

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

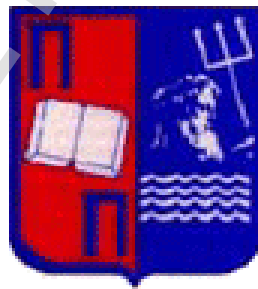
ΜΠΣ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ: ΑΝΑΠΛ. ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ κ. Δ. ΜΑΛΛΙΑΡΟΠΟΥΛΟΣ
ΑΚΑΔΗΜΑΪΚΟ ΕΤΟΣ 2004-2005

ΠΑΥΛΟΣ ΘΕΟΔΟΣΙΟΥ ΓΙΝΑΤΖΗΣ
Α.Μ. Μ.ΧΡΗ/ 0308

5 ΙΟΥΛΙΟΥ 2005

**“THE BENEFITS OF INDUSTRY VERSUS COUNTRY
ALLOCATION IN GLOBAL EQUITY PORTFOLIOS”**



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
2005

Table of Contents

1.	Introduction	1
2.	Factor Model Approach	
2.1	Theoretical Framework	3
2.2	Review of Empirical Results	7
2.3	Drawbacks and Extensions of the Factor Model	13
3.	Mean Variance Efficiency Approach	
3.1	Intersection and Spanning Tests	17
3.2	Restrictions Imposed by Intersection and Spanning Tests	
3.2.1	The Base Case	19
3.2.2	The Case of Short Sales Constraints	22
3.3	Intersection and Spanning Test Hypothesis in Terms of Performance Measures	25
3.4	G-7 Country Portfolio and the Global Sector Indices	27
3.5	Review of Empirical Results of the M-V Efficiency Approach	28
3.6	Testing for Spanning and Intersection with Conditioning Information	35
3.7	Changes in Optimal Portfolio Weights: A Technical Note	37
4.	Empirical Results	
4.1	Data Descriptive Statistics	39
4.2	Style Analysis	40
4.3	Efficiency Tests	
4.3.1	Intersection and Spanning without Short Sales Constraints	42
4.3.2	Intersection and Spanning with Short Sales Restrictions	44
4.3.3	Conditional Intersection and Spanning	46
5.	Conclusions	47
6.	References	48
	Appendix	
A.	Performance Measurement and Style Analysis	50

THE BENEFITS OF INDUSTRY VERSUS COUNTRY ALLOCATION IN GLOBAL EQUITY PORTFOLIOS

1. Introduction

Η γνώση των παραγόντων οι οποίοι προκαλούν τις συσχετίσεις στις αποδόσεις των μετοχών μεταξύ χωρών αποτέλεσε από καιρό αντικείμενο έρευνας των ακαδημαϊκών και των διαχειριστών διεθνών χαρτοφυλακίων.

Οι μικρές συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των εθνικών δεικτών (country indices) οδήγησαν τους ερευνητές (Levy-Sarnat (1970), Solnik (1974)) να προκρίνουν την γεωγραφική διαφοροποίηση καθώς τα οφέλη τα οποία δημιουργούνταν αντιστάθμιζαν τα κόστη και τους κινδύνους (πολιτικό, συναλλαγματικό) που συνεπάγονταν οι επενδύσεις σε διεθνείς αγορές.

Ποικίλες εξηγήσεις έχουν δοθεί για την ύπαρξη των χαμηλών αυτών συσχετίσεων. Μια από αυτές αναφέρεται στους βιομηχανικούς κλάδους οι οποίοι αποτελούν τα συστατικά του κάθε δείκτη (Roll (1992)). Οι εθνικοί δείκτες δύνανται να έχουν διαφορετική βιομηχανική σύνθεση είτε λόγω των τεχνικών προδιαγραφών που υπαγορεύουν την κατασκευή τους είτε λόγω της διαφορετικής βιομηχανικής δομής (industrial structure) των χωρών στις οποίες αναφέρονται. Για παράδειγμα, ο δείκτης της Ελβετίας θα έχει μεγαλύτερη έκθεση (exposure) στον τραπεζικό κλάδο σε σχέση με τον δείκτη της Σουηδίας ο οποίος θα έχει μεγαλύτερη έκθεση στον κλάδο των φυσικών πόρων (resources). Αν μεταξύ των κλάδων αυτών υπάρχει ατελής συσχέτιση τότε αυτή θα μεταφερθεί και σε εθνικό επίπεδο.

Επίσης, η μεροληψία των επενδυτών υπέρ των εθνικών αγορών τους (home bias effect) παρουσιάζεται ως μια ακόμη αιτία των χαμηλών συσχετίσεων. Σύμφωνα με τους French και Poterba (1991), οι επενδυτές εμφανίζουν μία αδικαιολόγητα ισχυρή προτίμηση προς της εγχώρια αγορά τους την οποία υπερτιμούν εν σχέση με τις διεθνείς αγορές. Επίσης, οι προσδοκίες επενδυτών διαφορετικής εθνικότητας ως προς την ίδια αγορά εμφανίζουν σημαντικές αποκλίσεις, ώστε να «δικαιολογείται» σε κάθε περίπτωση ο εγχώριος προσανατολισμός του κάθε χαρτοφυλακίου. Στο βαθμό κατά τον οποίο ο κύριος όγκος των επενδυτών ενός εθνικού δείκτη προέρχεται από την χώρα του δείκτη αυτού καθώς και στο βαθμό που οι διακρατικές προσδοκίες των επενδυτών αποκλίνουν, η μικρή συσχέτιση μεταξύ των δεικτών δύναται να αντικατοπτρίζει την διαφορετική συμπεριφορά και την «εθνική μυωπία» των επενδυτών.

Μια τρίτη εξήγηση βασίζεται στο γεγονός ότι σημαντικές οικονομικές μεταβολές επηρεάζουν με διαφορετικό τρόπο τις επιχειρήσεις μεταξύ των χωρών. Οι μεταβολές αυτές μπορούν να είναι τοπικές ή παγκόσμιες στη φύση τους όμως λόγω διαφορετικού θεσμικού και νομικού πλαισίου της κάθε εθνικής αγοράς επηρεάζουν με τρόπο διαφορετικό τις αποδόσεις των μετοχών των επιχειρήσεων.

Τίθεται επομένως ένα ζήτημα σχετικής σημαντικότητας των επιδράσεων του κράτους και της βιομηχανίας (country vs industry effects) στις αποδόσεις των μετοχών.

Ο Donald Lessard (1974,1976) ήταν ο πρώτος ο οποίος αντιμετώπισε τον βιομηχανικό παράγοντα ως μια δυνητική, μη αμελητέα διάσταση στην επεξήγηση των αποδόσεων των μετοχών αν και τα αποτελέσματα του δείχνουν σαφή υπεροχή της εθνικού στοιχείου έναντι του βιομηχανικού. Γενικότερα, τα αποτελέσματα των ερευνών μέχρι τα τέλη της δεκαετίας του '90 (Griffin-Karolyi (1998), Rouwenhorst (1999)) καταδεικνύουν συντριπτικά τον εθνικό παράγοντα (country factor) ως τον παράγοντα με την κυρίαρχη επιρροή στις αποδόσεις μετοχών και χαρτοφυλακίων εν

σχέση με τον κλαδικό παράγοντα (industry factor) ακόμη και για τις περιπτώσεις των ανεπτυγμένων χωρών.

Με άλλα λόγια, η εμφάνιση οικονομικών αλλαγών που επηρεάζουν τις τράπεζες στην Ελβετία με τρόπο διαφορετικό από τις τράπεζες στην Σουηδία θεωρείται πιο σημαντική στην επεξήγηση της χαμηλής συσχέτισης μεταξύ των δύο χωρών από το γεγονός ότι πιθανόν στην Σουηδία να υπάρχουν λιγότερες τράπεζες από την Ελβετία.

Ως συνέπεια του γεγονότος αυτού οι διαχειριστές κεφαλαίων και οι διεθνείς επενδυτές αντιμετώπιζαν την γεωγραφική κατανομή (geographical allocation) του χαρτοφυλακίου τους ως μια κριτική απόφαση της στρατηγικής τους προσδοκώντας ότι με τον τρόπο αυτό θα αποκομίσουν μεγαλύτερα οφέλη διαφοροποίησης. Αντίθετα, η ικανότητα των βιομηχανικών κλάδων να προσθέσουν αξία ή να μειώσουν τον κίνδυνο σ' ένα διεθνές χαρτοφυλάκιο σπάνια λαμβανόταν υπ' όψιν.

Όπως προαναφέραμε, μια εξήγηση για τα οφέλη της διαφοροποίησης κατά χώρα βασίζεται στην ποικιλομορφία των οικονομικών συνθηκών των διεθνών αγορών εξαιτίας διαφορών σε νομισματικές και δημοσιονομικές πολιτικές, μεταβολών των επιτοκίων, κρατικών ελλειμμάτων και ρυθμών ανάπτυξης. Γίνεται επομένως σαφές ότι η σχετική σημασία των επιδράσεων χώρας και κλάδου εξαρτάται από τον βαθμό ενοποίησης των εθνικών οικονομιών και των κεφαλαιαγορών (market integration).

Υψηλός βαθμός ενοποίησης επιτυγχάνεται μέσω της αποκανονικοποίησης των αγορών (market deregulation), της εξάλειψης εμποδίων στο διεθνές εμπόριο και τις επενδύσεις, του σχηματισμού εμπορικών blocks όπως E.E., NAFTA, ASAN, του συντονισμού της οικονομικής πολιτικής κ.λ.π. Χαρακτηριστικό παράδειγμα αποτελεί η ONE όπου η ενιαία νομισματική πολιτική αλλά και οι αυστηρές προϋποθέσεις χαμηλού πληθωρισμού και δημοσιονομικής εγκράτειας αναμένονται να οδηγήσουν σε οικονομική σύγκλιση- σύγκλιση επιτοκίων και ασφαλίσεων κινδύνου- και σε μετρίαση της επίδρασης του εθνικού παράγοντα εν σχέση με τον βιομηχανικό (Hardouvelis, Malliaropoulos, Priestley (2000)).

Αντίθετα, μεγαλύτερη τμηματοποίηση των αγορών (market segmentation) όπως συμβαίνει π.χ. στις αναπτυσσόμενες χώρες αυξάνει την επιρροή του κρατικού στοιχείου κάνοντας τους επενδυτές να μεροληπτούν υπέρ της γεωγραφικής κατανομής των χαρτοφυλακίων τους (Serra (2000)).

Η διαρκής τάση που επικρατεί για μεγαλύτερη παγκοσμιοποίηση των αγορών πιθανόν να έχει μεταβάλλει την σχετική βαρύτητα της βιομηχανικής και της κρατικής επίδρασης στις αποδόσεις διεθνών χαρτοφυλακίων. Έτσι, οι προσπάθειες ακαδημαϊκών και ερευνητών επικεντρώνονται σε μεθοδολογίες που έχουν ως στόχο να εκτιμήσουν τον βιομηχανικό παράγοντα που ενσωματώνεται στις αποδόσεις των μετοχών και να συγκρίνουν την σημασία του μ' αυτή του εθνικού παράγοντα.

2. Factor Model Approach

2.1 Theoretical Framework

Μια απλή προσέγγιση στο θέμα θα περιελάμβανε την ανάλυση των συσχετίσεων των κρατικών και βιομηχανικών δεικτών (country industry indices) προκειμένου να διαπιστωθεί η σχετική σημασία των επιδράσεων των χωρών και των κλάδων στις αποδόσεις των μετοχών. Έτσι, αν για παράδειγμα οι κρατικοί δείκτες αποδεικνύονταν λιγότερο συσχετισμένοι από τους βιομηχανικούς δείκτες τότε η χώρα προέλευσης μιας μετοχής θα θεωρείτο πιο σημαντικό δεδομένο από τον κλάδο στον οποίο ανήκει. Όμως, αυτού του είδους η ανάλυση μπορεί να αποδειχθεί παραπλανητική αφού ο κάθε δείκτης περιλαμβάνει τόσο κλαδικά όσο και βιομηχανικά στοιχεία. Επομένως

θα πρέπει να «εξάγουμε» το καθαρό (pure) συστατικό στοιχείο της απόδοσης ενός δείκτη (είτε βιομηχανικού είτε εθνικού) το οποίο οφείλεται στον παράγοντα χώρα και να το συγκρίνουμε με το καθαρό συστατικό της απόδοσης που οφείλεται στον παράγοντα κλάδο. Η εκτίμηση και σύγκριση αυτών των συστατικών θα συνεισφέρει στον καθορισμό της σχετικής σημασίας των επιδράσεων χώρας και κλάδου.

Μια βασική μεθοδολογία για την εκτίμηση των κρατικών και βιομηχανικών επιδράσεων, η οποία ξεκίνησε από τους S. Heston και K.G. Rouwenhorst και έχει υιοθετηθεί σε πολλές ακόμη μελέτες, συνίσταται στην χρησιμοποίηση ενός παραγοντικού μοντέλου για την περιγραφή των αποδόσεων. Η απόδοση ενός δείκτη ή μιας μεμονωμένης μετοχής αναλύεται στα εξής συστατικά: σ' ένα παγκόσμιο παράγοντα της απόδοσης α_t (σταθερά του μοντέλου) ο οποίος είναι κοινός για όλους τους κλάδους ή τις χώρες, στο κομμάτι εκείνο της απόδοσης β_j το οποίο οφείλεται στον βιομηχανικό παράγοντα ($j=1,2,\dots,K$ όπου K είναι ο αριθμός των κλάδων που περιλαμβάνονται στην μελέτη) και σ' ένα συστατικό της απόδοσης γ_k το οποίο οφείλεται στον εθνικό παράγοντα ($k=1,2,\dots,L$ όπου L ο αριθμός των χωρών που περιλαμβάνονται στο δείγμα).

Το μοντέλο παλινδρόμησης που χρησιμοποιεί αυτή η προσέγγιση έχει την ακόλουθη μορφή:

$$R_{i,t} = \alpha_t + \beta_{1,t} I_{i1} + \beta_{2,t} I_{i2} + \dots + \beta_{K,t} I_{iK} + \gamma_{1,t} C_{i1} + \gamma_{2,t} C_{i2} + \dots + \gamma_{L,t} C_{iL} + e_{i,t}$$

ή πιο συνοπτικά:

$$R_{i,t} = \alpha_t + \sum_{j=1}^K \beta_{j,t} I_{ij} + \sum_{k=1}^L \gamma_{k,t} C_{ik} + e_{i,t}, \quad i=1,2,\dots,N \quad (1)$$

όπου

$R_{i,t}$: απόδοση του δείκτη ή της μετοχής i το χρόνο t ,

α_t : παγκόσμιο κοινό κομμάτι της απόδοσης (global component of return),

$\beta_{j,t}$: το «καθαρό» κομμάτι της απόδοσης που οφείλεται στον κλάδο j την χρονική στιγμή t (pure industry component of return),

$\gamma_{k,t}$: το «καθαρό» κομμάτι της απόδοσης που οφείλεται στην χώρα k την χρονική στιγμή t (pure country component of return),

$I_{i,j}$, $C_{i,k}$: dummy variables που λαμβάνουν την τιμή 1 αν η απόδοση R_i ανήκει στον κλάδο j και την χώρα k και την τιμή 0 σε αντίθετη περίπτωση.

N : ο συνολικός αριθμός μετοχών ή κλάδων στο δείγμα

Ο όρος σφάλματος $e_{i,t}$ αντιπροσωπεύει το κομμάτι εκείνο της απόδοσης R_i που δεν εξηγείται από τους υπόλοιπους regressors. Σύμφωνα με την παραπάνω εξίσωση η απόδοση κάθε δείκτη ερμηνεύεται ως το άθροισμα μιας σταθεράς (παγκόσμιου παράγοντα), του συστατικού εκείνου που οφείλεται στον κλάδο, του εθνικού συστατικού και του όρου σφάλματος.

Η επίδραση της συναλλαγματικής ισοτιμίας, η οποία θεωρείται ως ένας ακόμη παράγοντας που προκαλεί την απόκλιση μεταξύ των αποδόσεων των εθνικών δεικτών ενσωματώνεται στην επίδραση του κρατικού παράγοντα δεδομένου ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες μεταβάλλονται μεταξύ εθνικών συνόρων και όχι μεταξύ κλάδων.

Επίσης θα πρέπει να παρατηρήσουμε ότι η παραπάνω εξίσωση δεν περιλαμβάνει άλλους χαρακτηριστικούς παράγοντες των αποδόσεων όπως π.χ. μακροοικονομικοί

παράγοντες ενώ και οι διάφοροι κλάδοι στην ίδια χώρα εμφανίζονται να έχουν την ίδια έκθεση σε εθνικούς και παγκόσμιους παράγοντες. Για παράδειγμα ο κλάδος της αυτοκινητοβιομηχανίας μιας χώρας και ο κλάδος του λιανικού εμπορίου εμφανίζονται να επηρεάζονται από τον ίδιο εθνικό παράγοντα γ_k και τον ίδιο παγκόσμιο παράγοντα α με τον ίδιο τρόπο. Η υπόθεση αυτή κρίνεται μη ρεαλιστική αφού για εταιρείες σε συγκεκριμένους κλάδους είναι δυνατόν η διακύμανση του παγκόσμιου βιομηχανικού παράγοντα β_j να είναι πιο σημαντική για τις αποδόσεις των μετοχών τους από τις διακυμάνσεις του εκάστοτε εθνικού παράγοντα. Αυτό ισχύει διότι η κερδοφορία και οι χρηματοροές των επιχειρήσεων αυτών είναι πιο ευαίσθητες στις μεταβολές των τιμών των Α' υλών και των τελικών προϊόντων τους καθώς οι τιμές αυτές καθορίζονται από τις διεθνείς αγορές. Χαρακτηριστικό παράδειγμα αποτελεί η βιομηχανία του άνθρακα η οποία παράγει ένα διεθνώς διακινούμενο, ομοιογενές προϊόν. Αλλαγές στις συνθήκες προσφοράς και ζήτησης του άνθρακα επηρεάζουν το κόστος των Α' υλών, την κερδοφορία και χρηματοροές όλων των εταιρειών παγκοσμίως που ανήκουν στον κλάδο αυτό. Επίσης, οι μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών αλλάζουν τις σχετικές τιμές εισροών και εκροών άρα και τους όρους διεθνούς ανταγωνισμού μεταξύ των εταιρειών παραγωγής άνθρακα. Συνεπώς, στην περίπτωση αυτή οι βιομηχανικές επιδράσεις αναμένεται να εξηγούν μεγαλύτερο ποσοστό της διακύμανσης των αποδόσεων των εταιρειών αυτών σε σχέση με τον εθνικό παράγοντα.

Για την εκτίμηση του άνω μοντέλου παλινδρόμησης (1) χρησιμοποιείται η μέθοδος των Weighted Least Squares (η απόδοση κάθε κλάδου σταθμίζεται με βάση την κεφαλαιοποίηση της αγοράς την χρονική στιγμή t) υπό τους περιορισμούς:

$$\sum_{j=1}^K w_j b_j = 0 \quad (2\alpha) \quad \text{και} \quad \sum_{k=1}^L v_k g_k = 0 \quad (2\beta)$$

όπου w_j και v_k είναι τα σταθμά με βάση την κεφαλαιοποίηση του κλάδου j και της χώρας k αντίστοιχα την χρονική στιγμή t .

Οι περιορισμοί (2α) και (2β) τίθενται προκειμένου να αντιμετωπιστεί το πρόβλημα της τέλει πολυσυγραμμικότητας (perfect multicollinearity). Το πρόβλημα αυτό δημιουργείται όταν ένας regressor εκφράζεται ως γραμμική συνάρτηση των υπολοίπων οπότε δεν είμαστε σε θέση να εκτιμήσουμε τους συντελεστές του μοντέλου (δεν υπάρχει ο αντίστροφος του $X^T X$).

Στην προκειμένη περίπτωση η τέλεια πολυσυγραμμικότητα εμφανίζεται διότι στο μοντέλο έχουν συμπεριληφθεί τόσα dummy variables όσοι και οι κλάδοι και χώρες του δείγματος. Για να ξεπεραστεί το πρόβλημα ακολουθείται μια λύση που έχει προταθεί στην βιβλιογραφία (Suits (1984), Kennedy (1986)) η οποία επιτρέπει την εκτίμηση του μοντέλου χωρίς να χρειάζεται να αφαιρεθεί είτε ο σταθερός όρος είτε κάποιο dummy variable. Η λύση αυτή έγκειται στην χρησιμοποίηση των περιορισμών (2α) και (2β).

Για κάθε χρονική στιγμή t , το μοντέλο παλινδρόμησης δίδει μια σειρά από εκτιμήσεις β_j και γ_k όπου π.χ. η εκτίμηση β_j ερμηνεύεται ως η απόδοση, σε σχέση με τον παγκόσμιο δείκτη, ενός χαρτοφυλακίου το οποίο επενδύει αποκλειστικά στον κλάδο j και έχει την ίδια γεωγραφική σύνθεση με αυτή του παγκόσμιου δείκτη. Με τον τρόπο αυτό η εκτίμηση β_j ερμηνεύεται ως το κομμάτι της απόδοσης το οποίο οφείλεται στον κλάδο j χωρίς να υπάρχει μεροληψία από χώρες (free of country bias). Αντίστοιχα, κάθε εκτίμηση γ_k αντιπροσωπεύει ένα «καθαρό» στοίχημα στην χώρα K χωρίς την επίδραση του κλαδικού παράγοντα. Επίσης, με βάση τους άνω περιορισμούς (2α) και (2β), ο σταθερός όρος α ερμηνεύεται ως η απόδοση του

σταθμισμένου παγκόσμιου δείκτη ως προς τον οποίο μετρούνται οι αποδόσεις β_j και γ_k .

Επαναλαμβάνοντας τις εκτιμήσεις για κάθε χρονική στιγμή t δημιουργούνται χρονοσειρές των εκτιμηθέντων παραμέτρων β_j και γ_k οι οποίες αποτελούν τα πρωτογενή στοιχεία της ανάλυσης που σκοπό έχει τον καθορισμό της σχετικής σημασίας της βιομηχανικής και εθνικής επίδρασης.

Από τα στοιχεία των χρονοσειρών υπολογίζεται η διακύμανση των παραμέτρων β_j και γ_k είτε για ολόκληρη την περίοδο της μελέτης είτε για κυλιόμενα διαστήματα (rolling windows).

Όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση του κρατικού παράγοντα $\text{var}(\gamma_k)$ τόσο πιο απομονωμένη (λιγότερο ενοποιημένη) θεωρείται η χώρα αυτή σε σχέση με τις υπόλοιπες για το υπό εξέταση διάστημα.

Επίσης όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση της επίδρασης ενός βιομηχανικού κλάδου $\text{var}(\beta_j)$ τόσο πιο πολύ θα πρέπει να ληφθεί υπ' όψιν η έκθεση του χαρτοφυλακίου στον κλάδο αυτό προκειμένου να ελεγχθεί ο κίνδυνος της επένδυσης.

Επιπροσθέτως, χρησιμοποιώντας τις εκτιμήσεις των β_j και γ_k μπορούμε να εξετάσουμε τον βαθμό στον οποίο η διακύμανση των δεικτών (εθνικών και βιομηχανικών) ερμηνεύεται από την επίδραση του κρατικού και κλαδικού παράγοντα (Baca, Garbe, Weiss (2000)).

Για κάθε χώρα k (π.χ. τις ΗΠΑ) υπολογίζεται η αθροιστική βιομηχανική επίδραση (cumulative industry effect) ως εξής:

$$\sum_{j=1}^K f_{j,US} b_{j,t} \quad \text{όπου } \varphi_{j,US} : \text{το ποσοστό των ΗΠΑ στον κλάδο } j \text{ βάση}$$

κεφαλαιοποίησης το χρόνο t . Ο όρος αυτός υποδηλώνει την απόδοση που συνεισφέρεται στον δείκτη των ΗΠΑ λόγω της συγκεκριμένης βιομηχανικής σύνθεσης της χώρας. Θα μπορούσαμε επομένως να «επανακατασκευάσουμε» τον δείκτη των ΗΠΑ ως εξής:

$$R_{US} = \alpha (\text{global}) + \sum_{j=1}^K f_{j,US} b_{j,t} (\text{cumulative industry}) + \gamma_{US} (\text{pure country})$$

δηλαδή η απόδοση των ΗΠΑ διαφέρει από την απόδοση του παγκόσμιου δείκτη λόγω της μοναδικής βιομηχανικής σύνθεσης τους και του συγκεκριμένου εθνικού τους παράγοντα. Αν βέβαια η βιομηχανική σύνθεση των ΗΠΑ (ή οποιασδήποτε άλλης χώρας k) είναι ίδια μ' αυτή του παγκόσμιου δείκτη τότε με βάση τον περιορισμό (2α) η αθροιστική βιομηχανική επίδραση θα ήταν μηδενική για την χώρα αυτή. Ανάλογο συμπέρασμα ισχύει και στην περίπτωση όπου η γεωγραφική σύνθεση ενός κλάδου j είναι ίδια μ' αυτή του παγκόσμιου δείκτη.

Συγκρίνοντας τη διακύμανση του αθροιστικού βιομηχανικού παράγοντα των ΗΠΑ,

$$\text{var} \left(\sum_{j=1}^K f_{j,US} b_{j,t} \right), \text{ με την διακύμανση του εθνικού παράγοντα } \text{var}(\gamma_{us}) \text{ εξάγονται}$$

συμπεράσματα αναφορικά με το ποσοστό της διακύμανσης του δείκτη της χώρας που ερμηνεύεται από τον κάθε παράγοντα.

Αντίστοιχα για κάθε κλάδο j υπολογίζεται η αθροιστική κρατική επίδραση

$$(\text{cumulative country effect}): \sum_{k=1}^L v_{k,j} g_{k,t} \quad \text{όπου } v_{k,j} : \text{ποσοστό του παγκόσμιου κλάδου}$$

j στην χώρα k . Όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση μιας επίδρασης (εθνικής ή

κλαδικής) τόσο πιο πολύ θα πρέπει να ληφθεί υπ' όψιν αυτός ο κλάδος ή η χώρα κατά την διαμόρφωση του χαρτοφυλακίου προκειμένου να ελέγξουμε τον κίνδυνο της επένδυσης.

Ένα ακόμη μέτρο καθορισμού της σχετικής σημασίας των εθνικών και κλαδικών παραγόντων, το οποίο έχει χρησιμοποιηθεί από διάφορους ερευνητές, είναι η Μέση Τυπική Απόκλιση (Mean Absolute Deviation- MAD) από τον benchmark παγκόσμιο δείκτη (Rouwenhorst (1999), Cavaglia, Brightman, Aked (2000)).

Ο δείκτης MAD για τους κλάδους είναι ο ακόλουθος:

$$\text{Industry MAD}_{(t)} = \sum_j w_j |b_{j,t}|$$

Ο δείκτης αυτός δηλώνει την μέση σταθμική απόδοση σε σχέση με την απόδοση του benchmark μιας στρατηγικής η οποία βασίζεται αποκλειστικά και μόνο σε βιομηχανίες και έχει ουδέτερη επίδραση από τον εθνικό παράγοντα.

Ανάλογη ερμηνεία έχει ο δείκτης MAD για τις χώρες οποίος είναι ο ακόλουθος:

$$\text{Country MAD}_{(t)} = \sum_j v_k |g_{k,t}|$$

Κατά μία έννοια, ο δείκτης αυτός δηλώνει πόσο λανθασμένη είναι η επιλογή ενός επενδυτή ο οποίος χάνει την δυνατότητα να βρεθεί στην σωστή πλευρά της αγοράς.

Αν ο λόγος Country MAD προς Industry MAD για μια περίοδο t είναι μεγαλύτερος της μονάδας αυτό θα σημαίνει ότι τα country effects κυριαρχούν των industry effects για την περίοδο αυτή. Διαισθητικά, για τους διαχειριστές χαρτοφυλακίων ο λόγος των MADs ερμηνεύεται ως εξής: αν ο λόγος αυτός είναι μεγαλύτερος της μονάδας τότε η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου το οποίο διαφοροποιείται κατά χώρα θα αποκλίνει κατά μέσο όρο περισσότερο από την απόδοση του benchmark δείκτη σε σχέση με την απόδοση ενός χαρτοφυλακίου το οποίο διαφοροποιείται κατά κλάδο.

2.2 Review of Empirical Results

Οι Griffin, Karolyi (1998) ακολουθώντας την παραπάνω μεθοδολογία, προσπαθούν να συγκρίνουν το εθνικό και κλαδικό στοιχείο ως δύο πηγές διακύμανσης των αποδόσεων διεθνών χαρτοφυλακίων. Χρησιμοποιούν εβδομαδιαίες κλαδικές αποδόσεις του Dow Jones World Stock Index ο οποίος καλύπτει ένα φάσμα 66 βιομηχανικών κλάδων σε 25 χώρες. Η λεπτομερέστερη ταξινόμηση των βιομηχανιών επιτρέπει τον ακριβέστερο εντοπισμό αυτών που αποτελούν πηγές διακύμανσης των αποδόσεων. Επίσης, η ευρύτερη γεωγραφική κάλυψη της μελέτης (25 χώρες) επιτρέπει πιο ακριβείς εκτιμήσεις για τα οφέλη της διεθνούς διαφοροποίησης που αποδίδονται στο κρατικό ή βιομηχανικό στοιχείο. Τα δεδομένα αναφέρονται στην περίοδο 31 Δεκεμβρίου 1991 έως 1^η Απριλίου 1995. Τα αποτελέσματά τους είναι ανάλογα με αυτά του Rouwenhorst (1999).

Η διακύμανση του εθνικού παράγοντα γ_k είναι κατά μέσο όρο τέσσερις φορές μεγαλύτερη από την διακύμανση του κλαδικού παράγοντα β_j . Επίσης, η αθροιστική βιομηχανική επίδραση «ευθύνεται» κατά μέσο όρο μόλις για το 4% της διακύμανσης των εθνικών δεικτών. Αντίθετα, η μέση αθροιστική κρατική επίδραση εξηγεί το 29% της διακύμανσης της απόδοσης των κλαδικών δεικτών. Οι μετρήσεις επαναλαμβάνονται και για την περίπτωση της ευρύτερης ταξινόμησης (broad classification) των 9 κλάδων οπότε τα αποτελέσματα καταδεικνύουν ακόμη πιο καθαρά την υπεροχή του κρατικού έναντι του βιομηχανικού παράγοντα (η μέση

διακύμανση του pure country effect είναι 12 φορές μεγαλύτερη από αυτή του pure industry effect).

Βεβαίως, θα πρέπει να επισημάνουμε το γεγονός ότι στην έρευνα περιλαμβάνονται αναπτυσσόμενες αγορές όπως το Μεξικό, η Μαλαισία, η Ταϊλάνδη και το Hong- Kong οι οποίες χαρακτηρίζονται από μικρό ποσοστό ενοποίησης και κατά συνέπεια επιδεικνύουν πολύ ισχυρό κρατικό παράγοντα. Στη ίδια μελέτη γίνεται επίσης διαχωρισμός μεταξύ traded και non traded goods industries (δηλαδή κλάδων για τους οποίους οι τιμές των πρώτων υλών ή/ και τα τελικά προϊόντα αποτελούν αντικείμενο του διεθνούς εμπορίου και τιμολογούνται από τις διεθνείς αγορές). Για τους κλάδους αυτούς, όπως είναι αναμενόμενο, ο βιομηχανικός παράγοντας εξηγεί συγκριτικά μεγαλύτερο ποσοστό της διακύμανσης της απόδοσής τους. Το paper καταλήγει στο συμπέρασμα ότι λόγω της μεγάλης διακύμανσης του εθνικού παράγοντα, η διαφοροποίηση κατά χώρα παραμένει ένα πιο αποτελεσματικό εργαλείο για την μείωση του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου εν σχέση με την διαφοροποίηση κατά κλάδο. Επίσης αξίζει να αναφερθεί ότι η διακύμανση των εθνικών επιδράσεων είναι μικρότερη όταν χρησιμοποιούνται αποδόσεις αποτιμημένες σε τοπικό νόμισμα από την περίπτωση όπου είναι αποτιμημένες σε USD ενώ αντίθετα η διακύμανση των βιομηχανικών επιδράσεων είναι παρόμοια και στις δύο περιπτώσεις. Το αποτέλεσμα αυτό συνηγορεί υπέρ του γεγονότος ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες συμβάλλουν στην επίδραση του εθνικού και όχι του βιομηχανικού παράγοντα.

Ειδικά για την περίπτωση της ONE δεν ισχύει η εξήγηση των διαφορών σε νομισματικές και δημοσιονομικές πολιτικές για την ερμηνεία των χαμηλών συσχετίσεων μεταξύ των χωρών. Όλες οι χώρες μέλη έχουν μεταφέρει την υποχρέωση άσκησης της νομισματικής πολιτικής τους από τις εθνικές Κεντρικές Τράπεζες στην Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα (European Central Bank) ενώ και ο βαθμός δημοσιονομικής αυτονομίας τους έχει μειωθεί σημαντικά. Επιπρόσθετα εξαλείφονται θεσμικά ή νομικά εμπόδια που δυσχεραίνουν την ενοποίηση των αγορών. Κατά συνέπεια, οι διαφορές στην βιομηχανική διάρθρωση των εθνικών αγορών δύνανται να αποτελέσουν την βασική παράμετρο καθορισμού των διακρατικών συσχετίσεων ειδικά όταν οι Carrieri, Errunza, Sarkissian (2004) καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η ενοποίηση των αγορών σε εθνικό επίπεδο δεν αποκλείει την τμηματοποίησή τους σε επίπεδο βιομηχανικών κλάδων.

Ο Rouwenhorst (1999) προσπάθησε να διερευνήσει την ισχύ του παραπάνω συμπεράσματος εξετάζοντας την σχετική σημασία του εθνικού και βιομηχανικού παράγοντα μόνο για τις χώρες της Ευρώπης. Στην έρευνά του συμπεριλήφθησαν 952 εταιρείες από 12 ευρωπαϊκές χώρες, εντός και εκτός E.E., ήτοι Αυστρία, Βέλγιο, Δανία, Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία, Ολλανδία, Νορβηγία, Ισπανία, Σουηδία, Ελβετία και Ηνωμ. Βασίλειο. Οι εταιρείες του δείγματος ταξινομήθηκαν σε 7 ευρείς κλάδους (Capital Goods, Basic Industries, Consumer Goods, Energy, Financials, Transports, Utilities). Χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις αποτιμημένες σε DM για 20 έτη (Ιανουάριο 1978 έως Αύγουστο 1998) κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η κρατική επίδραση γ_k είναι πιο ευμετάβλητη από την βιομηχανική επίδραση β_j . Η τυπική απόκλιση των γ_k για 8 από τις 12 χώρες είναι μεγαλύτερη από την πιο ευμετάβλητη βιομηχανική επίδραση (ενέργεια). Το συμπέρασμα αυτό ισχύει ακόμη και για την τελευταία πενταετία 1993 έως 1998:8 η οποία ακολούθησε την συνθήκη του Maastricht το 1992. Έτσι, η εθνική σύνθεση ενός χαρτοφυλακίου συνεχίζει να θεωρείται πιο σημαντική από την βιομηχανική σύνθεση ακόμη και για την Ευρωπαϊκή Ένωση όπου εντείνονται οι προσπάθειες για ενοποίηση των αγορών της.

Οι Brooks, Del Negro (2002a) εξετάζουν αν η ανάπτυξη της βιομηχανικής επίδρασης σε σχέση με την κρατική προέρχεται από την διαρκή προσπάθεια

οικονομικής ενοποίησης των αγορών, οπότε αναμένεται να είναι διαρκής (permanent) ή αν οφείλεται σε μια παροδική άνθιση των κλάδων της τεχνολογίας και των τηλεπικοινωνιών (Telecommunications, Media, Technology- TMT). Χρησιμοποιούν ένα μεγάλο δείγμα που περιλαμβάνει σχεδόν 11000 επιχειρήσεις από 42 ώριμες και αναπτυσσόμενες αγορές και εκτείνεται στην περίοδο 1985- 2002. Τα εμπειρικά αποτελέσματα τους δείχνουν πράγματι μια αυξητική τάση της βιομηχανικής επίδρασης, όπως αυτή περιγράφεται από την μέση σταθμική διακύμανση

$$\sum_{j=1}^J w_j \text{var}(b_j),$$
 η οποία κορυφώνεται κατά την τελευταία τετραετία. Σε ανάλογα

συμπεράσματα οδηγεί και η γραφική απεικόνιση του διευθύνσιμου κινήτου μέσου των Country και Industry MADs. Όταν όμως εξαιρεθούν από το δείγμα οι εταιρείες που ανήκουν στους κλάδους TMT η κρατική επίδραση παρουσιάζεται σχεδόν αναλλοίωτη μέσα στο χρόνο ενώ αντίθετα η κλαδική επίδραση είναι αρκετά μειωμένη και δίχως στατιστικά σημαντική μεταβολή μέσα στο χρόνο. Κατ' αναλογία, και ο λόγος των Country προς Industry MADs ο οποίος στην αρχή της περιόδου εξέτασης ήταν μεγαλύτερος της μονάδας δεν παρουσίασε μέχρι το τέλος της περιόδου στατιστικά σημαντική μεταβολή.

Επίσης, δεδομένου ότι οι επιχειρήσεις των κλάδων TMT έχουν πιο διεθνή χαρακτήρα από επιχειρήσεις σε άλλους πιο παραδοσιακούς κλάδους, οι Brooks, Del Negro προσπαθούν να διερευνήσουν αν η αύξηση της σχετικής σημασίας του κλαδικού παράγοντα που παρουσιάζουν οι επιχειρήσεις TMT ισχύει και για άλλους εξίσου διεθνοποιημένους κλάδους. Διακρίνουν τις επιχειρήσεις του δείγματος είτε σε κλαδικό επίπεδο (traded vs. non traded σύμφωνα με τους Griffin, Karolyi (1998)) είτε σε εταιρικό επίπεδο (με βάση το ποσοστό των συνολικών πωλήσεων ή των περιουσιακών στοιχείων που κατέχουν στο εξωτερικό). Και στις δύο περιπτώσεις το αποτέλεσμα παραμένει το ίδιο: η αύξηση της σχετικής σημασίας του κλαδικού παράγοντα κατά τη διάρκεια της υπό εξέταση περιόδου, όπως καταγράφεται από την μείωση του λόγου των MADs, είναι πιο έντονη για τις λιγότερο διεθνοποιημένες επιχειρήσεις (non traded goods industries) ειδικά δε όταν εξαιρεθούν από το εκάστοτε δείγμα οι εταιρείες του κλάδου IT. Οι συγγραφείς καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η κυριαρχία των κλαδικών έναντι των εθνικών επιδράσεων εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από την παροδική χρηματιστηριακή άνθιση των κλάδων TMT και όχι από την μεγαλύτερη παγκοσμιοποίηση των αγορών, γεγονός που θα συνέβαλε στην διαχρονικότητα του φαινομένου αυτού.

Αντίθετα με το Rouwenhorst (1999), ο Flavin (2004) εξετάζοντας αποκλειστικά ευρωπαϊκές χώρες και χρησιμοποιώντας πιο πρόσφατα στοιχεία καταλήγει στο συμπέρασμα ότι, από το 1999 και μετά, ο βιομηχανικός παράγοντας υπερέρχει ελαφρά του εθνικού. Στο δείγμα του συμπεριλαμβάνει 11 χώρες της ONE (όλες όσες υιοθέτησαν το κοινό νόμισμα από τον Ιανουάριο του 1999) καθώς και 4 ακόμη ευρωπαϊκές χώρες εκτός ευρωζώνης (Ηνωμ. Βασίλειο, Ελβετία, Σουηδία, Δανία). Συλλέγει από την Datastream μηνιαίες συνολικές αποδόσεις και κεφαλαιοποιήσεις για 1193 εταιρείες από τις 15 χώρες του δείγματος. Κάθε εταιρεία αντιστοιχίζεται σ' έναν από 10 βιομηχανικούς κλάδους (η ταξινόμηση είναι διαφορετική από αυτή του Rouwenhorst) ώστε να υπολογιστούν πανευρωπαϊκές κλαδικές αποδόσεις.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματά του paper, για την περίοδο μέχρι και το 1997 οι κρατικές επιδράσεις υπερεισχύουν των βιομηχανικών τόσο για τις χώρες εντός όσο και για τις χώρες εκτός ευρωζώνης. Αντίθετα, για την περίοδο από το 1999 και έπειτα, το φαινόμενο αυτό αντιστρέφεται. Ο βιομηχανικός παράγοντας δείχνει να κυριαρχεί για όλες τις χώρες του δείγματος, ανεξάρτητα αν ανήκουν ή όχι στην ONE. Έτσι, ο

συγγραφέας καταλήγει στο συμπέρασμα ότι ο σημαντικός ρόλος που φαίνεται να διαδραματίζει η βιομηχανική σύνθεση ενός χαρτοφυλακίου δεν εξαρτάται από τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά (εξάλειψη συναλλαγματικού κινδύνου, κοινό νόμισμα, σύγκλιση δημοσιονομικών πολιτικών) που επιτάσσει ο σχηματισμός τη ONE αλλά αποτελεί συνέπεια ενός γενικότερου φαινομένου παγκοσμιοποίησης των αγορών. Το συμπέρασμα αυτό επιβεβαιώνουν και άλλα papers τα οποία επισημαίνουν τον σημαντικό ρόλο των βιομηχανικών επιδράσεων για τις χώρες του G7 (Baca, Garbe, Weiss (2000)), για Ασιατικές αγορές (Wang, Lee, Huang (2003)) κ.τ.λ.

Οι Isakov, Sonney (2003) σχηματίζουν για την ανάλυση τους 6 δείγματα τα οποία διαφοροποιούνται τόσο ως προς τον αριθμό των χωρών που περιλαμβάνουν όσο και ως προς τον αριθμό των κλάδων (οι εταιρείες ταξινομούνται σε κλάδους όπως αυτοί ορίζονται από την Morgan Stanley και την Thomson Financial DataStream). Το βασικό δείγμα περιλαμβάνει 4359 μετοχές από 20 χώρες οι οποίες κατατάσσονται σε 10 βιομηχανικούς κλάδους ενώ τα 2 τελευταία δείγματα αναφέρονται αποκλειστικά σε χώρες της E.E. (περιλαμβάνουν 9 χώρες το καθένα).

Τα δεδομένα (εβδομαδιαίες υπερβάλλουσες αποδόσεις σε τοπικό νόμισμα) καλύπτουν το διάστημα από Ιαν. 1997 έως Δεκ. 2000. Σύμφωνα με τα εμπειρικά αποτελέσματα, ο εθνικός παράγοντας ασκεί κατά μέσο όρο μεγαλύτερη επιρροή στις αποδόσεις των μετοχών σε σχέση με τον βιομηχανικό παράγοντα, γεγονός που ισχύει και για τα 6 υπό εξέταση δείγματα. (π.χ. για το βασικό δείγμα η μέση διακύμανση της εθνικής επίδρασης γ_k είναι 4,839% έναντι διακύμανσης 2,991% που ισχύει κατά μέσο όρο για τους κλάδους). Η εξέταση όμως της διαχρονικής εξέλιξης της σημασίας των δύο επιδράσεων όπως διενεργείται μέσα από κυλιόμενα διαστήματα 36 εβδομάδων τα οποία λήγουν από το 1999 και μετά αποδεικνύει ότι ο βιομηχανικός παράγοντας κυριαρχεί έναντι του εθνικού σε όλα δείγματα των δεδομένων (ο λόγος της μέσης διακύμανσης του βιομηχανικού προς το εθνικό στοιχείο είναι μικρότερος του ένα). Με βάση τα εμπειρικά αυτά αποτελέσματα, οι συγγραφείς καταλήγουν σε συμπεράσματα ανάλογα με αυτά του Flavin (2004). Η αυξανόμενη επίδραση του βιομηχανικού παράγοντα δεν αποτελεί φαινόμενο μόνο της ευρωζώνης λόγω του αναμενόμενου υψηλού ρυθμού ενοποίησης αλλά αντίθετα παρατηρείται, ως ένα παγκόσμιο φαινόμενο, σε πολλές αναπτυσσόμενες και ώριμες αγορές πιθανότατα ως συνέπεια μιας διαρκούς παγκοσμιοποίησης των αγορών.

Οι Wang, Lee, Huang (2003) εξετάζουν το θέμα της σημαντικότητας των εθνικών και βιομηχανικών επιδράσεων για αγορές της Ανατολικής και Νοτιοανατολικής Ασίας. Συλλέγουν από την Datastream τιμές και υπολογίζουν μηνιαίες αποδόσεις για 6 ασιατικές χώρες (Χονγκ-Κονγκ, Ιαπωνία, Κορέα, Μαλαισία, Σιγκαπούρη, Ταϊβάν) και τις ΗΠΑ και για 22 βιομηχανικούς κλάδους. Τα δεδομένα αναφέρονται στην περίοδο Ιαν. 1990 έως Φεβρ. 2001.

Υιοθετώντας την μεθοδολογία των Solnik, Roulet (2000) εξετάζουν και συγκρίνουν διαχρονικά το γενικό επίπεδο συσχέτισης των εθνικών δεικτών με αυτό των κλαδικών. Δεν ακολουθούν την παραδοσιακή διαχρονική εκτίμηση της συσχέτισης αφού για να εξετάσουν την μεταβολή της μέσα στο χρόνο θα έπρεπε να καταφύγουν σε επικαλυπτόμενες παρατηρήσεις μέσα από ένα κυλιόμενο διάστημα εκτίμησης.

Για κάθε περίοδο (μήνας) υπολογίζουν την διαστρωματική τυπική απόκλιση, $\sigma_c(t)$, των αποδόσεων των 7 εθνικών (ή των 22 κλαδικών) δεικτών από ένα παγκόσμιο μέσο δείκτη και την ονομάζουν σκέδαση (cross sectional dispersion). Για τον υπολογισμό της διαστρωματικής συσχέτισης υποθέτουν το μοντέλο της αγοράς που πρότειναν οι Solnik, Roulet (SR) το οποίο έχει ως εξής:

$$R_{it} = a_i + R_{wt} + e_{it} \quad (3) \quad \text{όπου:}$$

R_{it} : απόδοση του εθνικού ή κλαδικού δείκτη i στο χρόνο t ($i= 1,2,\dots,N$)

R_{wt} : παγκόσμια απόδοση (μέσος των N αποδόσεων) τη χρονική στιγμή t

Το παραπάνω μοντέλο (3) υποθέτει ότι όλες οι αγορές έχουν β ίσο με την μονάδα εν σχέση με τον παγκόσμιο δείκτη. Επίσης γίνεται η υπόθεση:

$$\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_e(t)) \text{ και } E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = 0 \quad i \neq j, i, j = 1, 2, \dots, N$$

δηλαδή η διαστρωματική απόκλιση όλων των δεικτών από τον παγκόσμιο δείκτη προκύπτει από την ίδια κανονική κατανομή. Έτσι, για κάθε μήνα υπολογίζεται η συσχέτιση του δείκτη i με τον παγκόσμιο δείκτη από την σχέση:

$$r_{i,w}(t) = \frac{1}{\sqrt{1 + S_e^2(t)/S_w^2(t)}} \quad (4) \text{ η οποία προκύπτει από το μοντέλο (3) και την}$$

οποία ερμηνεύουν ως το γενικό επίπεδο συσχέτισης μεταξύ των χωρών ή των κλάδων. Ως $\sigma_w(t)$ συμβολίζεται η τυπική απόκλιση του παγκόσμιου δείκτη την οποία υποθέτουν σταθερή και ίση με τον μακροχρόνιο μέσο της διαστρωματικής σκέδασης,

$$S_w(t) = S_w = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_e(t). \text{ Όπως παρατηρούμε από τον τύπο (4) υπάρχει}$$

αντιστρόφως ανάλογη σχέση ανάμεσα στη σκέδαση και το γενικό επίπεδο συσχέτισης. Η προσέγγιση αυτή των SR επιτρέπει για κάθε μήνα την εκτίμηση της διαστρωματικής συσχέτισης από την εξίσωση (4) χρησιμοποιώντας μια εκτίμηση της παγκόσμιας μεταβλητότητας σ_w αλλά και μια εκτίμηση της διαστρωματικής μηνιαίας σκέδασης.

Οι Wang, Lee, Huang (WLH) παρουσιάζουν γραφικά την διαχρονική εξέλιξη της σκέδασης των 7 χωρών και των 22 κλάδων που περιλαμβάνουν στο δείγμα τους. Από το 2000 και μετά η βιομηχανική σκέδαση ξεπερνά την αντίστοιχη κρατική. Επίσης, από το 1997 η διαστρωματική κλαδική συσχέτιση είναι μικρότερη από την κρατική συσχέτιση γεγονός που υπονοεί ότι η κλαδική διαφοροποίηση προσφέρει μεγαλύτερη μείωση κινδύνου από την γεωγραφική.

Σε ανάλογο συμπέρασμα οδηγούν και οι εκτιμήσεις του μοντέλου των dummy variables (λέγεται επίσης και μοντέλο σταθερών επιδράσεων- fixed effects model) για 7 χώρες και 22 κλάδους. Από τις εκτιμήσεις αυτές οι WLH υπολογίζουν τους δείκτες MAD χωρών και βιομηχανιών για κυλιόμενα διαστήματα 48 μηνών. Με βάση την διαχρονική εξέλιξη των δεικτών, τα industry effects κυριαρχούν σημαντικά έναντι των country effects από τον Ιούνιο 1999 μέχρι και το τέλος της υπό εξέταση περιόδου. Τα ίδια συμπεράσματα προκύπτουν και στην περίπτωση όπου τα κυλιόμενα διαστήματα έχουν διάρκεια 30 ή 60 μήνες. Η ανάλυση επαναλαμβάνεται και για μικρότερο αριθμό κλάδων (17) ώστε να ελεγχθεί το συμπέρασμα των Griffin-Karolyi κατά το οποίο η ευρεία κλαδική ταξινόμηση μεροληπτεί υπέρ της εθνικής επίδρασης. Το συμπέρασμα αυτό επιβεβαιώνεται χωρίς όμως να αναιρεί την έστω και ελαφρά υπεροχή των industry effects από τα μέσα του 1999 και μετά όπως απεικονίζει το γράφημα των MADs (48- month rolling window).

Ακόμη, προκειμένου να συγκριθεί η επιρροή των ΗΠΑ και της Ιαπωνίας στην επίδραση του εθνικού παράγοντα, οι δύο χώρες εξαιρούνται εκ περιτροπής από το δείγμα οπότε και ξαναυπολογίζονται οι δείκτες MAD για χώρες και κλάδους. Η εξαίρεση της Ιαπωνίας έχει σαφώς μεγαλύτερη σημασία για τα country effects των Ασιατικών χωρών (τα οποία οδηγήθηκαν σε μείωση μέχρι 80% κατά την τριετία 97-00) από την εξαίρεση των ΗΠΑ. Κατ' αναλογία, οι κλάδοι που είχαν την μεγαλύτερη επιρροή στα industry effects ήταν αυτοί των τηλεπικοινωνιών, των ηλεκτρονικών και ηλεκτρικών προϊόντων κ.λ.π. Το αποτέλεσμα αυτό κρίνεται αναμενόμενο αν

αναλογιστούμε την μεγάλη μεταστροφή των ασιατικών αγορών κατά την τελευταία δεκαετία από πιο παραδοσιακούς κλάδους σε αυτούς της υψηλής τεχνολογίας.

Επίσης και οι Baca et al. (2000) και Cavaglia et al. (2000) χρησιμοποιώντας την παραπάνω μεθοδολογία αποδεικνύουν ότι η βιομηχανική επίδραση είναι εξίσου, αν όχι πιο σημαντική, από την εθνική επίδραση.

Πιο συγκεκριμένα, οι Baca, Garbe, Weiss (2000) χρησιμοποιούν μηνιαίες αποδόσεις των Datastream Global Equity Indices αποτιμημένες σε USD για την περίοδο 31-3-1979 έως 31-3-1999. Οι αποδόσεις αυτές αναφέρονται σε 10 ευρείς κλάδους μέσα σε κάθε μία από 7 χώρες (Γαλλία, Γερμανία, Ιαπωνία, Ολλανδία, Ελβετία, Ηνωμ. Βασίλειο και ΗΠΑ). Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι κατά την τελευταία τετραετία 1995:3 – 1999:3 οι επιδράσεις των country και sector effects είναι σχεδόν ισοδύναμες (ο λόγος της μέσης διακύμανσης του εθνικού παράγοντα προς τη μέση διακύμανση του κλαδικού παράγοντα μειώνεται από 3,10 σε 1,23). Σε αντίστοιχα συμπεράσματα καταλήγουν και οι Cavaglia, Brightman, Aked (2000) οι οποίοι χρησιμοποιούν εβδομαδιαίες υπερβάλλουσες κλαδικές αποδόσεις καλύπτοντας ένα φάσμα 21 χωρών και 36 βιομηχανιών από 1^η Ιαν. 1986 έως 3 Νοεμβ. 1999. Με βάση τις εκτιμήσεις β_j και γ_k του μοντέλου (1), συγκρίνουν τον κινούμενο μέσο 52 εβδομάδων των Country και Industry MADs. Από το 1997 και μετά, ο λόγος των δύο κινούμενων μέσων (Country προς Industry MAD) είναι μικρότερος της μονάδας γεγονός που δηλώνει την αυξανόμενη σημασία του βιομηχανικού παράγοντα στις επενδυτικές δυνατότητες διαφοροποίησης ενός χαρτοφυλακίου.

Ποικίλες εξηγήσεις έχουν δοθεί στα ανάμικτα αποτελέσματα των παραπάνω papers. Μια από αυτές αναφέρεται στους κλάδους και τις χώρες που οι εκάστοτε ερευνητές συμπεριλαμβάνουν στο δείγμα τους. Η ταξινόμηση των κλάδων σε ευρείες κατηγορίες πιθανόν να μην επιτρέπει επαρκή διακύμανση της απόδοσης μεταξύ των κατηγοριών αυτών ώστε να εκτιμηθούν με ακρίβεια οι κρατικές και κλαδικές πηγές της διακύμανσης. Στην περίπτωση αυτή η ταξινόμηση πιθανόν να μεροληπτεί υπέρ του εθνικού παράγοντα. Για παράδειγμα, η φαρμακοβιομηχανία και η καπνοβιομηχανία ανήκουν αμφοτέρως στον ευρύτερο κλάδο των μη-κυκλικών καταναλωτικών αγαθών. Εφόσον μεταξύ των δύο αυτών βιομηχανιών δεν υπάρχει πλήρης συσχέτιση, οι επιδράσεις τους πιθανόν να αλληλοαναιρούνται. Επομένως, η διακύμανση της συνολικής επίδρασης του κλάδου των μη-κυκλικών καταναλωτικών αγαθών θα εμφανίζεται μικρότερη από την πραγματική. Όπως προαναφέραμε, οι Griffin- Karolyi έδειξαν ότι για λεπτομερώς διαχωρισμένους βιομηχανικούς κλάδους, η διακύμανση της επίδρασης τους είναι 3 φορές πιο μεγάλη από την διακύμανση ευρέως ταξινομημένων κλάδων. Ακόμη, οι συναλλαγματικές ισοτιμίες αποτελούν μια αιτία η οποία δύναται να επηρεάζει τα αποτελέσματα των ερευνών. Χρησιμοποιώντας αποδόσεις αποτιμημένες σε κοινό νόμισμα, η επίδραση της συναλλαγματικής ισοτιμίας συνεισφέρει σε αυτή του κρατικού παράγοντα. Στο συμπέρασμα αυτό καταλήγουν μεταξύ άλλων οι Griffin- Karolyi σύμφωνα με τους οποίους η διακύμανση της κρατικής επίδρασης όταν χρησιμοποιούν αποδόσεις αποτιμημένες σε USD είναι μεγαλύτερη από την διακύμανση της κρατικής επίδρασης όταν χρησιμοποιούν αποδόσεις αποτιμημένες σε κοινό νόμισμα ενώ αντίθετα η διακύμανση του βιομηχανικού παράγοντα παραμένει ίδια και στις δύο περιπτώσεις.

2.3 Drawbacks and Extensions of the Factor Model

Ένας σημαντικός περιορισμός του μοντέλου των Heston – Rouwenhorst έγκειται στο γεγονός ότι όλες οι μετοχές εμφανίζουν την ίδια έκθεση σε οποιοδήποτε παράγοντα (εφόσον η επίδραση του είναι μη μηδενική). Πιο συγκεκριμένα, το

μοντέλο θεωρεί ότι όλες οι μετοχές μιας χώρας κ δέχονται την ίδια επίδραση από τον εθνικό παράγοντα γ_k της χώρας αυτής ανεξάρτητα αν μια επιχείρηση είναι πολυεθνική ή έχει μόνο εγχώριες δραστηριότητες. Έτσι:

$$R_{i,t}^{US} = a_t + g_{US,t} + \sum_{j=1}^I b_{j,t} I_{ij} + e_{i,t}^{US}$$

Αντίστοιχα, το μοντέλο υπονοεί ότι όλες οι μετοχές π.χ. στον χρηματοοικονομικό κλάδο έχουν την ίδια επιρροή από τον κλαδικό παράγοντα, β_{FIN} , είτε πρόκειται για μια μικρή τράπεζα είτε για μια διαφοροποιημένη εταιρεία παροχής χρηματοοικονομικών υπηρεσιών. Οι Brooks, Del Negro (2002b) αντιμετωπίζουν το μειονέκτημα αυτό χαλαρώνοντας τον περιορισμό της ομοιόμορφης έκθεσης όλων των μετοχών στις δύο πηγές συστηματικού κινδύνου. Στο μοντέλο που αναπτύσσουν κάθε μετοχή έχει διαφορετική ευαισθησία (διαφορετικά beta) ως προς τους εθνικούς και βιομηχανικούς παράγοντες.

Συμβολίζοντας με R_{nt} την απόδοση της μετοχής n την περίοδο t ($n=1,2,\dots,N$, $t=1,2,\dots,T$) με c τις χώρες ($c=1,2,\dots,C$) και με i τις βιομηχανίες ($i=1,2,\dots,I$), το μοντέλο των fixed effects θα μπορούσε να εκφραστεί ως εξής:

$$R_{n,t} = b_n^G f_t^g + \sum_{c=1}^C b_{nc}^C f_t^c + \sum_{i=1}^I b_{ni}^I f_t^i + e_{n,t} \quad \text{όπου:}$$

f_t^g : απόδοση του παγκόσμιου παράγοντα

f_t^c, f_t^i : οι αποδόσεις του εθνικού παράγοντα c και του βιομηχανικού παράγοντα i αντίστοιχα. Οι περιορισμοί που θέτει το μοντέλο είναι οι ακόλουθοι:

$$\begin{aligned} b_n^g &= 1 \\ b_{nc}^C &= \begin{cases} 1, & \text{αν μετοχή } n \text{ ανήκει στη χώρα } c \\ 0, & \text{διαφορετικά} \end{cases} \\ b_{ni}^I &= \begin{cases} 1, & \text{αν η μετοχή } n \text{ ανήκει στον κλάδο } i \\ 0, & \text{διαφορετικά} \end{cases} \end{aligned} \quad (5a)$$

οπότε για κάθε χρονική στιγμή παίρνουμε μια εκτίμηση των f_t^g, f_t^c, f_t^i παλινδρομώντας τα R_{nt} στα dummy variables (b_n^G, b_n^C, b_n^I) εφόσον λάβουμε υπ' όψιν την πολυσυγραμμικότητα μεταξύ των regressors. Οι Brooks, Del Negro (BDN) χαλαρώνουν τους περιορισμούς ώστε τα βς, όταν δεν είναι μηδέν, να μην λαμβάνουν μόνο την τιμή 1. Πιο συγκεκριμένα:

$$\begin{aligned} b_n^g &= \text{unrestricted} \\ b_{nc}^C &= \begin{cases} \text{unrestricted}, & \text{αν μετοχή } n \text{ ανήκει στη χώρα } c \\ 0, & \text{διαφορετικά} \end{cases} \\ b_{ni}^I &= \begin{cases} \text{unrestricted}, & \text{αν η μετοχή } n \text{ ανήκει στον κλάδο } i \\ 0, & \text{διαφορετικά} \end{cases} \end{aligned} \quad (5b)$$

Το μοντέλο το οποίο εκτιμούν υπό τους άνω περιορισμούς είναι:

$$R_{n,t} = E_{t-1}(R_{n,t}) + b_n^G (f_t^g - E_{t-1}(f_t^g)) + \sum_{c=1}^C b_{nc}^C (f_t^c - E_{t-1}(f_t^c)) + \sum_{i=1}^I b_{ni}^I (f_t^i - E_{t-1}(f_t^i)) + e_{n,t} \quad (6)$$

όπου ως αναμενόμενη απόδοση της μετοχής την χρονική στιγμή $t - 1$ θεωρούν τον δειγματικό μέσο, δηλ. $E_{t-1}(R_{nt}) = \mu_n$. Επίσης, υποθέτουν ότι $E_{t-1}(e_{n,t}) = 0 \forall t, n$.

Εκτιμούν το παραπάνω μοντέλο με την μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood) και για το λόγο αυτό επιβάλλουν επίσης τους περιορισμούς:

$$i) f_t^s - E_{t-1}(f_t^s) \quad f_t^c - E_{t-1}(f_t^c) \quad f_t^i - E_{t-1}(f_t^i) \sim N(0,1) \quad e_{nt} \sim N(0, s_n^2) \quad \forall t, c, i, n$$

$$ii) E_{t-1}(e_{nt} e_{mt}) = 0 \quad \forall t, n, m \quad (\text{διαστρωματική ανεξαρτησία του ιδιοσυγκρατικού όρου}).$$

Μια διάσταση την οποία δεν λαμβάνει υπ' όψιν το παραπάνω μοντέλο είναι η διαχρονική μεταβολή των βς καθώς με την πάροδο του χρόνου μεταβάλλεται η φύση των επιχειρήσεων και κατά συνέπεια και η ευαισθησία τους απέναντι σε παγκόσμιες, κρατικές και βιομηχανικές επιδράσεις.

Η βάση δεδομένων την οποία χρησιμοποιούν οι BDN αποτελείται από αποδόσεις και κεφαλαιοποιήσεις αποτιμημένες σε USD για 1965 εταιρείες από 21 ώριμες και αναπτυσσόμενες αγορές οι οποίες κατατάσσονται σε 38 κλάδους (level 4 Datastream Global Equity Indices). Η χρονική περίοδος που καλύπτουν τα δεδομένα εκτείνεται από τον Ιανουάριο 1985 έως το Φεβρουάριο 2002.

Σκοπός των BDN είναι να εξετάσουν αν αξίζει να χαλαρωθεί ο περιορισμός των betas όπου όλα θα πρέπει να είναι ίσα μεταξύ τους (όταν δεν είναι μηδέν). Πιο συγκεκριμένα, ελέγχουν αν το μοντέλο (6) απορρίπτεται ή όχι από τα δεδομένα όπου οι περιορισμοί (5β) αντικαθίστανται από τους πιο αυστηρούς περιορισμούς (5α). Για την ακρίβεια, χρησιμοποιούν μια διαφορετική μορφή των περιορισμών (5α) όπου:

$$b_n^s = b^G$$

$$b_{nc}^c = \begin{cases} b_c^c, & \text{αν μετοχή } n \text{ ανήκει στη χώρα } c \\ 0, & \text{διαφορετικά} \end{cases}$$

$$b_{ni}^i = \begin{cases} b_i^i, & \text{αν η μετοχή } n \text{ ανήκει στον κλάδο } i \\ 0, & \text{διαφορετικά} \end{cases}$$

Η ελεγχουσυνάρτηση του likelihood ratio test, που ισούται με το διπλάσιο της διαφοράς ανάμεσα στις κορυφές των γραφικών παραστάσεων των συναρτήσεων πιθανοφάνειας των δύο μοντέλων (restricted και unrestricted), ισούται με 38910,38. Ο αριθμός των βαθμών ελευθερίας είναι $5835 = (\# \text{ μετοχών} - 1) \times (\# \text{ παραγόντων})$. Σύμφωνα με το αποτέλεσμα του ελέγχου (p-value σχεδόν μηδενικό), η χαλάρωση των περιορισμών επί των betas είναι γόνιμη υπό την έννοια ότι η καταλληλότητα του απεριόριστου μοντέλου είναι σαφώς ανώτερη από αυτή του περιορισμένου.

Οι συγγραφείς προχωρούν ένα βήμα παραπάνω και εξετάζουν εναλλακτικές μορφές του βασικού μοντέλου (6). Ορισμένες από αυτές προκύπτουν είτε συμπεριλαμβάνοντας στο βασικό μοντέλο επιπλέον παράγοντες είτε χρησιμοποιώντας μια ευρύτερη ταξινόμηση των βιομηχανικών κλάδων (από 38 σε 10 κατηγορίες). Το Bayesian Information Criterion (BIC), το οποίο υπολογίζουν για κάθε εναλλακτική μορφή, «ευνοεί» την βασικό μοντέλο έναντι αυτού που περιλαμβάνει επιπλέον παράγοντες για ώριμες και αναπτυσσόμενες αγορές ή αυτού με την ευρύτερη κλαδική ταξινόμηση. Αντίθετα, η προσθήκη τοπικών παραγόντων (regional factors- Asia, Americas, Europe) οδηγεί σε ακόμη υψηλότερη τιμή BIC βελτιώνοντας την επεξηγηματική ικανότητα του μοντέλου.

Επιπρόσθετα, οι BDN προσπαθούν να δώσουν μια απάντηση στο κεντρικό ερώτημα της σχετικής σημασίας της επίδρασης των εθνικών και κλαδικών παραγόντων στις αποδόσεις των μετοχών. Με δεδομένο ότι οι παράγοντες είναι

ορθογώνιοι μεταξύ τους, αναλύουν την διακύμανση της απόδοσης της μετοχής n , όπως περιγράφεται από το μοντέλο (6) σ' ένα άθροισμα διακυμάνσεων των τριών παραγόντων (global, country, industry) ως εξής: $Var(R_{nt}) = b_n^{G^2} + b_{ng}^{C^2} + b_{ni}^{I^2} + s_n^2$

(7) όπου γ και i συμβολίζουν την χώρα και τον κλάδο αντίστοιχα της μετοχής n .

Η μέση πραγματική μηνιαία απόδοση διακύμανση της απόδοσης κάθε μεμονωμένης μετοχής στο δείγμα ανέρχεται σε 81%. Το 27% αυτής ερμηνεύεται από τον κρατικό παράγοντα, γεγονός που καθιστά την επίδραση του κυρίαρχη στις αποδόσεις των μετοχών. Ο παγκόσμιος και ο κλαδικός παράγοντας έχουν την ίδια σημασία εξηγώντας ο καθένας περίπου το 10% της απόδοσης της μέσης μετοχής του δείγματος. Τέλος, το υπόλοιπο κομμάτι της διακύμανσης (πλέον του 50%) οφείλεται σε άλλους παράγοντες που είναι ιδιαίτεροι για κάθε μετοχή.

Ανάλογα συμπεράσματα αναφορικά με την σημασία του εθνικού και του κλαδικού στοιχείου προκύπτουν και για τρία είδη χαρτοφυλακίων που σχηματίζουν οι συγγραφείς: ένα μέσο σταθμικό παγκόσμιο χαρτοφυλάκιο, 21 εθνικά χαρτοφυλάκια και 38 βιομηχανικά. Εξετάζονται και οι δύο περιπτώσεις όπου τα χαρτοφυλάκια είναι είτε ισοσταθμισμένα είτε σταθμισμένα με βάση την κεφαλαιοποίηση χωρίς όμως τα αποτελέσματα να διαφέρουν σημαντικά. Για τα εθνικά και βιομηχανικά χαρτοφυλάκια υπολογίζεται μια μέση διακύμανση η οποία αναλύεται με βάση τη σχέση (7) που αναφέραμε παραπάνω. Και για τους τρεις τύπους χαρτοφυλακίων (global, average country, average industry) ο εθνικός παράγοντας αποτελεί την κύρια πηγή μεταβλητότητας. Πιο συγκεκριμένα, το 1/3 της διακύμανσης του παγκόσμιου χαρτοφυλακίου (η οποία ανέρχεται σε 16,5% ανά μήνα) αποδίδεται σε μεταβολές του κρατικού παράγοντα, καταδεικνύοντας ότι το μέσο σταθμικό παγκόσμιο χαρτοφυλάκιο δεν είναι καλά διαφοροποιημένο με τις χώρες που περιλαμβάνει. Αντίθετα, ένα πολύ μικρότερο ποσοστό της διακύμανσης του χαρτοφυλακίου αυτού οφείλεται στην βιομηχανική επίδραση (μόλις 1,6%). Επίσης, το μέσο κρατικό και το μέσο βιομηχανικό χαρτοφυλάκιο εμφανίζουν την ίδια μηνιαία διακύμανση, ήτοι 30% περίπου. Έτσι, θα μπορούσε κανείς να συμπεράνει ότι η διαφοροποίηση κατά χώρα προσφέρει αντίστοιχη μείωση κινδύνου με την διαφοροποίηση κατά κλάδο. Όμως, και για τους δύο τύπους χαρτοφυλακίων ο εθνικός παράγοντας είναι αυτός με την μεγαλύτερη επιρροή, αν και ποσοτικά, η επιρροή αυτή διαφέρει. Για το μέσο εθνικό χαρτοφυλάκιο η διακύμανση του εθνικού παράγοντα είναι πολύ μεγαλύτερη από αυτή για το μέσο κλαδικό χαρτοφυλάκιο (67% έναντι 24%). Όμως, ακόμη και για τα βιομηχανικά χαρτοφυλάκια ο εθνικός παράγοντας διαδραματίζει πιο σημαντικό ρόλο από τον κλαδικό.

Το βασικό πλεονέκτημα της μεθοδολογίας των BDN είναι το ότι επιτρέπει την εκτίμηση της ευαισθησίας κάθε μεμονωμένης μετοχής στις διαφορετικές πηγές συστηματικού κινδύνου. Μπορούν έτσι να εξετάσουν την ετερογένεια των β των μετοχών τόσο μεταξύ εθνικών συνόρων όσο και μεταξύ κλάδων. Για όλες τις χώρες του δείγματος, οι μετοχές που ανήκουν σ' αυτές έχουν όλες το ίδιο πρόσημο (θετικό) στο country beta, εκτός από ελάχιστες εξαιρέσεις, γεγονός που δηλώνει ότι ο εθνικός παράγοντας επιδρά ομοιόμορφα στο σύνολο των μετοχών μιας χώρας. Αντίθετα, κατά μέσο όρο, το 15% των εταιρειών σε οποιοδήποτε βιομηχανικό κλάδο έχει αρνητικό συντελεστή βήτα. Η τυπική απόκλιση της διαστρωματικής κατανομής των βήτα (ανά χώρα και ανά κλάδο) είναι κατά μέσο όρο 1,5% για τις χώρες και 2% για τους κλάδους. Κατά συνέπεια, αν οι μετοχές χ και ψ ανήκουν στην ίδια χώρα, είναι πιο πιθανό ότι οι αποδόσεις τους θα κινούνται μαζί απ' ότι αν ανήκαν στον ίδιο κλάδο. Έτσι, τα περισσότερα βιομηχανικά χαρτοφυλάκια εμφανίζονται καλύτερα

διαφοροποιημένα από τα εθνικά ως προς την έκθεση τους στον βιομηχανικό παράγοντα αλλά κατά μέσο όρο υφίστανται εντονότερα την εθνική επίδραση.

Τέλος, οι συγγραφείς εκμεταλλεύονται την πληροφορία που προέρχεται από τους συντελεστές βήτα των μετοχών και προσπαθούν να κατασκευάσουν χαρτοφυλάκια με μικρότερη διακύμανση από το παγκόσμιο benchmark χαρτοφυλάκιο. Αφού ο σκοπός της εθνικής (κλαδικής) διαφοροποίησης είναι η μείωση της επίδρασης του εθνικού (κλαδικού) παράγοντα, τότε η επένδυση σε μετοχές με μικρό beta (δηλαδή μικρή ευαισθησία) ως προς τους παράγοντες αυτούς θα μπορούσε να οδηγήσει σε μείωση του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου. Συγκεκριμένα, κατασκευάζουν 3 χαρτοφυλάκια (global, country, industry) όπου το καθένα περιλαμβάνει μετοχές με την χαμηλότερη ευαισθησία ως προς την επίδραση του αντίστοιχου παράγοντα. Για το κρατικό (βιομηχανικό) χαρτοφυλάκιο επελέγησαν οι μετοχές κάθε χώρας με beta μικρότερο από το διάμεσο (median) της χώρας (κλάδου) αυτής. Άρα, και τα 3 χαρτοφυλάκια περιλαμβάνουν, το καθένα ξεχωριστά, το μισό δείγμα των μετοχών. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι το κρατικό χαρτοφυλάκιο (low country beta portfolio) έχει 17% μικρότερη μεταβλητότητα (27% αν χρησιμοποιηθούν ίσα σταθμά) από το παγκόσμιο benchmark χαρτοφυλάκιο ενώ το κλαδικό χαρτοφυλάκιο έχει ανάλογες επιδόσεις με το benchmark αν όχι χειρότερες (4% μεγαλύτερη διακύμανση από το benchmark).

3. Mean~Variance Efficiency Approach

3.1 Intersection and Spanning Tests

Μια εναλλακτική μεθοδολογία, την οποία θα υιοθετήσουμε στα πλαίσια της παρούσας εργασίας, διερευνά τον ρόλο του βιομηχανικού και εθνικού παράγοντα στην διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών βασισμένη στην έννοια της αποδοτικότητας χαρτοφυλακίου. Πιο συγκεκριμένα, θα εξετάσουμε αν μια στρατηγική διαφοροποίησης κατά χώρα αξίζει (σε όρους απόδοσης~ κινδύνου) να συνδυαστεί με μια στρατηγική διαφοροποίησης κατά κλάδο εφόσον ένας τέτοιος συνδυασμός πρόκειται να επιτρέψει σε ένα διεθνή επενδυτή την δημιουργία ενός αποδοτικότερου χαρτοφυλακίου από αυτό που κατείχε πριν.

Θα συγκρίνουμε από την πλευρά ενός διεθνούς επενδυτή ή ενός διαχειριστή χαρτοφυλακίων τις δύο επενδυτικές στρατηγικές με βάση τα χαρακτηριστικά απόδοσης και κινδύνου τους χωρίς να εκτιμήσουμε μη παρατηρήσιμους παράγοντες (country industry factors) οι οποίοι επηρεάζουν τις αποδόσεις των αξιογράφων. Η σύγκριση αυτή θα γίνει με την βοήθεια ελέγχων intersection και spanning (intersection and spanning tests) (Huberman, Kandel (1987), De Roon, Nijman (2001b)).

Προτού παρουσιάσουμε την μεθοδολογία που θα εφαρμόσουμε στην παρούσα εργασία, κρίνεται απαραίτητο να δώσουμε μια γενική περιγραφή των ελέγχων spanning και intersection. Εξειδικεύοντας έπειτα την γενικότερη μορφή των ελέγχων θα μπορέσουμε να διατυπώσουμε πιο ομαλά και με μεγαλύτερη σαφήνεια την ανάλυση μας.

Στην προσπάθειά μας να περιγράψουμε τους ελέγχους, θα θεωρήσουμε την περίπτωση ενός διεθνούς επενδυτή ο οποίος επιλέγει την γεωγραφική διαφοροποίηση και σχηματίζει το αποδοτικό του χαρτοφυλάκιο χρησιμοποιώντας εθνικούς δείκτες (country indices). Οι δείκτες αυτοί θα χαρακτηρίζονται ως τα benchmark assets του χαρτοφυλακίου.

Εκτός από τους εθνικούς δείκτες υποθέτουμε ότι υπάρχουν και παγκόσμιοι κλαδικοί δείκτες (global industry indices) οι οποίοι είναι επίσης διαθέσιμοι προς επένδυση. Οι δείκτες αυτοί θα παίζουν το ρόλο των test ή mimicking assets. Αργότερα, στην ανάλυση μας θα εξετάσουμε και την αντίθετη περίπτωση όπου οι κλαδικοί δείκτες θα αντιπροσωπεύουν τα benchmark assets.

Εφόσον θέλουμε να εξετάσουμε τα οφέλη διαφοροποίησης κατά χώρα και κατά κλάδο από την πλευρά του επενδυτή, τα ακόλουθα ερωτήματα δημιουργούνται κατά την εισαγωγή των test assets στο σύνολο των επενδυτικών επιλογών:

Ø Μπορεί ένας συγκεκριμένος επενδυτής (ο οποίος χαρακτηρίζεται από ένα επίπεδο σχετικής αποστροφής κινδύνου γ) να βελτιώσει το αποδοτικό του χαρτοφυλάκιο συμπεριλαμβάνοντας σ' αυτό και τους κλαδικούς δείκτες (test assets) οι οποίοι είναι πλέον διαθέσιμοι;

Ø Μπορεί ο οποιοσδήποτε επενδυτής (ανεξαρτήτως επιπέδου σχετικής αποστροφής κινδύνου γ) να βελτιώσει το αποδοτικό του χαρτοφυλάκιο επενδύοντας επιπλέον και στα test assets;

Για να απαντήσουμε στα δύο αυτά ερωτήματα θα πραγματοποιήσουμε ελέγχους spanning και intersection. Τις περισσότερες φορές η εισαγωγή επιπλέον περιουσιακών στοιχείων προκαλεί πράγματι μετατόπιση του αποδοτικού συνόρου. Μέσω των ελέγχων θα διερευνήσουμε αν η μετατόπιση αυτή είναι στατιστικά σημαντική ή όχι.

Πιο συγκεκριμένα, οι έλεγχοι spanning και intersection σκοπό έχουν να εξετάσουν την επίδραση που προκαλεί η εισαγωγή επιπλέον περιουσιακών στοιχείων (global industry indices) επί του αποδοτικού συνόρου όπως αυτό σχηματίζεται από τα benchmark assets (country indices).

Αν το αποδοτικό σύνολο των benchmark assets και το σύνολο των benchmark και test assets έχουν ένα μόνο σημείο κοινό, το φαινόμενο αυτό ονομάζεται intersection. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχει μια μόνο συνάρτηση χρησιμότητας για την οποία δεν υπάρχει όφελος από την εισαγωγή των νέων περιουσιακών στοιχείων. Αν απορρίψουμε το intersection test, τότε το αποδοτικό σύνολο των country indices δεν θα τέμνεται με το αποδοτικό σύνολο των country και industry indices. Επομένως, ένας επενδυτής που θα χαρακτηρίζεται από το συγκεκριμένο επίπεδο αποστροφής κινδύνου θα μπορεί να βρει ένα σημαντικά καλύτερο χαρτοφυλάκιο που θα περιλαμβάνει και στους δύο τύπους δεικτών.

Αν όμως το αποδοτικό σύνολο των benchmarks συμπίπτει (coincides) με το αποδοτικό σύνολο των benchmark και test assets, τότε το φαινόμενο αυτό χαρακτηρίζεται ως spanning. Στην περίπτωση αυτή κανένας επενδυτής δεν μπορεί να επωφεληθεί εισάγοντας στο αποδοτικό χαρτοφυλάκιο του τα νέα περιουσιακά στοιχεία. Αν απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση του spanning test, τότε μπορούμε να συμπεράνουμε ότι οι εθνικοί δείκτες δεν καλύπτουν (do not span) το σύνολο όλων των δεικτών άρα είναι ωφελιμότερο για οποιονδήποτε επενδυτή να συμπεριλάβει και τους δύο τύπους δεικτών στην επένδυση του.

Συνοψίζοντας, στην παρούσα εργασία θα εξετάσουμε την δυνατότητα που έχει ένας διεθνής επενδυτής, ο οποίος αρχικά επενδύει σ' ένα χαρτοφυλάκιο κρατών, να βελτιώσει τα χαρακτηριστικά του χαρτοφυλάκιου του (δηλ. την μέση απόδοση σε σχέση με την διακύμανση) επενδύοντας επιπλέον και σε συγκεκριμένους κλάδους της παγκόσμιας οικονομίας. Θα ανάγουμε το ζήτημα της διαφοροποίησης κατά χώρα ή κατά κλάδο σε ένα πρόβλημα ελέγχου γραμμικών περιορισμών επί ενός συστήματος παλινδρομήσεων.

3.2 Restrictions Imposed by Intersection and Spanning Tests

3.2.1 The Base Case

Έστω K benchmark assets (εθνικοί δείκτες) των οποίων η απόδοση δίδεται από το $(K \times 1)$ διάνυσμα \mathbf{R}_t και N test assets (παγκόσμιοι κλαδικοί δείκτες) των οποίων η απόδοση δίδεται από το $(N \times 1)$ διάνυσμα \mathbf{r}_t . Έστω επίσης μ_K και μ_N τα $(K \times 1)$ και $(N \times 1)$ διανύσματα των μέσων αποδόσεων των benchmark και test assets αντίστοιχα. Αν υποθέσουμε ότι ισχύει intersection τότε θα πρέπει να υπάρχει ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο \mathbf{w}^* των $(K+N)$ assets το οποίο θα έχει την ακόλουθη μορφή:

$$\mathbf{w}^* = \begin{bmatrix} \mathbf{w}_K \\ \mathbf{0}_N \end{bmatrix} \text{ όπου } \mathbf{w}_K \text{ είναι ένα } (K \times 1) \text{ διάνυσμα ενός χαρτοφυλακίου των benchmark}$$

assets (το οποίο είναι επίσης αποδοτικό στο σύνολο των K assets) και $\mathbf{0}_N$ ένα $(N \times 1)$ μηδενικό διάνυσμα. Άρα το χαρτοφυλάκιο \mathbf{w}^* επενδύει μόνο στα benchmarks και όχι στα N test assets. Εφόσον το \mathbf{w}^* είναι αποδοτικό χαρτοφυλάκιο, τότε θα ισχύει

$$(\mathbf{m}_{K+N} - \mathbf{h}i_{K+N}) = \mathbf{g}\Sigma\mathbf{w}^* \quad (8)$$

όπου:

μ_{K+N} : $(K+N \times 1)$ διάνυσμα των μέσων αποδόσεων των benchmark και test assets

\mathbf{i}_{K+N} : $(K+N \times 1)$ διάνυσμα με όλα τα στοιχεία ίσα με την μονάδα

η : πολλαπλασιαστής Lagrange ο οποίος όπως αποδεικνύεται αντιπροσωπεύει το risk free rate R_F

γ : το επίπεδο σχετικής αποστροφής κινδύνου του επενδυτή (degree of relative risk aversion)

Σ : $(K+N) \times (K+N)$ πίνακας διακυμάνσεων- συνδιακυμάνσεων

Τα γ και η συνδέονται μέσω της σχέσης $\mathbf{g} = \mathbf{B} - \eta\mathbf{A}$ (9α) όπου \mathbf{A} , \mathbf{B} οι σταθερές:

$$\mathbf{A} = \mathbf{i}^T \Sigma^{-1} \mathbf{i} \text{ και } \mathbf{B} = \mathbf{m}^T \Sigma^{-1} \mathbf{i} \quad (9\beta) \text{ (efficient set constants).}$$

Η σχέση (8) προκύπτει από το παρακάτω πρόβλημα μεγιστοποίησης της συνάρτησης χρησιμότητας ενός επενδυτή:

$$\max_{\mathbf{w}} u = \mathbf{w}^T \mathbf{m} - \frac{\gamma}{2} \mathbf{w}^T \Sigma \mathbf{w} \quad \text{υπό τον περιορισμό} \quad \mathbf{w}^T \mathbf{i}_{K+N} = 1$$

Η συνθήκη A' τάξης $\frac{qu}{q_w} = 0$ μας δίνει το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο

$$\mathbf{w}^* = \mathbf{g}^{-1} \Sigma^{-1} (\mathbf{m} - \mathbf{h}i_{K+N}).$$

Αναλύοντας την σχέση (8) έχουμε:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{m}_K \\ \mathbf{m}_N \end{bmatrix} - \mathbf{h} \begin{bmatrix} \mathbf{i}_K \\ \mathbf{i}_N \end{bmatrix} = \mathbf{g} \begin{bmatrix} \Sigma_{RR} & \Sigma_{Rr} \\ \Sigma_{rR} & \Sigma_{rr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{w}_K \\ \mathbf{0}_N \end{bmatrix} \Leftrightarrow \mathbf{m}_K - \mathbf{h}i_K = \mathbf{g}\Sigma_{RR}\mathbf{w}_K \quad (10) \text{ άρα και το } \mathbf{w}_K$$

είναι ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο στο χώρο των K assets. Επιπλέον από την

$$\text{σχέση (8) συνεπάγεται ότι: } \mathbf{m}_N - \mathbf{h}i_N = \mathbf{g}\Sigma_{rR}\mathbf{w}_K \quad (11).$$

Αντικαθιστώντας την (10) στην (11) δημιουργούμε μια σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση των benchmark και test assets:

$$\mathbf{m}_N - \mathbf{h}i_N = \Sigma_{rR} \Sigma_{RR}^{-1} (\mathbf{m}_K - \mathbf{h}i_K) \quad (12)$$

όπου Σ_{RR} και Σ_{rR} ($K \times K$) και ($N \times K$) αντίστοιχα πίνακες συνδιακυμάνσεων. Ορίζουμε επίσης τον ($N \times K$) πίνακα $\mathbf{b} = \Sigma_{rR} \Sigma_{RR}^{-1}$.

Υποθέτοντας επομένως ότι ισχύει intersection, θα πρέπει να υπάρχει μια τιμή η (zero beta rate) για την οποία να ισχύει η σχέση:

$$\mathbf{m}_N - \mathbf{h}i_N = \mathbf{b}(\mathbf{m}_K - \mathbf{h}i_K) \quad (13)$$

Η σχέση αυτή θα μας δώσει τους γραμμικούς περιορισμούς που θα χρησιμοποιήσουμε για να διενεργήσουμε έλεγχο intersection.

Πιο συγκεκριμένα, από την σχέση (13) ισχύει: $\mathbf{m}_N = \mathbf{h}(i_N - \mathbf{b}i_K) + \mathbf{b}m_K$

Επομένως, στο μοντέλο παλινδρόμησης $\mathbf{r}_i = \boldsymbol{\alpha} + \beta \mathbf{R}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i$ εξετάζοντας την υπόθεση $H_0: \mathbf{a} = \mathbf{h}(i_N - \mathbf{b}i_K)$ (14), δεδομένης μιας τιμής η , πραγματοποιούμε έλεγχο για intersection. Η σχέση (14) αποτελεί ένα σύνολο N γραμμικών περιορισμών επί των εκτιμηθέντων συντελεστών της παλινδρόμησης.

Επιπλέον, είναι δυνατόν να διενεργήσουμε έλεγχο intersection για μια άγνωστη τιμή του η , δηλαδή να εξετάσουμε αν τα δύο σύνορα τέμνονται σε ένα άγνωστο εκ των προτέρων σημείο. Στην περίπτωση αυτή υποθέτουμε ότι υπάρχει κάποιο η για το οποίο να ισχύει η σχέση (14). Η υπόθεση αυτή μπορεί να εκφραστεί ως εξής:

$$\frac{a_i}{(1 - b_i i_k)} = \frac{a_j}{(1 - b_j i_k)} \quad i, j=1, 2, \dots, N \quad \text{όπου } b_i \text{ είναι η } i \text{ σειρά του πίνακα } \beta. \text{ Άρα, η}$$

υπόθεση ότι ισχύει intersection για κάποια άγνωστη τιμή η επιβάλλει ένα σύνολο από μη γραμμικούς περιορισμούς επί των παραμέτρων του μοντέλου. Δεδομένης μιας εκτίμησης των a_i , b_i μπορούμε να πάρουμε μια εκτίμηση του zero beta rate η για το οποίο θα ισχύει intersection από τον τύπο: $\mathbf{h} = \frac{a_i}{1 - b_i i_k}$. Ο έλεγχος intersection για

ένα άγνωστο η έχει νόημα μόνο αν $N \geq 2$ αφού για $N=1$ ισχύει πάντα intersection (υπάρχει πάντα ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο που να μην επενδύει στο νέο αξιόγραφο).

Στην ειδική περίπτωση όπου $K=1$, ο έλεγχος για intersection, για μια συγκεκριμένη τιμή η , είναι ισοδύναμος με τον έλεγχο της αποδοτικότητας ενός δεδομένου χαρτοφυλακίου (το οποίο έχει ως zero beta rate την τιμή η) ως προς τα $(N+1)$ assets. Πιο συγκεκριμένα, έστω \mathbf{w}^p ένα χαρτοφυλάκιο με απόδοση R_i^p και αναμενόμενη τιμή αυτής μ^p . Αν το χαρτοφυλάκιο βρίσκεται επί του αποτελεσματικού συνόρου των $(N+1)$ assets (αν δηλαδή ισχύει intersection για την τιμή η) τότε το χαρτοφυλάκιο \mathbf{w}^p είναι αποδοτικό. Ισοδύναμα, από τη σχέση (13), αρκεί να ισχύει $\mathbf{m}_N = \mathbf{h}i_N + \mathbf{b}^p(\mathbf{m}^p - \mathbf{h})$ όπου \mathbf{b}^p ένα ($N \times 1$) διάνυσμα με στοιχεία: $\frac{Cov(r_{i,t}, R_t^p)}{S^2(R_t^p)}$ και $\mathbf{m}^p = E(R_t^p)$. Γενικότερα, για $K \geq 1$, η υπόθεση ότι το

αποδοτικό σύνολο των K assets τέμνει (intercepts) το σύνολο των $(K+N)$ assets για μια συγκεκριμένη τιμή η είναι ισοδύναμη με την υπόθεση ότι το χαρτοφυλάκιο των K assets, το οποίο είναι αποδοτικό ως προς τα K assets και έχει ως zero beta rate την τιμή η , είναι επίσης αποδοτικό στο σύνολο των $(K+N)$ assets.

Κατ' αναλογία με τα όσα αναφέραμε παραπάνω, αν υποθέσουμε ότι τα benchmark assets «καλύπτουν» (span) τα $(K+N)$ assets τότε θα πρέπει κάθε

αποδοτικό χαρτοφυλάκιο που αποτελεί το σύνολο των (K+N) assets να έχει την μορφή $w^* = \begin{bmatrix} w_K \\ O_N \end{bmatrix}$.

Επομένως θα πρέπει για κάθε τιμή του η (και αντίστοιχα για κάθε γ) να ισχύει: $m_N - hi_N = \sum_{r \in R} \sum_{RR}^{-1} (m_K - hi_K)$ ή $m_N - hi_N = b(m_K - hi_K)$.

Ανασυντάσσοντας την τελευταία σχέση έχουμε: $m_N - bm_K + h(bi_K - i_N) = 0$.

Προκειμένου να ισχύει η σχέση (14) για κάθε τιμή του η αρκεί να ισχύουν $\left\{ \begin{array}{l} m_N - bm_K = O_N \\ bi_K = i_N \end{array} \right\}$ (15). Οι σχέσεις αυτές θα μας δώσουν τους περιορισμούς των

ελέγχων spanning.

Χρησιμοποιούμε το ίδιο μοντέλο παλινδρόμησης που υποθέσαμε και προηγουμένως, δηλαδή $r_t = \alpha + \beta R_t + \varepsilon_t$ με την διαφορά ότι θα πρέπει να ελέγξουμε την $H_0: \alpha = h(i_N - bi_K)$, για κάθε τιμή του η . Ισοδύναμα η μηδενική υπόθεση μπορεί να

διατυπωθεί ως εξής: $H_0: \left\{ \begin{array}{l} \alpha = O_N \\ bi_K = i_N \end{array} \right\}$ (16).

Έτσι η μηδενική υπόθεση είναι συνεπής με την σχέση (15) η οποία αποτελεί την αναγκαία συνθήκη προκειμένου να ισχύει spanning.

Αναπτύσσοντας το μοντέλο $r_t = \alpha + \beta R_t + \varepsilon_t$ έχουμε:

$$\begin{bmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \\ \vdots \\ r_{N,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & \Lambda & b_{1K} \\ b_{21} & b_{22} & \Lambda & b_{2K} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ b_{N1} & b_{N2} & \Lambda & b_{NK} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \\ \vdots \\ R_{K,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ \vdots \\ e_{N,t} \end{bmatrix} \quad \text{όπου}$$

$$b_{ij} = \frac{Cov(r_i^{test}, R_j^{bench})}{Var(R_j^{bench})}$$

$$\Rightarrow r_{i,t} = \alpha_i + b_{i1}R_{1,t} + b_{i2}R_{2,t} + \Lambda + b_{iK}R_{K,t} + e_{i,t} \quad \forall i = 1, 2, \dots, N$$

Επομένως αν ισχύει spanning (δηλαδή αν το σύνολο των εθνικών δεικτών συμπίπτει με το σύνολο των εθνικών και κλαδικών δεικτών) τότε οι περιορισμοί $\alpha = O_N$ και $bi_K = i_N$ υποδηλώνουν ότι η απόδοση $r_{i,t}$ ($i = 1, 2, \dots, N$) κάθε κλαδικού δείκτη μπορεί να εκφραστεί ως ένας γραμμικός συνδυασμός (ή ως ένα χαρτοφυλάκιο)

των εθνικών δεικτών $R_{j,t}$, αφού $\sum_{j=1}^K b_{ij} = 1$ για κάθε $i = 1, 2, \dots, N$, και ενός όρου

σφάλματος $\varepsilon_{i,t}$ για τον οποίο ισχύει $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ και $E(\varepsilon_{i,t} R_t) = O_K$. Εφόσον όμως ένα τέτοιο αξιόγραφο ($\varepsilon_{i,t}$) δεν συνεισφέρει στην αναμενόμενη απόδοση αλλά μόνο στην διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου, ένας ορθολογικός επενδυτής δεν θα επενδύσει ποτέ σε αυτό.

3.2.2 The Case of Short Sales Constraints

Μια σημαντική υπόθεση που κάναμε σ' όλη την παραπάνω ανάλυση είναι η έλλειψη εμποδίων και περιορισμών της αγοράς όπως η προπώληση (short selling) και τα κόστη συναλλαγών (transaction costs). Στις περισσότερες όμως περιπτώσεις των καθημερινών συναλλαγών, τέτοιου είδους περιορισμοί κρίνονται καθοριστικοί για τις

ενέργειες των επενδυτών. Οι De Roon, Nijman, Werker (2001a) επεκτείνουν τους ελέγχους spanning και intersection ώστε να συμπεριλάβουν αυτούς τους περιορισμούς.

Στην περίπτωση των περιορισμών του short selling, το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο για ένα επενδυτή προκύπτει ως η λύση του προβλήματος:

$$\max_w (w^T E(R_{t+1}) - \frac{1}{2} g w^T \text{Var}(R_{t+1}) w)$$

υπό τους περιορισμούς: $w^T i = 1$ και $w_i \geq 0 \quad \forall i$.

Εφόσον το παραπάνω πρόβλημα μεγιστοποίησης περιέχει ανισοτικούς περιορισμούς, επιλύεται με την βοήθεια των συνθηκών Kuhn- Tucker. Συγκεκριμένα, τα βέλτιστα χαρτοφυλάκια w^* θα ικανοποιούν τη σχέση:

$$E(R_{t+1}) - h i_K + d = g \text{Var}(R_{t+1}) w^*, \quad w_i^*, d_i \geq 0, \quad w_i^* d_i = 0, \quad \forall i \quad (17)$$

Το διάνυσμα d περιέχει τους πολλαπλασιαστές Kuhn- Tucker για τους περιορισμούς της μη αρνητικότητας των σταθμών των χαρτοφυλακίων ενώ το g συμβολίζει τον πολλαπλασιαστή Lagrange για τον περιορισμό $w^T i = 1$. Όπως προαναφέραμε, το g ερμηνεύεται ως το zero beta rate: η απόδοση ενός αξιογράφου με μηδενική συσχέτιση με το optimal χαρτοφυλάκιο w^* . Αν μάλιστα υποθέσουμε την ύπαρξη ενός περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου (risk free asset) μεταξύ των benchmark assets τότε αποδεικνύεται ότι $R_f = g$.

Έστω το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο w^* (που ικανοποιεί την παραπάνω σχέση (14)) για μια συγκεκριμένη τιμή $\eta = 1/v$ όπου v η προσδοκώμενη τιμή του στοχαστικού προεξοφλητικού παράγοντα (stochastic discount factor) που τιμολογεί σωστά τα K benchmark assets υπό τους περιορισμούς των short sales. Θεωρούμε ένα ($L \times 1$) διάνυσμα $R_t^{(v)}$ ($L \leq K$) το οποίο περιέχει τις αποδόσεις των αξιογράφων εκείνων για τα οποία οι περιορισμοί των short sales δεν είναι δεσμευτικοί στην σχέση (17).

Οι De Roon et al. (2001a) αποδεικνύουν ότι ο έλεγχος intersection για μια συγκεκριμένη τιμή του v πραγματοποιείται αν στο σύστημα παλινδρομήσεων $r_t = a^{(v)} + B^{(v)} R_t^{(v)} + e_t^{(v)}$ (18) ελέγξουμε την υπόθεση

$$H_0: v a^{(v)} + (B^{(v)} i_L - i_N) \leq 0 \quad (19)$$

όπου ο εκθέτης $^{(v)}$ συμβολίζει όλες τις μεταβλητές που αναφέρονται στο διάνυσμα $R_t^{(v)}$. Το σύμβολο της ανισότητας στην σχέση (19) προκύπτει από το γεγονός ότι υφίστανται περιορισμοί των short sales επί των N new assets. Ελλείψει των περιορισμών αυτών η ανισότητα (19) μετατρέπεται σε ισότητα. Επίσης, αν επιβάλλονται περιορισμοί short sales μόνο στα N test assets και όχι στα benchmark assets τότε $R_t^{(v)} = R_t$. Αν υπάρχει μόνο μία τιμή του v για την οποία η σχέση (19) ισχύει, τότε έχουμε intersection.

Οι Kodde, Palm (1986) προτείνουν μια ελεγχοσυνάρτηση για τον έλεγχο των ανισοτικών περιορισμών (19). Το αριστερό σκέλος της ανισότητας (19) μπορεί να συμβολιστεί με $v a_j(v)$ όπου $a_j(v)$ ένα ($N \times 1$) διάνυσμα των άλφα του Jensen των N test assets ως προς τα L benchmark assets ($R_t(v)$) για $\eta = 1/v$. Από το σύστημα παλινδρομήσεων (18) παίρνουμε OLS εκτιμήσεις τόσο για τα $a_j(v)$ όσο και για τον ($N \times N$) πίνακα συνδιακυμάνσεων των $a_j(v)$, δηλαδή $\text{Var}(\bar{a}_j(v))$. Η ελεγχοσυνάρτηση των Kodde Palm, υπό την μηδενική υπόθεση, έχει την μορφή:

$$x(v) = \min_{a_j(v) \leq 0} (\bar{a}_j(v) - a_j(v))^T [\text{Var}(\bar{a}_j(v))]^{-1} (\bar{a}_j(v) - a_j(v))$$

Η ελεγχοσυνάρτηση κατανέμεται ασυμπτωτικά ως ένα «μίγμα» (mixture) από κατανομές x^2 .

Για την συγκεκριμένη περίπτωση των N test assets με αποδόσεις \mathbf{r}_t , η πιθανότητα η ελεγχοσυνάρτηση $\xi(v)$ να υπερβαίνει μια συγκεκριμένη τιμή c , υπό την μηδενική υπόθεση, δίδεται από την παρακάτω σχέση (Kodde Palm (1986)):

$$\Pr(\mathbf{x}(v) \geq c) = \sum_{i=0}^N \Pr\{x_i^2 \geq c\} w(N, i, \text{Var}(\bar{a}_j(v)))$$

όπου τα $w(N, i, \text{Var}(\bar{a}_j(v)))$ είναι πιθανοτικά σταθμά (probability weights). Συγκεκριμένα, τα σταθμά $w(N, i, \text{Var}(\bar{a}_j(v)))$ δηλώνουν τις πιθανότητες ότι τα $(N-i)$ από τα N στοιχεία ενός διανύσματος με κατανομή $N(0, \text{Var}(\bar{a}_j(v)))$ είναι αυστηρά αρνητικά. Με δεδομένο τον εκτιμηθέντα πίνακα συνδιακυμάνσεων $\text{Var}[\bar{a}_j(v)]$, οι Gourieroux, Holly, Montfort (1982) προτείνουν τον υπολογισμό των πιθανοτήτων με τη χρήση αριθμητικής προσομοίωσης (numerical simulation). Εναλλακτικά, χωρίς να απαιτείται ο υπολογισμός των σταθμών, οι Kodde και Palm (1986) δίνουν εκφράσεις ανώτερων και κατώτερων ορίων των κριτικών τιμών για συγκεκριμένο επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας και βαθμούς ελευθερίας.

Αναφορικά με τον έλεγχο spanning, με βάση και τα όσα αναφέραμε παραπάνω, η ύπαρξη spanning προϋποθέτει ότι η σχέση (19) ισχύει για κάθε τιμή του v . Δεδομένου του συνόλου των K benchmark assets με αποδόσεις \mathbf{R}_t , υπάρχει ένας πεπερασμένος αριθμός από υποσύνολα με $L^{(v)}$ στοιχεία, $L^{(v)} \in \{1, 2, \dots, K\}$, όπου ως $R_t^{(v)}$ συμβολίζεται το $(L^{(v)} \times 1)$ διάνυσμα το οποίο περιέχει τις αποδόσεις αυτού του υποσυνόλου των αξιογράφων. Έστω $V^{(i)}$ το σύνολο εκείνων των τιμών v για τις οποίες το σύνολο των αξιογράφων για τα οποία οι περιορισμοί short sales δεν είναι δεσμευτικοί στο βέλτιστο χαρτοφυλάκιο (σχέση (17)) να παραμένει το ίδιο και έστω $R_t^{(j)}$ το $(L^{(j)} \times 1)$ διάνυσμα των αποδόσεων των αξιογράφων αυτών. Επομένως θα ισχύει $R_t^{(j)} = R_t^{(v)}$ αν και μόνο αν $v \in V^{(i)}$. Όπως και παραπάνω, κάθε μεταβλητή ή παράμετρος που αναφέρεται στο σύνολο των $L^{(i)}$ αξιογράφων θα συμβολίζεται με τον εκθέτη $^{(i)}$.

Για τις τιμές v που ανήκουν σ' ένα συγκεκριμένο υποσύνολο $V^{(j)}$ ($v \in V^{(j)}$) τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια των K assets, \mathbf{R}_t , θα συμπίπτουν με αυτά των $L^{(j)}$ assets, $\mathbf{R}_t^{(j)}$. Έτσι, το αποδοτικό μέτωπο των K benchmark assets, \mathbf{R}_t , υπό τον περιορισμό των short sales θα αποτελείται από ένα πεπερασμένο αριθμό από μη περιορισμένα (unrestricted) αποδοτικά σύνορα των υποσυνόλων αποδόσεων $\mathbf{R}_t^{(j)}$, $j=1, \dots, M$. Όπως καταλήγουν οι De Roon et al. (2001), τα K benchmark assets θα «καλύπτουν» (span) τα N test assets αν και μόνο αν τα M υποσύνολα των benchmark assets «καλύπτουν» τα N assets. Επομένως θα υφίσταται spanning αν και μόνο αν στα M συστήματα παλινδρομήσεων:

$$\mathbf{r}_t = \mathbf{a}^{(j)} + \mathbf{b}^{(j)} \mathbf{R}_t^{(j)} + \mathbf{e}_t^{(j)} \quad \text{ισχύει } \mathbf{a}^{(j)} v + \mathbf{b}^{(j)} \mathbf{i}^{(j)} \leq \mathbf{i}_N \quad (20) \quad \text{για κάθε } v \in V^{(j)}.$$

Συμβολίζοντας με $v_{\min}^{(j)} = \min_{v \in V^{(j)}} v$ και με $v_{\max}^{(j)} = \max_{v \in V^{(j)}} v$, οι περιορισμοί στη σχέση (20) ικανοποιούνται αν ισχύει intersection για $v_{\min}^{(j)}$ και για $v_{\max}^{(j)}$ διότι σ' αυτή την περίπτωση θα ισχύει spanning για κάθε $v \in V^{(j)}$. Συνεπώς, ο έλεγχος spanning καταλήγει στον από κοινού έλεγχο των περιορισμών:

$$\begin{aligned} a^{(j)}v_{\min}^{(j)} + b^{(j)}i^{(j)} &\leq i_N \\ a^{(j)}v_{\max}^{(j)} + b^{(j)}i^{(j)} &\leq i_N \end{aligned} \quad \text{για } j=1,2,\dots,M. \quad (21)$$

Έτσι, για τη διενέργεια του ελέγχου spanning χρησιμοποιούμε και πάλι την ελεγχουσυνάρτηση των Kodde Palm η οποία ασυμπτωτικά κατανέμεται ως ένα «μίγμα» (mixture) από κατανομές χ^2 .

Πιο συγκεκριμένα, σ' όλη την ανάλυση μας έχουμε υποθέσει την ύπαρξη ενός περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου με την απόδοση του οποίου ισούται το zero beta rate, δηλαδή $R_f = \eta$. Συμβολίζουμε επομένως με $V^{(j)}$ το σύνολο των τιμών του R_f για τις οποίες το υποσύνολο των benchmark assets $\mathbf{R}_f^{(j)}$, για τα οποία ο περιορισμός των short sales στην εξίσωση (17) δεν είναι δεσμευτικός, να παραμένει το ίδιο. Έστω M_c το σύνολο των $V^{(j)}$ όταν οι χώρες χρησιμοποιούνται ως benchmark assets. Δεδομένου ότι ο έλεγχος spanning συνεπάγεται τον από κοινού έλεγχο των περιορισμών (21) για $j=1,2,\dots, M_c$ τρέχουμε το παρακάτω σύστημα παλινδρομήσεων:

$$\left. \begin{aligned} r_t^1 &= \alpha_J^{1\min} + B^{1\min} R_t^1 + \varepsilon_t^{1\min} \\ r_t^1 &= \alpha_J^{1\max} + B^{1\max} R_t^1 + \varepsilon_t^{1\max} \end{aligned} \right\} \text{ για } j=1$$

$$\left. \begin{aligned} r_t^{M_c} &= \alpha_J^{M_c\min} + B^{M_c\min} R_t^{M_c} + \varepsilon_t^{M_c\min} \\ r_t^{M_c} &= \alpha_J^{M_c\max} + B^{M_c\max} R_t^{M_c} + \varepsilon_t^{M_c\max} \end{aligned} \right\} \text{ για } j=M_c$$

όπου οι εκθέτες min και max δηλώνουν την ελάχιστη και την μέγιστη τιμή του R_f στο $V^{(j)}$ σύνολο.

Από το παραπάνω σύστημα λαμβάνουμε OLS εκτιμήσεις για τα άλφα του Jensen $(a_J^{1\min}, a_J^{1\max}, \dots, a_J^{M_c\min}, a_J^{M_c\max})$ και ελέγχουμε από κοινού τους περιορισμούς:

$$\left[\begin{array}{l} a_J^{1\min} \leq 0 \\ a_J^{1\max} \leq 0 \\ \vdots \\ a_J^{M_c\min} \leq 0 \\ a_J^{M_c\max} \leq 0 \end{array} \right] \quad \text{ή πιο περιεκτικά } \alpha_J \leq 0$$

όπου το διάνυσμα a_J έχει διαστάσεις $(2 \times M_c \times 10) \times 1$. Για το έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης του spanning χρησιμοποιούμε όπως και στην περίπτωση του intersection την ελεγχουσυνάρτηση των Kodde- Palm η οποία υπό την μηδενική υπόθεση θα έχει τη μορφή:

$$\mathbf{x} = \min_{a_j \leq 0} (\bar{a}_j - a_j)^T [\text{Var}(\bar{a}_j)]^{-1} (\bar{a}_j - a_j)$$

όπου $\text{Var}(\bar{a}_j)$ ο πίνακας συνδιακυμάνσεων του διανύσματος a_J . Η ίδια ακριβώς ανάλυση που μόλις παρουσιάσαμε ισχύει και όταν οι κλάδοι χρησιμοποιηθούν ως benchmark assets ($j=M_s$).

3.3 Intersection and Spanning Test Hypothesis in Terms of Performance Measures

Οι υποθέσεις των Intersection και Spanning tests (σχέσεις 14 και 16 αντίστοιχα) μπορούν να εκφραστούν σε όρους των μέτρων αποτελεσματικότητας του Sharpe και του Jensen.

Το άλφα του Jensen, $a_J(\eta)$, προκύπτει από το εξής μοντέλο παλινδρόμησης: $r_t - hi_N = a_J(h) + b(R_t - hi_K) + e_t$ (22) όπου $(r_t - hi_N)$ (Nx1) διάνυσμα της υπερβάλλουσας απόδοσης των N κλαδικών δεικτών την χρονική στιγμή t και $(R_t - hi_K)$ το (Kx1) διάνυσμα της υπερβάλλουσας απόδοσης των εθνικών δεικτών. Στην περίπτωση όπου παλινδρομήσουμε τις συνολικές αποδόσεις των test assets r_t επί των συνολικών αποδόσεων των K benchmark assets R_t , τότε το άλφα του Jensen ορίζεται ως εξής:

$$a_J(h) = a + h(bi_K - i_N)$$

Άρα, η υπόθεση για έλεγχο intersection για μια συγκεκριμένη τιμή του η είναι ισοδύναμη με την υπόθεση $a_J(\eta) = 0$. Επίσης, η υπόθεση για έλεγχο spanning είναι ισοδύναμη της υπόθεσης ότι $a_J(\eta) = 0, \forall h$.

Από την (22) έχουμε:

$$r_{i,t} - h = a_{ji}(h) + b_{i1}(R_{1,t} - h) + b_{i2}(R_{2,t} - h) + \dots + b_{iK}(R_{K,t} - h) + e_{i,t}$$

για κάθε $i = 1, 2, \dots, N$

Αν για κάποιο παγκόσμιο κλάδο i, το $a_{ji}(\eta)$ προκύψει θετικό και στατιστικά σημαντικό αυτό σημαίνει ότι το χαρτοφυλάκιο των εθνικών δεικτών που κρατά ο επενδυτής δεν είναι αποδοτικό σε σχέση με τα (K+1) assets (K χώρες και ο κλάδος i) άρα θα πρέπει ο επενδυτής να συμπεριλάβει και τον κλάδο i στο χαρτοφυλάκιο του προκειμένου να πετύχει αποδοτικότητα. Ειδικότερα, αν $a_{ji}(\eta) > 0$ τότε ο επενδυτής θα πρέπει να λάβει θέση αγοράς (long position) στον παγκόσμιο βιομηχανικό δείκτη i ενώ αν $a_{ji}(\eta) < 0$ τότε ο επενδυτής μπορεί να βελτιώσει την επίδοση του χαρτοφυλακίου του λαμβάνοντας short position στο νέο asset. Βεβαίως, θα πρέπει να παρατηρήσουμε ότι τα όσα αναφέρουμε παραπάνω σχετικά με το πρόσημο του $a_{ji}(\eta)$ ισχύουν μόνο στην περίπτωση όπου τα benchmark assets δηλαδή οι εθνικοί δείκτες είναι απαλλαγμένοι από το συστατικό του test asset. Δηλαδή οι αποδόσεις των χωρών δεν περιλαμβάνουν την βιομηχανία εκείνη που θεωρείται ως test asset στην συγκεκριμένη παλινδρόμηση.

Ένα ακόμη μέτρο επιδόσεων είναι ο δείκτης Sharpe (Sharpe ratio) ο οποίος ορίζεται ως η υπερβάλλουσα αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου ανά μονάδα κινδύνου.

$$\text{Συγκεκριμένα, SH ratio} = \frac{E(R_t^p) - h}{s(R_t^p)}$$

Η διαφορά ανάμεσα στο SH ratio και το άλφα του Jensen έγκειται στο γεγονός ότι ο δείκτης Sharpe αναφέρεται σ' ένα μόνο χαρτοφυλάκιο (υπερβάλλουσα αναμενόμενη απόδοση και τυπική απόκλιση) ενώ το $a_J(\eta)$ ορίζεται για ένα χαρτοφυλάκιο σε σχέση με κάποιο άλλο. Έτσι ο δείκτης Sharpe μας επιτρέπει να συγκρίνουμε τις επιδόσεις δύο χαρτοφυλακίων ενώ το $a_J(\eta)$ δηλώνει την δυνητική βελτίωση της αποδοτικότητας του χαρτοφυλακίου που μπορεί να πετύχει ένας επενδυτής επενδύοντας σε ένα επιπλέον χαρτοφυλάκιο.

Συμβολίζουμε με Θ τον μέγιστο δείκτη Sharpe που προκύπτει αν λάβουμε υπ' όψιν το σύνολο των εθνικών και βιομηχανικών δεικτών (K+N assets) και με Θ_K τον μέγιστο δείκτη Sharpe που θα προκύψει αν λάβουμε υπ' όψιν μας μόνο τα benchmark assets (country indices). Υπενθυμίζουμε ότι ο μέγιστος δείκτης Sharpe προκύπτει ως

η κλίση της ευθείας που ξεκινά από το σημείο (0,η) και εφάπτεται στο αποδοτικό σύνορο που σχηματίζουν τα K ή τα (K+N) assets. Αποδεικνύεται ότι (De Roon, Nijman (2001b)):

$$\mathbf{q}^2 - \mathbf{q}_K^2 = \mathbf{a}_J^T(\mathbf{h})\Sigma_{ee}^{-1}\mathbf{a}_J(\mathbf{h}) \quad (23)$$

όπου Σ_{ee} είναι ο πίνακας συνδιακυμάνσεων του όρου σφάλματος της παλινδρόμησης $r_t - \mathbf{h}_i^T \mathbf{h}_N = \mathbf{a}_J(\mathbf{h}) + \mathbf{b}(R_t - \mathbf{h}_i^T \mathbf{h}_K) + e_t$.

Όπως προαναφέραμε, οι υποθέσεις για intersection και spanning μεταφράζονται ισοδύναμα σε μηδενικό άλφα του Jensen για μία ή για όλες τις τιμές του η. Άρα με βάση την άνω σχέση (23), αν ισχύει intersection ή spanning, τότε $\theta = \theta_K$, δηλαδή δεν θα επέλθει βελτίωση στον δείκτη του Sharpe αν συμπεριλάβουμε τα επιπλέον N test assets στο αρχικό χαρτοφυλάκιο.

3.4 G-7 Country Portfolio and the Global Sector Indices

Η ανάλυση που θα πραγματοποιήσουμε στα πλαίσια της παρούσας εργασίας θα περιλαμβάνει 7 χώρες (ΗΠΑ, Καναδάς, Γαλλία, Ιταλία, Γερμανία, Ηνωμένο Βασίλειο και Ιαπωνία) και 10 ευρείς κλάδους* της οικονομίας.

Συλλέγουμε από την DataStream μηνιαίες τιμές των δεικτών και υπολογίζουμε αποδόσεις, αποτιμημένες σε USD, για όλες τις χώρες και τους κλάδους του δείγματος, ενώ λαμβάνουμε υπ' όψιν στις αποδόσεις και την μερισματική απόδοση του κάθε δείκτη. Τα δεδομένα αναφέρονται στην περίοδο από Φεβρουάριο 1973 έως Φεβρουάριο 2005. Εφόσον η Datastream δεν παρέχει συγκεντρωτικές κλαδικές αποδόσεις μόνο για το γκρουπ των G-7, καταφύγαμε στη λύση των World Sector Indices, οι οποίοι ήταν διαθέσιμοι για το βάθος χρόνου που επιθυμούσαμε. Έτσι, προκειμένου να αυξήσουμε την γεωγραφική κάλυψη του δείγματος μας, συμπεριλαμβάνουμε, πλέον των 7 χωρών, και την περιοχή της Ασίας πλην της Ιαπωνίας (Asia- ex- Japan region).

Ως επιτόκιο περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου χρησιμοποιούμε το επιτόκιο των μηνιαίων εντόκων γραμματίων του Αμερικανικού δημοσίου (1 month treasury bill rate).

Όλες οι παραπάνω σχέσεις στις οποίες καταλήξαμε κατά την περιγραφή των ελέγχων intersection και spanning θα εφαρμοστούν για K= 8 και N=10, ενώ αντίστοιχα θα προσαρμοστούν και οι διαστάσεις των πινάκων και διανυσμάτων.

Άρα, προκειμένου να ελέγξουμε για intersection για την συγκεκριμένη τιμή $\mathbf{h} = R_{T-Bill}^{1m}$, θα εκτιμήσουμε το μοντέλο παλινδρόμησης:

$$\left\{ \begin{array}{l} r_{BI,t} = a_{BI} + \mathbf{b}_{BI,CA} R_{CA,t} + \mathbf{b}_{BI,FR} R_{FR,t} + K + \mathbf{b}_{BI,AxJP} R_{AxJP,t} + e_{BI,t} \\ r_{CCG,t} = a_{CCG} + \mathbf{b}_{CCG,CA} R_{CA,t} + \mathbf{b}_{CCG,FR} R_{FR,t} + K + \mathbf{b}_{CCG,AxJP} R_{AxJP,t} + e_{CCG,t} \\ \mathbf{M} \quad \quad \quad \mathbf{M} \quad \quad \quad \mathbf{M} \quad \quad \quad \mathbf{M} \quad \quad \quad \mathbf{M} \quad \quad \quad \mathbf{M} \\ r_{UT,t} = a_{UT} + \mathbf{b}_{UT,CA} R_{CA,t} + \mathbf{b}_{UT,FR} R_{FR,t} + K + \mathbf{b}_{UT,AxJP} R_{AxJP,t} + e_{UT,t} \end{array} \right.$$

Η μηδενική υπόθεση την οποία θα εξετάσουμε για τον έλεγχο intersection (σχέση 14) μετατρέπεται σε

* Όπως αναφέρονται στην DataStream: Basic Industries (BI), Resources (RES), General Industries (GI), Cyclical Consumer Goods (CCG), Non- Cyclical Consumer Goods (NCCG), Cyclical Services (CS), Non- Cyclical Services (NCS), Information Technology (IT), Financials (FI) και Utilities (UT).

$$H_0: \mathbf{a} = h(i_{10} - \mathbf{b}i_8) \quad \text{ή} \quad \left\{ \begin{array}{l} \mathbf{a}_{BI} = R_{TBill}^{1m} (1 - \mathbf{b}_{BI,CA} - \mathbf{b}_{BI,FR} - \mathbf{K} - \mathbf{b}_{BI,US} - \mathbf{b}_{BI,AxJP}) \\ \mathbf{a}_{CCG} = R_{TBill}^{1m} (1 - \mathbf{b}_{CCG,CA} - \mathbf{b}_{CCG,FR} - \mathbf{K} - \mathbf{b}_{CCG,US} - \mathbf{b}_{CCG,AxJP}) \\ \mathbf{M} \\ \mathbf{a}_{UT} = R_{TBill}^{1m} (1 - \mathbf{b}_{UT,CA} - \mathbf{b}_{UT,FR} - \mathbf{K} - \mathbf{b}_{UT,US} - \mathbf{b}_{UT,AxJP}) \end{array} \right\}$$

Συνολικά δημιουργούνται 10 γραμμικοί περιορισμοί επί των συντελεστών a_i και β_j , όσα και τα test assets, επομένως το Wald test statistic που θα χρησιμοποιήσουμε για τον έλεγχο θα κατανέμεται ασυμπτωτικά κατά χ^2 με 10 βαθμούς ελευθερίας.

Αναφορικά με τον έλεγχο spanning, θα εκτιμήσουμε το ίδιο σύστημα παλινδρομήσεων όπως και πριν $\mathbf{r}_t = \mathbf{a} + \beta \mathbf{R}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$, ενώ η μηδενική υπόθεση την οποία θα πρέπει να ελέγξουμε (σχέση 16) μετατρέπεται, ως εξής:

$$\left\{ \begin{array}{l} m_{10} - \mathbf{b}m_8 = \mathbf{O}_{10} \\ \mathbf{b}i_8 = i_{10} \end{array} \right\} \quad \text{ή} \quad \left\{ \begin{array}{l} \mathbf{a}_{BI} = 0 \\ \mathbf{a}_{CCG} = 0 \\ \mathbf{M} \\ \mathbf{a}_{UT} = 0 \end{array} \right\} \quad \left\{ \begin{array}{l} \mathbf{b}_{BI,CA} + \mathbf{b}_{BI,FR} + \mathbf{K} + \mathbf{b}_{BI,US} + \mathbf{b}_{BI,AxJP} = 1 \\ \mathbf{b}_{CCG,CA} + \mathbf{b}_{CCG,FR} + \mathbf{K} + \mathbf{b}_{CCG,US} + \mathbf{b}_{CCG,AxJP} = 1 \\ \mathbf{M} \\ \mathbf{b}_{UT,CA} + \mathbf{b}_{UT,FR} + \mathbf{K} + \mathbf{b}_{UT,US} + \mathbf{b}_{UT,AxJP} = 1 \end{array} \right\}$$

Έτσι για τον έλεγχο spanning έχουμε συνολικά $2 \cdot 10$ γραμμικούς περιορισμούς, άρα το Wald test statistic με το οποίο θα διενεργήσουμε τον έλεγχο θα κατανέμεται κατά χ_{20}^2 .

3.5 Review of Empirical Results of the M-V Efficiency Approach

Ο Moerman (2004) εξετάζει τις συνέπειες της διαδικασίας της Ευρωπαϊκής ενοποίησης στις επενδυτικές στρατηγικές της διαφοροποίησης κατά χώρα και κατά κλάδο. Όπως προαναφέραμε, η ευρωζώνη αποτελεί ενδιαφέρον αντικείμενο μελέτης λόγω των αλλαγών που προκαλούνται από την διαδικασία εναρμόνισης των πολιτικών και την εισαγωγή του κοινού νομίσματος. Ο συγγραφέας εφαρμόζει ελέγχους intersection και spanning όπου ως benchmark assets χρησιμοποιούνται τόσο κλαδικό όσο και εθνικοί δείκτες. Το δείγμα περιλαμβάνει 11 χώρες της ευρωζώνης (εκτός από το Λουξεμβούργο) και 10 βιομηχανικούς κλάδους. Για κάθε χώρα και κάθε κλάδο υπολογίζονται μηνιαίες αποδόσεις με βάση τις τιμές των δεικτών της Morgan Stanley (MSCI Price Indices). Τα δεδομένα καλύπτουν το διάστημα από Ιανουάριο 1995 έως Οκτώβριο 2002. Οι έλεγχοι εφαρμόζονται για την συνολική περίοδο καθώς και για δύο υποπεριόδους (1995-98 και 1999-02) πριν και μετά την εισαγωγή του Ευρώ.

Για την συνολική περίοδο, η μηδενική υπόθεση του ελέγχου spanning απορρίπτεται και στις δύο περιπτώσεις όπου χώρες και κλάδοι χρησιμοποιούνται ως benchmarks. Αυτό σημαίνει ότι οποιοσδήποτε επενδυτής θα πρέπει να συμπεριλάβει και τους δύο τύπους δεικτών στο χαρτοφυλάκιο του προκειμένου να πετύχει μέγιστες δυνατές επιδόσεις. Αντίθετα, η μηδενική υπόθεση του ελέγχου intersection για επιτόκιο 3% p.a δεν απορρίπτεται σε καμία περίπτωση (κλάδοι ή χώρες ως benchmarks) και για καμία περίοδο. Η μοναδική περίπτωση όπου η H_0 του ελέγχου spanning δεν απορρίπτεται παρουσιάζεται κατά την δεύτερη υποπερίοδο της εισαγωγής του Ευρώ (1999:1 έως 2002:10) όταν οι κλαδικοί δείκτες χρησιμοποιούνται ως benchmarks. Το αποτέλεσμα αυτό δηλώνει ότι για ένα χαρτοφυλάκιο που διαφοροποιείται κατά κλάδο, η περαιτέρω επένδυση και σε εθνικούς δείκτες δεν θα του προσδώσει στατιστικά σημαντικά οφέλη. Το αποτέλεσμα

αυτό ισχύει ακόμη και αν αφαιρέσουμε από το δείγμα τους κλάδους των υπηρεσιών τηλεπικοινωνιών (telecommunication services) και τεχνολογίας πληροφοριών (information technology) οι οποίοι κατά τα έτη 1999 και 2000 γνώρισαν ιδιαίτερη άνθιση και πιθανόν να έχουν επηρεάσει τα αποτελέσματα των ελέγχων. Επίσης, από το ίδιο δείγμα αφαιρέθηκε και η χώρα της Φιλανδίας διότι κατά το 2000 η Nokia καταλάμβανε άνω του 60% της κεφαλαιοποίησης ολόκληρης της φιλανδικής αγοράς.

Όπως αναλυτικά αναφέραμε παραπάνω, ο έλεγχος spanning αξιολογεί, από πλευράς στατιστικής σημασίας, τα οφέλη που δημιουργούνται αν στο αρχικό χαρτοφυλάκιο των benchmark assets (country or industry indices) συμπεριληφθούν επιπλέον περιουσιακά στοιχεία (mimicking assets). Αν απορρίψουμε τον έλεγχο spanning (αν π.χ. το $a_j(\eta)$ είναι σημαντικό διάφορο του μηδενός) αυτό σημαίνει ότι ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο διαφοροποιείται μόνο κατά χώρα ή κατά κλάδο είναι αναποτελεσματικό σε σχέση με ένα χαρτοφυλάκιο που συνδυάζει και τους δύο τύπους δεικτών. Το συμπέρασμα αυτό όμως δεν αποκλείει το ενδεχόμενο της ισοδύναμης αποτελεσματικότητας ανάμεσα στην γεωγραφική και βιομηχανική διαφοροποίηση. Μ' άλλα λόγια, η μεθοδολογία spanning δεν επιτρέπει την άμεση σύγκριση της αποδοτικότητας των δύο στρατηγικών διαφοροποίησης.

Το πρόβλημα αυτό αντιμετωπίζουν οι Gerard, Hillion, De Roon (2002) οι οποίοι αναπτύσσουν ένα έλεγχο σχετικής αποτελεσματικότητας των δύο χαρτοφυλακίων (χωρών και κλάδων). Αν τα δύο αυτά χαρτοφυλάκια είναι εξίσου σημαντικά, τότε θα πρέπει οι μέγιστοι δείκτες Sharpe να είναι ίσοι. Η σχέση (23) που αναφέραμε παραπάνω συνδέει τους δείκτες Sharpe με το άλφα του Jensen:

$$q^2 - q_K^2 = a_J^T(\mathbf{h})_N \Sigma_{ee,N}^{-1} a_J(\mathbf{h})_N \quad (24)$$

όπου $\Sigma_{ee,N}$ ο (NXN) πίνακας συνδιακυμάνσεων του όρου σφάλματος της παλινδρόμησης $r_N = a_J(\mathbf{h})_N + bR_K + e_K$ (τα διανύσματα r_N και R_K περιλαμβάνουν τις υπερβάλλουσες αποδόσεις των K εθνικών και N κλαδικών δεικτών).

Κατ' απόλυτη αντιστοιχία, για το μοντέλο $R_K = a_J(\mathbf{h})_K + br_N + e_K$ ισχύει:

$$q^2 - q_N^2 = a_J^T(\mathbf{h})_K \Sigma_{ee,K}^{-1} a_J(\mathbf{h})_K \quad (25).$$

Αφαιρώντας κατά μέλη τις (24) και (25) έχουμε:

$$I = q_N^2 - q_K^2 = a_J^T(\mathbf{h})_N \Sigma_{ee,N}^{-1} a_J(\mathbf{h})_N - a_J^T(\mathbf{h})_K \Sigma_{ee,K}^{-1} a_J(\mathbf{h})_K$$

Άρα η υπόθεση ότι τα δύο σύνολα δεικτών είναι εξίσου αποτελεσματικά μπορεί να διατυπωθεί ως $H_0: \lambda = 0$.

Οι Gerard, Hillion, de Roon ελέγχουν την υπόθεση αυτή εκτιμώντας τις σταθμισμένες παλινδρομήσεις:

$$\Sigma_{ee,N}^{-1/2} r_N = c_N + D_N R_K + u_N \quad \text{και} \quad \Sigma_{ee,K}^{-1/2} R_K = c_K + D_K r_N + u_K$$

όπου $c_N = \Sigma_{ee,N}^{-1/2} \alpha_J(\eta)_N$, $c_K = \Sigma_{ee,K}^{-1/2} \alpha_J(\eta)_K$ και $I = C_N^T C_N - C_K^T C_K$.

Το $\lambda=0$ συνιστά ένα μη γραμμικό περιορισμό στο σύστημα των παλινδρομήσεων άρα το Wald test γι' αυτό τον περιορισμό θα κατανέμεται ασυμπτωτικά κατά χ^2 με ένα βαθμό ελευθερίας.

Μια εναλλακτική μέθοδος διερεύνησης της ερμηνευτικής (μιμητικής) ικανότητας των δεικτών είναι το style analysis (Sharpe (1992)). Η ανάλυση αυτή ελέγχει αν π.χ. το σύνολο των εθνικών δεικτών με διάνυσμα αποδόσεων R_K μπορεί να μιμηθεί την απόδοση του j βιομηχανικού κλάδου. Έτσι, εξετάζουμε αν ένα χαρτοφυλάκιο χωρών μπορεί να αντιγράψει (replicate) σε κάποιο βαθμό την απόδοση ενός χαρτοφυλακίου βιομηχανικών κλάδων και το αντίστροφο. Στόχος του style analysis είναι η εύρεση

ενός χαρτοφυλακίου των benchmark assets (π.χ. εθνικοί δείκτες) το οποίο να ερμηνεύει όσο το δυνατόν καλύτερα την απόδοση ενός target fund.

Για παράδειγμα, εκτιμώντας το παρακάτω μοντέλο:

$$r_{i,t} = a_i + \sum_{j=1}^K b_{i,j} R_{j,t} + e_{i,t} \quad i=1,2,\dots,N$$

με περιορισμούς $b_{i,j} \geq 0 \forall i, j$ και $\sum_{j=1}^K b_{i,j} = 1$, βρίσκουμε το χαρτοφυλάκιο των

εθνικών δεικτών που μιμείται καλύτερα την απόδοση του βιομηχανικού κλάδου i (Θα περιμένουμε ο συντελεστής $b_{i,j}$ να είναι σχετικά μεγάλος αν ο κλάδος i καταλαμβάνει μεγάλο ποσοστό της αγοράς της χώρας j).

Ο συντελεστής R^2 της παλινδρόμησης δηλώνει πόσο καλά οι χώρες μπορούν να ερμηνεύσουν την διακύμανση της απόδοσης ενός κλάδου και αντιστρόφως. Επιπλέον, ένα πλεονέκτημα του style analysis έναντι των ελέγχων spanning είναι το ότι δίνει μικρότερη βαρύτητα στις μέσες αποδόσεις και επικεντρώνεται στις συνδιακυμάνσεις οι οποίες μπορούν να εκτιμηθούν με μεγαλύτερη ακρίβεια.

Για την ανάλυση τους, οι Gerard, Hillion, De Roop (GHDR) συλλέγουν μηνιαίες αποδόσεις από την Datastream για 10 κλάδους για κάθε μία από τις χώρες του G7. Τα δεδομένα καλύπτουν την περίοδο από Δεκέμβριο 1973 έως Νοέμβριο 1998. Οι αποδόσεις των δεικτών σταθμίζονται ώστε να κατασκευαστούν παγκόσμιοι κλαδικοί δείκτες καθώς και ένας δείκτης της αγοράς (G7 market index). Τα αποτελέσματα που ελέγχου spanning δηλώνουν ότι και οι χώρες και οι κλάδοι καλύπτουν (span) το σύνολο των δεικτών, γεγονός το οποίο σημαίνει ότι δεν έχει σημασία αν ένας επενδυτής διαφοροποιήσει το χαρτοφυλάκιο του γεωγραφικά ή κλαδικά. Επίσης, η διαφορά ανάμεσα στους μέγιστους δείκτες Sharpe $q_K^2 - q_N^2 = I$ δεν είναι στατιστικά σημαντική, δηλαδή οι δύο στρατηγικές είναι ισοδύναμες από πλευράς αποδοτικότητας για ένα επενδυτή (αποτελεσματικό που συμφωνεί με τους ελέγχους spanning). Αντίθετα, σύμφωνα με τα αποτελέσματα του style analysis το μέσο R^2 των style regressions των κλάδων ως προς τα εθνικά χαρτοφυλάκια είναι 0,69 ενώ το μέσο R^2 των χωρών ως προς τους κλάδους είναι 0,5. Έτσι, σύμφωνα με τους συγγραφείς είναι πιο εύκολο για ένα χαρτοφυλάκιο χωρών να μιμηθεί την απόδοση ενός κλαδικού δείκτη από το αντίστροφο.

Προκειμένου να διαπιστωθεί αν τα οφέλη της διαφοροποίησης προέρχονται από την επίδραση του εθνικού ή του κλαδικού παράγοντα, όλοι οι έλεγχοι επαναλαμβάνονται αφού πρώτα από τις αποδόσεις των δεικτών εξαιρεθεί κάθε φορά εκείνο το στοιχείο (εθνικό ή βιομηχανικό) που αποτελεί την εξαρτημένη μεταβλητή κάθε παλινδρόμησης. Έτσι, οι παλινδρομήσεις μετατρέπονται ως ακολούθως:

$$r_{i,t} = a_i + \sum_{j=1}^K b_{i,j} R_{j,t}^i + e_{i,t}, \quad i=1,2,\dots,N$$

και

$$R_{j,t} = a_j + \sum_{i=1}^N b_{j,i} r_{i,t}^j + e_{j,t}, \quad j=1,2,\dots,K$$

όπου $R_{j,t}^i$: υπερβάλλουσα απόδοση της χώρας j εφόσον έχει εξαιρεθεί ο κλάδος i

όπου $r_{i,t}^j$: υπερβάλλουσα απόδοση του κλάδου i εφόσον έχει εξαιρεθεί η χώρα j

Για παράδειγμα, αν ο καναδικός δείκτης αποτελεί το test asset, τότε όλες οι μετοχές του Καναδά εξάγονται από τους παγκόσμιους κλαδικούς δείκτες.

Ο έλεγχος spanning δηλώνει ότι οι χώρες ως benchmarks καλύπτουν το σύνολο των δεικτών. Το ίδιο όμως δεν ισχύει και για τους κλάδους οι οποίοι δεν καλύπτουν το σύνολο των χωρών (το p-value του Wald test για $\alpha_j(\eta)=0$ είναι 0,039). Άρα, όταν κατασκευάζονται χαρτοφυλάκια από κλάδους, η εξαίρεση μιας χώρας μπορεί να οδηγήσει σε μειωμένα οφέλη διαφοροποίησης. Αντίθετα, η εξαίρεση ενός κλάδου από ένα γεωγραφικά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο δεν οδηγεί σε σημαντική απώλεια αποδοτικότητας. Επομένως, οι GHDR καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι οι εθνικές και όχι οι βιομηχανικές επιδράσεις δημιουργούν τα οφέλη της διαφοροποίησης.

Το style analysis εφαρμόζεται και στην περίπτωση όπου οι δείκτες στερούνται ενός βιομηχανικού ή εθνικού στοιχείου κάθε φορά, σύμφωνα με την προσαρμογή που περιγράψαμε παραπάνω. Στην περίπτωση των style regressions των κλάδων ως προς τα εθνικά χαρτοφυλάκια (από τα οποία έχει εξαλειφθεί το στοιχείο του εκάστοτε κλάδου) το μέσο R^2 είναι 0,62 (σε σχέση με το 0,69 που ήταν πριν) ενώ το μέσο R^2 των style regressions των χωρών ως προς τα κλαδικά χαρτοφυλάκια (από τα οποία έχει εξαλειφθεί το εκάστοτε εθνικό στοιχείο) είναι 0,24 (σε σχέση με το 0,5 που ήταν πριν). Γίνεται επομένως αντιληπτό με μεγαλύτερη σαφήνεια ότι το εθνικό στοιχείο των κλαδικών χαρτοφυλακίων παίζει κριτικό ρόλο στην ικανότητα των χαρτοφυλακίων αυτών να μιμηθούν τους εθνικούς δείκτες. Αντίθετα, ένα χαρτοφυλάκιο διαφοροποιημένο κατά χώρα μπορεί να αντιγράψει πιστότερα την απόδοση ενός βιομηχανικού κλάδου ακόμη και αν στο χαρτοφυλάκιο αυτό δεν περιλαμβάνονται μετοχές του κλάδου αυτού. Οι συγγραφείς καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι οι κρατικές επιδράσεις, και όχι η βιομηχανική δομή, είναι υπεύθυνες για τον καθορισμό των αποδόσεων. Για τους διεθνείς επενδυτές, το συμπέρασμα αυτό προκρίνει την γεωγραφική διαφοροποίηση των χαρτοφυλακίων τους.

Οι Eiling, Gerard, De Roop (2004) εφαρμόζουν αλλά και επεκτείνουν την μεθοδολογία των GHDR εξετάζοντας την σχετική σημασία του εθνικού και κλαδικού παράγοντα αποκλειστικά για χώρες της Ευρωζώνης. Χρησιμοποιούν μηνιαίες αποδόσεις για 10 κλάδους και 11 χώρες ενώ τα στοιχεία καλύπτουν την περίοδο από Απρίλιο 1990 έως Σεπτέμβριο 2003.

Με βάση τα αποτελέσματά του ελέγχου spanning και του ελέγχου για την διαφορά των δεικτών Sharpe, η διαφοροποίηση κατά κλάδο και η διαφοροποίηση κατά χώρα αποτελούν δύο εξίσου αποδοτικές στρατηγικές ακόμη και αν τεθούν περιορισμοί για short selling στα benchmark και test assets. Το συμπέρασμα αυτό ισχύει τόσο για την συνολική περίοδο του δείγματος (Απρίλιος 1990- Σεπτέμβριος 2003) όσο και για τρεις υποπεριόδους (90-94 περίοδος πριν τη σύγκλιση, 95-98 περίοδος σύγκλισης, 99-03 περίοδος εισαγωγής Ευρώ). Παρόλα αυτά, η ανάλυση κυλιόμενου διαστήματος 60 μηνών (60 month rolling window analysis) δείχνει ότι για την περίοδο 1992 έως 1998 το αποδοτικό σύνολο των χωρών βρίσκεται αριστερότερα από το αποδοτικό σύνολο των κλάδων καθιστώντας την γεωγραφική διαφοροποίηση πιο αποτελεσματική επιλογή. Όμως, μετά την εισαγωγή του κοινού νομίσματος η τάση αυτή της υπεροχής των εθνικών χαρτοφυλακίων εξαφανίζεται. Τα αποτελέσματα των ελέγχων spanning για το διάστημα των 60 μηνών επιβεβαιώνονται από τους ελέγχους της διαφοράς των μέγιστων δεικτών Sharpe των δύο αποδοτικών συνόρων όπου για την περίοδο 92- 97 ο δείκτης Sharpe των χωρών είναι σημαντικά μεγαλύτερος του αντίστοιχου δείκτη για τους κλάδους.

Εκτός από τους ελέγχους spanning και intersection, οι οποίοι αντιμετωπίζουν τη στρατηγικής διαφοροποίησης κατά χώρα ή κατά κλάδο από την πλευρά του επενδυτή,

έχουν αναπτυχθεί και άλλα μέτρα αποδοτικότητας χαρτοφυλακίων που εξετάζουν το ζήτημα επίσης σε όρους απόδοσης- κινδύνου.

Θα αναφερθούμε εν συντομία στην μέθοδο των Basak, Jagannathan, Sun (2002), η οποία επιτρέπει την άμεση σύγκριση των επιδόσεων των δύο στρατηγικών διαφοροποίησης ελέγχοντας την διαφορά ανάμεσα στην διακύμανση ενός benchmark και ενός mimicking χαρτοφυλακίου με την ίδια απόδοση. Πιο συγκεκριμένα, έστω r_t η απόδοση ενός αποδοτικού benchmark asset ή χαρτοφυλακίου για την οποία ορίζονται οι δύο πρώτες ροπές $E(r_t) = b$ και $Var(r_t) = v$ με $t \in [0, T]$. Έστω επίσης p primitive (ή mimicking) assets των οποίων η απόδοση δίδεται από το $(p \times 1)$ διάνυσμα R_t . Ισχύουν $E(R_t) = m$, $Cov(R_t) = \Sigma$ και $Cov(R_t, r_t) = g$. Υποθέτοντας ότι υπάρχει ένα αποδοτικό χαρτοφυλάκιο w των primitive assets με απόδοση r_t^p τέτοιο ώστε $E(r_t^p) = b$, το μέτρο αποδοτικότητας των primitive assets σε σχέση με τα benchmarks ορίζεται ως $I = Var(r_t^p) - v$. Αν το λ είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό, το mimicking χαρτοφυλάκιο των primitive assets έχει μεγαλύτερη διακύμανση από το benchmark χαρτοφυλάκιο, άρα είναι αναποτελεσματικό σε σχέση με αυτό. Αντίθετα, αν το λ είναι αρνητικό, τότε το χαρτοφυλάκιο των primitive assets είναι αποδοτικότερο των benchmarks. Οι Basak, Jagannathan, Sun (BJS) προτείνουν ως ελεγχουσυνάρτηση για τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας του λ την
$$x = \frac{\sqrt{T}(I - I_0)}{I_s} \Leftrightarrow x = \frac{\sqrt{T}I}{I_s} \quad \text{για } H_0: \lambda=0 \text{ όπου } \lambda_\sigma \text{ η τυπική απόκλιση του μέτρου αποτελεσματικότητας.}$$
 Για μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων (μεγάλο T) η ελεγχουσυνάρτηση ακολουθεί τυπική κανονική κατανομή.

Οι Ehling, Ramos (2004) χρησιμοποίησαν την μεθοδολογία αυτή προκειμένου να συγκρίνουν την γεωγραφική σε σχέση με την κλαδική διαφοροποίηση σε όρους αναμενόμενης απόδοσης- κινδύνου. Συλλέγουν από την Datastream εβδομαδιαίες αποδόσεις σε USD για 10 κλάδους της οικονομίας σε κάθε ένα από τα 11 κράτη μέλη της ΟΝΕ. Η έρευνα καλύπτει την περίοδο Ιανουαρίου 1991 έως Σεπτεμβρίου 2003. Τόσο οι εθνικοί όσο και οι βιομηχανικοί δείκτες χρησιμοποιήθηκαν εναλλακτικά ως benchmark assets. Πιο συγκεκριμένα, σε πρώτο στάδιο, σχημάτισαν το αποδοτικό μέτωπο για μια κατηγορία δεικτών (country or industry indices) απ' όπου ξεχώρισαν δύο σημεία: το tangency portfolio (TP) και το minimum variance portfolio (MVP) (Το TP προκύπτει ως το σημείο του συνόρου στο οποίο εφάπτεται μια ευθεία από την αρχή των αξόνων). Έπειτα, εντοπίστηκαν τα χαρτοφυλάκια στο αποδοτικό σύνορο που σχηματίζει η άλλη κατηγορία δεικτών, τα οποία έχουν την ίδια αναμενόμενη απόδοση με τα benchmark χαρτοφυλάκια TP και MVP. Τέλος, έλεγξαν την διαφορά των διακυμάνσεων με την ελεγχουσυνάρτηση που προτείνουν οι BJS.

Στην περίπτωση όπου δεν τίθενται περιορισμοί για short selling, τα αποτελέσματα καταδεικνύουν ότι οι δύο στρατηγικές διαφοροποίησης είναι ισοδύναμες από άποψη επιδόσεων τόσο για όλη την περίοδο όσο και για τρεις υποπεριόδους. Η μηδενική υπόθεση, $H_0: \lambda=0$, δεν απορρίπτεται για καμία από τις δύο περιπτώσεις, γεγονός που σημαίνει ότι δεν μπορούμε να διακρίνουμε στατιστικά την γεωγραφική από τη βιομηχανική διαφοροποίηση. Επίσης, ως benchmark χρησιμοποιήθηκε και ο δείκτης της αγοράς (EMU index) ώστε να συγκριθεί από πλευράς αποδοτικότητας μια «παθητική» στρατηγική, όπως είναι η επένδυση στο δείκτη, με τις δύο στρατηγικές διαφοροποίησης. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, οι δύο στρατηγικές επικρατούν σαφώς του EMU index: σ' όλες τις περιπτώσεις το λ είναι αρνητικό και στατιστικά

σημαντικό στο 1% επίπεδο σημαντικότητας. Στην περίπτωση όπου εισάγεται περιορισμός για short selling η γεωγραφική διαφοροποίηση κυριαρχεί επί της κλαδικής. Το σύνορο των χωρών βρίσκεται πιο αριστερά από το σύνορο των βιομηχανιών τόσο για την συνολική περίοδο όσο και για την τρίτη υποπερίοδο (περίοδο εισαγωγής του Ευρώ 1.1.1999- 5.9.2003). Οι συγγραφείς παρέχουν μια πιθανή εξήγηση για το φαινόμενο αυτό.

Όπως είναι γνωστό, το πρόβλημα βελτιστοποίησης του Markowitz οδηγεί σε ακραία σταθμά ώστε το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο να μην είναι σχεδόν ποτέ εξισορροπημένο. Σύμφωνα με τους συγγραφείς, ο λόγος της κακής διαφοροποίησης των χαρτοφυλακίων οφείλεται στην ύπαρξη ενός κυρίαρχου παράγοντα (dominant factor) ο οποίος καθορίζει τις αποδόσεις μετοχών και δεικτών και είναι υπεύθυνος για τη δημιουργία του παραγοντικού κινδύνου (factor risk). Σ' αυτή την περίπτωση, μπορούμε να εξαλείψουμε τον παραγοντικό κίνδυνο από ένα χαρτοφυλάκιο επιτρέποντας του να παίρνει μια θέση πώλησης σε μια μετοχή ή δείκτη για να χρηματοδοτήσει μια ακόμη μεγαλύτερη θέση σε μια άλλη μετοχή ή δείκτη. Αν ο παραγοντικός κίνδυνος που προκαλείται από τον κυρίαρχο καθοριστικό παράγοντα των αποδόσεων είναι η αιτία για τα ακραία σταθμά των βέλτιστων χαρτοφυλακίων, τότε τα περιουσιακά στοιχεία (μετοχές, δείκτες) που συνθέτουν τα χαρτοφυλάκια θα πρέπει να επιδεικνύουν υψηλή συσχέτιση και μεγάλη ποικιλία των beta τους εν σχέση με τον δείκτη της αγοράς. Πράγματι, οι κλαδικοί δείκτες έχουν μεγαλύτερη συσχέτιση από τους εθνικούς δείκτες καθώς επίσης και τα beta τους ως προς τον EMU index παρουσιάζουν μεγαλύτερη ποικιλία εν σχέση με τα beta των εθνικών δεικτών. Άρα, στην περίπτωση έλλειψης περιορισμών για short- selling, οι κλαδικοί δείκτες είναι πιο κατάλληλοι από τους εθνικούς δείκτες για την εξάλειψη του παραγοντικού κινδύνου. Όταν, όμως, το short- selling δεν επιτρέπεται, τότε ο παραγοντικός κίνδυνος δεν μπορεί να εξαλειφθεί. Σ' αυτή την περίπτωση η μικρή συσχέτιση μεταξύ των κρατικών δεικτών παίζει ρόλο δίδοντας στην γεωγραφική διαφοροποίηση πλεονέκτημα έναντι της κλαδικής.

Οι Cavaglia, Melas, Tsouderos (2000) συγκρίνουν τα οφέλη της διακλαδικής έναντι της διακρατικής διαφοροποίησης όπως αυτά αντικατοπτρίζονται από το δείκτη Sharpe. Ως δεδομένα συλλέγουν μηνιαίες αποδόσεις για 14 χώρες και 7 κλάδους σε κάθε μία από αυτές για την περίοδο 1986- 1993. Από τον ιστορικό μέσο των αποδόσεων και τον πίνακα συνδιακυμάνσεων κατασκευάζουν αποδοτικά σύνορα για τρεις διαφορετικές επενδυτικές στρατηγικές: διαφοροποίηση κατά κλάδο (7 assets optimization), διαφοροποίηση κατά χώρα (14 assets optimization), διαφοροποίηση κατά χώρα και κατά κλάδο (86 assets optimization). Εξετάζουν το πρόβλημα της σύνθεσης ενός βέλτιστου χαρτοφυλακίου από την πλευρά ενός Αμερικανού, ενός Ιάπωνα και ενός Γερμανού επενδυτή αντισταθμίζοντας κάθε φορά πλήρως τον συναλλαγματικό κίνδυνο μέσω της προθεσμιακής αγοράς συναλλάγματος.

Στην περίπτωση όπου αγνοούν τον περιορισμό για short- selling, ο μέγιστος δείκτης Sharpe της 3^{ης} στρατηγικής (cross- industry cross- country) είναι 10 φορές μεγαλύτερος από τον μέγιστο δείκτη Sharpe των άλλων δύο στρατηγικών, αποτέλεσμα που ισχύει και για τις τρεις κατηγορίες επενδυτών. Αντίθετα, η απαγόρευση της προπώλησης οδηγεί σε σημαντικά χαμηλότερους δείκτες Sharpe, ειδικά για την 3^η στρατηγική. Δεδομένου ότι θεσμικοί αλλά και πρακτικοί περιορισμοί αποτρέπουν το short- selling για ένα επενδυτή, οι Cavaglia, Melas, Tsouderos (CMT) προσπαθούν να παρακάμψουν το πρόβλημα αυτό μέσω της χρήσης ΣΜΕ επί δεικτών (index futures). Η θέση πώλησης σ' ένα index future μπορεί να θεωρηθεί έμμεσα ως μια θέση πώλησης στον ίδιο τον δείκτη. Κατασκευάζουν το αποδοτικό σύνορο από το σύνολο των κλαδικών δεικτών (στους οποίους δεν

επιτρέπεται το short- selling) και από ΣΜΕ επί των εθνικών δεικτών (υπό την προϋπόθεση ότι κάθε εθνικός δείκτης αποτελεί υποκείμενο στοιχείο στα ΣΜΕ). Ο μέγιστος δείκτης Sharpe αυτού του συνόρου είναι 6 φορές μεγαλύτερος από τον αντίστοιχο του cross- country cross- industry allocation στην περίπτωση όπου ισχύει ο περιορισμός για short- selling. Προκείμενου να ελεγχθεί η ισχύς των αποτελεσμάτων (robustness check), όλες οι μετρήσεις επαναλαμβάνονται για την περίπτωση δεσμευμένων στρατηγικών όπου τα σταθμά επένδυσης σε κάθε χώρα είναι είτε ίσα είτε ορίζονται με βάση την κεφαλαιοποίηση. Και πάλι, η διαφοροποίηση κατά χώρα και κατά κλάδο εμφανίζει σημαντικά μεγαλύτερα οφέλη από τις άλλες δύο περιπτώσεις είτε επιτρέπεται το short- selling είτε όχι. Τέλος χαλαρώνουν τον περιορισμό της πλήρους αντιστάθμισης του συναλλαγματικού κινδύνου και καταλήγουν σε ακόμη πιο βελτιωμένους δείκτες Sharpe. Έτσι, συμπεραίνουν ότι η μερική έκθεση στον συναλλαγματικό κίνδυνο μπορεί να είναι ωφέλιμη σε όρους απόδοσης- κινδύνου.

3.6 Testing for Spanning and Intersection with Conditioning Information

Σκοπός της παραγράφου είναι η επέκταση της έννοιας των ελέγχων spanning και intersection και η εξάρτησή τους από μεταβλητές (instruments) οι οποίες έχουν προβλεπτική δύναμη επί των αποδόσεων των benchmark και test assets. Τέτοιου είδους μεταβλητές μπορούν να είναι μερισματικές αποδόσεις, βραχυπρόθεσμα επιτόκια, υστερήσεις (lagged returns), spreads επιτοκίων κ.λ.π.

Μια μέθοδος η οποία έχει προταθεί στην βιβλιογραφία (Cochrane (1996)) για την ενσωμάτωση της επιπρόσθετης πληροφορίας στους ελέγχους προβλέπει κλιμακούμενες αποδόσεις (scaled returns). Συγκεκριμένα, έστω z_t ένα $(L-1)$ διάνυσμα των instruments και έστω $Z_t = (1 \ z_t)'$. Ως κλιμακούμενες αποδόσεις ορίζονται οι αποδόσεις $Z_t \otimes R_{t+1}$ όπου \otimes συμβολίζεται το γινόμενο Kronecker. Οι αποδόσεις αυτές μπορούν να ερμηνευτούν ως οι αποδόσεις μιας στρατηγικής κατά την οποία επενδύεται ένα ποσό π.χ. $Z_{i,t}$ δολαρίων σ' ένα αξιόγραφο αποφέροντας μια πρόσοδο ίση με $Z_{i,t} R_{j,t+1}$. Ο Cochrane (1996) αντιμετωπίζει τα $Z_t \otimes R_{t+1}$ ως αποδόσεις «ενεργών» χαρτοφυλακίων (managed portfolios) δηλαδή χαρτοφυλακίων όπου οι επενδυτές ακολουθούν δυναμικές στρατηγικές βασισμένες στις τιμές των Z_t . Με τον τρόπο αυτό αυξάνεται και ο αριθμός των benchmark assets κατά ένα παράγοντα L (από K σε LxK).

Συμβολίζοντας με R_{t+1}^Z το (LxK) διάνυσμα $Z_t \otimes R_{t+1}$ (και αντίστοιχα με r_{t+1}^Z το (LxN) διάνυσμα $Z_t \otimes r_{t+1}$), αν το αποδοτικό σύνολο των R_{t+1}^Z συμπίπτει μ' αυτό των (R_{t+1}^Z, r_{t+1}^Z) τότε θα έχουμε conditional spanning. Οι περιορισμοί που επιβάλλονται από τις μηδενικές υποθέσεις των ελέγχων είναι ανάλογοι με την απλή περίπτωση όπου δεν θα υπάρχει δεσμευούσα πληροφορία. Οι περιορισμοί αυτοί συνοψίζονται ως εξής:

$$\emptyset \quad (m_r^z - b^z m_R^z) + h(b^z q_K - q_N) = 0 \quad (26) \quad \text{για intersection και}$$

$$\emptyset \quad (m_r^z - b^z m_R^z) = 0 \quad \text{και} \quad (b^z q_K - q_N) = 0 \quad (27) \quad \text{για spanning}$$

όπου $b^z = \Sigma_{rR}^z (\Sigma_{RR}^z)^{-1}$ ένας $(LxN)x(LxK)$ πίνακας με τους συντελεστές βήτα από την παλινδρόμηση των r_{t+1}^Z στις R_{t+1}^Z αποδόσεις (οι εκθέτες z συμβολίζουν όλες τις

μεταβλητές και παραμέτρους που αντιστοιχούν στην παλινδρόμηση των r_{t+1}^Z στις R_{t+1}^Z).

Η μόνη διαφορά στους περιορισμούς (26),(27) εν σχέση με αυτούς της αδέσμευτης περίπτωσης έγκειται στην ύπαρξη των διανυσμάτων q_N και q_K έναντι των i_N και i_K . Το q_N ορίζεται ως το μέσο κόστος μιας δυναμικής στρατηγικής με διάνυσμα αποδόσεων r_{t+1}^Z , δηλαδή ισχύει $E(r_{t+1}^z m_R^z(v)_{t+1}) = q_N$ όπου $m_R^z(v)_{t+1}$ ο στοχαστικός προεξοφλητικός παράγοντας με την ελάχιστη διακύμανση και με προσδοκώμενη τιμή v , ο οποίος τιμολογεί σωστά τα r_{t+1}^Z και R_{t+1}^Z assets.

Το κύριο μειονέκτημα αυτού του τρόπου ενσωμάτωσης της δεσμεύουσας πληροφορίας είναι το ότι ο αριθμός των παραμέτρων προς εκτίμηση όσο και ο αριθμός των περιορισμών αυξάνουν σημαντικά με τον αριθμό των instruments L . Οι ανεξάρτητες μεταβλητές ανέρχονται σε $(K \times L)$ ενώ ο αριθμός των περιορισμών που θα ελεγχθούν ανέρχεται σε $(N \times L)$ για την περίπτωση του intersection και $(2N \times L)$ για το spanning. Το πρόβλημα αυτό θα μπορούσε να παρακαμφθεί μερικώς αν είμαστε πρόθυμοι να υποθέσουμε μια πιο συγκεκριμένη μορφή προβλεπτικότητας των instruments. Θα μπορούσαμε π.χ. να υποθέσουμε ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις είναι γραμμική συνάρτηση των instruments ενώ οι δεσμευμένες διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις είναι σταθερές, δηλαδή:

$$E_t(R_{t+1}) = c_R^T Z_t, \quad E_t(r_{t+1}) = c_r^T Z_t \quad \text{και} \quad \text{Var}(R_{t+1} / Z_t) = \Omega_{RR}, \quad \text{Var}(r_{t+1} / Z_t) = \Omega_{rr}$$

$$\text{Cov}(R_{t+1}, r_{t+1} / Z_t) = \Omega_{rR}.$$

Στην περίπτωση αυτή το σύστημα παλινδρομήσεων μετατρέπεται ως εξής: $\mathbf{r}_t = c\mathbf{Z}_t + d\mathbf{R}_t + \mathbf{u}_t$ όπου $E(\mathbf{u}_{t+1} / Z_t) = 0$ και $E(\mathbf{u}_{t+1} / R_{t+1}) = 0$ ενώ οι μηδενικές υποθέσεις των ελέγχων intersection και spanning για συγκεκριμένες τιμές η και Z_t μπορούν να ελεγχθούν μέσω των περιορισμών:

$$\emptyset \quad cZ_t + h(di_K - i_N) = 0 \quad (28) \quad (\text{intersection})$$

$$\emptyset \quad cZ_t = 0 \quad \text{και} \quad (di_K - i_N) = 0 \quad (29) \quad (\text{spanning})$$

Οι παραπάνω περιορισμοί είναι παρόμοιοι με αυτούς της αδέσμευτης περίπτωσης με τη διαφορά ότι ο σταθερός όρος α έχει αντικατασταθεί από τον cZ_t . Επίσης, από τις δύο σχέσεις (28) και (29) γίνεται σαφές ότι ο αριθμός των περιορισμών υπό εξέταση έχει παραμείνει ο ίδιος με την αδέσμευτη περίπτωση γεγονός που καθιστά αυτή την μέθοδο ενσωμάτωσης δεσμεύουσας πληροφορίας πιο «πρόσφορη» (convenient) από αυτή των κλιμακούμενων αποδόσεων.

Ο Shanken (1990) υιοθετεί ένα εναλλακτικό τρόπο ενσωμάτωσης πληροφοριών και υποθέτει ότι οι συντελεστές α και β είναι γραμμικές συναρτήσεις των instruments. Ξεκινώντας από το σύστημα παλινδρομήσεων

$$\mathbf{r}_{t+1} = \alpha + \beta \mathbf{R}_{t+1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}, \quad \text{η } i \text{ γραμμή μπορεί να γραφεί ως εξής:}$$

$$r_{i,t+1} = a_i + b_i R_{t+1} + e_{i,t+1} \quad (30).$$

$$\text{Ο Shanken (1990) υποθέτει ότι:} \quad \begin{cases} a_i = a_{i0} + z_i^T a_{i1} & (31) \\ b_i = b_{i0} + z_i^T b_{i1} & (32) \end{cases}$$

όπου a_{i0} βαθμωτό, a_{i1} ($L \times 1$) διάνυσμα, b_{i0} ($1 \times K$) διάνυσμα και b_{i1} ($L \times K$) πίνακας. Αντικαθιστώντας τις (31), (32) στην (30) έχουμε:

$$r_{i,t} = a_{i0} + z_i^T a_{i1} + b_{i0} R_{t+1} + (z_i^T b_{i1}) R_{t+1} + e_{i,t+1} \quad \text{για κάθε σειρά } i \quad (33)$$

Έλεγχος intersection για μια συγκεκριμένη τιμή των η και z_t μπορεί να πραγματοποιηθεί μέσω του περιορισμού:

$$\mathbf{a}_{i0} + z_t^T \mathbf{a}_{i1} + \left\{ (b_{i0} + z_t^T b_{i1}) i_K - 1 \right\} \mathbf{h} = 0 \quad \forall \text{ row } i \quad (34)$$

ενώ για τον έλεγχο spanning για μια συγκεκριμένη τιμή του z_t θα χρησιμοποιήσουμε τους περιορισμούς:

$$\mathbf{a}_{i0} + z_t^T \mathbf{a}_{i1} = 0 \quad \text{και} \quad (b_{i0} + z_t^T b_{i1}) i_K = 1 \quad \forall i \quad (35)$$

Οι παραπάνω περιορισμοί (34) και (35) επιτρέπουν τον έλεγχο για intersection ή spanning αντίστοιχα για μια συγκεκριμένη τιμή των instruments z_t δηλαδή για μια συγκεκριμένη κατάσταση της οικονομίας. Εάν όμως θέλουμε να ελέγξουμε την ύπαρξη intersection ή spanning για κάθε τιμή του z_t (δηλαδή ανεξαρτήτως οικονομικών συνθηκών) τότε οι περιορισμοί (34) και (35) μετατρέπονται ως εξής:

$$\mathbf{a}_{i0} + (b_{i0} i_K - 1) \mathbf{h} = 0 \quad \text{και} \quad \mathbf{a}_{i1} + b_{i1} i_K \mathbf{h} = 0 \quad \forall i \quad (\text{intersection}) \quad \text{και}$$

$$\mathbf{a}_{i0} = 0, \quad b_{i0} i_K = 1, \quad \mathbf{a}_{i1} = 0, \quad b_{i1} = 0 \quad \forall i \quad (\text{spanning}).$$

Αν υπάρχουν L instruments (συμπεριλαμβανομένου ενός σταθερού όρου) με K benchmark assets και N test assets τότε δημιουργούνται $L \times (K+1) \times N$ περιορισμοί προς έλεγχο, αριθμός που είναι ακόμη μεγαλύτερος από αυτόν των κλιμακούμενων αποδόσεων. Επίσης, ο αριθμός των υπό εκτίμηση παραμέτρων είναι $L \times (K+1) \times N$. Άρα, σε όρους αριθμού παραμέτρων ή περιορισμών αυτή η προσέγγιση δεν πλεονεκτεί έναντι των προηγούμενων. Παρόλα αυτά, μας επιτρέπει να εξετάσουμε κάτω από ποίες οικονομικές συνθήκες δύναται να ισχύει intersection ή spanning.

3.7 Changes in Optimal Portfolio Weights: A Technical Note

Λαμβάνοντας ως δεδομένα το αρχικό βέλτιστο χαρτοφυλάκιο των benchmark assets και τις εκτιμήσεις των παραμέτρων του μοντέλου

$\mathbf{r}_t = \alpha + \beta \mathbf{R}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$ μπορούμε να υπολογίσουμε τα νέο βέλτιστο χαρτοφυλάκιο μετά την εισαγωγή των N test assets στο σύνολο των επενδυτικών επιλογών (investment set).

Ξεκινώντας από τη σχέση (8) του βέλτιστου χαρτοφυλακίου των $(K+N)$ αξιογράφων

$$\text{έχουμε: } \mathbf{w}^* = \begin{bmatrix} w_K^* \\ w_N^* \end{bmatrix} = \mathbf{g}^{-1} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{m}_{K+N} - \mathbf{h} i_{K+N}) \quad \text{όπου} \quad \boldsymbol{\Sigma}^{-1} = \begin{bmatrix} \Sigma_{RR} & \Sigma_{Rr} \\ \Sigma_{rR} & \Sigma_{rr} \end{bmatrix}^{-1}.$$

Χρησιμοποιώντας τον τύπο του αντιστρόφου του διαμερισμένου πίνακα $\boldsymbol{\Sigma}^{-1}$

$$(\text{partitioned inverse}), \text{ προκύπτει ότι}^{\ast}: \boldsymbol{\Sigma}^{-1} = \begin{bmatrix} \Sigma_{RR}^{-1} + \mathbf{b}^T \Sigma_{ee}^{-1} \mathbf{b} & -\mathbf{b}^T \Sigma_{ee}^{-1} \\ -\Sigma_{ee}^{-1} \mathbf{b} & \Sigma_{ee}^{-1} \end{bmatrix} \quad (36).$$

$$\text{Από (8), (36)} \Rightarrow \mathbf{w}_N^* = \mathbf{g}^{-1} \Sigma_{ee}^{-1} [(\mathbf{m}_N - \mathbf{b} \mathbf{m}_K) - \mathbf{h} (i_N - \mathbf{b} i_K)] = \mathbf{g}^{-1} \Sigma_{ee}^{-1} [\mathbf{a} - \mathbf{h} (i_N - \mathbf{b} i_K)].$$

Δηλαδή, $\mathbf{w}_N^* = \mathbf{g}^{-1} \Sigma_{ee}^{-1} \mathbf{a}_J(\mathbf{h})$ (37). Άρα, το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο των N assets,

\mathbf{w}_N^* , εξαρτάται (καθορίζεται) από το διάνυσμα των άλφα του Jensen και τον αντίστροφο του πίνακα των συνδιακυμάνσεων των καταλοίπων, Σ_{ee}^{-1} . Το μοναδικό πρόβλημα στη σχέση (37) είναι ο βαθμός αποστροφής κινδύνου γ ο οποίος είναι άγνωστος (μη παρατηρήσιμος). Προκειμένου να αντικαταστήσουμε την παράμετρο γ χρησιμοποιούμε τις προηγούμενες σχέσεις (9α) και (9β): $\mathbf{g} = \mathbf{B} - \mathbf{h} \mathbf{A}$ όπου $\mathbf{A} = \mathbf{i}^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{i}$

^{\ast} Λαμβάνοντας επίσης υπ' όψιν ότι $\Sigma_{ee} = \Sigma_{rr} - \mathbf{b} \Sigma_{Rr}$ όπου $\mathbf{b} = \Sigma_{rR} \Sigma_{RR}^{-1}$

και $B = m^T \Sigma^{-1} i$. Με την βοήθεια της σχέσης (36) μπορεί να αποδειχθεί ότι $B = B_K + a^T \Sigma_{ee}^{-1} (i_N - b i_K)$

και $A = A_K + (b i_K - i_N)^T \Sigma_{ee}^{-1} (b i_K - i_N)$.

Επομένως, $g = B_K + a^T \Sigma_{ee}^{-1} (i_N - b i_K) - h A_K - h (b i_K - i_N)^T \Sigma_{ee}^{-1} (b i_K - i_N)$ ή $g = B_K - h A_K + a^T (h) \Sigma_{ee}^{-1} (i_N - b i_K)$ (38). Αν ορίσουμε $g_K = B_K - h A_K$, από την

(38) έχουμε: $g = g_K + a_J^T (h) \Sigma_{ee}^{-1} (i_N - b i_K)$ (39). Όπως παρατηρούμε από την

τελευταία σχέση τα γ και γ_K είναι διαφορετικά για τα σύνολα των (K+N) και K αξιόγραφων αντίστοιχα. Μόνο το zero beta return (η) παραμένει το ίδιο. Στην συνέχεια της ανάλυσης, το γ αλλά και όλες οι άλλες μεταβλητές που αναφέρονται στα (K+N) assets δεν θα περιλαμβάνουν δείκτη σε αντίθεση με αυτές που θα αναφέρονται μόνο στα K ή N assets του extended portfolio. Επίσης, οι μεταβλητές που θα αναφέρονται στα αρχικά K benchmark assets, θα διακρίνονται με το σύμβολο $\tilde{\cdot}$.

Πολλαπλασιάζοντας από αριστερά την θεμελιώδη σχέση (8), $(m - h i) = g \Sigma w^*$,

με w^{*T} έχουμε: $g = \frac{m - h}{w^{*T} \Sigma w^*}$ (40) όπου $m = w^{*T} m$ η μέση τιμή του βέλτιστου χαρτοφυλακίου των (K+N) assets. Αντίστοιχα, μπορούμε να γράψουμε

$g_K = \frac{\tilde{m}_K - h}{\tilde{w}_K^{*T} \Sigma_{RR} \tilde{w}_K^*} = \frac{q_K^2(h)}{\tilde{m}_K - h}$ (41) όπου $q_K^2(h)$ ο μέγιστος δείκτης Sharpe των K assets. Η σχέση (37), μέσω των (39) και (41), γίνεται:

$$w_N^* = \frac{\tilde{m}_K - h}{q_K^2(h) + (\tilde{m}_K - h) a_J^2(h)^T \Sigma_{ee}^{-1} (i_N - b i_K)} \Sigma_{ee}^{-1} a_J(h) \quad (42)$$

Το πλεονέκτημα της τελευταίας εξίσωσης (42) έγκειται στο γεγονός ότι περιλαμβάνει αποτελέσματα του αρχικού βέλτιστου χαρτοφυλακίου των K assets και αποτελέσματα που προέκυψαν από την παλινδρόμηση των N στα K assets. Με ανάλογο τρόπο μπορούμε να εκφράσουμε και τα νέα βέλτιστα σταθμά των K assets, w_K^* , ως συνάρτηση του αρχικού optimal χαρτοφυλακίου \tilde{w}_K^* και των αποτελεσμάτων της παλινδρόμησης. Συγκεκριμένα:

$$w_K^* = \left(\frac{q_K^2(h)}{q_K^2(h) + (\tilde{m}_K - h) a_J^2(h)^T \Sigma_{ee}^{-1} (i_N - b i_K)} \right) \tilde{w}_K^* - b^T w_N^* \quad (43).$$

Οι τελευταίες σχέσεις (42) και (43) μπορούν να διατυπωθούν διαφορετικά ως εξής:

$$w_N^* = \frac{m - h}{q^2(h)} \Sigma_{ee}^{-1} a_J(h) \quad (44) \text{ και } w_K^* = \frac{q_K^2(h)}{q^2(h)} \frac{m - h}{\tilde{m}_K - h} \tilde{w}_K^* - b^T w_N^* \quad (45) \text{ (από συνδυασμό}$$

των σχέσεων (37) και (39) και τον ορισμό του Sharpe Ratio). Για ένα μόνο νέο αξιόγραφο (N=1), η σχέση (44) δείχνει ότι το άλφα του Jensen, $a_J(h)$, καθορίζει την θέση που θα πάρουμε στο αξιόγραφο αυτό, με δεδομένο ότι: $m - h > 0$. Αν $a_J(h) > 0$ ($a_J(h)$ αρνητικό) ένας επενδυτής μπορεί να βελτιώσει την επίδοση του χαρτοφυλακίου του παίρνοντας θέση αγοράς (θέση πώλησης) στο νέο αξιόγραφο. Για περισσότερα από ένα αξιόγραφα όμως, το πρόσημο που θα έχουν τα σταθμά του νέου χαρτοφυλακίου καθορίζονται επίσης και από τον αντίστροφο του πίνακα συνδιακυμάνσεων των όρων σφάλματος, e_i . Επίσης, αν το αποδοτικό σύνολο των

benchmark assets δεν επηρεαστεί σημαντικά από την εισαγωγή των νέων αξιολογίων, τότε $(q_K^2(\mathbf{h})/q^2(\mathbf{h}))(m-\mathbf{h})/(\tilde{m}_K-\mathbf{h}) \approx 1$ οπότε οι συντελεστές β θα καθορίσουν ποια από τα παλαιά αξιόγραφα θα αντικατασταθούν από τα νέα.

Τέλος, στην περίπτωση όπου υποθέτουμε την ύπαρξη ενός περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου (στην απόδοση του οποίου μπορεί να δανειστεί ή να δανείσει ένας επενδυτής), μπορούμε να αντικαταστήσουμε το η στην σχέση (44) με το R_f . Και πάλι, η σχέση (44) θα δηλώνει το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο των N assets που θα προκύπτει ως το σημείο της εφαπτομένης από το $(0, R_f)$ στο σύνορο των $K+N$ assets. Η διαφορά με την προηγούμενη περίπτωση εντοπίζεται στο γεγονός ότι τα νέα βέλτιστα σταθμά w_N^* και w_K^* πιθανόν να μην αθροίζουν πλέον στη μονάδα. Με άλλα λόγια, δύναται ένας επενδυτής να δανείσει ή να δανειστεί ένα ποσοστό $(1-i_K^T w_K^* - i_N^T w_N^*)$ προκειμένου να πετύχει μια αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου του ίση με m .

4. Empirical Results

4.1 Data Descriptive Statistics

Για το σχηματισμό του δείγματος μας συλλέξαμε από την DataStream μηνιαίες τιμές σε USD και μερισματικές αποδόσεις για επτά ώριμες αγορές (G7) καθώς και για μια περιοχή αναπτυσσόμενων αγορών (Asia-x-Japan). Επίσης, για την βιομηχανική διάσταση του δείγματος συγκεντρώσαμε τιμές και μερισματικές αποδόσεις για δέκα ευρείς παγκόσμιους κλάδους της οικονομίας όπως αυτοί ορίζονται με βάση την ταξινόμηση της DataStream. Τα δεδομένα μας καλύπτουν την περίοδο Φεβρουαρίου 1973- Ιανουαρίου 2005 (συνολικά 384 παρατηρήσεις). Εφόσον η Datastream δεν παρέχει συγκεντρωτικές κλαδικές αποδόσεις αποκλειστικά για τις G7 χώρες, χρησιμοποιήσαμε παγκόσμιους κλαδικούς δείκτες και προκειμένου να αυξήσουμε την γεωγραφική κάλυψη του δείγματος μας συμπεριλάβαμε στο δείγμα και την περιοχή της Ασίας πλην της Ιαπωνίας.

Ο πίνακας 1 παρουσιάζει εκτιμήσεις για την μέση μηνιαία απόδοση και την τυπική απόκλιση της απόδοσης για τις χώρες και τους κλάδους τόσο για την συνολική περίοδο όσο και για τρεις δεκαετίες υποπεριόδους. Όπως μαρτυρούν τα αποτελέσματα, οι χώρες κατά την συνολική περίοδο παρουσιάζουν κατά μέσο όρο ελαφρώς υψηλότερη μέση μηνιαία απόδοση εν σχέση με τους κλάδους η οποία όμως συνοδεύεται και με υψηλότερες τυπικές αποκλίσεις.

Αναφορικά με τις υποπεριόδους, η μέση τυπική απόκλιση των αποδόσεων των χωρών μειώνεται συνεχώς με την πάροδο των δεκαετιών ενώ αντίθετα η μέση εκτιμηθείσα τυπική απόκλιση για τους κλάδους παραμένει διαχρονικά σταθερή. Αυτό ισχύει και για την περιοχή της Ασίας πλην της Ιαπωνίας η απόδοση της οποίας, όπως αναμενόταν, είναι η πλέον ριψοκίνδυνη (volatile) μεταξύ των χωρών. Από την άλλη πλευρά, ο κλάδος της πληροφορικής και των νέων τεχνολογιών (IT sector) ο οποίος, στην συνολική περίοδο, εμφανίζεται ως ο πλέον ευμετάβλητος μεταξύ των κλάδων παρουσιάζει μια σταδιακή διαχρονική αύξηση της μέσης απόδοσης αλλά και της διακύμανσης του, μεγέθη τα οποία κορυφώνονται κατά τη διάρκεια της τρίτης υποπεριόδου 93-05. Τέλος, η δεύτερη υποπερίοδος (1983:02-1993:01) εμφανίζεται ευεργετική για την πλειοψηφία των κρατικών και κλαδικών δεικτών αφού οι μέσες

μηνιαίες αποδόσεις υπερδιπλασιάζονται εν σχέση με την πρώτη υποπερίοδο για να ακολουθήσουν μια διορθωτική πορεία από το 1993 μέχρι το 2005.

Οι πίνακες 3Α και 3Β παρουσιάζουν τους συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των κρατικών και των κλαδικών δεικτών για το συνολικό διάστημα 1973-2005. Η μέση συσχέτιση των κλάδων με τις χώρες είναι 0,5284. Η τιμή αυτή είναι μεγαλύτερη από τη μέση διακρατική συσχέτιση (avg. cross country) 0,4417 αλλά μικρότερη από την μέση διακλαδική συσχέτιση (avg. cross sector) 0,6291. Εν γένει, οι αποδόσεις των χωρών είναι λιγότερο συσχετισμένες μεταξύ τους σε σχέση με τις αποδόσεις των κλάδων υπονοώντας ότι ένας επενδυτής θα μπορούσε να αποκομίσει μεγαλύτερα οφέλη αν ακολουθούσε μια γεωγραφική διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου του.

4.2 Style Analysis

Προτού παρουσιάσουμε τα αποτελέσματα του style analysis κρίνεται σκόπιμο να δώσουμε μια σύντομη περιγραφή της μεθόδου ανάλυσης ώστε τα αποτελέσματα της να γίνουν πιο κατανοητά.

Όπως προαναφέραμε στην παράγραφο 3.5, με τον όρο style analysis εννοούμε τη χρήση μη γραμμικού προγραμματισμού (quadratic programming) με σκοπό τον καθορισμό της έκθεσης (exposure) ενός target fund στις μεταβολές των αποδόσεων ενός συνόλου από benchmark assets:

$$r_{i,t} = a_i + \sum_{j=1}^K b_{i,j} R_{j,t} + e_{i,t}, i=1,2,\dots,N$$

όπου οι συντελεστές $b_{i,j}$ θα πρέπει να αθροίζουν στη μονάδα και να λαμβάνουν μη αρνητικές τιμές ώστε να συμμορφώνονται με ρεαλιστικές επενδυτικές πρακτικές του εκάστοτε fund (για funds τα οποία λαμβάνουν θέσεις πώλησης μπορούν να τεθούν άλλοι περιορισμοί). Ο καλύτερος συνδυασμός των συντελεστών $b_{i,j}$ είναι αυτός που ελαχιστοποιεί τη διακύμανση του όρου σφάλματος $e_{i,t}$. Ανασυντάσσοντας την παραπάνω εξίσωση έχουμε: $e_{i,t} = r_{i,t} - a_i - (b_{i1}R_{1,t} + \dots + b_{iK}R_{K,t})$.

Ο αριστερός όρος της τελευταίας εξίσωσης μπορεί να ερμηνευτεί ως η διαφορά ανάμεσα στην απόδοση ενός target fund, $r_{i,t}$, και την απόδοση ενός παθητικού

χαρτοφυλακίου (εφόσον $\sum_{j=1}^K b_{i,j} = 1 \quad \forall i$) με τους ίδιους συντελεστές style. Ο στόχος

του style analysis είναι ο προσδιορισμός των $b_{i,j}$ που ελαχιστοποιούν τη διακύμανση αυτής της διαφοράς. Η ανάλυση αυτή παρέχει μια εξήγηση της συμπεριφοράς των αποδόσεων των target funds και όχι απλώς μια εικόνα για τη σύνθεση των mimicking portfolios.

Ο πίνακας 6Α παρουσιάζει τους συντελεστές του style των βιομηχανικών χαρτοφυλακίων σε όρους εθνικών χαρτοφυλακίων. Κατά παρόμοιο τρόπο, στον πίνακα 6Β παρουσιάζονται τα styles των χωρών σε όρους κλαδικών χαρτοφυλακίων. Αν ένας κλάδος i είναι σημαντικός για μια χώρα c θα περιμένουμε ο συντελεστής $\beta_{c,i}$ να είναι σχετικά υψηλός. Για παράδειγμα, σύμφωνα με τους συντελεστές του πίνακα 6Β, ο κλάδος των φυσικών πόρων (resources) είναι σημαντικός για τον Καναδά ενώ το ίδιο ισχύει και για τον κλάδο των κυκλικών υπηρεσιών (cyclical services) για το Ηνωμένο Βασίλειο. Η προτελευταία σειρά κάθε πίνακα παρουσιάζει τους συντελεστές R^2 για τα style regressions. Το μέσο R^2 του πίνακα 6Α είναι 0,65 ενώ στον πίνακα 6Β ανέρχεται μόλις σε 0,49. Τα αποτελέσματα αυτά υπονοούν ότι είναι

αποτελεσματικότερο να μιμηθούμε (αντιγράψουμε) βιομηχανικά χαρτοφυλάκια μέσω εθνικών απ' ότι αντιστρόφως. Τα παγκόσμια βιομηχανικά χαρτοφυλάκια εμφανίζουν μια «εθνική δομή» (country structure) η οποία μπορεί να αναπαραχθεί καλά ακόμη και μετοχές εκτός του εκάστοτε κλάδου.

Επίσης, στην δεύτερη σειρά κάθε πίνακα εμφανίζονται οι εκτιμήσεις των σταθερών όρων (intercepts) για κάθε style regression. Οι όροι αυτοί θα μπορούσαν να ερμηνευτούν ως η υπερβάλλουσα αναμενόμενη απόδοση του target fund, $r_{i,t}$, εν σχέση με αυτή του μιμητικού χαρτοφυλακίου $\beta_{i,j}$. Παρόλα αυτά όμως δεν μπορούμε να εξάγουμε ασφαλές συμπέρασμα για τις επιδόσεις των target funds εν σχέση με τα μιμητικά χαρτοφυλάκια χρησιμοποιώντας μόνο τους συντελεστές άλφα του style analysis διότι θα πρέπει να συνυπολογίζουμε και τον κίνδυνο που συνεπάγεται η επένδυση σε αυτά. Περισσότερες λεπτομέρειες για την εφαρμογή της ανάλυσης styles προς αυτή την κατεύθυνση της σύγκρισης επιδόσεων μεταξύ χαρτοφυλακίων δίδονται στο παράρτημα.

Εν κατακλείδι, τα αποτελέσματα του style analysis υποστηρίζουν μια δημοφιλή θέση σε ένα μεγάλο κομμάτι της σχετικής βιβλιογραφίας κατά την οποία ο «εθνικός παράγοντας» και όχι τόσο ο βιομηχανικός είναι αυτός που ασκεί την καθοριστική επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών. Κατά συνέπεια, ένας διεθνής επενδυτής ο οποίος βασίζεται μόνο στην εν λόγω ανάλυση θα πρέπει να διαφοροποιήσει το χαρτοφυλάκιο του διακρατικά και όχι διακλαδικά προκειμένου να αποκομίσει τα μέγιστα δυνατά οφέλη.

4.3 Efficiency Tests

4.3.1 Intersection and Spanning Without Short Sales Constraints

Όπως προαναφέραμε στην παράγραφο 4.1, οι εθνικοί δείκτες εμφανίζονται λιγότερο συσχετισμένοι μεταξύ τους εν σχέση με τους κλαδικούς δείκτες ενώ και οι μέσες αποδόσεις των πρώτων είναι κατά μέσο όρο ελαφρώς υψηλότερες από τις μέσες αποδόσεις των δεύτερων. Σ' αυτή την παράγραφο θα εξετάσουμε αν οι διαφορές αυτές στα χαρακτηριστικά των αποδόσεων των δεικτών μεταφράζονται και σε διαφορές στα αποδοτικά χαρτοφυλάκια τους.

Ο πίνακας 7 παρουσιάζει τα αποτελέσματα των ελέγχων intersection και spanning τόσο για την συνολική περίοδο εξέτασης όσο και για τρεις υποπεριόδους όταν οι χώρες ή οι κλάδοι χρησιμοποιούνται ως benchmarks και όταν δεν τίθενται περιορισμοί των short sales. Αν η μία κατηγορία δεικτών «καλύπτει» (spans) την άλλη, τότε οποιοσδήποτε επενδυτής μπορεί να κατασκευάσει το αποδοτικό του χαρτοφυλάκιο μόνο από τα benchmark indices και το χαρτοφυλάκιο αυτό θα παραμείνει αποδοτικό και για το σύνολο των δεικτών (δηλαδή η προσθήκη των νέων δεικτών σ' αυτό δεν θα του προσφέρει σημαντικά μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση ανά μονάδα κινδύνου). Αν όμως τα παραπάνω ισχύουν για μια κατηγορία επενδυτών, τότε έχουμε intersection για αυτούς τους επενδυτές.

Εν προκειμένω, η κατηγορία των επενδυτών στην οποία αφορά ο έλεγχος intersection που πραγματοποιούμε χαρακτηρίζεται από zero beta rate $\eta = R_f$ όπου ως R_f θεωρούμε το 1 month T-Bill rate. Ειδικότερα, για $\eta = R_f$ τα βέλτιστα χαρτοφυλάκια των χωρών ή των κλάδων είναι αυτά που μεγιστοποιούν τους αντίστοιχους δείκτες Sharpe. Πρόκειται δηλαδή για τα χαρτοφυλάκια τα οποία αναπαρίστανται από το σημείο στο οποίο η ευθεία που διέρχεται από το σημείο $(0, R_f)$

εφάπτεται στο αποδοτικό σύνορο των χωρών ή των κλάδων αντίστοιχα. Η κλίση της ευθείας αυτής, ως γνωστόν, δίδει τη μέγιστη τιμή του δείκτη Sharpe.

Όπως φανερώνουν τα αποτελέσματα για την συνολική περίοδο εξέτασης, η υπόθεση του intersection απορρίπτεται όταν οι εθνικοί δείκτες χρησιμοποιούνται ως benchmark assets ενώ το αντίθετο ισχύει στην περίπτωση των κλάδων. Έτσι, η συγκεκριμένη κατηγορία επενδυτών μπορεί να πετύχει την καλύτερη δυνατή σχέση απόδοσης-κινδύνου (risk return trade off) επενδύοντας αποκλειστικά και μόνο στους κλαδικούς δείκτες χωρίς να χρειάζεται να συμπεριλάβει στο χαρτοφυλάκιο της και τους εθνικούς.

Ο πίνακας 4 παρουσιάζει τη σύνθεση των βέλτιστων χαρτοφυλακίων για $\eta = R_f$ όταν το σύνολο των επενδυτικών επιλογών περιλαμβάνει μόνο χώρες ή κλάδους ή το σύνολο των δεικτών. Όπως παρατηρούμε, το βέλτιστο κλαδικό χαρτοφυλάκιο, το οποίο δύναται να προσφέρει στους επενδυτές το μέγιστο δυνατό όφελος, περιλαμβάνει περισσότερες αρνητικές θέσεις από το βέλτιστο εθνικό χαρτοφυλάκιο το οποίο όμως όπως είδαμε κρίνεται από μόνο του ανεπαρκές ως προς τα μέγιστα οφέλη διαφοροποίησης που μπορούν να επιτευχθούν. Στην επόμενη παράγραφο, όπου θα επιβάλουμε περιορισμούς για short sales θα διαπιστώσουμε ότι οι συνέπειες τους θα είναι «βαρύτερες» (σε όρους ανταμοιβής προς μεταβλητότητα- reward to volatility) για το κλαδικό χαρτοφυλάκιο εν σχέση με το εθνικό εξαιτίας των πολλών θέσεων πώλησης που προβλέπει το πρώτο. Στην προτελευταία σειρά του πίνακα 4 παρουσιάζονται οι μέγιστοι δείκτες Sharpe για τις τρεις επενδυτικές στρατηγικές (διακρατική, διακρατική και το συνδυασμό αυτών). Ο μέγιστος δείκτης της διακρατικής διαφοροποίησης απέχει ελάχιστα από τον αντίστοιχο του συνδυασμού των δεικτών (0,2092 έναντι 0,2148), αποτέλεσμα που συνάδει με αυτό του ελέγχου intersection. Αντίθετα, ο μέγιστος δείκτης Sharpe της διακρατικής διαφοροποίησης (0,1339) είναι αρκετά μικρότερος από τους δύο προαναφερθέντες: δημιουργείται στατιστικά σημαντικό όφελος αν ένας επενδυτής συμπεριλάβει στο εθνικό χαρτοφυλάκιο του και τους κλαδικούς δείκτες.

Επίσης, προκειμένου να ελέγξουμε την σχετική αποτελεσματικότητα της διακλαδικής έναντι της διακρατικής διαφοροποίησης ακολουθούμε την ανάλυση των Gerard, Hillion, De Roop (2002) (παράγραφος 3.5) και ελέγχουμε την διαφορά των μέγιστων δεικτών Sharpe για τις δύο στρατηγικές. Το αποτέλεσμα αυτού του ελέγχου φαίνεται στην τελευταία σειρά του πίνακα 4. Παρά το γεγονός ότι η διαφορά των δύο δεικτών Sharpe είναι σημαντική από οικονομικής απόψεως, το p- value (0,0502) μας προτρέπει να αποδεχτούμε, έστω και οριακά, την μηδενική υπόθεση της ισότητας των δύο δεικτών. Άρα, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι οι δύο στρατηγικές διαφοροποίησης είναι εξίσου αποδοτικές. Στο σημείο αυτό θα πρέπει να διευκρινίσουμε ότι το τελευταίο αυτό συμπέρασμα δεν αντικρούει τα αποτελέσματα του ελέγχου intersection. Οι έλεγχοι intersection και spanning εξετάζουν την αποδοτικότητα του benchmark χαρτοφυλακίου των χωρών ή των κλάδων εν σχέση με το διευρυμένο χαρτοφυλάκιο του συνόλου των δεικτών ενώ, αντίθετα, ο έλεγχος της διαφοράς των δεικτών Sharpe συγκρίνει άμεσα την αποτελεσματικότητα της διακρατικής έναντι της διακλαδικής διαφοροποίησης.

Αναφορικά με τα αποτελέσματα του ελέγχου spanning, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται τόσο όταν οι χώρες όσο και όταν οι κλάδοι παίζουν το ρόλο των benchmark assets. Συνεπώς, δεν μπορούμε να ισχυριστούμε ότι οποιοσδήποτε επενδυτής που θα συνθέσει το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο του αποκλειστικά με εθνικούς ή βιομηχανικούς δείκτες θα έχει αποκομίσει την μέγιστη δυνατή αναμενόμενη απόδοση ανά μονάδα κινδύνου. Το συμπέρασμα αυτό ισχύει και για την συνολική περίοδο εξέτασης 1973- 2005 αλλά και για τις τρεις δεκαετείς υποπεριόδους με

μοναδική εξαίρεση την τρίτη υποπερίοδο 93-05 όταν οι κλάδοι λαμβάνονται ως benchmarks. Στην περίπτωση αυτή αποδεχόμαστε οριακά την μηδενική υπόθεση του ελέγχου spanning (p -value ίσο με 0,0749).

Λαμβάνοντας υπ' όψιν την σημαντική άνθιση του κλάδου των τηλεπικοινωνιών και νέων τεχνολογιών (IT sector) κατά τα τέλη της δεκαετίας του 90 αλλά και την σημαντική ύφεση του από το 2000 και μετά, ελέγχουμε την «στιβαρότητα» (robustness) του τελευταίου αποτελέσματος με δύο τρόπους: αφενός αφαιρούμε τον συγκεκριμένο κλάδο από το δείγμα κατά την τελευταία υποπερίοδο αφετέρου διατηρούμε το δείγμα αναλλοίωτο αλλά διαιρούμε την περίοδο 93-05 σε δύο υποπεριόδους 1993-2000:03 και 2000:04-2005. Τα αποτελέσματα των ελέγχων δικαιώνουν τις υποψίες μας. Στην πρώτη περίπτωση όπου εξαιρούμε τον κλάδο IT από το δείγμα δεν μπορούμε πλέον να αποδεχτούμε την αποτελεσματικότητα των κλάδων ως προς το σύνολο των δεικτών (p -value 0,0036). Και στην δεύτερη περίπτωση, η κλαδική διαφοροποίηση κυριαρχεί στο πρώτο διάστημα 93-00 αλλά από το 2000 και μετά όταν και επέρχεται η έκρηξη της «τεχνολογικής φούσκας» χάνει την υπεροχή της παρά το γεγονός ότι σε όλους τους παραπάνω ελέγχους δεν έχουμε θέσει περιορισμούς των short sales.

Τα σχήματα 3 και 4 παρουσιάζουν τα αποδοτικά σύνορα των κλάδων και των χωρών αντίστοιχα εν σχέση με αυτό του συνόλου των δεικτών. Όπως παρατηρούμε, το σύνορο των κλάδων σχεδόν συμπίπτει με αυτό του συνόλου των δεικτών αν και όπως δηλώνουν τα αποτελέσματα του ελέγχου spanning οι διαφορές μεταξύ των συνόρων παραμένουν στατιστικά σημαντικές.

4.3.2 Intersection and Spanning With Short Sales Restrictions

Στην προηγούμενη παράγραφο παρουσιάσαμε τα αποτελέσματα των ελέγχων intersection και spanning υπό την προϋπόθεση ότι οι επενδυτές δεν αντιμετωπίζουν περιορισμούς της αγοράς όπως λήψη θέσεων πώλησης ή κόστη συναλλαγών. Πρακτικά όμως η υπόθεση αυτή δεν ισχύει με συνέπεια τα οφέλη της διαφοροποίησης που υπονοούν τα μέχρι τώρα αποτελέσματα των ελέγχων να συρρικνώνονται σημαντικά. Έτσι, προκειμένου να εξάγουμε πιο ρεαλιστικά συμπεράσματα επαναλαμβάνουμε τους ελέγχους ακολουθώντας τη μεθοδολογία των De Roon et al. (2001a).

Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου intersection στην περίπτωση όπου επιβάλλουμε περιορισμούς short sales σ' όλους τους δείκτες συνεπάγεται ότι το διάνυσμα των άλφα του Jensen θα πρέπει να είναι μικρότερο ή ίσο του μηδενός. Το πάνω μέρος του πίνακα 8 εμφανίζει συγκεντρωτικά τα αποτελέσματα του ελέγχου intersection όταν ο περιορισμός των short sales επιβάλλεται είτε μόνο στη μία κατηγορία δεικτών είτε και στις δύο. Υπενθυμίζουμε ότι οι περιορισμοί που συνεπάγεται η μηδενική υπόθεση των ελέγχων μετατρέπονται από ισοτικοί σε ανισοτικούς μόνο όταν ο περιορισμός των short sales συμπεριλαμβάνει (και) τα test assets.

Όπως παρατηρούμε, στην περίπτωση όπου ο περιορισμός τίθεται μόνο στα benchmark assets, τα αποτελέσματα δεν αλλάζουν εν σχέση με την απλή (unrestricted) περίπτωση: η προσθήκη των κλαδικών δεικτών συνεχίζει να προσφέρει σημαντικά οφέλη διαφοροποίησης στο benchmark χαρτοφυλάκιο των χωρών ενώ το αντίθετο δεν ισχύει. Όταν όμως απαγορεύουμε πλήρως την λήψη θέσεων πώλησης (NSS all assets) τότε καμία κατηγορία δεικτών δεν δύναται να παρέχει από μόνη της το μέγιστο όφελος στην κατηγορία επενδυτών που αφορά ο έλεγχος intersection.

Κατ' αντιστοιχία με τον πίνακα 4, ο πίνακας 5 παρουσιάζει τη σύνθεση του βέλτιστου χαρτοφυλακίου (το οποίο αποτελεί παράλληλα και το tangency portfolio)

των εν λόγω επενδυτών εφόσον έχουν τεθεί και οι περιορισμοί των short sales. Οι χώρες ή οι κλάδοι που δεν έχουν μηδενικά σταθμά συνιστούν το υποσύνολο $R_i^{(v)}$ ως προς το οποίο παλινδρομούμε τα new assets κατά τον έλεγχο intersection. Χαρακτηριστικό επίσης είναι το γεγονός ότι το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο του συνόλου των δεικτών και το βέλτιστο κλαδικό χαρτοφυλάκιο έχουν την ίδια βιομηχανική σύνθεση (non cyclical goods, non cyclical services, resources, utilities) και στην ίδια περίπτωση αναλογία ενώ το πρώτο περιλαμβάνει επίσης από τις χώρες μόνο τον Καναδά. Άρα, σύμφωνα με τα αποτελέσματα του ελέγχου intersection, ένας επενδυτής με $\eta=R_f$ ο οποίος κατασκευάζει το χαρτοφυλάκιο του αποκλειστικά με βιομηχανικούς δείκτες αρκεί να συμπεριλάβει σε αυτό και το δείκτη του Καναδά για να πετύχει σημαντικά μεγαλύτερη απόδοση ανά μονάδα κινδύνου.

Στο τελευταίο κομμάτι του πίνακα 5 εμφανίζονται οι δείκτες Sharpe που αντιστοιχούν στα τρία βέλτιστα χαρτοφυλάκια (οι δείκτες αυτοί είναι και οι μέγιστοι δυνατοί εφόσον πρόκειται για τα tangency portfolios). Συγκρίνοντας τους με τους αντίστοιχους δείκτες του πίνακα 4 παρατηρούμε ότι η επίδοση του κρατικού χαρτοφυλακίου έχει υποστεί ελάχιστη «φθορά» από τους περιορισμούς των short sales (ο μέγιστος δείκτης Sharpe μειώνεται από 0,1339 σε 0,13075). Αντίθετα, ο δείκτης Sharpe του κλαδικού χαρτοφυλακίου μειώνεται αρκετά από 0,2092 σε 0,16515, γεγονός που οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η ανώτερη επίδοση των κλαδικών χαρτοφυλακίων σε όρους ελέγχου intersection εξαρτάται σημαντικά από την δυνατότητα λήψης θέσεων πώλησης.

Επίσης, ελέγχουμε την διαφορά ανάμεσα στους δείκτες Sharpe της διακλαδικής και διακρατικής διαφοροποίησης και διαπιστώνουμε ότι η διαφορά τους δεν είναι στατιστικά σημαντική (p-value 0,7273). Συνεπώς, οι δύο στρατηγικές παραμένουν εξίσου αποδοτικές η μία ως προς την άλλη ακόμα και μετά την επιβολή των περιορισμών των short sales.

Στο δεύτερο τμήμα του πίνακα 8 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου spanning ενώ στα σχήματα 5 και 6 απεικονίζονται τα αποδοτικά σύνορα των χωρών και των κλάδων έναντι αυτού του συνόλου των δεικτών. Για την διενέργεια του ελέγχου ακολουθούμε την μεθοδολογία που περιγράφεται αναλυτικά στην παράγραφο 3.2.2. Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου απορρίπτεται σε κάθε περίπτωση, είτε όταν οι χώρες είτε όταν οι κλάδοι χρησιμοποιούνται ως benchmarks. Άρα, ανεξαρτήτως των προτιμήσεων των επενδυτών καμία από τις δύο στρατηγικές δεν είναι εξίσου αποδοτική με μια στρατηγική που συνδυάζει την γεωγραφική και την διακλαδική κατανομή πόρων (cross industry cross country allocation).

Συνοψίζοντας, αν συγκρίνουμε τον πίνακα 8 με τον πίνακα 7 της απεριόριστης περίπτωσης θα διαπιστώσουμε μια μόνο αξιόλογη διαφορά κατά τον έλεγχο intersection όταν οι κλάδοι παίζουν το ρόλο των benchmarks. Ενώ στην αδέσμευτη περίπτωση η κλαδική διαφοροποίηση συνιστά μια αποδοτική τακτική ως προς το σύνολο των δεικτών (έστω και αν αυτό ισχύει για συγκεκριμένους επενδυτές), μετά την εισαγωγή των περιορισμών χάνει το «προνόμιο» αυτό ενώ συνεχίζει να είναι εξίσου αποδοτική ως προς την κρατική διαφοροποίηση. Τα αποτελέσματα αυτά οδηγούν στο συμπέρασμα ότι οι περιορισμοί short sales είναι πιο δεσμευτικοί (more binding) για τα κλαδικά παρά για τα εθνικά χαρτοφυλάκια.

4.3.3 Conditional Intersection and Spanning

Σ' όλη την παραπάνω ανάλυση υποθέσαμε ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις και οι (συν)διακυμάνσεις των δεικτών παραμένουν σταθερές με την πάροδο του χρόνου. Σ' αυτή την παράγραφο θα χαλαρώσουμε την υπόθεση αυτή βασιζόμενοι σε μελέτες

(Keim Stambaugh (1986), Ferson Harvey (1993)) κατά τις οποίες οι μέσες αποδόσεις μετοχών και ομολογιών μεταβάλλονται διαχρονικά και μπορούν να προβλεφθούν σε κάποιο βαθμό με τη βοήθεια μεταβλητών όπως υστερούμενες αποδόσεις (lagged returns), μερισματικές αποδόσεις, βραχυπρόθεσμα επιτόκια κ.α. Όμως, διαχρονικά μεταβαλλόμενες μέσες αποδόσεις και (συν)διακυμάνσεις συνεπάγονται διαχρονικά μεταβαλλόμενα αποδοτικά μέτωπα με αποτέλεσμα οι επενδυτές να ακολουθούν δυναμικές στρατηγικές διαφοροποίησης σύμφωνα με τις επικρατούσες οικονομικές συνθήκες και να προσαρμόζουν ανάλογα τα βέλτιστα χαρτοφυλάκια τους. Επομένως, είναι δυνατόν, υπό ορισμένες οικονομικές συνθήκες, να δημιουργούνται οφέλη διαφοροποίησης όταν ένας επενδυτής συμπεριλάβει στο χαρτοφυλάκιο του νέα αξιόγραφα, ενώ υπό άλλες συνθήκες τα οφέλη αυτά να μην ισχύουν.

Για να περιγράψουμε την πληροφορία που είναι διαθέσιμη στους επενδυτές χρησιμοποιούμε τις εξής μεταβλητές (instruments): την απόδοση του τριμηνιαίου εντόκου γραμματίου του αμερικανικού δημοσίου (3m T-Bill rate), την μερισματική απόδοση του δείκτη S&P-500, την διαφορά μεταξύ των αποδόσεων εταιρικών μακροπρόθεσμων ομολόγων πιστοληπτικής αξιολόγησης Aaa και Baa (default spread) και την διαφορά μεταξύ των αποδόσεων του δεκαετούς benchmark αμερικανικού ομολόγου και του αντίστοιχου τριμηνιαίου εντόκου γραμματίου (term spread). Οι σειρές των instruments θα ενσωματωθούν στο μοντέλο με υστέρηση ενός μήνα σε σύγκριση με τις σειρές των δεικτών.

Για την ενσωμάτωση της πρόσθετης πληροφορίας στους ελέγχους ακολουθήσαμε την προσέγγιση του Shanken (1990) σύμφωνα με την οποία οι συντελεστές α και β είναι γραμμικές συναρτήσεις των instruments. Δηλαδή υποθέτουμε ότι για το i test asset ισχύουν: $\mathbf{a}_i = \mathbf{a}_{i0} + \mathbf{z}_i^T \mathbf{a}_{i1}$ και $\mathbf{b}_i = \mathbf{b}_{i0} + \mathbf{z}_i^T \mathbf{b}_{i1}$ όπου \mathbf{Z}_i είναι το διάνυσμα των instruments. Έτσι, το μοντέλο μετατρέπεται ως εξής:

$$r_{i,t} = \mathbf{a}_{i0} + \mathbf{z}_i^T \mathbf{a}_{i1} + \mathbf{b}_{i0} R_{t+1} + (\mathbf{z}_i^T \mathbf{b}_{i1}) R_{t+1} + \mathbf{e}_{i,t+1} \text{ για κάθε new asset } i$$

Ο πίνακας 9 παρουσιάζει τα αποτελέσματα των δεσμευμένων ελέγχων intersection και spanning για τη συνολική περίοδο και για τρεις δεκαετίες υποπεριόδους όπου οι χώρες ή οι κλάδοι χρησιμοποιούνται αντίστοιχα ως benchmarks. Το πλαίσιο εφαρμογής των ελέγχων αυτών όπως παρουσιάστηκε αναλυτικά στην παράγραφο 3.6 μας επιτρέπει να εξετάσουμε την ύπαρξη intersection ή spanning είτε για συγκεκριμένες καταστάσεις της οικονομίας (συγκεκριμένες τιμές \mathbf{Z}_i) είτε ανεξαρτήτως των οικονομικών συνθηκών. Εν προκειμένω διενεργήσαμε τους ελέγχους ανεξάρτητα από την κατάσταση της οικονομίας.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του ελέγχου intersection για τη συνολική περίοδο εξέτασης, αποδεχόμαστε την αποδοτικότητα του κλαδικού χαρτοφυλακίου εν σχέση με το σύνολο των δεικτών (p-value 0,4412). Αντίθετα, το εθνικό χαρτοφυλάκιο στερεί από τους επενδυτές στατιστικά σημαντικά οφέλη διαφοροποίησης. Εξαιρέση αποτελεί η τρίτη υποπερίοδος 1993-2005 όπου σύμφωνα με το αποτέλεσμα του ελέγχου το εθνικό χαρτοφυλάκιο συνιστά μια αποδοτική επιλογή. Αυτή εξάλλου είναι και η μοναδική περίπτωση όπου αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση των ελέγχων intersection για τις τρεις υποπεριόδους τόσο όταν οι χώρες όσο και όταν οι κλάδοι χρησιμοποιούνται ως benchmarks.

Όπως και στην αδέσμευτη περίπτωση, ελλείπει περιορισμών των short sales αποδεχόμαστε την αποδοτικότητα του βιομηχανικού χαρτοφυλακίου ως προς το σύνολο των δεικτών. Όταν όμως λάβουμε υπ' όψιν μας τους εν λόγο περιορισμούς η αποτελεσματικότητα του κλαδικού χαρτοφυλακίου χάνεται. Το συμπέρασμα αυτό προκύπτει από τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στο άνω μέρος του πίνακα 10: εφόσον συμπεριλάβουμε τον περιορισμό των short sales στον έλεγχο intersection, δεν

μπορούμε πλέον να αποδεχτούμε την αποτελεσματικότητα του χαρτοφυλακίου των κλαδικών δεικτών.

Αναφορικά με τον δεσμευμένο έλεγχο spanning, η μηδενική υπόθεση του απορρίπτεται σε κάθε περίπτωση (countries or sectors as benchmarks) και για κάθε περίοδο εξέτασης υπονοώντας ότι η διακρατική- διακλαδική διαφοροποίηση παραμένει η πιο αποδοτική στρατηγική ανεξαρτήτως των προτιμήσεων των επενδυτών ακόμη και αν ενσωματώσουμε στον έλεγχο περιορισμούς των short sales (πίνακας 10).

5. Conclusions

Σκοπός της παρούσης εργασίας είναι η διάκριση της επίδρασης του εθνικού και βιομηχανικού παράγοντα στις επιδόσεις των διεθνών στρατηγικών διαφοροποίησης. Για την ανάλυση μας χρησιμοποιήσαμε ελέγχους intersection και spanning οι οποίοι μας επιτρέπουν σε όρους μέσης απόδοσης- κινδύνου να αξιολογήσουμε τα οφέλη που δύναται να προσφέρει η κλαδική έναντι της εθνικής διαφοροποίησης λαμβάνοντας παράλληλα υπ' όψιν και τις προτιμήσεις των επενδυτών (intersection). Το πλαίσιο εφαρμογής των ελέγχων αυτών είναι αρκετά ευέλικτο ώστε να μας επιτρέπει την ενσωμάτωση περιορισμών short sales ή δεσμευμένων μεταβλητών προκειμένου να εξάγουμε ρεαλιστικότερα συμπεράσματα.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των αδέσμευτων ελέγχων, εάν επιθυμούσαμε να κατασκευάσουμε ένα βέλτιστο χαρτοφυλάκιο δίχως να λάβουμε υπ' όψιν τις προτιμήσεις των επενδυτών (δίχως να γνωρίζουμε ποιος επενδυτής θα επιλέξει να επενδύσει σε αυτό) τότε είμαστε αναγκασμένοι να εφαρμόσουμε μια διακρατική- διακλαδική διαφοροποίηση (cross industry- cross country allocation) αντιμετωπίζοντας ισοδύναμα την γεωγραφική ή βιομηχανική διάσταση του χαρτοφυλακίου μας. Με άλλα λόγια, θα πρέπει να αντιμετωπίσουμε κάθε κλάδο σε κάθε χώρα (π.χ. chemicals in Switzerland) ως ένα βασικό στοιχείο της ανάλυσης μας (primary component). Το σύνολο αυτών των στοιχείων θα συνθέσει το σύνολο των επενδυτικών επιλογών (investment opportunity set) με βάση το οποίο θα είμαστε σε θέση να κατασκευάσουμε ένα βέλτιστο χαρτοφυλάκιο.

Αν όμως λάβουμε υπ' όψιν και τις προτιμήσεις των επενδυτών (ή πιο συγκεκριμένα την συνάρτηση χρησιμότητας τους και κατ' επέκταση την αποστροφή κινδύνου τους) τότε δεν μπορούμε a priori να γνωρίζουμε αν η γεωγραφική ή η κλαδική διαφοροποίηση ή ο συνδυασμός αυτών μας παρέχει το μέγιστο δυνατό όφελος σε όρους απόδοσης- κινδύνου. Στην περίπτωση αυτή ο έλεγχος intersection θα καταδείξει την αποτελεσματικότερη στρατηγική. Εν προκειμένω, για επενδυτές με $\eta=R_f$, η διαφοροποίηση κατά κλάδο συνιστά μια στρατηγική που μπορεί να τους παρέχει το μέγιστο δυνατό όφελος εν σχέση με το σύνολο των δεικτών αν και αυτό το συμπέρασμα οφείλεται κυρίως στην δυνατότητα λήψης θέσεων πώλησης επί των δεικτών. Πράγματι, εάν αποτρέψουμε τη δυνατότητα των short sales, το κλαδικό χαρτοφυλάκιο χάνει την αποτελεσματικότητα του στον διευρυμένο επενδυτικό χώρο.

Πέραν του ελέγχου intersection διεξάγουμε μια άμεση σύγκριση της αποδοτικότητας της εθνικής και της βιομηχανικής διαφοροποίησης ελέγχοντας την διαφορά των μέγιστων δεικτών Sharpe. Τα αποτελέσματα αυτού του ελέγχου φανερώνουν μια μη σημαντική διαφορά μεταξύ του εθνικού και βιομηχανικού χαρτοφυλακίου σε όρους σταθμισμένης απόδοσης ως προς τον κίνδυνο είτε επιτρέπονται τα short sales είτε όχι.

Τέλος, τα αποτελέσματα της δεσμευμένης ανάλυσης είναι ανάλογα με αυτά της αδέσμευτης. Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου intersection για τους κλάδους

απορρίπτεται όταν επιβληθούν περιορισμοί των short sales ενώ τα αποτελέσματα του ελέγχου spanning υποδεικνύουν ότι ακόμη και αν λάβουμε υπ' όψιν την πληροφόρηση της αγοράς (διαχρονική μεταβλητότητα των αποδοτικών συνόρων) θα πρέπει να συνδυάσουμε την διάσταση χώρα με την διάσταση κλάδο για να πετύχουμε το μέγιστο όφελος διαφοροποίησης.

6. References

- Baca S., Garbe B. & R. Weiss (2000), "The Rise of Sector Effects in Major Equity Markets", *Financial Analysts Journal*, vol. 56, no. 5, 34-40
- Basak G., Jagannathan R. & G. Sun (2002), "A Direct Test for the Mean Variance Efficiency of a Portfolio", *Journal of Economic Dynamics and Control* 26, 1195- 1215
- Brooks R. & M. Del Negro (2002a), "The Rise in Comovement Across National Stock Markets: Market Integration or IT Bubble?", Federal Reserve Bank of Atlanta, working paper 2002- 17a
- Brooks R. & M. Del Negro (2002b), "International Diversification Strategies", Federal Reserve Bank of Atlanta, working paper 2002- 23
- Carrieri F., Errunza V. & S. Sarkissian (2004), "Industry Risk and Market Integration", *Management Science* 50 (2), 207-221
- Cavaglia S., Brightman C.& M. Aked (2000), "The Increasing Importance of Industry Factors" , *Financial Analysts Journal*, vol. 56, no. 5, 41-54
- Cavaglia S., Melas D. & G. Tsouderos (2000), "Cross- Industry and Cross- Country International Equity Diversification", *Journal of Investing* 9, no. 1, 65-71
- Cochrane J.H. (1996), "A Cross Sectional Test of an Investment Based Asset Pricing Model", *Journal of Political Economy* 104, 572-611
- De Roon F.A., Nijman T.E. & B.J.M. Werker (2001a), "Testing for Mean- Variance Spanning with Short Sales Constraints and Transaction Costs: The Case of Emerging Markets", *Journal of Finance*, vol. 56, no. 2, April 2001
- De Roon F.A. & T.E. Nijman (2001b), "Testing for Mean- Variance Spanning: A Survey", *Journal of Empirical Finance* 8, 111- 155
- De Roon F.A., Nijman T.E. & J.R. Ter Horst (2004), "Evaluating Style Analysis", *Journal of Empirical Finance* 11, no. 1, 29-53
- Ehling P. & S.B. Ramos (2004), "Geographic vs. Industry Diversification: Constraints Matter", FAME research paper no.113/ August 2004
- Eiling E., Gerard B. & F. De Roon (2004), "Asset Allocation in Euro- Zone: Industry or Country Based ?", working paper
- Ferson W.E. & C.R. Harvey (1993), "The Risk and Predictability of International Equity Market Returns", *Review of Financial Studies* 6, 527-566
- Flavin T.J. (2004), "The Effect of the Euro on Country versus Industry Portfolio Diversification", *Journal of International Money and Finance* 23, 1137- 1158
- French K.R. & J.M. Poterba (1991), "Investor Diversification and International Equity Markets", *American Economic Review* 81, 222-226
- Gerard B., Hillion P. & F. De Roon (2002), "International Portfolio Diversification: Industry, Country and Currency Effects Revisited", working paper
- Gourieroux C., Holly A. & A. Montfort (1982), "Likelihood Ratio Test, Wald Test and Kuhn-Tucker Test in Linear Models with Inequality Constraints on the Regression Parameters", *Econometrica*, vol. 50, no. 1, January 1982, 63-80

- Griffin G.M & G.A. Karolyi (1998), "Another Look at the Role of Industrial Structure of Markets for International Diversification Strategies", *Journal of Financial Economics* 50 (3), 351-373
- Hardouvelis G., Malliaropulos D. & R. Priestley (2000), "The Impact of Integration on EU Stock Markets: Country and Sector Effects", Non- Technical Report, Banque de France
- Huberman G. & S. Kandel (1987), "Mean- Variance Spanning", *Journal of Finance*, vol. 42, no. 4, 873-888
- Isakov D. & F. Sonney (2003), "Are Practitioners Right? On the Relative Importance of Industry Factors in International Stock returns", SSRN working paper
- Keim D.B. & R.F. Stambaugh (1986), "Predicting Returns in the Bond and Stock Markets", *Journal of Financial Economics* 17, 357-390
- Kennedy P. (1986), "Interpreting Dummy Variables", *The Review of Economics and Statistics* 1986, 174-175
- Kodde D.A. & F.C. Palm (1986), "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions", *Econometrica*, vol. 54, no. 5, September 1986, 1243-1248
- Lessard D.R. (1974), "World, National and Industry Factors in Equity Returns", *Journal of Finance*, vol. 29, no. 2, 379-391
- Lessard D.R. (1976), "World, Country and Industry Relationships in Equity Returns: Implications For Risk Reduction Through International Diversification", *Financial Analysts Journal*, vol. 32, no. 1, 32-38
- Levy H. & A. Sarnat (1970), "International Diversification of Investment Portfolios", *American Economic Review* 25, 668-675
- Moerman G.A. (2004), "Diversification in Euro Area Stock Markets: Country Versus Industry", ECB working paper no. 327/ April 2004
- Roll R. (1992), "Industrial Structure and the Comparative Behaviour of International Stock Market Indices", *Journal of Finance*, vol. 47, no. 1, 3-41
- Rouwenhorst K.G. (1999), "European Equity Markets and EMU: Are the Differences Between Countries Slowly Disappearing?", working paper
- Serra A.P. (2000), "Country and Industry Factors in Returns: Evidence From Emerging Markets' Stocks", *Emerging Markets Review* 1, 127-151
- Shanken J. (1990), "International Asset Pricing: An Empirical Investigation", *Journal of Econometrics* 45, 99-120
- Sharpe W.F. (1992), "Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement", *Journal of Portfolio Management*, Winter 1992, 7-19
- Solnik B. & J. Roulet (2000), "Dispersion as Cross Sectional Correlation", *Financial Analysts Journal*, Jan- Feb 2000, 54-61
- Solnik B. (1974), "Why Not Diversify Internationally Rather Than Domestically?", *Financial Analysts Journal*, vol. 30, no. 4, 48-54
- Suits D. (1984), "Dummy Variables: Mechanics vs. Interpretation", *The Review of Economics and Statistics* 64, 177-180
- Wang C.J., Lee C.H. & B.N. Huang (2003), "An Analysis of Industry and Country Effects in Global Stock Returns: Evidence from Asian Countries and the US", *The Quarterly Review of Economics and Finance* 43, 560-577

APPENDIX

A. Style Analysis and Performance Measurement

Το return based style analysis, όπως παρουσιάστηκε αρχικά από τον Sharpe (1992) έχει εξελιχθεί σε ένα ιδιαίτερα δημοφιλές εργαλείο για την ανάλυση των αποδόσεων των Αμοιβαίων Κεφαλαίων (ΑΚ). Κατ' ουσίαν, η μέθοδος αυτή περιλαμβάνει την χρήση ενός παραγοντικού μοντέλου (factor model) για την επεξήγηση των αποδόσεων των Α.Κ. Ως παράγοντες λαμβάνονται οι αποδόσεις σε διάφορα benchmark χαρτοφυλάκια όπως π.χ. αναπτυξιακά χαρτοφυλάκια, χαρτοφυλάκια μικρής κεφαλαιοποίησης, κλαδικά ή κρατικά. Ο βασικός περιορισμός που τίθεται στους συντελεστές των παραγόντων είναι αυτός της μη αρνητικότητας (positivity constraint) και της άθροισης στη μονάδα (portfolio constraint) ώστε οι τελευταίοι να καθιστούν ένα θετικά σταθμισμένο χαρτοφυλάκιο το οποίο να «ερμηνεύει» τις αποδόσεις των Α.Κ.

Συγκεκριμένα, έστω K παραγοντικά χαρτοφυλάκια με αποδόσεις που συμβολίζονται από το διάνυσμα \mathbf{R}_t και N αμοιβαία κεφάλαια με διάνυσμα αποδόσεων \mathbf{r}_t για τα οποία υποθέτουμε το γραμμικό παραγοντικό μοντέλο:

$$\mathbf{r}_t = \mathbf{a} + \beta \mathbf{R}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \text{ όπου } E(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \mathbf{R}_{t,i}) = 0 \text{ για } i=1,2,\dots,K$$

Έστω $\tilde{\mathbf{b}}_i$ η λύση του προβλήματος $\min E[(r_{i,t} - a - \mathbf{b}_i^T \mathbf{R}_t)^2]$ (A1) για το

συγκεκριμένο Α.Κ. i υπό τους περιορισμούς $\mathbf{b}_i^T \mathbf{i}_K = 1$ και $\mathbf{b}_i \geq \mathbf{0}$ (A2) όπου το σύμβολο της ανισότητας ισχύει για κάθε στοιχείο του διανύσματος β_i . Έτσι, το $\tilde{\mathbf{b}}_i$ συμβολίζει το μιμητικό χαρτοφυλάκιο του αμοιβαίου κεφαλαίου i .

Στην περίπτωση όπου το πρόβλημα (A1) επιλυθεί δίχως την προσθήκη των περιορισμών (A2) (δηλαδή οι γραμμές του $(N \times K)$ πίνακα β δεν καθιστούν απαραίτητως θετικά σταθμισμένα χαρτοφυλάκια), τότε η ανάλυση χαρακτηρίζεται ως ασθενής (weak style analysis). Αντίθετα, η προσθήκη μόνου του περιορισμού της άθροισης στη μονάδα χαρακτηρίζει την ημι- ισχυρή μορφή της ανάλυσης (semi strong style analysis). Τέλος, το πρόβλημα που συνοψίζεται στις εξισώσεις (A1) και (A2) χαρακτηρίζεται ως η ισχυρή μορφή της ανάλυσης (strong style analysis).

Αν συμβολίσουμε (a_i, \mathbf{b}_i) και $(\bar{a}_i, \bar{\mathbf{b}}_i)$ τις λύσεις του προβλήματος (A1) στις περιπτώσεις της ασθενούς και της ημι-ισχυρής μορφής της ανάλυσης, οι De Roon, Nijman, Ter Horst (2004) αποδεικνύουν ότι οι παραπάνω παράμετροι συνδέονται με τις εξής σχέσεις:

$$\bar{\mathbf{b}}_i = c_i \left(\frac{\mathbf{b}_i}{\mathbf{b}_i^T \mathbf{i}_K} \right) + (1 - c_i) \mathbf{W}_{GMV} \text{ (A3) και } \bar{a}_i = a_i + (\mathbf{b}_i^T \mathbf{i}_K - 1) E(\mathbf{R}_t^{GMV}) \text{ (A4)}$$

όπου $c_i = \mathbf{b}_i^T \mathbf{i}_K$ και $\mathbf{W}_{GMV} = \boldsymbol{\Sigma}_{RR}^{-1} \mathbf{i}_K (\mathbf{i}_K^T \boldsymbol{\Sigma}_{RR}^{-1} \mathbf{i}_K)^{-1}$ το χαρτοφυλάκιο της ελάχιστης διακύμανσης για τα K benchmark αξιόγραφα (Global Minimum Variance Portfolio-GMV). Οι σχέσεις (A3) και (A4) υπονοούν ότι αν ο περιορισμός του αθροίσματος στη μονάδα δεν ισχύει (αν οι διαχειριστές του Α.Κ. δεν αντιμετωπίζουν τέτοιο περιορισμό αλλά μπορούν να πάρουν και αρνητικές θέσεις όπως π.χ. σε hedge funds), τότε τα σταθμά του μιμητικού χαρτοφυλακίου θα είναι μεροληπτικές εκτιμήσεις των πραγματικών σταθμών των παραγόντων β_i όπου το μεροληπτικό σφάλμα είναι γραμμική συνάρτηση του GMV χαρτοφυλακίου.

Εφόσον το χαρτοφυλάκιο $\tilde{\mathbf{b}}_i$ αντιπροσωπεύει το καλύτερο μιμητικό χαρτοφυλάκιο, σε όρους ελαχίστων τετραγώνων, θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί ως ένα benchmark για την αξιολόγηση της απόδοσης ενός A.K. Ο σταθερός όρος \tilde{a}_i στο μοντέλο $r_{i,t} = \tilde{a}_i + \tilde{\mathbf{b}}_i^T \mathbf{R}_t + \mathbf{e}_{i,t}$ μας δίνει την αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση του A.K. εν σχέση με το μιμητικό χαρτοφυλάκιο. Αν ήμασταν σε θέση να βρούμε ένα τέλειο χαρτοφυλάκιο $\tilde{\mathbf{b}}_i$, υπό την έννοια ότι $\text{Var}(\mathbf{e}_{i,t}) = 0$, τότε μια θετική τιμή του \tilde{a}_i θα δήλωνε ότι η απόδοση του A.K. μπορεί να επιτευχθεί με υψηλότερο κόστος αν οι επενδυτές χρησιμοποιούν τα benchmark χαρτοφυλάκια με αποτέλεσμα οι τελευταίοι να προτιμούν αυστηρά το A.K. Αν όμως $\text{Var}(\mathbf{e}_{i,t}) \geq 0$, τότε μια θετική τιμή του \tilde{a}_i δεν σημαίνει απαραίτητα ότι το A.K. αποδίδει καλύτερα από το μιμητικό χαρτοφυλάκιο αφού το A.K. μπορεί επίσης να είναι και πιο ρισκίνδυνο. Αν η επιλογή ενός επενδυτή περιοριζόταν ανάμεσα στις δύο αυτές εναλλακτικές (A.K. ή replicating portfolio) τότε οι επιδόσεις τους θα μπορούσαν να συγκριθούν με την βοήθεια του δείκτη Sharpe ο οποίος υπολογίζει την αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση μιας επένδυσης ανά μονάδα κινδύνου αυτής ή

$$SH_i = \frac{E(r_{i,t}) - R_f}{S(r_{i,t})}$$

Εναλλακτικά, μπορούμε να αξιολογήσουμε τις επιδόσεις ενός A.K. χρησιμοποιώντας ως μέτρο το άλφα του Jensen το οποίο αποτελεί τον σταθερό όρο στην παλινδρόμηση της υπερβάλλουσας απόδοσης του A.K. ως προς την υπερβάλλουσα απόδοση των benchmarks:

$$r_{i,t} - \mathbf{h} = \mathbf{a}_{J,i} + B(\mathbf{R}_t - \mathbf{h}_K) + \mathbf{e}_{i,t}$$

όπου το η (zero beta rate) θα μπορούσε να αντικατασταθεί με το R_f αν μεταξύ των benchmark assets βρισκόταν και ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου. Μια υψηλή τιμή του μέτρου του Jensen υποδεικνύει ότι ο μέγιστος δείκτης Sharpe των benchmark χαρτοφυλακίων δύναται να βελτιωθεί αν ένας επενδυτής συμπεριλάβει και το A.K. στο χαρτοφυλάκιο του.

Από την σχέση (A4) συνεπάγεται ότι ο σταθερός όρος \bar{a}_i ισούται με μια ειδική περίπτωση του μέτρου του Jensen εφόσον το \bar{a}_i είναι ίσο με τον σταθερό όρο $\mathbf{a}_{J,i}$ στην παλινδρόμηση:

$$r_{i,t} - E(R_t^{GMV}) = \mathbf{a}_{J,i} + B(\mathbf{R}_t - E(R_t^{GMV}))\mathbf{i}_K + \mathbf{u}_{i,t} \quad (\text{A5})$$

Άρα, για επενδυτές με zero beta rate ίσο με την αναμενόμενη απόδοση του GMV χαρτοφυλακίου ο σταθερός όρος της παραπάνω παλινδρόμησης (A5) μας δίνει το άλφα στην περίπτωση της ημι ισχυρής ανάλυσης style. Κατά παρόμοιο τρόπο, ο σταθερός όρος \tilde{a}_i του strong style analysis, ο οποίος προκύπτει με βάση τους περιορισμούς της μη αρνητικότητας και του αθροίσματος στη μονάδα, ισούται με το άλφα του Jensen στο μοντέλο (A5) με την διαφορά ότι το \mathbf{R}_t αντικαθίσταται από το υποσύνολο \mathbf{R}_{1t} για το οποίο οι περιορισμοί της μη αρνητικότητας είναι μη περιοριστικοί (υπό την έννοια ότι το β_i από το πρόβλημα (A1) εκφράζεται ως $\mathbf{b}_i^T = (\mathbf{b}_{1i}^T \mathbf{O}_{2i}^T)$ όπου το β_{1i} έχει τις ίδιες διαστάσεις με το \mathbf{R}_{1t}). Όπως καταλήγουν οι De Roan et al. (2004), αν οι πραγματικοί συντελεστές βήτα ενός A.K. ως προς κάποιους παράγοντες πληρούν τις προϋποθέσεις της μη αρνητικότητας και του

αθροίσματος στη μονάδα και αν μεταξύ αυτών των παραγόντων βρίσκεται και ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου (για το οποίο δεν χρειάζεται και να επιβληθεί περιορισμός μη αρνητικότητας), τότε ο συντελεστής α του strong style analysis θα συμπίπτει με το άλφα του Jensen για κάθε επενδυτή και όχι μόνο για επενδυτές με πολύ χαμηλό βαθμό αποστροφής κινδύνου.

Συνοψίζοντας, η μέτρηση της επίδοσης ενός Α.Κ. σε σχέση με ένα μιμητικό χαρτοφυλάκιο δεν θα πρέπει να βασίζεται μόνο στο σταθερό όρο $\tilde{\alpha}_i$ αφού το Α.Κ. μπορεί παράλληλα να είναι και πιο ριγοκίνδυνο από το χαρτοφυλάκιο, γεγονός που μπορεί να έχει ως αποτέλεσμα μικρότερο δείκτη Sharpe ακόμη και αν το $\tilde{\alpha}_i$ είναι θετικό. Επιπροσθέτως, το $\tilde{\alpha}_i$ δύναται να εκφραστεί σε όρους του μέτρου του Jensen αν και, εν γένει, η σχέση αυτή ισχύει μόνο για επενδυτές με πολύ χαμηλό βαθμό αποστροφής κινδύνου. Εν τούτοις, αν οι περιορισμοί της μη αρνητικότητας και του αθροίσματος στη μονάδα ισχύουν στην πραγματικότητα και αν ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου βρίσκεται μεταξύ των εξηγηματικών παραγόντων, τότε το $\tilde{\alpha}_i$ θα συμπίπτει με το μέτρο του Jensen ανεξαρτήτως της αποστροφής κινδύνου των επενδυτών.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Στο πρώτο μέρος του πίνακα εμφανίζονται οι εκτιμήσεις της μέσης μηνιαίας απόδοσης και της τυπικής απόκλισης για τις χώρες του δείγματος. Οι εκτιμήσεις αναφέρονται σε ολόκληρη την περίοδο αλλά και σε τρεις υποπεριόδους- δεκαετίες. Στο δεύτερο τμήμα παρουσιάζονται τα αντίστοιχα στατιστικά στοιχεία για 10 κλάδους της οικονομίας, όπως αυτοί καθορίζονται από την Datastream.

Country	Total Period 1973:02- 2005:01		Sub Period I 1973:02- 1983:01		Sub Period II 1983:02- 1993:01		Sub Period III 1993:02- 2005:01	
	Return	Std. Dev.	Return	Std. Dev.	Return	Std. Dev.	Return	Std. Dev.
Canada	0,9182%	5,2258%	0,8684%	5,9006%	0,7470%	4,5755%	1,1025%	5,1658%
France	1,0506%	6,7689%	0,3412%	8,4217%	1,8288%	6,2332%	0,9935%	5,5161%
Germany	0,8481%	5,7139%	0,4952%	5,3845%	1,3081%	6,2438%	0,7590%	5,5304%
Italy	0,8180%	7,5829%	0,4037%	8,7386%	1,0959%	7,3321%	0,9318%	6,7452%
Japan	0,7126%	6,5705%	0,7562%	5,4357%	1,3010%	7,6446%	0,1859%	6,4680%
UK	1,0343%	6,2565%	0,782%	8,2732%	1,4492%	6,0651%	0,8990%	4,1297%
US	0,9009%	4,4341%	0,5386%	4,7092%	1,2969%	4,4021%	0,8730%	4,2232%
Asia-x- Japan	0,7428%	8,956%	0,4448%	12,3733%	1,2669%	7,3334%	0,5547%	6,5062%
Average	0,8782%	6,4386%	0,5787%	7,4046%	1,2867%	6,2287%	0,7874%	5,5355%

Sector	Total Period 1973:02- 2005:01		Sub Period I 1973:02- 1983:01		Sub Period II 1983:02- 1993:01		Sub Period III 1993:02- 2005:01	
	Return	Std. Dev.	Return	Std. Dev.	Return	Std. Dev.	Return	Std. Dev.
Bas. Industries	0,8052%	4,9142%	0,5716%	4,8526%	1,1946%	5,3774%	0,6753%	4,5642%
Gen. Industries	0,8655%	4,7794%	0,6957%	4,6436%	1,0277%	4,9023%	0,8718%	4,8158%
C. Consumer Gds	0,7250%	5,0352%	0,4815%	5,3626%	1,0497%	5,0183%	0,6574%	4,7825%
Cyc. Services	0,7603%	4,6946%	0,3588%	4,8750%	1,3230%	4,9674%	0,6260%	4,2777%
Financials	0,8857%	6,6069%	0,3995%	7,5560%	1,0013%	6,5450%	1,1945%	5,7834%
Info Tech.	0,7793%	6,7992%	0,5236%	5,6025%	0,7471%	5,1084%	1,0191%	8,7102%
Non C. Cons. Gds	0,9707%	4,0676%	0,4987%	4,6548%	1,5598%	4,2128%	0,8730%	3,3207%
Non Cyc. Services	0,8797%	4,7675%	0,8485%	3,7029%	1,2250%	4,9439%	0,6178%	5,3809%
Recourses	1,0112%	5,0338%	0,7638%	5,5583%	1,1257%	4,7884%	1,1220%	4,7959%
Utilities	0,9128%	4,0935%	0,6749%	4,0731%	1,4043%	4,9588%	0,7014%	3,2119%
Average	0,8595%	5,0792%	0,5817%	5,0882%	1,1658%	5,0823%	0,8358%	4,9643%

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα βέλτιστα χαρτοφυλάκια (tangency portfolios) και τους μέγιστους δείκτες Sharpe για τις χώρες, τους κλάδους καθώς και το σύνολο αυτών. Τα χαρτοφυλάκια και οι δείκτες Sharpe αντιστοιχούν σε μια συγκεκριμένη κατηγορία επενδυτών που χαρακτηρίζεται από το 1 month T-Bill rate (η αποστροφή κινδύνου τους σχετίζεται με αυτό το επιτόκιο). Στους υπολογισμούς δεν έχει τεθεί περιορισμός των short- sales.

COUNTRY OPT. WEIGHTS

	Asia-x-JP	Canada	France	Germany	Italy	Japan	U.K.	U.S.
Optimal Weights	-0.1265	0.1670	0.1660	0.0503	-0.0285	0.0112	0.2352	0.5254

SECTOR OPT. WEIGHTS

	Bas. Industries	Cyc. Con Goods	Cycl. Services	Finance	Gener. Industr.	Info. Tech.	NonCyc Goods	NonCyc Service	Resour	Utility
Optimal Weights	-0.3058	-0.1706	-0.8036	-0.1930	0.7357	-0.0986	0.8364	0.3166	0.2597	0.4233

COUNTRY & SECTOR OPT. WEIGHTS

	Asia-x-JP	Canada	France	Germany	Italy	Japan	U.K.	U.S.		
Optimal Weights	-0.0429	0.1145	0.0086	-0.0026	0.0023	0.0153	0.0598	0.3436		
	Bas. Industries	Cyc Con Goods	Cycl Services	Finance	Gener Industr	Info Tech	NonCyc Goods	NonCyc Service	Resour	Utility
Optimal Weights	-0.2636	-0.1177	-0.8788	-0.2397	0.7084	-0.1906	0.6699	0.2609	0.1103	0.4422

	Cross- Country Allocation	Cross-Industry Allocation	Cross- Country Cross- Industry Allocation
max Sharpe Ratios	0.1339	0.2092	0.2148
Sharpe Ratio Difference Test	3,83507 (0,0502)		

ΠΙΝΑΚΑΣ 5

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα βέλτιστα χαρτοφυλάκια (tangency portfolios) και τους μέγιστους δείκτες Sharpe για τις χώρες, τους κλάδους καθώς και το σύνολο των δεικτών όπου για τον υπολογισμό τους έχει τεθεί περιορισμός των short-sales. Τα χαρτοφυλάκια και οι δείκτες αντιστοιχούν σε μια συγκεκριμένη κατηγορία επενδυτών που χαρακτηρίζεται από το 1 month T-Bill rate.

COUNTRY OPT. WEIGHTS										
SECTOR OPT. WEIGHTS	Bas. Industries	Asia-x-JP Cyc. Goods	Canada Con. Services	France Finance	Germany Gener. Industr.	Italy Info. Tech.	Japan NonCyc Goods	U.K. NonCyc Services	U.S. Resour	U.S. Utility
Optimal Weights	0.00	0.00	0.11083	0.16636	0.02079	0.00	0.00	0.1837	0.4883	
Optimal Weights	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.3858	0.0872	0.2169	0.3101

COUNTRY & SECTOR OPT. WEIGHTS

	Asia-x-JP	Canada	France	Germany	Italy	Japan	U.K.	U.S.		
Optimal Weights	0.00	0.0397	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		
	Bas. Industries	Cyc Con Goods	Cycl Services	Finance	Gener Industr	Info Tech	NonCyc Goods	NonCyc Service	Resour	Utility
Optimal Weights	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.3735	0.0801	0.1915	0.3152

	Cross- Country Allocation	Cross-Industry Allocation	Cross- Country Allocation	Cross- Industry Allocation
max Sharpe Ratios (NSS)	0.13075	0.16515	0.1652	
Sharpe Ratio Difference Test	0,121627 (0,7273)			

ΠΙΝΑΚΕΣ 6Α-6Β

Οι παρακάτω πίνακες παρουσιάζει τα αποτελέσματα του style analysis όπου οι χώρες και οι κλάδοι χρησιμοποιούνται εναλλάξ ως target funds. Οι συντελεστές των styles ($\beta_{i,j}$) εκτιμήθηκαν υπό τους περιορισμούς της μη αρνητικότητας και του αθροίσματος στη μονάδα για τις οκτώ χώρες ή τους δέκα κλάδους αντίστοιχα.

	Bas.l.	Gen.l.	CCGd	CS	Fin	I.T.	NCGd	NCS	Res	Ut
α (%)	0,00	-0,55	-0,35	0,95	0,00	-1,23	-1,28	0,22	1,05	-3,55
Canada	0,14	0,08	0,03	0,00	0,00	0,03	0,00	0,00	0,31	0,01
France	0,04	0,01	0,03	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,09	0,05
Germany	0,06	0,12	0,11	0,04	0,00	0,06	0,04	0,06	0,00	0,12
Italy	0,02	0,01	0,00	0,01	0,00	0,02	0,01	0,05	0,00	0,04
Japan	0,35	0,26	0,35	0,26	0,12	0,15	0,16	0,25	0,09	0,32
UK	0,13	0,06	0,04	0,13	0,00	0,00	0,11	0,05	0,21	0,04
US	0,23	0,40	0,38	0,52	0,88	0,69	0,68	0,60	0,30	0,42
AsiaxJpn	0,03	0,06	0,06	0,01	0,00	0,05	0,00	0,00	0,00	0,00
R^2	0,79	0,88	0,75	0,88	0,59	0,62	0,66	0,51	0,54	0,24
Avg. (R^2)	0,65									

	Can	Fra	Ger	Ita	Jap	UK	US	AxJP
α (%)	-0,10	0,00	0,00	0,00	0,00	2,26	-0,23	1,29
Basic Industries	0,13	0,13	0,00	0,31	0,46	0,00	0,00	0,00
General Industries	0,06	0,20	0,64	0,17	0,00	0,00	0,00	0,89
Cyclical Cons. Gds	0,00	0,05	0,00	0,00	0,35	0,00	0,00	0,04
Cyclical Services	0,00	0,11	0,00	0,00	0,00	0,56	0,00	0,00
Financials	0,06	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,15	0,00
Info Tech	0,20	0,05	0,03	0,13	0,00	0,00	0,25	0,02
Non Cyclical Gds	0,02	0,00	0,01	0,00	0,00	0,09	0,37	0,00
Non Cyclical Ser	0,11	0,07	0,06	0,13	0,03	0,00	0,06	0,00
Resources	0,43	0,25	0,02	0,02	0,00	0,35	0,17	0,05
Utilities	0,00	0,14	0,23	0,25	0,15	0,00	0,00	0,00
R^2	0,55	0,44	0,43	0,23	0,56	0,57	0,84	0,31
Avg. (R^2)	0,49							

ΠΙΝΑΚΑΣ 7

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα αποτελέσματα των ελέγχων spanning και intersection όπου οι χώρες ή οι κλάδοι χρησιμοποιούνται αντίστοιχα ως benchmark assets. Τα αποτελέσματα αναφέρονται τόσο στην συνολική περίοδο μελέτης 1973-2005 όσο και σε τρεις υποπεριόδους αυτής. Στην δεύτερη και τρίτη στήλη εμφανίζονται οι τιμές της ελεγχουσυνάρτησης ενώ μέσα στις παρενθέσεις παρουσιάζονται τα αντίστοιχα p-values για τις μηδενικές υποθέσεις που συνεπάγεται κάθε κατηγορία ελέγχου. Το df δηλώνει τους βαθμούς ελευθερίας της ασυμπτωτικής κατανομής της ελεγχουσυνάρτησης.

INTERSECTION

	COUNTRIES (df=10)	SECTORS (df=8)
Full Period (73-05)	19,856 (0,0306)	2,544 (0,9596)
Subperiod I (73-83)	11,978 (0,2865)	10,353 (0,2411)
Subperiod II (83-93)	13,966 (0,1745)	7,204 (0,5148)
Subperiod III (93-05)	14,916 (0,1351)	5,796 (0,670)
Subperiod III (93-05) excluding IT sector	12,21334 (0,2015) (df=9)	5,9599 (0,6517)
Subperiod IIIa (93-00)	48,134 (0,000)	5,8468 (0,6644)
Subperiod IIIb (00-05)	23,754 (0,0083)	19,3060 (0,0133)

SPANNING

	COUNTRIES (df=20)	SECTORS (df=16)
Full Period (73-05)	693,40 (0,000)	40,6508 (0,0006)
Subperiod I (73-83)	348,432 (0,000)	40,335 (0,0007)
Subperiod II (83-93)	538,509 (0,000)	86,675 (0,000)
Subperiod III (93-05)	385,072 (0,000)	24,718 (0,0749)
Subperiod III (93-05) excluding IT sector	304,772 (0,000) (df=18)	35,305 (0,0036)
Subperiod IIIa (93-00)	222,4005 (0,000)	19,4554 (0,2458)
Subperiod IIIb (00-05)	187,974 (0,000)	33,436 (0,00065)

ΠΙΝΑΚΑΣ 8

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα αποτελέσματα των ελέγχων spanning και intersection όπου οι χώρες ή οι κλάδοι χρησιμοποιούνται αντίστοιχα ως benchmark assets. Εκτός παρενθέσεως εμφανίζεται η τιμή που έλαβε η ελεγχοσυνάρτηση σε κάθε περίπτωση των ελέγχων ενώ εντός παρενθέσεως εμφανίζεται αντίστοιχο το p- value. Υπενθυμίζουμε ότι στις περιπτώσεις όπου επιβάλλονται περιορισμοί των short sales στα new assets, οι μηδενικές υποθέσεις των ελέγχων συνεπάγονται ανισοτικούς περιορισμούς επι των εκτιμηθέντων παραμέτρων.

INTERSECTION

	COUNTRIES	SECTORS
No Restrictions	19,856 (0,0306)	2,544 (0,9596)
NSS Bench. Assets only	19,518 (0,0342)	1,638 (0,9902)
NSS New Assets only	8,877831 (0,005707)	2,231427 (0,008053)
NSS All Assets	9,077264 (0,0056483)	0,362608 (0,008054)

SPANNING

	COUNTRIES	SECTORS
No Restrictions	693,40 (0,000)	40,6508 (0,0006)
NSS Bench. Assets only	755,758 (0,000)	40,391 (0,0007)
NSS All Assets	38,71542 (0,000)	44,42364 (0,000367)

ΠΙΝΑΚΑΣ 9

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα αποτελέσματα των δεσμευμένων ελέγχων spanning και intersection όπου οι χώρες ή οι κλάδοι χρησιμοποιούνται αντίστοιχα ως benchmark assets. Ως instruments χρησιμοποιήθηκαν το default spread (Aaa-Baa), term spread (10Y-3M), dividend yield (S&P/500) και short term IR (3m T-Bill rate). Τα αποτελέσματα αναφέρονται τόσο στην συνολική περίοδο μελέτης 1973- 2005 όσο και σε τρεις υποπεριόδους αυτής. Στην δεύτερη και τρίτη στήλη εμφανίζονται οι τιμές της ελεγχουσυνάρτησης ενώ μέσα στις παρενθέσεις παρουσιάζονται τα αντίστοιχα p-values για τις μηδενικές υποθέσεις που συνεπάγεται κάθε κατηγορία ελέγχου. Το df δηλώνει τους βαθμούς ελευθερίας της ασυμπτωτικής κατανομής της ελεγχουσυνάρτησης.

INTERSECTION

	COUNTRIES (df=50)	SECTORS (df=40)
Full Period (73-05)	70,515 (0,0295)	40,6601 (0,4412)
Subperiod I (73-83)	108,557 (0,000)	95,557 (0,000)
Subperiod II (83-93)	120,835 (0,000)	73,556 (0,001)
Subperiod III (93-05)	44,665 (0,6867)	104,1471 (0,000)

SPANNING

	COUNTRIES (df=380)	SECTORS (df=368)
Full Period (73-05)	1382,084 (0,000)	1025,851 (0,000)
Subperiod I (73-83)	1135,650 (0,000)	1098,444 (0,000)
Subperiod II (83-93)	1291,057 (0,000)	827,332 (0,000)
Subperiod III (93-05)	1168,217 (0,000)	1110,456 (0,000)

ΠΙΝΑΚΑΣ 10

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα αποτελέσματα των δεσμευμένων ελέγχων intersection και spanning όπου οι χώρες ή οι κλάδοι χρησιμοποιούνται αντίστοιχα ως benchmark assets. Για την εκτέλεση των ελέγχων έχουν ληφθεί υπ' όψιν περιορισμοί short sales. Εκτός παρενθέσεως εμφανίζεται η τιμή που έλαβε η ελεγκοσυνάρτηση σε κάθε περίπτωση των ελέγχων ενώ εντός παρενθέσεως εμφανίζεται αντίστοιχο το p-value. Υπενθυμίζουμε ότι στις περιπτώσεις όπου επιβάλλονται περιορισμοί short selling στα new assets, οι μηδενικές υποθέσεις των ελέγχων συνεπάγονται ανισοτικούς περιορισμούς επι των εκτιμηθέντων παραμέτρων.

INTERSECTION		
	COUNTRIES	SECTORS
NSS All Assets	5,152143 (0,005758)	12,50312 (0,007896)
SPANNING		
NSS All Assets	10,77489 (0,0020257)	16,9457 (0,0034883)

APPENDIX

A. Style Analysis and Performance Measurement

Το return based style analysis, όπως παρουσιάστηκε αρχικά από τον Sharpe (1992) έχει εξελιχθεί σε ένα ιδιαίτερα δημοφιλές εργαλείο για την ανάλυση των αποδόσεων των Αμοιβαίων Κεφαλαίων (ΑΚ). Κατ' ουσίαν, η μέθοδος αυτή περιλαμβάνει την χρήση ενός παραγοντικού μοντέλου (factor model) για την επεξήγηση των αποδόσεων των Α.Κ. Ως παράγοντες λαμβάνονται οι αποδόσεις σε διάφορα benchmark χαρτοφυλάκια όπως π.χ. αναπτυξιακά χαρτοφυλάκια, χαρτοφυλάκια μικρής κεφαλαιοποίησης, κλαδικά ή κρατικά. Ο βασικός περιορισμός που τίθεται στους συντελεστές των παραγόντων είναι αυτός της μη αρνητικότητας (positivity constraint) και της άθροισης στη μονάδα (portfolio constraint) ώστε οι τελευταίοι να καθιστούν ένα θετικά σταθμισμένο χαρτοφυλάκιο το οποίο να «ερμηνεύει» τις αποδόσεις των Α.Κ.

Συγκεκριμένα, έστω K παραγοντικά χαρτοφυλάκια με αποδόσεις που συμβολίζονται από το διάνυσμα \mathbf{R}_t και N αμοιβαία κεφάλαια με διάνυσμα αποδόσεων \mathbf{r}_t για τα οποία υποθέτουμε το γραμμικό παραγοντικό μοντέλο:

$$\mathbf{r}_t = \mathbf{a} + \mathbf{B}\mathbf{R}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \text{ όπου } E(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = E(\boldsymbol{\varepsilon}_t | \mathbf{R}_{t-1}) = \mathbf{0} \text{ για } i=1,2,\dots,K$$

Έστω $\tilde{\mathbf{b}}_i$ η λύση του προβλήματος $\min E[(r_{i,t} - a - \mathbf{b}_i^T \mathbf{R}_t)^2]$ (A1) για το

συγκεκριμένο Α.Κ. i υπό τους περιορισμούς $\mathbf{b}_i^T \mathbf{i}_K = 1$ και $\mathbf{b}_i \geq \mathbf{0}$ (A2) όπου το σύμβολο της ανισότητας ισχύει για κάθε στοιχείο του διανύσματος \mathbf{b}_i . Έτσι, το $\tilde{\mathbf{b}}_i$ συμβολίζει το μιμητικό χαρτοφυλάκιο του αμοιβαίου κεφαλαίου i .

Στην περίπτωση όπου το πρόβλημα (A1) επιλυθεί δίχως την προσθήκη των περιορισμών (A2) (δηλαδή οι γραμμές του $(N \times K)$ διανύσματος \mathbf{B} δεν καθιστούν απαραίτητως θετικά σταθμισμένα χαρτοφυλάκια), τότε η ανάλυση χαρακτηρίζεται ως ασθενής (weak style analysis). Αντίθετα, η προσθήκη μόνου του περιορισμού της άθροισης στη μονάδα χαρακτηρίζει την ημι- ισχυρή μορφή της ανάλυσης (semi strong style analysis). Τέλος, το πρόβλημα που συνοψίζεται στις εξισώσεις (A1) και (A2) χαρακτηρίζεται ως η ισχυρή μορφή της ανάλυσης (strong style analysis).

Αν συμβολίσουμε (a_i, \mathbf{b}_i) και $(\bar{a}_i, \bar{\mathbf{b}}_i)$ τις λύσεις του προβλήματος (A1) στις περιπτώσεις της ασθενούς και της ημι-ισχυρής μορφής της ανάλυσης, οι De Roon, Nijman, Ter Horst (2003) αποδεικνύουν ότι οι παραπάνω παράμετροι συνδέονται με τις εξής σχέσεις:

$$\bar{\mathbf{b}}_i = c_i \left(\frac{\mathbf{b}_i}{\mathbf{b}_i^T \mathbf{i}_K} \right) + (1 - c_i) \mathbf{W}_{GMV} \text{ (A3) και } \bar{a}_i = a_i + (\mathbf{b}_i^T \mathbf{i}_K - 1) E(\mathbf{R}_t^{GMV}) \text{ (A4)}$$

όπου $c_i = \mathbf{b}_i^T \mathbf{i}_K$ και $\mathbf{W}_{GMV} = \boldsymbol{\Sigma}_{RR}^{-1} \mathbf{i}_K (\mathbf{i}_K^T \boldsymbol{\Sigma}_{RR}^{-1} \mathbf{i}_K)^{-1}$ το χαρτοφυλάκιο της ελάχιστης διακύμανσης για τα K benchmark αξιόγραφα (Global Minimum Variance Portfolio - GMV). Οι σχέσεις (A3) και (A4) υπονοούν ότι αν ο περιορισμός του αθροίσματος στη μονάδα δεν ισχύει (αν οι διαχειριστές του Α.Κ. δεν αντιμετωπίζουν τέτοιο περιορισμό αλλά μπορούν να πάρουν και αρνητικές θέσεις όπως π.χ. σε hedge funds), τότε τα σταθμά του μιμητικού χαρτοφυλακίου θα είναι μεροληπτικές εκτιμήσεις των πραγματικών σταθμών των παραγόντων β_i όπου το μεροληπτικό σφάλμα είναι γραμμική συνάρτηση του GMV χαρτοφυλακίου.

Εφόσον το χαρτοφυλάκιο $\tilde{\mathbf{b}}_i$ αντιπροσωπεύει το καλύτερο μιμητικό χαρτοφυλάκιο, σε όρους ελαχίστων τετραγώνων, θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί ως ένα benchmark για την αξιολόγηση της απόδοσης ενός A.K. Ο σταθερός όρος \tilde{a}_i στο μοντέλο $r_{i,t} = \tilde{a}_i + \tilde{\mathbf{b}}_i^T \mathbf{R}_t + e_{i,t}$ μας δίνει την αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση του A.K. εν σχέση με το μιμητικό χαρτοφυλάκιο. Αν ήμασταν σε θέση να βρούμε ένα τέλειο χαρτοφυλάκιο $\tilde{\mathbf{b}}_i$, υπό την έννοια ότι $Var(e_{i,t}) = 0$, τότε μια θετική τιμή του \tilde{a}_i θα δήλωνε ότι η απόδοση του A.K. μπορεί να επιτευχθεί με υψηλότερο κόστος αν οι επενδυτές χρησιμοποιούν τα benchmark χαρτοφυλάκια με αποτέλεσμα οι τελευταίοι να προτιμούν αυστηρά το A.K. Αν όμως $Var(e_{i,t}) \geq 0$, τότε μια θετική τιμή του \tilde{a}_i δεν σημαίνει απαραίτητα ότι το A.K. αποδίδει καλύτερα από το μιμητικό χαρτοφυλάκιο αφού το A.K. μπορεί επίσης να είναι και πιο ριψοκίνδυνο. Αν η επιλογή ενός επενδυτή περιοριζόταν ανάμεσα στις δύο αυτές εναλλακτικές (A.K. ή replicating portfolio) τότε οι επιδόσεις τους θα μπορούσαν να συγκριθούν με την βοήθεια του δείκτη Sharpe ο οποίος υπολογίζει την αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση μιας επένδυσης ανά μονάδα κινδύνου αυτής ή

$$SH_i = \frac{E(r_{i,t}) - R_f}{S(r_{i,t})}$$

Εναλλακτικά, μπορούμε να αξιολογήσουμε τις επιδόσεις ενός A.K. χρησιμοποιώντας ως μέτρο το άλφα του Jensen το οποίο αποτελεί τον σταθερό όρο στην παλινδρόμηση της υπερβάλλουσας απόδοσης του A.K. ως προς την υπερβάλλουσα απόδοση των benchmarks:

$$r_{i,t} - \mathbf{h} = \mathbf{a}_{J,i} + B(\mathbf{R}_t - \mathbf{h}_{i,K}) + e_{i,t}$$

όπου το η (zero beta rate) θα μπορούσε να αντικατασταθεί με το R_f αν μεταξύ των benchmark assets βρισκόταν και ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου. Μια υψηλή τιμή του μέτρου του Jensen υποδεικνύει ότι ο μέγιστος δείκτης Sharpe των benchmark χαρτοφυλακίων δύναται να βελτιωθεί αν ένας επενδυτής συμπεριλάβει και το A.K. στο χαρτοφυλάκιο του.

Από την σχέση (A4) συνεπάγεται ότι ο σταθερός όρος \bar{a}_i ισούται με μια ειδική περίπτωση του μέτρου του Jensen εφόσον το \bar{a}_i είναι ίσο με τον σταθερό όρο $\mathbf{a}_{J,i}$ στην παλινδρόμηση:

$$r_{i,t} - E(R_t^{GMV}) = \mathbf{a}_{J,i} + B(\mathbf{R}_t - E(R_t^{GMV}))\mathbf{i}_K + u_{i,t} \quad (\text{A5})$$

Άρα, για επενδυτές με zero beta rate ίσο με την αναμενόμενη απόδοση του GMV χαρτοφυλακίου ο σταθερός όρος της παραπάνω παλινδρόμησης (A5) μας δίνει το άλφα στην περίπτωση της ημι ισχυρής ανάλυσης style. Κατά παρόμοιο τρόπο, ο σταθερός όρος \tilde{a}_i του strong style analysis, ο οποίος προκύπτει με βάση τους περιορισμούς της μη αρνητικότητας και του αθροίσματος στη μονάδα, ισούται με το άλφα του Jensen στο μοντέλο (A5) με την διαφορά ότι το \mathbf{R}_t αντικαθίσταται από το υποσύνολο \mathbf{R}_{1t} για το οποίο οι περιορισμοί της μη αρνητικότητας είναι μη περιοριστικοί (υπό την έννοια ότι το β_i από το πρόβλημα (A1) εκφράζεται ως $\mathbf{b}_i^T = (\mathbf{b}_{1i}^T \mathbf{O}_{2i}^T)$ όπου το β_{1i} έχει τις ίδιες διαστάσεις με το \mathbf{R}_{1t}). Όπως καταλήγουν οι De Roon et al. (2003), αν οι πραγματικοί συντελεστές βήτα ενός A.K. ως προς κάποιους παράγοντες πληρούν τις προϋποθέσεις της μη αρνητικότητας και του

αθροίσματος στη μονάδα και αν μεταξύ αυτών των παραγόντων βρίσκεται και ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου (για το οποίο δεν χρειάζεται και να επιβληθεί περιορισμός μη αρνητικότητας), τότε ο συντελεστής α του strong style analysis θα συμπίπτει με το άλφα του Jensen για κάθε επενδυτή και όχι μόνο για επενδυτές με πολύ χαμηλό βαθμό αποστροφής κινδύνου.

Συνοψίζοντας, η μέτρηση της επίδοσης ενός A.K. σε σχέση με ένα μιμητικό χαρτοφυλάκιο δεν θα πρέπει να βασίζεται μόνο στο σταθερό όρο $\tilde{\alpha}_i$ αφού το A.K. μπορεί παράλληλα να είναι και πιο ριγοκίνδυνο από το χαρτοφυλάκιο, γεγονός που μπορεί να έχει ως αποτέλεσμα μικρότερο δείκτη Sharpe ακόμη και αν το $\tilde{\alpha}_i$ είναι θετικό. Επιπροσθέτως, το $\tilde{\alpha}_i$ δύναται να εκφραστεί σε όρους του μέτρου του Jensen αν και, εν γένει, η σχέση αυτή ισχύει μόνο για επενδυτές με πολύ χαμηλό βαθμό αποστροφής κινδύνου. Εν τούτοις, αν οι περιορισμοί της μη αρνητικότητας και του αθροίσματος στη μονάδα ισχύουν στην πραγματικότητα και αν ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου βρίσκεται μεταξύ των επεξηγηματικών παραγόντων, τότε το $\tilde{\alpha}_i$ θα συμπίπτει με το μέτρο του Jensen ανεξαρτήτως της αποστροφής κινδύνου των επενδυτών.