	110
4.	Κεφάλαιο 4. Εκτίμηση των μοντέλων CAPM και FAMA AND FRENCH χρησιμοποιώντας τη Διαστρωματική Ανάλυση Παλινδρόμησης για την περίοδο 1990 έως 2017 στα δεδομένα του Χρηματιστηρίου των USA (NYSE).....	116
4.1	Μεθοδολογία.....	116
4.2	Δεδομένα που αντλήθηκαν	117
4.3	Επεξεργασία δεδομένων	117
4.4	Επιμέρους Επεξεργασία Δεδομένων για την δημιουργία μεγεθών.....	118
4.4.1	Υπολογισμός Απόδοσης Αγοράς (Rm)	118
4.4.2	Υπολογισμός risk free rate.....	119
4.4.3	Υπολογισμός απόδοσης μετοχών	119
4.4.4	Υπολογισμός παραγόντων πλεονασματικής απόδοσης.....	119
4.4.5	Ο παράγοντας του μεγέθους SMB (Small cap minus Big cap).....	119
4.4.6	Ο παράγοντας της αξίας Value Premium (HML High B/M minus Low B/M)	120
4.5	Frequency Table – συνοπτική παρουσίαση δεδομένων αποδόσεων	121
4.6	Έλεγχος στασιμότητας χρονολογικών σειρών.....	125
4.7	Μεθοδολογία Έλεγχου Χρονολογικών Σειρών	125
4.7.1	Έλεγχος μοναδιαίων ριζών Χρονολογικής σειράς Μηνιαίων αποδόσεων αγοράς Rm	126

4.7.2	Διάγραμμα Χρονολογικής Σειρά Μηνιαίων Αποδόσεων Αγοράς Rm	126
4.7.3	Αυτοσυσχετίσεις Μερικές Αυτοσυσχετίσεις Χρονολογικής Σειράς Μηνιαίων Αποδόσεων Αγοράς Rm.....	127
4.7.4	Έλεγχος μοναδιαίων ριζών Χρονολογική σειρά Πλεονασματικής αποδόσης αγοράς Rm- Rf	128
4.7.5	Διάγραμμα Χρονολογικής Σειρά Χρονολογική σειρά Πλεονασματικής αποδόσης αγοράς Rm- Rf.....	128
4.7.6	Αυτοσυσχετίσεις Μερικές Αυτοσυσχετίσεις Χρονολογική σειρά Πλεονασματικής αποδόσης αγοράς Rm-Fi.....	129
4.7.7	Έλεγχος μοναδιαίων ριζών Χρονολογική σειρά αποδόσης Bond30Yield.....	131
4.7.8	Διάγραμμα Χρονολογικής Σειρά Χρονολογικής Σειράς Bond30Yield.....	131
4.7.9	Αυτοσυσχετίσεις Μερικές Αυτοσυσχετίσεις Χρονολογικής σειράς Bond30Yield	132
5.	Κεφάλαιο 5 Παρουσίαση αποτελεσμάτων.....	134
5.1	Χρονικός διαχωρισμός αποτελεσμάτων.....	134
5.2	Όλο το δείγμα	134
5.3	Χρηματοοικονομικές εταιρείες με.....	134
5.4	Μη Χρηματοοικονομικές εταιρείες	135
6.	Ερευνητικές Υποθέσεις.....	136
7.	Αποτελέσματα	137
7.1	DATASET 1990 με 2017.....	137
	FAMA & FRENCH τριών παραγόντων	137
7.1.1	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 1.....	137
7.1.2	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 2.....	138
7.1.3	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 3.....	139
7.1.4	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 4.....	140
7.1.5	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 5.....	141
7.1.6	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 6.....	142
7.1.7	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 7.....	143
7.1.8	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 8.....	144
7.1.9	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 9.....	145
7.1.10	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 10.....	146
7.1.11	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 11.....	147
7.1.12	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 12.....	148
7.1.13	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 13.....	149
7.1.14	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 14.....	150

CAPM.....	151
7.1.15 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 15.....	151
7.1.16 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 16.....	152
7.1.17 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 17.....	153
7.1.18 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 18.....	154
7.1.19 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 19.....	155
7.1.20 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 20.....	156
7.1.21 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 21.....	157
7.1.22 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 22.....	158
7.1.23 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 23.....	159
7.1.24 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 24.....	160
7.1.25 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 25.....	161
7.1.26 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 26.....	162
7.1.27 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 27.....	163
7.1.28 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 28.....	164
7.1.29 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 29.....	165
7.1.30 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 30.....	166
7.1.31 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 31.....	167
7.1.32 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 32.....	168
7.1.33 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 33.....	169
7.1.34 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 34.....	170
7.1.35 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 35.....	171
7.1.36 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 36.....	172
7.1.37 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 37.....	173
7.1.38 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 38.....	174
7.1.39 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 39.....	175
7.1.40 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 40.....	176
7.1.41 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 41.....	177
7.1.42 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 42.....	178
7.1.43 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 43.....	179
7.1.44 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 44.....	180
7.2 DATASET μέχρι το 2003 (δηλαδή 1/1/1990 μέχρι 31/12/2003).....	181
FAMA & FRENCH τριών παραγόντων	181
7.2.1 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 45.....	181

7.2.2	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 46.....	182
7.2.3	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 47.....	183
7.2.4	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 48.....	184
7.2.5	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 49.....	185
7.2.6	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 50.....	186
7.2.7	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 51.....	187
7.2.8	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 52.....	188
7.2.9	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 53.....	189
7.3	DATASET από το 2004 μέχρι το 2017 (δηλαδή 1/1/2004 μέχρι 31/12/2017).....	190
	FAMA & FRENCH τριών παραγόντων	190
7.3.1	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 54.....	190
7.3.2	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 55.....	191
7.3.3	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 56.....	192
7.3.4	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 57.....	193
7.3.5	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 58.....	194
7.3.6	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 59.....	195
7.3.7	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 60.....	196
7.3.8	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 61.....	197
7.3.9	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 62.....	198
7.3.10	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 63.....	199
7.3.11	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 64.....	200
7.3.12	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 65.....	201
	CAPM.....	202
7.3.13	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 66.....	202
7.3.14	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 67.....	203
7.3.15	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 68.....	204
7.3.16	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 69.....	205
7.3.17	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 70.....	206
7.3.18	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 71.....	207
7.3.19	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 72.....	208
7.3.20	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 73.....	209
7.3.21	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 74.....	210
7.3.22	Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 75.....	211
8.	Αξιολόγηση αποτελεσμάτων	212

8.1	Αποτελέσματα για όλο το δείγμα.....	213
8.1.1	R ² (The Explanation Power) Results.....	213
8.1.2	Market beta Model Coefficient.....	213
8.1.3	Fama and French Model beta Model Coefficients.....	214
8.2	Αποτελέσματα μέχρι 31/12/2003.....	216
8.2.1	R ² (The Explanation Power) Results.....	216
8.2.2	beta Model Coefficient.....	216
8.2.3	Fama and French Model beta Model Coefficients.....	217
8.3	Αποτελέσματα 2004-2017.....	217
8.3.1	R ² (The Explanation Power) Results.....	217
8.3.2	beta Model Coefficient.....	218
8.3.3	Fama and French Model beta Model Coefficients.....	219
9.	Απαντήσεις στις Ερευνητικές Υποθέσεις.....	220
10.	Συμπεράσματα.....	222
10.1	Αποτελέσματα.....	222
10.2	Περιορισμοί της έρευνας.....	223

2. Κεφάλαιο 2^ο – Θεωρία Markowitz και Arbitrage Pricing Theory

Η αποτίμηση αξιογράφων είναι ένα από τα πιο ενδιαφέροντα αντικείμενα της χρηματοοικονομικής. Ποιοι παράγοντες καθορίζουν τις τιμές και τις αποδόσεις μετοχών, ομολόγων, εντόκων γραμματίων του δημοσίου και άλλων περιουσιακών στοιχείων; Πώς σχετίζεται ο κίνδυνος με την υψηλότερη απόδοση για την επιλογή ενός χαρτοφυλακίου; Γιατί κάποια αξιόγραφα δίνουν μεγαλύτερες αποδόσεις από άλλα; Αυτά είναι μερικά από τα ερωτήματα στα οποία οι θεωρίες αποτίμησης αξιογράφων προσπαθούν να δώσουν απαντήσεις.

Οι διαφορές μεταξύ των υποδειγμάτων αυτών είναι σημαντικές τόσο στις βασικές υποθέσεις πάνω στις οποίες στηρίζονται όσο και στους παράγοντες κινδύνου τους οποίους θεωρούν σημαντικούς για την αποτίμηση αξιογράφων. Πέρα όμως από τις διαφορές τους, ένα από τα κεντρικά συμπεράσματα της βιβλιογραφίας είναι ότι όλα τα υποδείγματα αυτά αποτελούν διαφορετικές εκδόσεις ενός υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων CAPM. Στο κεφάλαιο αυτό θα επιχειρήσουμε τη θεωρητική προσέγγιση για τη Θεωρία του Markowitz και την Arbitrage Pricing Theory.

2.1 Θεωρία του Markowitz

Η θεωρία του Markowitz, παρά τις όποιες αδυναμίες του, αποτέλεσε τη βάση για τη λεγόμενη "Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου". Το 1952, μια δημοσίευση στην εφημερίδα "Journal of Finance", ανέπτυξε μια νέα προσέγγιση σε ό,τι αφορά τη διαχείριση χαρτοφυλακίου και δημιούργησε ένα νέο τρόπο σκέψης στην χρηματιστηριακή πρακτική. Ο Markowitz κατέληξε σε κάποια συμπεράσματα τα οποία, μέσα από το βιβλίο του, "Portfolio Selection" (1959), έδωσαν μια διαφορετική προσέγγιση σε θέματα διαχείρισης χαρτοφυλακίου.

2.2 Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου – Modern Portfolio Theory (MPT)

Από τεχνική άποψη, η σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου (MPT) αποτελείται από τη θεωρία επιλογής χαρτοφυλακίου Markowitz, η οποία εισήχθη για πρώτη φορά το 1952 και τη συμβολή του William Sharpe στη θεωρία του σχηματισμού των τιμών των χρηματοοικονομικών περιουσιακών στοιχείων που εισήχθη το 1964, γνωστό ως Μοντέλο Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων CAPM (Veneeya, 2006). Ουσιαστικά, η MPT είναι ένα επενδυτικό πλαίσιο για την επιλογή και κατασκευή επενδυτικών χαρτοφυλακίων με βάση τη μεγιστοποίηση των αναμενόμενων αποδόσεων του χαρτοφυλακίου και την ταυτόχρονη ελαχιστοποίηση του επενδυτικού κινδύνου (Fabozzi, Gupta, & Markowitz, 2002).

Συνολικά, η συνιστώσα κινδύνου της MPT μπορεί να μετρηθεί με τη χρήση διαφόρων μαθηματικών σχημάτων και να μειωθεί μέσω της έννοιας της διαφοροποίησης, η οποία στοχεύει στην σωστή επιλογή μιας σταθμισμένης συλλογής επενδυτικών περιουσιακών στοιχείων που μαζί παρουσιάζουν χαμηλότερους παράγοντες κινδύνου από τις επενδύσεις σε ένα μεμονωμένο περιουσιακό στοιχείο. Η διαφοροποίηση, είναι στην πραγματικότητα η βασική ιδέα της MPT και στηρίζεται άμεσα στη συμβατική σοφία της ρήσης «μη βάζεις ποτέ όλα τα αυγά σε ένα καλάθι» (Fabozzi, Gupta, & Markowitz, 2002; McClure, 2010; Veneeya, 2006).

Είναι χρήσιμο να σημειωθεί εδώ ότι η θεωρία επιλογής χαρτοφυλακίου Markowitz είναι μια «κανονιστική θεωρία». Οι Fabozzi, Gupta, & Markowitz (2002) ορίζουν μια κανονιστική θεωρία ως "αυτή που περιγράφει ένα πρότυπο ή κανόνα συμπεριφοράς που οι επενδυτές πρέπει

να επιδιώξουν στην κατασκευή ενός χαρτοφυλακίου". Αντίστροφα, η θεωρία αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων του Sharpe (CAPM) θεωρείται ως μια «θετική θεωρία» - δηλαδή ως μία που υποθέτει πώς συμπεριφέρονται οι επενδυτές, σε αντίθεση με τον τρόπο με τον οποίο πρέπει να συμπεριφέρονται. Μαζί, παρέχουν ένα θεωρητικό πλαίσιο για τον εντοπισμό και τη μέτρηση του επενδυτικού κινδύνου και την ανάπτυξη σχέσεων μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου. Παραμένει κάποιος βαθμός συζήτησης ως προς το αν η MPT είναι αλληλένδετη με την εγκυρότητα της θεωρίας τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων (Fabozzi, Gupta, & Markowitz, 2002).

Ο Markowitz έδειξε ότι υπό ορισμένες προϋποθέσεις, η επιλογή χαρτοφυλακίου ενός επενδυτή μπορεί να περιοριστεί στην εξισορρόπηση δύο κρίσιμων διαστάσεων: (1) την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου και (2) τον κίνδυνο ή τη διακύμανση του χαρτοφυλακίου (Royal Swedish Academy of Sciences, 1990). Λόγω των δυνατοτήτων διαφοροποίησης του κινδύνου, ο κίνδυνος επένδυσης χαρτοφυλακίου, μετρούμενος ως η διακύμανσή του, εξαρτάται τόσο από τις μεμονωμένες αποκλίσεις απόδοσης των περιουσιακών στοιχείων, όσο και από τις «διακυμάνσεις» των ζευγών περιουσιακών στοιχείων (McClure, 2010). Με άλλα λόγια, ο Markowitz (1952) δηλώνει ότι η επιλογή χαρτοφυλακίου θα πρέπει να βασίζεται στα συνολικά χαρακτηριστικά ανταμοιβής κινδύνου, σε αντίθεση με την απλή συγκέντρωση χαρτοφυλακίων με τίτλους με ξεχωριστά ελκυστικά χαρακτηριστικά ανταμοιβής κινδύνου.

2.3 Παραδοχές Θεωρίας του Markowitz

Οι βασικές παραδοχές της θεωρίας του Markowitz είναι οι κάτωθι (Bofah, n.d.; Wecker, n.d.; Markowitz, 1952):

- Όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο χρονικό ορίζοντα όπου σκοπός τους είναι η μείωση του κινδύνου και η μεγιστοποίηση της αναμενόμενης χρησιμότητάς τους με βάση τον πλούτο τους στο τέλος της κοινής για όλους χρονικής περιόδου.
- Όλοι οι επενδυτές βασίζονται στις αποφάσεις τους σύμφωνα με την αναμενόμενη απόδοση και το ρίσκο που έχουν τα διάφορα περιουσιακά στοιχεία όπως αυτά μετρώνται από το μέσο όρο και τη διακύμανση των αποδόσεών τους.
- Τα περιουσιακά στοιχεία είναι άπειρα διαιρετά και εύκολα ρευστοποιήσιμα χωρίς κόστος συναλλαγών.
- Όλοι οι συμμετέχοντες στην αγορά έχουν ταυτόχρονη και ελεύθερη πρόσβαση στις πληροφορίες που σχετίζονται με την αγορά κατά την λήψη των αποφάσεών τους. Δηλαδή οι επενδυτές είναι ομοιογενείς.
- Οι επενδυτές μπορούν να δανειστούν ή να δανείσουν απεριόριστο ποσό κεφαλαίου με άνευ κινδύνου επιτόκιο,
- Οι αγορές είναι απόλυτα αποδοτικές
- Οι αγορές δεν περιλαμβάνουν τα έξοδα συναλλαγών ή τους φόρους
- Υπάρχει δυνατότητα επιλογής τίτλων των οποίων η απόδοση είναι ανεξάρτητη από άλλες επενδύσεις χαρτοφυλακίου (Mangram, 2013).

2.4 Επιλογή Χαρτοφυλακίου

Ο Markowitz ανέπτυξε ένα υπόδειγμα κατασκευής αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων με βασική ιδέα του μοντέλου την επιλογή ενός «άριστου» χαρτοφυλακίου που αποτελείται από μετοχές ή άλλες επενδύσεις που εμπεριέχουν κίνδυνο, το οποίο προσφέρει στον επενδυτή την καλύτερη δυνατή σχέση κινδύνου – απόδοσης. Σύμφωνα με το Markowitz ο μέσος επενδυτής, προσπαθεί τόσο για τη μεγιστοποίηση της αναμενόμενης απόδοσής του όσο και για την

ελαχιστοποίηση του κίνδυνου. Η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου αποτυπώνεται στον τύπο:

$$\text{Αναμενόμενη απόδοση } (r_p) = \frac{W_1 - W_0}{W_0} \quad (1)$$

Όπου,

W_0 = το κεφάλαιο που επενδύθηκε στην αρχή της περιόδου και

W_1 = το κεφάλαιο που θα αποδοθεί στο τέλος της περιόδου.

και κατέληξε ότι το τελικό κεφάλαιο εξαρτάται από την άγνωστη απόδοση μιας μετοχής (r_p), οπότε οι τιμές των μετοχών είναι τυχαίες μεταβλητές και ως τέτοιες μπορούν να περιγράφουν από την αναμενόμενη τιμή τους – δηλαδή τη μέση απόδοσή τους – και την τυπική τους απόκλιση (κίνδυνος).

Σύμφωνα με το Markowitz (1952) αφού δύο μετοχές μπορούν να συγκριθούν εξετάζοντας την αναμενόμενη απόδοση και την τυπική τους απόκλιση, το ίδιο μπορεί να συμβεί και για δυο χαρτοφυλάκια. Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου θα υπολογίζεται ως μέσος σταθμικός των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών που το απαρτίζουν και η τυπική απόκλιση ή η διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου, θα είναι ίση με την συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών που το αποτελούν. Οπότε:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n E(R_i)w_i \quad (2)$$

Όπου,

$E(R_p)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

w_i = η αξία που έχει επενδυθεί σε κάθε μετοχή i

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i

n = ο αριθμός των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο

2.5 Κίνδυνος Χαρτοφυλακίου

Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου περιλαμβάνει το κίνδυνο του κάθε μεμονωμένου χρεογράφου που περιέχει, καθώς επίσης και τις σταθμικές διακυμάνσεις των αποδόσεων όλων των ζευγαριών των χρεογράφων που περιέχει. Όσο μεγαλύτερος είναι ο αριθμός των χρεογράφων που περιλαμβάνει το χαρτοφυλάκιο, τόσο μεγαλύτερη είναι η σχετική βαρύτητα της μέσης διακύμανσης των αποδόσεων των χρεογράφων. Οι παράγοντες που καθορίζουν το κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου είναι:

- i. οι διακυμάνσεις των αποδόσεων κάθε χρεογράφου
- ii. οι συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων μεταξύ των χρεογράφων που περιέχονται στο χαρτοφυλάκιο
- iii. οι σταθμίσεις του κάθε χρεογράφου, ήτοι το ποσοστό της αξίας του χαρτοφυλακίου που έχει επενδυθεί στο χρεόγραφο αυτό

Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου μετριέται με την τυπική απόκλιση της κατανομής πιθανοτήτων της συνολικής αποδοτικότητας του και εκφράζεται ως εξής:

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j p_{ij} \sigma_i \sigma_j} \quad (3)$$

Όπου,

p_{ij} =ο συντελεστής συσχέτισης των δύο χρεογράφων,

σ_i, σ_j =οι τυπικές αποκλίσεις των δύο χρεογράφων i, j ,

w_i, w_j =τα ποσοστά συμμετοχής των δύο χρεογράφων i, j

Εξετάζοντας τους παράγοντες που καθορίζουν τη διακύμανση της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου καταλήγουμε ότι όσο μεγαλύτερες είναι οι διακυμάνσεις απόδοσης των επιμέρους χρεογράφων τόσο πιο ριψοκίνδυνο θα καθίσταται το χαρτοφυλάκιο. Οι τιμές που μπορεί να λάβει ο συντελεστής συσχέτισης κυμαίνονται μεταξύ -1 και 1 και όσο μικρότερος είναι, τόσο πιο βέβαιη σταθερή είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου. Επίσης, όσο μεγαλύτερος είναι ο αριθμός χρεογράφων σε ένα χαρτοφυλάκιο, τόσο μικρότερο κίνδυνος έχει ενώ οι διαφορετικές συνθέσεις του χαρτοφυλακίου από τα ποσοστά συμμετοχής προκαλούν διαφορετικά αποτελέσματα τα οποία και αυτά που καθορίζουν και την αναμενόμενη απόδοση

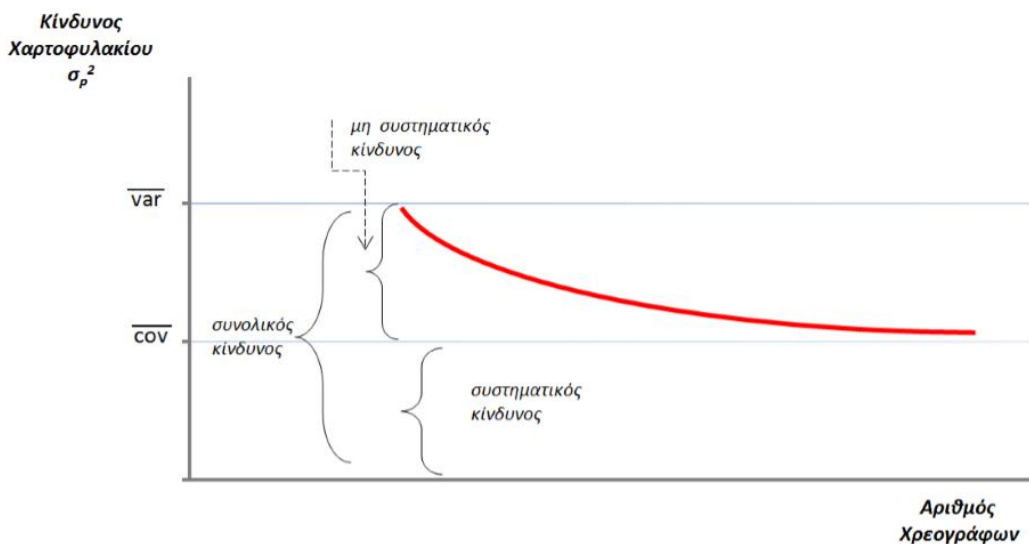
του χαρτοφυλακίου. Εάν υπάρχουν X χρεόγραφα, μπορούν να γίνουν άπειροι συνδυασμοί μεταξύ τους και να σχηματιστούν άπειρα χαρτοφυλάκια (Wallengren and Sigurdson, 2017).

Ο χρηματοοικονομικός κίνδυνος μπορεί να οριστεί ως η απόκλιση από τις αναμενόμενες ιστορικές αποδόσεις κατά τη διάρκεια μιας συγκεκριμένης χρονικής περιόδου (Bofah, n.d.; McClure, 2010). Ωστόσο, η θεωρία επιλογής χαρτοφυλακίου του Markowitz υποστηρίζει ότι "η βασική πτυχή που αφορά τον κίνδυνο ενός περιουσιακού στοιχείου δεν είναι ο κίνδυνος κάθε περιουσιακού στοιχείου μεμονωμένα, αλλά η συνεισφορά κάθε περιουσιακού στοιχείου στον κίνδυνο του συνολικού χαρτοφυλακίου" (Royal Swedish Academy of Sciences, 1990). Ο κίνδυνος ενός τίτλου μπορεί να αναλυθεί με δύο τρόπους: (1) αυτόνομα (το περιουσιακό στοιχείο θεωρείται μεμονωμένο) και (2) ως μέρος ενός χαρτοφυλακίου (το περιουσιακό στοιχείο αποτελεί ένα από τα πολλά περιουσιακά στοιχεία). Στο πλαίσιο ενός χαρτοφυλακίου, ο συνολικός κίνδυνος ενός τίτλου μπορεί να χωριστεί σε δύο κατηγορίες: τον ειδικό κίνδυνο (μη συστηματικός κίνδυνος) και τον κίνδυνο αγοράς (συστηματικός κίνδυνος).

- Ο μη συστηματικός (ειδικός) κίνδυνος σχετίζεται με τους κινδύνους που περιέχει η κάθε μετοχή ξεχωριστά όπως είναι για παράδειγμα η πτώση της τιμής της μετοχής μιας εταιρείας που δραστηριοποιείται στον χώρο της αγροτικής παραγωγής λόγω παγετού. Η παραπάνω πτώση δεν θα επηρεάσει τις τιμές άλλων μετοχών που ανήκουν σε άλλους κλάδους όπως σε εταιρείες τηλεπικοινωνιών ή πετρελαϊκές εταιρείες. Ο ειδικός αυτός κίνδυνος μπορεί να αντιμετωπιστεί με τη διαδικασία της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου. Αυξάνοντας τον αριθμό των μετοχών που αποτελούν το χαρτοφυλάκιο επιτυγχάνεται και η διασπορά των μετοχών και άρα η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου. Στην ακραία περίπτωση που κάποιος μπορεί να αποκτήσει ένα σταθμισμένο υποπολλαπλάσιο όλων των μετοχών της αγοράς τότε, μπορεί να εξαλείψει εντελώς τον μη συστηματικό κίνδυνο. Σύμφωνα με εμπειρικές παρατηρήσεις, 10 μετοχές που έχουν κατανεμηθεί ισομερώς σε ένα χαρτοφυλάκιο μπορούν να εξαλείψουν τον ειδικό του κίνδυνο κατά 80%, ενώ 15 τυχαία επιλεγμένες και ίσα κατανεμημένες μετοχές, εξισώνουν τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου με τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Περαιτέρω αύξηση του αριθμού των μετοχών δεν επιφέρει αξιολογή διαφοροποίηση, ενώ ταυτόχρονα αυξάνει τις δαπάνες των συναλλαγών (προμήθειες, φόροι, κ.α. έξοδα) με αποτέλεσμα να είναι οικονομικά ασύμφορη η επέκταση των αξιογράφων του χαρτοφυλακίου.

- Ο συστηματικός κίνδυνος ή κίνδυνος αγοράς, δε μπορεί να περιοριστεί από τους επενδυτές. Σχετίζεται με οικονομικές, κοινωνικές και πολιτικές συνθήκες που επικρατούν στην τοπική αλλά και τη διεθνή σκηνή. Μεγέθη όπως είναι οι δείκτες πληθωρισμού και ανεργίας, τα επιτόκια κεντρικών τραπεζών, το ΑΕΠ κάθε χώρας, μπορούν να επηρεάσουν αρνητικά ή θετικά τις αγορές. Οι επενδυτές για να προφυλαχθούν από τον συστηματικό κίνδυνο επιδιώκουν κάποιο ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium) (Mangram, 2013; Ross, Westerfield, & Jaffe, 2002).

Στο παρακάτω σχήμα υποθέτουμε ότι τα αξιόγραφα είναι κατανομημένα ισομερώς στο χαρτοφυλάκιο και έχουν σταθερή διακύμανση και συνδιακύμανση. Μπορούμε εύκολα να παρατηρήσουμε τη μείωση του μη συστηματικού κινδύνου καθώς προσθέτουμε αξιόγραφα στο χαρτοφυλάκιο μας.



2.6 Μεταβλητότητα Χαρτοφυλακίου

Στη θεωρία επιλογής χαρτοφυλακίου του Markowitz, ο κίνδυνος είναι συνώνυμος της μεταβλητότητας – όσο μεγαλύτερη είναι η μεταβλητότητα του χαρτοφυλακίου, τόσο μεγαλύτερος είναι ο κίνδυνος. Η μεταβλητότητα αναφέρεται στο ποσό του κινδύνου ή της αβεβαιότητας που σχετίζεται με το μέγεθος των αλλαγών στην αξία ενός τίτλου. Η μεταβλητότητα αυτή μπορεί να υπολογιστεί με ορισμένα εργαλεία μέτρησης χαρτοφυλακίου που περιλαμβάνουν: (1) τον υπολογισμό της αναμενόμενης απόδοσης, (2) τη διακύμανση της αναμενόμενης απόδοσης, (3) την τυπική απόκλιση της αναμενόμενης απόδοσης, (4) τη συνδιακύμανση ενός χαρτοφυλακίου χρεογράφων και (5) την συσχέτιση μεταξύ των επενδύσεων (Ross, Westerfield, & Jaffe, 2002).

2.6.1 Αναμενόμενη Απόδοση

Προκειμένου να προβλεφθούν μελλοντικές αποδόσεις (αναμενόμενη απόδοση) για ένα τίτλο ή χαρτοφυλάκιο, εξετάζονται συχνά οι ιστορικές αποδόσεις. Η αναμενόμενη απόδοση μπορεί να οριστεί ως "ο μέσος όρος της πιθανότητας κατανομής πιθανών αποδόσεων" (Expected return, n.d.). Ο υπολογισμός της αναμενόμενης απόδοσης είναι το πρώτο βήμα στη θεωρία επιλογής χαρτοφυλακίου του Markowitz. Η αναμενόμενη απόδοση, που συνήθως αναφέρεται και ως μέση απόδοση, μπορεί απλά να θεωρηθεί ως ο ιστορικός μέσος όρος της απόδοσης ενός τίτλου για μια δεδομένη χρονική περίοδο (Benniga, 2006). Οι υπολογισμοί για ένα χαρτοφυλάκιο τίτλων (δύο ή περισσότεροι) περιλαμβάνουν απλώς τον υπολογισμό του σταθμισμένου μέσου όρου των αναμενόμενων ατομικών αποδόσεων (Ross, Westerfield & Jaffe, 2002).

2.6.2 Διακύμανση της αναμενόμενης απόδοσης

Όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, υπάρχουν διάφοροι τρόποι προσδιορισμού της μεταβλητότητας (κινδύνου) της απόδοσης ενός συγκεκριμένου τίτλου. Τα δύο πιο κοινά μέτρα είναι η διακύμανση και η τυπική απόκλιση. Η διακύμανση είναι ένα "μέτρο των τετραγωνικών αποκλίσεων της απόδοσης ενός τίτλου από την αναμενόμενη απόδοσή του" (Bradford, J. & Miller, T., 2009). Στο πλαίσιο ενός χαρτοφυλακίου, η διακύμανση μετρά τη μεταβλητότητα ενός περιουσιακού στοιχείου ή μιας ομάδας περιουσιακών στοιχείων. Οι μεγαλύτερες τιμές διακύμανσης δείχνουν μεγαλύτερη μεταβλητότητα. Η διακύμανση περισσότερων από δύο περιουσιακών στοιχείων είναι επίσης μια επέκταση του τύπου των δύο στοιχείων ενεργητικού.

Όταν πολλά περιουσιακά στοιχεία είναι σε ένα χαρτοφυλάκιο, τα στοιχεία ενεργητικού που μειώνονται σε αξία συχνά αντισταθμίζονται από στοιχεία ενεργητικού του χαρτοφυλακίου που αυξάνουν την αξία τους, ελαχιστοποιώντας έτσι τον κίνδυνο. Ως εκ τούτου, η συνολική διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου περιουσιακών στοιχείων είναι πάντα χαμηλότερη από τον απλό σταθμισμένο μέσο όρο των μεμονωμένων διακυμάνσεων του ενεργητικού (Frantz & Payne, 2009).

Οι παρατηρήσεις των αναλυτών δείχνουν ότι η διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου μειώνεται καθώς αυξάνεται ο αριθμός των περιουσιακών στοιχείων του χαρτοφυλακίου. Σύμφωνα με τους Frantz & Payne (2009), η αύξηση του αριθμού των περιουσιακών στοιχείων ενός χαρτοφυλακίου βελτιώνει σημαντικά το Αποτελεσματικό Σύνολο (αποτελεσματική κατανομή διαφοροποιημένων περιουσιακών στοιχείων για μεταβλητούς κινδύνους). Σε κάποιο βαθμό, οι αποδόσεις αυτών των τύπων περιουσιακών στοιχείων τείνουν να αντισταθμίζονται, γεγονός που υποδηλώνει ότι η απόδοση της διακύμανσης του χαρτοφυλακίου αυτών των περιουσιακών στοιχείων θα είναι μικρότερη από τον αντίστοιχο σταθμισμένο μέσο όρο των μεμονωμένων αποκλίσεων των περιουσιακών στοιχείων. Κατά συνέπεια, η διατήρηση χαρτοφυλακίων που αποτελείται από μεγαλύτερο αριθμό περιουσιακών στοιχείων επιτρέπει στους επενδυτές να μειώσουν αποτελεσματικότερα τον κίνδυνό τους.

Στην πραγματικότητα, όταν ο αριθμός των περιουσιακών στοιχείων σε ένα χαρτοφυλάκιο γίνει αρκετά μεγάλος, η συνολική διακύμανση προκύπτει στην πραγματικότητα περισσότερο από τις συνδιακυμάνσεις παρά από τις διακυμάνσεις των στοιχείων του ενεργητικού (Schneeweis, Crowder, & Kazemi, 2010). Η σπουδαιότητα αυτού είναι ότι δείχνει πως είναι πιο σημαντικό το πώς τα περιουσιακά στοιχεία τείνουν να μετακινούνται μέσα σε ένα χαρτοφυλάκιο αντί για το πόσο μεταβάλλεται η αξία κάθε μεμονωμένου περιουσιακού στοιχείου.

2.6.3 Τυπική απόκλιση της αναμενόμενης απόδοσης

Ένα άλλο κοινό μέτρο της μεταβλητότητας (κίνδυνου) είναι η τυπική απόκλιση ενός τίτλου. Το μοντέλο επιλογής χαρτοφυλακίου Markowitz κάνει τη γενική υπόθεση ότι οι επενδυτές λαμβάνουν τις επενδυτικές τους αποφάσεις βάσει των αποδόσεων και του μεγέθους του

κινδύνου. Για τους περισσότερους επενδυτές, ο κίνδυνος που αναλαμβάνεται κατά την αγορά ενός τίτλου είναι ότι θα λάβουν αποδόσεις χαμηλότερες από τις αναμενόμενες. Ως αποτέλεσμα, πρόκειται για απόκλιση από την αναμενόμενη (μέση) απόδοση. Με άλλα λόγια, κάθε τίτλος παρουσιάζει τη δική της τυπική απόκλιση από τον μέσο όρο (McClure, 2010). Μια υψηλότερη τυπική απόκλιση μεταφράζεται σε μεγαλύτερο κίνδυνο και άρα αναμένεται υψηλότερη πιθανή απόδοση. Η τυπική απόκλιση μιας απόδοσης είναι η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης (Bradford, J. & Miller, T., 2009). Η τυπική απόκλιση των αναμενόμενων αποδόσεων απαιτεί τον στατιστικό υπολογισμό πολλών παραγόντων που θα συμβάλλουν στη μέτρηση της μεταβλητότητας της απόδοσης.

2.6.4 Συνδιακύμανση της Απόδοσης

Η διακύμανση και η τυπική απόκλιση μετράνε τη μεταβλητότητα ενός τίτλου. Ωστόσο, αν απαιτείται μέτρηση της σχέσης μεταξύ των αποδόσεων για ένα τίτλο και των αποδόσεων για έναν άλλο, είναι απαραίτητο να μετρηθεί η συνδιακύμανση ή συσχέτισή τους. Αυτές οι δύο έννοιες μετρούν τον τρόπο με τον οποίο συνδέονται δύο τυχαίες μεταβλητές (Ross, Westerfield & Jaffe, 2002). Η συνδιακύμανση είναι ένα στατιστικό μέτρο που εξετάζει την αλληλεξάρτηση μεταξύ των αποδόσεων δύο τίτλων. Αν οι αποδόσεις είναι θετικά συνδεδεμένες μεταξύ τους, η συνδιακύμανσή τους θα είναι θετική. εάν έχουν συσχετιστεί αρνητικά, η συνδιακύμανση θα είναι αρνητική και, εάν δεν σχετίζονται, η συνδιακύμανση πρέπει να είναι μηδέν. Ο Markowitz υποστηρίζει ότι «είναι απαραίτητο να αποφεύγεται η επένδυση σε τίτλους με υψηλές διακυμάνσεις μεταξύ τους» (Markowitz, 1952).

2.6.5 Συντελεστής συσχέτισης των επενδύσεων

Ο συντελεστής συσχέτισης (που αναφέρεται επίσης ως συσχέτιση) είναι το τελικό μέτρο κινδύνου / μεταβλητότητας που εξετάζεται εδώ. Καθορίζει το βαθμό στον οποίο σχετίζονται δύο μεταβλητές. Ο συντελεστής συσχέτισης αντιμετωπίζει μερικές από τις δυσκολίες ανάλυσης που παρουσιάζονται από τη συνδιακύμανση του μέτρου απόδοσης (Ross, Westerfield & Jaffe, 2002).

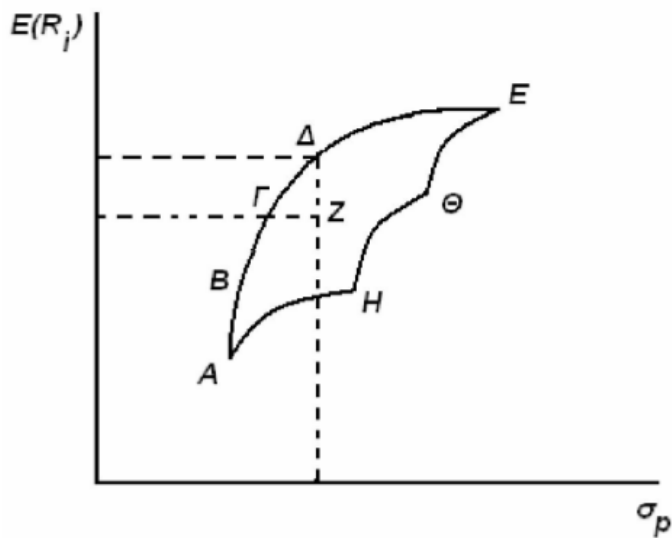
Η MPT επιχειρεί να αναλύσει την αλληλεξάρτηση μεταξύ των διαφόρων επενδύσεων. Χρησιμοποιεί στατιστικά μέτρα όπως ο συντελεστής συσχέτισης για την ποσοτικοποίηση της

επίδρασης της διαφοροποίησης στην απόδοση του χαρτοφυλακίου (Veneeya, 2006). Από την άποψη αυτή, ο συντελεστής συσχέτισης απλώς διαιρεί τη συνδιακύμανση με τις τυπικές αποκλίσεις ενός ζεύγους τίτλων. Εάν η συσχέτιση μεταξύ των τίτλων είναι θετική, τότε οι μεταβλητές συσχετίζονται θετικά. Εάν είναι αρνητική, τότε είναι αρνητικά συσχετισμένες και, εάν ο συσχετισμός είναι μηδέν, τότε οι μεταβλητές προσδιορίζονται ως μη συνδεδεμένες (Ross, Westerfield & Jaffe, 2002).

2.6.6 Το αποδοτικό Μέτωπο πολλών Περιουσιακών Στοιχείων

Ο επενδυτής, για να καταλήξει στο ιδανικό για εκείνον χαρτοφυλάκιο δεν χρειάζεται να εκτιμήσει όλα τα χαρτοφυλάκια χάρη στο Θεώρημα των Αποτελεσματικών Συνδυασμών. Αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο λέγεται εκείνο το οποίο σε δεδομένο επίπεδο κινδύνου παρέχει τη μεγαλύτερη απόδοση και σε δεδομένη απόδοση έχει το μικρότερο κίνδυνο. Σύμφωνα με αυτό το θεώρημα, ένας επενδυτής θα επιλέξει από το σύνολο των δυνατών χαρτοφυλακίων εκείνο το οποίο του προσφέρει την μέγιστη προσδοκώμενη απόδοση για διάφορα επίπεδα κινδύνου και τον μικρότερο κίνδυνο για διάφορα επίπεδα προσδοκώμενης απόδοσης. Το σύνολο όλων των δυνατών χαρτοφυλακίων που πληρούν τις ανωτέρω προϋποθέσεις ονομάζεται Σύνορα Αποτελεσματικών Συνδυασμών.

Εάν ένας επενδυτής μπορεί να επενδύσει σε παραπάνω από δύο αξιόγραφα τότε όλα τα εφικτά χαρτοφυλάκια δεν αναπαριστούν μια καμπύλη, αλλά ένα «σύννεφο» από σημεία., το οποίο αντικατοπτρίζει το εφικτό σύνολο όλων των δυνατών συνδυασμών πολλών αξιόγραφων. Κανένας επενδυτής δεν μπορεί να επιλέξει κάποιο χαρτοφυλάκιο που βρίσκεται εκτός της οριοθετημένης περιοχής. Βασικά ένας επενδυτής θα θέλει να αποκτήσει ένα χαρτοφυλάκιο που βρίσκεται στην επάνω συνοριακή καμπύλη της σκιαγραφημένης περιοχής μεταξύ των σημείων Α και Ε η οποία και λέγεται αποδοτικό μέτωπο πολλών περιουσιακών στοιχείων. Πράγματι, τα χαρτοφυλάκια του αποδοτικού μετώπου υπερτερούν από τα υπόλοιπα της οριοθετημένης περιοχής, καθώς αντιπροσωπεύουν καλύτερους συνδυασμούς αποδόσεως κινδύνου.



Διάγραμμα 1
Σύνολο Εφικτών Συνδυασμών

Στο Διάγραμμα 1 σχηματίζονται όλα τα δυνατά χαρτοφυλάκια βάσει των σχέσεων αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου. Το σύνολο αυτών των εφικτών συνδυασμών έχει την μορφή ομπρελάς στους άξονες της αναμενόμενης απόδοσης στον κάθετο άξονα και του κινδύνου στον οριζόντιο άξονα. Τα σημεία Α έως και Θ δείχνουν μερικά από τα χαρτοφυλάκια. Από όλα τα χαρτοφυλάκια πιο αποδοτικά είναι εκείνα που βρίσκονται μεταξύ Α και Ε. Όλα τα αλλά χαρτοφυλάκια είναι αναποτελεσματικά. Για παράδειγμα, το Γ χαρτοφυλάκιο υπερέχει του Θ γιατί προσφέρει την ίδια απόδοση με μικρότερο κίνδυνο. Αντίστοιχα το Δ χαρτοφυλάκιο υπερέχει του Η γιατί προσφέρει μεγαλύτερη απόδοση στο ίδιο επίπεδο κινδύνου.

2.7 Χρησιμότητα του Επενδυτή

Ο επενδυτής όπως αναφέραμε θα επιλέξει ένα χαρτοφυλάκιο από το αποδοτικό σύνολο. Η επιλογή του αυτή θα εξαρτηθεί τόσο από την διάθεσή του απέναντι στο ρίσκο όσο και από την

απόδοση. Με άλλα λόγια θα επιλέξει το χαρτοφυλάκιο με τη μέγιστη δυνατή χρησιμότητα για εκείνον. Κρίνεται σκόπιμο λοιπόν να αναλυθεί η έννοια της χρησιμότητας και ο ρόλος της στην διαμόρφωση των επενδυτικών αποφάσεων.

2.7.1 Αποστροφή Κινδύνου και Συνάρτηση Χρησιμότητας

Ένας τυπικός επενδυτής παίρνει τις αποφάσεις του ορθολογικά και επομένως αποστρέφεται τον κίνδυνο (risk averse investor). Συνεπώς δεν πρόκειται να ρισκάρει το κεφάλαιό του σε ένα χαρτοφυλάκιο με αρνητικό ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium). Ασφάλιστρο κινδύνου είναι η επιπλέον απόδοση που απαιτείται από μια επένδυση με κίνδυνο σε σχέση με την απόδοση μιας επένδυσης χωρίς κίνδυνο. Έστω ότι η αναμενόμενη απόδοση μιας επένδυσης μηδενικού ρίσκου, όπως είναι τα έντοκα γραμμάτια, είναι 5% ενώ η αναμενόμενη απόδοση σε χαρτοφυλάκιο μετοχών (που ενέχει κίνδυνο) είναι 13%. Τότε Risk Premium = 13%-5%=8%. Όσο πιο μεγάλο είναι το ρίσκο που αναλαμβάνει ένας επενδυτής που αποστρέφεται τον κίνδυνο τόσο πιο μεγάλη απόδοση απαιτεί από αυτήν του την επένδυση. Με απλά λόγια, ο επενδυτής είναι πρόθυμος να αναλάβει τον κίνδυνο, εφόσον θεωρεί ότι ικανοποιείται η χρησιμότητά του από αυτήν την επενδυτική επιλογή. Ανάμεσα σε ανταγωνιστικά χαρτοφυλάκια θα επιλέξει εκείνο που του μεγιστοποιεί την χρησιμότητά του. Οπότε προκύπτει η ανάγκη για αξιολόγηση των υπονήφιων χαρτοφυλακίων ως προς την χρησιμότητά τους στον εκάστοτε επενδυτή. Η βαθμολόγηση των χαρτοφυλακίων ως προς την χρησιμότητά τους μπορεί να γίνει με διάφορες συναρτήσεις με την πιο συχνά χρησιμοποιούμενη από οικονομολόγους και οργανισμούς να είναι η κάτωθι:

$$U = E(r) - 0,005A\sigma^2$$

(4)

Όπου,

U = η τιμή της χρησιμότητας του χαρτοφυλακίου

$E(r)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

Σ^2 = η διακύμανση του χαρτοφυλακίου

A = ο συντελεστής του βαθμού ρίσκου αποστροφής του επενδυτή

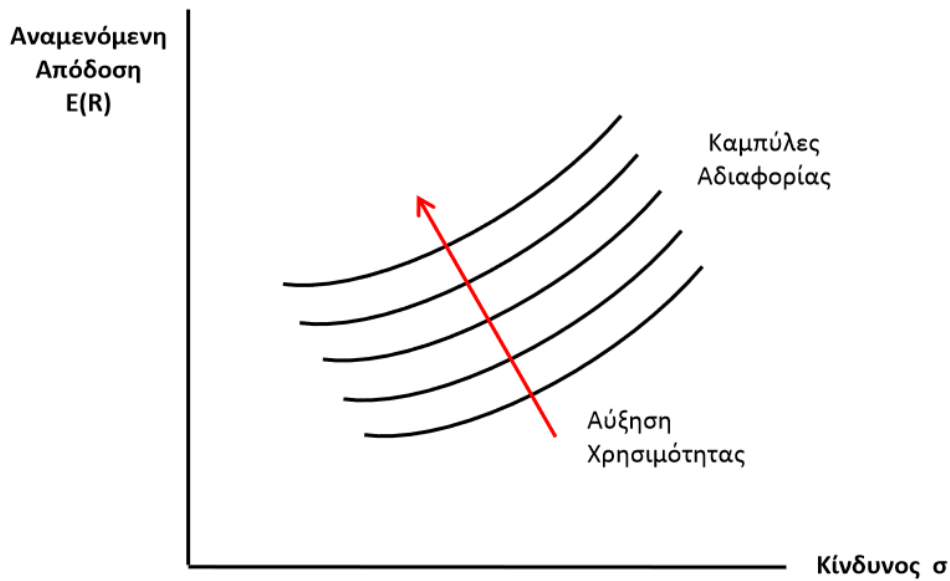
0,005 = ο συντελεστής για την έκφραση ως ποσοστό της αναμενόμενης απόδοσης και της τυπικής απόκλισης

Από την παραπάνω εξίσωση παρατηρούμε ότι όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή της αναμενόμενης απόδοσης του χαρτοφυλακίου, τόσο μεγαλύτερη είναι και η τιμή της χρησιμότητάς του. Επίσης, μεγάλες τιμές της διακύμανσης συνεπάγονται μικρές τιμές της χρησιμότητας. Επιπλέον, ο βαθμός στον οποίο η διακύμανση μειώνει την χρησιμότητα, εξαρτάται από το βαθμό της αποστροφής του ρίσκου του επενδυτή A. Για μεγάλες τιμές του A, που αντιστοιχούν σε επενδυτές με μεγάλη αποστροφή ρίσκου, η μείωση της χρησιμότητας λόγω μεγάλης διακύμανσης του χαρτοφυλακίου εντείνεται. Τέλος, για τις επενδύσεις μηδενικού ρίσκου το επίπεδο χρησιμότητας ισούται με την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου.

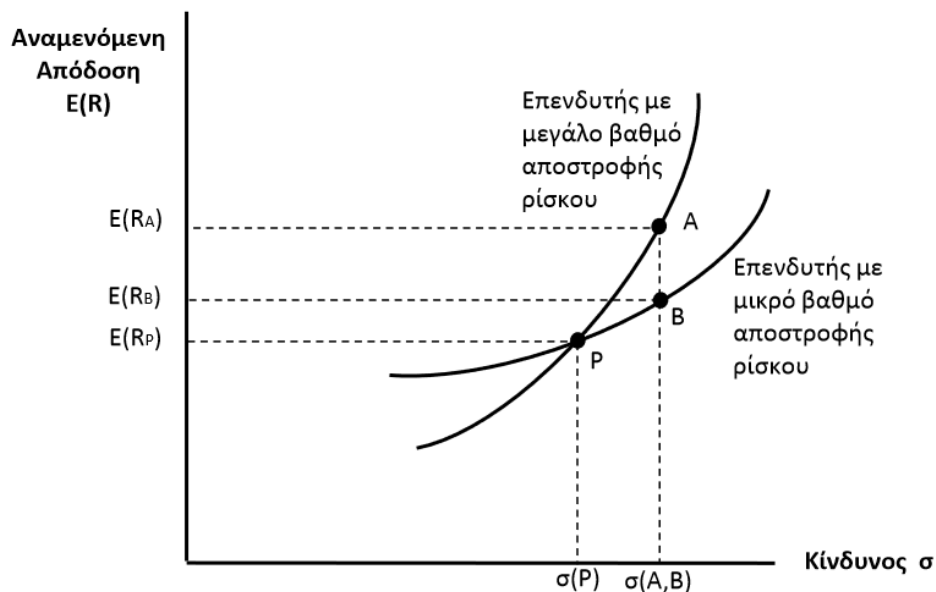
Για να μπορέσουμε να υπολογίσουμε την χρησιμότητα που έχει για μας κάποιο χαρτοφυλάκιο, πρέπει πρώτα να αξιολογήσουμε την ανοχή μας απέναντι στο ρίσκο, δηλαδή να βρούμε την δική μας τιμή του συντελεστή A. Η ποσοτικοποίηση του βαθμού ανοχής μας απέναντι στο ρίσκο δεν είναι καθόλου εύκολη υπόθεση, αφού δεν υπάρχει μια ευρέως κοινά αποδεκτή μέθοδος. Μια διαδικασία που συναντάμε συχνότερα είναι η συμπλήρωση ερωτηματολογίων από τους ενδιαφερόμενους επενδυτές.

2.7.2 Καμπύλες Αδιαφορίας

Η καμπύλη αδιαφορίας απεικονίζει ένα σύνολο από επενδυτικές ευκαιρίες που δίνουν την ίδια χρησιμότητα στον επενδυτή. Αύξηση της χρησιμότητας οδηγεί σε παράλληλη μεταφορά της καμπύλης προς τα πάνω όπως φαίνεται και στο παρακάτω σχήμα. Αντίθετα μείωση της χρησιμότητας συνεπάγεται παράλληλη μεταφορά της καμπύλης αδιαφορίας προς τα κάτω.



Εκτός από τις καμπύλες αδιαφορίας με παράλληλη κλίση, αξίζει να μελετήσουμε και τις καμπύλες με διαφορετική κλίση. Ένας επενδυτής με μεγάλο βαθμό αποστροφής ρίσκου θα έχει μια απότομη καμπύλη χρησιμότητας, αφού προτίθεται να αναλάβει περισσότερο ρίσκο, μόνο αν έχει υψηλή απόδοση η επένδυσή του. Αντίθετα, η καμπύλη αδιαφορίας ενός επενδυτή με μικρό βαθμό αποστροφής ρίσκου δεν είναι τόσο απότομη, διότι ο συγκεκριμένος επενδυτής απαιτεί λιγότερη απόδοση για να αναλάβει το ίδιο αυξημένο ρίσκο με τον προηγούμενο επενδυτή. Αν παρατηρήσουμε το παρακάτω σχήμα, για τον ίδιο κίνδυνο $\sigma(A,B)$, ο επενδυτής με το μεγαλύτερο βαθμό αποστροφής ρίσκου απαιτεί αναμενόμενη απόδοση $E(R_A)$, ενώ ο επενδυτής με το μικρότερο βαθμό αποστροφής ρίσκου απαιτεί αναμενόμενη απόδοση $E(R_B)$ και ισχύει ότι: $E(R_A) > E(R_B)$.

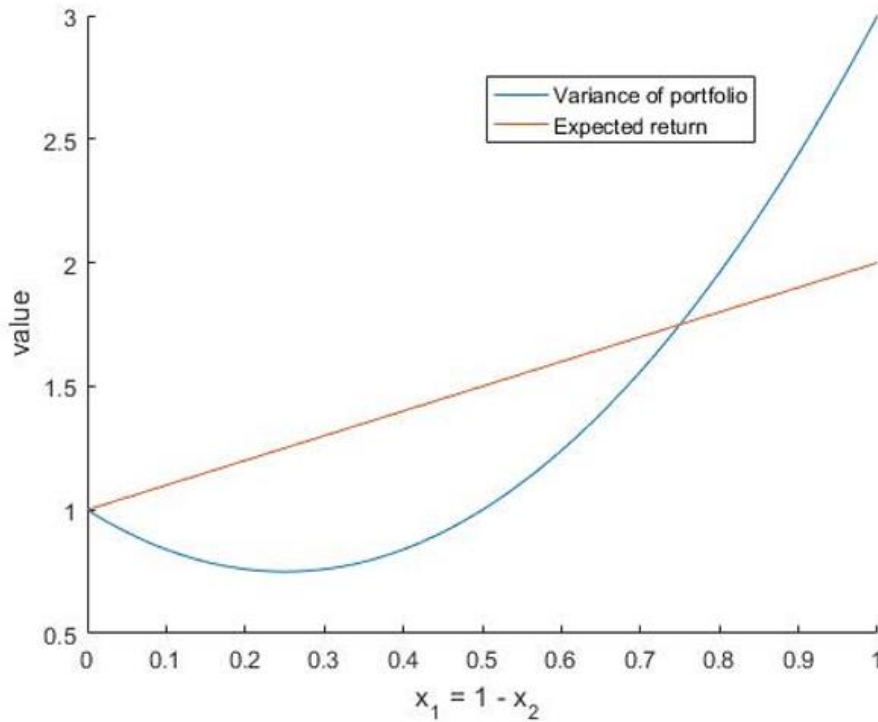


Οι καμπύλες αδιαφορίας παίζουν σημαντικό ρόλο στην επιλογή του καλύτερου αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου. Στην ουσία καθορίζουν ποιο χαρτοφυλάκιο θα επιλέξει ο ενδιαφερόμενος επενδυτής και αυτό επειδή αντικατοπτρίζουν τις ιδιαίτερες προτιμήσεις του επενδυτή ως προς τον κίνδυνο και την απόδοση.

2.8 Θεωρία του Markowitz και Χαρτοφυλάκιο με Δυο και Τρεις Τίτλους

Στην περίπτωση δύο περιουσιακών στοιχείων, x_1 και x_2 , θεωρούμε την περίπτωση όπου η πρώτη έχει υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση και κίνδυνο. Τα περιουσιακά στοιχεία μπορεί να έχουν κάποια συσχέτιση, αλλά για την περίπτωση αυτή, είναι σχετικά χαμηλή, έτσι ώστε το χαρτοφυλάκιο με συνδυασμό των δύο να μπορεί να οδηγήσει σε μικρότερη διακύμανση. Όπως φαίνεται στο κάτωθι διάγραμμα, η ελάχιστη διακύμανση λαμβάνει χώρα στο $x_1 \approx 0.25$ και είναι συνεπώς στο σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Επομένως, το σύνολο των χαρτοφυλακίων είναι όλα τα χαρτοφυλάκια με $x_1 > 0.25$, αφού όλες αυτές οι τιμές έχουν μια αναμενόμενη απόδοση που δεν μπορεί να αλλάξει διατηρώντας τη διακύμανση σταθερή και μια διακύμανση που δεν μπορεί να μειωθεί χωρίς να μειωθεί η αναμενόμενη απόδοση. Το διάγραμμα 1 απεικονίζει τον τρόπο με τον οποίο η αναμενόμενη απόδοση και

διακύμανση μπορεί να εξαρτάται από την αναλογία των στοιχείων ενεργητικού σε ένα χαρτοφυλάκιο δύο περιουσιακών στοιχείων.

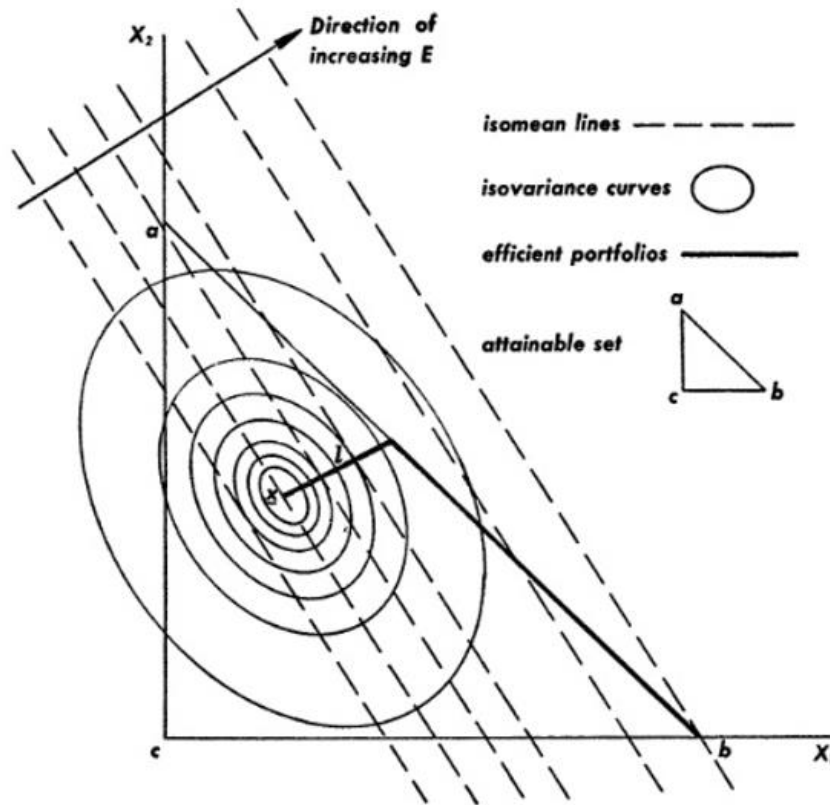


Έστω ότι έχουμε ένα χαρτοφυλάκιο με τρία περιουσιακά στοιχεία:

$$X_1 \geq 0, X_2 \geq 0, X_3 = 1 - X_1 - X_2 \geq 0$$

Η απεικόνιση του χαρτοφυλακίου παρουσιάζεται στο διάγραμμα 2. Το αποτέλεσμα είναι παρόμοιο με την περίπτωση των δύο περιουσιακών στοιχείων, αλλά η διακύμανση εμφανίζεται τώρα με καμπύλες ίσων διακυμάνσεων και η αναμενόμενη απόδοση δείχνει να αυξάνεται προς την κατεύθυνση ορθογώνια προς τις γραμμές ίσων μέσων. Για ένα συνδυασμό των τριών περιουσιακών στοιχείων, η διακύμανση έχει την ελάχιστη τιμή. Αυτό βρίσκεται στο σημείο x , στο κέντρο των καμπυλών διακύμανσης. Το x είναι επίσης η αρχή των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Τα υπόλοιπα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια πρέπει να έχουν υψηλότερες αποδόσεις από το x , επομένως το επόμενο τμήμα των χαρτοφυλακίων είναι η γραμμή προς την κατεύθυνση της αύξησης των αποδόσεων ορθογώνια στις καμπύλες διακύμανσης που αρχίζουν από το σημείο x . Μόλις επιτευχθεί η άκρη του εφικτού σετ, τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια

ακολουθούν αυτήν την άκρη προς την κατεύθυνση στην οποία οι αποδόσεις αυξάνουν έως ότου επιτευχθεί μια γωνία.

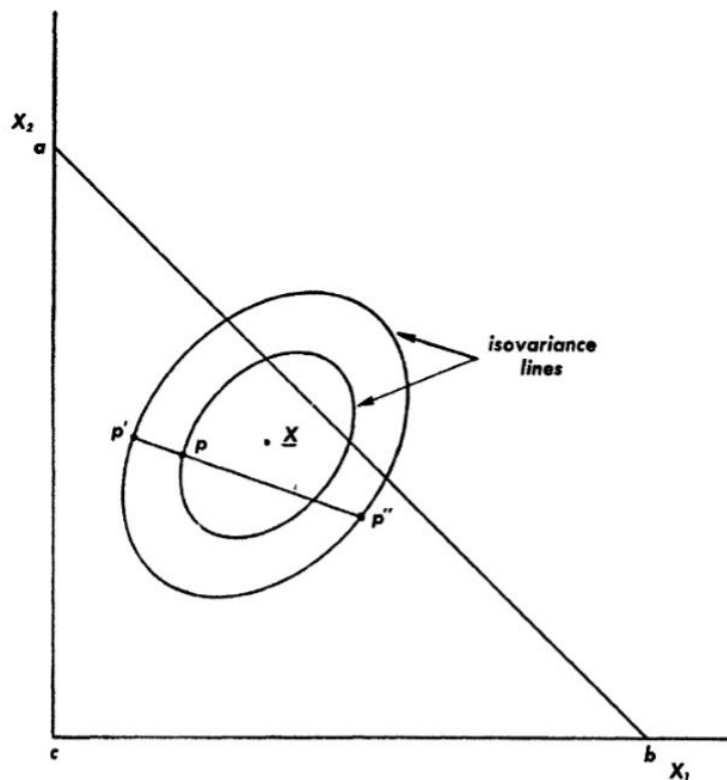


2.8.1 Αποτελέσματα Θεωρίας του Markowitz

Η θεωρία χαρτοφυλακίου του Markowitz δείχνει ότι η διαφοροποίηση ενός χαρτοφυλακίου με πολλά περιουσιακά στοιχεία, οδηγεί σε χαμηλότερο κίνδυνο και είναι γενικά προτιμότερη. Ωστόσο, τα περιουσιακά στοιχεία πρέπει να είναι επαρκώς διαφορετικά μεταξύ τους, δηλαδή να αντιστοιχούν σε χαμηλή συνάφεια, ώστε η διαφοροποίηση να έχει μεγάλη επίδραση στη μείωση του κινδύνου. Όσο περισσότερα περιουσιακά στοιχεία περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο, τόσο περισσότερο μπορεί να μειωθεί η συνολική διακύμανση εάν επιλέγονται στοιχεία ενεργητικού με χαμηλή συσχέτιση. Με πολλά περιουσιακά στοιχεία, οι μεμονωμένες διακυμάνσεις καθίστανται ασήμαντες σε σχέση με τη συσχέτιση μεταξύ των περιουσιακών στοιχείων. Από την άλλη πλευρά, εάν το χαρτοφυλάκιο αποτελείται μόνο από λίγα περιουσιακά

στοιχεία, οι μεμονωμένες διακυμάνσεις είναι πιο σημαντικές από τις συσχετίσεις (Markowitz, 1959).

Ένα απλό αποτέλεσμα της θεωρίας είναι σαφές όταν εξετάζονται δύο διαφορετικά χαρτοφυλάκια υπό μορφή δύο διαφορετικών αμοιβαίων κεφαλαίων. Εάν τα δύο αμοιβαία κεφάλαια έχουν την ίδια διακύμανση, τότε ένα χαρτοφυλάκιο που αποτελείται από ένα συνδυασμό των δύο θα έχει μικρότερη διακύμανση, εφόσον τα δύο κεφάλαια δεν είναι απολύτως συσχετισμένα. Αυτό το σενάριο παρουσιάζεται στο διάγραμμα 3.



Στο διάγραμμα απεικονίζεται η διαφορά μεταξύ δύο χαρτοφυλακίων σε ένα σενάριο τριών περιουσιακών στοιχείων. Τα p' και p'' είναι δύο χαρτοφυλάκια με ίση διακύμανση και το p είναι ένας γραμμικός συνδυασμός των δύο με μικρότερη διακύμανση. Η απόδοση του p είναι ένας σταθμισμένος μέσος όρος των αποδόσεων των p' και p'' .

2.8.2 Εφαρμογή Θεωρίας του Markowitz

Η θεωρία χαρτοφυλακίου του Markowitz δείχνει ότι ένα διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο με πληθώρα περιουσιακών στοιχείων, οδηγεί σε χαμηλότερο κίνδυνο και είναι γενικά προτιμότερο. Ωστόσο, τα περιουσιακά στοιχεία πρέπει να είναι αρκετά διαφορετικά μεταξύ τους, ώστε η διαφοροποίηση να έχει πολύ μεγάλη σημασία στη μείωση του κινδύνου. Όσο περισσότερα περιουσιακά στοιχεία περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο, τόσο περισσότερο μπορεί να μειωθεί η συνολική διακύμανση εάν επιλέγονται στοιχεία ενεργητικού με χαμηλή συσχέτιση. Με πολλά περιουσιακά στοιχεία, οι μεμονωμένες διακυμάνσεις καθίστανται ασήμαντες σε σχέση με τη συσχέτιση μεταξύ των περιουσιακών στοιχείων. Από την άλλη πλευρά, εάν το χαρτοφυλάκιο αποτελείται μόνο από λίγα περιουσιακά στοιχεία, οι μεμονωμένες διακυμάνσεις είναι πιο σημαντικές από τις συσχετίσεις (Markowitz, 1959).

Το κύριο ζήτημα με την εφαρμογή της θεωρίας του χαρτοφυλακίου του Markowitz είναι ότι πρέπει ο επενδυτής να κάνει προβλέψεις για την αναμενόμενη απόδοση κάθε περιουσιακού στοιχείου και τη συνδιακύμανση μεταξύ κάθε ζεύγους περιουσιακών στοιχείων που εξετάζονται στο χαρτοφυλάκιο. Αυτό σημαίνει ότι, για ένα χαρτοφυλάκιο με περιουσιακά στοιχεία N , τότε $2N + \binom{N}{2}$ παράμετροι πρέπει να υπολογιστούν πριν από την εφαρμογή της θεωρίας. Ο επενδυτής, μπορεί βεβαίως να κάνει προβλέψεις για τις αξίες αυτών των παραμέτρων βάσει ιστορικών δεδομένων, αλλά αυτό εισάγει το πρόβλημα του για πόσο χρονικό διάστημα απαιτούνται ιστορικά δεδομένα για να θεωρηθούν αντιπροσωπευτικά για τις μελλοντικές τιμές. Είναι πιθανό ότι απαιτούνται αρκετά μεγάλα χρονικά διαστήματα για την εκτίμηση της απόδοσης. Ακόμη και με εκτεταμένα ιστορικά δεδομένα, το ζήτημα της εφαρμογής της θεωρίας για μελλοντικές αποδόσεις παραμένει.

Ένα άλλο πρόβλημα με τη θεωρία χαρτοφυλακίου του Markowitz είναι ότι δεν μπορεί να υπολογίσει τον συστηματικό κίνδυνο. Ο συστηματικός κίνδυνος είναι ένας τύπος κινδύνου που επηρεάζει τα περισσότερα, αν όχι όλα, περιουσιακά στοιχεία. Παραδείγματος χάριν, ο πληθωρισμός, τα επιτόκια, τα ποσοστά ανεργίας, οι συναλλαγματικές ισοτιμίες ή το ΑΕΠ (όπως ήδη αναφέραμε) αποτελούν κίνδυνο και θα ήταν δύσκολο να σκεφτούμε ένα χαρτοφυλάκιο που δεν θα είχε αυτούς τους τύπους κινδύνων. Επιπλέον, η θεωρία του χαρτοφυλακίου Markowitz δεν λαμβάνει υπόψη το κόστος συναλλαγής κατά τον καθορισμό των χαρτοφυλακίων που είναι αποτελεσματικά. Εάν ένα είδος περιουσιακού στοιχείου έχει

υψηλότερο κόστος συναλλαγής από το άλλο, τότε ίσως δεν είναι βέλτιστο να συμπεριληφθούν αυτά τα στοιχεία στο χαρτοφυλάκιο, παρά το ότι θεωρητικά αποτελούν μέρος ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου.

Η θεωρία του χαρτοφυλακίου Markowitz δεν μπορεί να εφαρμοστεί άμεσα στις αποφάσεις του πραγματικού κόσμου, καθώς απαιτεί μεγάλη γνώση για όλα τα διαθέσιμα περιουσιακά στοιχεία. Οι γνώσεις σχετικά με τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια και ότι ένας συνδυασμός περιουσιακών στοιχείων είναι γενικά καλύτερος από τα μεμονωμένα περιουσιακά στοιχεία, είναι πολύτιμα συμπεράσματα που προκύπτουν από αυτή τη θεωρία. Η βασική στρατηγική για τη μείωση των μελλοντικών κινδύνων είναι η διαφοροποίηση. Η κατοχή διαφόρων ειδών περιουσιακών στοιχείων καθιστά το συνολικό χαρτοφυλάκιο λιγότερο πιθανό να υποστεί μεγάλες ζημιές. Επιπλέον, απαιτούνται ακριβείς εκτιμήσεις των αναμενόμενων αποδόσεων και διακυμάνσεων των εν λόγω περιουσιακών στοιχείων προκειμένου να καταγραφούν σωστά οι κίνδυνοι (Wallengren and Sigurdson, 2017).

2.9 Η θεωρία Arbitrage Pricing (APT)

Η θεωρία Arbitrage Pricing (APT) που διατυπώθηκε από τον Ross (1976) προσφέρει μια εναλλακτική λύση στο γνωστό υπόδειγμα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM) που εισήχθη από τους Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966). Αν και το CAPM έχει κυριαρχήσει στην εμπειρική εργασία και αποτελεί τη βάση της θεωρίας του σύγχρονου χαρτοφυλακίου, η έρευνα έχει όλο και περισσότερο αμφισβητήσει την ικανότητά του να εξηγεί τον εμπειρικό σχηματισμό των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων.

Το γεγονός της αμφισβήτησης του υποδείγματος CAPM αποδεικνύεται τόσο από τον αριθμό συναφών αλλά διαφορετικών θεωριών του έχουν αναπτυχθεί, π.χ. από τους Hakansson (1971), Mayers (1972), Merton (1973), Kraus και Litzenberger (1976), από μη ομαλά εμπειρικά ευρήματα, π.χ. από τους Ball (1978), Basu (1977), Reinganum (1978) όσο και από την αμφισβήτηση της βιωσιμότητας του CAPM ως επιστημονικής θεωρίας, π.χ. Roll (1977). Παρόλα αυτά, το CAPM διατηρεί μια κεντρική θέση στις σκέψεις των ακαδημαϊκών ερευνητών και των επαγγελματιών του χρηματοπιστωτικού τομέα, όπως είναι οι διαχειριστές χαρτοφυλακίων, οι επενδυτικοί σύμβουλοι και οι αναλυτές ασφαλείας (Roll and Ross, 1980).

Υπάρχει ένας καλός λόγος για την ανθεκτικότητα του υποδείγματος αφού είναι συμβατό με την πιο ευρέως αναγνωρισμένη εμπειρική κανονικότητα στις αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων που είναι η κοινή τους μεταβλητότητα. Προφανώς, αυτή η μεταβλητότητα αποδίδεται σε έναν μόνο παράγοντα ο οποίος, με τυχαία διαταραχή, δημιουργεί αποδόσεις για κάθε μεμονωμένο περιουσιακό στοιχείο μέσω κάποιας (γραμμικής) λειτουργικής σχέσης. Παραδόξως όμως, αυτή η διαίσθηση είναι απόλυτα αντίθετη από την επίσημη θεωρία CAPM. Αντίθετα, τα παράγωγα της εξίσωσης CAPM έχουν παρασκευαστεί στηριζόμενα στις αρχές της θεωρίας χρησιμότητας. Όμως, η δημοτικότητα του μοντέλου δεν οφείλεται σε τέτοιες αναλύσεις, διότι καθιστούν πολύ προφανείς τις υποθέσεις που απαιτούνται για την εγκυρότητα του CAPM και δεν κάνουν χρήση της κοινής μεταβλητότητας των αποδόσεων. Μια ανασκόπηση των πρόσφατων οικονομικών κειμένων όπως του Van Horne (1977), αποκαλύπτει ότι ο εξορθολογισμός του CAPM βασίζεται στην διχοτόμηση μεταξύ διαφοροποιήσιμου και μη διαφοροποιήσιμου κινδύνου, μια διάκριση η οποία αναφέρεται σε μια γραμμική παραγωγική διαδικασία και όχι στο CAPM που προέρχεται από τη θεωρία χρησιμότητας.

Όπως το CAPM προέρχεται από την υπόθεση ότι οι επιστροφές τυχαίων στοιχείων ενεργητικού ακολουθούν μια πολυμεταβλητή κανονική κατανομή, η APT ξεκινά επίσης με μια παραδοχή στη διαδικασία δημιουργίας επιστροφής. Η APT είναι μια ιδιαίτερα κατάλληλη εναλλακτική

λύση επειδή συμφωνεί απόλυτα με αυτό που φαίνεται ότι αποτελεί τη φιλοσοφία πίσω από το CAPM. Πράγματι, η APT βασίζεται σε μια διαδικασία παραγωγής γραμμικής απόδοσης ως αρχή και δεν απαιτεί υποθέσεις χρησιμότητας πέρα από τη μονοτονικότητα και την κοιλότητα, ούτε περιορίζεται σε μία μόνο περίοδο αφού διατηρεί τόσο τις περιπτώσεις πολλαπλών περιόδων όσο και μιας περιόδου.

2.10 Βασικές Υποθέσεις APT

Η APT υιοθετεί μια προσέγγιση διαφορετική από το CAPM. Ένα από τα επιχειρήματα που ευνοεί την APT σε σχέση με το CAPM είναι ότι η μεγαλύτερη γενικότητα του APT επιτυγχάνεται στο ότι βασίζεται σε λιγότερες απλουστευτικές υποθέσεις. Για παράδειγμα, γίνονται λίγες υποθέσεις σχετικά με τις προτιμήσεις των επενδυτών.

Από τις παραδοχές του CAPM, δυο μόνο χρειάζονται μόνο για την APT.

1. Η αναμενόμενη απόδοση επιστροφής και η υπόθεση προτίμησης κινδύνου: Οι επενδυτές προτιμούν μεγαλύτερη απόδοση με το λιγότερο κίνδυνο.
2. Οι κεφαλαιαγορές είναι απόλυτα ανταγωνιστικές και χωρίς τριβές. Δεν υπάρχουν έξοδα συναλλαγών, φόροι ή περιορισμοί σε πωλήσεις.

Παρόλο που η APT έχει λιγότερες υποθέσεις από το CAPM, παρουσιάζει μια ιδιομορφία:

3. Η διαδικασία δημιουργίας της υπόθεσης απόδοσης ενός τίτλου: Όλοι οι επενδυτές έχουν ομοιογενείς προσδοκίες ότι οι στοχαστικές ιδιότητες των αποδόσεων περιουσιακών στοιχείων είναι συνεπείς με μια γραμμική δομή k παραγόντων, δηλαδή οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων κατανέμονται κανονικά (Sang Cheng, 1992).

2.11 Διαφορές APT με CAPM

Συγκρίνοντας τα δυο υποδείγματα παρατηρούμε ότι υπάρχουν δύο μεγάλες διαφορές μεταξύ του APT και του CAPM. Η πρώτη και πιο ορατή διαφορά είναι ότι το APT επιτρέπει περισσότερους από έναν παράγοντα παραγωγής. Η δεύτερη είναι ότι αφού το APT καταδεικνύει πως οποιαδήποτε ισορροπία της αγοράς επιτυγχάνεται χωρίς κάποιο κέρδος

arbitrage, κάθε ισορροπία θα χαρακτηρίζεται από μια γραμμική σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης κάθε περιουσιακού στοιχείου και των αποδόσεων.

Το μοντέλο δεν λέει τίποτα για την αποτελεσματικότητα ή όχι της αγοράς, την ισορροπία ή αστάθεια της. Εξαρτάται ουσιαστικά από την απουσία δυνατοτήτων αρμπιτράζ παρά από την απουσία η πολύ πιο περιοριστική προϋπόθεση ότι η αγορά βρίσκεται σε ισορροπία, όπως απαιτείται από την μέση θεωρία διακύμανσης. Το APT επιτρέπει μια σημαντική αποδυνάμωση της παραδοχής ότι οι αγορές βρίσκονται σε ισορροπία.

Η APT είναι ένα μοντέλο τιμολόγησης πολλαπλών παραγόντων που περιγράφει την πηγή αποδόσεων για στοιχεία ενεργητικού. Το μοντέλο δεν λέει τίποτα για την αποτελεσματικότητα ή την αναποτελεσματικότητα, την ισορροπία ή αστάθεια της αγοράς. Εξαρτάται ουσιαστικά από την απουσία δυνατοτήτων αρμπιτράζ παρά από την πολύ πιο περιοριστική προϋπόθεση ότι η αγορά βρίσκεται σε ισορροπία, όπως απαιτείται από τη θεωρία της μέσης διακύμανσης. Το APT επιτρέπει μια σημαντική αποδυνάμωση της παραδοχής ότι οι αγορές βρίσκονται σε ισορροπία. Κατά συνέπεια, η APT μας εξηγεί ότι μπορεί να υπάρχει μια σχετική τιμολόγηση οποιουδήποτε υποσυνόλου περιουσιακών στοιχείων και δεν χρειάζεται να μετρήσουμε όλα τα περιουσιακά στοιχεία προκειμένου να δοκιμαστεί η θεωρία, υπό την προϋπόθεση ότι ο αριθμός των περιουσιακών στοιχείων πράγματι θεωρείται αρκετά μεγάλος ώστε να επιτρέπει τη διαφοροποίηση.

Ταυτόχρονα, στην APT το χαρτοφυλάκιο της αγοράς δεν έχει ιδιαίτερο ρόλο, ενώ ο CAPM απαιτεί να είναι αποδοτικό. Με άλλα λόγια, δεν είναι απαραίτητο να βρούμε την πραγματική αγορά χαρτοφυλακίου στην APT. Οποιοσδήποτε πλήρως διαφοροποιημένος δείκτης μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως υποκατάστατο για την αγορά.

Η μεγαλύτερη αδυναμία της APT είναι η μεγάλη ασάφεια στις εμπειρικές προβλέψεις της, ιδιαίτερα σε σύγκριση με το CAPM. Το CAPM είναι ρητά ένα beta-μοντέλο. Η APT εγγυάται μόνο μια μορφή k-beta, με το k να καθορίζεται εμπειρικά. Το CAPM καθορίζει την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς ως παράγοντα. Δεν έχουμε έναν τέλειο δεδομένο για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς αλλά τουλάχιστον ξέρουμε τι ψάχνουμε. Η APT δίνει λίγες οδηγίες σχετικά με την ταυτότητα των παραγόντων και κάθε παράγοντας θα πρέπει να

μπορεί να επηρεάζει πολλά περιουσιακά στοιχεία στην οικονομία. Η υπόθεση ότι οι παράγοντες της αγοράς είναι γνωστοί, εγγυάται ότι οι επενδυτές μπορούν να διαχειριστούν αποτελεσματικά τον κίνδυνο των παραγόντων και τον ιδιοσυγκρασιακό κίνδυνο όταν ανταλλάζουν τους διαθέσιμους τίτλους στο μοντέλο ανταγωνιστικής ισορροπίας. Επιτρέπει στους επενδυτές να απαλλαγούν από τον ιδιοσυγκρασιακό κίνδυνο χωρίς περιορισμό της επιλογής τους για έκθεση σε παράγοντες κινδύνου.

Η APT κάνει σχετικά λίγες υποθέσεις και παρέχει λίγη καθοδήγηση στις σχέσεις μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων και χαρακτηριστικών ασφαλείας (συστηματικοί παράγοντες). Το APT είναι μια θεωρητική κατασκευή που δεν λέει τίποτα για το πώς οι παράγοντες πρέπει να προσδιορίζονται ή να μετριούνται.

Το CAPM όπως αναφέραμε είναι σαφώς ένα beta-μοντέλο το οποίο είναι μαθηματικά ισοδύναμο με το μοντέλο APT ενός παράγοντα. Είναι καθησυχαστικό να διαπιστώσουμε πως, όταν υπάρχει μόνο ένας παράγοντας σε ολόκληρο τον κόσμο, και αυτός ο μεμονωμένος παράγοντας πρέπει να είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, τότε και ο μεμονωμένος παράγοντας της APT αποδεικνύεται να είναι ταυτόσημος με το CAPM. Το CAPM και η APT μπορούν στη συνέχεια να ενσωματωθούν όταν σε ένα μοντέλο APT λάβουμε υπόψη το χαρτοφυλάκιο αγοράς της CAPM. Ως εκ τούτου, το CAPM φαίνεται να είναι μια ειδική περίπτωση της APT με τον παράγοντα της αγοράς να αποτελεί συνολικό μέτρο συναίνεσης όλων των βασικών παραγόντων. Αυτό σημαίνει ότι ο παράγοντας της αγοράς θα μπορούσε να ενσωματώσει σχεδόν όλες τις πληροφορίες που περιέχουν οι άλλοι παράγοντες.

2.12 Κύριες Δυνάμεις που Επηρεάζουν την Θεωρία APT

Αφετηρία της APT αποτελεί η αναγνώριση ότι μόνο λίγοι συστηματικοί παράγοντες επηρεάζουν τον μακροπρόθεσμο μέσο όρο των αποδόσεων των χρηματοοικονομικών περιουσιακών στοιχείων. Η APT δεν αρνείται τους μυριάδες παράγοντες που επηρεάζουν την ημερήσια μεταβλητότητα των τιμών των μεμονωμένων μετοχών και ομολόγων, αλλά επικεντρώνεται στις κύριες δυνάμεις που κινούν τα περιουσιακά στοιχεία σε μεγάλα χαρτοφυλάκια.

Προσδιορίζοντάς τις δυνάμεις, μπορούμε να αποκτήσουμε μια διαισθητική εκτίμηση της επίδρασής τους στις αποδόσεις χαρτοφυλακίου. Ο απώτερος στόχος είναι η καλύτερη κατανόηση της διάρθρωσης και αξιολόγησης του χαρτοφυλακίου και άρα, ο βέλτιστος σχεδιασμός και απόδοσής του (Roll and Ross, 1995).

2.12.1 Η επίδραση των συστηματικών παραγόντων

Οι αποδόσεις σε μεμονωμένο χαρτοφυλάκιο, για παράδειγμα, στο επόμενο έτος, θα εξαρτηθούν από μια ποικιλία αναμενόμενων και απρόβλεπτων γεγονότων. Τα αναμενόμενα γεγονότα θα ενσωματωθούν από τους επενδυτές στις προβλέψεις απόδοσης των μεμονωμένων χαρτοφυλακίων και έτσι θα ενσωματωθούν στις τιμές της αγοράς. Ωστόσο, το μεγαλύτερο μέρος της απόδοσης που τελικά θα πραγματοποιηθεί, θα οφείλεται στο αποτέλεσμα από τα απροσδόκητα γεγονότα. Αλλά παρόλο που συνειδητοποιούμε ότι κάποια απρόβλεπτα γεγονότα θα συμβούν, δεν μπορούμε να γνωρίζουμε από πριν το μέγεθος και τον αντίκτυπό τους. Αυτό που εμείς μπορούμε να γνωρίζουμε είναι η ευαισθησία των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων σε αυτά τα γεγονότα.

Οι αποδόσεις κεφαλαίου επηρεάζονται επίσης από επιρροές που δεν είναι συστηματικές για την οικονομία στο σύνολό της, επιρροές που επηρεάζουν μεμονωμένες επιχειρήσεις ή συγκεκριμένες βιομηχανίες, αλλά δεν συνδέονται άμεσα με τις γενικές οικονομικές συνθήκες. Τέτοιες δυνάμεις ονομάζονται 'ιδιοσυγκρασιακές' ώστε να ξεχωρίζουν από τους συστηματικούς παράγοντες οι οποίοι περιγράφουν τις κυριότερες κινήσεις στις αποδόσεις της αγοράς. Γιατί ενώ μέσω της διαδικασίας διαφοροποίησης, οι ιδιοσυγκρασιακές αποδόσεις ενός περιουσιακού στοιχείου ακυρώνονται, οι αποδόσεις σε μεγάλα χαρτοφυλάκια επηρεάζονται μόνο από τους συστηματικούς παράγοντες.

Οι συστηματικοί παράγοντες είναι οι κύριες πηγές κινδύνου στις αποδόσεις χαρτοφυλακίου. Οι πραγματικές αποδόσεις χαρτοφυλακίου εξαρτώνται με βάση το ίδιο σύνολο κοινών παραγόντων, αλλά αυτό δεν σημαίνει ότι όλα τα μεγάλα χαρτοφυλάκια συμπεριφέρονται το ίδιο. Τα διαφορετικά χαρτοφυλάκια έχουν διαφορετικές ευαισθησίες σε αυτούς τους παράγοντες. Ένα χαρτοφυλάκιο λοιπόν που έχει αντισταθμιστεί ώστε να μην είναι ευαίσθητο σε αυτούς τους παράγοντες, και με δεδομένο ότι ο ιδιοσυγκρασιακός κίνδυνος είναι μικρός, να είναι ουσιαστικά χωρίς κίνδυνο.

Επειδή οι συστηματικοί παράγοντες είναι οι πρωταρχικές πηγές κινδύνου, άρα αποτελούν τους καθοριστικούς παράγοντες των αναμενόμενων, καθώς και των πραγματικών αποδόσεων στα χαρτοφυλάκια. Εδώ, η λογική πίσω από αυτή την άποψη δεν είναι το συνηθισμένο οικονομικό επιχείρημα ότι η μεγαλύτερη απόδοση μπορεί να επιτευχθεί μόνο με μεγαλύτερο κίνδυνο. Υπάρχει ένας πολύ απλούστερος λόγος για τον οποίο η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου σχετίζεται με την ευαισθησία του στις κινήσεις των παραγόντων. Η λογική είναι η ίδια με αυτή που οδηγεί στο συμπέρασμα ότι δύο τριμηνιαίοι λογαριασμοί του Δημοσίου ή δύο μετοχές της GM πρέπει να πωλούνται περίπου στην ίδια τιμή. Δύο περιουσιακά στοιχεία που είναι υποκατάστατα πρέπει να πωλούνται περίπου στην ίδια τιμή, και πουθενά στο ολόκληρη την οικονομία δεν υπάρχουν πιο στενά υποκατάστατα από τα δύο χρηματοοικονομικά περιουσιακά στοιχεία που περιγράψαμε, που προσφέρουν την ίδια απόδοση.

Δύο χαρτοφυλάκια με την ίδια ευαισθησία σε κάθε συστηματικό παράγοντα είναι πολύ κοντινά υποκατάστατα. Διαφέρουν μόνο στο μικρό ποσοστό του ιδιοσυγκρασιακού ή υπολειπόμενου κινδύνου που θα μπορούσαν να έχουν. Κατά συνέπεια, θα πρέπει να προσφέρουν στον επενδυτή την ίδια αναμενόμενη απόδοση, όπως δύο ίδιες μετοχές προσφέρουν την ίδια αναμενόμενη απόδοση.

Με βάση τα ανωτέρω, η βασική εξίσωση, πρέπει να επεκταθεί τόσο ώστε να ενσωματώνει πολλαπλούς συστηματικούς παράγοντες και με βάση την εμπειρία, ένα μοντέλο με τρεις ή τέσσερις παράγοντες, καταγράφει επαρκώς την επίδραση των συστηματικών παραγόντων στις αποδόσεις της χρηματιστηριακής αγοράς.

Εξίσωση:

$$R = E + (b1)(f1) + (b2)(f2) + (b3)(f3) + (b4)(f4) + e.$$

Κάθε ένας από τους τέσσερις μεσαίους όρους στην εξίσωση είναι προϊόν των αποδόσεων ενός συγκεκριμένου οικονομικού παράγοντα και την ευαισθησία του συγκεκριμένου περιουσιακού στοιχείου σε αυτό τον παράγοντα.

Ποιοι όμως είναι αυτοί οι παράγοντες; Είναι οι οικονομικές δυνάμεις που αποτελούν τις κύριες επιρροές στο χρηματιστήριο. Οι πιο σημαντικοί παράγοντες είναι (Chenet al., 1983):

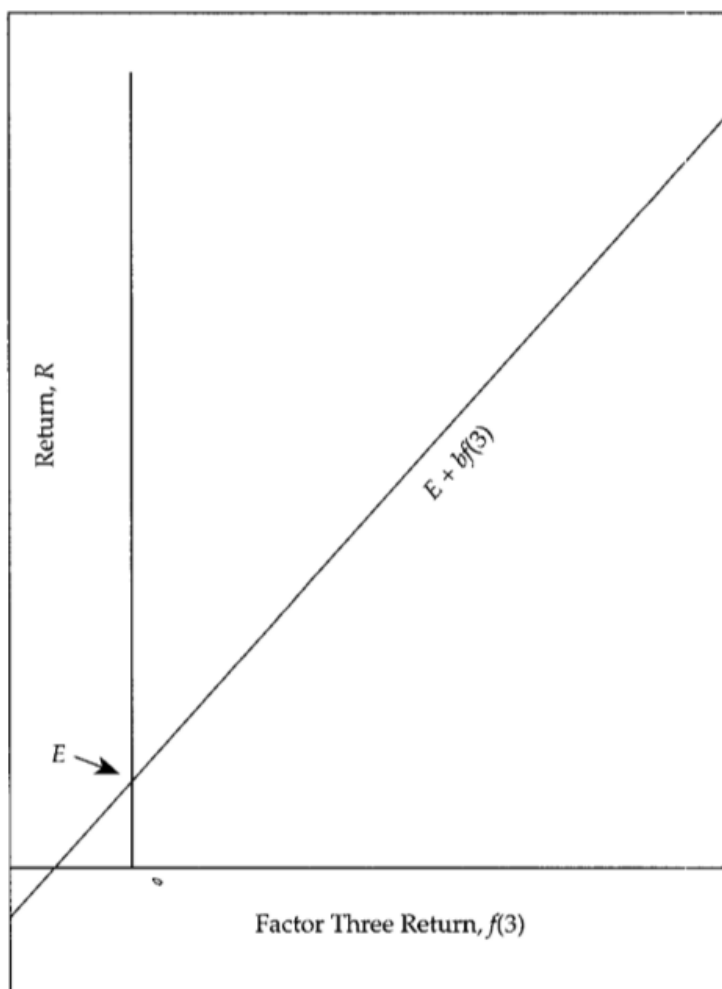
1. Ο πληθωρισμός,
2. Οι αλλαγές στο αναμενόμενο επίπεδο της βιομηχανικής παραγωγής,
3. Οι απρόβλεπτες μεταβολές σε ασφάλιστρα κινδύνου
4. Οι απρόβλεπτες μεταβολές στη διάρθρωση των επιτοκίων.

2.12.2 Ευαισθησία παραγόντων και αποδόσεις περιουσιακών στοιχείων

Βάσει των όσων είπαμε, θα πρέπει να δείξουμε ότι υπάρχει μια απλή σχέση μεταξύ των παραγόντων ευαισθησίας ενός περιουσιακού στοιχείου – b_1 , b_2 , b_3 και b_4 – και της αναμενόμενης απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου E .

Το σχήμα I δείχνει μια υποθετική γραφική παράσταση της εξίσωσης χρησιμοποιώντας τον τρίτο παράγοντα ως παράδειγμα και κρατώντας τους παράγοντες ένα, δύο και τέσσερα στο μηδέν. Η εικόνα δείχνει την ευθεία σχέση μεταξύ των πραγματικών πραγματοποιημένων κινήσεων και αποδόσεων του παράγοντα τρία για ένα συγκεκριμένο περιουσιακό στοιχείο. Ένα πιο ευαίσθητο περιουσιακό στοιχείο, δηλαδή ένα με μεγαλύτερη τιμή για το b , θα είχε μια πιο απότομη γραμμή, που δείχνει ότι ο συντελεστής τρία έχει μεγαλύτερο επιρροή στην απόδοσή του.

Figure 1. Returns and Factor Three



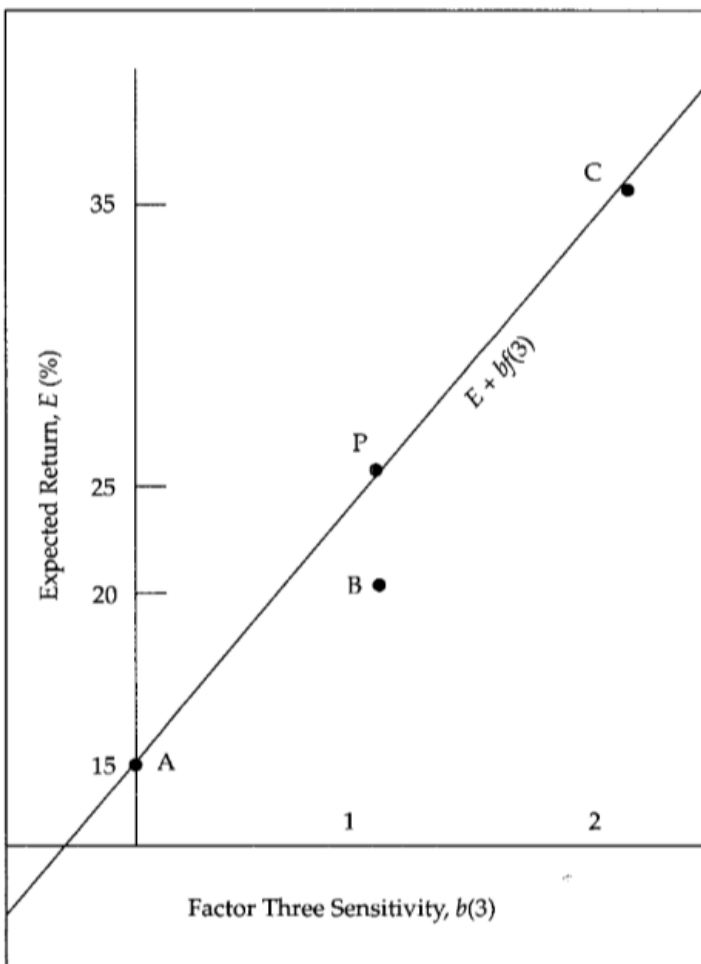
Αντίστροφα, η εξέλιξη για ένα παράγοντα με χαμηλότερο b θα είναι πιο κοντά στην οριζόντια γραμμή αφού η απόδοσή του θα επηρεαζόταν λιγότερο από τις κινήσεις του τρίτου παράγοντα. Δεν υπάρχει στην πραγματικότητα τίποτα που να υποθέτει ότι μια ευαισθησία δεν μπορεί να είναι αρνητική. Εάν αυτή ήταν η περίπτωση, τότε η αύξηση του παράγοντα θα προκαλούσε πτώση στην τιμή αυτού του στοιχείου.

Σημειώστε ότι εάν η απόδοση ενός παράγοντα είναι μηδέν ($f = 0$) αυτό δεν σημαίνει ότι η πραγματική απόδοση θα είναι μηδενική. Στην περίπτωση αυτή, η πραγματική απόδοση θα είναι ίση με την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου E . Οι κινήσεις των συντελεστών που παριστάνονται από το f είναι απρόβλεπτες. Οποιοσδήποτε αναμενόμενες αλλαγές, έχουν ήδη ενσωματωθεί στην αναμενόμενη απόδοση στο χαρτοφυλάκιο E . Έτσι το f παριστά την απόκλιση της πραγματικής απόδοσης του παράγοντα από την αναμενόμενη απόδοση. Όταν

είναι μηδέν, οι πραγματικές κινήσεις των συντελεστών είναι ακριβώς όπως αναμενόταν και οι πραγματικές αποδόσεις του χαρτοφυλάκιο θα είναι ακριβώς αυτές που οι επενδυτές περίμεναν. Με απλά λόγια, αν δεν υπάρχουν εκπλήξεις στις κινήσεις ενός παράγοντα, τότε δεν μπορεί να υπάρξουν εκπλήξεις στις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου.

Το σχήμα 2 απεικονίζει τη σχέση που πρέπει να διατηρηθεί μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης του E και της ευαισθησίας, b . Εδώ το σημείο A αντιπροσωπεύει ένα περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο, ίσως ομόλογα μικρής διάρκειας, με αναμενόμενη απόδοση, r , 15%. Τα σημεία B και Γ αντιπροσωπεύουν δύο μετοχές με αντίστοιχες αναμενόμενες αποδόσεις 20% και 35% και ευαισθησίες ένα και δύο.

Figure 2. Expected Return and Exposure



Ένα χαρτοφυλάκιο που κατανέμεται ομοιόμορφα μεταξύ του ομολόγου A και της μετοχής C θα έχουν απόδοση που είναι ο απλό μέσος όρος των αποδόσεων των δύο περιουσιακών στοιχείων:

$$E = 1/2 \times 15\% + 1/2 \times 35\% = 25\%.$$

Η ευαισθησία αυτού του χαρτοφυλακίου θα είναι επίσης στα μισά του δρόμου μεταξύ των ευαισθησιών του ομολόγου A και της μετοχής C:

$$b(3) = 1/2 \times 0 + 1/2 \times 2 = 1.$$

Αυτό το χαρτοφυλάκιο απεικονίζεται ως σημείο P στο σχήμα 2. Σημειώστε ότι το P βρίσκεται ακριβώς πάνω από τη μετοχή B. Αυτό σημαίνει ότι ένα χαρτοφυλάκιο ομολόγων A και η υψηλότερου κινδύνου μετοχή C έχει την ίδια ευαισθησία στον συστηματικό κίνδυνο του παράγοντα όπως η μετοχή B. Όμως, παρόλο που το χαρτοφυλάκιο έχει την ίδια ευαισθησία όπως η μετοχή B, έχει μια υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση 25%, έναντι της αναμενόμενης απόδοσης μόνο 20% για τη μετοχή B και άρα, η απόδοση του χαρτοφυλακίου θα κυριαρχεί εκείνης της μετοχής B.

Το σχήμα 3 εμφανίζει τις πραγματικές αποδόσεις του χαρτοφυλακίου και της μετοχής B σε σχέση με την απόδοση του παράγοντα τρία. Ασχέτως του αποτελέσματος (που δεν είναι γνωστό εκ των προτέρων), το χαρτοφυλάκιο P αποδίδει 5% καλύτερα από τη μετοχή B. Η υπόθεση που παρουσιάζεται είναι το ίδιο είδος ευκαιρίας arbitrage που θα συνέβαινε στην αγορά ομολόγων εάν δύο γραμμάτια του Δημοσίου με την ίδια διάρκεια, πωλούνται με διαφορετικές αποδόσεις. Όταν γίνεται αυτό το arbitrage, με τους επενδυτές να μειώνουν την κατοχή της μετοχής B και να καλύπτονται με την αγορά του χαρτοφυλακίου, τότε η τιμή της μετοχής B πέφτει και η τιμή της μετοχής C αυξάνεται. Σε χαμηλότερη τιμή, η μετοχή B γίνεται ελκυστικότερη σε σχέση με τη μετοχή C. Η διαδικασία αυτή τερματίζεται μόνο όταν το χαρτοφυλάκιο και η μετοχή B προσφέρουν την ίδια αναμενόμενη επιστροφή. Στην πραγματικότητα, όπως και στην αγορά ξένου συναλλάγματος ή στην αγορά ομολόγων, η διαδικασία λειτουργεί αρκετά γρήγορα και θα υπήρχε ένα κενό πολύ φευγαλέα που για έναν εξωτερικό επενδυτή θα ήταν δύσκολο ακόμη και να το παρατηρήσει.

Οι ευκαιρίες arbitrage θα υπάρχουν πλέον μόνο όταν και τα τρία στοιχεία ενεργητικού του Σχήματος 2 βρίσκονται επάνω στην ίδια γραμμή; σε κάθε άλλη περίπτωση, θα υπάρχει πάντα ένα άλλο χαρτοφυλάκιο που θα υπερτερεί έναντι των περιουσιακών στοιχείων, ανεξάρτητα από τις απρόβλεπτες εξελίξεις που μπορεί να προκύψουν.

Figure 3. Actual Returns: Stock B vs. Portfolio P

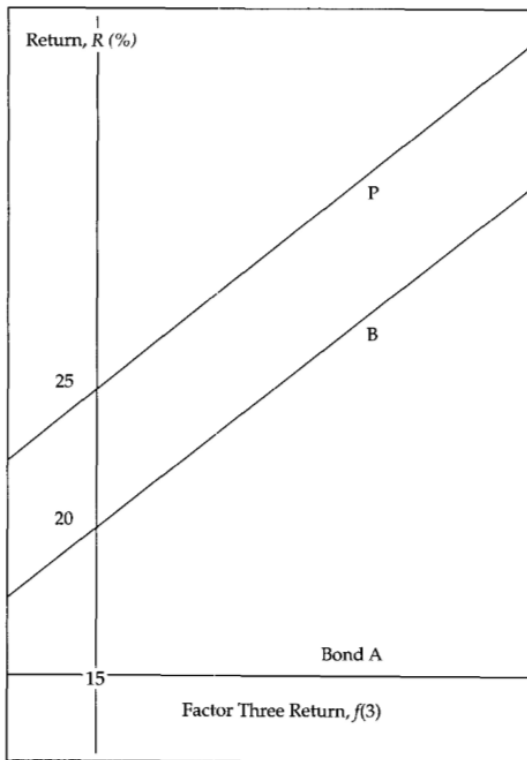
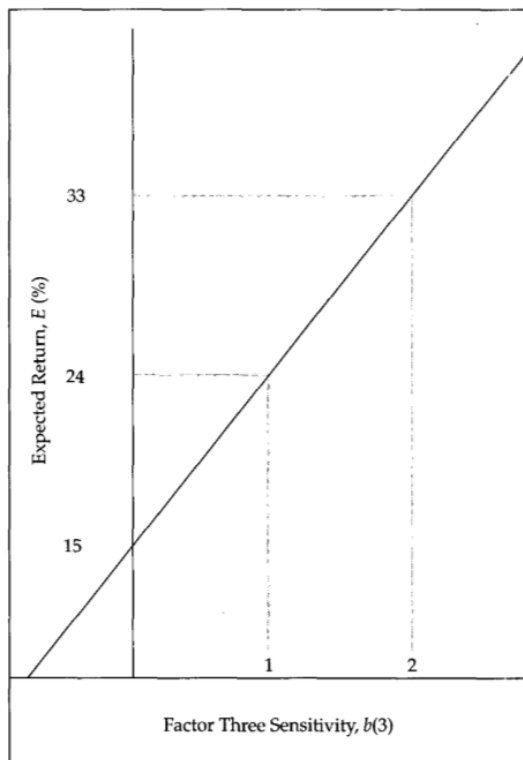


Figure 4. Equilibrium Expected Returns



Το σχήμα 4 παρουσιάζει τη γραμμή στην οποία πρέπει να βρίσκονται και τα τρία στοιχεία ενεργητικού. Υπάρχει μια άμεση θετική σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης, E , σε οποιοδήποτε χαρτοφυλάκιο ή μεμονωμένο περιουσιακό στοιχείο και της ευαισθησίας κινδύνου, $b(3)$. Η κλίση αυτής της γραμμής μετρά την τιμή αγοράς αυτού του τύπου κινδύνου. Στο Σχήμα 4, η τιμή του κινδύνου για τον τρίτο παράγοντα εμφανίζεται ως η διαφορά μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και την χωρίς κίνδυνο απόδοση. Εάν η απόδοση μηδενικού κινδύνου είναι 15% και τα περιουσιακά στοιχεία με παράγοντα τρία είναι 24%, η αγοραία τιμή του κινδύνου είναι 9% (24% - 15%). Αυτό σημαίνει ότι κάθε στοιχείο με $b(3)$ ενός, δηλαδή, κάθε περιουσιακό στοιχείο του οποίου η απόδοση αυξάνεται ή μειώνεται κατά 1% - κάθε φορά που ο τρίτος παράγοντας αυξάνεται ή μειώνεται κατά 1% - θα έχει μια αναμενόμενη απόδοση 9% πάνω από την χωρίς κίνδυνο απόδοση του 15%. Ένα στοιχείο που είναι πιο ευαίσθητο θα έχει υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση. Με άλλα λόγια, η τιμή του κινδύνου για τον τρίτο παράγοντα 9%, είναι το ποσοστό στο οποίο ο επενδυτής ανταμείβεται για την ανάληψη μιας μονάδας ευαισθησίας από τις κινήσεις αυτού του παράγοντα.

Συνοψίζοντας, η αναμενόμενη απόδοση σε οποιοδήποτε στοιχείο σχετίζεται άμεσα με την ευαισθησία αυτού του περιουσιακού στοιχείου από τις απρόβλεπτες μετακινήσεις σημαντικών οικονομικών παραγόντων.

Εάν υποθέσουμε ότι το E3 αφορά στην απόδοση ενός χαρτοφυλακίου με ευαισθησία ενός του παράγοντα τρία (E3=24% στο παράδειγμα του σχήματος 4), τότε η συνολική αναμενόμενη απόδοση (E) στο χαρτοφυλάκιο μπορεί να υπολογιστεί ως:

$$E = r + (E1-r) (b1) + (E3-r) (b2) + (E3 - r) (b3) + (E4 - r) (b4).$$

Αυτή η εξίσωση δηλώνει απλώς τη σχέση που έχουμε αποδείξει: Η αναμενόμενη απόδοση για κάθε στοιχείο, E, υπερβαίνει την άνευ κινδύνου απόδοση, r, κατά ποσό ίσο με το άθροισμα των προϊόντων των τιμών της αγοράς του κινδύνου, E_f-r, και της ευαισθησίας του περιουσιακού στοιχείου στις απρόβλεπτες μετακινήσεις των παραγόντων.

2.12.3 Οικονομικοί Παράγοντες

Αν τους γνωρίζαμε με ακρίβεια, θα μπορούσαμε να μετρήσουμε άμεσα τις ευαισθησίες των μεμονωμένων μετοχών σε κάθε ένα παράγοντα. Θα μπορούσαμε, για παράδειγμα, να μετρήσουμε τις μεταβολές των τιμών μιας μετοχής σε σχέση με τις κινήσεις του οικονομικού παράγοντα. Δυστυχώς, αυτό είναι πολύ πιο δύσκολο από ό,τι ακούγεται. Αρχικά, κάθε μετοχή επηρεάζεται τόσο από τις ιδιοσυγκρασιακές δυνάμεις που είναι πολύ δύσκολο να προσδιοριστεί η ακριβής σχέση μεταξύ της απόδοσής της σε σχέση με ένα δεδομένο παράγοντα. Σε πιο πρακτικό επίπεδο, έχουμε πολλά περισσότερα διαθέσιμα δεδομένα σχετικά με μεμονωμένες αποδόσεις μετοχών από ό,τι έχουμε για ευρείας κλίμακας οικονομικούς παράγοντες.

Το μεγαλύτερο πρόβλημα στη μέτρηση της ευαισθησίας, ωστόσο, είναι το να ξεχωρίσουμε τις απρόβλεπτες από τις αναμενόμενες κινήσεις παραγόντων. Το b_s μετράει την ευαισθησία των αποδόσεων σε απρόβλεπτες κινήσεις των παραγόντων. Απλά κοιτάζοντας το πώς ένα δεδομένο περιουσιακό στοιχείο σχετίζεται με τις κινήσεις της προσφοράς χρήματος, τότε θα συμπεριλαμβάναμε και την επιρροή τόσο από τις αναμενόμενες όσο και από τις απρόβλεπτες αλλαγές. Οι αναμενόμενες αλλαγές έχουν ήδη ενσωματωθεί στις αναμενόμενες αποδόσεις. Οι

απρόβλεπτες όμως αποδόσεις είναι αυτές που καθορίζουν το β_s , και η μέτρησή τους είναι ένα από τα πιο σημαντικά συστατικά της APT.

Όπως προαναφέρθηκε, εμπειρικά η έρευνα δείχνει ότι οι ακόλουθοι τέσσερις οικονομικοί παράγοντες είναι σημαντικοί: ο πληθωρισμός, οι αλλαγές στο αναμενόμενο επίπεδο βιομηχανικής παραγωγής, οι απρόβλεπτες μεταβολές σε ασφάλιστρα κινδύνου και οι απρόβλεπτες μεταβολές στη διάρθρωση των επιτοκίων.

Μπορούμε φυσικά, να σκεφτόμαστε πολλούς άλλους δυνητικούς συστηματικούς παράγοντες, αλλά έχει διαπιστωθεί ότι πολλοί από αυτούς επηρεάζουν τις αποδόσεις μόνο μέσω των επιπτώσεών τους στους παραπάνω τέσσερις παράγοντες. Η προσφορά χρήματος, για παράδειγμα, είναι σημαντική μεταβλητή, αλλά δεν είναι τόσο καλή για τη μέτρηση των ευαισθησιών, επειδή οι περισσότερες από τις απρόβλεπτες αλλαγές στην προσφορά χρήματος συμπεριλαμβάνονται από τους άλλους παράγοντες.

2.12.4 Εύρεση συστημικών παραγόντων

Η απόδοση κάθε άλλου στοιχείου, καθώς είναι ένας γραμμικός συνδυασμός των παραγόντων, πρέπει επίσης να είναι ένας γραμμικός συνδυασμός του πρώτου $k + 1$ για τις αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων. Έτσι, τα χαρτοφυλάκια των πρώτων στοιχείων του ενεργητικού $k + 1$ είναι τέλεια υποκατάστατα όλων των άλλων περιουσιακών στοιχείων στην αγορά. Δεδομένου ότι τα τέλεια υποκατάστατα πρέπει να τιμολογούνται εξίσου, πρέπει να υπάρχουν περιορισμοί στις μεμονωμένες αποδόσεις που παράγονται από το μοντέλο. Αυτός είναι ο πυρήνας του APT: υπάρχουν μόνο μερικές συστηματικές συνιστώσες κινδύνου που υπάρχουν στη φύση. Κατά συνέπεια, πολλά χαρτοφυλάκια είναι στενά υποκατάστατα και ως εκ τούτου πρέπει να έχουν την ίδια αξία.

Ποιοι είναι οι συνηθισμένοι ή συστηματικοί παράγοντες; Αυτή η ερώτηση είναι ισοδύναμη με το ερώτημα τι προκαλεί τις συγκεκριμένες τιμές των συνθηκών συνδιακύμανσης στο CAPM. Εάν υπάρχουν μόνο λίγες συστηματικές συνιστώσες κινδύνου, θα περίμενε κανείς ότι θα σχετίζονταν με θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη, όπως το ΑΕΠ, τα επιτόκια ή τις καιρικές συνθήκες (παρόλο που οι σχέσεις αυτές δεν συνεπάγονται καμιά αιτιότητα). Ο φορμαλισμός του μοντέλου παραγόντων υποδηλώνει ότι πρέπει να διερευνηθεί μια ολόκληρη θεωρητική και

εμπειρική δομή για να κατανοηθεί καλύτερα ποιες οικονομικές δυνάμεις στην πραγματικότητα επηρεάζουν τις αποδόσεις. Όμως, κατά τη δοκιμή του APT, δεν είναι πλέον σκόπιμο να εξετάσουμε αυτό το ζήτημα από ό, τι θα ήταν για τις δοκιμές του CAPM να εξετάσει τι προκαλεί την απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου. Και στις δύο περιπτώσεις, η διαδικασία δημιουργίας απόδοσης θεωρείται ως μία από τις πρωταρχικές υποθέσεις της θεωρίας. Θεωρούμε ότι οι βασικές υποκείμενες αιτίες της διαδικασίας δημιουργίας των αποδόσεων είναι ένας δυνητικά σημαντικός τομέας έρευνας, αλλά θεωρούμε ότι είναι ένας τομέας που μπορεί να διερευνηθεί ξεχωριστά από τη δοκιμή των θεωριών τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων.

Η έλλειψη ειδικού ρόλου στην APT για τα χαρτοφυλάκια της αγοράς είναι ιδιαίτερα σημαντική. Η σχέση τιμολόγησης της APT προκύπτει εξετάζοντας οποιοδήποτε σύνολο n περιουσιακών στοιχείων που ακολουθούσε τη διαδικασία παραγωγής. Στο CAPM, είναι ζωτικής σημασίας τόσο για τη θεωρία όσο και για τις δοκιμές να συμπεριληφθεί ολόκληρο το σύμπαν των διαθέσιμων περιουσιακών στοιχείων στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς που μετράται. Αντίθετα, η APT δίνει μια σχετική τιμολόγηση σε υποσύνολα του συνόλου των περιουσιακών στοιχείων. Κατά συνέπεια, η APT μπορεί, κατ' αρχήν, να δοκιμαστεί εξετάζοντας μόνο υποσύνολα του συνόλου όλων των αποδόσεων. Θεωρούμε ότι σε πολλές συζητήσεις του CAPM, οι επιστήμονες σκέφτηκαν πραγματικά διαισθητικά την APT και τη διαδικασία με έναν μόνο παράγοντα. Τα προβλήματα προσδιορισμού αυτού του παράγοντα και των δοκιμών για άλλους δεν θεωρήθηκαν σημαντικά.

Για να έχουμε μια πιο ακριβή κατανόηση των ασφαλιστρών κινδύνου ενός παράγοντα, E1 - EQ, είναι χρήσιμο να εξειδικεύσουμε τη θεωρία APT σε ένα ρητό στοχαστικό περιβάλλον μέσα στο οποίο επιτυγχάνεται ατομική ισορροπία. Δεδομένου ότι το APT ισχύει τόσο σε διαχρονικές όσο και σε στατικές ρυθμίσεις και σε διακριτά και συνεχή χρονικά διαστήματα, η επιλογή των στοχαστικών μοντέλων είναι σημαντική. Η μόνη κρίσιμη παραδοχή είναι οι αποδόσεις να παράγονται από τη συντομότερη συναλλακτική περίοδο.

Παραδοσιακά, η στρατηγική χαρτοφυλακίου θεωρείται ως την επιλογή του κατάλληλου συνδυασμού μετοχών και ομολόγων (με περιουσιακά στοιχεία και άλλα περιουσιακά στοιχεία περιστασιακά περιλαμβάνεται). Κάθε χαρτοφυλάκιο έχει το δικό του πρότυπο ευαισθησίας στους συστηματικούς οικονομικούς παράγοντες.

Οι μετοχές ως ομάδα και τα ομόλογα ως άλλη ομάδα έχουν διαφορετικές ευαισθησίες στους συστηματικούς κινδύνους. Ως εκ τούτου, η παραδοσιακή προσέγγιση μπορεί να προσφέρει μία λύση στην επιλογή της βέλτιστης έκθεσης στον κίνδυνο. Αλλά τα αποτελέσματα μπορούν να βελτιωθούν σημαντικά εξετάζοντας την ευαισθησία κάθε στοιχείου ενεργητικού σε συστηματικούς κινδύνους.

Το πρώτο πρόβλημα που αντιμετωπίζει ο σχεδιαστής της επενδυτικής στρατηγικής του περιουσιακού στοιχείου είναι αυτή του προσδιορισμού της βέλτιστης έκθεσης σε συστηματικούς οικονομικούς κινδύνους. Αλλάζοντας το μείγμα των μετοχών και των ομολόγων στο χαρτοφυλάκιο θα επηρεάσει σίγουρα το ποσό και το είδος της έκθεσης σε κίνδυνο, αλλά το ίδιο θα συνέβαινε και για κάθε απόφαση αγοράς και πώλησης. Ο σχεδιαστής της επενδυτικής στρατηγικής πρέπει πρώτα να επιλέξει το επιθυμητό επίπεδο έκθεσης και έπειτα, με τις κατάλληλες συναλλαγές, μπορεί να μεταφέρει το κεφάλαιο προς αυτή την επιθυμητή θέση.

Για παράδειγμα, έστω ότι δύο εμπειρικές σχετικές εκθέσεις στον κίνδυνο – στο γενικό επίπεδο της ανοχής κινδύνου και τη δομή των επιτοκίων – διατηρούνται σταθερές και ότι μας ενδιαφέρει η επιλογή της έκθεσης στον κίνδυνο πληθωρισμού και στον κίνδυνο της βιομηχανικής παραγωγής. Στο σχήμα 5, ο οριζόντιος άξονας απεικονίζει την ευαισθησία ή την "έκθεση" ενός χαρτοφυλακίου στον κίνδυνο πληθωρισμού. Ο κάθετος άξονας εκφράζει την έκθεση του ίδιου χαρτοφυλακίου στον κίνδυνο της βιομηχανικής παραγωγής. Αυτές οι ευαισθησίες στον κίνδυνο αναφέρονται ως betas αντίστοιχα.

Τα betas μετρούν τη μέση επίδραση ενός χαρτοφυλακίου ή ενός περιουσιακού στοιχείου σε απρόβλεπτες αλλαγές στους αντίστοιχους οικονομικούς παράγοντες. Για παράδειγμα, ένα χαρτοφυλάκιο με ένα beta πληθωρισμού ίσου με 1, θα τείνει να κινήσει ανοδικά ή καθοδικά κατά 1% ως απάντηση σε μια απροσδόκητη μεταβολή στο ρυθμό πληθωρισμού κατά 1%. Όταν το beta > 1, π.χ. beta = 1,5, αυτό σημαίνει ότι οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου μεγιστοποιούνται από τον πληθωρισμό και απροσδόκητη μεταβολή στο ρυθμό πληθωρισμού

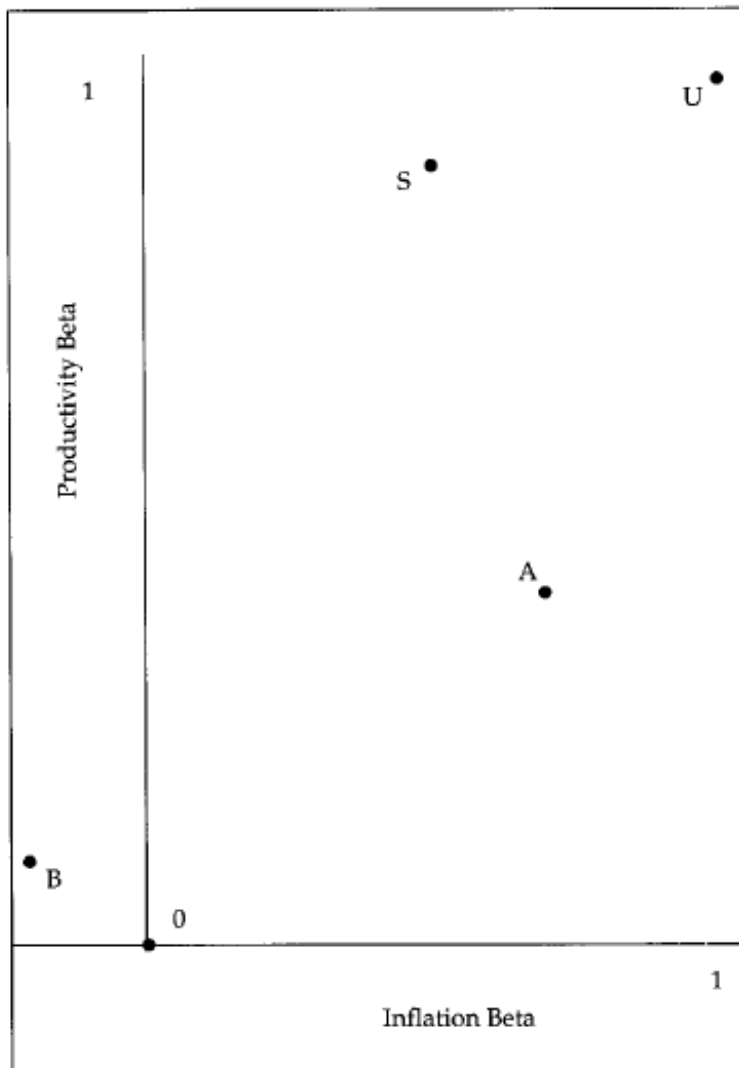
κατά 1% οδηγεί σε 1,5% πρόσθετη απόδοση του χαρτοφυλακίου. Ομοίως, εάν το beta είναι μικρότερο από 1, μια μεταβολή στον πληθωρισμό έχει μικρότερη επίδραση στην απόδοση του χαρτοφυλακίου. Ένα χαρτοφυλάκιο με $\beta = 0,5$ θα παρουσιάσει 0,5% αύξηση στην απόδοση κεφαλαίου για κάθε 1% μεταβολής στο ρυθμό πληθωρισμού. Ένα χαρτοφυλάκιο με μηδενικό beta, κατά μέσο όρο, δε θα επηρεαστεί από μια απρόβλεπτη μεταβολή στον πληθωρισμό.

Βέβαια, πολλά περιουσιακά στοιχεία έχουν στην πραγματικότητα αρνητικά betas και τείνουν να αποδώσουν χειρότερα από ό, τι αναμενόταν όταν ο πληθωρισμός είναι μεγαλύτερος από το αναμενόμενο. Ένας τίτλος με ένα beta πληθωρισμού $-0,3$ χάνει 0,3% της απόδοσης του για κάθε απροσδόκητη μεταβολή στο ρυθμό πληθωρισμού κατά 1%.

Στο σχήμα 5, το σημείο A απεικονίζει μια μεγάλη επένδυση με ευαισθησία πληθωρισμού περίπου 0,7 και ευαισθησία παραγωγής 0,4. Το αν αυτές οι τιμές αποτελούν ένα συνηθισμένο ή ένα ασυνήθιστο πρότυπο ευαισθησιών, δεν υπάρχει τρόπος να απαντηθεί χωρίς πρώτα να γίνει αναφορά σε κάποια βασικά σημεία.

Ένα προφανές σημείο είναι το 0, στο οποίο αμφότερα τα betas είναι μηδέν. Ένα χαρτοφυλάκιο σε αυτό το σημείο δεν θα επηρεαστεί ούτε από απρόβλεπτες μεταβολές στον πληθωρισμό, ούτε από τις αλλαγές στην αναμενόμενη βιομηχανική παραγωγή. Αυτό μπορεί να φαίνεται επιθυμητό, αλλά δεν είναι απαραίτητα έτσι. Ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο δεν προσφέρει καμία ασφάλιση έναντι σε έναν απροσδόκητο κίνδυνο πληθωρισμού. Όταν ο πληθωρισμός είναι μεγαλύτερος από το αναμενόμενο, το χαρτοφυλάκιο αυτό (που είναι στο 0), κατά μέσο όρο, δε θα επηρεαστεί. Το πιο σημαντικό είναι ότι υπάρχει μια αλληλεπίδραση μεταξύ απόδοσης και έκθεσης σε κίνδυνο. Η μετακίνηση ενός χαρτοφυλακίου στην θέση 0, όπου δεν θα ανταποκριθεί σε μεταβολές του πληθωρισμού ή της παραγωγικότητας, θα έχει επιπτώσεις στη μέση απόδοσή του.

Figure 5. Sensitivities to Productivity and Inflation Risks



Το σημείο U αντιπροσωπεύει την ευαισθησία του κεφαλαίου και στους δύο οικονομικούς παράγοντες. Ένα χαρτοφυλάκιο που βρίσκεται στο U θα αυξηθεί σε αξία κατά 1%, είτε με 1% από μεταβολή του απροσδόκητου πληθωρισμού είτε από αύξηση κατά 1% από την αναμενόμενη βιομηχανική παραγωγή. Οι δαπάνες ενός επενδυτικού χαρτοφυλακίου όπως είναι το συνταξιοδοτικό ταμείο πιθανότατα εκτίθενται στον κίνδυνο πληθωρισμού με μια αντίθετη κατεύθυνση. Απρόβλεπτες αυξήσεις του πληθωρισμού θα αυξήσουν κατά μέσο όρο τις δαπάνες. Η ευαισθησία ενός χαρτοφυλακίου στον πληθωρισμό που βρίσκεται στο U, θα βοηθήσει στην αντιστάθμιση αυτού. Η βιομηχανική παραγωγή, ωστόσο, αποτελεί διαφορετική ιστορία. Μειώσεις στη βιομηχανική παραγωγή θα συσχετιστούν γενικά με την αύξηση της ανεργίας, η οποία με τη σειρά της θα οδηγήσει σε μεγαλύτερη οικονομική επιβάρυνση για τα

άτομα και τις επιχειρήσεις. Επιπλέον, οι αλλαγές παραγωγικότητας θα συσχετιστούν και με μεταβολές στις σχετικές τιμές των αγαθών και των υπηρεσιών που αγοράζονται από τον επενδυτή και τους δικαιούχους, και αυτές μπορεί επίσης να είναι δυσμενείς. Αντί λοιπόν να προστατεύσουμε το ταμείο ώστε να ασφαλιστεί από αυτούς τους κινδύνους, ένα χαρτοφυλάκιο με beta παραγωγικότητας 1, τους μεγεθύνει. Το αν το σημείο U είναι ελκυστικό ή όχι εξαρτάται από την ιδιαίτερη κατάσταση του ταμείου.

Το σημείο B αντιπροσωπεύει το τυπικό μοτίβο των ευαισθησιών για ένα χαρτοφυλάκιο με μακροπρόθεσμα ομόλογα δημοσίου. Εδώ, το beta πληθωρισμού είναι αρνητικό ενώ το beta παραγωγικότητας είναι ελαφρώς θετικό. Οι επενδύσεις σε ομόλογα υπόκεινται σε σημαντικές επιπτώσεις του πληθωρισμού και παρουσιάζουν επίσης κάποια ευαισθησία στην παραγωγικότητα (αν και σε μικρότερη έκταση σε σχέση με τις μετοχές). Η ευαισθησία στην παραγωγικότητα είναι μεγαλύτερη για τα εταιρικά ομόλογα από ό,τι για τα ομόλογα δημοσίου, για προφανείς λόγους.

Το σημείο S απεικονίζει τη θέση ενός δείκτη ευρείας βάσης στην αγορά των μεγάλων εισηγμένων μετοχών. Αν και αυτό είναι χρήσιμο σημείο αναφοράς, θα ήταν λάθος να αποδίδεται πάρα πολύ μεγάλη σημασία σε αυτό. Η σωστή επιλογή ενός πρότυπου ευαισθησίας για ένα δεδομένο κεφάλαιο εξαρτάται από ποικίλες εκτιμήσεις διαφορετικές αυτού του κεφαλαίου καθώς και στις αγορές στις οποίες είναι δικαιούχος ένας επενδυτής, και όλα αυτά γενικά δεν θα έχουν ως αποτέλεσμα την επιλογή του δείκτη αγοράς των μετοχών. Ο δείκτης της αγοράς δεν πρέπει να αγνοείται, αλλά ούτε και να αποτελεί τον κανόνα. Είναι απλά ένα χρήσιμο ορόσημο, ένα σημάδι που μπορεί να αποτελέσει οδηγό σε άγνωστο έδαφος (Roll and Ross, 1995).

2.14 Επιλογή Χαρτοφυλακίου

Η θεωρία APT στην λήψη απόφασης της κατάλληλης στρατηγικής χαρτοφυλακίου περιλαμβάνει την επιλογή του επιθυμητού βαθμού έκθεσης στους θεμελιώδεις οικονομικούς κινδύνους που επηρεάζουν τόσο τις αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων όσο και τους οργανισμούς. Αυτή η προσέγγιση διαφέρει από την παραδοσιακή επενδυτική στρατηγική και είναι ιδανική για τη διαχείριση μεγάλων ομάδων κεφαλαίων.

Η επιλογή του βέλτιστου βαθμού έκθεσης στον κίνδυνο απαιτεί την κατανόηση του βαθμού κινδύνου για έναν οργανισμό. Βέλτιστα, το πλαίσιο της έκθεσης σε κίνδυνο του κεφαλαίου, θα πρέπει να εξισορροπεί το σημερινό επίπεδο έκθεσης σε κίνδυνο του οργανισμού. Το κεφάλαιο θα πρέπει να είναι τοποθετημένο έτσι ώστε να αντισταθμίζει τους κινδύνους από τις οικονομικές αβεβαιότητες που αντιμετωπίζει ένας οργανισμός.

Η εφαρμογή αυτής της στρατηγικής μπορεί να περιλαμβάνει, είτε επιλέγοντας μια διαχείριση σύμφωνα με την οποία ενώ θα υπάρχει έκθεση σε οικονομικούς κινδύνους θα υπάρχει ικανότητα για επιπλέον κέρδη με χαμηλό ιδιοσυγκρασιακό κίνδυνο, είτε επιλέγοντας άμεσα στοιχεία ενεργητικού σύμφωνα με εκτιμήσεις των χαρακτηριστικών έκθεσής τους στηριζόμενοι στη διαφοροποίηση για την εξάλειψη του ιδιοσυγκρασιακού κινδύνου. Η πρώτη προσέγγιση αναφέρεται ως "ενεργό APT", ενώ η δεύτερη προσέγγιση μπορεί να είναι πιο παθητική, στο βαθμό που προγραμματίζεται και υλοποιείται η συστηματική έκθεση αλλά δεν υπάρχει καμία προσπάθεια επιλογής με βάση αναμενόμενες, μη φυσιολογικές αποδόσεις.

2.15 Εφαρμογές Θεωρίας APT

Το APT προσφέρεται για διάφορες πρακτικές εφαρμογές λόγω της απλότητας και της ευελιξίας του. Οι τρεις τομείς εφαρμογών που μπορεί η θεωρία να χρησιμοποιηθεί είναι: η κατανομή του ενεργητικού, ο υπολογισμός του κόστους κεφαλαίου και η αξιολόγηση της απόδοσης των διαχειριζόμενων κεφαλαίων.

2.15.1 Κατανομή Ενεργητικού

Η εφαρμογή της APT στην κατανομή του ενεργητικού οφείλεται στη σχέση μεταξύ της δομής του παράγοντα k και της απόδοσης μέσης διακύμανσης. Δεδομένου ότι η δομή με συντελεστές k υποδηλώνει την ύπαρξη ενεργητικού k που εκτείνεται σε συγκεκριμένα όρια, ένας επενδυτής μπορεί να κατασκευάσει ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο μέσης διακύμανσης με μόνο k περιουσιακά στοιχεία. Το έργο είναι ιδιαίτερα απλό όταν οι συντελεστές καφορούν τις πληρωμές των διαπραγματεύσιμων τίτλων. Όταν το k είναι μικρός αριθμός, το μοντέλο μειώνει τη διάσταση του προβλήματος βελτιστοποίησης. Η χρήση της APT στην κατασκευή ενός βέλτιστου χαρτοφυλακίου ισοδυναμεί με την επιβολή του περιορισμού της APT στην εκτίμηση του μέσου όρου και της συνδιακύμανσης που εμπλέκονται στην ανάλυση μέσης απόκλισης. Ένας τέτοιος περιορισμός αυξάνει την αξιοπιστία των εκτιμήσεων επειδή μειώνει τον αριθμό των άγνωστων παραμέτρων.

Εάν η δομή παραγόντων που καθορίζεται στην APT είναι λανθασμένη, ωστόσο, το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο που κατασκευάζεται από την APT δεν θα είναι αποτελεσματικό. Αυτή η αβεβαιότητα απαιτεί την προσαρμογή, παρά τον περιορισμό, της εκτίμησης της μέσης τιμής και της συνδιακύμανσης από την APT. Ο βαθμός αυτής της προσαρμογής πρέπει να εξαρτάται από την προηγούμενη πεποίθηση των επενδυτών στο μοντέλο. Οι Pastor και ο Stambaugh (2000) εισήγαγαν την προσέγγιση Bayesian για την επίτευξη αυτής της προσαρμογής. Ο Wang (2005) δείχνει περαιτέρω ότι η εκτίμηση Bayesian για τα αποτελέσματα κατανομής απόδοσης καταλήγει σε ένα σταθμισμένο μέσο της κατανομής που περιορίζεται από την APT και στην χωρίς όρια κατανομή που ταιριάζει με τα ιστορικά δεδομένα. Ο πολλαπλασιασμός των μοντέλων που βασίζονται στην APT αποτελεί πρόκληση για τον επενδυτή που εμπλέκεται στην κατανομή του ενεργητικού. Στην πραγματικότητα, ο Wang (2005) υποστηρίζει ότι η αντίδραση των επενδυτών στην αβεβαιότητα ενός μοντέλου μπορεί να οδηγήσει στο να επιλέξουν μια κατανομή ενεργητικού με μη αποτελεσματική μέση διακύμανση για κάθε πιθανότητα κατανομής που υπολογίζεται από τις προηγούμενες πεποιθήσεις του μοντέλου.

2.15.2 Κόστος Κεφαλαίου

Ως μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, η APT χρησιμοποιείται και για τον υπολογισμό του κόστους κεφαλαίου. Οι Elton, Gruber και Mei (1994) και οι Bower και Schink (1994) χρησιμοποίησαν την APT για να υπολογίσουν το κόστος κεφαλαίου για τις ηλεκτρικές επιχειρήσεις για λογαριασμό της επιτροπής κοινής ωφέλειας της Νέας Υόρκης. Οι Elton, Gruber και Mei (1994) προσδιόρισαν τους παράγοντες ως απρόβλεπτες μεταβολές στη διάρθρωση των επιτοκίων, το επίπεδο των επιτοκίων, το ρυθμό πληθωρισμού, το ρυθμό αύξησης του ΑΕΠ, τις μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών και σχεδίασαν ένα σύνθετο μέτρο για να μετρήσουν τις αλλαγές σε άλλους μακροοικονομικούς παράγοντες. Εν τω μεταξύ, οι Bower και Schink (1994) χρησιμοποίησαν τους παράγοντες που πρότειναν οι Fama και French (1993) για τον υπολογισμό του κόστους κεφαλαίου για την επιτροπή κοινής ωφέλειας. Ωστόσο, η Επιτροπή δεν υιοθέτησε κανένα από τα προαναφερθέντα μοντέλα πολλαπλών συντελεστών, αλλά χρησιμοποίησε το CAPM.

Άλλες προσπάθειες για την εφαρμογή του APT για τον υπολογισμό του κόστους κεφαλαίου περιλαμβάνουν τους Bower, Bower και Logue (1984), τους Goldenberg και Robin (1991) που χρησιμοποιούν το APT για να μελετήσουν το κόστος του κεφαλαίου για τα αποθέματα χρησιμότητας και Antoniou, Garrett και Priestley) που χρησιμοποιούν το APT για τον υπολογισμό του κόστους των ιδίων κεφαλαίων κατά την εξέταση των επιπτώσεων του ευρωπαϊκού μηχανισμού συναλλαγματικών ισοτιμιών. Οι διάφορες μελέτες χρησιμοποιούν διάφορους παράγοντες και συνεπώς λαμβάνουν διαφορετικά αποτελέσματα, μια αντίληψη του κύριου μειονεκτήματος της APT - η θεωρία δεν καθορίζει ποιοι παράγοντες πρέπει να χρησιμοποιηθούν. Σύμφωνα με τους Green, Lopez και Wang (2003), αυτό το μειονέκτημα είναι ένας από τους κύριους λόγους για τους οποίους το αμερικανικό Federal Reserve Board αποφάσισε να μην χρησιμοποιήσει το APT για να σχηματίσει το τεκμαρτό κόστος του μετοχικού κεφαλαίου για τιμολογιακές υπηρεσίες στις Federal Reserve Banks.

2.16 Αξιολόγηση της απόδοσης των διαχειριζόμενων κεφαλαίων

Η εφαρμογή των μοντέλων αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων στην αξιολόγηση των διαχειριστών κεφαλαίων, ξεκίνησε από τον Jensen (1968). Όταν χρησιμοποιείται η APT για την αξιολόγηση των διαχειριστών κεφαλαίων, οι αποδόσεις των διαχειριζόμενων κεφαλαίων εξαιρούνται από τους παράγοντες και συγκρίνονται οι τιμές με τις αποδόσεις των τίτλων αναφοράς, όπως τα γραμμάτια του Δημοσίου. Παραδείγματα εφαρμογής της APT περιλαμβάνονται στους Busse (1999), Carhart (1997), Chan, Chen, Lakonishok (2002), Cai, Chan and Yamada (1997), Elton, Gruber and Blake (1996), Mitchell and Pulvino (2001), και Pastor and Stambaugh (2002).

Το APT είναι ένα μοντέλο μίας περιόδου, το οποίο παρέχει τιμολόγηση ελεύθερου αρμπιτράζ για υπάρχοντα στοιχεία ενεργητικού (και τα χαρτοφυλάκια αυτών των περιουσιακών στοιχείων), δεδομένης της δομής των αποδόσεών τους. Εφαρμόζοντάς την στην τιμολόγηση των παραγώγων σε υφιστάμενα περιουσιακά στοιχεία ή στις στρατηγικές διαπραγμάτευσης των τιμών, τότε παρουσιάζονται προβλήματα, επειδή ο στοχαστικός παράγοντας είναι μια τυχαία μεταβλητή που μπορεί να είναι αρνητική. Η αρνητική τιμή της μεταβλητής σε ένα περιβάλλον που επιτρέπει παράγωγα οδηγεί σε μια τιμολόγηση αρμπιτράζ. Εξετάστε, για παράδειγμα, την τιμή μιας οption που πληρώνει τον κάτοχό της οποτεδήποτε η SDF είναι αρνητική. Ως χρεόγραφο περιορισμένης ευθύνης, μια τέτοια οption θα πρέπει να έχει μια θετική τιμή, αλλά εφαρμόζοντας το SDF στο πρότυπο αποπληρωμής του δημιουργεί αρνητική τιμή. (Η παρατήρηση ότι ο στοχαστικός παράγοντας του CAPM μπορεί να είναι αρνητικός εξετάστηκε από τους Dybvig (1983) και Ingersoll (1984) που μελέτησαν επίσης μερικές από τα επιπτώσεις αυτής της παρατήρησης).

Οι συναλλαγές και τα παράγωγα σε υφιστάμενα περιουσιακά στοιχεία συνδέονται στενά. Γνωστό, Οι Black and Scholes (1972) έδειξαν ότι η δυναμική διαπραγμάτευση των υφιστάμενων χρεογράφων μπορεί να αναπαράγει τις αποδόσεις των δικαιωμάτων προαίρεσης επί αυτών των υφιστάμενων τίτλων. Παραδείγματα ερμηνειών των τεχνικών διαχείρισης περιουσιακών στοιχείων ως παραγώγων τίτλων εξετάστηκαν από τον Merton (1981) ο οποίος υποστηρίζει ότι η στρατηγική στιγμή είναι ένα δικαίωμα αγοράς.

Παρακινούμενοι από την πρόκληση της αξιολόγησης δυναμικών στρατηγικών διαπραγμάτευσης, οι Glosten και Jagannathan (1994) προτείνουν την αντικατάσταση των μοντέλων γραμμικού παράγοντα με το μοντέλο Black-Scholes. Οι Wang και Zhang (2005), μελετούν εκτενώς το πρόβλημα και αναπτύσσουν μια οικονομετρική μεθοδολογία για τον

προσδιορισμό του προβλήματος στα μοντέλα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων βάσει παραγόντων. Με αυτό τον τρόπο, δείχνουν ότι η APT με πολλούς παράγοντες είναι πιθανό να έχει μεγάλα σφάλματα τιμολόγησης σε σχέση με τα ενεργά διαχειριζόμενα κεφάλαια, επειδή τα εμπειρικά αυτά μοντέλα παρέχουν τα SDF που επιτρέπουν το αρμπιτράζ για αποδόσεις παραγώγων. Είναι ειρωνικό ότι ορισμένες από τις εφαρμογές της APT απαιτούν επεκτάσεις του βασικού μοντέλου που παραβιάζει τη βασική του αρχή - ότι τα περιουσιακά στοιχεία αποτιμώνται σαν να μην προσφέρουν ευκαιρίες αρμπιτράζ οι αγορές.

3. Κεφάλαιο 3^ο – Μοντέλο 3 Παραγόντων Fama and French

Το μοντέλο CAPM είναι αδιαμφισβήτητα ένα εξαιρετικά χρήσιμο εργαλείο σε ό,τι αφορά στην ερμηνεία και πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών και σχετικών περιουσιακών στοιχείων. Όμως, η ικανότητα του να προβλέψει με ασφάλεια τις αποδόσεις είναι σχετικά περιορισμένη, παρότι επιτυγχάνει αρκετά υψηλό συντελεστή προσδιορισμού R^2 που μπορεί να ανέλθει στο 85%, με το μέσο όρο που μπορεί να εξηγήσει το CAPM να κυμαίνεται στο 70%. Δηλαδή, μέσω του μοντέλου CAPM εξηγούμε το 85% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών, λόγω της εκθέσεως αυτών στον συστημικό και μη διαφοροποιήσιμο κίνδυνο της αγοράς. Από την άλλη όμως ένα σημαντικό 15% (έως 30%) παραμένει μη επεξηγήσιμο από το μοντέλο, γεγονός το οποίο καθιστά απολύτως λογική τη προσπάθεια των επιστημόνων του κλάδου να προσδιορίσουν και άλλους παράγοντες πέραν του συστημικού κινδύνου της Αγοράς. Το μοντέλο CAPM, χρησιμοποιεί μία μεταβλητή beta για να περιγράψει τις αποδόσεις ενός χαρτοφυλακίου ή μιας μετοχής με τις αποδόσεις της αγοράς σαν σύνολο. Αντίθετα, Οι ερευνητές Eugene Fama και Ken French πρότειναν ένα μοντέλο που χρησιμοποιεί τρεις μεταβλητές. Δηλαδή πρόσθεσαν άλλους δύο παράγοντες στο κλασικό CAPM όπου αντικατοπτρίζουν την έκθεση του χαρτοφυλακίου στις νέες κατηγορίες της μετοχής.

Από την έρευνά τους κατέληξαν ότι εκείνοι οι προσδιοριστικοί παράγοντες οι οποίοι κρίνονται ως στατιστικώς σημαντικοί και χρήσιμοι στην επαύξηση της επεξηγηματικής και προβλεπτικής ικανότητας του μοντέλου, είναι οι κάτωθι:

3.1 Ο παράγοντας του μεγέθους

Ο παράγοντας του μεγέθους σχετίζεται με τις αποδόσεις του *mimic* χαρτοφυλακίου SMB, τα αρχικά του οποίου σημαίνουν “Small cap minus Big cap”, και υποδηλώνει την διαφορά στις αποδόσεις μεταξύ μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης έναντι μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης. Ο εν λόγω παράγοντας εκφράζει ποιοτικά την έκθεση της απόδοσης της μετοχής στο εταιρικό χαρακτηριστικό της κεφαλαιοποίησης και ποσοτικά καθορίζει την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής στο εν λόγω εταιρικό χαρακτηριστικό. Ως εκ τούτου, καθορίζει και το ύψος του σχετικού premium που απαιτείται να δοθεί στους επενδυτές, ώστε να αναλάβουν τον επιπλέον κίνδυνο κατοχής μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης, έναντι μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης. Ο καθορισμός του ύψους του premium θεωρείται ως

απόλυτα λογική διαδικασία δεδομένου ότι οι εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης θεωρούνται πιο ευπαθείς, και άρα πιο ασταθείς έναντι των οικονομικών γεγονότων, λόγω του χαμηλού βαθμού διαφοροποίησης των επιχειρηματικών τους δραστηριοτήτων. Σε σχετική έρευνα, οι Fama & French κατέδειξαν πως ο ετήσιος ιστορικός μέσος όρος του εν λόγω factor διαμορφώνεται στο 3,3% μεταξύ των ετών July 1926 – July 2002, η δε τιμή αυτού στην παρούσα χρονική περίοδο τιμάται περίπου στο 1,5 % – 2%.

3.2 Ο παράγοντας της αξίας

Ο εν λόγω παράγοντας ονομάζεται από τους ερευνητές Fama & French ως HML, από τα αρχικά ‘High B/M minus Low B/M’, τα οποία ερμηνεύονται ως η διαφορά απόδοσης μετοχών υψηλής αξίας έναντι χαμηλής αξίας στο εταιρικό χαρακτηριστικό ‘Book Value per Share to Market Value per Share’. Ποιοτικώς καθορίζουν την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής σε σχέση με το μέγεθος του εν λόγω δείκτη. Ποσοτικώς, καθορίζει το ύψος του risk premium το οποίο απαιτείται να λάβουν οι επενδυτές προκειμένου να διατηρήσουν στην κατοχή τους μετοχές υψηλού B/M ratio, οι οποίες θεωρούνται από την αγορά ως υποτιμημένες μετοχές. Η παραπάνω προσέγγιση, έχει την ακόλουθη επενδυτική λογική: Η εταιρία στα πρώτα της βήματα και προτού καταστεί ικανή για το πρώτο Initial Public Offering (IPO), απαιτείται να αποκτήσει ικανό κρίσιμο μέγεθος αγοραίας αξίας, γεγονός το οποίο συνεπάγεται χαμηλό B/M ratio εξαιτίας των μελλοντικών προοπτικών ανάπτυξης και κερδοφορίας που η αγορά αναγνωρίζει σε αυτήν. Εάν όμως μεταγενέστερα, και προφανώς μετά το προαναφερθέν IPO, το B/M ratio της επιχείρησης αυξηθεί, αυτό ποιοτικά ισοδυναμεί με χαμηλή εκτίμηση της αγοράς αναφορικά με τις μελλοντικές προοπτικές κερδοφορίας και ανάπτυξης της επιχειρήσεως. Οπότε, ο επενδυτής αναλαμβάνει υψηλότερο επενδυτικό κίνδυνο και οφείλει να αμοιφθεί μέσω σχετικού risk premium, όπως το εν λόγω καθορίζεται και εκφράζεται από την απόδοση του mimic χαρτοφυλακίου HML. Πρακτικά το εν λόγω ισοδυναμεί με αναγνώριση της μετοχής ως υπερτιμημένης. Οι ερευνητές Fama & French καθόρισαν τον ετήσιο ιστορικό μέσο όρο του εν λόγω παράγοντα στο 5,1% μεταξύ των ετών 1926 – 2002, ο δε σημερινός του προσδιορισμός καθορίζεται μεταξύ 3,5% - 4%.

Η χρήση των παραπάνω mimic χαρτοφυλακίων, αύξησε σημαντικά και τον σχετικό συντελεστή προσδιορισμού από το 85% του απλού μοντέλου CAPM στο 95% του μοντέλου Fama &

French. Επιπροσθέτως η χρήση του μοντέλου των 3 προσδιοριστικών παραγόντων, παρέχει τη δυνατότητα στους επενδυτές να λάβουν υπόψη τους στη λήψη αποφάσεων τα εξής:

- Διάκριση του κινδύνου σε τρεις κατηγορίες, (συστημικός κίνδυνος αγοράς, κίνδυνος μεγέθους και κίνδυνος αξίας) και επιλογή της βέλτιστης επενδυτικής στρατηγικής, στα πλαίσια της επιλεκτικής έκθεσης στην πιο κατάλληλη και επιθυμητή επενδυτικά, μορφή κινδύνου.
- Ελεγχόμενος προσδιορισμός της πραγματικής απόδοσης της ικανότητας επιλογής χαρτοφυλακίου (selection ability) των fund managers. Πιο συγκεκριμένα στο μοντέλο CAPM, ο συντελεστής alpha συνδέεται με το selection ability των fund managers. Το θετικό και στατιστικά σημαντικό alpha δείχνει το selectionability του fund manager και ως εκ τούτου εισφέρει α% στην απόδοση χαρτοφυλακίου, έναντι οιοδήποτε άλλου χαρτοφυλακίου με αντίστοιχη τιμή συντελεστή beta. Στην περίπτωση του three factor model όμως, το εν λόγω selection ability (υπό τη προϋπόθεση πως παραμένει στατιστικά σημαντικό και άρα στατιστικά διάφορο του μηδενός) μειώνεται δραστικά αφού σημαντικό μέρος αυτού, αποδεικνύεται πως αποδίδεται στην έκθεση των αποδόσεων στις επιδράσεις των παραγόντων κινδύνου αξίας και μεγέθους. Σημειώνεται επίσης ότι τα betas μεταξύ των μοντέλων διαφέρουν, αφού, στην περίπτωση του CAPM, οι κίνδυνοι μεγέθους και αξίας συμπεριλαμβάνονται και ως εκ τούτου, περιπλέκονται με το συστημικό κίνδυνο Αγοράς, ενώ, στο μοντέλο των Fama & French, είναι ξεκάθαρα διακεκριμένοι. Οι ενδείξεις των συντελεστών δείχνουν ότι χαρτοφυλάκια μικρής κεφαλαιοποίησης και αξίας έχουν υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις, άρα και υψηλότερο αναμενόμενο κίνδυνο από χαρτοφυλάκια μεγάλης κεφαλαιοποίησης.

Η μαθηματική απεικόνιση του μοντέλου έχει την εξής μορφή:

$$r=R_f+ \beta_3(K_m - R_f)+ b_sSMB + b_uHML+a \quad (5)$$

όπου,

r =η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου,

R_f =το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο,

K_m =η απόδοση ολόκληρης της μετοχής της αγοράς,

SMB=μετράει τις ιστορικές υπερβάλλουσες αποδόσεις των μικρών κεφαλαιοποιήσεων έναντι των μεγάλων

HML=μετράει τις ιστορικές υπερβάλλουσες αποδόσεις της αξίας των μετοχών έναντι της αύξησης μετοχικού κεφαλαίου

Το β σε αυτό το μοντέλο είναι ανάλογο με το κλασικό, μόνο που δεν είναι ίσο με αυτό του CAPM καθώς υπάρχουν οι άλλοι δύο παράγοντες. Οι συντελεστές SMB, HML, b_s και b_u προσδιορίζονται με γραμμική παλινδρόμηση και μπορούν να πάρουν είτε θετικές είτε αρνητικές τιμές.

3.3 Ενσωμάτωση του Μοντέλου στην Αποτίμηση Περιουσιακών Στοιχείων

Το πρόβλημα το οποίο αντιμετώπισαν οι ερευνητές κατά την ενσωμάτωση των παραπάνω δεικτών αφορά το γεγονός ότι, ενώ οι παρατηρήσεις των αποδόσεων είναι μηνιαίας βάσεως, τα μεγέθη της χρηματιστηριακής αξίας και του booktomarketratio, ανακοινώνονται κάθε τρίμηνο. Ως εκ τούτου απαιτείται η κατασκευή κατάλληλων χαρτοφυλακίων οι αποδόσεις των οποίων θα αποτελούν proxies των επιδράσεων των προαναφερθέντων δεικτών επί των αποδόσεων των μετοχών.

Η κατασκευή των εν λόγω χαρτοφυλακίων γίνεται ως ακολούθως:

- Βήμα 1^ο:

Η διάκριση του συνόλου των συμμετοχών με βάση τη χρηματιστηριακή αξία (marketcapitalization = $\text{sharesoutstanding} \times \text{marketvaluepershare}$) πραγματοποιείται με βάση τον χρηματιστηριακό δείκτη NYSE με cutoff σημείο το μισό της χρηματιστηριακής αξίας του τελευταίου.

Επομένως διακρίνονται δύο ομάδες συμμετοχών : Οι συμμετοχές με μικρή (small) και μεγάλη (big) χρηματιστηριακή κεφαλαιοποίηση.

Εν συνεχεία και με βάση το booktomarket κριτήριο η κατηγοριοποίηση πράττεται και πάλι επί του δείκτη NYSE, ακολουθεί δε την εξής λογική:

➤ Low Book to market:

Συμμετοχές με τιμή δείκτη , έως και το 30% της συνολικής αξίας του marketto bookratio.

➤ Middle Book to market:

Συμμετοχές με τιμή δείκτη , έως και το 70% της συνολικής αξίας του marketto bookratio.

➤ High Book to market:

Συμμετοχές με τιμή δείκτη , έως και το 100% της συνολικής αξίας του marketto bookratio.

• Βήμα 2^ο:

Εν συνεχεία ακολουθεί ο προσδιορισμός των δεικτών οι επιδράσεις των οποίων, θα προσομοιάζουν την επίδραση του size και του marketto bookratio, στις αποδόσεις των μετοχών. Αναφορικά με τη μεταβλητή η οποία θα αποτελέσει το proxy του sizing η εν λόγω θα κατασκευαστεί ως 'SmallminusBig' (SMB).

Πιο συγκεκριμένα, θα κατασκευαστούν δύο χαρτοφυλάκια , ένα το οποίο θα αποτυπώνει τη μέση απόδοση των μετοχών με μικρή κεφαλαιοποίηση ανά marketto booksegment και ένα δεύτερο το οποίο θα αποτυπώνει τη μέση απόδοση των μετοχών με υψηλή κεφαλαιοποίηση ανά marketto booksegment. Το χαρτοφυλάκιο οι αποδόσεις του οποίου θα αποτελέσουν proxy της επίδρασης του sizing προκύπτει ως η διαφορά των μέσων αποδόσεων με ordering το παραπάνω (smallminusbig).

Αναφορικά με τη μεταβλητή η οποία θα αποτελέσει το proxy του δείκτη marketto bookratio, η εν λόγω θα προκύψει ως ανωτέρω, δηλαδή ως η διαφορά των μηνιαίων αποδόσεων δύο χαρτοφυλακίων 'Highminuslowmarketto bookratio', ανά market sizesegment.

Να σημειωθεί δε πως η συγκεκριμένη μεθοδολογία οδηγεί στη κατασκευή μεταβλητών οι οποίες μεταξύ των είναι στην ουσία ασυσχέτιστες, εμφανίζοντας πολύ μικρό συντελεστή συσχέτισης ίσο προς 0,08.

Καταληκτικά στο μοντέλο εισάγεται και ακόμη μία μεταβλητή η οποία είναι προφανώς ασυσχέτιστη των προηγούμενων δύο και παριστά τα *excessreturns* ενός αντιπροσωπευτικού δείκτη αγοράς (S&P 500) από τις αποδόσεις των *monthlyTreasuryBills*.

Σε μεταγενέστερες μορφές του μοντέλου κατά Fama and French έχει ενταχθεί ακόμη μία μεταβλητή, η οποία ονομάζεται ‘Momentum’ και η οποία παριστά τις διαφορές απόδοσης μεταξύ ομάδων χαρτοφυλακίων υψηλής και χαμηλής αποδόσεως.

Κατά την εμπειρική δε επαλήθευση του αρχικού μοντέλου και προκειμένου για μετοχές υψηλού *marketcapitalization* και υψηλού *markettobook*, η προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου αυξήθηκε σε 0,83 από 0,69 σε σχέση με το ‘Απλό Γραμμικό Μοντέλο’. Παρόλα αυτά σε σχετική τους έρευνα οι Chen , Karceski&Lakonishok (1999) κατέδειξαν πως το μοντέλο των Fama&French (τόσο των τριών όσο και των τεσσάρων μεταβλητών) επέδειξε μικρότερη προβλεπτική ικανότητα έναντι του απλού μοντέλου που υποθέτει σταθερότητα επί του πίνακα των συντελεστών συσχέτισης. Επί της ουσίας η προστιθέμενη αξία του μοντέλου των Fama and French συνίσταται στην αποκρυπτογράφηση της επίδρασης του *sizing* και του *markettobookratio*, επί του πίνακα των ανά δύο συντελεστών συσχέτισεως.

3.4 Βιβλιογραφική Ανασκόπηση

Σε αυτό το κεφάλαιο θα εξετάσουμε σε θεωρητικό επίπεδο τις μελέτες που έχουν γίνει στο μοντέλο Fama&French. Η κύρια ακαδημαϊκή μελέτη που εξετάσαμε ανωτέρω και αφορά το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French είναι η εξής:

3.4.1 Fama F. Eugene and French R. Kenneth, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics* 33, (1993), North Holland

Βάση αυτής, θα πραγματοποιηθεί μια βιβλιογραφική αναδρομή και, πιο συγκεκριμένα, θα κάνουμε μια επισκόπηση προηγούμενων μελετών στην οποία θα αναλύονται – για κάθε μελέτη – οι στόχοι, η μεθοδολογία και τα αποτελέσματα του μοντέλου στην αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων με σκοπό την εγκυρότητα του μοντέλου.

3.4.2 Ruzita Abdul Rahim and Abu Hassan ShaariMohd. Nor, "A Comparison Between Fama And French Model And Liquidity-Based Three-Factor Models in Predicting the Portfolio Returns", *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, Vol. 2, No. 2, (2006), 43–60

Ο κύριος στόχος αυτής της εργασίας είναι η αξιολόγηση της ακρίβειας των δύο μοντέλων SiLiq και DiLiq που βασίζονται στην ρευστότητα, τα οποία έχουν αναπτυχθεί ως πιθανές βελτιώσεις στο μοντέλο Fama and French. Τα προκαταρκτικά αποτελέσματα καταδεικνύουν σαφώς ότι τα μοντέλα τριών παραγόντων ξεπερνούν το CAPM. Ενώ οι υποθέσεις των μη σημαντικών διαφορών δεν μπορούν να απορριφθούν, η οριακή διαφορά στα σφάλματα των ανταγωνιστικών μοντέλων τριών παραγόντων δείχνει ότι η πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών που διαπραγματεύονται στην Bursa Malaysia, μπορεί να βελτιωθεί ελαφρά με την ενσωμάτωση του κινδύνου ρευστότητας σε ένα μοντέλο τριών παραγόντων με τη μορφή του DiLiq.

Το μοντέλο Fama-French μπορεί εξηγήσει τις περισσότερες κύριες ανωμαλίες των συμβατικών μοντέλων (Fama & French, 1996). Οι επιρόσθετοι παράγοντες κινδύνου στο μοντέλο, ενώ είναι συντελεστές που αφορούν την επιχείρηση, ωστόσο έχουν αποδειχθεί πολύ αποτελεσματικοί. Αυτά τα παράδοξα δίνουν τη δυνατότητα για την ανάπτυξη άλλων αποτελεσματικών εμπειρικών μοντέλων και μια τέτοια προσπάθεια ξεκίνησε σε αυτή τη μελέτη. Η μελέτη υποθέτει ότι εναλλακτικά μοντέλα που δίνουν έμφαση στο ρόλο του συντελεστή ρευστότητας στην τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων μπορούν να βελτιώσουν το μοντέλο Fama and French.

Ενώ το συμπέρασμα του Fama and French (1996) σχετικά με τα «κενά» που μπορεί να έχει το μοντέλο τους δίνει τη δυνατότητα για την περαιτέρω βελτίωσή του, η πρόταση των Hodrick και Zhang (2001) σχετικά με τη σημασία της ρευστότητας στα μοντέλα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων είναι μια ισχυρή ένδειξη σχετικά με τον παράγοντα που πρέπει να δοθεί προτεραιότητα στην ανάπτυξη του νέου μοντέλου. Από την αναθεώρηση 20 εμπειρικών μελετών υποστηρίζεται η υπόθεση ότι η ρευστότητα είναι ένας σημαντικός παράγοντας για τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών. Παρά τη σπουδαιότητα αυτό του παράγοντα, ο ρόλος της ρευστότητας στην τιμολόγηση των περιουσιακών στοιχείων κερδίζει μόνο πρόσφατα τη δυναμική της, κυρίως λόγω της δυσκολίας να προσδιοριστεί και επομένως να βρεθεί η σωστή μέτρηση της ρευστότητας.

Γενικά, ενώ η ρευστότητα ορίζεται ως η δυνατότητα άμεσων συναλλαγών με χαμηλό κόστος και με μικρό αντίκτυπο στις τιμές, ουσιαστικά αποτελεί μια έννοια που περιλαμβάνει τέσσερις διαστάσεις: ποσότητα συναλλαγών, ταχύτητα συναλλαγών, κόστος συναλλαγών και αντίκτυπο στην τιμή (Liu, 2004). Μέχρι στιγμής, καμία από τις προηγούμενες μελέτες δεν κατάφερε να συλλάβει όλες αυτές τις διαστάσεις.

Χρησιμοποιώντας κοινές μετοχές 230 έως 480 εισηγμένων εταιρειών, η μελέτη αυτή καταρτίζει 27 χαρτοφυλάκια δοκιμών με ταξινόμηση σε: (i) μέγεθος και booktomarketratio (B / M), (ii) μέγεθος και ρευστότητα μετοχών (TURN) και (iii) B / M και TURN. Η μελέτη αφορά τις περιόδους από τον Ιανουάριο του 1987 έως τον Δεκέμβριο του 2000 για τα δεδομένα και από τον Ιανουάριο του 2001 έως τον Δεκέμβριο του 2004 ως δείγμα πρόβλεψης. Τα σφάλματα πρόβλεψης μετρώνται χρησιμοποιώντας τα σφάλματα μέσου απόλυτου ποσοστού και τον συντελεστή ανισότητας του Theil. Χρησιμοποιούνται δύο σειρές δεδομένων: i) τα μηνιαία στοιχεία για τις τιμές κλεισίματος των μετοχών, τα ποσοστά ομολόγων δημοσίου τριμήνου και ο δείκτης τιμών του Exchange Main Board All Shares (EMAS) και ii) τα στοιχεία του έτους για τον αριθμό των υπόλοιπων (εκκρεμών) μετοχών (NOSH), τον όγκο συναλλαγών (VOL), την αγοραία αξία του μετοχικού κεφαλαίου (ME) και τον δείκτη M / B (ανεστραμμένο προς απόδοση B / M). Τα δεδομένα προέρχονται από το Thompson DataStream και το Investors'Digest. Αυτή η μελέτη επιλέγει τον δείκτη EMAS που αποτελείται από όλες τις κύριες μετοχές και, ως εκ τούτου, είναι πιο συνεπές με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς που σχηματίστηκε από το μοντέλο Fama and French (1993, 1996) που περιλαμβάνει όλες τις μετοχές που είναι εισηγμένες στο NYSE, NASDAQ και AMEX. Σε συνέχεια του Fama and French (1993), αυτή η μελέτη χρησιμοποιεί τα ME και B / M ως υποκατάστατα για το μέγεθος και τον κίνδυνο, αντίστοιχα. Οι εξαρτημένες μεταβλητές σε αυτή τη μελέτη είναι ο μηνιαίος σταθμισμένος μέσος όρος των αποδόσεων στο υπό εξέταση χαρτοφυλάκιο μείον τον συντελεστή απόδοσης χωρίς κίνδυνο ($R_i - R_F$). Οι εξηγηματικοί παράγοντες αυτής της μελέτης είναι αυτοί του μοντέλου Fama and French και το ασφάλιστρο κινδύνου έλλειψης ρευστότητας που προτείνεται σε αυτή τη μελέτη. Η ανάπτυξη του μοντέλου Fama and French ακολουθεί τις παλινδρομήσεις χρονοσειρών που προτείνονται από τους Black et al. (1972), οι οποίοι χρησιμοποιούν ως εξηγηματικούς παράγοντες τις υπερβάλλουσες αποδόσεις ή τις αποδόσεις σε χαρτοφυλάκια μηδενικών επενδύσεων. Κατά συνέπεια, οι Fama and French (1993) μέτρησαν το ασφάλιστρο κινδύνου αγοράς ($R_M - R_F$) ως απόδοση του χαρτοφυλακίου αγοράς (R_M) χωρίς κίνδυνο (R_F).

Τα πρώτα αποτελέσματα αυτής της μελέτης ενισχύουν την τρέχουσα αντίληψη ότι τα εμπειρικά πολυπαραγοντικά μοντέλα είναι πιο ικανά από το CAPM στην πρόβλεψη αποδόσεων μετοχών. Τα αποτελέσματα καταδεικνύουν σαφώς ότι ο παράγοντας της αγοράς ($R_M - R_F$) από μόνος του δεν μπορεί να συλλάβει άλλους κινδύνους των μετοχών. Το συμπέρασμα από την επένδυση είναι ότι, αντί να βασίζεται απλώς στον παράγοντα της αγοράς, οι επενδυτές, ιδιαίτερα σε αυτή την αγορά μετοχών, πρέπει επίσης να ασχολούνται με συγκεκριμένους παράγοντες όπως το επίπεδο κινδύνου και ρευστότητας. Μια τέτοια σύσταση οφείλεται στο γεγονός ότι, παρόλο που η ακρίβεια της πρόβλεψης των ανταγωνιστικών μοντέλων τριών παραγόντων είναι σταθερά διαφορετική μεταξύ τους, η DiLiq τείνει να ξεπεράσει ελαφρώς τις άλλες. Αυτό το εύρημα μας επιτρέπει επίσης να υποστηρίξουμε πιο πειστικά ότι οι επενδυτές χρειάζονται πρόσθετα ασφάλιστρα για να αντισταθμίσουν τους κινδύνους που οφείλονται σε έλλειψη ρευστότητας, και όχι μόνο για να αντισταθμίσουν τους κινδύνους που οφείλονται στο αν μια εταιρεία είναι μικρή. Ορθολογικά, το να είσαι μικρός από μόνο του δεν κάνει μια εταιρεία πιο επικίνδυνη. Μάλλον, είναι ο κίνδυνος της εταιρείας είναι του να χάσει τη ρευστότητά της που προκαλεί τους επενδυτές να απαιτούν υψηλότερα ασφάλιστρα από αυτά του κινδύνου αγοράς.

Οι ασήμαντες διαφορές στην ακρίβεια των προβλέψεων αποδεικνύουν τουλάχιστον ότι τα μοντέλα με βάση τη ρευστότητα είναι συμβατά με το μοντέλο Fama and French (1993). Παρ' όλα αυτά, χωρίς να δοκιμάσουμε την προβλεπτική ικανότητα μοντέλων όπως αυτά που προτάθηκαν σε πρόσφατες μελέτες (Bali & Cakici, 2004, Chollete, 2004), τα αποτελέσματα αυτής της μελέτης δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την επικύρωση της πρότασης του Fama and French (1996) ότι το μοντέλο τριών παραγόντων είναι επαρκές για να εξηγήσει τις αποδόσεις των μετοχών. Τα αποτελέσματα αυτής της μελέτης μπορεί να ερμηνευθούν ως ένδειξη ότι η προβλεπτική ισχύς του μοντέλου τριών παραγόντων μπορεί να βελτιωθεί ελαφρώς συνδυάζοντας τον παράγοντα κινδύνου αγοράς ($R_M - R_F$) με τους παράγοντες HML και έλλειψης ρευστότητας.

3.4.3 Lau, S. T., Lee, C. T., & McInish, T. H., "Stock returns and beta, firms size, E/P, CF/P, book-to-market, and sales growth: evidence from Singapore and Malaysia", *Journal of multinational financial management*, 12(3), (2002), 207-222

Οι Lau, Lee, & McInish (2002), χρησιμοποιώντας στοιχεία για τις αγορές της Μαλαισίας και της Σιγκαπούρης για την περίοδο 1988-1996, εξέτασαν τη σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και τους συντελεστές beta, το μέγεθος, την αναλογία των κερδών προς την τιμή των μετοχών, το δείκτη ταμειακών ροών προς την τιμή, τα ίδια κεφάλαια, το δείκτη book-to-market value, και την αύξηση των πωλήσεων (SG), για να διαπιστώσουν εάν υπάρχουν τέτοιες ανωμαλίες στις αναδυόμενες αυτές αγορές. Τα συμπεράσματα κατέληξαν στο ότι υπάρχει μια σχέση μεταξύ της δεσμευμένης τιμής του συντελεστή συστηματικού κινδύνου beta, και των αποδόσεων των μετοχών και για τις δύο χώρες. Πιο συγκεκριμένα, κατά τη διάρκεια των μηνών με θετικές υπερβάλλουσες αποδόσεις στην αγορά, υπάρχει μια στατιστικά σημαντική θετική σχέση, ενώ διαπιστώθηκε μια αρνητική σχέση μεταξύ του συντελεστή beta και των αποδόσεων των μετοχών κατά τους μήνες με αρνητική υπερβάλλουσα απόδοση στην αγορά.

Όσον αφορά του υπόλοιπους παράγοντες, οι Lau, Lee, & McInish (2002) συμπέραναν την ύπαρξη μιας αρνητικής σχέσης μεταξύ αποδόσεων των μετοχών και του μεγέθους των επιχειρήσεων και για τις δύο χώρες, ενώ για τη Σιγκαπούρη κατέγραψαν επίσης μια αρνητική σχέση μεταξύ των αποδόσεων και της αύξησης των πωλήσεων (SG). Για τη Μαλαισία, βρήκαν θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του λόγου E/P. Αυτές οι σχέσεις είναι σημαντικές μόνο για τους μήνες εκτός του Ιανουαρίου.

Πιο συγκεκριμένα, βασισμένοι στο υπόδειγμα των Fama και French (1992) και στην αδυναμία του να τεκμηριώσει τη σχέση μεταξύ των beta και των αποδόσεων των μετοχών στην αγορά των ΗΠΑ, στράφηκαν στη μελέτη των Chui και Wei (1998), οι οποίοι χρησιμοποίησαν δεδομένα για πέντε αναδυόμενες αγορές του Ειρηνικού. Επίσης, οι Pettengill et al. (1995) αποδίδουν τη γραμμική σχέση μεταξύ beta και των αποδόσεων των μετοχών με τη χρήση των δεδομένων για τον έλεγχο του CAPM, βρίσκοντας μια θετική σχέση μεταξύ beta και των αποδόσεων των μετοχών κατά τη διάρκεια των ανοδικών περιόδων, και μια αρνητική σχέση κατά τη διάρκεια πτωτικών περιόδων. Άλλες μελέτες αναφέρουν διαφορετικά συμπεράσματα που είναι θεμελιώδεις μεταβλητές και σχετίζονται με τις αποδόσεις των μετοχών, όπως για παράδειγμα, οι συσχετιζόμενες θετικά με μεταβλητές όπως ο λόγος κερδών προς τιμή, η αναλογία ταμειακών ροών προς τιμή (CF/P), και ο δείκτης book-to-market (B/M). Αντίστοιχα σχετίζονται αρνητικά με το μέγεθος (SIZE) και την αύξηση των πωλήσεων (SG).

Η μονοπαραγοντική ανάλυση μας δείχνει ότι το μέγεθος της επιχείρησης, το E/P, το CF/P, ο δείκτης book-to-market (B/M), και η αύξηση των πωλήσεων (SG), εμφανίζουν σχέσεις παρόμοιες με αυτές που βρέθηκαν στα δεδομένα των ΗΠΑ (Fama και French, 1992 και Lakonishok et al., 1994). Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων των cross-section των μετοχών δείχνουν ότι οι αποδόσεις των μετοχών συσχετίζονται θετικά με το συντελεστή beta κατά τη διάρκεια των μηνών με θετική απόδοση της αγοράς και αρνητικά κατά τη διάρκεια των μηνών με αρνητικές υπερβάλλουσες αποδόσεις. Οι αποδόσεις των μετοχών έχουν επίσης σχέση με το μέγεθος και την αύξηση των πωλήσεων (SG) στη Σιγκαπούρη και με το μέγεθος και το E/P στη Μαλαισία. Τα αποτελέσματα αυτά υποστηρίζουν το ρόλο του βήτα ως ένδειξη κινδύνου και έχουν ως σκοπό να επιβεβαιώσουν την παρουσία ανωμαλιών στις αποδόσεις των μετοχών για μικρές αναδυόμενες αγορές, όπως η Σιγκαπούρη και τη Μαλαισία.

Αυτή η μελέτη χρησιμοποιεί δεδομένα για όλες τις μη χρηματοπιστωτικές εταιρείες, εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Σιγκαπούρης (SES) και το χρηματιστήριο της Κουάλα Λουμπουρ (KLSE). Τα στοιχεία για ορισμένες επιχειρήσεις δεν είναι διαθέσιμα για μερικά χρόνια, ενώ υπάρχουν 82 επιχειρήσεις του δείγματος στη Σιγκαπούρη και 163 επιχειρήσεις στη Μαλαισία. Η διάρκεια της μελέτης μας περιλαμβάνει 9 χρόνια, μεταξύ 1988-1996. Για τα δεδομένα συνέλεξαν ισολογισμούς και στοιχεία αποτελεσμάτων χρήσης από τη βάση δεδομένων Compustat. Παρότι η βάση δεδομένων δεν είναι πλήρης, τα πρόσθετα στοιχεία που συλλέχθηκαν από διάφορα θέματα των ετήσιων εταιρείες εγχειρίδια δημοσιεύονται από τα δύο Χρηματιστήρια. Οι εταιρείες που διαγράφησαν, δεν διαγράφησαν από το δείγμα για τα έτη πριν από τη διαγραφή. Εν συνεχεία υπολόγισαν τις ακόλουθες μεταβλητές για κάθε επιχείρηση: SIZE, B/M, E/P, και CF/P. Οι μηνιαίες τιμές για την περίοδο από τον Ιούνιο του 1983 μέχρι το Δεκέμβριο του 1996 που προέρχονται από τη DataStream. Αυτές οι τιμές προσαρμόζονται για αλλαγές κεφαλαιοποίησης. Όλα τα beta διορθώθηκαν για τη ρηχότητα συναλλαγών, σύμφωνα με τη μεθοδολογία του Dimson (1979).

Για τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων για τις δύο χώρες, συνολικά χρησιμοποιήθηκαν για τις περιπτώσεις της Σιγκαπούρης και της Μαλαισίας τρία χαρτοφυλάκια ανάλογα με το μέγεθος, E/P, CF/P, B/M, και την SG, για ένα σύνολο (3 χαρτοφυλάκια)×(2 χώρες)×(5 μεταβλητές ταξινόμησης) = 30 χαρτοφυλάκια. Επίσης, χρησιμοποίησαν τέσσερα επιπλέον χαρτοφυλάκια, με E/P<0 και CF/P<0 για τη Σιγκαπούρη και τη Μαλαισία.

Τα αποτελέσματα τους συμφωνούν με εκείνα που ελήφθησαν για τις αγορές των ΗΠΑ και της Ιαπωνίας, από τις εργασίες των Fama και French (1992). Οι μετοχές των μικρών επιχειρήσεων έχουν υψηλότερες αποδόσεις από τις μετοχές των μεγάλων επιχειρήσεων. Οι μέσες μηνιαίες υπερβάλλουσες αποδόσεις μειώνονται μονοτονικά, καθώς αυξάνεται το μέγεθος. Στη Σιγκαπούρη, η διαφορά ανώτερης απόδοσης μεταξύ των δύο ακραίων ομάδων είναι 0,66% ανά μήνα (t-στατιστική = 1.70), ενώ στη Μαλαισία η διαφορά είναι 0,93% μηνιαίως (t-στατιστική = 1.71).

Σε ό, τι αφορά στην E/P, το χαρτοφυλάκιο υψηλού E/P ξεπερνά το χαρτοφυλάκιο με χαμηλό E/P, με τη διαφορά στις υπερβάλλουσες αποδόσεις είναι 0,27% ανά μήνα (t-στατιστική 0,87) για τη Σιγκαπούρη και 0,19% ανά μήνα (t-στατιστική 0,57) για τη Μαλαισία. Ομοίως, το χαρτοφυλάκιο υψηλού CF/P ξεπερνά το χαρτοφυλάκιο χαμηλού CF/P, με τη διαφορά στις υπερβάλλουσες αποδόσεις να είναι 0,19% ανά μήνα (t-στατιστική 0,65) για τη Σιγκαπούρη και 0,20% ανά μήνα (t-στατιστική 0,66) για τη Μαλαισία. Για χαρτοφυλάκιά υψηλού και χαμηλού B/M, παρατηρείται μια διαφορά 0,33% ανά μήνα (t-στατιστική 1.10) για τη Σιγκαπούρη και 0,62% ανά μήνα (t-στατιστική 1,46) για τη Μαλαισία. Η διαφορά στις υπερβάλλουσες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου μεταξύ χαμηλού και υψηλού SG είναι 0,59% ανά μήνα (t-στατιστική 2.44) για τη Σιγκαπούρη και 0,39% ανά μήνα (t-στατιστική 1,37) για τη Μαλαισία. Στη συνέχεια, εκτίμησαν οκτώ μοντέλα παλινδρόμησης της διατομής των αποδόσεων, με τη χρήση 102 μηνιαίων αποδόσεων για την περίοδο διακράτησης των μεμονωμένων μετοχών ως εξαρτημένη μεταβλητή (RETURN), με το μέγεθος, το E / P, CF / P, B / M, και SG ως εξαρτημένες μεταβλητές. Για να ελέγξουμε την υπό όρους σχέση μεταξύ των συντελεστών και των αποδόσεων των μετοχών, χρησιμοποιούμε μια ψευδομεταβλητή 0 εάν οι αποδόσεις της αγοράς είναι αρνητικές (BETA (-)) και 1 εάν οι υπερβάλλουσες αποδόσεις της αγοράς είναι θετικές (BETA (+)).

Τα συμπεράσματα έδειξαν ότι:

(1) Υπάρχει μια θετική σχέση μεταξύ του συντελεστή beta και των αποδόσεων των μετοχών κατά τους μήνες με θετικές αποδόσεις της αγοράς και μια αρνητική σχέση μεταξύ του beta και των αποδόσεων κατά τους μήνες με αρνητική απόδοση της αγοράς.

(2) Υπάρχει αρνητική σχέση για τη Σιγκαπούρη μεταξύ του μεγέθους των μετοχών και των αποδόσεων, καθώς και μεταξύ της σταθμισμένης μέσης ετήσιας απόδοσης SG και τις μετοχές.

(3) Υπάρχει μια θετική σχέση μεταξύ του beta και της απόδοσης των μετοχών κατά τους μήνες με θετικές αποδόσεις της αγοράς και μια αρνητική σχέση μεταξύ βήτα και της απόδοσης των μετοχών κατά τους μήνες με αρνητική υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς. Μια αρνητική επίδραση του μεγέθους και μια θετική επίδραση του E/P για τη Μαλαισία.

(4) Οι σχέσεις είναι σημαντικές μόνο για τους μήνες εκτός του Ιανουαρίου.

(5) Η μελέτη εντοπίζει πολλές ομοιότητες και διαφορές μεταξύ της αγοράς των ΗΠΑ και των αναδυόμενων αγορών.

3.4.4 Morelli, D., "Beta, size, book-to-market equity and returns: A study based on UK data", *Journal of Multinational Financial Management*, 17(3), (2007) 257-272

Το υπόδειγμα CAPM είναι ένα μοντέλο που βασίζεται στις προσδοκίες, που εκφράζεται από την άποψη των αναμενόμενων αποδόσεων μολονότι ο έλεγχος όλων των υποδειγμάτων γίνεται με βάση τα πραγματοποιηθέντα δεδομένα η οποία θα μπορούσε να οδηγήσει κάποιον να υποστηρίξει ότι το ίδιο το CAPM δεν δοκιμάζεται πραγματικά.

Η εργασία του Morelli (2007), επεκτείνει την υπάρχουσα βιβλιογραφία για τη χρηματιστηριακή αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου, με την εξέταση της επίδρασης των τιμών των συντελεστών beta, το μέγεθος και το book-to-market των μετοχών ως παράγοντες ερμηνείας των αποδόσεων και των ασφαλιστρών κινδύνου, με τις αποδόσεις να εξαρτώνται από αυτούς τους παράγοντες. Στη μελέτη εξετάστηκαν αυτές οι ανταγωνιστικές μετρήσεις κινδύνου για την επεξήγηση των αποδόσεων, επιτρέποντας ταυτόχρονα τη σχέση να είναι τόσο εξαρτημένη όσο και μη από το πρόσημο της υπερβάλλουσας απόδοσης της αγοράς.

Η περίοδος του δείγματος εκτείνεται από την 1η Ιουλίου του 1980 μέχρι τον Ιούνιο του 2000 στην αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου για δεδομένα αποδόσεων από τη βάση δεδομένων LSPD και παρέχει μηνιαίες αποδόσεις για μεμονωμένες μετοχές του Ηνωμένου Βασιλείου, προσαρμοσμένες για τα μερίσματα και τις διασπάσεις των μετοχών. Επίσης, χρησιμοποιήθηκε το 3μηνο T-Bill για την προσέγγιση της απόδοσης μηδενικού κινδύνου, η οποία μετατρέπεται σε μηνιαία βάση. Για τη λογιστική αξία και την αγοραία αξία των μετοχών χρησιμοποιήθηκε η βάση δεδομένων DataStream. Λόγω του ότι τα δεδομένα λαμβάνονται από δύο πηγές, το δείγμα περιορίζεται για τις κοινές μετοχές. Επιλέχθηκε λοιπόν ένα δείγμα 300 μετοχών που επελέγησαν τυχαία με στοιχεία που καλύπτουν τη συνολική περίοδο. Οι εταιρείες που επιλέχθηκαν αντιπροσωπεύουν συνολικά 17 κλάδους διαφορετικών ομάδων της βιομηχανίας, ενώ εξαιρέθηκαν οι χρηματοοικονομικές εταιρείες επειδή ο δείκτης book-to-market δεν θα έχει την ίδια ερμηνεία όπως για τις μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις. Ο δείκτης αναφοράς που χρησιμοποιείται για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι ο απλός σταθμισμένος μέσος όρος των 300 μετοχών.

Η μεθοδολογία που υιοθετήθηκε ακολουθεί τόσο την παραδοσιακή προσέγγιση τριών παραγόντων των Fama και Macbeth (1973) (σχηματισμός του χαρτοφυλακίου, εκτίμηση του beta του χαρτοφυλακίου και τον έλεγχο, κάθε βήμα που συμβαίνει σε μεταγενέστερη χρονική περίοδο), όπως χρησιμοποιείται από τους Fama και French (1992), καθώς επίσης και μια τροποποιημένη έκδοση, των Pettengill et al. (1995). Στον έλεγχο του CAPM συχνά αποφεύγεται η χρήση των μεμονωμένων τίτλων, έναντι των χαρτοφυλακίων που προτιμώνται, δεδομένου ότι οι συντελεστές beta των χαρτοφυλακίων είναι πολύ λιγότερο εκτεθειμένες σε σφάλματα μέτρησης.

Η κατασκευή χαρτοφυλακίου με βάση το συντελεστή beta, έχει υιοθετηθεί σε αρκετές μελέτες (βλ Pettengill et al., 1995). Επίσης χρησιμοποιείται και το μέγεθος ως βάση, καθώς παράγει μια ευρεία διασπορά των μέσων αποδόσεων και των betas (Chan and Chen, 1988). Ωστόσο, το μέγεθος και τα beta του μεγέθους έχουν υψηλή συσχέτιση, που δημιουργεί προβλήματα, δεδομένου ότι είναι δύσκολο να διαχωριστεί η επίδραση του μεγέθους από την επίδραση του βήτα στις μέσες αποδόσεις. Οι Fama και French (1992), αναγνωρίζοντας το πρόβλημα, κατασκεύασαν χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος και στη συνέχεια τα κατέταξαν με τους συντελεστές beta (beta-size χαρτοφυλάκια).

Η περίοδος του δείγματος χωρίζεται σε 12 υποπεριόδους των 9 ετών, η πρώτη υποπερίοδος από Ιούλιο 1980 έως τον Ιούνιο του 1989, η δεύτερη από τον Ιούλιο του 1981 μέχρι το Ιούνιο του 1990, κ.λπ. Για κάθε υποπερίοδο, τα πρώτα 4 χρόνια χρησιμοποιήθηκαν για την κατασκευή των χαρτοφυλακίων, τα επόμενα 4 χρόνια για την εκτίμηση μετά την κατάταξη των συντελεστών βήτα, και το τελευταίο έτος για τις δοκιμές. Η συνολική διάρκεια της

δοκιμαστικής περιόδου εκτείνεται από τον Ιούλιο 1988 έως τον Ιούνιο του 2000. Για τον έλεγχο της αξιοπιστίας, η περίοδος δοκιμών επίσης χωρίζεται σε δύο ίσες χρονικές περιόδους: Ιούλιο 1988 έως τον Ιούνιο του 1994 και του Ιουλίου 1994 έως Ιούνιο του 2000. Χρησιμοποιώντας τα 4 πρώτα χρόνια των στοιχείων, Ιούλιο 1980 έως τον Ιούνιο του 1984, οι 300 μετοχές ομαδοποιούνται σε 20 χαρτοφυλάκια size-beta, το καθένα αποτελούμενο από 15 τίτλους. Έχοντας σχηματίσει τα χαρτοφυλάκια, χρησιμοποιήθηκε η ακόλουθη παλινδρόμηση για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς:

$$R_{PT}-R_{FT} = \beta_p (R_{MT}-R_{FT}) + \xi_{pt}$$

Αυτή η παλινδρόμηση χρονοσειρών πραγματοποιείται για κάθε χαρτοφυλάκιο, ως εκ τούτου, για κάθε υποπερίοδο, οι 20 παλινδρομήσεις χρονολογικών σειρών εκτελούνται με αποτέλεσμα την εκτίμηση 20 beta των χαρτοφυλακίων. Για τις δοκιμές της διατομής της παλινδρόμησης, οι επιμέρους μηνιαίες αποδόσεις που χρησιμοποιούνται είναι για την περίοδο από τον Ιούλιο 1988 έως τον Ιουνίου 1989. Μετά την κατάταξη των συντελεστών beta, εκτιμάται η παλινδρόμηση για την περίοδο Ιούλιο του 1984 έως τον Ιούνιο 1988.

Σύμφωνα με τη μεθοδολογία του Pettengill et al. (1995), ο έλεγχος τροποποιείται με διαχωρισμό των περιόδων των θετικών και αρνητικών υπερβαλλουσών αποδόσεων της αγοράς με την απλή ενσωμάτωση μιας ψευδομεταβλητής. Οι Pettengill et al. (1995) έδειξαν ότι, αν δεν υπάρχει σχέση μεταξύ του beta και της απόδοσης, τότε κάποιος θεωρεί ότι το πρόσημο της υπερβάλλουσας απόδοσης της αγοράς είναι θετικό, υπό δύο προϋποθέσεις που είναι απαραίτητες. Αυτές είναι ότι η μέση υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς θα πρέπει να είναι θετική (τον έλεγχο της υπόθεσης ότι $R_M - R_F = 0$ έναντι της εναλλακτικής $R_M - R_F > 0$) και ότι οι συντελεστές κλίσης κάτω από τις θετικές και αρνητικές υπερβάλλουσες αποδόσεις της αγοράς θα πρέπει να είναι συμμετρικές.

Στο άρθρο αυτό, τα χαρτοφυλάκια σχηματίζονται με βάση το μέγεθος και το συντελεστή beta. Τα χαρτοφυλάκια στη συνέχεια κατατάσσονται με βάση την κατάταξη των συντελεστών beta, όπως αυτός εκτιμάται για κάθε μία από τις δώδεκα υποπεριόδους. Παρατηρώντας τη μέση μηνιαία απόδοση σε κάθε ένα από τα χαρτοφυλάκια, καθένα από τα τέσσερα χαρτοφυλάκια με το μικρότερο μέγεθος, έχει μεγαλύτερη μέση απόδοση από ό,τι έχουν τα τέσσερα χαρτοφυλάκια με το μεγαλύτερο μέγεθος. Ωστόσο, δεν φαίνεται να υπάρχει σαφής σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και των beta σε οποιοδήποτε επίπεδο μεγέθους. Επιπλέον, για την εξέταση της σχέσης μεταξύ των μέσων αποδόσεων και των χαρτοφυλακίων μικρότερου μεγέθους σε οποιοδήποτε από τα τέσσερα τεταρτημόρια κινδύνου, αν και οι μέσες αποδόσεις τείνουν να μειώνονται, η μείωση έχει σχήμα U.

3.4.5 Cakici, N., Fabozzi, F. J., & Tan, S., "Size, value, and momentum in emerging market stock returns", *Emerging Markets Review*, (2013), 16, 46-65

Το συγκεκριμένο άρθρο των Cakici, N., Fabozzi, F. J., & Tan, S. (2013) εξετάζει την επίδραση της αξίας, του μεγέθους και του παράγοντα του momentum σε 18 αναδυόμενες χρηματιστηριακές αγορές, χρησιμοποιώντας δεδομένα για την περίοδο Ιανουάριος 1990-Δεκέμβριος 2011. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις για την επίδραση της αξίας σε όλες τις αναδυόμενες αγορές και την επίδραση του παράγοντα του momentum. Αξιοσημείωτο είναι ότι για τις αγορές της Ανατολικής Ευρώπης, οι επιδράσεις ήταν σημαντικές.

Πιο αναλυτικά, οι Cakici, N., Fabozzi, F. J., & Tan, S. (2013), διερεύνησαν τις επιδράσεις του μεγέθους, της αξίας και της δυναμικής (momentum), με τη βοήθεια χαρτοφυλακίων μετοχών που διαμορφώθηκαν με βάση το μέγεθος και το δείκτη book-to-market value, καθώς και το μέγεθος και τη χρονική υστέρηση του δείκτη momentum. Για τη διερεύνηση των σχέσεων χρησιμοποιήθηκαν τρία πολυπαραγοντικά μοντέλα αποτίμησης μετοχών, με διάφορους παράγοντες για να ερμηνεύσουν τις αποδόσεις για αυτά τα χαρτοφυλάκια, με βάση παράγοντες κατασκευασμένους από εγχώρια, παγκόσμια και δεδομένα των ΗΠΑ. Σε κάθε περίπτωση οι Cakici, N., Fabozzi, F. J., & Tan, S. (2013) έδειξαν ότι οι εγχώριοι παράγοντες αποδίδουν πολύ καλύτερα. Επίσης, τα αποτελέσματα έδειξαν ότι, όπως έχει διαπιστωθεί και για τις ανεπτυγμένες αγορές, οι παράγοντες της αξίας και του momentum συσχετίζονται αρνητικά.

Για τη διαμόρφωση του δείγματος, χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα, οι τιμές των μετοχών, από τις 18 αναδυόμενες αγορές, από τη βάση δεδομένων DataStream. Η περίοδος του δείγματος ήταν από τον Ιανουάριο 1990 έως τον Δεκέμβριο του 2011, με τις αποδόσεις να υπολογίζονται σε δολάρια ΗΠΑ, ενώ οι υπερβάλλουσες αποδόσεις υπολογίστηκαν με την αφαίρεση του 3μηνου επιτοκίου των εντόκων γραμματίων των ΗΠΑ, με το δείγμα να περιλαμβάνει και επιχειρήσεις που δεν διαπραγματεύονται όλη την περίοδο, ώστε να αποφευχθεί το survivorship bias. Για να διασφαλίσουν ένα λογικό αριθμό μετοχών στα χαρτοφυλάκια, συνδύασαν τις μετοχές των 18 αναδυόμενων αγορών, σε 3 γεωγραφικές περιοχές παρόμοιες αυτές που ορίζει η Morgan Stanley Capital International (MSCI):

- (1) Ασία (Κίνα, Ινδία, Ινδονησία, Νότια Κορέα, Μαλαισία, Φιλιππίνες, την Ταϊβάν και την Ταϊλάνδη)
- (2) Λατινική Αμερική (Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή, Κολομβία και το Μεξικό), και
- (3) Ανατολικής Ευρώπης (Τσεχία, Ουγγαρία, Ρωσία, Πολωνία και Τουρκία).

Επίσης, υπέθεσαν ότι το σύνολο των 18 αγορών αποτελεί το σύνολο των αναδυόμενων αγορών, για το σύνολο της αγοράς. Τέλος χρησιμοποίησαν τα δεδομένα για την αγορά των ΗΠΑ και τις παγκόσμιες αναπτυσσόμενες αγορές, από τη βάση δεδομένων των Fama & French. Το μέσο μέγεθος του δείγματος περιλαμβάνει περισσότερες από 4.000 επιχειρήσεις στο δείγμα της Ασίας, περίπου 800 για την Λατινική Αμερική, και περισσότερες από 400 στο δείγμα για την Ανατολική Ευρώπη. Το μέσο μέγεθος των επιχειρήσεων είναι κοντά στα 108 εκατομμύρια δολάρια στην Ασία, 165 εκατομμύρια στη Λατινική Αμερική, και περίπου 86 εκατομμύρια στην Ανατολική Ευρώπη, ενώ η μέση αναλογία Β/Μ είναι περίπου 0,70, ανεξάρτητα της περιοχής.

Όσον αφορά τις επεξηγηματικές μεταβλητές, χρησιμοποίησαν τέσσερις παράγοντες σε παλινδρομήσεις των τιμών των περιουσιακών στοιχείων. Αυτοί οι παράγοντες είναι ο παράγοντας των αποδόσεων της αγοράς, τον παράγοντα του μεγέθους (SMB), τον παράγοντα (HML), και το δείκτη Momentum. Στη συνέχεια, για την κατασκευή των χαρτοφυλακίων, καθορίστηκε το σύννηθες κατώτατο 30%, το μέσο 40%, και από υψηλότερο 30% των δεικτών, όπως στη μεθοδολογία των Fama & French (1992, 1993).

Οι ταξινομήσεις αυτές επιτρέπουν το σχηματισμό έξι χαρτοφυλακίων αξίας.

Για όλες τις αναδυόμενες αγορές, οι συντελεστές υπολογίζονται με τον ίδιο τρόπο όπως περιγράφεται στη μεθοδολογία των Fama και French (2012). Για την επεξήγηση των μετοχικών αποδόσεων, χρησιμοποιούνται τρία μοντέλα:

1. Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (CAPM), ένα μοντέλο ισορροπίας που αναλαμβάνει αποδόσεις εξαρτώνται αποκλειστικά από την αγορά εν γένει (βλ Lintner, 1965, και Sharpe, 1964)
2. Το υπόδειγμα των Fama-French τριών παραγόντων (Fama και French, 1993), και
3. Το μοντέλο τεσσάρων παραγόντων του Carhart (Carhart, 1997).

Το CAPM εξηγεί ότι οι αποδόσεις μόνο με τη χρήση της απόδοσης της αγοράς, ενώ τα άλλα δύο μοντέλα περιλαμβάνουν εκτός από την αγορά, τα μέτρα αξίας και μεγέθους, όπως προτείνονται από τους Fama και French(1993), και στην περίπτωση του μοντέλου των τεσσάρων παραγόντων, το Momentum, καθώς μετράται με την απόδοση των αποκαλούμενων νικητών και ηττημένων των χαρτοφυλακίων που χρησιμοποιούνται στις μελέτες της ανωμαλίας αυτής (Jegadeesh και Titman, 1993).

Τα συμπεράσματα που προκύπτουν είναι ότι:

- Υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις για την επίδραση αξίας σε όλες τις αναδυόμενες αγορές και την επίδραση του παράγοντα του momentum.
- Στις αγορές της Ανατολικής Ευρώπης, οι επιδράσεις ήταν σημαντικές.
- Οι εγχώριοι παράγοντες αποδίδουν πολύ καλύτερα στην ερμηνεία των αποδόσεων.
- Οι παράγοντες της αξίας και του momentum συσχετίζονται αρνητικά.

3.4.6 VeyselEraslan, “Fama and French Three-Factor Model: Evidence from Istanbul Stock Exchange”, *Business and Economics Research Journal*, Volume 4, Number 2,(April 2013), pp. 11-22

Αυτή η μελέτη δοκιμάζει εμπειρικά το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French (1993) στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης (ISE). Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι η δοκιμή της εγκυρότητας του μοντέλου με στοιχεία της τουρκικής αγοράς μετοχών. Είναι σημαντικό οι επενδυτές να προσδιορίσουν τους παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου. Στόχος είναι να ελεγχθεί κατά πόσον αυτοί οι παράγοντες είναι καλοί δείκτες για την κατασκευή χαρτοφυλακίων. Αυτό κάνει την αξιολόγηση του κινδύνου ενός συγκεκριμένου χαρτοφυλακίου ακριβέστερη και ευκολότερη. Το έγγραφο στοχεύει επίσης στην επέκταση των προγενέστερων μελετών στο ISE με ένα πληρέστερο και αριθμητικά μεγαλύτερο σύνολο δεδομένων από ό, τι άλλες μελέτες. Η μελέτη αυτή χρησιμοποιεί ένα ευρύτερο δείκτη (ISE-όλοι οι δείκτες). Οι περισσότερες από τις προηγούμενες μελέτες βασίστηκαν σε δείκτη μικρότερου μεγέθους (ISE-100) ή κλαδικούς δείκτες. Ένας από τους στόχους της μελέτης είναι να δείξει ότι το CAPM δεν είναι το μόνο αξιόπιστο μοντέλο για την επεξήγηση των διακυμάνσεων των αποδόσεων χαρτοφυλακίου και ότι το μοντέλο Fama and French (1993) μπορεί επίσης να συμβάλει στο σχηματισμό χαρτοφυλακίου και τον εντοπισμό κινδύνων.

Αυτή η έρευνα υιοθετεί μια μεθοδολογία παρόμοια με αυτή που αναπτύχθηκε από τους Fama and French (1996 για την ανάλυση του χρηματιστηρίου της Τουρκίας. Από τον Φεβρουάριο του 2012 το ISE είχε συνολική κεφαλαιοποίηση άνω των 400 δισεκατομμυρίων TRY και μηνιαίο όγκο περίπου 90 δισεκατομμυρίων TRY. Συνολικά, υπάρχουν 365 μετοχές που διαπραγματεύονται στο ISE. Η τρέχουσα μελέτη έχει περίοδο δοκιμών σε μηνιαία βάση από τον Ιανουάριο του 2003 έως τον Δεκέμβριο του 2010. Σε όλη αυτή την ανάλυση των 96 μηνών, οι επιχειρήσεις που περιλαμβάνονται στην παρούσα μελέτη θα πρέπει να έχουν καταχωρηθεί για τουλάχιστον 36 μήνες πριν από την ημερομηνία δημιουργίας του χαρτοφυλακίου. Αυτή η απαίτηση έχει ως στόχο να εξασφαλίσει ότι όλες οι εταιρείες έχουν περισσότερα από δύο έτη διαθέσιμα λογιστικά στοιχεία και συμβάλλει στην αξιοπιστία των δεδομένων. Ο Gaunt (2004) χρησιμοποιεί παρόμοια στρατηγική (περιορισμός 18 μηνών) στη μελέτη του. Έτσι, 274 μετοχές απαριθμούνται στο ISE και όλοι οι δείκτες αναλύονται στη μελέτη.

Ο ISE-allindex χρησιμοποιείται ως μεταβλητή για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Οι μηνιαίες αποδόσεις τριμηνιαίων ή εξαμηνιαίων Τούρκικων Ομολόγων Δημοσίου χρησιμοποιούνται ως μεταβλητή του επιτοκίου άνευ κινδύνου. Οι άλλοι δυο συντελεστές κινδύνου αφορούν τους παράγοντες του μεγέθους SMB και της αξίας HML. Οι παράγοντες κινδύνου SMB και HML είναι παρόμοιοι με αυτούς που χρησιμοποιήθηκαν στη διαδικασία διαμόρφωσης του χαρτοφυλακίου Fama and French (1996). Από το 2003 έως το 2010 όλες οι μετοχές του ISE (274 μετοχές) κατανέμονται σε δύο ομάδες ανάλογα με το μέγεθός τους (S ή B), με βάση το αν η κεφαλαιοποίησή τους στην αγορά (ME) είναι κάτω ή πάνω από τη μέση ME των μετοχών του ISE. Οι μετοχές ISE ταξινομούνται σε τρεις ανεξάρτητες ομάδες book-to-market equity (χαμηλή, μεσαία ή υψηλή, L, M ή H) έχοντας ως όριο για το χαμηλό το 30%, το μεσαίο 40% και το υψηλό 30% για τις αξίες BE / ME των μετοχών ISE. Τα τελευταία έξι χαρτοφυλάκια είναι η διασταύρωση των δύο ME και των υπόλοιπων ομάδων BE / ME (S / L, S / M, S / H, B / L, B / M και B / H). Για παράδειγμα, το χαρτοφυλάκιο S / H περιλαμβάνει μετοχές στην ομάδα μικρού μεγέθους που είναι επίσης στην ομάδα υψηλού επιπέδου BE / ME. Η υψηλή απόδοση αυτών των χαρτοφυλακίων για κάθε μήνα υπολογίζεται με βάση τον μέσο όρο της συνολικής πλεονάζουσας απόδοσης των μεμονωμένων μετοχών του ISE. Η ατομική υψηλή απόδοση μιας μετοχής είναι η διαφορά μεταξύ της μεμονωμένης απόδοσης της μετοχής του ίδιου μήνα και του άνευ κινδύνου επιτοκίου για τον συγκεκριμένο μήνα.

Από τα αποτελέσματα της έρευνας φαίνεται ότι υπάρχει θετική συσχέτιση ανάμεσα στη μέση απόδοση και στο μέγεθος των χαρτοφυλακίων. Οι Fama and French (1993) διαπίστωσαν ότι στην ύπαρξη παραγόντων κινδύνου SMB και HML στο μοντέλο, η κλίση (b) του παράγοντα κινδύνου αγοράς, $R_M - R_F$, είναι κοντά στο 1. Επίσης, επισημαίνουν ότι παρόμοιες κλίσεις υποδηλώνουν ότι η ευαισθησία του παράγοντα της αγοράς δεν εξηγεί μεγάλο μέρος της διακύμανσης των μέσων αποδόσεων μεταξύ των μετοχών. Αυτό αφήνεται στον παράγοντα μεγέθους και book-to-market. Η μελέτη δείχνει ότι η κλίση του παράγοντα αγοράς (b) είναι κοντά στο 1 για όλα τα χαρτοφυλάκια και αυτές οι κλίσεις είναι επίσης κοντά μεταξύ τους. Αυτό σημαίνει ότι εκτός από τον παράγοντα κινδύνου αγοράς οι άλλοι δύο παράγοντες κινδύνου SMB και HML είναι ουσιώδεις για την εξήγηση των διαφορών στις υπερβάλλουσες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου αλλά όχι τόσο σημαντικοί. Η εγγύτητα των τιμών κλίσης συνεπάγεται επίσης ότι το ασφάλιστρο κινδύνου αγοράς αυξάνει τις μέσες αποδόσεις όλων των χαρτοφυλακίων κατά περίπου το ίδιο ποσό.

Τα εκτιμώμενα αποτελέσματα δείχνουν ότι το μοντέλο Fama and French τριών παραγόντων έχει περιορισμένες δυνατότητες στο να εξηγήσει τις διακυμάνσεις στην απόδοση των χαρτοφυλακίων που κατασκευάζονται χρησιμοποιώντας μετοχές του ISE κατά τα έτη από τον Ιανουάριο του 2003 έως τον Δεκέμβριο του 2010. Τα στατιστικά αποτελέσματα δείχνουν ότι τα χαρτοφυλάκια μεγάλου και μεσαίου μεγέθους υπερτερούν των χαρτοφυλακίων μικρού μεγέθους σε πραγματοποιημένες υψηλές αποδόσεις. Επιπλέον, τα υψηλά χαρτοφυλάκια μετοχών BE / ME έχουν υψηλότερες αποδόσεις από τα χαμηλά χαρτοφυλάκια μετοχών BE / ME. Ο συντελεστής κινδύνου αγοράς διαπιστώνεται ότι είναι αποτελεσματικός σε κάθε πλεονάζουσα απόδοση χαρτοφυλακίου. Η αντιστάθμιση διαπιστώθηκε ότι είναι περίπου μηδενική για όλα τα χαρτοφυλάκια, πράγμα που σημαίνει ότι και άλλοι δύο παράγοντες κινδύνου είναι επίσης απαραίτητοι για να εξηγήσουν τις υπερβάλλουσες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου. Ο συντελεστής μεγέθους κινδύνου (SMB) διαπιστώθηκε ότι ήταν αποτελεσματικός στις υψηλές αποδόσεις χαρτοφυλακίων μετοχών μικρού και μεσαίου μεγέθους (M / L και M / M), ενώ διαπιστώθηκε ότι είναι αναποτελεσματική στις υψηλές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων μεγάλου μεγέθους και στο χαρτοφυλάκιο M / H. Το μέγεθος του συντελεστή κλίσης SMB υποστηρίζει το στατιστικό αποτέλεσμα ότι τα μεσαίου μεγέθους χαρτοφυλάκια έχουν υψηλότερα κέρδη από τα μικρά. Με άλλα λόγια, οι μεταβολές των αποδόσεων χαρτοφυλακίου μικρού και μεσαίου μεγέθους μπορούν να εξηγηθούν από τον παράγοντα κινδύνου μεγέθους SMB. Ο τρίτος παράγοντας κινδύνου HML διαπιστώθηκε ότι δεν έχει επίδραση στα χαμηλά και μεσαία χαρτοφυλάκια αναλογίας BE / ME σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Το HML είναι αποτελεσματικό στις υψηλές αποδόσεις χαρτοφυλακίου BM / ME, αλλά αυτό το αποτέλεσμα είναι διαφορούμενο και δεν μπορεί να εξηγηθεί με συστηματικό τρόπο. Ως αποτέλεσμα, το Fama and French μοντέλο τριών παραγόντων έχει κάποια επίδραση στο να μπορεί να εξηγήσει τις διακυμάνσεις των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου, αλλά αυτή η δύναμη δεν είναι ισχυρή και ευρεία. Ο παράγοντας κινδύνου αγοράς έχει ευρύτερη και ισχυρότερη επίδραση στις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου από τους άλλους δύο παράγοντες κινδύνου.

3.4.7 Blanco Belen, “The use of CAPM and Fama and French Three Factor Model: portfolios selection”, Public and Municipal Finance (hybrid), (2017), Business Perspectives

Αυτή η εργασία εξετάζει το αμερικανικό χρηματιστήριο NYSE και τις αναμενόμενες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων σύμφωνα με το CAPM και το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French. Τα χαρτοφυλάκια έχουν κατασκευαστεί σύμφωνα με το μέγεθος και το BV / MV. Ο ερευνητής χρησιμοποιεί μια βάση δεδομένων βασισμένη στις αναμενόμενες αποδόσεις και παράγοντες που σχετίζονται με κάθε μοντέλο, από τον Ιούλιο του 1926 έως τον Ιανουάριο 2006. Τα εμπειρικά αποτελέσματα επισημαίνουν ότι το Fama and French μοντέλο τριών παραγόντων είναι καλύτερο από το CAPM σύμφωνα με το στόχο να εξηγήσει τις αναμενόμενες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Ωστόσο, η εργασία δείχνει επίσης ότι τα αποτελέσματα ποικίλουν ανάλογα με τον τρόπο που σχηματίζονται τα χαρτοφυλάκια.

Η μεθοδολογία που χρησιμοποιείται για τη δοκιμή των μοντέλων είναι παλινδρομήσεις χρονοσειρών. Η εξήγηση του δείγματος βασίζεται σε δύο βασικά στοιχεία: 1) στις αναμενόμενες αποδόσεις και 2) στην περιγραφή των παραγόντων του μοντέλου Fama and French.

➤ Αναμενόμενες Αποδόσεις

Για την άντληση των αναμενόμενων αποδόσεων για τα χαρτοφυλάκια, η λύση βρίσκεται στην ετήσια επανεξισορρόπηση αυτών των χαρτοφυλακία χρησιμοποιώντας δύο ανεξάρτητες ταξινομήσεις. Αυτές είναι το μέγεθος (κεφαλαιοποίηση αγοράς, ME) και το book-to-market (BE / ME).

Για να σχηματίσουν τα χαρτοφυλάκια, πρώτα οι επιχειρήσεις χωρίζονται σε δύο ομάδες ανάλογα με το μέγεθός τους. Οι επιχειρήσεις διαιρούνται λαμβάνοντας υπόψη τη μέση τιμή του NYSE ώστε οι επιχειρήσεις να χωριστούν σε μεγάλες (B) και μικρές (S). Στη συνέχεια, οι επιχειρήσεις χωρίζονται σε τρεις ομάδες σύμφωνα με την αναλογία BE / ME. Έτσι, το 30% των επιχειρήσεων με χαμηλότερη αξία ομαδοποιούνται σε ένα χαρτοφυλάκιο (L), το 40% με μεσαία αξία σε ένα χαρτοφυλάκιο (M) και το άλλο 30% που αφορά την υψηλότερη αξία στο χαρτοφυλάκιο (H). Η απόφαση για τη διαίρεση των χαρτοφυλακίων σε τρεις ομάδες σύμφωνα με την αναλογία BE / ME, και σε δύο χαρτοφυλάκια σύμφωνα με την χρηματιστηριακή αγορά,

σχετίζεται με τα πλέον ευνοϊκά στοιχεία που λαμβάνονται από τις παλινδρομήσεις διατομής και τις παλινδρομήσεις χρονοσειρών.

Χρησιμοποιώντας τις πιθανές διασταυρώσεις των δυο χαρτοφυλακίων ανάλογα με το μέγεθος και των τριών χαρτοφυλακίων της αναλογίας BE / ME, οι Fama and French κατασκευάζουν έξι χαρτοφυλάκια που ορίζονται ως S / L, S / M, S / H, B / L, B / M, B / H. Τα περιουσιακά στοιχεία που σχετίζονται με καθένα από τα έξι χαρτοφυλάκια παίρνουν ένα διαφορετικό βάρος ανάλογα με τη χρηματιστηριακή αγορά. Η ταξινόμηση αυτή διατηρείται σε όλο το έτος, έτσι ώστε το επόμενο έτος, στο τέλος Ιουνίου, η διαδικασία ταξινόμησης να μπορεί να επαναληφθεί.

➤ Περιγραφή των παραγόντων Fama and French

Οι παράγοντες R_M , SMB και HML κατασκευάζονται από τα έξι book-to-market χαρτοφυλάκια στα οποία δεν υπάρχουν όρια και κόστη συναλλαγών.

Από τα αποτελέσματα της μελέτης παρατηρείται ότι το μοντέλο Fama and French λειτουργεί εμπειρικά καλύτερα από το CAPM για το επιλεγμένο δείγμα στο να εξηγήσει την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου. Τα αποτελέσματα ποικίλλουν ανάλογα με τα χαρακτηριστικά του χαρτοφυλακίου που έχει επιλεγεί. Παρατηρούμε ότι η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς είναι μια ανεξάρτητη μεταβλητή που εξηγεί όλες τις αναμενόμενες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων.

Αν επικεντρωθούμε στο μέγεθος, τότε παρατηρούμε πώς η σημαντικότητα των παραμέτρων εξαρτάται από το χαρτοφυλάκιο που έχει επιλεγεί. Έτσι, μπορούμε να δούμε ότι στις μεγάλες επιχειρήσεις, το μέγεθος δεν μπορεί να θεωρείται ως ανεξάρτητη μεταβλητή για τον προσδιορισμό της αναμενόμενης απόδοσης του χαρτοφυλακίου ανεξάρτητα από το BE / ME. Ωστόσο, σε μικρότερες επιχειρήσεις, αυτή η μεταβλητή παίρνει μεγάλη σημασία όταν υπολογίζουμε τις αναμενόμενες αποδόσεις. Επιπλέον, σε αυτή την αγορά και σε αυτό το χρονικό διάστημα, οι μικρές επιχειρήσεις έχουν υψηλότερο επίπεδο απόδοσης από τις μεγάλες επιχειρήσεις.

Αν επικεντρωθούμε στην αναλογία αξίας BE / ME τότε η σημαντικότητα των παραμέτρων ποικίλει ανάλογα με το χαρτοφυλάκιο έχει επιλεγεί. Έτσι, για παράδειγμα, οι επιχειρήσεις με χαμηλή αναλογία δείχνουν μια έμμεση σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις του

χαρτοφυλακίου. Για επιχειρήσεις με μεσαία αναλογία η μεταβλητή δεν εξηγεί την αναμενόμενη απόδοση. Σε επιχειρήσεις με υψηλή αναλογία υπάρχει άμεση σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου.

3.4.8 Fama F. Eugene and French R. Kenneth, “Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies”, *The Journal of Finance*, Vol. LI, No. 1 (March 1996)

Οι προηγούμενες μελέτες έχουν δείξει ότι οι μέσες αποδόσεις των κοινών μετοχών σχετίζονται με τα χαρακτηριστικά της επιχείρησης, όπως το μέγεθος, τα κερδοφορία, η ρευστότητα / τιμή των μετοχών, η ισοτιμία book-to-market, η αύξηση πωλήσεων, η μακροπρόθεσμη και η βραχυπρόθεσμη απόδοση του παρελθόντος. Επειδή αυτά τα πρότυπα στις μέσες αποδόσεις προφανώς δεν εξηγούνται από το CAPM (Sharpe, 1964; Lintner, 1965), ονομάζονται ανωμαλίες. Διαπιστώνουμε ότι, εκτός από τη συνέχιση των βραχυπρόθεσμων αποδόσεων, οι ανωμαλίες εξαφανίζονται σε μεγάλο βαθμό σε ένα μοντέλο τριών παραγόντων. Τα αποτελέσματα της μελέτης είναι συνεπή με την ορθή αποτίμηση των στοιχείων ενεργητικού CAMP ή APT, αλλά θεωρούμε επίσης ως πιθανές εξηγήσεις την ανορθόδοξη αποτίμηση και τα προβλήματα δεδομένων.

Αυτό η μελέτη υποστηρίζει ότι πολλές από τις ανωμαλίες της μέσης απόδοσης του CAPM μπορούν να ενσωματωθούν στο μοντέλο τριών παραγόντων του Fama and French (1993). Το μοντέλο αναφέρει ότι η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου που υπερβαίνει τον συντελεστή κινδύνου $[E(R_i) - R_f]$ εξηγείται από την ευαισθησία της απόδοσής του σε τρεις παράγοντες: (i) την υπερβάλλουσα απόδοση σε μια ευρεία αγορά ($R_M - R_f$) (ii) τη διαφορά μεταξύ της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου μικρών μετοχών και της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου μεγάλων μετοχών (SMB) και (iii) τη διαφορά μεταξύ της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου υψηλού book-to-market μετοχών και της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου χαμηλού book-to-market μετοχών (HML).

Ως δεδομένα χρησιμοποιήθηκαν οι μέσες υπερβάλλουσες αποδόσεις των 25 χαρτοφυλακίων των Fama and French (1993) BE / ME των σταθμισμένων σε αξία μετοχών NYSE, AMEX και NASD. Οι μικρές μετοχές να έχουν υψηλότερες αποδόσεις από ό, τι οι μεγάλες μετοχές και οι υψηλές book-to-market μετοχές έχουν υψηλότερες αποδόσεις από τις χαμηλές book-to-market μετοχές. Αν το μοντέλο τριών παραγόντων περιγράφει τις αναμενόμενες αποδόσεις, οι αναλογίες παλινδρόμησης θα πρέπει να είναι κοντά στο 0,0. Σύμφωνα με τις εκτιμήσεις, το

μοντέλο αφήνει μια μεγάλη αρνητική ανεξήγητη απόδοση για το χαρτοφυλάκιο των μετοχών στο μικρότερο μέγεθος και στα χαμηλότερα ποσοστά BE / ME και μια μεγάλη θετική ανεξήγητη απόδοση για το χαρτοφυλάκιο μετοχών στο μεγαλύτερο μέγεθος και το χαμηλότερο ποσοστό BE / ME.

Το F-test των Gibbons, Ross και Shanken(1989) απορρίπτει την υπόθεση ότι το μοντέλο τριών παραγόντων εξηγεί τις μέσες αποδόσεις των 25 χαρτοφυλακίων μεγέθους BE / ME στο επίπεδο 0,004. Αυτή η απόρριψη του μοντέλου τριών παραγόντων αποτελεί μαρτυρία της επεξηγηματικής ισχύος των παλινδρομήσεων. Ο μέσος όρος των παλινδρομήσεων των 25 χαρτοφυλακίων είναι $R^2 = 0,93$ και το μοντέλο αποτυπώνει το μεγαλύτερο μέρος της διακύμανσης των μέσων αποδόσεων στα χαρτοφυλάκια. Στην παλινδρόμηση χρονοσειρών, οι παραλλαγές στον χρόνο των αναμενόμενων ασφαλίσεων $E(R_M) - R_f$, $E(SMB)$ και $E(HML)$, στο μοντέλο τριών παραγόντων ενσωματώνεται στις αποδόσεις $R_M - R_f$, SMB και HML . Επομένως, οι αποκλίσεις παλινδρόμησης είναι καθαρές από τη διακύμανση των αναμενόμενων ασφαλίσεων.

Οι Fama and French (1993) θεωρούν ότι η σχέση κινδύνου-απόδοσης τριών παραγόντων είναι ένα καλό μοντέλο για τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται βάσει μεγέθους και book-to-market κεφαλαίου. Διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο εξηγεί επίσης τα ισχυρά μοτίβα στις αποδόσεις που παρατηρούνται όταν σχηματίζονται χαρτοφυλάκια με βάση το κέρδος / τιμή, ρευστότητα / τιμή, και την αύξηση πωλήσεων, μεταβλητές που εξετάζουν οι Lakonishok, Shleifer και Vishny (1994). Η σχέση κινδύνου-απόδοσης τριών παραγόντων καταγράφει επίσης την αντιστροφή των μακροπρόθεσμων αποδόσεων που έχουν τεκμηριωθεί από τους DeBondt και Thaler (1985). Έτσι, τα χαρτοφυλάκια που σχηματίστηκαν βάσει E / P , C / P , αύξησης πωλήσεων και μακροπρόθεσμων αποδόσεων στο παρελθόν δεν αποκαλύπτουν τις διαστάσεις του κινδύνου και της αναμενόμενης απόδοσης πέραν εκείνων που απαιτούνται για να εξηγήσουν τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που διαμορφώνονται βάσει μεγέθους και BE / ME. Οι Fama and French (1994) επεκτείνουν αυτό το συμπέρασμα στις βιομηχανίες.

Ωστόσο, η σχέση κινδύνου-απόδοσης τριών παραγόντων είναι απλά ένα μοντέλο. Σίγουρα δεν εξηγεί τις αναμενόμενες αποδόσεις όλων των τίτλων και χαρτοφυλακίων. Διαπιστώνουμε ότι δεν μπορεί να εξηγήσει τη συνέχιση των βραχυπρόθεσμων αποδόσεων που τεκμηριώνονται από τους Jegadeesh και Titman (1993) και Asness (1994). Τέλος, υπάρχει ένα σημαντικό κενό στη μελέτη. Οι μέχρι στιγμής δοκιμές δεν προσδιορίζουν με σαφήνεια τις δύο μεταβλητές

κατανάλωσης-επενδύσεων ως ειδικού κινδύνου αντιστάθμισης για τους επενδυτές, οι οποίες θα παρέχουν μια καθαρή ερμηνεία των αποτελεσμάτων μας σε σχέση με το CAMP του Merton (1973) ή το APT του Ross (1976). Τα αποτελέσματα των Chan και Chen (1991) και Fama και French (1994, 1995) υποδηλώνουν ότι μία από αυτές τις μεταβλητές αφορά σε σχετικό κίνδυνο. Όμως, αυτό το ζήτημα δεν είναι κλειστό και πολλές ανταγωνιστικές ερμηνείες των αποτελεσμάτων αυτής της μελέτης παραμένουν βιώσιμες.

3.4.9 [Nguyen Annette, Faff Robert and Gharghori Philip, "Are the Fama-French Factors Proxying News Related to GDP Growth? The Australian Evidence", Department of Accounting and Finance, Monash University \(n/a\)](#)

Οι Liew και Vassalou (2000) υποστηρίζουν ότι τόσο η SMB όσο και η HML περιέχουν σημαντικές πληροφορίες σχετικά με τη μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ. Συγκεκριμένα, διαπίστωσαν ότι οι αποδόσεις της SMB και της HML συνδέονται στενά με τη μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ σε πολλές διαφορετικές χώρες, συμπεριλαμβανομένης της Αυστραλίας. Η Vassalou (2003) διερεύνησε περαιτέρω το επιχείρημα αυτό και δημιούργησε ένα χαρτοφυλάκιο μμητικών στοιχείων που περιέχει νέα σχετικά με τη μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ. Διαπιστώθηκε ότι η αύξηση του CAPM με τον συντελεστή αύξησης του ΑΕΠ βελτιώνει σημαντικά την ικανότητα του μοντέλου να αποτιμά τις μετοχές και, κυρίως, όταν υπάρχουν νέα στοιχεία σχετικά με τη μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ στο μοντέλο, η SMB και η HML δεν διατηρούν βαθμιαία ισχύ στην εξήγηση των αποδόσεων των μετοχών. Τα ευρήματα της Vassalou υποδεικνύουν ότι η όποια ικανότητα που παρουσιάζουν οι παράγοντες Fama-French στην ερμηνεία των αποδόσεων, προέρχεται από το γεγονός ότι αντιπροσωπεύουν κινδύνους που συνδέονται με τη μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ. Από όσο γνωρίζουμε, η ανάλυση της Vassalou (2003) σχετικά με τη μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ σε σχέση με τους παράγοντες Fama-French πραγματοποιήθηκε μόνο στις ΗΠΑ. Ως εκ τούτου, ο πρωταρχικός σκοπός αυτής της μελέτης είναι να εξετάσει την αξιοπιστία των ευρημάτων της Vassalou χρησιμοποιώντας στοιχεία που προέρχονται από την αυστραλιανή αγορά.

Μια σειρά από μελέτες έχουν τεκμηριώσει ότι το μέγεθος και το book-to-market στα ασφάλιστρα είναι ισχυρότερα στην Αυστραλία από αυτά των ΗΠΑ (Gaunt, 2004 και Gharghori, ChanandFaff, 2006a). Επομένως, εάν διαπιστωθεί ότι η σημαντικότητα των παραγόντων των Fama-French εμφανίζεται επειδή είναι αντιπροσωπευτική σχετικά με τη

μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ σε άλλες αγορές, τότε είναι πιθανό ότι αυτό θα παρατηρηθεί και στην Αυστραλία. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι το μέγεθος και το book-to-market στα ασφαλιστρα είναι πολύ μεγαλύτερα στην Αυστραλία. Επιπλέον, αν και το μοντέλο Fama and French (1993) λειτουργεί αρκετά καλά στην Αυστραλία, δεν είναι τόσο έντονο όσο είναι στις ΗΠΑ. Συγκεκριμένα, τα προσαρμοσμένα R^2 s είναι πολύ χαμηλότερα στην Αυστραλία, μόνο κατά 50-60% έναντι 80-90% στις ΗΠΑ (Gaunt, 2004 και Gharghori, ChanandFaff, 2006α). Επομένως, είναι πιθανό άλλοι παράγοντες, όπως οι ειδήσεις σχετικά με τη μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ, να εξηγήσουν το υπόλοιπο 40-50% της διακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών που παραμένει ανεξήγητο από το μοντέλο Fama and French (1993).

Το δείγμα αυτής της μελέτης αποτελείται από μηνιαία στοιχεία για τις εταιρείες που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αξιών της Αυστραλίας για την περίοδο Ιανουαρίου 1990 έως Μαρτίου 2005. Οι μηνιαίες τιμές των μετοχών, οι κεφαλαιοποιήσεις αγοράς και οι μηνιαίες αποδόσεις των Ομολόγων Δημοσίου, προέρχονται από τη βάση δεδομένων AGSM. Τα λογιστικά στοιχεία για το σύνολο των στοιχείων του ενεργητικού, των άυλων στοιχείων, των ιδίων κεφαλαίων και των συνολικών υποχρεώσεων προέρχονται από την Aspect Financial. Στοιχεία για τα μακροπρόθεσμα κρατικά ομόλογα και τα εταιρικά ομόλογα λαμβάνονται από τον ιστότοπο RBA και το DataStream.

Οι εξαρτημένες μεταβλητές κατασκευάστηκαν ακολουθώντας το μοντέλο Fama and French (1993). Οι επιχειρήσεις ταξινομούνται σε πέντε ομάδες με βάση την κεφαλαιοποίησή τους (μέγεθος) και πέντε ομάδες με βάση το B / M και έτσι, 25 χαρτοφυλάκια σχηματίζονται από τη διασταύρωση των δύο αυτών ομάδων. Οι αποδόσεις αυτών των 25 χαρτοφυλακίων στη συνέχεια γίνονται οι εξαρτημένες μεταβλητές σε όλες τις παλινδρομήσεις. Για την κατασκευή των ανεξάρτητων μεταβλητών, βασιζόμενοι στη Vassalou (2003), συμπεριλαμβάνουμε μόνο έξι χαρτοφυλάκια μετοχών και δύο χαρτοφυλάκια ομολόγων που καλύπτουν τόσο την αγορά μετοχών όσο και την αγορά σταθερού εισοδήματος.

Στην παρούσα μελέτη γίνεται η κατασκευή ενός μιμητικού χαρτοφυλακίου που περιέχει νέα για τη μελλοντική ανάπτυξη του ΑΕΠ. Για να ελέγξουμε αν η αύξηση του ΑΕΠ τιμολογείται στις αποδόσεις μετοχικού κεφαλαίου, προσθέτουμε στο μοντέλο CAPM και Fama-French τον συντελεστή ΑΕΠ και γίνεται ανάλυση παλινδρόμησης στα μοντέλα με τον παράγοντα του ΑΕΠ. Αυτή η ρύθμιση μας επιτρέπει να εξάγουμε συμπεράσματα σχετικά με το αν οι παράγοντες του μοντέλου Fama-French αντιπροσωπεύουν τον κίνδυνο που συνδέεται με τη

μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ. Συγκεκριμένα, εάν η SMB και η HML περιέχουν κυρίως πληροφορίες σχετικά με τη μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ, τότε με την παρουσία του συντελεστή ΑΕΠ, η SMB και η HML θα πρέπει να χάσουν την ικανότητά τους να εξηγήσουν τις αποδόσεις των μετοχών. Τα αποτελέσματα από την ανάλυση παλινδρόμησης υποδηλώνουν ότι οι ειδήσεις σχετικά με τη μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ δεν υπολογίζονται στις αποδόσεις των μετοχών και ότι η αύξηση του ΑΕΠ δεν προκαλεί τη σημαντικότητα των παραγόντων του μοντέλου Fama-French. Αντιστρόφως, η ανάλυση δείχνει ότι η SMB και η HML κερδίζουν σημαντικά θετικά ασφάλιστρα, πράγμα που σημαίνει ότι οι συντελεστές Fama-French είναι αποτιμημένοι και συστηματικοί. Το αποτέλεσμα αυτό υποστηρίζει το επιχειρήμα του Fama-French (1996) με βάση τον κίνδυνο. Με άλλα λόγια, μολονότι οι παράγοντες Fama-French δεν καταγράφουν τον κίνδυνο που συνδέεται με τη μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ, τα θετικά ασφάλιστρα για την SMB και την HML δείχνουν ότι μπορεί συμπεριλαμβάνουν κάποιας μορφής κίνδυνο.

Ως επέκταση της μελέτης της Vassalou (2003), θέτουμε στο μοντέλο Fama-French τις ίδιες μακροοικονομικές μεταβλητές που χρησιμοποιούνται για την κατασκευή του συντελεστή ΑΕΠ. Στη συνέχεια, συγκρίνουμε την απόδοση του προστιθέμενου με τον συντελεστή ΑΕΠ Fama-French μοντέλου, τόσο με το πρότυπο μοντέλο Fama-French όσο και με ένα υποθετικό μοντέλο Fama-French μέσω μιας σειράς δοκιμών. Διαπιστώνουμε ότι το προστιθέμενο με τον συντελεστή ΑΕΠ Fama-French μοντέλο υποβαθμίζει σημαντικά το υποθετικό Fama-French μοντέλο και ότι η απόδοση του είναι συγκρίσιμη με το πρότυπο μοντέλο. Αυτό είναι ένα ενδιαφέρον αποτέλεσμα, καθώς υποδηλώνει ότι το προστιθέμενο με τον συντελεστή ΑΕΠ Fama-French μοντέλο δεν βελτιώνει την επεξηγηματική ισχύ του μοντέλου.

3.4.10 Nahzat Abbas, Jahanzeb Khan, Rabia Aziz & Zain Sumrani, "A Study to Check the Applicability of Fama and French, Three-Factor Model on KSE 100-Index from 2004-2014", *International Journal of Financial Research*, (2015), Vol. 6, No. 1

Σκοπός αυτής της μελέτης είναι η δοκιμή του κατά πόσο είναι εφαρμόσιμο το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French με τη χρήση δεδομένων από την χρηματιστηριακή αγορά του Πακιστάν. Η μελέτη στοχεύει επίσης να εντοπίσει εάν οι παράγοντες κινδύνου που εντοπίστηκαν από τους Fama and French (1992) είναι καλοί δείκτες για την κατασκευή χαρτοφυλακίων. Είναι σημαντικό για τον επενδυτή να προσδιορίσει τους παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου.

Η μελέτη θέτει τρεις ερευνητικούς στόχους από την εφαρμογή του μοντέλου τριών παραγόντων Fama and French στο Karachi Stock Exchange 100, που είναι:

1. Η παρατήρηση της επίδρασης του παράγοντα αγοράς στην υπερβάλλουσα απόδοση χαρτοφυλακίου
2. Η παρατήρηση της επίδρασης του παράγοντα μεγέθους (SMB) στην υπερβάλλουσα απόδοση χαρτοφυλακίου
3. Η παρατήρηση της επίδρασης του παράγοντα αξίας (HML) στην υπερβάλλουσα απόδοση χαρτοφυλακίου

Για να ελεγχθεί η εγκυρότητα του μοντέλου εφαρμόζεται πολυπαραγοντική παλινδρόμηση όπου το μοντέλο θα έχει εφαρμογή εάν το a_i δεν είναι στατιστικά σημαντικό (π.χ. 0) και οι τρεις συντελεστές κλίσης είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του 0). Η μαθηματική απεικόνιση δίνεται από τη σχέση:

$$(R_i - R_f) = a_i + b_i(R_m - R_f) + s_i(\text{SMB}) + h_i(\text{HML}) + e_i \quad (6)$$

Ως δείγμα για τη μελέτη έχουν χρησιμοποιηθεί δείκτες του KSE-100 (όπως αναθεωρήθηκε στις 19 Σεπτεμβρίου, 2014) όπου οι επιχειρήσεις πρέπει να έχουν τουλάχιστον 24 μήνες διαθέσιμα δεδομένα. Οι εταιρείες με αρνητικά ίδια κεφάλαια εξαιρούνται από τη μελέτη. Τα δεδομένα αφορούν σε χρονική περίοδο 10 ετών από το 2004-2014.

Η υπερβάλλουσα απόδοση χαρτοφυλακίου αγοράς είναι η εξαρτημένη μεταβλητή, ενώ ο παράγοντας κινδύνου αγοράς, ο παράγοντας μεγέθους και ο παράγοντας αξίας είναι οι ανεξάρτητες μεταβλητές. Η υπερβάλλουσα απόδοση χαρτοφυλακίου είναι η διαφορά μεταξύ των αποδόσεων χαρτοφυλακίου και του άνευ κινδύνου επιτοκίου. Το τρίμηνο T-Bill

χρησιμοποιείται ως συντελεστής για το άνευ κίνδυνου επιτόκιο. Το ασφάλιστρο αγοράς είναι η διαφορά μεταξύ της απόδοσης αγοράς και του άνευ κινδύνου επιτοκίου ενώ ο παράγοντας μεγέθους είναι η διαφορά μεταξύ των αποδόσεων που προσφέρονται από τα Small Stocks και των αποδόσεων που προσφέρονται από τα Big Stocks (SMB). Τέλος, ο παράγοντας αξίας είναι η διαφορά μεταξύ απόδοσης που προσφέρεται από το High Book to Market και της απόδοσης που προσφέρονται από το low B / M (HML).

Όλες οι μετοχές που είναι εισηγμένες στο δείκτη KSE 100 κατανέμονται με βάση την κεφαλαιοποίησή τους (M.) σε μικρά (S) και μεγάλα (B) χαρτοφυλάκια. Οι μετοχές με κεφαλαιοποίηση της αγοράς άνω της μέσης χρηματιστηριακής κεφαλαιοποίησης κατηγοριοποιούνται ως μεγάλες μετοχές και οι μετοχές με κεφαλαιοποίηση της αγοράς κάτω της μέσης χρηματιστηριακής κεφαλαιοποίησης, κατηγοριοποιούνται ως μικρές μετοχές (S). Οι μετοχές ταξινομούνται επίσης σε τρία χαρτοφυλάκια υψηλής, μεσαίας και χαμηλής (H, M, L) κεφαλαιοποίησης με βάση το B / M, με σημείο αναφοράς το 30% για το υψηλό, το 40% για το μεσαίο και το 30% για το χαμηλό. Έξι χαρτοφυλάκια λαμβάνονται από το διασταύρωση δύο μεγεθών (S, B) και τριών χαρτοφυλακίων αξίας (H, M, L). Αυτά τα έξι χαρτοφυλάκια είναι S / H, S / M, S / L, B / H, B / M, B / L. Τα χαρτοφυλάκια σχηματίζονται ετησίως. Η αναλογία BE / ME που χρησιμοποιήθηκε για τον σχηματισμό χαρτοφυλακίων τον Ιούνιο του έτους t είναι στη συνέχεια οι κοινές μετοχές για τη χρήση που λήγει στο ημερολογιακό έτος t - 1, διαιρούμενο με την κεφαλαιοποίηση της αγοράς στο τέλος Δεκεμβρίου του t - 1.

Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι τα σημεία τομής των έξι χαρτοφυλακίων είναι μη σημαντικά, ωστόσο οι τιμές p για πέντε από τα χαρτοφυλάκια βρέθηκαν να είναι δυσμενείς, δηλαδή πάνω από 0,05. Η τιμή του συντελεστή b_i και s_i βρέθηκε να είναι σημαντική για όλα τα 6 χαρτοφυλάκια με πολύ ευνοϊκές τιμές p. Ωστόσο, η τιμή του συντελεστή h_i βρέθηκε να είναι σημαντική για τα χαρτοφυλάκια S / L, S / H, B / L, B / M, B / H αλλά ασήμαντη για το χαρτοφυλάκιο S / M. Τα δύο χαρτοφυλάκια S / M και B / M είναι τα χαρτοφυλάκια τα οποία δεν έχουν χρησιμοποιηθεί στην κατασκευή χαρτοφυλακίων αξίας και ανάπτυξης και ως εκ τούτου η κλίση του HML για αυτά τα χαρτοφυλάκια να έχει δυσμενή τιμή. Το F δείχνει ευνοϊκά αποτελέσματα για τα έξι χαρτοφυλάκια που σημαίνει ότι οι τρεις ανεξάρτητες μεταβλητές (Premium Market, Premium Premium και Value Premium) κάνουν καλή δουλειά για να εξηγήσουν τις υπερβάλλουσες αποδόσεις χαρτοφυλακίου. Τα αποτελέσματα για το SBM είναι σύμφωνα με τα ευρήματα του μοντέλου Fama and French και διαπιστώθηκε ότι οι μικρές μετοχές του δείκτη KSE-100 από τον Ιούλιο του 2004 έως τον

Ιούνιο του 2014 είχαν υψηλότερες αποδόσεις από ό, τι οι μεγάλες μετοχές. Τα ερευνητικά ευρήματα επίσης υποστηρίζουν ότι οι μετοχές αξίας (μετοχές υψηλής BE / ME) έχουν υψηλότερη απόδοση από τις μετοχές με χαμηλό BE / ME.

Διαπιστώνουμε επίσης ότι οι τιμές beta είναι κατά κύριο λόγο κοντά στο 1 και ως εκ τούτου ο παράγοντας κινδύνου αγοράς είναι μεν ένας σημαντικός παράγοντας για την εξήγηση των αποδόσεων στο χωρίς κίνδυνο επιτόκιο αλλά δεν εξηγεί τη μεταβολή της πλεονάζουσας απόδοσης του χαρτοφυλακίου. Η ερμηνευτική ισχύς του μοντέλου τριών συντελεστών υποστηρίζεται περαιτέρω από τις προσαρμοσμένες τιμές R-Square οι οποίες βρίσκονται υψηλά για τα έξι χαρτοφυλάκια. Θεωρούμε λοιπόν ότι και οι τρεις παράγοντες είναι σημαντικοί για την εξήγηση της πλεονάζουσας απόδοσης του χαρτοφυλακίου.

3.4.11 Aldaarmi Abdulaziz, Abbod Maysam, Salameh Hussein, "Implement Fama And French And Capital Asset Pricing Models In Saudi Arabia Stock Market", The Journal of Applied Business Research, Volume 31, Number 3, (May/ June 2015), 953-968

Η μελέτη αυτή, εφαρμόζει δύο από τα γνωστά μοντέλα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων στη χρηματοοικονομική αγορά (Capital Asset Pricing Model και το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French 1993) σε μια αναδυόμενη αγορά με ισλαμικό πολιτισμό, την χρηματιστηριακή αγορά της Σαουδικής Αραβίας (Tadwal). Οι στατιστικές τεχνικές που χρησιμοποιήθηκαν για να βρεθούν οι συντελεστές και να συγκριθούν οι πραγματικές και οι αναμενόμενες αποδόσεις είναι οι Generalized Method of Moment (GMM) και t-test. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι το μοντέλο Fama and French έχει περισσότερη επεξηγηματική ισχύ και κάνει καλύτερη δουλειά στην εξήγηση των αλλαγών στις αποδόσεις των μετοχών σε σχέση με το CAPM, και ότι αυτά τα μοντέλα μπορούν να εφαρμοστούν σε αναδυόμενες αγορές όπως της Σαουδικής Αραβίας. Το μοντέλο CAPM έχει σαφή ένδειξη για την εφαρμογή του, ενώ το Fama and French μοντέλο παρέχει σαφή ένδειξη για την απόδοση της αγοράς, αλλά όχι σαφή ένδειξη για το μέγεθος και την απόδοση του B / M. Τα ευρήματα δείχνουν ότι μπορούμε να προβλέψουμε τις τιμές των μετοχών χρησιμοποιώντας οποιοδήποτε από τα δύο αυτά μοντέλα, πράγμα που σημαίνει ότι η αγορά της Σαουδικής Αραβίας είναι αναποτελεσματική στην τιμολόγηση της αγοράς. Ο νεωτερισμός και ο μικρός αριθμός εταιρειών έχει μεγάλη επίδραση στα αποτελέσματα, όπως επίδραση έχουν και η ισχυρή αγοραστική δυνατότητα με την ισχυρή διαθεσιμότητα μετρητών. Αυτό που θα ήταν ιδανικό, είναι να εφαρμοστούν πιο μοντέρνα

μοντέλα τιμολόγησης σε μικροοικονομικό και μακροοικονομικό επίπεδο και να προστεθούν μεταβλητές συμβατές με τον ισλαμικό πολιτισμό της Σαουδικής Αραβίας.

Η περίοδος αυτής της μελέτης εκτείνεται από τον Ιανουάριο του 2007 έως τον Δεκέμβριο του 2011, χρησιμοποιώντας μηνιαίες τιμές μετοχών για εταιρείες που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Σαουδικής Αραβίας (SASE). Η πηγή όλων των δεδομένων που χρησιμοποιούνται στην παρούσα μελέτη είναι η ιστοσελίδα του Χρηματιστηρίου της Σαουδικής Αραβίας (<http://www.tadawul.com.sa/>). Ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι 60 στο πρώτο μέρος της μελέτης για να ελεγχθεί η δυνατότητα εφαρμογής αυτών των μοντέλων. Στο δεύτερο μέρος της μελέτης, διαιρούνται τα δεδομένα σε δύο μέρη. Το πρώτο μέρος περιέχει τις πρώτες 48 παρατηρήσεις, οι οποίες αντιπροσωπεύουν την περίοδο κατάρτισης δεδομένων από το 2007 έως το 2010, ενώ οι τελευταίες 12 παρατηρήσεις (δώδεκα μήνες το 2011) αντιπροσωπεύουν την περίοδο δοκιμής.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι από τα μοντέλα CAPM και Fama and French εξηγείται ένα μεγάλο μέρος της διακύμανσης της απόδοσης της μετοχής, αλλά όχι όμως όλο, που σημαίνει ότι υπάρχουν και άλλες μεταβλητές που εξηγούν τη εξαρτημένη μεταβλητή. Όμως, το μοντέλο Fama and French έχει περισσότερη επεξηγηματική ισχύ από το CAPM. Επίσης, τα αποτελέσματα δείχνουν, κατά την εφαρμογή του μοντέλου CAPM για τα έξι χαρτοφυλάκια της μελέτης, ότι υπάρχει θετική σημαντική επίδραση στην αγοραία αξία της απόδοσης των μετοχών για τα μικρά και μεγάλα χαρτοφυλάκια.

Από τα δεδομένα του μοντέλου FF φαίνεται ότι υπάρχει θετική σημαντική επίδραση στην αγοραία αξία των αποδόσεων των μετοχών για τα μικρά και μεγάλα χαρτοφυλάκια. Για την επίδραση του μεγέθους, δύο από τα μεγάλα μεγέθη χαρτοφυλακίου έχουν αρνητική σημαντική επίδραση στον συντελεστή μεγέθους (που συμβαδίζει με τη θεωρία κατά την ένδειξη του αποτελέσματος) ενώ ένα από τα μεγάλα χαρτοφυλάκια έχει ασήμαντη επίδραση. Για τα μικρά χαρτοφυλάκια επίσης δύο από αυτά έχουν θετική σημαντική επίδραση στον συντελεστή μεγέθους (ο οποίος είναι ασυμβίβαστος με τη θεωρία κατά την ένδειξη του αποτελέσματος). Τέλος, για την επίδραση book-to-market, ένα από τα μεγάλα χαρτοφυλάκια έχει θετική σημαντική επίδραση για τον παράγοντα B / M (που συμβαδίζει με τη θεωρία στο σημείο της επίδρασης) και δυο από τα μεγάλα χαρτοφυλάκια έχουν ασήμαντη επίδραση. Για τα μικρά χαρτοφυλάκια, τα δυο από αυτά έχουν θετική σημαντική επίδραση για τον παράγοντα B / M (το οποίο είναι ασυμβίβαστο με τη θεωρία βάσει του αποτελέσματος).

Επιπλέον, τα αποτελέσματα της σύγκρισης δείχνουν ότι 48 παρατηρήσεις χρησιμοποιούνται για να βρεθούν οι συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών για τα δύο μοντέλα και αυτοί οι συντελεστές χρησιμοποιούνται για την αναμενόμενη απόδοση των έξι χαρτοφυλακίων για κάθε μοντέλο. Στη συνέχεια, έγινε σύγκριση με τις πραγματικές αποδόσεις και διαπιστώθηκε ότι δεν υπάρχει σημαντική διαφορά μεταξύ της πραγματικής απόδοσης των έξι χαρτοφυλακίων και των αναμενόμενων αποδόσεών τους σύμφωνα με το μοντέλο CAPM και το μοντέλο Fama and French. Επίσης, δεν υπάρχει σημαντική διαφορά μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης των έξι χαρτοφυλακίων σύμφωνα με το μοντέλο CAPM και της αναμενόμενης απόδοσης των έξι χαρτοφυλακίων σύμφωνα με το μοντέλο Fama and French.

3.4.12 [Alves Paulo, "The Fama French Model or the Capital Asset Pricing Model: International Evidence", The International Journal of Business and Finance Research, V. 7, No. 2, \(2013\), 79-89](#)

Αυτή η ερευνητική εργασία επιχειρεί να αξιολογήσει τα οφέλη από τη χρήση του μοντέλου Fama and French σε σχέση με τα οφέλη που προκύπτουν από τη χρήση του μοντέλου αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων κεφαλαίου (CAPM). Εξετάστηκαν τοπικοί και διεθνείς παράγοντες καθώς και η λειτουργία της Ευρωπαϊκής Νομισματικής Ένωσης (EMU), σε μια προσπάθεια να προβληθούν τα εξής ζητήματα: Υπάρχει κάποια μέθοδος υπολογισμού για τον καθορισμό του ασφαλιστρου μεγέθους και οικονομικού κινδύνου που να έχει σημασία για τον οικονομικό αναλυτή; Έχουν τα ξένα ασφάλιστρα κινδύνου του μοντέλου Fama and French σημασία για τον οικονομικό αναλυτή;

Το δείγμα των επιχειρήσεων προέρχεται από δέκα χώρες της Ευρωπαϊκής Νομισματικής Ένωσης και χρησιμοποιείται η μέθοδος Griffin (2002) για να αξιολογηθούν και τα δύο μοντέλα. Βασικά, ο Griffin (2002) θεωρεί το Fama and French μοντέλο, ως ένα μοντέλο που επεκτείνει το CAPM, λαμβάνοντας υπόψη τους παράγοντες μεγέθους και αξίας εκτός από τον παράγοντα του κινδύνου αγοράς του CAPM. Επίσης, επεκτείνει το μοντέλο Fama and French εξετάζοντας τοπικούς, διεθνείς και παγκόσμιους παράγοντες. Σε αυτή την ερευνητική εργασία το CAPM χρησιμοποιείται επίσης λαμβάνοντας υπόψη το τοπικό, διεθνές και παγκόσμιο ασφάλιστρο κινδύνου και αναλύεται ποιο μοντέλο έχει μεγαλύτερη επεξηγηματική ισχύ.

Τα δεδομένα λήφθηκαν από το DataStream (DS) και περιλαμβάνουν σημαντικό αριθμό εταιρειών από τα ακόλουθα μέλη της ONE: Αυστρία, Βέλγιο, Φινλανδία, Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ιταλία, Κάτω Χώρες, Πορτογαλία και Ισπανία. Το Λουξεμβούργο, ιδρυτικό μέλος, εξαιρείται λόγω της μικρής κεφαλαιαγοράς του. Η Ελλάδα δεν συμπεριλήφθηκε επειδή υιοθέτησε το νόμισμα του ευρώ στις αρχές του 2001. Επιπλέον, εξαιρούνται επιχειρήσεις από τον χρηματοπιστωτικό τομέα που έχουν ιδιαίτερες κεφαλαιακές απαιτήσεις και επιχειρήσεις των οποίων το Β / Μ είναι αρνητικό και εμφανίζουν οικονομικά προβλήματα. Η ανάλυση αυτή επικεντρώνεται στην περίοδο από το 1990 έως το 2003 και αντιπροσωπεύει τις συζητήσεις, τις ρυθμίσεις και τα αποτελέσματα από το πρόγραμμα εφαρμογής του ευρώ. Η περίοδος αυτή αντικατοπτρίζει την προκαταρκτική συζήτηση για ενιαίο νόμισμα που έγινε από το 1990 έως το 1995, μια δεύτερη περίοδο, από το 1996 έως το 1998, που χαρακτηρίζεται από πολλές οικονομικές πολιτικές που θεσπίστηκαν από τις τοπικές χώρες για την είσοδο στο ενιαίο νόμισμα και τέλος, μια περίοδο τεσσάρων ετών από την εφαρμογή του ευρώ.

Από τα δεδομένα, φαίνεται ότι υπάρχει σταθερό μερίδιο αγοράς μεταξύ των χωρών αυτών κατά την περίοδο μεταξύ 1990 και 2003. Η Γαλλία και η Γερμανία είναι οι μεγαλύτερες αγορές με περισσότερο από το ήμισυ της κεφαλαιοποίησης της ONE. Η Ιταλία, οι Κάτω Χώρες και η Ισπανία είναι μεσαίου μεγέθους αγορές. Τα μερίδια αγοράς τους κυμαίνονται από 8% έως 16%. Η Αυστρία, το Βέλγιο, η Φινλανδία, η Ιρλανδία και η Πορτογαλία είναι οι μικρότερες αγορές όπου όλοι τους παρουσιάζουν λιγότερο από το 5% του χαρτοφυλακίου της ONE. Η Ιρλανδία και η Πορτογαλία, με λιγότερο από το 2%, είναι ιδιαίτερα μικρά χαρτοφυλάκια.

Σε ό,τι αφορά τον αριθμό των επιχειρήσεων, ανά χώρα, η Γερμανία και η Γαλλία που εκπροσωπούνται αντιστοίχως με 391 και 350 επιχειρήσεις (το 61% του δείγματος) σε ετήσιο μέσο όρο, είναι οι πιο αντιπροσωπευτικές χώρες. Αυστρία, Ιρλανδία και Πορτογαλία είναι οι λιγότερο εκπροσωπούμενες. Για παράδειγμα, το δείγμα εξετάζει, κατά μέσο όρο, 25 ιρλανδικές επιχειρήσεις ανά έτος. Η αναπαράσταση των μεγαλύτερων αγορών μπορεί να εξηγηθεί ως αντίδραση στην ανάπτυξη ορισμένων νέων αγορών, ιδίως της αγοράς Neuer και της Nouveau Marché, των γερμανικών και των γαλλικών ρυθμιστικών πλατφορμών, που δημιουργήθηκαν αντιστοίχως το 1997 και το 1996, οι οποίες στοχεύουν σε νέες, μικρές και μεγάλες μετοχές υψηλής ανάπτυξης (π.χ. τεχνολογία, βιοτεχνολογία, μέσα ενημέρωσης και μετοχές χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων). Οι υπόλοιπες χώρες δημιούργησαν δευτερογενείς αγορές με τον ίδιο στόχο, αν και χωρίς την ίδια επιτυχία.

Η ανάλυση μελετά τα αποτελέσματα του CAPM έναντι του μοντέλου Fama and French λαμβάνοντας υπόψη διαφορετικά χαρτοφυλάκια (High, Low, Small and Big). Η απόλυτη τιμή του διάκενου, που είναι το σφάλμα τιμολόγησης, και το προσαρμοσμένο R^2 , που δείχνει την επεξηγηματική ισχύ, χρησιμοποιείται για την αξιολόγηση της ευρωστίας κάθε μοντέλου. Η μελέτη διεξάγεται με βάση τις ακόλουθες διαδικασίες: Πρώτον, η υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς, το μέγεθος και τα ασφάλιστρα κινδύνου, χρησιμοποιούνται εφαρμογή του μοντέλου Fama and French. Δεύτερον, εξετάζονται τα αποτελέσματα του CAPM που προέκυψαν από τοπικούς, διεθνείς και EMU παράγοντες, χρησιμοποιώντας τα High, Low, Small και Big χαρτοφυλάκια, τα οποία ταξινομούνται κατά πεμπτημόρια. Τρίτον, η προηγούμενη άσκηση επαναλαμβάνεται, εξετάζοντας τώρα το μοντέλο Fama and French, προκειμένου να εκτιμηθεί η ακρίβεια των μοντέλων που βασίζονται στους παράγοντες της EMU και να αξιολογηθεί με ποιο τρόπο το μέγεθος και ο κίνδυνος των διεθνών οικονομικών ασφαλιστρών αυξάνουν την ακρίβεια του μοντέλου Fama and French. Τέλος, γίνεται σύγκριση των δυο μοντέλων προκειμένου να αξιολογηθεί η χρησιμότητά τους.

Αξιολογώντας τα αποτελέσματα, προκύπτει ότι, τα μοντέλα που βασίζονται σε παράγοντες της Ευρωπαϊκής Νομισματικής Ένωσης παράγουν τα χειρότερα αποτελέσματα, ανεξάρτητα από οποιαδήποτε θεώρηση του CAPM και του μοντέλου Fama and French. Στην πραγματικότητα, η αξιοπιστία αυτών των μοντέλων είναι αμελητέα όταν συγκρίνονται με άλλους παράγοντες με τις άλλες λειτουργικές μορφές. Επίσης, ανεξάρτητα από το μοντέλο, η αναμενόμενη απόδοση των μεγάλων και μικρών B / M μετοχών είναι αξιόπιστη. Αυτό είναι ιδιαίτερα παρατηρήσιμο για τις μεγάλες επιχειρήσεις, καθώς δεν συμβαίνει για τις χαμηλές B / M επιχειρήσεις που χρησιμοποιούν το Fama and French μοντέλο. Τέλος, το Fama and French μοντέλο προτιμάται σε σύγκριση με το μοντέλο τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων κεφαλαίου για εταιρείες μικρού και υψηλού B / M και στην περίπτωση αυτή, η εισαγωγή διεθνών παραγόντων αυξάνει την αξιοπιστία των αναμενόμενων αποδόσεων.

Η φύση του δείγματος, με πολύ διαφορετικές επιχειρήσεις από πολύ διαφορετικές χώρες, περιορίζει την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων, αλλά θα ήταν χειρότερο να εξετάζονται αποκλειστικά επιχειρήσεις από τη Γαλλία και τη Γερμανία. Στην περίπτωση αυτή, θα καταλήγαμε σε συμπεράσματα μόνο για αυτές τις δύο χώρες και άρα δε θα προέκυπταν διεθνή στοιχεία.

3.4.13 Silvestri Antonella and Veltri Stefania, "On the Robustness of Fama and French Model: Evidence from Italy", *Journal of Applied Finance & Banking*, vol.1, no.4, (2011), 201-221

Ο σκοπός αυτού του άρθρου είναι να διερευνήσει εάν το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French είναι σε θέση να εξηγήσει τις διακυμάνσεις των αποδόσεων των μετοχών στην ιταλική αγορά. Έχει επιλεγεί η ιταλική αγορά, καθώς είναι μια αδύναμη αγορά μετοχών, η οποία χαρακτηρίζεται από μικρή κεφαλαιοποίηση. Η βιβλιογραφία για την αποτίμηση περιουσιακών στοιχείων θεωρεί ότι οι παράγοντες κινδύνου επιπλέον του beta είναι πιο σχετικοί με την αγορά είναι μικρότερες, και σε αυτό το πλαίσιο, οι διαφορές στο beta δεν είναι σε θέση να εξηγήσουν τις διακυμάνσεις απόδοσης. Στο δείγμα των μελετών που εξετάστηκαν, φαίνεται ότι υπάρχει σχέση μεταξύ του μεγέθους και της απόδοσης, ενώ τα εμπειρικά στοιχεία που σχετίζονται με το B / M είναι ανάμεικτα.

Η ερευνηθείσα βιβλιογραφία υπογραμμίζει την ύπαρξη μη συστηματικού κινδύνου που οι επενδυτές δεν μπορούν να διαχειριστούν για την κατάλληλη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου τους. Με άλλα λόγια, ακόμη και μετά τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου τους, οι επενδυτές εξακολουθούν να πρέπει να αναλάβουν έναν μη διαφοροποιημένο κίνδυνο μιας επιχείρησης, γεγονός που εξηγεί ένα σημαντικό μέρος των αποδόσεων των μετοχών. Ως εκ τούτου, επικρατεί η αντίληψη ότι ο κίνδυνος δεν εξηγείται μόνο από τον παράγοντα beta (συστηματικός κίνδυνος ή μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος), αλλά υπάρχουν και άλλοι ειδικοί παράγοντες κινδύνου που έχουν ισχυρή επεξηγηματική δύναμη των διακυμάνσεων της απόδοσης μιας μετοχής.

Για να απαντηθεί το ερευνητικό ερώτημα εάν το μοντέλο Fama and French μπορεί να εξηγήσει τις διακυμάνσεις των μετοχών στην ιταλική αγορά, πραγματοποιείται βιβλιογραφική προσέγγιση τόσο σε θεωρητικό επίπεδο όσο και στη μέθοδο vote-counting, η οποία αναφέρεται στην κατάταξη των σημαντικών και μη-σημαντικών ευρημάτων (Hedges and Olkin, 1980). Για την πραγματοποίηση της έρευνας ακολουθήθηκαν τα κάτωθι κύρια βήματα:

- I) Αναζήτηση σχετικών μελετών.
- II) Κριτήρια σχετικότητας.
- III) Χαρακτηριστικά επιλεγμένων μελετών.

Η κύρια παρατήρηση που μπορεί να αντληθεί από το δείγμα των μελετών μας είναι το υψηλό επίπεδο ετερογένειας σε σχέση με: 1) την εξεταζόμενη περίοδο, 2) το χρησιμοποιούμενο μοντέλο και 3) τη χρησιμοποιούμενη οικονομετρική μέθοδο.

➤ Εξεταζόμενη Περίοδος

Οι χρονικές περιόδους που διερευνούνται από διαφορετικές μελέτες είναι πολύ ετερογενείς και φτάνουν από το ελάχιστο των 9 ετών (Cavaliere and Costa, 1999) στο μέγιστο διάστημα των 86 ετών (Alesii, 2006). Αυτό το στοιχείο αντανάκλα τον αριθμό των παρατηρήσεων που εξετάστηκαν σε διάφορες μελέτες που σημαίνει ότι τα δείγματα που αναλύθηκαν είναι πραγματικά διαφορετικά και δεν υπέστησαν τις ίδιες οικονομικές διακυμάνσεις.

➤ Χρησιμοποιούμενο Μοντέλο

Παρατηρούνται οι ίδιες διαφορές σχετικά με τα μοντέλα που χρησιμοποιούνται σε διαφορετικές μελέτες. Στην πραγματικότητα, κάθε ερευνητής τροποποιεί το μοντέλο σύμφωνα με τον ερευνητικό στόχο. Μεταξύ των εργασιών που αναλύθηκαν, δύο έρευνες χρησιμοποίησαν ένα γενικό μοντέλο πολλαπλών παραγόντων (Alesii, 2006; Barondini, 1997), το μεγαλύτερο μέρος των συγγραφέων χρησιμοποίησε ένα πιο περίπλοκο μοντέλο Fama and French που προσθέτει και άλλους παράγοντες (π.χ. momentum, κλάδο, κ.λπ.) εκτός από τους Bruni et al. (2006) και Cavaliere και Costa (1999) ενώ, μόνο δύο μελέτες συγκρίνουν το μοντέλο Fama and French με το μοντέλο CAPM.

➤ Χρησιμοποιούμενη οικονομετρική μέθοδος

Όσον αφορά τις οικονομετρικές μεθόδους, οι ίδιοι οι ερευνητές αποδίδουν μεγάλη σημασία στη χρήση τους, εφαρμόζοντας διαφορετικές μεθόδους που οδηγούν σε διαφορετικά αποτελέσματα και αποδίδοντας στις οικονομετρικές μεθόδους την αποτυχία ή την επιτυχία της αποτελεσματικότητας του εφαρμοζόμενου μοντέλου.

Όλα αυτά τα στοιχεία συμβάλλουν στην εξήγηση των μικτών αποτελεσμάτων που προκύπτουν από την εμπειρική βιβλιογραφία που εξετάστηκε. Όσον αφορά τους παράγοντες κινδύνου σχετικά με το μέγεθος και το B / M , μόνο ο συντελεστής μεγέθους αναμφισβήτητα σχετίζεται με τις αποδόσεις των μετοχών, ενώ για την αναλογία book-to-market υπάρχουν μικτά στοιχεία για τη σημασία του. Αυτά τα ευρήματα συμβαδίζουν με την ερευνητική υπόθεση που είναι ότι η χρηματιστηριακή αγορά που χαρακτηρίζεται από μικρές εισηγμένες επιχειρήσεις έχει καταγράψει υψηλότερο beta, αλλά οι beta διαφορές δεν είναι σε θέση να εξηγήσουν τις αποδόσεις απόδοσης. Σχετικά με το B / M στο εξεταζόμενο δείγμα, βρέθηκαν μικτά αποτελέσματα σχετικά με την ύπαρξη σχέσης των διακυμάνσεων απόδοσης μετοχών και του B / M .

3.4.14 Bhatt V. and Y. Rajaram Y., "The Effectiveness of Fama French 3 Factor Model in Predicting Globally Diversified Portfolio Returns", *International Journal of Innovative Research in Science, Engineering and Technology*, Vol. 3, Issue 12, (December 2014), 18385-18389

Το μοντέλο Fama and French που ακολούθησε το CAPM έχει συζητηθεί ευρέως από διάφορους ερευνητές για ζητήματα όπως το κατά πόσον τα ασφάλιστρα αξίας και μεγέθους προκαλούνται από τους υποκείμενους παράγοντες κινδύνου των επιχειρήσεων που εμπίπτουν σε αυτές τις κατηγορίες ή λόγω λανθασμένης αύξησης των κερδών στο παρελθόν και της επακόλουθης διόρθωσης των εσφαλμένων τιμολογήσεων. Η παρούσα μελέτη στοχεύει στη δοκιμή της αποτελεσματικότητας του μοντέλου Fama and French στην πρόβλεψη των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου ιδιαίτερα κατά τις περιόδους κρίσης. Με άλλα λόγια, χρησιμοποιώντας ένα εκτεταμένο και καλά διαφοροποιημένο δείγμα των Global stocks που αναγράφονται στον Δείκτη Dow Jones, εξετάζεται αν το μοντέλο Fama and French μπορεί να καταγράψει επαρκώς τον συστημικό κίνδυνο που υπάρχει στη μακροοικονομία. Επίσης, εξετάζονται και οι πιθανοί πρόσθετοι παράγοντες που υπερσχύουν των παραγόντων του μοντέλου Fama and French στην εξήγηση του συστημικού κινδύνου που επικρατεί στην οικονομία.

Το αρχικό δείγμα περιλαμβάνει εβδομαδιαία στοιχεία για περίπου 4.578 μετοχές που διαπραγματεύθηκαν παγκοσμίως από τον Ιανουάριο του 1992 έως τον Οκτώβριο του 2012. Από αυτές, αφαιρούνται οι μετοχές με αρνητικές λογιστικές αξίες και με ελλιπή δεδομένα, για την αποτροπή της στρέβλωσης των αποτελεσμάτων. Επίσης, σύμφωνα με τους Fama and French (1992), αφαιρούνται οι μετοχές με αρνητικό B / M .

Δοκιμάζεται η σημαντικότητα του παραδοσιακού μοντέλου Fama and French και πιο συγκεκριμένα, η ευαισθησία της απόδοσης ενός περιουσιακού στοιχείου από τους παράγοντες SMB, HML και αγοράς κατά τη διάρκεια της συνολικής περιόδου, την περίοδο ηρεμίας και την περίοδο κρίσης. Η ήρεμη περίοδος περιλαμβάνει τον Ιανουάριο του 1992 έως τον Ιούνιο του 2007, ενώ η περίοδος κρίσης καλύπτει τον Ιούλιο του 2007 έως τον Δεκέμβριο του 2012. Για τη δοκιμή του μοντέλου στις περιόδους, χρησιμοποιείται ειδικό GARCH για επιχειρήσεις με Γενικευμένους Όρους Σφάλματος (για την αντιμετώπιση της ετεροσκεδαστικότητας και αυτοσυσχέτισης).

Χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος της παλινδρόμησης για να εξηγηθεί η σχέση μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων χαρτοφυλακίου και των επεξηγηματικών παραγόντων κινδύνου κατά τη συνολική περίοδο, την ήρεμη περίοδο και την περίοδο κρίσης αντίστοιχα για διαφορετικά τυποποιημένα χαρτοφυλάκια. Έχουν ληφθεί τέσσερα διαφορετικά τυποποιημένα χαρτοφυλάκια που είναι τα χαρτοφυλάκια της αγοράς του ΟΟΣΑ, χαρτοφυλάκια αναδυόμενων αγορών, ισλαμικές μετοχές και συμβατικά διαπραγματεύσιμες μετοχές. Μια κοινή παρατήρηση στους συντελεστές όλων των χαρτοφυλακίων σε αμφοτέρες τις ήρεμης περιόδου και της περιόδου κρίσης, είναι ότι ο παράγοντας της αγοράς έχει τη μέγιστη συμβολή (όλοι οι συντελεστές είναι πάνω από 0,9) εξηγώντας τις αναμενόμενες αποδόσεις. Τα εκτιμώμενα R^2 για όλες τις παλινδρομήσεις είναι μικρότερα από 60%, γεγονός που δείχνει ότι οι παράγοντες του μοντέλου Fama and French χάνουν την ερμηνευτική τους δύναμη, ειδικά κατά τη διάρκεια της περιόδου κρίσης. Η παρατήρηση αυτή είναι συνεπής σε όλα τα τυποποιημένα χαρτοφυλάκια της μελέτης.

Σχετικά με τους συντελεστές παλινδρόμησης για κάθε έναν από τους συστηματικούς παράγοντες κινδύνου, δηλαδή τον παράγοντα της αγοράς και τους συντελεστές SMB και HML για τις αποδόσεις ενός χαρτοφυλακίου, παρατηρήθηκε ότι ο παράγοντας της αγοράς είναι πολύ σημαντικός στην εξήγηση του συστηματικού κινδύνου της επιχείρησης. Ο αντίκτυπος του παράγοντα μεγέθους (SMB) είναι πολύ σημαντικός στις περιόδους κρίσης, καθώς όλοι οι συντελεστές είναι πάνω από 50%. Ωστόσο, κατά τη διάρκεια της ήρεμης περιόδου, ο συντελεστής μεγέθους δεν είναι τόσο αποτελεσματικός όσο ο παράγοντας της αγοράς. Από την άλλη πλευρά, ο παράγοντας της αξίας (HML) παρουσιάζει μικτά αποτελέσματα. Ο HML παρουσιάζει σημαντική σχέση με τις αποδόσεις χαρτοφυλακίου για τα περισσότερα χαρτοφυλάκια, ωστόσο, ο αντίκτυπος είναι πολύ μικρότερος σε σύγκριση με τους παράγοντες

της αγοράς και του μεγέθους. Ένας λόγος για αυτό θα μπορούσε να είναι ότι ο παράγοντας HML δεν απεικονίζει αποτελεσματικά τον κίνδυνο της επιχείρησης και θα μπορούσαν να υπάρχουν κάποιοι άλλοι παράγοντες οι οποίοι θα μπορούσαν να είναι πιο αποτελεσματικοί για την απεικόνιση του συστηματικού κινδύνου σε μια επιχείρηση.

3.4.15 Fan Steve and Yu Linda, “Does the alternative three-factor model explain momentum anomaly better in G12 countries?”, *Journal of Finance and Accountancy*, (n/a)

Η έρευνα αυτή ασχολείται με την κατασκευή ενός εναλλακτικού μοντέλου τριών παραγόντων, που αναπτύχθηκε από τους Chen, Novy-Marx and Zhang (2010), και την εφαρμογή του στις χώρες που ανήκουν στο G12, ώστε να εξεταστεί εάν μπορεί να εξηγήσει το μη ομαλό momentum στις διεθνείς χρηματαγορές. Η μελέτη αυτή παρουσιάζει ότι το νέο αυτό μοντέλο μπορεί να εξηγήσει αυτές τις ανωμαλίες του momentum καλύτερα από το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French.

Η μελέτη ξεκινά με την εξέταση των μη φυσιολογικών αποδόσεων για χαρτοφυλάκια μηδενικού κόστους που σχηματίστηκαν με στρατηγική momentum. Όλες οι μετοχές για κάθε χώρα χωρίστηκαν πρώτα σε πέντε πεμπτημόρια ανάλογα με την κατάταξή τους βάσει απόδοσης τους τελευταίους έξι μήνες. Η στρατηγική momentum λαμβάνει τη μακροπρόθεσμη θέση των μετοχών στο πεμπτημόριο με τις υψηλότερες αποδόσεις στο παρελθόν και τη βραχυπρόθεσμη θέση των μετοχών στο πεμπτημόριο με τις χαμηλότερες αποδόσεις στο παρελθόν. Αυτή η στρατηγική μηδενικού κόστους συναλλαγών προκαλεί σημαντικές μη ομαλές αποδόσεις για τις 12 από τις 13 G12 χώρες (εκτός από την Ιαπωνία).

Για να εξεταστεί εάν αυτές οι ανωμαλίες μπορούν να εξηγηθούν από τους γνωστούς παράγοντες κινδύνου, εφαρμόζεται η παλινδρόμηση του παράγοντα time-calendar και του momentum (Fama and French, 1992, 1993; Carhart, 1997) στο μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French και του μοντέλου Chen et al. (2010). Τα αποτελέσματα από την παλινδρόμηση του μοντέλου Fama and French δείχνουν ότι εξακολουθούν να υπάρχουν μη φυσιολογικές αποδόσεις για χαρτοφυλάκια μηδενικού κόστους που σχηματίστηκαν με στρατηγική momentum έπειτα από την εξέταση των παραγόντων μεγέθους και αξίας και άρα, το μοντέλο δε μπορεί να εξηγήσει αυτές τις αποδόσεις. Τα αποτελέσματα για το μοντέλο Chen et al. (2010) που λαμβάνει υπόψη τους παράγοντες της επένδυσης και το ROA, δείχνουν ότι τα

alphas παραμένουν σημαντικά για τις περισσότερες χώρες χωρίς να μπορούν να εξηγήσουν πλήρως τις μη ομαλές αποδόσεις. Ωστόσο, η σημαντικότητα των alphas είναι μειωμένη όταν συγκρίνεται με το μοντέλο Fama and French.

Για τη δοκιμή εάν τα αποτελέσματα οφείλονται στο μέγεθος των εταιρειών, σχηματίστηκαν 25 χαρτοφυλάκια size-momentum για τον έλεγχο της επίδρασης του μεγέθους. Αρχικά, όλες οι μετοχές κατατάχθηκαν σε πεμπτημύρια ξεχωριστά για κάθε χώρα βάσει μεγέθους και μη ομαλού momentum. Κατά δεύτερον, 25 χαρτοφυλάκια σχηματίστηκαν βάσει της αλληλεπίδρασης των πεμπτημορίων κατά μέγεθος και momentum. Τέλος, πραγματοποιήθηκε παλινδρόμηση παράγοντα χρόνου στο μοντέλο Fama and French και στο εναλλακτικό μοντέλο για τις μη ομαλές αποδόσεις του momentum σε κάθε πεμπτημύριο κατά μέγεθος. Τα αποτελέσματα των δοκιμών δείχνουν ότι η ανώτερη επεξηγηματική δύναμη του εναλλακτικού μοντέλου είναι παρούσα σε κάθε πεμπτημύριο κατά μέγεθος και είναι σταθερή μεταξύ των χωρών.

Η μελέτη αυτή χρησιμοποιεί τις μηνιαίες αποδόσεις, τις τιμές των μετοχών και τον αριθμό των μετοχών από το 1989 έως το 2009 για τις επιχειρήσεις των χωρών της G12 και αντλεί τα δεδομένα από το Thomson Financial's DataStream. Όλες οι μεταβλητές εκφράζονται σε δολάρια ΗΠΑ. Η ανάλυση περιορίζεται στις κοινές μετοχές των εταιρειών που συναλλάσσονται στις εγχώριες αγορές τους. Για την εύρεση αυτών των μετοχών χρησιμοποιείται η μέθοδος διαλογής πολλαπλών σταδίων από τους Griffin, Kelly and Nardari (2010) ώστε να εξαλειφθεί η πιθανότητα να δείγμα να έχει άλλου είδους μετοχές.

Τα χαρτοφυλάκια momentum σχηματίστηκαν βάσει της μετατροπής 6/1/6. Στην αρχή κάθε μήνα t , το momentum υπολογίζεται ως οι συνολικές αθροιστικές αποδόσεις των 6 μηνών από το μήνα $t-2$ στο μήνα $t-7$, εξαιρουμένου του μήνα $t-1$. Στην αρχή κάθε μήνα, όλες οι μετοχές για κάθε χώρα κατατάσσονται σε αύξουσα σειρά και πεμπτημύρια με βάση το momentum. Οι μετοχές στο πρώτο πεμπτημύριο ανατίθενται στο χαμένο χαρτοφυλάκιο και αυτές του πέμπτου πεμπτημορίου ανατίθενται στο κερδισμένο χαρτοφυλάκιο. Αυτά τα ισο-σταθμισμένα χαρτοφυλάκια κρατούνται για 6 μήνες. Για να αυξηθεί η ισχύς των δοκιμών, κατασκευάζονται επικαλυπτόμενα χαρτοφυλάκια. Για να εξακριβωθεί αν αυτές οι ανωμαλίες μπορούν να εξηγηθούν από τους παράγοντες κινδύνου, οι προσαρμοσμένες βάσει κινδύνου αποδόσεις ενός χαρτοφυλακίου υπολογίζονται χρησιμοποιώντας τα μοντέλα Fama and French (1993) και των Chen et al. (2010).

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι τα μη ομαλά momentum αποτελούν παγκόσμιο φαινόμενο αφού οι 12 από τις 13 G12 χώρες παρουσιάζουν σημαντικές μη ομαλές αποδόσεις που κυμαίνονται σε εύρος από 1,02% για το Βέλγιο σε 0,47% για τον Καναδά. Αυτά τα αποτελέσματα συνάδουν με τις αποδόσεις του momentum σε διεθνείς χρηματαγορές (Griffin et al. 2003). Είναι πιθανό ότι αυτά τα αποτελέσματα οδηγούνται από μερικούς παράγοντες εκτός του momentum με πιο σημαντικό παράγοντα αυτό του μεγέθους. Για τον έλεγχο της επίδρασης του παράγοντα του μεγέθους, κατασκευάστηκαν 25 χαρτοφυλάκια (Jegadeesh and Titman, 1993), όμως, οι μη ομαλές αποδόσεις εξακολουθούν να υφίστανται και στα δυο μοντέλα για κάθε χώρα. Τα F-statistics F_{GRS} (Gibbons, Ross, and Shanken, 1989) και τα p-values δείχνουν ότι οι κοινές δοκιμές των alphas όταν είναι 0, απορρίφθηκαν και από τα δυο μοντέλα. Η παρατηρούμενη μείωση των alpha values μας αποδεικνύει σε πολύ μεγάλο ποσοστό ότι η πρόσθετη ερμηνευτική δύναμη του εναλλακτικού μοντέλου δεν είναι αποτέλεσμα προερχόμενο από τον παράγοντα μεγέθους.

Αναλύθηκαν για τα δυο μοντέλα Fama and French (1993) και των Chen et al. (2010) οι μέσοι μηνιαίοι όροι και οι τυπικές αποκλίσεις για την υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς, το SMB, το HML και τον παράγοντα MOM καθώς και των παραγόντων της επένδυσης IA και ROA. Αυτοί οι παράγοντες κινδύνου ποικίλλουν δραματικά τόσο για κάθε χώρα ξεχωριστά, όπως αποδεικνύεται από τις υψηλές τυπικές αποκλίσεις, όσο και μεταξύ των χωρών. Για παράδειγμα, το SMB κυμαίνεται από 0,48% στη Γερμανία έως 0,35% στην Αυστραλία. Οι παράγοντες IA και ROA έχουν περισσότερες παραλλαγές σε επίπεδο χώρας από τους συντελεστές SMB και HML.

Συνολικά, αυτή η μελέτη υποδηλώνει ότι το νέο εναλλακτικό μοντέλο πρέπει να εξεταστεί κατά τη μελέτη του momentum στην παγκόσμια αγορά αφού μπορεί να εξηγήσει σε μεγαλύτερο βαθμό τις μη ομαλές αποδόσεις από το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French.

3.4.16 Dolinar Denis, "Test of the Fama-French three-factor model in Croatia", *UTMS Journal of Economics*, Vol. 4, Iss. 2, (2013), pp. 101-112

Η μελέτη αυτή εξετάζει εμπειρικά το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French για τις αποδόσεις των μετοχών της Κροατίας. Σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των Fama and

French (1993) για την χρηματιστηριακή αγορά των ΗΠΑ, το μοντέλο τριών παραγόντων δεν παρουσίασε τόσο μεγάλη αποτελεσματικότητα στο να περιγράψει τη σχέση κινδύνου-απόδοσης των κροατικών μετοχών. Η έρευνα δείχνει ότι το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French είναι ένα έγκυρο μοντέλο τιμολόγησης, καθώς εξηγεί τη διατομή των μέσων αποδόσεων των μετοχών στην Κροατία και έχει μεγαλύτερη επεξηγηματική ισχύ σε σύγκριση με το CAPM. Στην περίπτωση της χρηματιστηριακής αγοράς της Κροατίας, οι παράγοντες του μέγεθος και του B / M δεν είναι πάντοτε σημαντικοί, αλλά κατά μέσον όρο έχουν μεμονωμένα κάποια οριακή επεξηγηματική ισχύ. Συγκεκριμένα, καταγράφουν μικρές κοινές διακυμάνσεις στις αποδόσεις που χάνονται από τον παράγοντα της αγοράς. Επιπλέον, ο παράγοντας B / M φαίνεται ως ισχυρότερος παράγοντας κινδύνου σε σχέση με τον παράγοντα μεγέθους. Τέλος, εξακολουθεί να υπάρχει ένα μεγάλο μέρος της κοινής διακύμανσης της απόδοσης μιας μετοχής που μπορεί να εξηγηθεί από άλλους παράγοντες. Επειδή οι αναδυόμενες κεφαλαιαγορές φέρουν τη δική τους ιδιαιτερότητα, πρέπει να δίνεται ιδιαίτερη προσοχή κατά την εφαρμογή υφιστάμενων ή αναπτυσσόμενων νέων μοντέλων τιμολόγησης.

Η έρευνα επικεντρώνεται στις εισηγμένες μετοχές του Χρηματιστηρίου του Ζάγκρεμπ κατά την περίοδο από τον Απρίλιο του 2007 έως το Μάρτιο του 2013. Δεν έχουν επιλεγεί όλες οι μετοχές καθότι πρέπει να πληρούνται οι ακόλουθες προϋποθέσεις: (1) η μετοχή να είναι κοινή, (2) ο εκδότης της μετοχής να είναι μη χρηματοοικονομική εταιρεία. (3) η μετοχή να έχει τουλάχιστον μια συναλλαγή μηνιαίως, κατά την περίοδο από τον Μάρτιο έως τον Μάρτιο του επόμενου έτους (δηλ. τουλάχιστον 13 μήνες συναλλαγών στη σειρά). Ο αριθμός των μετοχών που πληρούν τις συνθήκες δοκιμής ποικίλλει ανά έτος. Συνολικά, 145 μετοχές πληρούσαν τα καθορισμένα κριτήρια σε κάποιο σημείο κατά τη διάρκεια της παρατηρούμενης εξαετίας. Οι τιμές των μετοχών λήφθηκαν από την ιστοσελίδα του ZSE. Τα στοιχεία για την κεφαλαιοποίηση της αγοράς των εταιρειών λαμβάνονται από τις περιοδικές (τριμηνιαίες και ετήσιες) εκθέσεις συναλλαγών της ZSE. Τα στοιχεία για τις λογιστικές αξίες των ιδίων κεφαλαίων εξάγονται από τις ετήσιες οικονομικές καταστάσεις (ελεγμένες και ενοποιημένες εάν υπάρχουν), οι οποίες γνωστοποιούνται στο ZSE. Οι αποδόσεις των κρατικών ομολόγων λήφθηκαν από την ιστοσελίδα του Υπουργείου Οικονομικών της Κροατίας.

Τον Μάρτιο κάθε έτους (από το 2007 έως το 2012), όλες οι μετοχές που ικανοποιούν τα παραπάνω κριτήρια, χωρίζονται: (1) σε δύο ομάδες κατά μέγεθος - μικρές έναντι μεγάλες (S vs B), και (2) σε δύο ομάδες κατά B / M - υψηλές έναντι χαμηλές (H vs L). Σε αντίθεση με το Fama and French, το οποίο χρησιμοποίησε έξι χαρτοφυλάκια, σε αυτή την εργασία

σχηματίστηκαν τέσσερα χαρτοφυλάκια (B, S, H και L) από τα είδη μετοχών κατά μέγεθος και B / M , κυρίως λόγω του μικρού αριθμού των μετοχών που ήταν διαθέσιμες για ανάλυση. Και στις δύο περιπτώσεις τα κριτήρια διάσπασης είναι ο διάμεσος. Αυτά τα τέσσερα χαρτοφυλάκια είναι εδώ για να ενσωματώσουν τα οικονομικά θεμελιώδη στοιχεία στο μοντέλο με τον τρόπο με τον οποίο σχηματίζουν νέα χαρτοφυλάκια (BH, BL, SH και SL) από τη διασταύρωση των ομάδων κατά μέγεθος και B / M . Οι μηνιαίες σταθμισμένες αποδόσεις των τεσσάρων χαρτοφυλακίων υπολογίζονται από τον Μάρτιο του έτους t έως τον Μάρτιο του έτους $t + 1$. Σκοπός τους είναι να μιμηθούν τους υποκείμενους παράγοντες κινδύνου σε αποδόσεις σχετικές με το μέγεθος και το B / M .

Το Fama and French μοντέλο τριών παραγόντων σε σχέση με τα μοντέλα ενός και δυο παραγόντων που εξετάστηκαν σε δείγμα 37 επιλεγμένων μετοχών, αποδεικνύεται το καλύτερο στην εξήγηση των διακυμάνσεων της απόδοσης των μετοχών. Τα αποτελέσματα είναι φυσικά καλύτερα, καθώς το μοντέλο αυτό ενσωματώνει και τους τρεις παράγοντες. Οι τιμές R^2 κυμαίνονται από 0,12 έως 0,73 – 0,51 κατά μέσο όρο. Η μεγαλύτερη επεξηγηματική δύναμη είναι το αποτέλεσμα της ερμηνευτικής ισχύος των παραγόντων μεγέθους και B / M , που προστίθεται στην ερμηνευτική ισχύ του μοντέλου ενός παράγοντα. Όπως αναμενόταν, όλες οι παράμετροι b (συντελεστές κλίσης που σχετίζονται με τον παράγοντα της αγοράς) είναι στατιστικά σημαντικοί (επίπεδο 5%). Και πάλι, μεταξύ του μεγέθους και του B / M , ο παράγοντας B / M απέδειξε την κυριαρχία του, αν και όχι τόσο ισχυρή όσο στο μοντέλο δύο παραγόντων. Συγκεκριμένα, 17 από τις 37 h παραμέτρους ήταν στατιστικά σημαντικές, σε αντίθεση με 13 από τις 37 s παραμέτρους που ήταν στατιστικά σημαντικές (επίπεδο 5%). Αν και οι παράμετροι που σχετίζονται με τους παράγοντες του μεγέθους και του B / M δεν έχουν δείξει στατιστική σημαντικότητα μεταξύ όλων των μετοχών που επιλέχθηκαν, οι αποδόσεις των μιμητικών SMB και HML περικλείουν μεμονωμένα ορισμένες μικρές επιμέρους διακυμάνσεις στις αποδόσεις των μετοχών που χάνονται από τον παράγοντα της αγοράς. Επιπλέον, οι κλίσεις των SMB και HML συσχετίζονται συστηματικά με τα χαρακτηριστικά του μεγέθους και B / M μιας εταιρείας. Όπως αναμένεται, υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ του μεγέθους της επιχείρησης και της αναμενόμενης απόδοσης για τον κίνδυνο μεγέθους που λαμβάνεται σε αυτή την μετοχή. Επίσης, υπάρχει μια θετική σχέση μεταξύ του B / M της εταιρείας και της αναμενόμενης απόδοσης για τον κίνδυνο B / M που λαμβάνεται σε αυτή την μετοχή.

Αυτή η ανάλυση δείχνει ότι τα μοντέλα τιμολόγησης που κατασκευάζονται για αναπτυγμένες κεφαλαιαγορές, όπως οι ΗΠΑ, μπορούν να εφαρμοστούν σε μια αναδυόμενη κεφαλαιαγορά, όπως η κροατική. Ωστόσο, η επιτυχία τους στην εξήγηση της σχέσης κινδύνου-απόδοσης δεν μπορεί να αντιγραφεί τόσο εύκολα από τη μια αγορά στην άλλη. Οι αναδυόμενες κεφαλαιαγορές φέρουν τη δική τους ιδιαιτερότητα που πρέπει να λαμβάνεται υπόψη κατά την εφαρμογή υφιστάμενων ή αναπτυσσόμενων νέων μοντέλων τιμολόγησης. Σε αντίθεση λοιπόν με τα αποτελέσματα των Fama and French (1993) για την χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α., το μοντέλο τριών παραγόντων δεν είναι τόσο επιτυχημένο όταν περιγράφει μια σχέση κινδύνου-απόδοσης των κροατικών μετοχών. Με βάση την ανάλυση παλινδρόμησης χρονοσειρών για 37 μετοχές του ZSE μπορούμε να συμπεράνουμε τα εξής:

(1) Η υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς ($R_M - R_F$) είναι πάντα στατιστικά σημαντική και καταγράφει τεράστιο τμήμα της κοινής διακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών.

(2) Οι παράγοντες μεγέθους (SMB) και B / M δεν είναι πάντοτε στατιστικά σημαντικοί, αλλά κατά μέσον όρο αυτοί έχουν μεμονωμένη οριακή ερμηνευτική δύναμη, δηλαδή καταγράφουν μικρές συνήθεις διακυμάνσεις στις αποδόσεις που παραλείπονται από τον παράγοντα της αγοράς.

(3) Ο παράγοντας B / M έχει δείξει ως ισχυρότερος παράγοντας κινδύνου σε σχέση με τον παράγοντα μεγέθους.

(4) Το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French έχει αποδειχθεί ως καλύτερο μοντέλο τιμολόγησης (έχει μεγαλύτερη ερμηνευτική ισχύ) σε σύγκριση με το μοντέλο ενός παράγοντα (και από το CAPM).

(5) Το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French είναι ένα έγκυρο μοντέλο τιμολόγησης δεδομένου ότι εξηγεί τη διατομή των μέσων αποδόσεων των μετοχών στην Κροατία.

(6) Εξακολουθεί να υπάρχει μεγάλη μερίδα της τυπικής απόκλισης της απόδοσης μιας μετοχής που μπορεί να εξηγηθεί από άλλους παράγοντες.

3.4.17 Panta Sabin Bikram, Phuyal Niranjana, Sharma Rajesh, Vora Gautam, "The Cross-Section of Stock Returns: An Application of Fama-French Approach to Nepal", *Modern Economy* 7, (2016), 223-231

Σε αυτή την έρευνα εξετάζεται ένα δείγμα εταιρειών που είναι εισηγμένες στο χρηματιστήριο του Νεπάλ (NEPSE) για την πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών τους. Χρησιμοποιώντας ως δειγματοληπτική περίοδο τον Δεκέμβριο του 2004 έως τον Ιούλιο του 2011, μελετάται δείγμα 134 εταιρειών από σύνολο 176. Κατασκευάζεται το μοντέλο Fama-French ως προς την κεφαλαιοποίηση (Μικρές και Μεγάλες) και την αναλογία book-to-market (Χαμηλή, Μέση και Υψηλή) και έτσι δημιουργούνται έξι χαρτοφυλάκια. Υπολογίζονται οι εξισώσεις παλινδρόμησης για το CAPM και το Fama and French μοντέλο τριών παραγόντων. Από την ανάλυση, τα τυπικά αποτελέσματα για το μοντέλο Fama and French δεν λαμβάνονται. Στην καλύτερη περίπτωση, τα αποτελέσματα είναι μικτά. Δείχνουν ότι η αγορά κεφαλαίων του Νεπάλ παρέχει πλεονασματική απόδοση για μεγάλης αξίας μετοχές και χαμηλότερη απόδοση για τις μετοχές μικρής ανάπτυξης. Είναι πιθανό αυτό το αποτέλεσμα να οφείλεται στο δείγμα που αφορά τις εισηγμένες εταιρείες. Οι επιχειρήσεις του χρηματοπιστωτικού τομέα κυριαρχούν στο χρηματιστήριο του Νεπάλ. Λόγω της αδυναμίας εξάλειψης των χρηματοπιστωτικών εταιρειών από το δείγμα, είναι αδύνατο να είμαστε κατηγορηματικοί σχετικά με αυτά τα αποτελέσματα. Συνιστάται η μελέτη να επαναληφθεί μετά από λίγα χρόνια όταν θα είναι διαθέσιμες είτε περισσότερες εταιρείες είτε θα διατεθούν μεγαλύτερες χρονοσειρές δεδομένων.

Για τους σκοπούς της παρούσας μελέτης, αντλήθηκε η μηνιαία απόδοση κάθε μετοχής, το μηνιαίο μέσο σταθμικό ποσοστό αποδόσεων χωρίς κίνδυνο, η μηνιαία απόδοση της αγοράς, κεφαλαιοποίηση αγοράς και λογιστική αξία κάθε μετοχής που συμπεριλαμβάνεται στο δείγμα. Ο συνολικός πληθυσμός των μετοχών είναι όλες οι εισηγμένες στο χρηματιστήριο του Νεπάλ (NEPSE) στο τέλος της χρήσης 2009-2010 οι οποίες είναι 176. Η μηνιαία απόδοση υπολογίζεται χρησιμοποιώντας την τιμή μήνα κάθε μετοχής και εξάγεται από τη μηνιαία έκθεση του NEPSE, από τον Δεκέμβριο του 2004 έως τον Ιούλιο του 2011. Έτσι, από τα στοιχεία που υποβάλλονται για 80 μήνες, υπολογίζονται οι αποδόσεις των 79 μηνών. Ο δείκτης NEPSE χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό της απόδοσης της αγοράς για την ίδια περίοδο.

Από τη στατιστική ανάλυση που περιλαμβάνει τη μέση και τυπική απόκλιση της μηνιαίας απόδοσης αυτών των έξι χαρτοφυλακίων εξάγεται το συμπέρασμα ότι το χαρτοφυλάκιο με χαμηλή κεφαλαιοποίηση και χαμηλή αναλογία B / M αποδίδει υψηλότερη μέση μηνιαία

απόδοση με χαμηλότερη μεταβλητότητα στην απόδοση που μετράται ως τυπική απόκλιση. Ομοίως, το χαρτοφυλάκιο με υψηλότερη αναλογία B / M και μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση έχει την υψηλότερη τυπική απόκλιση με μία από τις μικρότερες μέσες μηνιαίες αποδόσεις. Μόνο ένα χαρτοφυλάκιο, το SH, έχει αρνητική μέση μηνιαία απόδοση.

Σχετικά με τον παράγοντα μεγέθους SMB, ο ιστορικός ετήσιος μέσος όρος του μηνιαίου ασφαλιστρου από τον Ιανουάριο του 2005 έως τον Ιούλιο 2011 είναι 0,16%, και αυτό σημαίνει ότι κατά μέσον όρο υπάρχει θετικό ασφαλιστρο μεγέθους στις 134 εταιρείες που συμπεριλαμβάνονται στο δείγμα του NEPSE. Για το HML, κατά τη χρονική περίοδο από τον Ιανουάριο του 2005 έως τον Ιούλιο του 2011, ο ετήσιος μέσος όρος του μηνιαίου ασφαλιστρου για μετοχές αξίας είναι -8,60%. Αυτό δείχνει ότι, κατά μέσο όρο, οι μετοχές ανάπτυξης (χαμηλό B / M) παρέχουν υψηλότερο ασφαλιστρο στην αγορά κεφαλαίων του Νεπάλ.

Το μοντέλο Fama and French υποθέτει ότι η απόδοση ενός μεγάλου μεγέθους χαρτοφυλακίου είναι μικρότερη από ένα χαρτοφυλάκιο μικρού μεγέθους, γεγονός που υποδηλώνει ότι ο συντελεστής SMB πρέπει να είναι θετικός. Ωστόσο, το δείγμα μας δείχνει ότι από τους 79 μήνες, η απόδοση χαρτοφυλακίου μεγάλου μεγέθους είναι υψηλότερη από την απόδοση μικρού μεγέθους για 41 μήνες. Επιπλέον, οι αποδόσεις χαρτοφυλακίου 47 μηνών σε χαρτοφυλάκια book-to-market υψηλής απόδοσης είναι αρνητικές, ενώ οι αποδόσεις των υπόλοιπων 32 μηνών είναι θετικές.

Οι εκτιμήσεις από το μοντέλο παλινδρόμησης για κάθε ένα από τα έξι χαρτοφυλάκια δείχνουν για το πρώτο χαρτοφυλάκιο, SL, p-value 0,167 που δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%. Τα υπόλοιπα πέντε χαρτοφυλάκια βρέθηκαν να είναι στατιστικά σημαντικά σε επίπεδο 1%. Το υψηλότερο R^2 είναι για το χαρτοφυλάκιο BH στο 0.788. Ομοίως, οι περισσότεροι από τους συντελεστές στο μοντέλο παλινδρόμησης για αυτά τα πέντε χαρτοφυλάκια, είναι σημαντικοί. Το alpha δείχνει την πλεονάζουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου. Με άλλα λόγια, εάν το alpha είναι θετικό, το περιουσιακό στοιχείο έχει απόδοση μεγαλύτερη από ό, τι θα έπρεπε να του δώσει το επίπεδο κινδύνου του. Εάν το alpha είναι αρνητικό, το περιουσιακό στοιχείο έχει απόδοση χαμηλότερη από ό, τι θα έπρεπε να του είχε δώσει το επίπεδο κινδύνου του. Εδώ οι εκτιμήσεις των τιμών alpha για όλα τα χαρτοφυλάκια είναι θετικά αλλά κανένα από αυτά δεν είναι στατιστικά σημαντικό.

Οι συντελεστές για το beta είναι θετικοί για όλα τα χαρτοφυλάκια και είναι σημαντικοί σε επίπεδο 95% για τα χαρτοφυλάκια SM, SH, BL και BH. Από αυτά τα αποτελέσματα μπορεί να συναχθεί ότι το ασφάλιστρο κινδύνου αγοράς, είναι το κύριο συστατικό της απαιτούμενης απόδοσης για τις μετοχές.

Τα αποτελέσματα παλινδρόμησης για τον παράγοντα HML δείχνουν ότι υπάρχει σημαντική θετική σχέση μεταξύ αυτού και των αποδόσεων χαρτοφυλακίου SM, SH, BM και BH. Επιπλέον, αυτές οι εκτιμήσεις είναι στατιστικά σημαντικές. Αυτό σημαίνει ότι ο παράγοντας HML έχει κάποια εξηγητική ισχύ για την παροχή πλεονάζουσας απόδοσης σε μετοχές μικρής αξίας. Τα χαρτοφυλάκια των BH και SH έχουν υψηλότερους συντελεστές HML (1.222 και 0.728) που υποδηλώνουν ότι οι μετοχές αξίας παρέχουν υψηλότερη απόδοση στην κεφαλαιαγορά του Νεπάλ. Οι συντελεστές του SMB είναι σημαντικοί μόνο για τα χαρτοφυλάκια BL, BM και BH αλλά οι συντελεστές είναι αρνητικοί. Αυτό το εύρημα δείχνει ότι οι μεγάλες μετοχές παρέχουν μεγαλύτερη απόδοση σε σχέση με τις μικρές μετοχές στην αγορά του Νεπάλ. Αυτό το αποτέλεσμα δεν είναι σύμφωνο με τα ευρήματα των Fama and French αφού υποστηρίζουν το αντίθετο. Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης δείχνουν ότι η αγορά του Νεπάλ παρέχει πλεονάζουσα απόδοση για τις μετοχές μεγάλης αξίας και χαμηλότερη απόδοση για τις μετοχές χαμηλής ανάπτυξης. Κατά μέσο όρο, η εξήγηση του μοντέλου Fama and French ότι οι μικρής κεφαλαιοποίησης και υψηλού B / M μετοχές οδηγούν σε υψηλές αποδόσεις, ως αντιστάθμιση του συστηματικού κινδύνου, είναι εν μέρει αληθής στην κεφαλαιαγορά του Νεπάλ.

3.4.18 Arora Deeksha and Gakhar Divya Verma, “Fama French Three Factor Model: A Study of Nifty Fifty Companies”, Proceedings of International Conference on Strategies in Volatile and Uncertain Environment for Emerging Markets, (July 2017), pp. 672-680

Η μελέτη στοχεύει στη διερεύνηση της δυνατότητας εφαρμογής των ευρέως χρησιμοποιούμενων μοντέλων αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων και συγκεκριμένα του μοντέλου αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων κεφαλαίου (CAPM) και του μοντέλου τριών παραγόντων Fama and French στο χρηματιστήριο της Ινδίας. Η μελέτη διεξήχθη στις εταιρείες που αποτελούν μέρος του δείκτη Nifty Fifty για περίοδο πέντε ετών – από το 2011 έως το 2016. Το CAPM εξετάζεται σχηματίζοντας χαρτοφυλάκια με βάση δύο μεταβλητές – την κεφαλαιοποίηση αγοράς (επίδραση μεγέθους) και της αναλογίας B / M (επίδραση αξίας). Τα

αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French έχει καλύτερη απόδοση σε σύγκριση με το CAPM στην εξήγηση των μέσων αποδόσεων των μετοχών. Έτσι, η μελέτη παρέχει μια τεκμηρίωση της παρουσίας του μοντέλου Fama and French τριών παραγόντων για την εξήγηση των μεταβολών στις αποδόσεις των μετοχών.

Το δείγμα για τη διεξαγωγή της έρευνας αφορά μόνο τις εταιρείες των οποίων ήταν διαθέσιμα τα στοιχεία κλεισίματος Μαρτίου. Τα προσαρμοσμένα δεδομένα τιμών κλεισίματος για τις εταιρείες του δείγματος λήφθηκαν από την εταιρεία Prowess (βάση δεδομένων του Κέντρου Παρακολούθησης της Ινδικής Οικονομίας). Οι τιμές των τριμηνιαίων ομολόγων δημοσίου προέρχονται από την κεντρική τράπεζα, τη Reserve Bank of India. Τα δεδομένα χρονοσειρών των τιμών των μετοχών χρησιμοποιήθηκαν για τη δημιουργία μηνιαίων σειρών αποδόσεων. Οι αποδόσεις του δείκτη CNF Nifty 500 έχουν χρησιμοποιηθεί ως αντιπροσωπευτικές για την απόδοση στην αγορά.

Οι παράγοντες περιγράφονται από τους Fama και French (1993) ως εξής:

1. Κεφαλαιοποίηση αγοράς: αυτό υπολογίζεται με πολλαπλασιασμό των κυκλοφορούντων μετοχών (αριθμός) και της αγοραίας αξίας τους (προσαρμοσμένη τιμή κλεισίματος ανά μετοχή).
2. Λογιστική αξία μετοχών (B / M): υπολογίζεται με τη διαίρεση της λογιστικής αξία με την αγοραία αξία ανά μετοχή.
3. Παράγοντας αγοράς: Ο παράγοντας αγοράς αναφέρεται στον συντελεστή του ασφαλιστρου κινδύνου που είναι $R_M - R_f$. Λαμβάνεται με τη μείωση της πλεονάζουσας απόδοσης των στοιχείων του ενεργητικού με το ασφαλιστρου κινδύνου
4. Απόδοση: Η απόδοση υπολογίστηκε χρησιμοποιώντας τον τύπο $[P(t) / P(t-1)] - 1$.

Η μεθοδολογία περιλαμβάνει τον υπολογισμό των μηνιαίων αποδόσεων που σταθμίζονται εξίσου για κάθε χαρτοφυλάκιο από τον Οκτώβριο (έτος t) έως τον Σεπτέμβριο (έτος t + 1). Με αυτόν τον τρόπο επιτυγχάνεται μια χρονολογική σειρά 60 (5 ετών X 12 μηνών) μηνιαίων αποδόσεων για κάθε χαρτοφυλάκιο. Κατασκευάστηκαν χαρτοφυλάκια βάσει του μεγέθους τους (S και B) και της αξίας τους (L, M και H) και σχηματίστηκαν έξι χαρτοφυλάκια.

Τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των χρονολογικών σειρών δείχνουν ότι ο μέσος όρος της πλεονάζουσας απόδοσης είναι υψηλότερος για το χαρτοφυλάκιο SH (1,17%) και χαμηλότερος για το χαρτοφυλάκιο BM (0,71%). Επίσης, η μέγιστη πλεονάζουσα απόδοση είναι 15,35% που

δίνεται από το χαρτοφυλάκιο SH και η ελάχιστη επιπλέον απόδοση είναι -2%. Υπάρχει σημαντική συσχέτιση μεταξύ SMB και HML, δηλ. 0,58 σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Ωστόσο, υπάρχει πολύ χαμηλός βαθμός συσχέτισης μεταξύ του SMB και της αγοράς.

Πριν από την εφαρμογή της παλινδρόμησης στα δεδομένα χρονοσειρών, κρίθηκε απαραίτητο να ελεγχθούν τα δεδομένα για την ορθότητά τους ώστε να αποφευχθούν λανθασμένα αποτελέσματα. Για το σκοπό αυτό, εφαρμόστηκε το τεστ Dicky Fuller (ADF) και όλες οι μεταβλητές βρέθηκαν να είναι σταθερές. Τα αποτελέσματα της διαδικασίας παλινδρόμησης δείχνουν ότι ο συντελεστής αγοράς beta είναι θετικός και εξαιρετικά σημαντικός για κάθε ένα από τα έξι χαρτοφυλάκια. Οι στατιστικές t όλων των beta έχουν επίσης αναφερθεί και είναι περισσότερες από 7 και οι τιμές P, δεν διαφέρουν από το 0, υποδηλώνοντας τη στατιστική σημαντικότητα του beta στην εξήγηση των αναμενόμενων αποδόσεων. Η προσαρμοσμένη τιμή R^2 κυμαίνεται από 17,5% έως 96% για όλα τα μοντέλα και τα χαρτοφυλάκια. Από τον υπολογισμό του μέσου προσαρμοσμένου R^2 για όλα τα μοντέλα, διαπιστώσαμε ότι το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French έχει την υψηλότερη τιμή (95%). Επίσης, το μοντέλο χωρίς τον παράγοντα της αγοράς (έχοντας μόνο SMB και HML) έχει μέσο συντελεστή R^2 30% αντανakλώντας ότι ο παράγοντας της αγοράς δεν μπορεί να αγνοηθεί για τον προσδιορισμό των αποδόσεων. Τα αποτελέσματα του όρου c της εξίσωσης παλινδρόμησης δείχνουν ότι η τιμή του δεν είναι στατιστικά διάφορη του 0, δείχνοντας έτσι ότι υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που πρέπει να ληφθούν υπόψη για την εξήγηση της διαδικασίας δημιουργίας απόδοσης. Παρατηρούμε λοιπόν ότι συνολικά, το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French εξηγεί τις διακυμάνσεις των αποδόσεων των μετοχών κατά τρόπο ουσιαστικό.

3.4.19 Trimech Anyssa, Kortas Hedi, Benammou Salwa and Benammou Samir, "Multiscale Fama-French model: application to the French market", *The Journal of Risk Finance*, Vol. 10, No. 2, (2009), pp. 179-192

Σκοπός αυτής της μελέτης είναι η συζήτηση ενός πολλαπλής κλίμακας μοντέλου αποτίμησης για τη γαλλική χρηματιστηριακή αγορά συνδυάζοντας την ανάλυση wavelet και το μοντέλο τριών παραγόντων Fama and French. Ο στόχος είναι να εξεταστεί η σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των παραγόντων κινδύνου Fama and French σε διαφορετικές χρονικές κλίμακες. Ως προσέγγιση θα χρησιμοποιηθεί η ιδιότητα διαχωρισμού της κλίμακας που είναι εγγενής στο μέγιστο διακριτό μετασχηματισμό του wavelet και έτσι, το σύνολο δεδομένων αναλύεται σε στοιχεία που σχετίζονται με διαφορετικές χρονικές κλίμακες ή

περιόδους επενδύσεων. Τα ληφθέντα αποτελέσματα δείχνουν ότι η ερμηνευτική ισχύς του μοντέλου τριών παραγόντων Fama and French γίνεται ισχυρότερη καθώς αυξάνεται η κλίμακα wavelet. Εξάλλου, η σχέση μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου και των παραγόντων κινδύνου (δηλαδή της αγοράς, του μεγέθους και του παράγοντα της αξίας) εξαρτάται σημαντικά από τον εξεταζόμενο χρονικό ορίζοντα. Η προτεινόμενη μεθοδολογία προσφέρει στους επενδυτές την ευκαιρία να δημιουργήσουν δυναμικές στρατηγικές διαχείρισης χαρτοφυλακίου, λαμβάνοντας υπόψη τον πολλαπλό χαρακτήρα του κινδύνου και της απόδοσης. Επιπλέον, δίνει μια νέα εικόνα για τη χρηματοδότηση ζητημάτων αξιολόγησης και επιλογής κεφαλαίων σε σχέση με τις ετερογενείς επενδυτικές περιόδους.

Αν και το μοντέλο Fama and French υιοθετήθηκε, τόσο από τους περισσότερους επαγγελματίες όσο και από τους ακαδημαϊκούς σε οικονομικά ζητήματα που σχετίζονται με τη διαχείριση χαρτοφυλακίου, τον προϋπολογισμό κεφαλαίου και την αξιολόγηση των αποδόσεων, το μοντέλο τριών παραγόντων παρουσιάζει και αρκετά μειονεκτήματα. Στην πραγματικότητα, ενώ τα χρηματοοικονομικά δεδομένα παρουσιάζουν πολλαπλές κλίμακες, δηλαδή είναι ένας συνδυασμός διαφορετικής δυναμικής πολλαπλών οριζόντων, το μοντέλο Fama and French είναι ένα μοντέλο μιας κλίμακας που μελετά τη σχέση μεταξύ των παραγόντων κινδύνου και της αναμενόμενου απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου. Πρόσφατα, υπήρξε ένα ουσιαστικό ενδιαφέρον για μια σειρά βασικών λειτουργιών που ονομάζονται "wavelets". Τα wavelets είναι μαθηματικές λειτουργίες που χαρτογραφούν δεδομένα σε διαφορετικά στοιχεία συχνότητας και έχουν το πλεονέκτημα ότι εντοπίζονται τόσο στον τομέα του χρόνου όσο και στον τομέα συχνοτήτων. Μέσω μιας προσέγγισης πολλαπλής επίλυσης, τα wavelets διασπούν μια δεδομένη χρονολογική σειρά σε διαφορετικές δυναμικές που εξελίσσονται σε διάφορες χρονικές κλίμακες. Αυτό επιτρέπει την περιγραφή των χρηματοοικονομικών δεδομένων σε διαφορετικούς επενδυτικούς ορίζοντες.

Η κατασκευή των χαρτοφυλακίων έγινε βάσει του μεγέθους τους (S και B) και της αξίας τους (L, M και H) και σχηματίστηκαν έξι χαρτοφυλάκια. Η προτεινόμενη μεθοδολογία, η οποία ξεκίνησε από τους Kim και In (2006, 2007), περιλαμβάνει δύο βήματα. Πρώτον, την εφαρμογή MODWT-based MRA για την υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου και τους παράγοντες κινδύνου της αγοράς, του SMB και του HML. Δεύτερον, δίνεται ανάλυση παλινδρόμησης του μοντέλου Fama and French. Ως εκ τούτου, η διερεύνηση της σχέσης μεταξύ των παραγόντων κινδύνου και των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου σε διαφορετικές χρονικές κλίμακες, επιτρέπει την ανάλυση των επενδυτικών στρατηγικών και της λήψης αποφάσεων σε διαφορετικές χρονικές περιόδους.

Η έρευνα ασχολείται με τη γαλλική κεφαλαιαγορά κατά την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1985 έως τον Οκτώβριο του 2006. Αξίζει να σημειωθεί ότι οι ημερομηνίες έναρξης και λήξης καθορίζονται από τη διαθεσιμότητα των δεδομένων. Το σύνολο δεδομένων μετράται σε μηνιαίες συχνότητες συνολικού ύψους 256 παρατηρήσεων για κάθε μεταβλητή. Το 13-εβδομάδων (91 ημερών) κρατικό ομόλογο χρησιμοποιείται ως το άνευ κινδύνου επιτόκιο και ο δείκτης Cac40 ως δείκτης αγοράς.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα δείχνουν ότι η προσέγγιση πολλαπλής επεξεργασίας βελτιώνει την εξηγηματική ισχύ του μοντέλου Fama and French σε σύγκριση με το μοντέλο μιας κλίμακας. Θα πρέπει να τονιστεί εδώ ότι τα υψηλότερα R^2 λαμβάνονται για τις μεσοπρόθεσμες και μακροπρόθεσμες κλίμακες (ειδικά για περισσότερο από 12 μήνες). Επιπλέον, αποδείχθηκε ότι η ευαισθησία κινδύνου εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από τη χρονική κλίμακα, καθώς οι εκτιμώμενες βαρύτητες των παραγόντων εμφανίζουν διαφορετικές τιμές και έχουν διαφορετικές ενδείξεις ανάλογα με το εξεταζόμενο επίπεδο ανάλυσης wavelet. Αυτές οι πληροφορίες ήταν κρυμμένες μέσα στο μοντέλο μιας κλίμακας που δημιουργήθηκε, δηλαδή το κλασσικό μοντέλο Fama and French.

Μια άλλη διαπίστωση της παρούσας μελέτης είναι η ανάλυση συσχέτισης μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων και των παραγόντων κινδύνου σε διαφορετικές χρονικές κλίμακες χρησιμοποιώντας τεχνικές wavelet. Από τα αποτελέσματα που λήφθηκαν, οι επενδυτές μπορούν να υιοθετήσουν ένα σύστημα τιμολόγησης βασισμένο σε wavelet για να διεξάγουν ανάλυση κινδύνου για ετερογενείς επενδυτικούς ορίζοντες. Το πολλαπλής κλίμακας πλαίσιο των Fama and French επιτρέπει επίσης να δημιουργηθούν κατάλληλες στρατηγικές κατανομής χαρτοφυλακίων έναντι διαφορετικών στοχευόμενων χρονικών περιόδων. Εξάλλου, είναι γνωστό ότι οι αξιολογήσεις των αμοιβαίων κεφαλαίων διαδραματίζουν για τους επενδυτές σημαντικό ρόλο στην επιλογή τους, είτε για αρχική συνδρομή είτε με στόχο την αναπροσαρμογή των επενδύσεών τους στο πλαίσιο αναβαθμίσεων ή υποβαθμίσεων αξιολόγησης. Επομένως, τα μοντέλα χρονικής κλίμακας που αναφέρθηκαν παραπάνω μπορούν να αντιμετωπίσουν τις απαιτούμενες ιδιότητες για ένα βέλτιστο σύστημα διαβάθμισης μέσω του χειρισμού του χρονικά μεταβαλλόμενου χαρακτήρα των παραγόντων κινδύνου.

3.5 Πίνακας Βιβλιογραφικής Επισκόπησης

Ο κάτωθι πίνακας περιλαμβάνει όλα τα journals που αναλύθηκαν στην παρούσα εργασία και τα κύρια σημεία τους:

A/A	Συγγραφέας	Σκοπός	Μεθοδολογία	Αποτέλεσμα
1	Fama and French (1993)	Κατασκευή μοντέλου 3 παραγόντων για την εξήγηση των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου	Ανάλυση παλινδρόμησης χρονοσειρών βάσει Black, Jensen, και Scholes (1972) σε μηνιαίες αποδόσεις μετοχών και ομολόγων, σε χαρτοφυλάκια mimic βάσει μεγέθους και B / M και σε αποδόσεις παραγόντων κινδύνου. Χρήση μετοχών από τα χρηματιστήρια NYSE, Amex και NASDAQ για τη περίοδο 1963-1990	Χρήση του μοντέλου FF σε οποιαδήποτε εφαρμογή που απαιτεί εκτιμήσεις των αναμενόμενων αποδόσεων μετοχών όπως για την επιλογή χαρτοφυλακίου, την αξιολόγηση απόδοσης χαρτοφυλακίου, τη μέτρηση μη φυσιολογικών αποδόσεων και την εκτίμηση του κόστους κεφαλαίου
2	Ruzita and Abu Hassan (2006)	Σύγκριση μοντέλου Fama and French and Liquidity-Based Three-Factor μοντέλου για εξήγηση των αποδόσεων της Μαλαισιανής Χρηματαγοράς	Χρήση κοινών μετοχών από 01/1987 - 12/2004 230 έως 480 εταιρειών με ταξινόμηση μεγέθους και B / M, μεγέθους και TURN, B / M και TURN. Μέτρηση σφαλμάτων πρόβλεψης με συντελεστή ανισότητας Theil. Χρήση μηνιαίων και ετήσιων στοιχείων μετοχών, Ανάλυση παλινδρόμησης χρονοσειρών στο FF	Τα εναλλακτικά μοντέλα που δίνουν έμφαση στο ρόλο του συντελεστή ρευστότητας με τη μορφή DiLiq στην τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων μπορούν να βελτιώσουν το μοντέλο Fama and French στην επεξηγηματική του ικανότητα
3	Lau, Lee and McInish (2002)	Εξέταση σχέσεων αποδόσεων μετοχών στο χρηματιστήριο της Σιγκαπούρης και Μαλαισίας	Χρήση μετοχών από το 1988-1996 για όλες τις μη χρηματοπιστωτικές εταιρείες, εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Σιγκαπούρης (SES) και της Κουάλα Λουμπούρ (KLSE) για 82 και 163 επιχειρήσεις αντίστοιχα. Εξέταση με παλινδρόμηση χρονοσειρών beta, firms size, E/P, CF/P, book-to-market, and sales growth	Αποδεικνύεται θετική σχέση beta και απόδοσης μετοχών όταν η απόδοση της αγοράς είναι θετική και αντίστροφα
4	Morelli (2007)	Εξέταση σχέσεων αποδόσεων μετοχών στο χρηματιστήριο του Λονδίνου	Χρήση 300 κοινών μετοχών από 17 κλάδους από το 06/1980-06/2000 για όλες τις μη χρηματοπιστωτικές εταιρείες, εισηγμένες στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου. Το δείγμα χωρίζεται σε 12 υποπεριόδους των 9 ετών. Εξέταση με παλινδρόμηση χρονοσειρών beta, firms size, book-to-market, με βάσει των μοντέλων Fama και Macbeth (1973), Fama και French (1992), Pettengill et al. (1995)	Τα μικρού μεγέθους χαρτοφυλάκια έχουν μεγαλύτερη απόδοση από τα αντίστοιχα μεγάλου μεγέθους. Μη ύπαρξη σαφούς σχέσης μεταξύ μέσων αποδόσεων και beta σε οποιοδήποτε επίπεδο μεγέθους
5	Cakici, Fabozzi and Tan (2013)	Εξέταση επίδρασης της αξίας, του μεγέθους και του παράγοντα του momentum σε 18 αναδυόμενες χρηματιστηριακές αγορές	Χρήση μετοχών από 01/1990 - 12/2011 χωρισμένες σε 3 γεωγραφικές περιοχές και σύγκριση των αγορών αυτών με των ΗΠΑ. Κατασκευή έξι χαρτοφυλακίων ανά μέγεθος, αξία, αγορά και momentum και ανάλυσή τους βάσει CAPM, FF και Carhart	Ισχυρές ενδείξεις για την επίδραση της αξίας σε όλες τις αναδυόμενες αγορές και την επίδραση του παράγοντα του momentum, κυρίως για τις αγορές της Ανατολικής Ευρώπης. Οι εγχώριοι παράγοντες αποδίδουν πολύ καλύτερα στην ερμηνεία των αποδόσεων. Οι παράγοντες της αξίας και του momentum συσχετίζονται αρνητικά

A/A	Συγγραφέας	Σκοπός	Μεθοδολογία	Αποτέλεσμα
6	Eraslan (2013)	Η δοκιμή της εγκυρότητας του μοντέλου FF και να ελεγχθεί κατά πόσον αυτοί οι παράγοντες είναι καλοί δείκτες για την κατασκευή χαρτοφυλακίων, με στοιχεία της τουρκικής αγοράς μετοχών	274 μετοχές που διαπραγματεύονται στο ISE από 01/2003 - 12/2010 με μηνιαία δεδομένα τουλάχιστον 3 ετών. Κατασκευή 6 χαρτοφυλακίων βάσει μεγέθους και αξίας	Υπάρχει θετική συσχέτιση ανάμεσα στη μέση απόδοση και στο μέγεθος των χαρτοφυλακίων. Εκτός από τον παράγοντα κινδύνου αγοράς οι άλλοι δύο παράγοντες κινδύνου SMB και HML είναι ουσιώδεις για την εξήγηση των διαφορών στις υπερβάλλουσες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου αλλά όχι τόσο σημαντικοί. Περιορισμένη επίδραση του FF στο να μπορεί να εξηγήσει τις διακυμάνσεις των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου
7	Belen (2017)	Η εξέταση του αμερικανικού χρηματιστηρίου NYSE και οι αναμενόμενες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων σύμφωνα με το CAPM και το μοντέλο τριών παραγόντων FF	Χρήση μετοχών από 07/1926 - 01/2006 του NYSE. Κατασκευή έξι χαρτοφυλακίων βάσει μεγέθους και αξίας. Ανάλυση βάσει παλινδρομήσεων χρονοσειρών	Το FF μοντέλο τριών παραγόντων είναι καλύτερο από το CAPM στο να εξηγήει τις αναμενόμενες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Ωστόσο, τα αποτελέσματα ποικιλούν ανάλογα με τον τρόπο που σχηματίζονται τα χαρτοφυλάκια.
8	Fama and French (1996)	Η εξήγηση ανωμαλιών στην τιμολόγηση χαρτοφυλακίων από το μοντέλο τριών παραγόντων FF	Χρήση μέσων υπερβάλλουσων αποδόσεων των 25 χαρτοφυλακίων των Fama and French (1993) BE / ME των σταθμισμένων σε αξία μετοχών NYSE, AMEX και NASD. Κατασκευή χαρτοφυλακίων βάσει μεγέθους και αξίας. Ανάλυση βάσει παλινδρομήσεων χρονοσειρών και cross-section.	Εκτός από τη συνέχιση των βραχυπρόθεσμων αποδόσεων, οι ανωμαλίες εξαφανίζονται σε μεγάλο βαθμό σε ένα μοντέλο τριών παραγόντων χωρίς πάντως να μπορεί να εξηγήει όλες τις αναμενόμενες αποδόσεις όλων των τίτλων και χαρτοφυλακίων
9	Nguyen, Faff and Gharghori (n/a)	Η εξέταση της αξιοπιστίας των ευρημάτων της Vassalou (2003) χρησιμοποιώντας στοιχεία από την αυστραλιανή κεφαλαιαγορά σχετικά με το ότι η όποια ικανότητα των παραγόντων FF στην εξήγηση των αναμενόμενων αποδόσεων, οφείλεται στους κινδύνους που συνδέονται με την μελλοντική αύξηση του ΑΕΠ	Χρήση από μηνιαία στοιχεία για τις εταιρείες που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αξιών της Αυστραλίας για την περίοδο 01/1990 - 03/2005. Κατασκευή 25 χαρτοφυλακίων βάσει μεγέθους και B / M για τις εξαρτημένες μεταβλητές. Κατασκευή 8 χαρτοφυλακίων για τις ανεξάρτητες μεταβλητές και ανάλυση παλινδρόμησης για εξήγηση των αποδόσεων. Κατασκευή mimic χαρτοφυλακίου με στοιχεία μελλοντικής αύξησης του ΑΕΠ και ανάλυση παλινδρόμησης	Το FF μοντέλο με τον παράγοντα του ΑΕΠ δεν βελτιώνει την επεξηγηματική του ισχύ και η απόδοσή του είναι συγκρίσιμη με το πρότυπο μοντέλο FF
10	Nahzat, Jahanzeb, Rabia and Zain (2005)	Η δοκιμή του κατά πόσο είναι εφαρμόσιμο το μοντέλο τριών παραγόντων FF με τη χρήση δεδομένων από την χρηματιστηριακή αγορά του Πακιστάν και κατά πόσο οι παράγοντες κινδύνου είναι καλοί δείκτες για κατασκευή χαρτοφυλακίων	Μετοχές που διαπραγματεύονται στο KSE-100 από 2004 - 2014 με μηνιαία δεδομένα τουλάχιστον 2 ετών. Κατασκευή 6 χαρτοφυλακίων βάσει μεγέθους και αξίας. Ανάλυση πολλαπλής παλινδρόμησης	Τα στοιχεία από την παλινδρόμηση δείχνουν και οι τρεις παράγοντες (αγορά, μέγεθος και αξία) είναι σημαντικοί για την εξήγηση της πλεονάζουσας απόδοσης του χαρτοφυλακίου

A/A	Συγγραφέας	Σκοπός	Μεθοδολογία	Αποτέλεσμα
11	Aldaami, Abbod and Salameh (2015)	Εφαρμογή CAPM και FF για εξήγηση αποδόσεων στο χρηματιστήριο της Σαουδικής Αραβίας	Χρήση μηνιαίων τιμών 60 μετοχών - διαιρούμενες σε 2 μέρη - εταιρειών εισηγμένων στο SASE από 01/2007 - 12/2011. Κατασκευή έξι χαρτοφυλακίων. Χρήση GMM και t-test για εύρεση πραγματικών και αναμενόμενων αποδόσεων	Το CAPM και FF εξηγούν μεγάλο μέρος της διακύμανσης των αποδόσεων, όχι όμως όλο. Δεν υπάρχουν σημαντικές διαφορές μεταξύ πραγματικής και αναμενόμενης απόδοσης μεταξύ των 2 μοντέλων. Το FF έχει μεγαλύτερη επεξηγηματική ικανότητα από το CAPM
12	Alves (2013)	Σύγκριση CAPM και FF για εξήγηση αποδόσεων στη διεθνή χρηματιστηριακή αγορά	Χρήση δεδομένων από 10 χώρες της ΕΕ μεταξύ 1990-2003. Εφαρμογή μεθόδου Griffin (2002) με χρήση τοπικών, EMU και διεθνών παραγόντων	Τα δυο μοντέλα με χρήση EMU παραγόντων δεν έχουν επεξηγηματική ισχύ. Το FF προτιμάται για εταιρείες με μικρό και υψηλό B / M, με χρήση διεθνών παραγόντων. Περιορισμένη αξιοπιστία λόγω φύσης του δείγματος
13	Silvestri and Veltri (2011)	Εμπειρική διερεύνηση του FF για εξήγηση αποδόσεων στο χρηματιστήριο της Ιταλίας	Βιβλιογραφική προσέγγιση τόσο σε θεωρητικό επίπεδο όσο και με τη μέθοδο vote-counting. Κύρια βήματα η αναζήτηση σχετικών μελετών, τα κριτήρια σχετικότητας και τα χαρακτηριστικά των επιλεγμένων μελετών. Ετερογενείς περίοδοι εξέτασης με min περίοδο 9 ετών και max περίοδο 86 ετών. Οι μελέτες βασίζονται σε οικονομετρικές αναλύσεις	Ο συντελεστής μεγέθους σχετίζεται σημαντικά με τις αποδόσεις των μετοχών. Για τον παράγοντα B / M υπάρχουν μικτά αποτελέσματα
14	Bhatt and Rajaram (2014)	Δοκιμή αποτελεσματικότητας του μοντέλου FF στην πρόβλεψη των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου ιδιαίτερα κατά τις περιόδους κρίσης σε διεθνές επίπεδο	Χρήση εβδομαδιαίων στοιχείων για περίπου 4.578 μετοχές που διαπραγματεύθηκαν παγκοσμίως από 01/1992 - 10/2012. Δοκιμή μοντέλου FF με ανάλυση παλινδρόμησης για τους παράγοντες αγοράς, SMB και HML για τρεις περιόδους (συνολικής, ηρεμίας, κρίσης). Χρήση GARCH με γενικευμένους όρους σφάλματος	Ο παράγοντας της αγοράς είναι πολύ σημαντικός στην εξήγηση του συστηματικού κινδύνου της επιχείρησης. Ο παράγοντας SMB είναι σημαντικός σε περιόδους κρίσης, όχι όμως και σε περίοδο ηρεμίας. Ο παράγοντας HML έχει μικτά αποτελέσματα αφού, ενώ είναι σημαντικός στην εξήγηση των αποδόσεων, ο αντίκτυπός του είναι μικρός
15	Fan and Yu (n/a)	Κατασκευή εναλλακτικού μοντέλου τριών παραγόντων από τους Chen, Novy-Marx and Zhang (2010) και εφαρμογή του σε χώρες του G12 ώστε να εξεταστεί εάν μπορεί να εξηγήσει καλύτερα από το FF το μη ομαλό momentum στις διεθνείς χρηματαγορές	Ανάλυση παλινδρόμησης παράγοντα time-calendar και momentum και στα δυο μοντέλα. Χρήση μηνιαίων αποδόσεων μετοχών χωρών G12 από 1989-2009 και εύρεσή τους με μέθοδο διαλογής πολλαπλών σταδίων από Griffin, Kelly and Nardari (2010). Ταξινόμηση μετοχών σε πεμπτημόρια. Κατασκευή 25 χαρτοφυλακίων size-momentum και ανάλυση τους με παλινδρόμηση	Το εναλλακτικό μοντέλο των Chen et al. (2010) μπορεί να εξηγήσει σε μεγαλύτερο βαθμό τις μη ομαλές αποδόσεις από το μοντέλο τριών παραγόντων FF

A/A	Συγγραφέας	Σκοπός	Μεθοδολογία	Αποτέλεσμα
16	Dolinar (2013)	Εμπειρική μελέτη του μοντέλου τριών παραγόντων FF για τις αποδόσεις των μετοχών της Κροατίας	Χρήση μηνιαίων αποδόσεων 37 επιλεγμένων μετοχών του ZSE από 04/2007 - 03/2013. Κατασκευή 4 χαρτοφυλακίων κατά μέγεθος και B / M και ανάλυση παλινδρόμησης για τις αποδόσεις των μετοχών	Το FF είναι έγκυρο μοντέλο αποτίμησης και εξηγεί σε σημαντικό βαθμό τις cross-section αποδόσεις των μετοχών της Κροατίας, έχοντας μεγαλύτερη επεξηγηματική ισχύ από το μοντέλο CAPM. Ο παράγοντας B / M φαίνεται να έχει μεγαλύτερη ισχύ από τον παράγοντα μεγέθους
17	Panta, Phuyal and Sharma (2016)	Εφαρμογή μοντέλου FF για εξήγηση αποδόσεων των μετοχών στο χρηματιστήριο του Nepal	Χρήση μηνιαίων αποδόσεων 134 μετοχών του NEPSE από 12/2004 - 07/2011. Κατασκευή 6 χαρτοφυλακίων κατά μέγεθος και B / M και ανάλυση παλινδρόμησης για τις αποδόσεις των μετοχών	Τα τυπικά αποτελέσματα για το μοντέλο FF δεν επαληθεύονται και στην καλύτερη περίπτωση είναι μικτά. Δείχνουν ότι η αγορά κεφαλαίων του Νεπάλ παρέχει πλεονασματική απόδοση για μεγάλης αξίας μετοχές και χαμηλότερη απόδοση για τις μετοχές μικρής ανάπτυξης. Είναι πιθανό αυτό το αποτέλεσμα να οφείλεται στο δείγμα που αφορά τις εισηγμένες εταιρείες αφού πρόκειται κυρίως για χρηματοπιστωτικά ιδρύματα
18	Arora and Gakhar (2017)	Δοκιμή αποτελεσματικότητας των μοντέλων FF και CAPM στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ινδίας	Χρήση μηνιαίων αποδόσεων μετοχών του δείκτη Nifty Fifty από 2011 - 2016. Κατασκευή 6 χαρτοφυλακίων κατά μέγεθος και B / M και ανάλυση παλινδρόμησης χρονοσειρών για τις αποδόσεις των μετοχών	Το μοντέλο FF έχει πιο σημαντική επεξηγηματική ισχύ από το CAPM στις αποδόσεις των μετοχών. Τα αποτελέσματα δείχνουν την ύπαρξη και άλλων παραγόντων που μπορούν να εξηγήσουν τις αποδόσεις
19	Trimech, Kortas, Benammou S. and Benammou S. (2009)	Συζήτηση ενός πολλαπλής κλίμακας μοντέλου αποτίμησης για τη γαλλική χρηματιστηριακή αγορά συνδυάζοντας την ανάλυση wavelet και το μοντέλο τριών παραγόντων FF. Ο στόχος είναι να εξεταστεί η σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των παραγόντων κινδύνου FF σε διαφορετικές χρονικές κλίμακες	Ανάλυση wavelet και FF. Κατασκευή 6 χαρτοφυλακίων κατά μέγεθος και B / M. Εφαρμογή MODWT-based MRA για την υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου και τους παράγοντες κινδύνου της αγοράς, του SMB και του HML. Ανάλυση παλινδρόμησης μοντέλου FF. Χρήση μηνιαίων αποδόσεων 256 μετοχών του γαλλικού χρηματιστηρίου από 01/1985 - 10/2006	Η ερμηνευτική ισχύς του μοντέλου τριών παραγόντων FF γίνεται ισχυρότερη καθώς αυξάνεται η κλίμακα wavelet. Η σχέση μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου και των παραγόντων κινδύνου (market, SBM και HML) εξαρτάται σημαντικά από τον εξεταζόμενο χρονικό ορίζοντα

4. Κεφάλαιο 4. Εκτίμηση των μοντέλων CAPM και FAMA AND FRENCH χρησιμοποιώντας τη Διαστρωματική Ανάλυση Παλινδρόμησης για την περίοδο 1990 έως 2017 στα δεδομένα του Χρηματιστηρίου των USA (NYSE)

4.1 Μεθοδολογία

Η μεθοδολογία που χρησιμοποιούμε βασίζεται στην οικονομετρική θεωρία και ιδιαίτερα στις εξειδικευμένες τεχνικές προσεγγίσεις των panel data.

Ο λόγος που χρησιμοποιήσαμε panel data analysis είναι ότι τα δεδομένα μας είναι κατάλληλα για αυτή την τεχνική επεξεργασία, αφού αποτελεί συνδυασμό Cross section Data (Διαστρωματικά Στοιχεία) και Time Series Data (Χρονολογικές Σειρές).

Η τεχνική αυτή παρέχει το πλεονέκτημα να αναλύει μεγαλύτερο πλήθος παρατηρήσεων σε σχέση με τις απλές οικονομετρικές τεχνικές (απλό ή πολλαπλό γραμμικό μοντέλο), ενώ μπορούμε να ερμηνεύσουμε την διαφορετική επίδραση κάθε παράγοντα σε κάθε μία χρονολογική σειρά, και αυτό να γίνεται για κάθε εταιρία του δείγματός μας.

Επίσης, άλλα σημαντικά πλεονεκτήματα είναι: (1) η μείωση της πολυσυγραμμικότητας, (2) η αύξηση της ακρίβειας των εκτιμήσεων, και (3) η αύξηση της μεταβλητότητας (διακύμανσης) των τιμών των ερμηνευτικών μεταβλητών (Cheng, 2003).

Επίσης, σε πολλές προηγούμενες εμπειρικές μελέτες σχετικά με το μοντέλο FAMA & FRENCH χρησιμοποίησαν panel data (Graud, P., Jani, E., Hoesli, M. and Bender, A., 2005).

Τα δεδομένα τα ανακτήσαμε μέσω της βάσης δεδομένων DATASTREAM, αφορούσαν στο σύνολο του χρηματιστηρίου NYSE για το **χρονικό διάστημα 1/1/1990 έως 31/12/2017**. Το δείγμα μας αποτελούσε **560 εταιρείες** ανεξαρτήτως κλάδου δραστηριοποίησης.

Σε αυτές τις αναλύσεις είναι συνηθισμένο να εξαιρούνται ο κλάδος των τραπεζών και των ασφαλιστικών εταιρειών, δεδομένου ότι έχουν αντίθετο λογιστικό σχέδιο από αυτών των εταιριών (για παράδειγμα τα δάνεια βρίσκονται στο ενεργητικό έναντι του ισολογισμού των εταιριών που βρίσκονται στο παθητικό). Επιπρόσθετα ένας άλλος λόγος διαφορετικής αντιμετώπισης αφορά η μεγάλη μόχλευση αυτού του είδους των χρηματοοικονομικών εταιριών οι οποίες πολλές φορές δεν διαχειρίζονται δικά τους κεφάλαια.

Παρόλα αυτά στην δική μας προσέγγιση, και δεδομένου ότι έπρεπε να υπολογίσουμε την απόδοση όλης της αγοράς για να προσδιορίσουμε τον παράγοντα R_M , ο οποίος συμμετέχει στο CAPM αλλά και στο μοντέλο FAMA& FRENCH λάβαμε και εταιρείες του χρηματοοικονομικού κλάδου. Ο τρόπος που τις χειριστήκαμε, οποίος θα γίνει φανερός στην ανάλυση που ακολουθεί, τροφοδοτήθηκε με την απλή δεικτοδότηση στο δείγμα μας αυτών των εταιριών, με δυνατότητα εξαγωγής ξεχωριστών αλλά και συγκεντρωτικών συμπερασμάτων, ανάλογα αν οι υπό εξέταση εταιρίες ανήκουν στον χρηματοοικονομικό κλάδο.

4.2 Δεδομένα που αντλήθηκαν

Μηνιαίες παρατηρήσεις τελευταίων 25 ετών (εναλλακτικά ημερήσιες παρατηρήσεις)

1. Αγορά Μετοχών των ΗΠΑ (NYSE)

- Τιμή κλεισίματος
- Κεφαλαιοποίηση
- Book Value to Share
- Market Value to Share Or Number of Shares
- Κλάδος δραστηριότητας (για να εξαιρέσουμε τράπεζες και γενικότερα χρηματοοικονομικού κλάδου)

2. Risk free rate

- Monthly or Daily Returns 30ετές αμερικανικά ομόλογα

4.3 Επεξεργασία δεδομένων

Μία σημαντική ερευνητική πρόκληση που αντιμετωπίσαμε αφορούσε στην επεξεργασία των δεδομένων που τελικά ανακτήσαμε. Τα δεδομένα που πήραμε από τη βάση δεδομένων της DATASTREAM δεν μπορούσαν να μοντελοποιηθούν στην αρχική τους μορφή, και ήταν απαραίτητο να προχωρήσουμε σε μετασχηματισμούς οι οποίοι

μας επέτρεψαν να εφαρμόσουμε οικονομετρική Panel Data Analysis.

Υπήρξαν σημαντικές τεχνικές δυσκολίες αλλά με την χρήση εξειδικευμένων τεχνικών (δημιουργία βάσης δεδομένων σε SQL και εκτεταμένη χρήση queries με τις απαραίτητες συνδέσεις μεταξύ των υποπινάκων - joins) καταλήξαμε στο τελικό μας dataset το οποίο αποτελείται από 560 εταιρείες, ανεξαρτήτως κλάδου.

Στη συνέχεια εξάγαμε τα αποτελέσματα σε φύλο excel, και τελικώς εισάγαμε τα δεδομένα στο πρόγραμμα Stata 13, το οποίο εξειδικεύεται σε δύσκολες οικονομετρικές τεχνικές. Στο Stata έγινε ο υπολογισμός της πολλαπλής παλινδρόμησης με εφαρμογή της τεχνικής Random effect.

Σύμφωνα με τη συνήθη μεθοδολογία η επιθυμητή επεξεργάσιμη μορφή από το στατιστικό πρόγραμμα είναι της μορφής **panel data και μάλιστα “Strongly balanced”**, δηλαδή για κάθε επιχείρηση να έχουμε τον ίδιο αριθμό των παρατηρήσεων.

4.4 Επιμέρους Επεξεργασία Δεδομένων για την δημιουργία μεγεθών

Προκειμένου να κατασκευαστούν μεγέθη τα οποία θα χρησιμοποιήσουμε στην ανάλυση τόσο του CAPM όσο και του μοντέλου των Fama & French , εργαστήκαμε ως εξής

4.4.1 Υπολογισμός Απόδοσης Αγοράς (Rm)

Για να υπολογίσουμε την απόδοση της αγοράς (market premium) λάβαμε τις αποδόσεις όλου του δείγματος (χωρίς να εξαιρέσουμε τις εταιρείες του χρηματοοικονομικού κλάδου) για όλο το υπό εξέταση διάστημα.

Υπολογίσαμε τη μέση μηνιαία απόδοση η οποία αποτελεί την απόδοση της αγοράς για κάθε μήνα. Στη συνέχεια ενώσαμε (left join σε SQL) με τις χρονολογικές σειρές των αποδόσεων των μετοχών, οπότε σε κάθε γραμμή είχαμε την μηνιαία απόδοση της κάθε μετοχής και τη μέση απόδοση της αγοράς (Rm).

4.4.2 Υπολογισμός risk free rate

Στον υπολογισμό του Risk free rate διαφοροποιηθήκαμε από την συνηθισμένη πρακτική άλλων μελετών. Το ευκολότερο για να υπολογίσει κανείς το risk free επιτόκιο είναι να λάβει υπόψιν του τα Treasury Bills. Κατά την άποψή μας αυτή η επιλογή ήταν κάπως μακριά, από τον θεμελιώδη ορισμό της χωρίς ρίσκο απόδοσης, δεδομένου ότι οι τοποθετήσεις σε αυτά είναι βραχυπρόθεσμες, λόγω της μικρότερης ληκτότητας των εκδόσεων (τρίμηνη διάρκεια). Εμείς επιλέξαμε τα **yields** τα οποία μας δίνουν Monthly Returns από τα 30ετές αμερικανικά ομόλογα. Έτσι έχουμε και απόδοση risk free με ένα Bond πολύ μεγάλης διάρκειας, αλλά και μηνιαία αποτίμηση.

4.4.3 Υπολογισμός απόδοσης μετοχών

Ένα χαρακτηριστικό όλων των μοντέλων είναι ότι βασίζονται σε αποδόσεις μετοχών και όχι σε τιμές. Αυτό μας δημιουργεί την υποχρέωση να υπολογίσουμε για κάθε μήνα και για κάθε μετοχή την απόδοση (δηλαδή την διαφορά από τον προηγούμενο μήνα) με εφαρμογή του τύπου

$$R_i = \frac{P_i - P_{i-1}}{P_{i-1}}$$

Όπου P_i η απόδοση τον μήνα i , P_{i-1} η απόδοση τον μήνα $i-1$

4.4.4 Υπολογισμός παραγόντων πλεονασματικής απόδοσης

Τελικός η διαφορά των παραπάνω, δημιούργησε το παράγοντα Market Risk Premium

$(R_m - R_f)$, εις όρους μηνιαίων αποδόσεων,

Αλλά και την $(R_i - R_f)$ η οποία μας δίνει τη μηνιαία πλεονασματική απόδοση κάθε μετοχής.

4.4.5 Ο παράγοντας του μεγέθους SMB (Small cap minus Big cap)

Ο παράγοντας του μεγέθους σχετίζεται με τις αποδόσεις του mimic χαρτοφυλακίου SMB, τα αρχικά του οποίου σημαίνουν “Small cap minus Big cap”, και υποδηλώνει την διαφορά στις αποδόσεις μεταξύ μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης έναντι μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης

Προκειμένου για τη κατασκευή του παράγοντα Size Premium SMB του μοντέλου των Fama & French, ή διαφορετικά αλλά ισοδύναμα του προσδιοριστικού παράγοντα ‘Small minus Big’, εργαστήκαμε ως εξής :

Για κάθε μήνα παρατήρησης του δείγματος, υπολογίσαμε τη μέση Αγοραία Κεφαλαιοποίηση (Average Market Value) για το σύνολο του δείγματος των 560 μετοχών

Εν συνεχεία, εκείνο το σύνολο των μετοχών το οποίο εμφάνιζε κατά το μήνα μελέτης, Αγοραία Κεφαλαιοποίηση μικρότερη της προαναφερθείσης μέσης Αγοραίας Κεφαλαιοποίησης του συνόλου του δείγματος των μετοχών, έλαβε για εκείνο το μήνα τον χαρακτηρισμό ‘Small’ (Small Capitalization). Διαφορετικά έλαβε το χαρακτηρισμό ‘Big’ (Big Capitalization).

Με τον τρόπο αυτό και για κάθε μήνα παρατήρησης, έχουμε κατασκευάσει δύο χαρτοφυλάκια μετοχών:

Το Small Cap χαρτοφυλάκιο μετοχών, το οποίο περιέχει για τον συγκεκριμένο μήνα μελέτης του δείγματος, εκείνες τις μετοχές με Αγοραία Κεφαλαιοποίηση μικρότερη της μέσης τιμής του δείγματος

Το Big Cap χαρτοφυλάκιο μετοχών, το οποίο περιέχει για τον συγκεκριμένο μήνα μελέτης του δείγματος, εκείνες τις μετοχές με Αγοραία Κεφαλαιοποίηση μεγαλύτερη της μέσης του δείγματος

Η διαφορά των αποδόσεων (Big Cap minus Small Cap) για το δεδομένο μήνα παρατηρήσεων, αποτελεί τον προσδιοριστικό παράγοντα Big minus Small των Fama & French.

4.4.6 Ο παράγοντας της αξίας Value Premium (HML High B/M minus Low B/M)

Ο εν λόγω παράγοντας ονομάζεται από τους ερευνητές Fama & French ως HML, από τα αρχικά ‘High B/M minus Low B/M’, τα οποία ερμηνεύονται ως η διαφορά απόδοσης

μετοχών υψηλής αξίας έναντι χαμηλής αξίας στο εταιρικό χαρακτηριστικό ‘Book Value per Share to Market Value per Share’ και καθορίζει το ύψος του risk premium το οποίο απαιτείται να λάβουν οι επενδυτές προκειμένου να διατηρήσουν στην κατοχή τους μετοχές υψηλού B/M ratio, οι οποίες θεωρούνται από την αγορά ως υποτιμημένες μετοχές

Προκειμένου για τη κατασκευή του παράγοντα Value Premium του μοντέλου των Fama & French, υπολογίσαμε για κάθε μήνα μελέτης του δείγματος, τη μέση τιμή του Book to Market ratio (ο οποίος προκύπτει ως το πηλίκο του Book Value per share to Market Value per share), δηλαδή υπολογίσαμε το Average Book to Market ratio.

Εκείνες οι μετοχές οι οποίες, κατά τον εν λόγω μήνα μελέτης του δείγματος, εμφάνιζαν τιμή δείκτη Book to Market μεγαλύτερη του προαναφερθέντος μέσου όρου, έλαβαν τον χαρακτηρισμό High B/M. Διαφορετικά έλαβαν το χαρακτηρισμό Low B/M.

Με το τρόπο αυτό κατασκευάστηκαν τα ακόλουθα δύο χαρτοφυλάκια μετοχών:

Το High B/M χαρτοφυλάκιο μετοχών, το οποίο περιέχει εκείνες τις μετοχές με τιμή επί του δείκτη Book to Market ratio, μεγαλύτερη του μέσου όρου του δείγματος

Το Low B/M χαρτοφυλάκιο μετοχών, το οποίο περιέχει εκείνες τις μετοχές με τιμή επί του δείκτη Book to Market ratio, μικρότερη του μέσου όρου του δείγματος

Η διαφορά των αποδόσεων (High B/M minus Low B/M) για το δεδομένο μήνα παρατηρήσεων, συνιστούσε την απόδοση χαρτοφυλακίου High minus Low των Fama & French, για το σύνολο του χρονικού βάθους της μελέτης.

Οι αποδόσεις του εν λόγω χαρτοφυλακίου, προσομοιάζουν το Value Premium των Fama & French και προστέθηκαν στο προαναφερθέν σύνολο του Panel Data

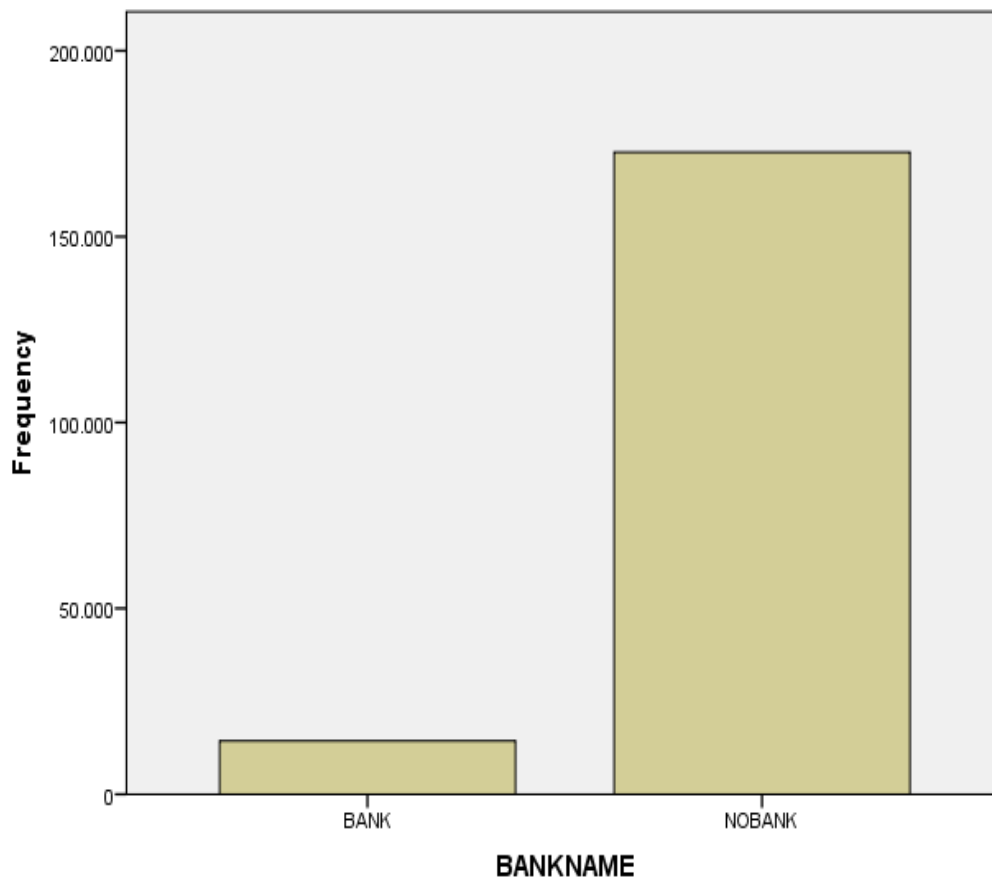
4.5 Frequency Table – συνοπτική παρουσίαση δεδομένων αποδόσεων

Στους παρακάτω 3 πίνακες και στα διαγράμματα που τα συνοδεύουν παρουσιάζονται τα ποσοστά των παρατηρήσεων για τις τρεις κατηγορικές μεταβλητές, οι οποίες στην πορεία της ανάλυσης μας θα έχουν καθοριστικό ρόλο στον διαχωρισμό των αποτελεσμάτων.

BANKNAME

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
BANK	14362	7,7	7,7	7,7
Valid NOBANK	172678	92,3	92,3	100,0
Total	187040	100,0	100,0	

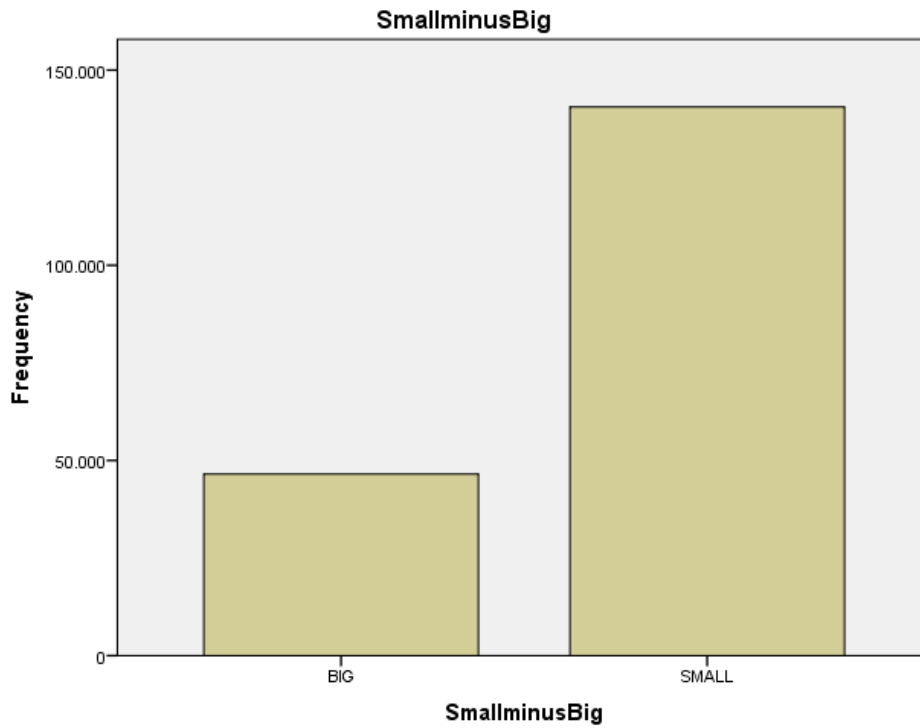
BANKNAME



SmallminusBig

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid BIG	46508	24,9	24,9	24,9

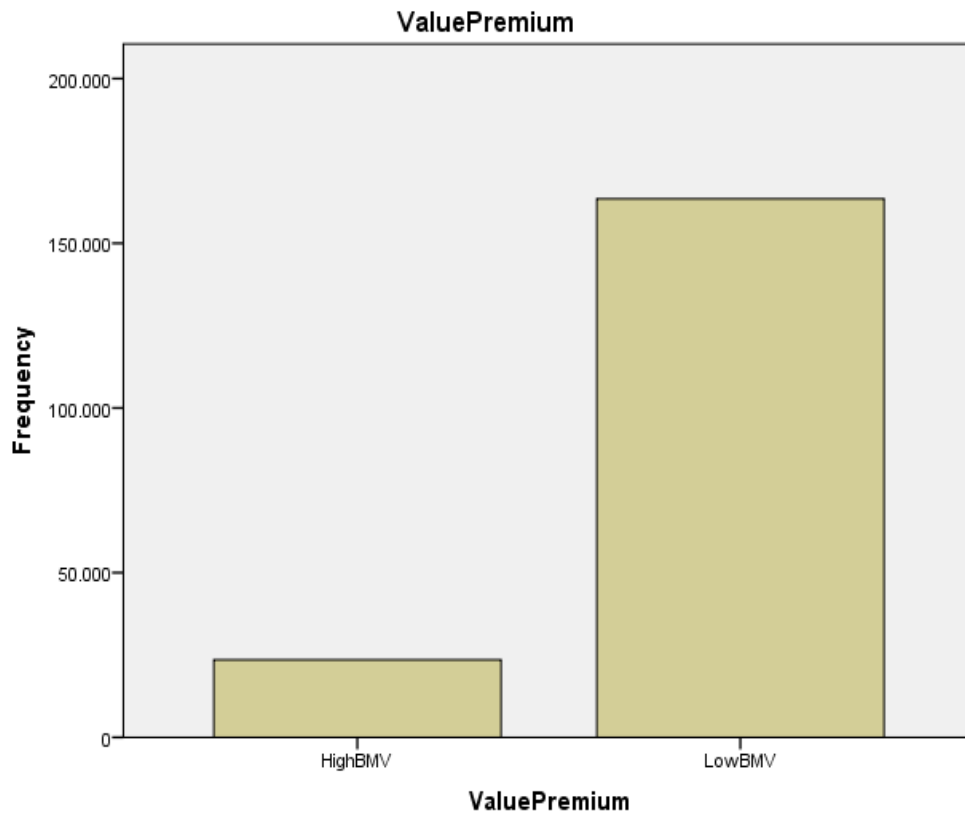
	SMALL	140532	75,1	75,1	100,0
	Total	187040	100,0	100,0	



ValuePremium

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid HighBMV	23526	12,6	12,6	12,6
Valid LowBMV	163514	87,4	87,4	100,0
Total	187040	100,0	100,0	

Bar Chart



Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται η μέση τιμή και η τυπική απόκλιση των αποδόσεων.

Variable	Obs	Mean	Std Dev
Ri	187.040	0,01	0,11
Bond30Yield	187.040	0,05	0,02
RiFi	187.040	-0,04	0,11
RM	187.040	0,01	0,05
RMFi	187.040	-0,04	0,05

4.6 Έλεγχος στασιμότητας χρονολογικών σειρών

Προκειμένου να προχωρήσουμε σε κατασκευή του καταλλήλου μοντέλου, απαιτείται το σύνολο των χρονολογικών σειρών που χρησιμοποιούμε να είναι στάσιμες ή αν δεν είναι στάσιμες να μπορούν με κατάλληλους μετασχηματισμούς (συνήθως διαφορές τάξης – lags) να γίνουν στάσιμες επί της μέσης τιμής αυτών.

Πρακτικά αυτό σημαίνει πως η αναμενόμενη τιμή της στάσιμης χρονοσειράς πρέπει να είναι σταθερή και ανεξάρτητη του χρόνου t .

Ένα πολύ δύσκολο και συνήθως μη άρσιμο πρόβλημα εκτίμησης χρονολογικών σειρών, αποτελεί ο στάσιμος λευκός θόρυβος που είναι πιθανό να υπάρχει στα ιστορικά δεδομένα των χρονολογικών σειρών που εξετάζουμε.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούμε στην περίπτωση της παρούσας μελέτης, λογικά δεν τίθεται πρόβλημα μη στασιμότητας στις αποδόσεις των μετοχών. Θα πρέπει να εξετάσουμε με λίγο μεγαλύτερη προσοχή τη χρονοσειρά των μηνιαίων αποδόσεων του 30ετές Εντόκου Γραμματίου.

Παρόλα αυτά τα θεωρητικά, θα εξετάσουμε όλες τις χρονολογικές σειρές χρησιμοποιώντας το test των Dickey – Fuller για έλεγχο μοναδιαίων ριζών, θα μελετήσουμε τα διαγράμματα των χρονολογικών σειρών και τον πίνακα αυτοσυσχετίσεων μερικών αυτοσυσχετίσεων.

4.7 Μεθοδολογία Έλεγχου Χρονολογικών Σειρών

Στα επόμενα αποτελέσματα είναι φανερό πως οι χρονολογικές σειρές R_m , $R_m - R_f$, και $R_m - R_i$ είναι στάσιμες και ανεξάρτητες του χρόνου t . Η χρονολογική σειρά $Bond30Yield$ αποτελεί στάσιμο λευκός θόρυβος, όμως δεδομένου ότι το μοντέλο FAMA & FRENCH δεν το συμπεριλαμβάνει αυτούσιο αλλά μόνο στον παράγοντα $R_m - R_f$ δεν μας δημιουργεί πρόβλημα.

4.7.1 Έλεγχος μοναδιαίων ριζών Χρονολογικής σειράς Μηνιαίων αποδόσεων αγοράς Rm

dfuller RM, lags(0)

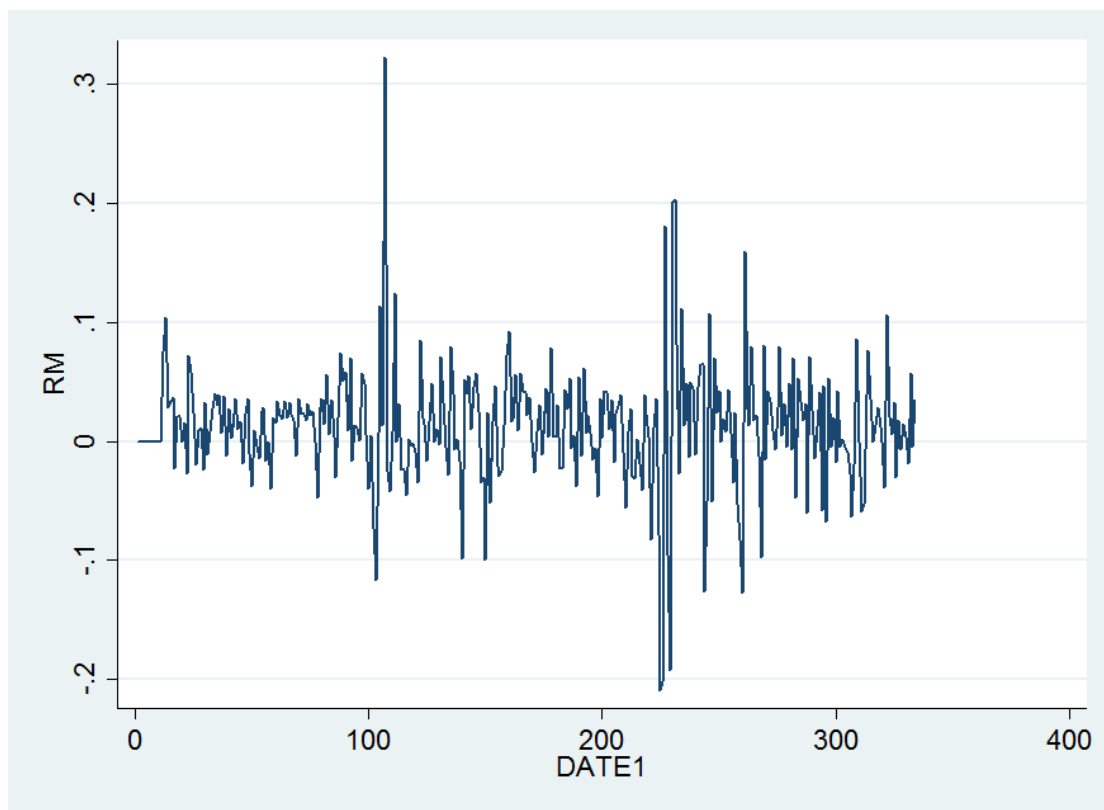
Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 333

----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical	
Statistic	Value	Value	Value	

Z(t)	-17.616	-3.453	-2.877	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

4.7.2 Διάγραμμα Χρονολογικής Σειρά Μηνιαίων Αποδόσεων Αγοράς Rm



4.7.3 Αυτοσυσχετίσεις Μερικές Αυτοσυσχετίσεις Χρονολογικής Σειράς Μηνιαίων Αποδόσεων Αγοράς Rm

					-1	0	1	-1	0	1
LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	[Autocorrelation]	[Partial Autocor]				
1	0.0320	0.0320	.34524	0.5568						
2	-0.0928	-0.0940	3.2558	0.1963						
3	0.0193	0.0260	3.3818	0.3364						
4	0.0959	0.0866	6.5073	0.1643						
5	-0.1012	-0.1061	10.002	0.0752						
6	-0.1460	-0.1257	17.292	0.0083	-	-				
7	-0.0174	-0.0300	17.395	0.0150						
8	0.0486	0.0243	18.21	0.0197						
9	-0.0175	-0.0010	18.316	0.0317						
10	-0.0899	-0.0742	21.117	0.0203						
11	0.0064	-0.0158	21.132	0.0320						
12	0.0547	0.0154	22.174	0.0356						
13	-0.0760	-0.0784	24.193	0.0294						
14	-0.1221	-0.0999	29.421	0.0092						
15	0.1458	0.1344	36.904	0.0013	-	-				
16	0.0767	0.0309	38.977	0.0011						
17	-0.1416	-0.1236	46.071	0.0002	-					
18	-0.0038	0.0251	46.076	0.0003						
19	0.1051	0.0349	50.01	0.0001						
20	-0.0526	-0.0839	50.997	0.0002						
21	-0.0491	0.0231	51.861	0.0002						
22	-0.0913	-0.1057	54.858	0.0001						
23	0.0928	0.0573	57.966	0.0001						
24	0.0180	0.0022	58.084	0.0001						
25	-0.0239	0.0118	58.291	0.0002						
26	-0.0666	-0.0655	59.906	0.0002						
27	-0.0317	-0.1194	60.273	0.0002						
28	0.0078	0.0027	60.295	0.0004						
29	-0.1255	-0.0805	66.09	0.0001	-					

30	0.0882	0.1048	68.961	0.0001		
31	0.0950	0.0313	72.303	0.0000		
32	-0.0133	-0.0133	72.368	0.0001		
33	-0.0730	-0.0661	74.356	0.0001		
34	0.1253	0.0622	80.233	0.0000		
35	0.0067	-0.0173	80.25	0.0000		
36	-0.0577	-0.0194	81.506	0.0000		
37	0.0063	0.0596	81.521	0.0000		
38	0.0017	-0.0483	81.522	0.0001		
39	0.0427	0.0141	82.215	0.0001		
40	-0.0138	0.0042	82.288	0.0001		

4.7.4 Έλεγχος μοναδιαίων ριζών Χρονολογική σειρά Πλεονασματικής αποδόσης αγοράς Rm- Rf

dfuller RMFi, lags(0)

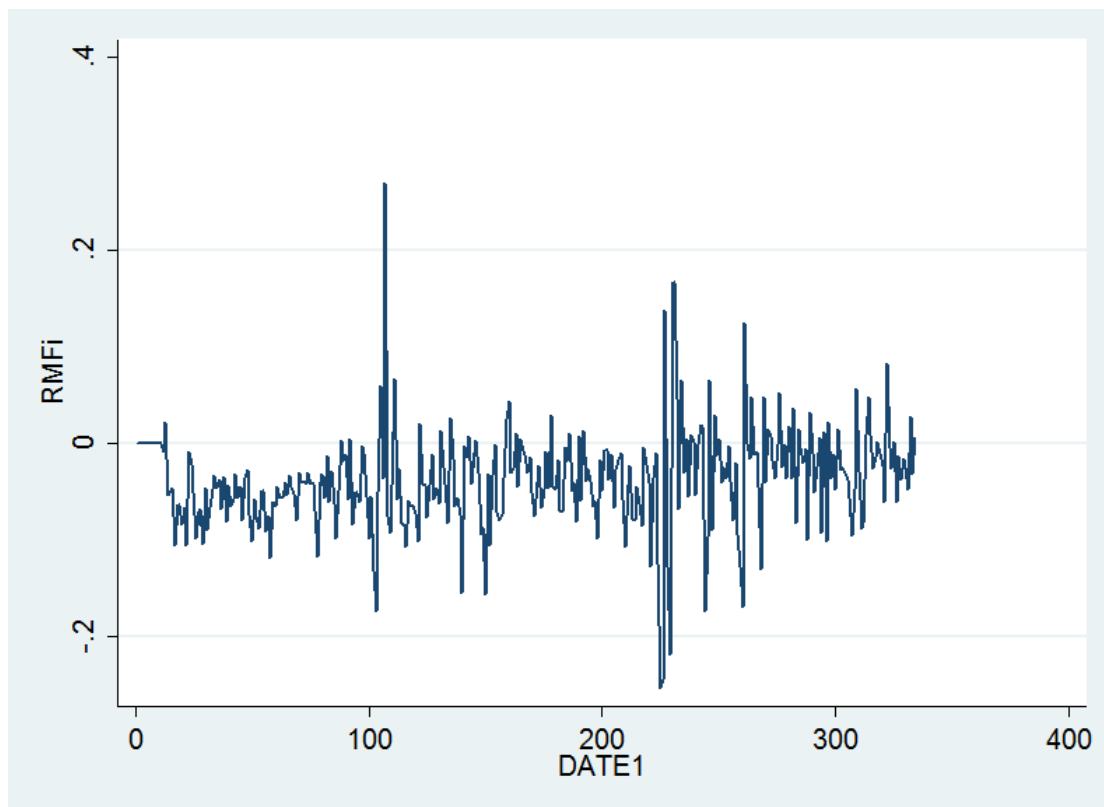
Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 333

----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical	
Statistic	Value	Value	Value	
Z(t)	-16.116	-3.453	-2.877	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

4.7.5 Διάγραμμα Χρονολογικής Σειρά Χρονολογική σειρά Πλεονασματικής αποδόσης αγοράς Rm- Rf



4.7.6 Αυτοσυσχετίσεις Μερικές Αυτοσυσχετίσεις Χρονολογική σειρά Πλεονασματικής αποδόσης αγοράς Rm-Fi

```
. corrgram RMFi
```

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.1202	0.1204	4.8685	0.0274						
2	0.0011	-0.0134	4.869	0.0876						
3	0.0875	0.0913	7.462	0.0585						
4	0.1487	0.1311	14.98	0.0047	-			-		
5	-0.0344	-0.0668	15.383	0.0088						
6	-0.0850	-0.0798	17.852	0.0066						
7	0.0305	0.0277	18.172	0.0112						
8	0.0923	0.0776	21.106	0.0069						
9	0.0289	0.0401	21.394	0.0110						
10	-0.0406	-0.0327	21.965	0.0153						

11	0.0418	0.0234	22.572	0.0203		
12	0.0878	0.0531	25.257	0.0137		
13	-0.0354	-0.0426	25.694	0.0187		
14	-0.0779	-0.0517	27.822	0.0150		
15	0.1661	0.1759	37.532	0.0011	-	-
16	0.1009	0.0475	41.126	0.0005		
17	-0.0989	-0.1036	44.589	0.0003		
18	0.0244	0.0553	44.801	0.0004		
19	0.1256	0.0609	50.423	0.0001	-	
20	-0.0228	-0.0654	50.609	0.0002		
21	-0.0272	0.0412	50.873	0.0003		
22	-0.0600	-0.0748	52.168	0.0003		
23	0.1110	0.0871	56.613	0.0001		
24	0.0425	0.0247	57.268	0.0002		
25	0.0031	0.0318	57.271	0.0002		
26	-0.0343	-0.0436	57.7	0.0003		
27	0.0018	-0.0823	57.701	0.0005		
28	0.0357	0.0444	58.167	0.0007		
29	-0.0840	-0.0317	60.763	0.0005		
30	0.1110	0.1416	65.313	0.0002		-
31	0.1225	0.0572	70.868	0.0001		
32	0.0277	0.0177	71.154	0.0001		
33	-0.0288	-0.0339	71.464	0.0001		
34	0.1518	0.0948	80.08	0.0000	-	
35	0.0433	0.0088	80.783	0.0000		
36	-0.0215	0.0046	80.957	0.0000		
37	0.0336	0.0789	81.383	0.0000		
38	0.0281	-0.0342	81.683	0.0000		
39	0.0627	0.0277	83.178	0.0000		
40	0.0081	0.0175	83.203	0.0001		

4.7.7 Έλεγχος μοναδιαίων ριζών Χρονολογική σειρά αποδόσης Bond30Yield

```
dfuller Bond30Yield, lags(0)
```

```
Dickey-Fuller test for unit root          Number of obs   =      333
```

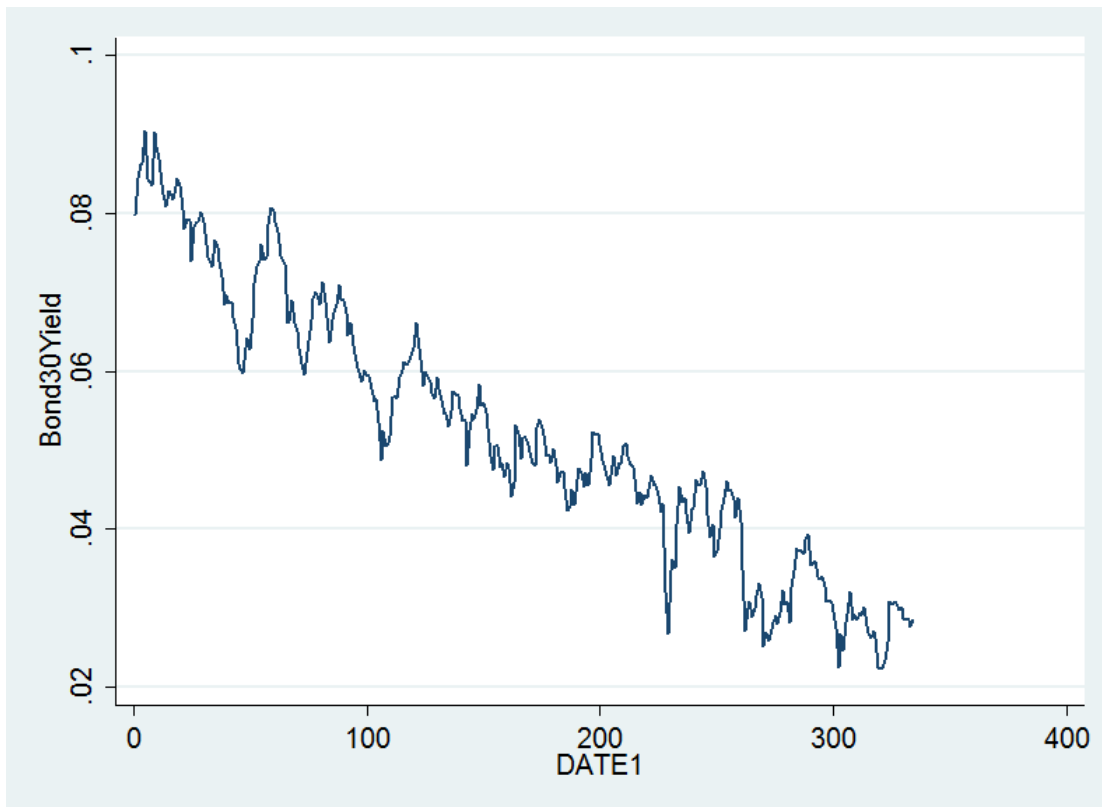
```
----- Interpolated Dickey-Fuller -----
```

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-3.453	-2.877	-2.570

```
-----
```

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5559
```

4.7.8 Διάγραμμα Χρονολογικής Σειράς Χρονολογικής Σειράς Bond30Yield



4.7.9 Αυτοσυσχετίσεις Μερικές Αυτοσυσχετίσεις Χρονολογικής σειράς Bond30Yield

. corrgram Bond30Yield

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.9829	0.9886	325.57	0.0000	-----			-----		
2	0.9634	-0.0400	639.31	0.0000	-----					
3	0.9452	0.0774	942.21	0.0000	-----					
4	0.9264	-0.0329	1234.1	0.0000	-----					
5	0.9065	0.0058	1514.4	0.0000	-----					
6	0.8912	0.1252	1786.2	0.0000	-----					-
7	0.8768	0.0303	2050	0.0000	-----					
8	0.8633	0.0483	2306.6	0.0000	-----					
9	0.8487	0.0372	2555.3	0.0000	-----					
10	0.8333	-0.0548	2795.8	0.0000	-----					
11	0.8186	0.0375	3028.6	0.0000	-----					
12	0.8030	-0.0262	3253.4	0.0000	-----					
13	0.7882	0.0739	3470.6	0.0000	-----					
14	0.7759	0.1284	3681.7	0.0000	-----					-
15	0.7632	0.0065	3886.6	0.0000	-----					
16	0.7526	0.1376	4086.5	0.0000	-----					-
17	0.7441	0.0327	4282.5	0.0000	-----					
18	0.7350	0.0222	4474.3	0.0000	-----					
19	0.7255	0.0645	4661.8	0.0000	-----					
20	0.7161	0.0085	4845.1	0.0000	-----					
21	0.7081	0.0952	5024.8	0.0000	-----					
22	0.7015	0.0494	5201.8	0.0000	-----					
23	0.6958	0.1189	5376.5	0.0000	-----					
24	0.6891	-0.0137	5548.4	0.0000	-----					
25	0.6833	0.0155	5718	0.0000	-----					

26	0.6754	-0.0236	5884.2	0.0000	-----	
27	0.6662	0.0136	6046.5	0.0000	-----	
28	0.6583	0.0807	6205.4	0.0000	-----	
29	0.6497	0.0803	6360.7	0.0000	-----	
30	0.6411	0.0458	6512.4	0.0000	-----	
31	0.6317	0.0332	6660.2	0.0000	-----	
32	0.6255	0.1266	6805.6	0.0000	-----	-
33	0.6184	0.0542	6948.2	0.0000	-----	
34	0.6096	-0.1053	7087.2	0.0000	-----	
35	0.5985	-0.0231	7221.7	0.0000	-----	
36	0.5877	0.0120	7351.7	0.0000	-----	
37	0.5782	0.0897	7478	0.0000	-----	
38	0.5694	0.0872	7601	0.0000	-----	
39	0.5637	0.0784	7721.9	0.0000	-----	
40	0.5575	-0.0161	7840.5	0.0000	-----	

5. Κεφάλαιο 5 Παρουσίαση αποτελεσμάτων

Με τη μεθοδολογία που εφαρμόσαμε μπορέσαμε να διακρίνουμε την εφαρμογή των μοντέλων για κάθε ένα από τα παρακάτω χαρτοφυλάκια.

5.1 Χρονικός διαχωρισμός αποτελεσμάτων

Το δείγμα ήταν άνω των 25 ετών, οπότε η αρχικός διαχωρισμός των αποτελεσμάτων έγινε σε 3 χρονικές περιόδους:

- όλο το DATASET δηλαδή 1990 με 2017
- DATASET μέχρι το 2003 (δηλαδή 1/1/1990 μέχρι 31/12/2003)
- DATASET από το 2003 μέχρι το 2017 (δηλαδή 1/1/2004 μέχρι 31/12/2017)

5.2 Όλο το δείγμα

- Μεγάλο παράγοντα μεγέθους SMB και υψηλό παράγοντα αξίας Value Premium χαρτοφυλακίου.(BIG / HIGH)
- Μικρό παράγοντα μεγέθους SMB και υψηλό παράγοντα αξίας Value Premium χαρτοφυλακίου (SMALL/ HIGH)
- Μεγάλο παράγοντα μεγέθους SMB και χαμηλό παράγοντα αξίας Value Premium χαρτοφυλακίου (BIG / LOW)
- Μικρό παράγοντα μεγέθους SMB και χαμηλό παράγοντα αξίας Value Premium χαρτοφυλακίου (SMALL / LOW)

5.3 Χρηματοοικονομικές εταιρείες με

- Μεγάλο παράγοντα μεγέθους SMB και υψηλό παράγοντα αξίας Value Premium χαρτοφυλακίου.(BIG / HIGH)
- Μικρό παράγοντα μεγέθους SMB και υψηλό παράγοντα αξίας Value Premium χαρτοφυλακίου (SMALL/ HIGH)
- Μεγάλο παράγοντα μεγέθους SMB και χαμηλό παράγοντα αξίας Value Premium χαρτοφυλακίου (BIG / LOW)

- Μικρό παράγοντα μεγέθους SMB και χαμηλό παράγοντα αξίας Value Premium χαρτοφυλακίου (SMALL / LOW)

5.4 Μη Χρηματοοικονομικές εταιρείες

- Μεγάλο παράγοντα μεγέθους SMB και υψηλό παράγοντα αξίας Value Premium χαρτοφυλακίου.(BIG / HIGH)
- Μικρό παράγοντα μεγέθους SMB και υψηλό παράγοντα αξίας Value Premium χαρτοφυλακίου (SMALL/ HIGH)
- Μεγάλο παράγοντα μεγέθους SMB και χαμηλό παράγοντα αξίας Value Premium χαρτοφυλακίου (BIG / LOW)
- Μικρό παράγοντα μεγέθους SMB και χαμηλό παράγοντα αξίας Value Premium χαρτοφυλακίου (SMALL / LOW)

Επίσης εξετάσαμε και το CAPM και το FAMA&FRENCH για όλα τα παραπάνω χαρτοφυλάκια και συγκρίναμε τα αποτελέσματα.

6. Ερευνητικές Υποθέσεις

Υπόθεση 1

H₀: Δεν υπάρχει σημαντική επίδραση από την απόδοση της αγοράς στην απόδοση του χαρτοφυλακίου για καθένα από τα 12 ανωτέρω χαρτοφυλάκια.

Υποθέσεις FAMA & FRENCH τριών παραγόντων

Υπόθεση 2

H₀: Δεν υπάρχει σημαντική επίδραση από την απόδοση της αγοράς στην απόδοση του χαρτοφυλακίου μικρού μεγέθους για καθένα από τα 12 παραπάνω χαρτοφυλάκια.

Υπόθεση 3

H₀: Δεν υπάρχει σημαντική επίδραση από την απόδοση της αγοράς στην απόδοση του χαρτοφυλακίου μεγάλου μεγέθους για καθένα από τα 12 παραπάνω χαρτοφυλάκια.

Υπόθεση 4

H₀: Δεν υπάρχει σημαντική διαφορά στην ακρίβεια των προβλέψεων μεταξύ καθενός από τους 3 εκτιμώμενους από το Fama FRENCH μοντέλο για κάθε μία από τις 12 πραγματικές αποδόσεις χαρτοφυλακίου.

Υπόθεση 5

H₀: Δεν υπάρχει σημαντική διαφορά στην ακρίβεια των προβλέψεων μεταξύ καθεμιάς από τις 12 αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που υπολογίζονται από το μοντέλο CAPM και κάθε μία από τις 12 πραγματικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων.

Υπόθεση 6 (Υπόθεση σύγκρισης)

H₀: Δεν υπάρχει σημαντική διαφορά στην ακρίβεια των προβλέψεων μεταξύ καθεμιάς από τις 12 αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που υπολογίζονται βάσει του μοντέλου CAPM και καθεμιάς από τις 12 αποδόσεις χαρτοφυλακίου που υπολογίζονται από το μοντέλο Fama και το FRENCH μοντέλο.

7. Αποτελέσματα

7.1 DATASET 1990 με 2017

FAMA & FRENCH τριών παραγόντων

7.1.1 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 1

```
. by BANKNAME, sort : xtreg RiFi RMFi BIGminusSMALL HIGH_minus_LOW, re
```

```
-----  
-----  
---  
-> BANKNAME = BANK
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =    14362  
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =         43  
  
R-sq:  within = 0.0000                 Obs per group:  min =      334  
        between = 0.0000                 avg =      334.0  
        overall = 0.2741                 max =      334  
  
                                         Wald chi2(3)     =    5422.00  
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2      =    0.0000
```

```
-----  
-----  
-----+-----  
RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
RMFi |   .9501219   .0140618    67.57  0.000   .9225613   .9776825  
BIGminusSMALL | -.0717815   .0178976   -4.01  0.000  -.1068602  -.0367028  
HIGH_minus_LOW |  .2610994   .018556    14.07  0.000   .2247302   .2974685  
_cons |  .0007766   .0009226    0.84  0.400  -.0010316   .0025847  
-----+-----  
sigma_u |          0  
sigma_e |  .08827316  
rho |          0   (fraction of variance due to u_i)  
-----  
-----
```

7.1.2 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 2

-> BANKNAME = NOBANK

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   172678
Group variable: Valuestick~2          Number of groups =     517

R-sq:  within = 0.2026                 Obs per group:  min =     334
      between = 0.0015                   avg =           334.0
      overall = 0.2021                   max =           334

                                           Wald chi2(3)    =  43744.99
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.  Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .8798212   .0045132   194.94  0.000   .8709754   .888667
BIGminusSMALL | -.1871792   .0057444   -32.58  0.000  -.198438   -.1759205
HIGH_minus_LOW |  .1348699   .0059557    22.65  0.000   .123197   .1465428
      _cons |  -.0035438   .0003003   -11.80  0.000  -.0041324  -.0029553
-----+-----

      sigma_u |   .00113625
      sigma_e |   .09818597
      rho |   .0001339   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

. by SmallminusBig ValuePremium, sort : xtreg RiFi RMFi BIGminusSMALL HIGH_minus_LOW, re

7.1.3 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 3

-> SmallminusBig = BIG, ValuePremium = HighBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   4782
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =   135

R-sq:  within = 0.2531                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.3190                    avg   =   35.4
      overall = 0.2753                    max   =   230

                                           Wald chi2(3)    =  1681.13
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .848725   .0224531   37.80  0.000   .8047178   .8927322
BIGminusSMALL | .1048492   .0240369    4.36  0.000   .0577377   .1519607
HIGH_minus_LOW | .7451307   .0390237   19.09  0.000   .6686456   .8216158
      _cons |  -.0057897   .0021735   -2.66  0.008   -.0100497  -.0015297
-----+-----

sigma_u |   .01653106
sigma_e |   .07374055
      rho |   .04785124   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

7.1.4 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 4

-> SmallminusBig = BIG, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression                Number of obs   =   41726
Group variable: Valuestick~2                Number of groups =    287

R-sq:  within = 0.2097                      Obs per group:  min =     1
        between = 0.0023                      avg =   145.4
        overall = 0.2123                      max =   334

                                                Wald chi2(3)    = 11038.85
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2     =  0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .6813641   .0068431    99.57  0.000    .6679518   .6947764
BIGminusSMALL | -.0090213   .0079216   -1.14  0.255    -.0245474   .0065047
HIGH_minus_LOW |   .159339   .0090507   17.61  0.000     .1416     .177078
      _cons |  -.0081947   .0019766   -4.15  0.000    -.0120687  -.0043207
-----+-----

sigma_u |   .03095341
sigma_e |   .07154042
      rho |   .15768445   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

7.1.5 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 5

-> SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = HighBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   18744
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    341

R-sq:  within = 0.1951                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.7295                    avg =   55.0
      overall = 0.2069                    max =   305

                                           Wald chi2(3)    =  4889.95
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |    1.05057   .0171605   61.22  0.000    1.016936    1.084204
BIGminusSMALL | .0504338   .0214532    2.35  0.019    .0083862    .0924814
HIGH_minus_LOW | .9640258   .031376   30.72  0.000    .90253     1.025522
      _cons |    .0034894   .0011065    3.15  0.002    .0013207    .005658
-----+-----
sigma_u |          0
sigma_e |   .11722852
rho |          0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.6 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 6

-> SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression                Number of obs   =   121788
Group variable: Valuestick~2                Number of groups =     519

R-sq:  within = 0.2181                      Obs per group:  min =     1
        between = 0.2835                      avg =   234.7
        overall = 0.2180                      max =   334

Wald chi2(3) = 33958.27
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2     = 0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9376027   .0055804   168.02  0.000   .9266653   .9485401
BIGminusSMALL | -.2433173   .0076746  -31.70  0.000  -.2583593  -.2282754
HIGH_minus_LOW |  .0769334   .0069587   11.06  0.000   .0632947   .0905722
      _cons | -.0005966   .0004992   -1.20  0.232  -.001575   .0003817
-----+-----

      sigma_u |   .00743239
      sigma_e |   .10152382
      rho     |   .00533089   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

```

. by BANKNAME SmallminusBig ValuePremium, sort : xtreg RiFi RMFi BIGminusSMALL HIGH_minus_LOW,
re

```

7.1.7 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 7

-> BANKNAME = BANK, SmallminusBig = BIG, ValuePremium = HighBMV

```

Random-effects GLS regression                Number of obs   =       755
Group variable: Valuestick~2                Number of groups =        16

R-sq:  within = 0.4811                      Obs per group:  min =         1
        between = 0.0094                      avg =       47.2
        overall = 0.4848                      max =       230

                                                Wald chi2(3)    =       698.33
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2     =       0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.225966   .0528664    23.19  0.000    1.12235    1.329582
BIGminusSMALL |   .2632903   .0733679     3.59  0.000    .1194918    .4070888
HIGH_minus_LOW |   1.025531   .0901559    11.38  0.000    .8488287    1.202233
      _cons |   .0155168   .0053471     2.90  0.004    .0050368    .0259969
-----+-----

      sigma_u |   .01472586
      sigma_e |   .07637484
      rho    |   .03584333   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

7.1.8 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 8

-> BANKNAME = BANK, SmallminusBig = BIG, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression                Number of obs   =   4144
Group variable: Valuestick~2                Number of groups =    26

R-sq:  within = 0.3161                      Obs per group:  min =    5
        between = 0.2016                      avg =   159.4
        overall = 0.3123                      max =   334

                                                Wald chi2(3)    =  1893.87
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9142836   .0226791   40.31   0.000   .8698335   .9587338
BIGminusSMALL | -.0040407   .0261542   -0.15   0.877  -.0553019   .0472206
HIGH_minus_LOW | .2489299   .0297574    8.37   0.000   .1906064   .3072533
      _cons |   .0065035   .0060998    1.07   0.286  -.0054519   .018459
-----+-----

sigma_u |   .02840416
sigma_e |   .07430558
      rho |   .1274939   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```


7.1.9 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 9

-> BANKNAME = BANK, SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = HighBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =    1505
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =     30

R-sq:  within = 0.3187                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.9429                    avg =    50.2
      overall = 0.3467                    max =    163

                                           Wald chi2(3)    =    749.29
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.277793   .0485527   26.32  0.000    1.182632    1.372955
BIGminusSMALL |   .153814   .0657994    2.34  0.019    .0248496    .2827784
HIGH_minus_LOW |   .7798939   .0899901    8.67  0.000    .6035166    .9562712
      _cons |   .0116572   .0047576    2.45  0.014    .0023325    .020982
-----+-----

      sigma_u |   .01917224
      sigma_e |   .08900348
      rho    |   .04434386   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.10 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 10

-> BANKNAME = BANK, SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression                Number of obs    =    7958
Group variable: Valuestick~2                Number of groups  =     36

R-sq:  within = 0.2407                      Obs per group:  min =     5
        between = 0.4818                      avg =    221.1
        overall = 0.2410                      max =    334

                                                Wald chi2(3)     =   2525.38
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2      =    0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .8956973   .0202703    44.19  0.000    .8559684   .9354263
BIGminusSMALL |  -.1568207   .0269813   -5.81  0.000   -.209703   -.1039384
HIGH_minus_LOW |  .2203906   .0249178    8.84  0.000    .1715525   .2692286
      _cons |  -.0020907   .0013383   -1.56  0.118   -.0047138   .0005324
-----+-----

sigma_u |          0
sigma_e |   .09450953
      rho |          0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

7.1.11 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 11

-> BANKNAME = NOBANK, SmallminusBig = BIG, ValuePremium = HighBMV

```

Random-effects GLS regression                Number of obs   =   4027
Group variable: Valuestick~2                Number of groups =   119

R-sq:  within = 0.1972                      Obs per group:  min =    1
        between = 0.3691                      avg   =   33.8
        overall = 0.2214                      max   =   207

                                                Wald chi2(3)    =  1047.78
corr(u_i, X)  = 0 (assumed)                  Prob > chi2     =   0.0000

```

	RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	RMFi	.7484802	.0249553	29.99	0.000	.6995688	.7973916
	BIGminusSMALL	.0936055	.0258575	3.62	0.000	.0429257	.1442853
	HIGH_minus_LOW	.6544568	.0429686	15.23	0.000	.57024	.7386737
	_cons	-.0119018	.0023057	-5.16	0.000	-.0164208	-.0073828
-----+-----							
	sigma_u	.01581552					
	sigma_e	.07245454					
	rho	.04548 (fraction of variance due to u_i)					

7.1.12 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 12

-> BANKNAME = NOBANK, SmallminusBig = BIG, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   37582
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    261

R-sq:  within = 0.1981                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.0071                    avg =   144.0
      overall = 0.2015                    max =   334

                                           Wald chi2(3)    =   9266.97
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .6553595   .007161    91.52   0.000   .6413242   .6693947
BIGminusSMALL | -.0106466   .0082939   -1.28   0.199   -.0269023   .0056091
HIGH_minus_LOW |  .1478425   .00948    15.60   0.000   .129262    .166423
      _cons |  -.0099102   .0020753   -4.78   0.000   -.0139777  -.0058426
-----+-----

      sigma_u |   .03101162
      sigma_e |   .07107793
      rho    |   .15991917   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.13 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 13

-> BANKNAME = NOBANK, SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = HighBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   17239
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    311

R-sq:  within = 0.1889                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.6697                    avg   =   55.4
      overall = 0.1991                    max   =   305

                                           Wald chi2(3)    =  4284.27
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

	RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	RMFi	1.032946	.0182324	56.65	0.000	.9972108	1.068681
	BIGminusSMALL	.0536122	.0226385	2.37	0.018	.0092417	.0979828
	HIGH_minus_LOW	.977628	.0331618	29.48	0.000	.912632	1.042624
	_cons	.0025658	.0011781	2.18	0.029	.0002568	.0048749
-----+-----							
	sigma_u	0					
	sigma_e	.11930946					
	rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

7.1.14 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 14

-> BANKNAME = NOBANK, SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   113830
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =     483

R-sq:  within = 0.2169                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.2646                   avg =   235.7
      overall = 0.2168                   max =   334

                                           Wald chi2(3)    =  31513.20
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9404085   .0057995   162.15  0.000   .9290417   .9517753
BIGminusSMALL |  -.2495403   .0079953  -31.21  0.000  -.2652107  -.2338699
HIGH_minus_LOW |   .0665664   .0072394    9.20  0.000   .0523775   .0807553
      _cons |  -.0004791   .0005215   -0.92  0.358  -.0015013   .0005431
-----+-----

      sigma_u |   .00755683
      sigma_e |   .10198316
      rho     |   .00546064   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

. by BANKNAME SmallminusBig ValuePremium, sort : xtreg RiFi RMFi, re

CAPM

7.1.15 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 15

-> BANKNAME = BANK, SmallminusBig = BIG, ValuePremium = HighBMV

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       755
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =        16

R-sq:  within = 0.3854                  Obs per group:  min =         1
      between = 0.0010                    avg =       47.2
      overall = 0.3901                    max =       230

                                           Wald chi2(1)     =    477.48
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2      =     0.0000
```

```
-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.247374   .0570845   21.85  0.000    1.13549    1.359257
      _cons |   .0051441   .004177    1.23  0.218   -.0030427   .0133308
-----+-----

      sigma_u |   .00786353
      sigma_e |   .08301071
      rho     |   .0088938   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```

7.1.16 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 16

-> BANKNAME = BANK, SmallminusBig = BIG, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression                Number of obs   =   4144
Group variable: Valuestick~2                Number of groups =    26

R-sq:  within = 0.2968                      Obs per group: min =    5
        between = 0.1800                      avg =   159.4
        overall = 0.2935                      max =   334

                                                Wald chi2(1)    =  1732.13
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9216405   .0221448   41.62  0.000   .8782376   .9650435
      _cons |   .0032611   .0063237    0.52  0.606   -.0091331   .0156554
-----+-----

sigma_u |   .02961227
sigma_e |   .07532822
      rho |   .13385072   (fraction of variance due to u_i)
-----

```


7.1.17 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 17

-> BANKNAME = BANK, SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = HighBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   1505
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    30

R-sq:  within = 0.2846                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.9359                    avg   =   50.2
      overall = 0.3117                    max   =   163

                                           Wald chi2(1)    =   635.61
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.249347   .0495552   25.21  0.000    1.152221    1.346473
      _cons |   .0031256   .0047596    0.66  0.511   -.0062031   .0124542
-----+-----

sigma_u |   .01954358
sigma_e |   .0911437
      rho |   .04395742   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.18 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 18

-> BANKNAME = BANK, SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       7958
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =        36

R-sq:  within = 0.2221                  Obs per group:  min =         5
      between = 0.4443                   avg =       221.1
      overall = 0.2224                   max =       334

                                           Wald chi2(1)    =   2273.27
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9509889   .0199457    47.68  0.000    .911896   .9900818
      _cons |  -.0024907   .0018482   -1.35  0.178   -.0061131 .0011317
-----+-----

      sigma_u |   .00705645
      sigma_e |   .09565014
      rho     |   .00541307   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.19 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 19

-> BANKNAME = NOBANK, SmallminusBig = BIG, ValuePremium = HighBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   4027
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =   119

R-sq:  within = 0.1224                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.1975                   avg   =   33.8
      overall = 0.1397                   max   =   207

                                           Wald chi2(1)    =   584.35
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .5483043   .0226821    24.17  0.000    .5038481   .5927604
      _cons |  -.027484    .0025453   -10.80  0.000   -.0324727  -.0224952
-----+-----

      sigma_u |   .02034939
      sigma_e |   .07573609
      rho     |   .06733241   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.20 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 20

-> BANKNAME = NOBANK, SmallminusBig = BIG, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   37582
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    261

R-sq:  within = 0.1896                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.0132                   avg   =   144.0
      overall = 0.1933                   max   =   334

                                           Wald chi2(1)    =   8775.38
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .6580131   .0070243    93.68  0.000    .6442458   .6717804
      _cons |  -.0118065   .0020992   -5.62  0.000   -.0159209  -.0076921
-----+-----

sigma_u |   .0314395
sigma_e |   .07145603
      rho |   .1621884   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.21 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 21

-> BANKNAME = NOBANK, SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = HighBMV

```

Random-effects GLS regression                Number of obs    =    17239
Group variable: Valuestick~2                Number of groups  =     311

R-sq:  within = 0.1205                      Obs per group:  min =      1
        between = 0.6034                      avg =    55.4
        overall = 0.1303                      max =    305

                                                Wald chi2(1)     =   2581.38
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2      =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9452656   .0186049    50.81  0.000    .9088006   .9817306
      _cons |  -.0127618   .0011525   -11.07  0.000   -.0150207  -.0105028
-----+-----

sigma_u |          0
sigma_e |   .12423084
rho     |          0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.22 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 22

-> BANKNAME = NOBANK, SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   113830
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =     483

R-sq:  within = 0.2059                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.2578                    avg =   235.7
      overall = 0.2058                    max =   334

                                           Wald chi2(1)    =  29499.56
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9742188   .0056722   171.75  0.000   .9631015   .985336
      _cons |   .0000166   .0005241    0.03  0.975  -.0010106   .0010437
-----+-----

      sigma_u |   .00759485
      sigma_e |   .10269773
      rho     |   .00543936   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.23 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 23

```

. xtset Valuesticker2 date2

    panel variable:  Valuesticker2 (unbalanced)

    time variable:  date2, 01 Jan 04 to 01 Oct 17, but with gaps

            delta:  1 day

. xtreg RiFi RMFi, re

Random-effects GLS regression                Number of obs   =    92960
Group variable: Valuestick~2                Number of groups =     560

R-sq:  within = 0.0000                      Obs per group:  min =    166
        between = 0.0000                      avg =    166.0
        overall = 0.2936                      max =    166

                                                Wald chi2(1)    =   38631.13
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2     =    0.0000

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9951525   .0050632   196.55  0.000   .9852289   1.005076
      _cons |   .0004073   .0003315    1.23  0.219  -.0002424   .0010569
-----+-----

sigma_u |          0
sigma_e |   .09061037
      rho |          0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

7.1.24 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 24

```
xtreg RiFi RMFi BIGminusSMALL HIGH_minus_LOW, re
```

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   92960
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    560

R-sq:  within = 0.0000                   Obs per group:  min =   166
      between = 0.0000                   avg =   166.0
      overall = 0.2940                   max =   166

                                           Wald chi2(3)     =  38710.28
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2      =   0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.010129   .0083364   121.17  0.000     .99379   1.026468
BIGminusSMALL | .0886544   .0177289    5.00  0.000     .0539064 .1234024
HIGH_minus_LOW | .0456519   .0082918    5.51  0.000     .0294003 .0619035
      _cons |   .0012159   .0003694    3.29  0.001     .0004918 .00194
-----+-----

sigma_u |           0
sigma_e |   .09058368
rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```


7.1.25 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 25

```
. by BANKNAME, sort : xtreg RiFi RMFi BIGminusSMALL HIGH_minus_LOW, re
```

```
-----
-----
---
```

```
-> BANKNAME = no observations
```

```
-----
-----
---
```

```
-> BANKNAME = BANK
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       7138
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =         43

R-sq:  within = 0.0000                  Obs per group:  min =       166
      between = 0.0000                  avg =       166.0
      overall = 0.3607                  max =       166

                                         Wald chi2(3)     =    4025.22
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2      =     0.0000
```

```
-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |    1.08311   .0290101    37.34  0.000    1.026251   1.139968
BIGminusSMALL | .2338526   .0616956     3.79  0.000    .1129315   .3547737
HIGH_minus_LOW | .2947522   .028855     10.21  0.000    .2381975   .351307
      _cons |   .0020844   .0012856     1.62  0.105   -.0004354   .0046043
-----+-----
      sigma_u |           0
      sigma_e |   .08742232
      rho    |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----
```

7.1.26 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 26

-> BANKNAME = NOBANK

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   85822
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    517

R-sq:  within = 0.0000                  Obs per group:  min =    166
      between = 0.0000                  avg =    166.0
      overall = 0.2893                  max =    166

                                           Wald chi2(3)    =  34932.36
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.  Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |  1.004059   .0086951   115.47  0.000   .987017   1.021101
BIGminusSMALL |  .076578   .0184917    4.14  0.000   .0403349   .112821
HIGH_minus_LOW |  .0249337   .0086486    2.88  0.004   .0079828   .0418846
      _cons |  .0011436   .0003853    2.97  0.003   .0003884   .0018989
-----+-----

      sigma_u |           0
      sigma_e |  .09078088
      rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

. by BANKNAME, sort : xtreg RiFi RMFi, re

7.1.27 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 27

-> BANKNAME = BANK

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       7138
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =        43

R-sq:  within = 0.0000                   Obs per group:  min =       166
      between = 0.0000                   avg =       166.0
      overall = 0.3499                   max =       166

                                           Wald chi2(1)    =   3841.08
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.100694   .0177599   61.98  0.000    1.065885    1.135503
      _cons |  -.0000175   .0011627   -0.02  0.988   -.0022963    .0022613
-----+-----

sigma_u |          0
sigma_e |   .08814689
rho     |          0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.28 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 28

-> BANKNAME = NOBANK

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   85822
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    517

R-sq:  within = 0.0000                  Obs per group:  min =   166
      between = 0.0000                    avg =   166.0
      overall = 0.2891                    max =   166

                                           Wald chi2(1)    =  34896.63
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9863744   .0052802   186.81  0.000   .9760254   .9967234
      _cons |   .0004426   .0003457    1.28  0.200   -.0002349   .0011201
-----+-----

sigma_u |           0
sigma_e |   .09079362
rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

```

. by BANKNAME ValuePremium SmallminusBig, sort : xtreg RiFi RMFi HIGH_minus_LOW BIGminusSMALL,
re

```

7.1.29 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 29

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       604
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =       13

R-sq:  within = 0.5607                  Obs per group:  min =        3
      between = 0.9184                    avg =       46.5
      overall = 0.5652                    max =       153

                                           Wald chi2(3)    =       779.95
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.0000
  
```

```

-----
      RiFi |      Coef.  Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |  1.506458   .0908527   16.58  0.000   1.32839   1.684526
HIGH_minus_LOW |  1.283335   .1105435   11.61  0.000   1.066674   1.499996
BIGminusSMALL |  .9050239   .1917292    4.72  0.000   .5292417   1.280806
      _cons |  .0218187   .0034792    6.27  0.000   .0149996   .0286378
-----+-----

      sigma_u |          0
      sigma_e |  .07057721
      rho    |          0   (fraction of variance due to u_i)
-----
  
```

7.1.30 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 30

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =    1012
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =     26

R-sq:  within = 0.4666                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.9786                    avg   =    38.9
      overall = 0.4810                    max   =    120

                                           Wald chi2(3)    =    934.15
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
RMFi	1.112479	.070361	15.81	0.000	.9745739	1.250384
HIGH_minus_LOW	.9732173	.1126239	8.64	0.000	.7524786	1.193956
BIGminusSMALL	-.2092187	.153712	-1.36	0.173	-.5104887	.0920513
_cons	.0096438	.0026582	3.63	0.000	.0044338	.0148539
sigma_u	0					
sigma_e	.06683844					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

7.1.31 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 31

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   1700
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    18

R-sq:  within = 0.4620                  Obs per group:  min =    5
      between = 0.8434                    avg   =   94.4
      overall = 0.4632                    max   =   166

                                           Wald chi2(3)    =  1463.32
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
RMFi	1.166254	.0454834	25.64	0.000	1.077108	1.2554
HIGH_minus_LOW	.2019911	.0440053	4.59	0.000	.1157422	.28824
BIGminusSMALL	.5878157	.0949816	6.19	0.000	.4016553	.7739761
_cons	.0057137	.0020635	2.77	0.006	.0016694	.0097581
sigma_u	0					
sigma_e	.06667778					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

7.1.32 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 32

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   3822
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    34

R-sq:  within = 0.3093                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.9153                    avg   =   112.4
      overall = 0.3091                    max   =   166

                                           Wald chi2(3)    =  1707.73
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
RMFi	.9875704	.0434589	22.72	0.000	.9023925	1.072748
HIGH_minus_LOW	.2701273	.041188	6.56	0.000	.1894004	.3508542
BIGminusSMALL	.0749217	.0920942	0.81	0.416	-.1055797	.2554231
_cons	-.0025868	.0020239	-1.28	0.201	-.0065537	.00138
sigma_u	0					
sigma_e	.10011395					
rho	0 (fraction of variance due to u_i)					

7.1.33 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 33

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =    1537
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =     65

R-sq:  within = 0.2274                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.3821                    avg =    23.6
      overall = 0.2312                    max =    113

                                           Wald chi2(3)    =    461.00
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.  Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9647234   .054951    17.56  0.000    .8570213    1.072425
HIGH_minus_LOW |   .4049115   .0827997    4.89  0.000    .2426271    .5671959
BIGminusSMALL |   1.018394   .114394    8.90  0.000    .7941862    1.242602
      _cons |   -.002817   .0019351   -1.46  0.145   -.0066098    .0009757
-----+-----

sigma_u |          0
sigma_e |   .05860052
rho     |          0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

7.1.34 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 34

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       8653
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =       262

R-sq:  within = 0.2759                  Obs per group:  min =         1
      between = 0.5056                   avg =       33.0
      overall = 0.2840                   max =       142

                                           Wald chi2(3)    =   3431.22
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =     0.0000

```

RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
RMFi	.96931	.0358119	27.07	0.000	.89912	1.0395
HIGH_minus_LOW	.9147075	.0479677	19.07	0.000	.8206926	1.008722
BIGminusSMALL	-.1730698	.0761996	-2.27	0.023	-.3224183	-.0237212
_cons	-.0005591	.0013416	-0.42	0.677	-.0031885	.0020703
sigma_u	0					
sigma_e	.0998086					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

7.1.35 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 35

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   15428
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    150

R-sq:  within = 0.3494                   Obs per group:  min =     1
      between = 0.2964                       avg =   102.9
      overall = 0.3491                       max =   166

                                           Wald chi2(3)    =  8280.69
corr(u_i, X) = 0 (assumed)               Prob > chi2     =   0.0000
  
```

RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
RMFi	.971347	.0130441	74.47	0.000	.945781	.996913
HIGH_minus_LOW	-.0469342	.0128365	-3.66	0.000	-.0720933	-.0217751
BIGminusSMALL	.8066849	.027665	29.16	0.000	.7524625	.8609073
_cons	-7.11e-06	.0007381	-0.01	0.992	-.0014539	.0014396
sigma_u	.00498367					
sigma_e	.05834137					
rho	.00724415 (fraction of variance due to u_i)					

7.1.36 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 36

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   60204
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    461

R-sq:  within = 0.3037                  Obs per group: min =     1
      between = 0.1957                    avg =   130.6
      overall = 0.3031                    max =   166

                                           Wald chi2(3)    =  26188.03
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000
  
```

	RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	RMFi	1.024342	.0106987	95.74	0.000	1.003373	1.045311
	HIGH_minus_LOW	-.0034217	.0104212	-0.33	0.743	-.0238468	.0170034
	BIGminusSMALL	-.0807162	.0227387	-3.55	0.000	-.1252832	-.0361493
	_cons	.002875	.0004857	5.92	0.000	.001923	.003827

	sigma_u	0					
	sigma_e	.0955124					
	rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

. by BANKNAME ValuePremium SmallminusBig, sort : xtreg RiFi RMFi, re

7.1.38 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 38

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   1012
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    26

R-sq:  within = 0.4296                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.9830                    avg   =   38.9
      overall = 0.4423                    max   =   120

                                           Wald chi2(1)    =   800.94
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.279096   .0451962   28.30  0.000    1.190513   1.367679
      _cons |   .0043602   .0023666    1.84  0.065   -.0002783   .0089987
-----+-----

sigma_u |           0
sigma_e |   .06905001
rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.39 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 39

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   1700
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    18

R-sq:  within = 0.4432                  Obs per group:  min =    5
      between = 0.8903                   avg   =   94.4
      overall = 0.4442                   max   =   166

                                           Wald chi2(1)    =  1357.21
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.041352   .0282666   36.84  0.000     .98595   1.096753
      _cons |   .0004555   .001868    0.24   0.807    -.0032057 .0041167
-----+-----

sigma_u |           0
sigma_e |   .067792
rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

7.1.40 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 40

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       3822
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =         34

R-sq:  within = 0.3013                  Obs per group:  min =          1
      between = 0.9157                    avg =       112.4
      overall = 0.3011                    max =       166

                                           Wald chi2(1)    =    1645.80
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =     0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.062812   .026198    40.57  0.000    1.011465   1.114159
      _cons |  -.0027374   .0018248   -1.50  0.134   -.006314   .0008392
-----+-----

sigma_u |          0
sigma_e |   .10066627
rho     |          0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```


7.1.41 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 41

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =    1537
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =     65

R-sq:  within = 0.1738                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.5148                    avg =    23.6
      overall = 0.1790                    max =    113

                                           Wald chi2(1)    =    334.64
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =     0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .6225771   .0340334    18.29  0.000    .5558729   .6892813
      _cons |  -.0138343   .0016508    -8.38  0.000   -.0170698  -.0105989
-----+-----

sigma_u |           0
sigma_e |   .06056068
rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.42 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 42

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   8653
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =   262

R-sq:  within = 0.2456                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.4148                    avg =   33.0
      overall = 0.2533                    max =   142

                                           Wald chi2(1)    =  2934.23
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.194095   .022044    54.17  0.000    1.150889    1.2373
      _cons |  -.0032859   .0011855   -2.77  0.006   -.0056095   -.0009623
-----+-----

sigma_u |          0
sigma_e |   .10186398
rho     |          0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.43 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 43

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   15428
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    150

R-sq:  within = 0.3133                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.2445                    avg =   102.9
      overall = 0.3129                    max =   166

                                           Wald chi2(1)    =   7031.42
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .6839643   .0081567    83.85  0.000    .6679775    .699951
      _cons |  -.0073085   .0007487   -9.76  0.000   -.008776   -.005841
-----+-----

sigma_u |   .00574679
sigma_e |   .05993576
      rho |   .00910971   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.1.44 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 44

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   60204
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    461

R-sq:  within = 0.3035                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.1897                   avg =   130.6
      overall = 0.3030                   max =    166

                                           Wald chi2(1)    =  26173.62
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.05022   .0064915   161.78  0.000    1.037497   1.062943
      _cons |   .003619   .0004439    8.15  0.000    .0027489   .0044891
-----+-----

      sigma_u |   .00169517
      sigma_e |   .09552058
      rho     |   .00031485   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.2 DATASET μέχρι το 2003 (δηλαδή 1/1/1990 μέχρι 31/12/2003)

FAMA & FRENCH τριών παραγόντων

7.2.1 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 45

```
. xtset Valuesticker2 date2

      panel variable:  Valuesticker2 (unbalanced)
      time variable:  date2, 01 Jan 90 to 01 Dec 03, but with gaps
              delta:  1 day

. xtreg RiFi RMFi HIGH_minus_LOW BIGminusSMALL, re

Random-effects GLS regression              Number of obs   =    94080
Group variable: Valuestick~2              Number of groups =     560

R-sq:  within = 0.1101                    Obs per group:  min =    168
      between = 0.0012                      avg =    168.0
      overall = 0.1096                      max =    168

                                           Wald chi2(3)     =  11579.31
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                Prob > chi2      =    0.0000

-----+-----
      RiFi |      Coef.  Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .8625373   .0085332   101.08  0.000   .8458126   .879262
HIGH_minus_LOW |   .193473   .0080242   24.11  0.000   .1777458   .2092003
BIGminusSMALL |  -.1640843   .0073999  -22.17  0.000  -.1785878  -.1495809
      _cons |  -.0056735   .0005523  -10.27  0.000  -.006756   -.0045911

-----+-----
      sigma_u |           0
      sigma_e |   .10370008
      rho    |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```

7.2.2 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 46

```
. by BANKNAME SmallminusBig ValuePremium, sort : xtreg RiFi RMFi HIGH_minus_LOW BIGminusSMALL,
re
```

```
-> BANKNAME = BANK, SmallminusBig = BIG, ValuePremium = HighBMV
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       151
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =         6

R-sq:  within = 0.2335                  Obs per group:  min =         1
      between = 0.0745                  avg =       25.2
      overall = 0.2549                  max =         77

                                           Wald chi2(3)    =       50.29
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.0000
```

```
-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9345158   .1643943    5.68   0.000    .6123088   1.256723
HIGH_minus_LOW |   .5103222   .1744076    2.93   0.003    .1684897   .8521547
BIGminusSMALL |   .0811508   .1388453    0.58   0.559   -.1909809   .3532826
      _cons |   .0034614   .0110972    0.31   0.755   -.0182886   .0252115
-----+-----

      sigma_u |           0
      sigma_e |   .08920277
      rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```

7.2.3 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 47

-> BANKNAME = BANK, SmallminusBig = BIG, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   2444
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    26

R-sq:  within = 0.2127                  Obs per group:  min =    4
      between = 0.1275                    avg =   94.0
      overall = 0.2066                    max =   168

                                           Wald chi2(3)    =   646.82
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.  Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .8984496   .0396271   22.67  0.000   .8207819   .9761172
HIGH_minus_LOW |   .2299614   .0405291    5.67  0.000   .1505258   .3093969
BIGminusSMALL |  -.0268883   .0345324   -0.78  0.436  -.0945705   .0407939
      _cons |   .0061102   .0064079    0.95  0.340  -.0064491   .0186694
-----+-----

sigma_u |   .02786481
sigma_e |   .0789225
rho     |   .11083862 (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

7.2.4 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 48

-> BANKNAME = BANK, SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = HighBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       493
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =        10

R-sq:  within = 0.1815                  Obs per group:  min =         6
      between = 0.2045                    avg =       49.3
      overall = 0.1797                    max =       125

                                           Wald chi2(3)    =    107.46
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =     0.0000
  
```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.383264   .1534101    9.02   0.000    1.082586    1.683943
HIGH_minus_LOW |   .7280762   .1609426    4.52   0.000    .4126345    1.043518
BIGminusSMALL |   .1132498   .1204716    0.94   0.347   -.1228701    .3493698
      _cons |   .0234975   .0110017    2.14   0.033    .0019345    .0450604
-----+-----

      sigma_u |   .00982126
      sigma_e |   .12221668
      rho    |   .0064162   (fraction of variance due to u_i)
-----
  
```


7.2.5 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 49

-> BANKNAME = BANK, SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression                Number of obs   =   4136
Group variable: Valuestick~2                Number of groups =    35

R-sq:  within = 0.1440                      Obs per group: min =    5
        between = 0.4894                      avg =   118.2
        overall = 0.1443                      max =   168

                                                Wald chi2(3)    =   696.63
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |    .877851   .0352463    24.91  0.000    .8087694   .9469325
HIGH_minus_LOW | .1595068   .0311687     5.12  0.000    .0984173   .2205963
BIGminusSMALL | -.1889125   .0314965    -6.00  0.000   -.2506444  -.1271806
      _cons | -.0002183   .0022499    -0.10  0.923   -.004628   .0041914
-----+-----

      sigma_u |          0
      sigma_e |   .08893017
      rho     |          0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.2.6 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 50

-> BANKNAME = NOBANK, SmallminusBig = BIG, ValuePremium = HighBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   2490
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    74

R-sq:  within = 0.1861                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.0178                    avg   =   33.6
      overall = 0.1794                    max   =   101

                                           Wald chi2(3)    =   555.12
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .8605072   .0410227    20.98  0.000   .7801041   .9409102
HIGH_minus_LOW |   .6379251   .0524987    12.15  0.000   .5350296   .7408206
BIGminusSMALL |   .0297532   .0331314     0.90  0.369   -.0351831   .0946896
      _cons |  -.009464    .0041111    -2.30  0.021   -.0175216  -.0014064
-----+-----

      sigma_u |   .02210511
      sigma_e |   .07875102
      rho     |   .07303585   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.2.7 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 51

-> BANKNAME = NOBANK, SmallminusBig = BIG, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   22154
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    256

R-sq:  within = 0.1257                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.0060                    avg =   86.5
      overall = 0.1261                    max =   168

                                           Wald chi2(3)    =  3171.58
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .6863547   .0134652   50.97   0.000   .6599634   .7127461
HIGH_minus_LOW |   .2130251   .0132826   16.04   0.000   .1869916   .2390586
BIGminusSMALL |  -.0280334   .0111796   -2.51   0.012   -.0499451  -.0061217
      _cons |  -.0100169   .0022667   -4.42   0.000   -.0144597  -.0055742
-----+-----

      sigma_u |   .03141372
      sigma_e |   .07736735
      rho     |   .14152993   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.2.8 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 52

-> BANKNAME = NOBANK, SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = HighBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =    8586
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    172

R-sq:  within = 0.1188                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.2233                    avg   =    49.9
      overall = 0.1194                    max   =    163

                                           Wald chi2(3)    =   1164.08
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.034609   .0382698    27.03  0.000   .9596019   1.109617
HIGH_minus_LOW |  1.035786   .0475276    21.79  0.000   .9426337   1.128938
BIGminusSMALL |  .0877419   .0327185     2.68  0.007   .0236149   .1518689
      _cons |  .0044753   .002609     1.72  0.086  -.0006381   .0095888
-----+-----

      sigma_u |           0
      sigma_e |   .13619716
      rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.2.9 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 53

-> BANKNAME = NOBANK, SmallminusBig = SMALL, ValuePremium = LowBMV

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   53626
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    474

R-sq:  within = 0.1102                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.0044                    avg =   113.1
      overall = 0.1093                    max =   168

                                           Wald chi2(3)    =  6616.08
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9163779   .0117801    77.79  0.000   .8932893   .9394664
HIGH_minus_LOW |   .1072625   .0104079    10.31  0.000   .0868633   .1276617
BIGminusSMALL |  -.2401281   .0107876   -22.26  0.000  -.2612715  -.2189847
      _cons |  -.0030243   .0010183    -2.97  0.003  -.0050202  -.0010284
-----+-----

      sigma_u |   .01440103
      sigma_e |   .1087263
      rho    |   .0172411   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.3 DATASET από το 2004 μέχρι το 2017 (δηλαδή 1/1/2004 μέχρι 31/12/2017)

FAMA & FRENCH τριών παραγόντων

7.3.1 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 54

```
. xtset Valuesticker2 date2

panel variable:  Valuesticker2 (unbalanced)

time variable:  date2, 01 Jan 04 to 01 Oct 17, but with gaps

delta: 1 day

. xtreg RiFi RMFi, re

Random-effects GLS regression                Number of obs   =    92960
Group variable: Valuestick~2                Number of groups =     560

R-sq:  within = 0.0000                      Obs per group:  min =    166
        between = 0.0000                      avg =    166.0
        overall = 0.2936                      max =    166

Wald chi2(1) = 38631.13
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                   Prob > chi2     =    0.0000

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9951525   .0050632   196.55  0.000   .9852289   1.005076
    _cons |   .0004073   .0003315    1.23   0.219  -.0002424   .0010569
-----+-----

sigma_u |          0
sigma_e |   .09061037
rho     |          0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```

7.3.2 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 55

```
xtreg RiFi RMFi BIGminusSMALL HIGH_minus_LOW, re
```

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   92960
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    560

R-sq:  within = 0.0000                  Obs per group:  min =   166
      between = 0.0000                    avg =   166.0
      overall = 0.2940                    max =   166

                                           Wald chi2(3)    =  38710.28
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.010129   .0083364   121.17  0.000     .99379    1.026468
BIGminusSMALL |   .0886544   .0177289    5.00  0.000     .0539064   .1234024
HIGH_minus_LOW |   .0456519   .0082918    5.51  0.000     .0294003   .0619035
      _cons |   .0012159   .0003694    3.29  0.001     .0004918   .00194

-----+-----
sigma_u |           0
sigma_e |   .09058368
      rho |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```


7.3.4 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 57

-> BANKNAME = NOBANK

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   85822
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    517

R-sq:  within = 0.0000                 Obs per group:  min =   166
      between = 0.0000                   avg =   166.0
      overall = 0.2893                   max =   166

                                           Wald chi2(3)    =  34932.36
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2     =   0.0000
  
```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.004059   .0086951   115.47  0.000    .987017    1.021101
BIGminusSMALL |   .076578   .0184917    4.14  0.000    .0403349    .112821
HIGH_minus_LOW |   .0249337   .0086486    2.88  0.004    .0079828    .0418846
      _cons |   .0011436   .0003853    2.97  0.003    .0003884    .0018989
-----+-----

      sigma_u |           0
      sigma_e |   .09078088
      rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
  
```

. by BANKNAME, sort : xtreg RiFi RMFi, re

7.3.5 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 58

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       604
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =       13

R-sq:  within = 0.5607                  Obs per group:  min =        3
      between = 0.9184                    avg =       46.5
      overall = 0.5652                    max =       153

                                           Wald chi2(3)     =       779.95
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2      =       0.0000

```

RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
RMFi	1.506458	.0908527	16.58	0.000	1.32839	1.684526
HIGH_minus_LOW	1.283335	.1105435	11.61	0.000	1.066674	1.499996
BIGminusSMALL	.9050239	.1917292	4.72	0.000	.5292417	1.280806
_cons	.0218187	.0034792	6.27	0.000	.0149996	.0286378
sigma_u	0					
sigma_e	.07057721					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

7.3.6 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 59

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   1012
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    26

R-sq:  within = 0.4666                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.9786                   avg   =   38.9
      overall = 0.4810                   max   =   120

                                           Wald chi2(3)    =   934.15
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
RMFi	1.112479	.070361	15.81	0.000	.9745739	1.250384
HIGH_minus_LOW	.9732173	.1126239	8.64	0.000	.7524786	1.193956
BIGminusSMALL	-.2092187	.153712	-1.36	0.173	-.5104887	.0920513
_cons	.0096438	.0026582	3.63	0.000	.0044338	.0148539
sigma_u	0					
sigma_e	.06683844					
rho	0 (fraction of variance due to u_i)					

7.3.7 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 60

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       1700
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =         18

R-sq:  within = 0.4620                  Obs per group:  min =          5
      between = 0.8434                    avg =       94.4
      overall = 0.4632                    max =       166

                                           Wald chi2(3)    =   1463.32
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =     0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.166254   .0454834    25.64  0.000    1.077108    1.2554
HIGH_minus_LOW |   .2019911   .0440053     4.59  0.000    .1157422    .28824
BIGminusSMALL |   .5878157   .0949816     6.19  0.000    .4016553    .7739761
      _cons |   .0057137   .0020635     2.77  0.006    .0016694    .0097581
-----+-----

      sigma_u |           0
      sigma_e |   .06667778
      rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.3.8 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 61

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   3822
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    34

R-sq:  within = 0.3093                   Obs per group:  min =    1
      between = 0.9153                       avg =   112.4
      overall = 0.3091                       max =   166

                                           Wald chi2(3)    = 1707.73
corr(u_i, X) = 0 (assumed)               Prob > chi2     =  0.0000
  
```

	RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	RMFi	.9875704	.0434589	22.72	0.000	.9023925	1.072748
	HIGH_minus_LOW	.2701273	.041188	6.56	0.000	.1894004	.3508542
	BIGminusSMALL	.0749217	.0920942	0.81	0.416	-.1055797	.2554231
	_cons	-.0025868	.0020239	-1.28	0.201	-.0065537	.00138

	sigma_u	0					
	sigma_e	.10011395					
	rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

7.3.9 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 62

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =    1537
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =     65

R-sq:  within = 0.2274                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.3821                   avg =    23.6
      overall = 0.2312                   max =    113

                                           Wald chi2(3)    =    461.00
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9647234   .054951    17.56  0.000    .8570213    1.072425
HIGH_minus_LOW | .4049115   .0827997    4.89  0.000    .2426271    .5671959
BIGminusSMALL |  1.018394   .114394    8.90  0.000    .7941862    1.242602
      _cons |  -.002817   .0019351   -1.46  0.145   -.0066098    .0009757
-----+-----

      sigma_u |           0
      sigma_e |   .05860052
      rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

7.3.10 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 63

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   8653
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =   262

R-sq:  within = 0.2759                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.5056                    avg   =   33.0
      overall = 0.2840                    max   =   142

                                           Wald chi2(3)    =  3431.22
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
RMFi	.96931	.0358119	27.07	0.000	.89912	1.0395
HIGH_minus_LOW	.9147075	.0479677	19.07	0.000	.8206926	1.008722
BIGminusSMALL	-.1730698	.0761996	-2.27	0.023	-.3224183	-.0237212
_cons	-.0005591	.0013416	-0.42	0.677	-.0031885	.0020703
sigma_u	0					
sigma_e	.0998086					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

7.3.11 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 64

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   15428
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    150

R-sq:  within = 0.3494                   Obs per group: min =     1
      between = 0.2964                       avg =   102.9
      overall = 0.3491                       max =   166

                                           Wald chi2(3)    =  8280.69
corr(u_i, X) = 0 (assumed)               Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |    .971347   .0130441   74.47  0.000    .945781    .996913
HIGH_minus_LOW | -.0469342   .0128365   -3.66  0.000   -.0720933   -.0217751
BIGminusSMALL |  .8066849   .027665    29.16  0.000    .7524625    .8609073
      _cons | -7.11e-06   .0007381   -0.01  0.992   -.0014539    .0014396
-----+-----

      sigma_u |  .00498367
      sigma_e |  .05834137
      rho     |  .00724415   (fraction of variance due to u_i)
-----

```


7.3.12 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 65

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   60204
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    461

R-sq:  within = 0.3037                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.1957                    avg =   130.6
      overall = 0.3031                    max =   166

                                           Wald chi2(3)     =  26188.03
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2      =   0.0000

```

	RiFi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	RMFi	1.024342	.0106987	95.74	0.000	1.003373	1.045311
	HIGH_minus_LOW	-.0034217	.0104212	-0.33	0.743	-.0238468	.0170034
	BIGminusSMALL	-.0807162	.0227387	-3.55	0.000	-.1252832	-.0361493
	_cons	.002875	.0004857	5.92	0.000	.001923	.003827

	sigma_u	0					
	sigma_e	.0955124					
	rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

. by BANKNAME ValuePremium SmallminusBig, sort : xtreg RiFi RMFi, re

CAPM

7.3.13 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 66

-> BANKNAME = BANK

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       7138
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =         43

R-sq:  within = 0.0000                  Obs per group:  min =       166
      between = 0.0000                  avg =       166.0
      overall = 0.3499                  max =       166

                                           Wald chi2(1)    =    3841.08
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =     0.0000
```

```
-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.100694   .0177599    61.98  0.000    1.065885    1.135503
      _cons |  -.0000175   .0011627   -0.02  0.988   -.0022963   .0022613
-----+-----

      sigma_u |           0
      sigma_e |   .08814689
      rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----
```

7.3.14 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 67

-> BANKNAME = NOBANK

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   85822
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    517

R-sq:  within = 0.0000                  Obs per group:  min =   166
      between = 0.0000                    avg =   166.0
      overall = 0.2891                    max =   166

                                           Wald chi2(1)    =  34896.63
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .9863744   .0052802   186.81  0.000   .9760254   .9967234
      _cons |   .0004426   .0003457    1.28  0.200  -.0002349   .0011201
-----+-----

sigma_u |           0
sigma_e |   .09079362
rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

```

. by BANKNAME ValuePremium SmallminusBig, sort : xtreg RiFi RMFi HIGH_minus_LOW BIGminusSMALL,
re

```

7.3.15 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 68

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       604
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =       13

R-sq:  within = 0.4423                  Obs per group:  min =        3
      between = 0.7207                    avg =       46.5
      overall = 0.4471                    max =       153

                                           Wald chi2(1)    =       486.88
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.386753   .0628478   22.07  0.000    1.263574    1.509933
      _cons |   .007562   .0034772    2.17  0.030    .0007468    .0143772
-----+-----

sigma_u |           0
sigma_e |   .07938766
rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.3.16 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 69

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   1012
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    26

R-sq:  within = 0.4296                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.9830                    avg   =   38.9
      overall = 0.4423                    max   =   120

                                           Wald chi2(1)    =   800.94
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.279096   .0451962   28.30  0.000    1.190513    1.367679
      _cons |   .0043602   .0023666    1.84  0.065   -.0002783    .0089987
-----+-----

sigma_u |           0
sigma_e |   .06905001
rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.3.17 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 70

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression                Number of obs   =   1700
Group variable: Valuestick~2                Number of groups =    18

R-sq:  within = 0.4432                      Obs per group:  min =    5
        between = 0.8903                      avg   =   94.4
        overall = 0.4442                      max   =   166

                                                Wald chi2(1)    =  1357.21
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.041352   .0282666   36.84  0.000    .98595   1.096753
      _cons |   .0004555   .001868    0.24  0.807   -.0032057 .0041167
-----+-----

sigma_u |           0
sigma_e |   .067792
rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

7.3.18 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 71

-> BANKNAME = BANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   3822
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    34

R-sq:  within = 0.3013                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.9157                  avg   =  112.4
      overall = 0.3011                  max   =   166

                                           Wald chi2(1)    =  1645.80
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.062812   .026198    40.57  0.000    1.011465   1.114159
      _cons |  -.0027374   .0018248   -1.50  0.134   -.006314   .0008392
-----+-----

sigma_u |           0
sigma_e |   .10066627
rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.3.19 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 72

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   1537
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    65

R-sq:  within = 0.1738                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.5148                    avg   =   23.6
      overall = 0.1790                    max   =   113

                                           Wald chi2(1)    =   334.64
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----+-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .6225771   .0340334    18.29  0.000    .5558729   .6892813
      _cons |  -.0138343   .0016508    -8.38  0.000   -.0170698  -.0105989
-----+-----

sigma_u |           0
sigma_e |   .06056068
rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```


7.3.20 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 73

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = HighBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   8653
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =   262

R-sq:  within = 0.2456                  Obs per group:  min =    1
      between = 0.4148                    avg   =   33.0
      overall = 0.2533                    max   =   142

                                           Wald chi2(1)    =  2934.23
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   1.194095   .022044    54.17  0.000    1.150889    1.2373
      _cons |  -.0032859   .0011855   -2.77  0.006   -.0056095   -.0009623
-----+-----

sigma_u |           0
sigma_e |   .10186398
rho     |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.3.21 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 74

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = BIG

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   15428
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    150

R-sq:  within = 0.3133                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.2445                    avg =   102.9
      overall = 0.3129                    max =   166

                                           Wald chi2(1)    =   7031.42
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |   .6839643   .0081567    83.85  0.000    .6679775    .699951
      _cons |  -.0073085   .0007487   -9.76  0.000   -.008776   -.005841
-----+-----

sigma_u |   .00574679
sigma_e |   .05993576
      rho |   .00910971   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

7.3.22 Αποτελέσματα μοντέλου παλινδρόμησης 75

-> BANKNAME = NOBANK, ValuePremium = LowBMV, SmallminusBig = SMALL

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   60204
Group variable: Valuestick~2           Number of groups =    461

R-sq:  within = 0.3035                  Obs per group:  min =     1
      between = 0.1897                   avg   =   130.6
      overall = 0.3030                   max   =   166

                                           Wald chi2(1)    =  26173.62
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

```

-----
      RiFi |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      RMFi |    1.05022   .0064915   161.78  0.000    1.037497   1.062943
      _cons |    .003619   .0004439    8.15  0.000    .0027489   .0044891
-----+-----

sigma_u | .00169517
sigma_e | .09552058
      rho | .00031485   (fraction of variance due to u_i)
-----

```

8. Αξιολόγηση αποτελεσμάτων

Σε αυτή την ενότητα θα αξιολογήσουμε τα αποτελέσματα των οικονομετρικών ελέγχων. Δεδομένου ότι τα αποτελέσματα αυτά μπορούν να ερμηνευτούν ποικιλοτρόπως, επιλέξαμε να κατηγοριοποιήσουμε τα συμπεράσματα μας στους ακόλουθους παράγοντες αξιολόγησης

- 1. Ερμηνευτική ικανότητα παλινδρόμησης (συντελεστής R^2)**
- 2. Ερμηνεία συντελεστών CAPM και Fama and French Model Model Coefficient**
- 3. Ερμηνεία επίδρασης προσδιοριστικών παραγόντων του μοντέλου (market premium , size premium και value premium)**

8.1 Αποτελέσματα για όλο το δείγμα

8.1.1 R² (The Explanation Power) Results

Financial Corporations	size premium	value premium	CAPM Model	Fama and French Model
YES	BIG	HIGH	0,3901	0,4800
YES	BIG	LOW	0,2935	0,3100
YES	SMALL	HIGH	0,3117	0,3467
YES	SMALL	LOW	0,2240	0,2400
NO	BIG	HIGH	0,1300	0,2214
NO	BIG	LOW	0,1933	0,2015
NO	SMALL	HIGH	0,1303	0,1991
NO	SMALL	LOW	0,2000	0,2168

Στον ανωτέρω πίνακα, το R² (δηλαδή η ερμηνευτική ικανότητα της παλινδρόμησης) κυμαίνεται από **0,13** έως **0,48** πράγμα που σημαίνει ότι η πλεονασματική απόδοση της αγοράς **R_m - R_f** εξηγεί ένα καλό μέρος της διακύμανσης της πλεονασματικής απόδοσης των μετοχών **R_i - R_f**, αλλά όχι το σύνολο της. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχουν και άλλες μεταβλητές για να ερμηνεύσουμε την εξαρτημένη μεταβλητή.

Επίσης παρατηρούμε πως το μοντέλο **Fama and French** έχει σημαντικά υψηλότερη ερμηνευτική ισχύ σε σχέση με το **CAPM** σε όλες τις κατηγορίες των χαρτοφυλακίων.

8.1.2 Market beta Model Coefficient

Financial Corporations	size premium	value premium	CAPM Model Coefficient (beta)	Fama and French Model Coefficient b1 (beta)
YES	BIG	HIGH	1,24	1,22
YES	BIG	LOW	0,92	0,91
YES	SMALL	HIGH	1,24	1,22
YES	SMALL	LOW	0,95	0,89
NO	BIG	HIGH	0,54	0,74
NO	BIG	LOW	0,65	0,66
NO	SMALL	HIGH	0,94	1,03
NO	SMALL	LOW	0,97	0,94

Ο ανωτέρω πίνακας δείχνει ο συντελεστής beta, που και στα δύο μοντέλα αφορούν τον συντελεστή της πλεονασματική απόδοση της αγοράς $R_m - R_f$, είναι κοντά και στα δύο μοντέλα.

Επίσης η ερευνητική υπόθεση 1, μπορεί να απορριφθεί, εφόσον το p-value των συντελεστών beta είναι μικρότερο από 5% σε όλες τις παλινδρομήσεις. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχει στατιστικά σημαντική επίδραση της πλεονασματικής απόδοσης της αγοράς $R_m - R_f$ και στα δύο μοντέλα.

8.1.3 Fama and French Model beta Model Coefficients

Στην ενότητα αυτή θα σχολιάσουμε τους συντελεστές beta του μοντέλου Fama and French, τους οποίους αντλήσαμε από τις εξισώσεις παλινδρόμησης. Η σημαντικότητα της ερμηνείας αυτών των συντελεστών διαφαίνεται λόγω της δυνατότητάς τους να ερμηνεύσουν

- Ο συντελεστής b1 (beta), τον συστηματικό κίνδυνο της αγοράς
- Ο συντελεστής b2 (beta), τον κίνδυνο του μεγέθους της επιχείρησης
- Ο συντελεστής b3 (beta), τον κίνδυνο της χρηματιστηριακής αξίας του μετοχών

Financial Corporations	size premium	value premium	Coefficient b1	Coefficient b2 Ο παράγοντας του μεγέθους SMB (Small cap minus Big cap)	Coefficient b3 Ο παράγοντας της αξίας Value Premium (HML High B/M minus Low B/M)
YES	BIG	HIGH	1,22	0,26	1,03
YES	BIG	LOW	0,91	0,00	0,25
YES	SMALL	HIGH	1,22	0,15	0,78
YES	SMALL	LOW	0,89	- 0,16	0,22
NO	BIG	HIGH	0,74	0,09	0,65
NO	BIG	LOW	0,66	- 0,01	0,15
NO	SMALL	HIGH	1,03	0,05	0,98
NO	SMALL	LOW	0,94	- 0,25	0,07

Οι συντελεστές b1 (beta) που μετρά τον συστηματικό κίνδυνο της αγοράς είναι θετικοί για όλα τα χαρτοφυλάκια. Επίσης είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο εμπιστοσύνης 95%, άρα μπορούμε να απορρίψουμε την ερευνητική υπόθεση 2.

Τα πρόσημα των συντελεστών είναι θετικά στις περισσότερες κατηγορίες. Εκεί όπου είναι αρνητικά , αυτό δείχνει ότι η απόδοσή τους κινείται αντίθετα από την αγορά.

8.2 Αποτελέσματα μέχρι 31/12/2003

8.2.1 R2 (The Explanation Power) Results

Financial Corporations	size premium	value premium	CAPM Model	Fama and French Model
YES	BIG	HIGH	0,1936	0,2549
YES	BIG	LOW	0,1862	0,2066
YES	SMALL	HIGH	0,1403	0,1797
YES	SMALL	LOW	0,1186	0,1443
NO	BIG	HIGH	0,0866	0,1794
NO	BIG	LOW	0,1079	0,1261
NO	SMALL	HIGH	0,0427	0,1194
NO	SMALL	LOW	0,0906	0,1093

Στον ανωτέρω πίνακα, το R^2 (δηλαδή η ερμηνευτική ικανότητα της παλινδρόμησης) κυμαίνεται από **0,09** έως **0,26** πράγμα που σημαίνει ότι η πλεονασματική απόδοση της αγοράς $R_m - R_f$ εξηγεί ένα καλό μέρος της διακύμανσης της πλεονασματικής απόδοσης των μετοχών $R_i - R_f$, αλλά όχι το σύνολο της. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχουν και άλλες μεταβλητές για να ερμηνεύσουμε την εξαρτημένη μεταβλητή.

Επίσης παρατηρούμε πως το μοντέλο **Fama and French** έχει σημαντικά υψηλότερη ερμηνευτική ισχύ σε σχέση με το **CAPM** σε όλες τις κατηγορίες των χαρτοφυλακίων.

8.2.2 beta Model Coefficient

Financial Corporations	size premium	value premium	CAPM Model Coefficient (beta)	Fama and French Model Coefficient b1 (beta)
YES	BIG	HIGH	0,78	0,93
YES	BIG	LOW	0,81	0,90
YES	SMALL	HIGH	1,19	1,38
YES	SMALL	LOW	0,77	0,88
NO	BIG	HIGH	0,47	0,86
NO	BIG	LOW	0,59	0,68
NO	SMALL	HIGH	0,62	1,03
NO	SMALL	LOW	0,80	0,91

Ο ανωτέρω πίνακας δείχνει ο συντελεστής beta, που και στα δύο μοντέλα αφορούν τον συντελεστή της πλεονασματικής απόδοσης της αγοράς $R_m - R_f$, είναι κοντά και στα δύο μοντέλα.

Επίσης η ερευνητική υπόθεση 1, μπορεί να απορριφθεί, εφόσον το p-value των συντελεστών beta είναι μικρότερο από 5% σε όλες τις παλινδρομήσεις. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχει στατιστικά σημαντική επίδραση της πλεονασματικής απόδοσης της αγοράς $R_m - R_f$ και στα δύο μοντέλα που αφορούν το διάστημα 1990-2003.

8.2.3 Fama and French Model beta Model Coefficients

Financial Corporations	size premium	value premium	Coefficient b1	Coefficient b2 O παράγοντας του μεγέθους SMB (Small cap minus Big cap)	Coefficient b3 O παράγοντας της αξίας Value Premium (HML High B/M minus Low B/M)
YES	BIG	HIGH	0,93	0,08	0,51
YES	BIG	LOW	0,90	- 0,03	0,23
YES	SMALL	HIGH	1,38	0,11	0,73
YES	SMALL	LOW	0,88	- 0,19	0,16
NO	BIG	HIGH	0,86	0,03	0,64
NO	BIG	LOW	0,68	- 0,03	0,21
NO	SMALL	HIGH	1,03	0,09	1,04
NO	SMALL	LOW	0,91	- 0,24	0,11

Οι συντελεστές b2 (beta) που μετρά τον συστηματικό κίνδυνο της αγοράς είναι θετικοί για όλα τα χαρτοφυλάκια. Επίσης είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο εμπιστοσύνης 95%, άρα μπορούμε να απορρίψουμε την ερευνητική υπόθεση 2.

Τα πρόσημα των συντελεστών είναι κοντά στο μηδέν ή και αρνητικά σε διάφορες κατηγορίες των χαρτοφυλακίων, γεγονός που μας δημιουργεί αντιφατικά συμπεράσματα για την επίδραση του παράγοντα του μεγέθους στα χαρτοφυλάκια που αφορούν το χρονικό διάστημα 1990-2003.

8.3 Αποτελέσματα 2004-2017

8.3.1 R2 (The Explanation Power) Results

Financial Corporations	size premium	value premium	CAPM Model	Fama and French Model
YES	BIG	HIGH	0,4471	0,5600
YES	BIG	LOW	0,4423	0,4810
YES	SMALL	HIGH	0,4442	0,4632
YES	SMALL	LOW	0,3011	0,3091
NO	BIG	HIGH	0,1790	0,2312
NO	BIG	LOW	0,2533	0,2840
NO	SMALL	HIGH	0,3129	0,3491
NO	SMALL	LOW	0,3030	0,3031

Στον ανωτέρω πίνακα, το R^2 (δηλαδή η ερμηνευτική ικανότητα της παλινδρόμησης) κυμαίνεται από **0,17 έως 0,56** πράγμα που σημαίνει ότι η πλεονασματική απόδοση της αγοράς **$R_m - R_f$** εξηγεί ένα καλό μέρος της διακύμανσης της πλεονασματικής απόδοσης των μετοχών **$R_i - R_f$** , αλλά όχι το σύνολο της. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχουν και άλλες μεταβλητές για να ερμηνεύσουμε την εξαρτημένη μεταβλητή.

Επίσης παρατηρούμε πως το μοντέλο **Fama and French** έχει σημαντικά υψηλότερη ερμηνευτική ισχύ σε σχέση με το **CAPM** σε όλες τις κατηγορίες των χαρτοφυλακίων.

8.3.2 beta Model Coefficient

Financial Corporations	size premium	value premium	CAPM Model Coefficient (beta)	Fama and French Model Coefficient b1 (beta)
YES	BIG	HIGH	1,38	1,50
YES	BIG	LOW	1,27	1,11
YES	SMALL	HIGH	1,04	1,16
YES	SMALL	LOW	1,06	0,99
NO	BIG	HIGH	0,62	0,96
NO	BIG	LOW	1,19	0,97
NO	SMALL	HIGH	0,68	0,97
NO	SMALL	LOW	1,05	1,02

Ο ανωτέρω πίνακας δείχνει ο συντελεστής beta, που και στα δύο μοντέλα αφορούν τον συντελεστή της πλεονασματική απόδοση της αγοράς **$R_m - R_f$** , είναι κοντά και στα δύο μοντέλα, όπως είδαμε και στα άλλα χρονικά διαστήματα.

8.3.3 Fama and French Model beta Model Coefficients

Financial Corporations	size premium	value premium	Coefficient b1	Coefficient b2 O παράγοντας του μεγέθους SMB (Small cap minus Big cap)	Coefficient b3 O παράγοντας της αξίας Value Premium (HML High B/M minus Low B/M)
YES	BIG	HIGH	1,50	0,91	1,28
YES	BIG	LOW	1,11	-0,21	0,97
YES	SMALL	HIGH	1,16	0,59	0,20
YES	SMALL	LOW	0,99	0,07	0,27
NO	BIG	HIGH	0,96	1,02	0,40
NO	BIG	LOW	0,97	-0,17	0,91
NO	SMALL	HIGH	0,97	0,81	- 0,05
NO	SMALL	LOW	1,02	-0,08	- 0,00

Τα πρόσημα των συντελεστών είναι κοντά στο μηδέν ή και αρνητικά σε διάφορες κατηγορίες των χαρτοφυλακίων, γεγονός που μας δημιουργεί αντιφατικά συμπεράσματα για την επίδραση του παράγοντα του μεγέθους στα χαρτοφυλάκια που αφορούν το χρονικό διάστημα 2004-2017.

9. Απαντήσεις στις Ερευνητικές Υποθέσεις

Υπόθεση 1

H₀: Δεν υπάρχει σημαντική επίδραση από την απόδοση της αγοράς στην απόδοση του χαρτοφυλακίου για καθένα από τα 12 ανωτέρω χαρτοφυλάκια.

Απορρίπτεται σε επίπεδο εμπιστοσύνης 95%.

Υποθέσεις FAMA & FRENCH τριών παραγόντων

Υπόθεση 2

H₀: Δεν υπάρχει σημαντική επίδραση από την απόδοση της αγοράς στην απόδοση του χαρτοφυλακίου μικρού μεγέθους για καθένα από τα 12 παραπάνω χαρτοφυλάκια.

Απορρίπτεται σε επίπεδο εμπιστοσύνης 95%.

Υπόθεση 3

H₀: Δεν υπάρχει σημαντική επίδραση από την απόδοση της αγοράς στην απόδοση του χαρτοφυλακίου μεγάλου μεγέθους για καθένα από τα 12 παραπάνω χαρτοφυλάκια

Απορρίπτεται σε επίπεδο εμπιστοσύνης 95%.

Υπόθεση 4

H₀: Δεν υπάρχει σημαντική διαφορά στην ακρίβεια των προβλέψεων μεταξύ καθενός από τους 3 εκτιμώμενους από το Fama FRENCH μοντέλο για κάθε μία από τις 12 πραγματικές αποδόσεις χαρτοφυλακίου

Απορρίπτεται σε επίπεδο εμπιστοσύνης 95%.

Υπόθεση 5

H₀: Δεν υπάρχει σημαντική διαφορά στην ακρίβεια των προβλέψεων μεταξύ καθεμιάς από τις 12 αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που υπολογίζονται από το μοντέλο CAPM και κάθε μία από τις 12 πραγματικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων.

Απορρίπτεται σε επίπεδο εμπιστοσύνης 95%.

Υπόθεση 6 (Υπόθεση σύγκρισης)

H₀: Δεν υπάρχει σημαντική διαφορά στην ακρίβεια των προβλέψεων μεταξύ καθεμίας από τις 12 αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που υπολογίζονται βάσει του μοντέλου CAPM και καθεμία από τις 12 αποδόσεις χαρτοφυλακίου που υπολογίζονται από το μοντέλο Fama και το FRENCH μοντέλο.

Απορρίπτεται σε επίπεδο εμπιστοσύνης 95%.

10. Συμπεράσματα

10.1 Αποτελέσματα

Στην έρευνα που διενεργήθηκε διαπιστώσαμε πως το μοντέλο **Fama and French** έχει σημαντικά υψηλότερη ερμηνευτική ισχύ σε σχέση με το **CAPM** σε όλες τις κατηγορίες των χαρτοφυλακίων με το R^2 (δηλαδή η ερμηνευτική ικανότητα της παλινδρόμησης) κυμαίνεται από 0,13 έως 0,48 για όλο το χρονικό διάστημα, από 0,09 έως 0,26 για το χρονικό διάστημα 1990-2003, ενώ για το χρονικό διάστημα 2004-2017 κυμαίνεται από 0,17 έως 0,56.

Επίσης διαπιστώνουμε πως η πλεονασματική απόδοση της αγοράς $R_m - R_f$ εξηγεί ένα καλό μέρος της διακύμανσης της πλεονασματικής απόδοσης των μετοχών $R_i - R_f$, αλλά όχι το σύνολο της. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχουν και άλλες μεταβλητές για να ερμηνεύσουμε την εξαρτημένη μεταβλητή.

Ο συντελεστής beta, που και στα δύο μοντέλα (**CAPM και Fama and French**) είναι κοντά και στα δύο μοντέλα και προσεγγίζει την μονάδα στην πλειονότητα των περιπτώσεων.

Οι συντελεστές beta του μοντέλου Fama and French οι οποίοι

- Ο συντελεστής b_1 (beta) εκφράζει τον συστηματικό κίνδυνο της αγοράς
- Ο συντελεστής b_2 (beta) εκφράζει τον κίνδυνο του μεγέθους της επιχείρησης
- Ο συντελεστής b_3 (beta) εκφράζει τον κίνδυνο της χρηματιστηριακής αξίας του μετοχών

Μας έδωσαν τα ακόλουθα χρήσιμα συμπεράσματα:

Οι συντελεστές b_1 (beta) που μετρούν τον συστηματικό κίνδυνο της αγοράς είναι θετικοί για όλα τα χαρτοφυλάκια.

Οι συντελεστές b_2 (beta) είναι σε μερικά χαρτοφυλάκια αρνητικά που δείχνουν ότι η απόδοσή τους κινείται αντίθετα από την αγορά.

Τα πρόσημα των συντελεστών b_3 (beta) είναι αρνητικά σε διάφορες κατηγορίες των χαρτοφυλακίων.

10.2 Περιορισμοί της έρευνας

Η έρευνα διενεργήθηκε στα αυστηρά χρονικά πλαίσια της εκπόνησης της εργασίας για το μεταπτυχιακό πρόγραμμα σπουδών, περιορισμός που συμπίεσε κατά πολύ τον εύλογο ερευνητικό χρόνο που απαιτείται για διαπραγμάτευση ενός τόσο δύσκολου θέματος. Για παράδειγμα, παρότι για πρώτη φορά διερευνήθηκε το μοντέλο FAMA & FRENCH τριών παραγόντων και για χρηματοοικονομικές εταιρίες με στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα, δεν κατέστη δυνατόν να εξειδικεύσουμε τα αποτελέσματα και για περαιτέρω διάκριση του χαρτοφυλακίου ανάλογα με τον κλάδο της εταιρίας (κατασκευές, εμπόριο, νέες τεχνολογίες κ.α.)

Ένας ακόμα περιορισμός της έρευνας αποτελεί το γεγονός ότι διενεργήθηκε με μηνιαίες αποδόσεις αξιογράφων και οι ημερήσιες διακυμάνσεις τους δεν επηρέασαν τα τελικά αποτελέσματα. Λόγω του μεγάλου χρονικού διαστήματος που κάλυψε η έρευνα (1990-2017), τα μηνιαία δεδομένα ήταν επιβεβλημένη επιλογή. Παρόλα αυτά τα συμπεράσματα αξίζει να ελεγχτούν και με ημερήσιες παρατηρήσεις, φυσικά με μικρότερο χρονικό ορίζοντα ως πέντε έτη.

Βιβλιογραφία

Arnold Cheuk Sang Cheng, “International Arbitrage Pricing Theory: Empirical Evidence from the United Kingdom and the United States”, Department of Accounting and Finance, The London School of Economics and Political Science, University of London, (Nov. 1992)

Ball Ray, “Anomalies in Relationships Between Securities’ Yields and Yield-Surrogates”, Journal of Financial Economics (June/ September 1978), 103-26

Basu S., “Investment Performance of Common Stock in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis”, Journal of Finance 23, (June 1977), p. 663-82

Benniga, S., “Statistics for portfolios. Principles of Finance with Excel”, USA: Oxford University Press, (2006), pp. 337-376

Black, F., Jensen, M., Scholes, M., “The capital-asset pricing model: some empirical tests”, (1972), Studies in the Theory of Capital Markets

Bofah, K. (n.d.), “Portfolio theory explained”, eHow, http://www.ehow.com/about_5436842_portfolio-theory-explained.html

Bradford, J. & Miller, T., Jr., “A brief history of risk and return”, Fundamentals of investments (5th ed.), New York, NY: McGraw-Hill, (2009), 1-37

Busse J., “Volatility timing in mutual funds: evidence from daily returns”, Review of Financial Studies 12, (1999), 1009–1041

Cai, J., Chan, K., Yamada, T., “The performance of Japanese mutual funds”, Review of Financial Studies 10, (1997), 237–273

Carhart M., “On persistence in mutual fund performance”, Journal of Finance 52, (1997), 57-82

Chan, L., Chen, H., Lakonishok, J., “On mutual fund investment styles”, *Review of Financial Studies* 15, (2002), 1407–1437

Chen N. F., Roll R., and S.A. Ross S. A., "Economic Forces and the Stock Market," University of California at Los Angeles Working Paper (1983)

Dybvig, P., “An explicit bound on deviations from APT pricing in a finite economy”, *Journal of Financial Economics* 12, (1983), 483–96

Elton, E., Gruber, M., Blake, C., “Survivorship bias and mutual fund performance”, *Review of Financial Studies* 9, (1996), 1097–1120

Expected Return, (n.d.), Investopedia,

<http://www.investopedia.com/terms/e/expectedreturn.asp#axzz1hAnxQZNi>

Fabozzi, F., Gupta, F., & Markowitz, H., “The legacy of modern portfolio theory”, *Journal of Investing*, (Fall 2002), 7-22

Frantz, P., & Payne, R., “Corporate finance”, Chapter 2, London: University of London Press, (2009)

Glosten, L., Jagannathan, R., “A contingent claim approach to performance Evaluation”, *Journal of Empirical Finance* 1, (1994), 133–160

Hakansson H. Nils, “Capital Growth and the Mean-Variance Approach to Portfolio Selection”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 6, (Jan. 1971), 517-557

Ingersoll, J., “Some results in the theory of arbitrage pricing”, *Journal of Finance* 39, (1984), 1021–1039

Jensen, M., “The performance of mutual funds in the period 1945–1964», *Journal of Finance* 23, (1968), 389–416.

Kraus Alan and Litzenberger Robert, “Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets”, *Journal of Finance* 31 (Sept. 1976), 1085-1100

Lintner John, “The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets”, *Review of Economics and Statistics* 47, (Feb. 1965), 13-37

Mangram E. Myles, “A Simplified Perspective of the Markowitz Portfolio Theory”, *Global Journal of Business Research* V. 7.1, (2013), https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2147880

Markowitz H., “Portfolio Selection”, *The Journal of Finance* 7.1 (1952), pp. 77-91, https://www.math.ust.hk/~maykwok/courses/ma362/07F/markowitz_JF.pdf

Markowitz H., “The optimization of a quadratic function subject to linear constraints”, *Naval Research Logistics Quarterly* 3 (1956)

Markowitz H., “Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments”, *Cowles Foundation*, (1959)

Mayers David, “Non-Marketable Assets and Capital Market Equilibrium Under Uncertainty”, 223-248 in Jensen C. Michael, ed., *Studies in the Theory of Capital Markets*, New York: Praeger, 1972

McClure, B., “Modern portfolio theory: Why it’s still hip”, *Investopedia*, (2010), <http://www.investopedia.com/articles/06/MPT.asp#axzz1g3JQY7nY>

Merton C. Robert, “An Inter-Temporal Capital Asset Pricing Model”, *Econometrica* 41, (Sept. 1973), 867-87

Merton, C. Robert, “On market timing and investment performance I: any equilibrium theory of values for markets forecasts”, *Journal of Business* 54, (1981), 363–406

Mitchell, M., Todd Pulvino, T., “Characteristics of risk and return in risk arbitrage”, *Journal of Finance* 56, (2001), 2135–2175

Mossin Jan, “Equilibrium in a Capital Asset Market”, *Econometrica* 34, (October 1966), 768-83

Pastor, L., Stambaugh, R., “Comparing asset pricing models: an investment perspective”, *Journal of Financial Economics* 56, (2000), 335–381

Pastor, L., Stambaugh, R., “Mutual fund performance and seemingly unrelated Assets”, *Journal of Financial Economics* 63, (2002), 315–349

Reinganum R. Marc, “Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Forecasts”, Unpublished Manuscript, Graduate School of Business, University of Chicago, 1978

Roll Richard, “A Critique of the Asset Pricing Theory’s Tests”, *Journal of Financial Economics* 4, (May 1977), 129-76

Roll Richard and Ross A. Stephen, “An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory”, *The Journal of Finance*, Vol. 35, No. 5, (Dec. 1980), 1073-1103

Roll Richard and Ross A. Stephen, “The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning”, *Financial Analysts Journal* (Jan.-Feb. 1995), 122-131

Ross A. Stephen, “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing”, *Journal of Economic Theory* 13, (Dec. 1976), 341-60

Ross, S. Westerfield, R. & Jaffe, J., “Capital market theory: An overview”, *Corporate finance* (6th ed.), New York, NY: McGraw-Hill, (2002), 226-247

Royal Swedish Academy of Sciences, “This year’s laureates are pioneers in the theory of financial economics and corporate finance”, Press Release, (1990), http://www.nobelprize.org/nobel_prizes/economics/laureates/1990/press.html

Schneeweis, T., Crowder, G., Kazemi, H., “The new science of asset allocation: Risk management in a multi-asset world”, (2010), Hoboken, NJ: Wiley & Sons

Sharpe F. William, “A Simplified Model for Portfolio Analysis”, *Management Science* 9, (Jan. 1963), 277-93

Sharpe F. William, “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk” *Journal of Finance* 19, (Sept. 1964), 425-42

Van Horne C. James, “Financial Management and Policy”, 4th ed., Englewood Cliffs, N.J. Prentice Hall (1977)

Veneeya, V., “Analysis of modern portfolio theory”, (July 2006), Coursework4you, <http://www.articlesbase.com/finance-articles/analysis-of-modern-portfolio-theory-40421.html>

Wallengren E. and Sigurdson S. R., “Markowitz portfolio theory”, (May 2017)

Wang, Z., “A shrinkage approach to model uncertainty and asset allocation”, *Review of Financial Studies* 18, (2005), 673–705

Wang, Z., Zhang, X., (2005), “Empirical evaluation of asset pricing models: arbitrage and pricing errors over contingent claims”, Working Paper, Federal Reserve Bank of New York and Cornell University

Wecker, H. (n.d.), “Markowitz portfolio theory basics. Center for the study of emerging markets, California State University, Fullerton”, <http://www.thecsem.org/content/basics-markowitz-portfolio-theory>

Aldaarmi Abdulaziz, Abbod Maysam, Salameh Hussein, “Implement Fama And French And Capital Asset Pricing Models In Saudi Arabia Stock Market”, *The Journal of Applied Business Research*, Volume 31, Number 3, (May/ June 2015), 953-968

Alesii G., “Fundamentals efficiency of the Italian stock market: some long run evidence, *International Journal of Business and Economics*, 5(3), (2006), 245-264

Alves Paulo, “The Fama French Model or the Capital Asset Pricing Model: International Evidence”, *The International Journal of Business and Finance Research*, V. 7, No. 2, (2013), 79-89

Arora Deeksha and Gakhar Divya Verma, “Fama French Three Factor Model: A Study of Nifty Fifty Companies”, *Proceedings of International Conference on Strategies in Volatile and Uncertain Environment for Emerging Markets*, (July 2017), pp. 672-680

Asness, Clifford S., “The power of past stock returns to explain future stock returns”, Manuscript, (June 1994)

Bali, T. G., & Cakici, N., “Value at risk and expected stock returns”, *Financial Analyst Journal*, (2004), 57–73

Barontini R., “Regolarità empiriche e rendimenti dei titoli azionari: un’analisi della Borsa valori di Milano per il periodo 1950-1995”, *Finanza, Marketing e Produzione*, 4, (1997), 29-84

Bhatt V. and Y. Rajaram Y., “The Effectiveness of Fama French 3 Factor Model in Predicting Globally Diversified Portfolio Returns”, *International Journal of Innovative Research in Science, Engineering and Technology*, Vol. 3, Issue 12, (December 2014), 18385-18389

Black Fischer, Michael C. Jensen and Myron Scholes, “The capital asset pricing model: Some empirical tests in: M. Jensen. ed. *Studies In the theory of capital markets*”, (1972) Praeger, New York, NY

Blanco Belen, “The use of CAPM and Fama and French Three Factor Model: portfolios selection”, *Public and Municipal Finance (hybrid)*, (2017), *Business Perspectives*

Bruni F., Campisi D. and Rossi F., “Capital Asset Pricing Model e Three-Factor Model. Un’analisi empirica sul mercato azionario italiano”, *Proceeding of the XVII Annual Scientific Meeting AiIG*, Aracne, Rome, (2006)

Carhart M., “On Persistence in Mutual Fund Performance”, *Journal of Finance* 52, (1997), 57-82

Cavaliere G. and Costa M., “Firm Size and the Italian Stock Exchange”, *Applied Economic Letters*, 6(11), (1999), 729-734

Chan K.C. and Chen N.F., “An Unconditional Asset-Pricing Test and the Role of Firm Size as an Instrumental Variable for Risk”, *The Journal of Finance*, (1988), V. 43, I. 2

Chen, Novy-Marx and Zhang, “An Alternative Three-Factor Model”, Working Paper, (2010), SSRN

Chollete, L., “Asset pricing implications of liquidity and its volatility”(Job Market Paper), New York: Columbia Business School, (2004), 1–50

Chui C. W. Andy and Wei K. C. John, “Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect: Evidence from Pacific-Basin emerging markets”, *Pacific-Basin Finance Journal*, (1998), vol. 6, issue 3-4, 275-293

DeBondt, Werner F. M., and Thaler, Richard H., “Does the stock market overreact”, *Journal of Finance* 40, (1985), 793-805

Dimson E., “Risk measurement when shares are subject to infrequent trading”, *Journal of Financial Economics*, (1979), vol. 7, issue 2, 197-226

Dolarin Denis, “Test of the Fama-French three-factor model in Croatia”, *UTMS Journal of Economics*, Vol. 4, Iss. 2, (2013), pp. 101-112

Fama, F. Eugene, MacBeth, James D., “Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy*”, Vol. 81, No. 3 (May - Jun 1973), pp 607-636

Fama F. Eugene and French R. Kenneth, “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, *The Journal of Finance*, V. 47, Issue 2, (June 1992), 427-465

Fama F. Eugene and French R. Kenneth, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics* 33, (1993), North Holland

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, “Industry costs of equity”, Working paper, Graduate School of Business, University of Chicago, Chicago, IL, (1994), revised July 1995

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, “Size and book-to-market factors in earnings and returns”, *Journal of Finance* 50, (1995), 131-155

Fama F. Eugene and French R. Kenneth, “Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies”, *The Journal of Finance*, Vol. LI, No. 1 (March 1996)

Fama F. Eugene and French R. Kenneth, “The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence”, *Journal of Economic Perspectives*, V. 18, No. 3, (Summer 2004), 25-46

Fan Steve and Yu Linda, “Does the alternative three-factor model explain momentum anomaly better in G12 countries?”, *Journal of Finance and Accountancy*, (n/a)

Gaunt, C., “Size and book-to-market effects and the Fama-French three-factor asset pricing model: Evidence from the Australian stock market”, *Accounting and Finance*, 44, (2004), 1-26.

Gharghori, P., Chan, H., Faff, R., “Are the Fama-French Factors Proxying Default Risk?” Monash University, Working Paper, 2006a

Gibbons, M., Ross, S., Shanken, J., “A test of the efficiency of a given portfolio”, *Econometrica* 57,(1989), 1121-1152

Griffin, J., “Are the Fama and French Factors Global or Country Specific?,” *Review of Financial Studies*, vol. 15, (2002), p. 187-243

Griffin, J., Ji, X., Martin J., “Momentum investing and business cycle risk: Evidence from pole to pole”, *Journal of Finance* 58, (2003), 2515-2547

Griffin J., Kelly, P., Nardari, F., “Do market efficiency measures yield correct inferences?”, A comparison of developed and emerging markets, *Review of Financial Studies* 23, (2010), 3225-3277

Hedges L. V. and Olkin I., “Vote counting methods in research synthesis, *Psychological Bulletin*”, 88, (1980), 359-369

JegadeeshNarasimhan and Titman Sheridan, “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency”, *The Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1 (Mar., 1993), pp. 65-91

Kim, S. and In, F., “The relationship between Fama-French three risk factors, industry portfolio returns, and industrial production”, (2006), available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=891567>

Kim, S. and In, F., “A note on the relationship between Fama-French risk factors and innovations of ICAPM state variables”, *Finance Research Letters*, Vol. 4 No. 3, (2007), pp. 165-71.

Lakonishok, J., Shleifer, A., Vishny, R., “Contrarian investment, extrapolation, and risk”, *Journal of Finance* 49, (1994), 1541—1578.

Lau, S. T., Lee, C. T., &McInish, T. H., “Stock returns and beta, firms size, E/P, CF/P, book-to-market, and sales growth: evidence from Singapore and Malaysia”, *Journal of multinational financial management*, 12(3), (2002), 207-222

Lintner, John, The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47, (1965), 13-37

Liew, J., Vassalou, M., “Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth?”, *Journal of Financial Economics*, 57, (2000), 221-245

Liu, W., "Liquidity premium and a two-factor model", Working Paper No. 2678, (2004), EFA Maastricht Meeting. <http://www.ssrn.com/>

Merton, Robert C, An intertemporal capital asset pricing model, *Econometrica* 41, (1973), 867-887

Morelli, D., "Beta, size, book-to-market equity and returns: A study based on UK data", *Journal of Multinational Financial Management*, 17(3), (2007), 257-272

Nahzat Abbas, Jahanzeb Khan, Rabia Aziz & Zain Sumrani, "A Study to Check the Applicability of Fama and French, Three-Factor Model on KSE 100-Index from 2004-2014", *International Journal of Financial Research*, (2015), Vol. 6, No. 1

Nguyen Annette, Faff Robert and Gharghori Philip, "Are the Fama-French Factors Proxying News Related to GDP Growth? The Australian Evidence", Department of Accounting and Finance, Monash University (n/a)

Panta Sabin Bikram, Phuyal Niranjana, Sharma Rajesh, Vora Gautam, "The Cross-Section of Stock Returns: An Application of Fama-French Approach to Nepal", *Modern Economy* 7, (2016), 223-231

Pettengill, G., Sundaram, S., & Mathur, I., "The conditional relation between beta and return", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, (1995), 101-116.

Ross, Stephen A., The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory* 13, (1976), 341-360

Ruzita Abdul Rahim and Abu Hassan Shaari Mohd. Nor, "A Comparison Between Fama And French Model And Liquidity-Based Three-Factor Models in Predicting the Portfolio Returns", *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, Vol. 2, No. 2, (2006), 43-60

Sharpe, William F., "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of Finance* 19, (1964), 425-442

SilvestriAntonella and VeltriStefania, “On the robustness of Fama and French Model: Evidence from Italy”, *Journal of Applied Finance & Banking*, vol.1, no.4, (2011), 201-221

Trimech Anyssa, Kortas Hedi, Benammou Salwa and Benammou Samir, “Multiscale Fama-French model: application to the French market”, *The Journal of Risk Finance*, Vol. 10, No. 2, (2009), pp. 179-192

Vassalou, M., “News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns”, *Journal of Financial Economic*, 68, (2003), 47-73

VeyselEraslan, “Fama and French Three-Factor Model: Evidence from Istanbul Stock Exchange”, *Business and Economics Research Journal*, Volume 4, Number 2, (April 2013), pp. 11-22

Μποδιώτη Αναστασία, «Αποτίμηση Μετοχών με τη Βοήθεια Μακροοικονομικών Παραγόντων», Πανεπιστήμιο Πειραιώς, (Φεβρ. 2016)