



ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΑΝΑΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΕΠΙΣΤΗΜΗ
& ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ ΚΙΝΔΥΝΟΥ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ &
ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ



ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

με θέμα

«Η προβλεπτική ικανότητα της μερισματικής
απόδοσης για το ασφάλιστρο κινδύνου μετοχών»

Φαμπιάτος Γεράσιμος

ΜΑΕ/11004

Επιβλέπουσα Καθηγήτρια:
Αικατερίνη Πανοπούλου (Επίκ. Καθηγήτρια)

Ιούνιος 2013

The predictive ability of dividend yield on equity premiums

**By
Fampiatos Gerasimos**

A thesis submitted in partial fulfillment of the
requirements for the degree of

**Master of Science in Actuarial Science
and Risk Management**

UNIVERSITY OF PIRAEUS
Department of Statistics and Insurance Science
June 2013

Περίληψη

Στη παρούσα εργασία εξετάζουμε τη προβλεπτική ικανότητα της μερισματικής απόδοσης για το ασφάλιστρο κινδύνου μετοχών σε 11 ανεπτυγμένες χώρες. Υπολογίζουμε παλινδρομικές προβλέψεις και ελέγχουμε στατιστικά τη προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων χρησιμοποιώντας τον έλεγχο των *Clark & West (2007)*. Ιδιαίτερη σημασία δίνεται σε δομικές αλλαγές των μοντέλων πρόβλεψης καθώς και στη συσχέτισή τους με τον οικονομικό κύκλο. Τα αποτελέσματά μας δεν δείχνουν κάποια ισχυρή προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων για τα ασφάλιστρα κινδύνου μετοχών.

Abstract

In this paper we examine the predictive ability of dividend yield on equity premiums in 11 developed countries. We compute regression forecasts and we statistically test the forecasting ability of the dividend yields by using the Clark & West (2007) statistic. Particular attention is paid to structural breaks as well as their correlation over the business cycle. Our results do not indicate strong predictive ability of dividend yields on equity risk premiums.

Περιεχόμενα

Εισαγωγή.....	3
1. Η προβλεψιμότητα των μετοχών.....	4
1.1 Επίπεδο προβλεψιμότητας.....	6
1.2 Προγνωστικοί δείκτες.....	8
1.3 Προβλεπτική ικανότητα-Μέθοδοι πρόβλεψης.....	11
1.4 Αξιολόγηση προβλέψεων.....	18
2. Η προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων.....	23
2.1 Η διακύμανση της μερισματικής απόδοσης.....	23
2.2 Προσδιορισμοί για ελέγχους μεταβλητότητας.....	24
2.3 Μοντέλο παρούσας αξίας – όριο και ανάλυση διακύμανσης.....	26
2.4 Συμπεράσματα.....	31
2.5 Προηγούμενες μελέτες.....	33
3. Εμπειρική ανάλυση.....	43
3.1 Δεδομένα.....	43
3.2 Μεθοδολογία.....	48
3.3 Αποτελέσματα.....	52
4. Οικονομική Αξιολόγηση.....	60
4.1 Εισαγωγή.....	60
4.2 Κατανομή περιουσιακών στοιχείων (Asset Allocation).....	60
4.3 Εμπειρική Ανάλυση.....	64
4.4 Αποτελέσματα.....	65
Επίλογος.....	70
Βιβλιογραφία.....	71
Παράρτημα.....	77

Εισαγωγή

Κατά πόσο μπορούμε να έχουμε αξιόπιστες προβλέψεις για τις μελλοντικές κινήσεις των μετοχών? Υπάρχουν προγνωστικοί δείκτες οι οποίοι μπορούν να μας δώσουν πληροφορίες για το ασφάλιστρο κινδύνου μετοχών? Αυτά είναι μερικά από τα ερωτήματα τα οποία έχουν απασχολήσει κατά καιρούς αριετούς ανθρώπους και γύρω από αυτά έχει δημιουργηθεί μια σημαντική βιβλιογραφία.

Ένας από τους πιο διαδεδομένους προγνωστικούς δείκτες για το ασφάλιστρο κινδύνου μετοχών, είναι ο δείκτης μερίσματος-τιμής και αποδίδεται ως η απόδοση με την οποία τα μελλοντικά μερίσματα προεξοφλούνται με σημερινές τιμές. Οι *Fama & French (1988)* ισχυρίζονται ότι οι μερισματικές αποδόσεις μπορούν να εξηγήσουν ένα μικρό ποσοστό των αποδόσεων των μετοχών και ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι μέχρι ενός σημείου προβλέψιμες. Ο *Cochrane (1992)* ασχολείται με τη διακύμανση του δείκτη μερίσματος-τιμής και την αναλύει σε όρους που αντανακλούν είτε αλλαγές των μερισμάτων είτε των αποδόσεων των μετοχών.

Εμείς με τη σειρά μας στην εργασία αυτή εξετάζουμε την προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων για τα ασφάλιστρα κινδύνου μετοχών σε 11 ανεπτυγμένες χώρες, δίνοντας έμφαση σε δομικές αλλαγές στα μοντέλα πρόβλεψης καθώς και στη συσχέτισή τους με τον οικονομικό κύκλο. Στο πρώτο κεφάλαιο εισάγουμε ορισμένα θεωρητικά στοιχεία για τη προβλεψιμότητα των μετοχών. Αναλύουμε ορισμένους προγνωστικούς δείκτες και μεθόδους πρόβλεψης που χρησιμοποιούνται, καθώς και τη μέθοδο αξιολόγησης αυτών των προβλέψεων. Στο δεύτερο κεφάλαιο αναφερόμαστε στη προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων και διατυπώνουμε το μοντέλο παρούσας αξίας. Επιπλέον περιγράφουμε προηγούμενες μελέτες σχετικές με αυτό το θέμα. Στο τρίτο κεφάλαιο έχουμε την εμπειρική μας ανάλυση ώστε να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων. Η μελέτη μας έρχεται να ολοκληρωθεί στο τέταρτο κεφάλαιο με την οικονομική αξιολόγηση (economic evaluation) των αποτελεσμάτων μας. Προσπαθούμε δηλαδή να διαπιστώσουμε εάν ένας επενδυτής θα είχε όφελος από την αγορά της πληροφόρησης που παρέχεται από τα αποτελέσματα που πήραμε.

Κεφάλαιο 1 : Η Προβλεψιμότητα των μετοχών

Ιστορικά, η προβλεψιμότητα των μετοχών αποτελούσε πάντα ένα αρκετά ενδιαφέρον αλλά και δύσκολο εγχείρημα από πλευράς επιστημόνων και επενδυτών. Γενικά, η προβλεψιμότητα των μετοχών παίζει πολύ σημαντικό ρόλο τόσο στη τιμολόγηση των περιουσιακών στοιχείων, όσο και στη διαχείριση επενδυτικών στρατηγιών και για το λόγο αυτό ένα μεγάλο πλήθος μεταβλητών χρησιμοποιείται για τη πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών. Επιπλέον, η προβλεψιμότητα των αποδόσεων έχει σημαντικές επιπτώσεις στους ελέγχους για την αποτελεσματικότητα της αγοράς.

Κατά πόσο όμως μπορούμε να έχουμε επιτυχημένες προβλέψεις σε μια αποτελεσματική αγορά? Σύμφωνα με μελέτες των *Lo (2004)*, *Timmermann & Granger (2004)* και *Timmermann (2008)*, μόλις υπάρχουν μοντέλα με επιτυχημένες προβλέψεις αμέσως θα γνωστοποιηθούν και θα υιοθετηθούν από τους υπόλοιπους, πράγμα το οποίο θα προκαλέσει την αγορά να κινηθεί με τρόπο ο οποίος θα εξαλείψει την ικανότητα αυτή. Ωστόσο, σύμφωνα με τη θεωρία αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, η προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών μπορεί να προκληθεί από την έκθεση σε χρονικά μεταβαλλόμενο συνολικό κίνδυνο, και στο βαθμό που επιτυχημένα μοντέλα πρόβλεψης συλλαμβάνουν με συνέπεια αυτό το χρονικά μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κινδύνου, κατά πάσα πιθανότητα θα παραμείνουν επιτυχημένα στο χρόνο.

Παρόλο όμως που μια πληθώρα μεταβλητών χρησιμοποιείται για την επιτυχημένη πρόβλεψη των αποδόσεων, αυτές εμπεριέχουν πολλές απρόβλεπτες συνιστώσες. Αυτό έρχεται να επιβεβαιωθεί και από το κανονικό μοντέλο του τυχαίου περιπάτου (*canonical random walk model*), το οποίο έγινε γνωστό από τον *Malkiel (1973)*. Σύμφωνα με το μοντέλο αυτό, το οποίο συνάδει με την αποτελεσματικότητα της αγοράς, δεν μπορούμε να έχουμε προβλέψεις με σημερινά δεδομένα.

Σε θεωρητικό επίπεδο ισχύει ότι οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων εξαρτώνται από τη πραγματική οικονομία η οποία χαρακτηρίζεται από μεγάλες διακυμάνσεις. Εάν η ποσότητα και το ύψος του συνολικού κινδύνου συνδέεται με οικονομικές διακυμάνσεις, τότε θα πρέπει να περιμένουμε χρονικά μεταβαλλόμενες αναμενόμενες αποδόσεις ακόμα και σε μια αποτελεσματική αγορά. Για παράδειγμα, ένας επενδυτής που γίνεται περισσότερο κινδυνόφοβος σε περίοδο οικονομικής ύφεσης, θα απαιτήσει υψηλότερη απόδοση των μετοχών κοντά στο κατώτατο σημείο (*trough*) του οικονομικού κύκλου (*business cycle*). Άρα η προβλεψιμότητα των αποδόσεων είναι στενά συνδεδεμένη με τις μεταβολές του οικονομικού κύκλου και γι' αυτό

χρειαζόμαστε μεταβλητές που να τις μετρούν. (*Campbell & Cochrane 1999, Cochrane 2007, 2011*).

Η θεωρία όμως έρχεται και θέτει κάποια όρια για το μέγιστο βαθμό της προβλεψιμότητας των αποδόσεων που συνάδει με τα μοντέλα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων. Όταν η προβλεψιμότητα αυτή περάσει τα συγκεκριμένα όρια, μπορούμε να μιλάμε είτε για κακή εκτίμηση είτε για ανεπαρκή αγορά¹. Επίσης η προβλεψιμότητα των αποδόσεων που απορρέει από την ανεπάρκεια των αγορών είναι πιθανό να συνδέεται με τον οικονομικό κύκλο. Κι αυτό διότι μπορεί να έχουμε είτε λιγότερη πληροφόρηση, είτε οι ψυχολογικές επιρροές μπορεί να επιδεινωθούν ανάλογα με τις αλλαγές στην οικονομία. Άρα η προβλεψιμότητα των αποδόσεων έχει να κάνει και με την εμπειρία.

Επιπλέον, οι *Lamoureux & Zhou (1996)* αναφέρουν πως μια αναξιοπιστία στη προβλεψιμότητα των αποδόσεων μπορεί να προκύψει και από τις ίδιες τις οικονομετρικές μεθόδους που χρησιμοποιούνται. Αξίζει να σημειώσουμε πως για να διαπιστώσουμε το κατά πόσο έχουν γίνει σωστές προβλέψεις, χρησιμοποιείται ο έλεγχος του out-of-sample δείγματος. Για να τονισθεί η σημαντικότητα του out-of-sample ελέγχου για την ανάλυση της προβλεψιμότητας των αποδόσεων, οι *Pesaran και Timmermann (1995)* επισημαίνουν την σχέση ανάμεσα στην αβεβαιότητα του μοντέλου (model uncertainty) και στην αστάθεια των παραμέτρων (parameter instability) για την πρόβλεψη των αποδόσεων. Η αβεβαιότητα έχει να κάνει με το ότι δεν γνωρίζουμε ούτε ποιό μπορεί να είναι το “καλύτερο μοντέλο”, ούτε τις αντίστοιχες τιμές των παραμέτρων. Από την άλλη, η αστάθεια των παραμέτρων μπορεί να μετατρέψει με τον καιρό ένα καλό μοντέλο σε μη αποδεκτό. Επιπλέον, λόγω της αστάθειας των παραμέτρων, ένα καλό μοντέλο μπορεί να αλλάξει με την πάροδο του χρόνου. Δεδομένης της συνάφειας των μεταβολών του οικονομικού κύκλου και της προβλεψιμότητας των αποδόσεων, δεν αποτελεί έκπληξη το γεγονός ότι η αβεβαιότητα του μοντέλου και η αστάθεια των παραμέτρων είναι ιδιαίτερα σημαντική για την πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών, καθώς αυτοί οι παράγοντες σχετίζονται με τις μακροοικονομικές προβλέψεις.

Συνοψίζοντας, η πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών θα αποτελεί πάντα μια πρόκληση και όπως θα δούμε παρακάτω, κατά πάσα πιθανότητα, ποτέ δε θα μπορέσει να εξηγήσει παρά ένα μικρό μέρος των αποδόσεων. Ακόμη και οι διαθέσιμες μέθοδοι υπάρχουν για να βελτιώνουν με αξιοπιστία την πρόβλεψη των αποδόσεων με έναν οικονομικά σημαντικό τρόπο.

¹ Οι τιμές αγοράς των κοινών μετοχών και των παρόμοιων τίτλων δεν είναι πάντα με ακρίβεια τιμολογημένες και τείνουν να αποκλίνουν από την πραγματική προεξοφλημένη αξία των μελλοντικών ταμειακών ροών τους.

1.1 Επίπεδο προβλεψιμότητας

Εάν ανατρέξουμε σε σχετική βιβλιογραφία μπορούμε να βρούμε διάφορα μοντέλα τα οποία βελτιώνουν την προβλεψιμότητα των αποδόσεων με μεγάλη αξιοπιστία, όμως μέχρι ένα ορισμένο σημείο το οποίο θεωρείται αρκετά δύσκολο να ξεπεραστεί. Ποιό είναι όμως αυτό το σημείο? Ορισμένοι ειδικοί, όπως οι *Ross (2005 p. 56)*, *Kan & Zhou (2007)* και *Fama & French (1988)*, δούλεψαν πάνω σε αυτό και μας δίνουν ορισμένες απαντήσεις για το επίπεδο της προβλεψιμότητας που μπορούμε να περιμένουμε.

Με το παρακάτω παλινδρομικό μοντέλο εξετάζουμε τη προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών:

$$r_t = a + bx_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

όπου,

r_t : Είναι το ασφάλιστρο κινδύνου μετοχών από τη περίοδο $t-1$ έως t .

x_{t-1} : Είναι μια μεταβλητή, διαθέσιμη στο τέλος της περιόδου $t-1$, που χρησιμοποιείται για να προβλέψει το ασφάλιστρο κινδύνου μετοχών (equity premium).

ε_t : Είναι το σφάλμα, με μηδενική μέση τιμή.

Ένα μοντέλο τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων καθορίζεται από το στοχαστικό συντελεστή προεξόφλησης (SDF) m_t , ο οποίος είναι μια τυχαία μεταβλητή για την οποία ισχύει ότι:

$$E(R_{j,t}m_t | I_{t-1}) = 1, \quad j = 1, 2, \dots, N \quad (1.2)$$

όπου $R_{j,t}$ είναι η μικτή απόδοση του j περιουσιακού στοιχείου, ενώ I_{t-1} είναι η πληροφορία τη χρονική στιγμή $t-1$. Με την προϋπόθεση ότι το ακίνδυνο επιτόκιο παραμένει σταθερό (πράγμα το οποίο δεν είναι λάθος, δεδομένου ότι σε σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών αλλάζει ελάχιστα) η παλινδρόμηση R^2 από την σχέση (1.1), έχει ένα άνω όριο το οποίο είναι:

$$R^2 \leq R_f^2 \cdot \text{Var}(m_t) \quad (1.3)$$

όπου R_f είναι το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο (*Ross, 2005 p. 56*). Εδώ όμως οι *Kan & Zhou (2007)* έρχονται να μετατρέψουν αυτό το άνω όριο του *Ross (2005)* ώστε να είναι πιο ρεαλιστικό. Έτσι λοιπόν τώρα, ο στοχαστικός συντελεστής προεξόφλησης που περιγράφεται από την σχέση (1.2) δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$m_{0,t} = \mu_m + (1_N - \mu_m \mu)' \Sigma^{-1} (R_t - \mu), \quad (1.4)$$

όπου R_t είναι το διάνυσμα των αποδόσεων (gross return) για τα N περιουσιακά στοιχεία, μ είναι το μέσο διάνυσμα για το R_t ενώ Σ είναι ο πίνακας συνδιακύμανσης του R_t , $E(m_t) = \mu_m$ και 1_N είναι το μοναδιαίο διάνυσμα με N στοιχεία.

Έστω τώρα ότι $z_t = (z_{1,t}, \dots, z_{K,t})'$ είναι ένα διάνυσμα με K μεταβλητές που αντιστοιχούν σε ένα συγκεκριμένο μοντέλο τιμολόγησης ασφαλιστρών και έστω το ακόλουθο μοντέλο παλινδρόμησης:

$$m_{0,t} = a + b' z_t + \varepsilon_t, \quad (1.5)$$

όπου b είναι ένα K -οστό διάνυσμα συντελεστών κλίσης, ενώ $E(\varepsilon_t) = 0$ και $\text{Cov}(\varepsilon_t, z_t) = 0$. Υπό την προϋπόθεση ότι $E(\varepsilon_t | z_t) = 0$, η οποία προϋποθέτει ότι οι αποδόσεις και οι μεταβλητές κατάστασης (state variables) είναι ελλειπτικά καταναμεμένες², ο *Zhou (2010)* έδειξε ότι το άνω όριο του Ross γίνεται:

$$R^2 \leq \rho_{z, m_0}^2 \cdot R_f^2 \cdot \text{Var}[m_t(z_t)], \quad (1.6)$$

όπου ρ_{z, m_0} είναι η πολλαπλή συσχέτιση μεταξύ του z_t και του στοχαστικού συντελεστή προεξόφλησης m_0 . Οπότε έχουμε μια ουσιαστική μείωση του ορίου αυτού, αφού το ρ_{z, m_0} είναι στη πράξη πολύ μικρό. Για παράδειγμα, οι *Kan & Zhou (2007)* στη μελέτη που έκαναν έδειξαν ότι το ρ_{z, m_0} κυμαίνεται μεταξύ 0.10 και 0.15 , χρησιμοποιώντας είτε το συνολικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς ή 25 ταξινομημένα χαρτοφυλάκια για το R_t . Επιπλέον, με αυτές τις τιμές και υπό τις προϋποθέσεις του *Ross (2005)* το R^2 παίρνει τιμές μεταξύ του 0.08% και 0.18% τα οποία είναι τόσο χαμηλά που έρχονται σε αντίθεση με τα θεωρητικά όρια του μοντέλου των *Campbell & Cochrane (1999)*.

Επομένως βλέπουμε ότι από μεριάς μοντέλων αποτίμησης του ενεργητικού, θα πρέπει να περιμένουμε ένα ορισμένο επίπεδο προβλεψιμότητας. Δηλαδή, οι χαμηλές μηνιαίες τιμές του R^2 της τάξεως του 1% (ή και λιγότερο) μπορεί να σημαίνουν μια “πολύ καλή” προβλεψιμότητα των αποδόσεων και την ανεπάρκεια της αγοράς, από την μεριά τέτοιων μοντέλων αποτίμησης. Άρα γενικά αναμένουμε ένα περιορισμένο βαθμό προβλεψιμότητας, ενώ με μοντέλα

² Ένα παράδειγμα ελλειπτικής κατανομής είναι η t-distribution η οποία έχει αποδειχθεί από τους *Tu & Zhou (2004)* ότι προσαρμόζεται καλά για δεδομένα αποδόσεων.

που εξηγούν ένα πολύ μεγάλο μέρος των αποδόσεων θα πρέπει να είμαστε ιδιαίτερα επιφυλακτικοί.

Επιπροσθέτως, οι *Inoue & Kilian (2004)* και ο *Cochrane (2008)* στη Monte Carlo προσομοίωση, έδειξαν πως όταν έχουμε σαν στόχο να δούμε το πότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, ότι $\beta \neq 0$ στη σχέση (1.1), τότε ο in-sample έλεγχος είναι καλύτερος από τον out-of-sample. Επίσης όσο μεγαλύτερο είναι το in-sample δείγμα τόσο υψηλότερες τιμές για το R^2 θα έχουμε, ενώ για το out-of-sample θα είναι συχνά πιο χαμηλό. Παρόλο όμως που γενικά θα πρέπει να περιμένουμε ένα πολύ μικρό βαθμό προβλεψιμότητας, αυτό μπορεί να οδηγήσει σε μια σημαντική αύξηση της ωφελιμότητας ενός κινδυνόφοβου επενδυτή ο οποίος δεν επηρεάζει τις τιμές της αγοράς.

1.2 Προγνωστικοί δείκτες

Στις αρχές της δεκαετίας του '60, μια πληθώρα μελετών αρχίζει να εξετάζει την προβλεπτική ικανότητα διάφορων τεχνικών δεικτών, συμπεριλαμβανομένων και κανόνων φιλτραρίσματος (filter rules) και κινούμενων μέσων (moving averages)³, οι οποίοι έχουν σκοπό να παρέχουν πληροφορίες για τις μελλοντικές αποδόσεις βασιζόμενοι στις παρελθοντικές τιμές. Ο *Alexander (1961 & 1964)* αναλύοντας διάφορους δείκτες της αγοράς, έβγαλε το συμπέρασμα ότι τα χαρτοφυλάκια βασισμένα σε filter rules έχουν υψηλότερες αποδόσεις από τα buy-and-hold⁴ χαρτοφυλάκια που επενδύουν σε δείκτες. Ωστόσο, σύμφωνα με μελέτες των *Cootner (1962)*, *Fama and Blume (1966)* και *Jensen & Bennington (1970)*, εάν αντί για δείκτες αγορών ασχοληθούμε με ξεχωριστές μετοχές τότε συμβαίνει το αντίθετο.

Μία δεκαετία αργότερα, έχοντας συγκεντρώσει μια μεγάλη βιβλιογραφία, αποδεικνύεται ότι αρκετές οικονομικές μεταβλητές μπορούν να προβλέψουν (μηνιαίες/τριμηνιαίες/ετήσιες) αποδόσεις μετοχών, χρησιμοποιώντας τη παλινδρομική σχέση (1.1). Ο πιο δημοφιλής προγνωστικός δείκτης είναι ο δείκτης μερίσματος-τιμής (**dividend – price ratio** ή **D/P**). Ο δείκτης αυτός έχει δημιουργήσει μια σημαντική βιβλιογραφία, όπως αυτή των *Rozeff 1984*, *Campbell & Shiller 1988a, 1998*, *Fama & French 1988, 1989*, *Cochrane 2008*, *Lettau & Van Nieuwerburgh, 2008*, *Pastor & Stambaugh 2009*. Σύμφωνα με αυτές τις μελέτες ο δείκτης αυτός ερμηνεύεται ως η απόδοση εκείνη, με την οποία τα

³ Στη στατιστική, ένας κινητός μέσος, είναι ένα είδος φίλτρου που χρησιμοποιείται για την ανάλυση ενός συνόλου δεδομένων, δημιουργώντας μια σειρά από μέσους διάφορων υποσυνόλων του πλήρους συνόλου δεδομένων.

⁴ Μια παθητική επενδυτική στρατηγική στην οποία ένας επενδυτής αγοράζει μετοχές και τις κρατά για μεγάλο χρονικό διάστημα, ανεξάρτητα από τις διακυμάνσεις της αγοράς. Ένας επενδυτής που εφαρμόζει μια στρατηγική **buy-and-hold** επιλέγει ενεργές μετοχές, αλλά μια φορά σε μια θέση, και δεν ασχολείται με τις βραχυπρόθεσμες διακυμάνσεις των τιμών και των τεχνικών δεικτών

μελλοντικά μερίσματα προεξοφλούνται με σημερινές τιμές. Ή εναλλακτικά, ως η απεικόνιση των προοπτικών για τα μερίσματα.

Ο *Rozeff (1984)* διαπιστώνει ότι ο δείκτης της μερισματικής απόδοσης εξηγεί ένα σημαντικό μέρος των κινήσεων των ετήσιων αποδόσεων των μετοχών. Οι διάφορες μελέτες έδειχναν ότι η προβλέψιμη συνιστώσα των αποδόσεων αποτελεί ένα πολύ μικρό ποσοστό (περίπου 3%) της διακύμανσης των αποδόσεων. Στην εργασία τους οι *Fama & French (1988)*, αποδεικνύουν ότι το ποσοστό αυτό μπορεί να γίνει και 25% όταν χρησιμοποιούμε το δείκτη μερίσματος - τιμής στη παλινδρόμηση, για 2 με 4 χρόνια μπροστά. Παρατηρούν επίσης ότι η επεξηγηματική ικανότητα της μερισματικής απόδοσης αυξάνει με τον χρονικό ορίζοντα αποδόσεων.

Επιπλέον, οι *Campbell & Shiller (1988a)* εισάγουν το μοντέλο του δείκτη μερίσματος – τιμής (Dividend-Price ratio model) το οποίο ανοίγει νέους ορίζοντες στην οικονομία. Χρησιμοποιείται για να μελετήσει τη δομή των αναμενόμενων αποδόσεων, ενώ στην πραγματικότητα είναι μια μακροπρόθεσμη αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής και επηρεάζεται από τις αλλαγές στα πραγματικά μερίσματα. Το *D/P* μοντέλο ερμηνεύει το λογάριθμο του δείκτη μερίσματος τιμής ως μια αναμενόμενη προεξοφλημένη τιμή όλων των μελλοντικών προσαρμοσμένων προεξοφλητικών επιτοκίων ανάπτυξης (growth - adjusted discount rates). Το μοντέλο αυτό εξαρτάται από την ποιότητα των προσεγγίσεων και κατά συνέπεια από τα δεδομένα. Επιπλέον, μπορεί να περιγραφεί και σαν μια παραδοχή του μοντέλου του Gordon “ $D/P = r - g$ ”, κατά την οποία τα μερίσματα αυξάνονται με σταθερούς ρυθμούς. Στη πραγματικότητα είναι μια μακροπρόθεσμα αναμενόμενη απόδοση της μετοχής.

Άλλες οικονομικές μεταβλητές με προβλεπτική ικανότητα είναι οι εξής:

- Earnings – Price ratio (Λόγος κερδών/τιμής),
Campbell and Shiller, 1988b
- Book-to-market ratio (Λογιστική αξία προς αγοραία)
Kothari and Shanken, 1997, Pontiff and Schall, 1998
- Nominal interest rates (Ονομαστικό επιτόκιο)
Fama and Schwert, 1977
- Interest rate spreads (Spread επιτοκίων)
Campbell, 1987, Fama and French, 1989
- Inflation (Πληθωρισμός)
Nelson, 1976, Campbell and Vuolteenaho, 2004

- Dividend payout ratio (Ποσοστό Διανεμόμενων Κερδών)
Lamont, 1998
- Corporate issuing activity (Εταιρική δραστηριότητα έκδοσης)
Baker and Wurgler, 2000, Boudoukh et al., 2007
- Consumption - wealth ratio (Λόγος κατανάλωσης-πλούτου)
Lettau and Ludvigson, 2001
- Stock market volatility (Μεταβλητότητα Χρηματιστηρίου)
Guo, 2006
- Labor income (Εισόδημα εργασίας)
Santos and Veronesi, 2006
- Aggregate output (Συνολική παραγωγή)
Rangvid, 2006
- Output gap (Παραγωγικό κενό)
Cooper and Priestly, 2009
- Expected business condition (Αναμενόμενες οικονομικές συνθήκες)
Campbell and Diebold, 2009
- Oil prices (Τιμή πετρελαίου)
Driesprong et al., 2008
- Lagged industry portfolio returns
Hong et al., 2007
- Accruals (Δεδουλευμένα)
Hirshleifer et al., 2009

1.3 Προβλεπτική ικανότητα – Μέθοδοι πρόβλεψης

Οι προβλέψεις έρχονται και γίνονται πιο περίπλοκες όταν ο *Stambaugh* (1986, 1999) εισάγει την έννοια της μεροληψίας (bias). Αυτή εμφανίζεται όταν η εξαρτημένη και η ανεξάρτητη μεταβλητή της παλινδρόμησης, είναι συσχετισμένες. Πιο συγκεκριμένα, από την (1.1), όταν υπάρχει συσχέτιση της προβλεπόμενης απόδοσης r_{t+1} και της μεταβλητής x_t . Όμως όταν χρησιμοποιούμε ένα συμβατικό έλεγχο t-statistics για να ελέγξουμε την αμεροληψία (δηλαδή να ελέγξουμε τη μηδενική υπόθεση, $H_0: \beta=0$), μπορούμε εύκολα να οδηγηθούμε σε λανθασμένα συμπεράσματα. Για το λόγο αυτό, υπάρχουν μελέτες που βελτιώνουν τη συμπερασματολογία των παλινδρομήσεων. Τέτοιες μελέτες είναι των *Amihud & Hurvich* (2004), *Lewellen* (2004), *Torous et al.* (2005), *Campbell & Yogo* (2006), *Amihud et al.* (2009) και *Pastor & Stambaugh* (2009). Επιπλέον, τα στοιχεία για την προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών χρησιμοποιώντας δείκτες αποτίμησης εμφανίζονται συχνά ισχυρότερα σε πιο μακροπρόθεσμους ορίζοντες.

Ωστόσο, παρά τις μεγάλες οικονομετρικές δυσκολίες των προβλέψεων ο *Campbell* (2000, p. 1512) διαπιστώνει ότι οι περισσότεροι οικονομολόγοι δέχονται πως η συνολική απόδοση (aggregate return) εμπεριέχει μια σημαντική προβλέψιμη συνιστώσα. Μελέτες των *Bossaerts & Hillion* (1999), *Goyal & Welch* (2003, 2008), *Brennan & Xia* (2005), και *Butler et al.* (2005), υποστηρίζουν ότι τα in-sample δεδομένα που παίρνουμε για την εκάστοτε πρόβλεψη δεν είναι ανθεκτικά (robust).

Επιπλέον οι *Goyal & Welch* (2008) δείχνουν ότι από τον έλεγχο του out-of-sample τα αποτελέσματα της σχέσης (1.1) αποτυγχάνουν να ξεπεράσουν το σημείο αναφοράς (average benchmark forecast) των απλών ιστορικών προβλέψεων, το οποίο υποθέτει ότι το β της σχέσης (1.1) είναι μηδέν ή διαφορετικά ότι η πληροφορία x_t δεν είναι χρήσιμη στη πρόβλεψη για το ασφάλιστρο κινδύνου, όσο αναφορά το MSFE⁵.

Το μοντέλο πρόβλεψης πολλαπλής παλινδρόμησης που περιλαμβάνει όλους τους δυνατούς προγνωστικούς δείκτες, το οποίο ονομάζεται “kitchen sink forecast”, τις περισσότερες φορές παράγει χειρότερα αποτελέσματα από τον ιστορικό μέσο. Όμως, μια συλλογή από πρόσφατες μελέτες δείχνει ότι ορισμένες προσεγγίσεις πρόβλεψης βελτιώνουν τη προβλεψιμότητα του ασφάλιστρου κινδύνου και ξεπερνούν σημαντικά τον ιστορικό μέσο όπως φαίνεται και σε αποτελέσματα του out-of-sample δείγματος.

⁵ Mean Square Forecast Error ή μέσο τετραγωνικό σφάλμα πρόβλεψης.

Αυτές οι μελέτες χρησιμοποιούν μεθόδους που έχουν να κάνουν με:

- Περιορισμούς μοντέλων οικονομικών κινήτρων (Economically motivated model restrictions)
Campbell & Tomson, 2008, Ferreira & Santa Clara, 2011
- Συνδυασμούς προβλέψεων (Forecast combination)
Rapach, 2010
- Δείκτες διάχυσης (Diffusion indices)
Ludvigson and Ng, 2007, Kelly and Pruitt, 2012
- Αλλαγές κατάστασης (Regime shifts)
Guidolin and Timmermann, 2007, Henkel, 2011, Dangl and Halling, 2012

Αυτές οι μέθοδοι όπως αναφέραμε και προηγουμένως εμφανίζουν πολύ καλά out-of-sample αποτελέσματα και αναλύονται παρακάτω.

Περιορισμοί μοντέλων οικονομικών κινήτρων

Αυτή η προσέγγιση επιβάλλει περιορισμούς οικονομικών κινήτρων για παλινδρομικές προβλέψεις αποδόσεων μετοχών. Από τη σχέση (1.1) παίρνουμε:

$$r_{i,t+1} = a_i + b_i x_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (1.8)$$

όπου $r_{i,t+1}$ είναι η λογαριθμική υπερβάλλουσα απόδοση της μετοχής και $i=1,2,\dots,K$, με K να είναι οι πιθανοί προγνωστικοί δείκτες. Η αντίστοιχη πρόβλεψη δίνεται από τη σχέση:

$$\hat{r}_{i,t+1} = \hat{a}_i + \hat{b}_i x_{i,t} \quad (1.9)$$

όπου \hat{a}_i , \hat{b}_i είναι εκτιμήτριες ελαχίστων τετραγώνων των a_i και b_i αντίστοιχα. Το περιορισμένο διαθέσιμο δείγμα εκτίμησης, δεδομένου ότι οι αποδόσεις των μετοχών περιλαμβάνουν μια αρκετά μεγάλη απρόβλεπτη συνιστώσα, σημαίνει ότι οι παράμετροι του μοντέλου πρόβλεψης εκτιμώνται πολύ άοριστα, πράγμα που μπορεί να οδηγήσει σε κακής απόδοσης προβλέψεις. Σύμφωνα με τους *Campbell & Thompson (2008)*, εάν η b_i έχει μη αναμενόμενες ενδείξεις τότε θέτουμε $\hat{b}_i = 0$ στην (1.9). Επιπλέον, η εκτίμηση του κινδύνου συνεπάγεται θετικά αναμενόμενο ασφάλιστρο κινδύνου, έτσι ώστε να θέτουμε τη πρόβλεψη ίση με μηδέν, εάν $\hat{r}_{t+1} < 0$ στην (1.9). Τέτοιοι περιορισμοί μειώνουν την αβεβαιότητα της εκτίμησης των παραμέτρων και συμβάλουν στη σταθεροποίηση των προβλέψεων της παλινδρόμησης. Οι *Campbell & Thompson*

(2008) βρίσκουν ότι σε αντίθεση με τις χωρίς περιορισμούς προβλέψεων διμεταβλητών παλινδρομήσεων, οι παλινδρομικές προβλέψεις με περιορισμούς που βασίζονται σε μια σειρά οικονομικών μεταβλητών ξεπερνούν τον ιστορικό μέσο πρόβλεψης.

Άλλος τύπος περιορισμών είναι ο επιμέρους (sum-of-the-parts) των *Ferreira & Santa-Clara (2011)*, ο οποίος χρησιμοποιεί δείκτες αποτίμησης. Έχει αποδεχθεί ότι η συνολική απόδοση δίνεται από τον τύπο:

$$R_{t+1} = GM_{t+1}GE_{t+1}(1+DP_{t+1}) \quad (1.10)$$

με $GM_{t+1} = M_{t+1} / M_t$ να είναι ο δείκτης ανάπτυξης, ($M_t =$ τιμή μετοχής/έσοδα $= P_t/E_t$), $GE_{t+1} = E_{t+1}/E_t$ και $DP_{t+1} = D_t/P_t$ ο δείκτης μερίσματος-τιμής (D_t το μέρισμα). Ενώ η αντίστοιχη λογαριθμική απόδοση, την οποία οι *Ferreira & Santa-Clara (2011)* χρησιμοποιούν ως βάση για τις προβλέψεις των μετοχών, είναι:

$$\log(R_{t+1}) = gm_{t+1} + ge_{t+1} + dp_{t+1} \quad (1.11)$$

όπου gm , ge και dp είναι οι λογάριθμοι των GM , GE και $1+DP_{t+1}$, αντίστοιχα. Οι *Ferreira & Santa-Clara (2011)* χρησιμοποιούν την (1.11) ως βάση για τις προβλέψεις των αποδόσεων. Η αύξηση των κερδών είναι σχεδόν εντελώς απρόβλεπτη, εκτός από μια χαμηλής-συχνότητας συνιστώσα, και γι' αυτό οι *Ferreira & Santa-Clara (2011)* χρησιμοποιούν ένα 20-ετή κινητό μέσο του λογαρίθμου της ανάπτυξης των κερδών, στο χρόνο t , \overline{ge}_t^{20} ως πρόβλεψη για το ge_{t+1} . Η επιμέρους (sum-of-the-parts) πρόβλεψη των ασφαλιστρών κινδύνου μετοχών δίνεται από τη σχέση:

$$\hat{r}_{t+1}^{SOP} = \overline{ge}_t^{20} + dp_t - r_{f,t+1} \quad (1.12)$$

όπου, $r_{f,t+1}$ είναι ο λογάριθμος της χωρίς κίνδυνο απόδοσης και \overline{ge}_t^{20} είναι η πρόβλεψη του ge_t . Οι *Ferreira & Santa-Clara (2011)* δείχνουν ότι η επιμέρους (sum-of-the-parts) πρόβλεψή τους, ξεπερνά τις προβλέψεις του ιστορικού μέσου. Αξίζει να σημειωθεί πως σύμφωνα με τη Monte Carlo προσομοίωση, οι επιμέρους προβλέψεις παράγουν πιο αποτελεσματικές προγνώσεις, μειώνοντας το σφάλμα.

1.3.2 Συνδυασμός προβλέψεων

Όπως τονίστηκε από τον *Timmermann (2006)*, ο συνδυασμός προβλέψεων μπορεί να θεωρηθεί ως μια στρατηγική διαφοροποίησης που βελτιώνει την απόδοση της πρόβλεψης με τον ίδιο τρόπο που η διαφοροποίηση των στοιχείων του ενεργητικού βελτιώνει την απόδοση του χαρτοφυλακίου.

Διαισθητικά, από πλευράς πρόβλεψης των ασφαλιστρών κινδύνου μετοχών, κάθε ξεχωριστό μοντέλο έχει συμπεριλάβει τις δικές του συγκεκριμένες πτυχές για τις συνθήκες της οικονομίας. Επιπλέον, η προβλεπτική ικανότητα ενός μοντέλου μπορεί να αλλάξει με τη πάροδο του χρόνου. Άρα εάν υπάρχει έστω και μια πολύ μικρή συσχέτιση μεταξύ των προβλέψεων, τότε ο συνδυασμός τους θα δημιουργήσει λιγότερο ευμετάβλητες προβλέψεις. (Hendry & Clements (2004), Clements & Hendry (2006), Timmermann, (2006)). Η αντίστοιχη σχέση για τέτοιου είδους προβλέψεις είναι η εξής:

$$\hat{r}_{t+1}^{POOL} = \sum_{i=1}^K \omega_{i,t} \hat{r}_{i,t+1} \quad (1.13)$$

η οποία είναι μια μορφή σταθμισμένου μέσου, με βάρη $\{\omega_{i,t}\}_{i=1}^K$ τα οποία έχουν να κάνουν με τις διαθέσιμες πληροφορίες. Ένα απλό και εύκολο παράδειγμα είναι να πάρουμε ίσα βάρη, δηλαδή να θεωρήσουμε ότι $\omega_{i,t} = 1/K$ για κάθε i , όπου δεν χρειάζεται να εκτιμήσουμε τον συνδυασμό των βαρών. Το πλεονέκτημα εδώ είναι ότι δεν απαιτείται η εκτίμηση για τα συνδυαζόμενα βάρη. Συνήθως, είναι δύσκολο να εκτιμηθούν με ακρίβεια τα βάρη για πιο εξεζητημένους συνδυασμούς. Ωστόσο μπορεί να είναι ωφέλιμο να “γείρουμε” τα συνδυαζόμενα βάρη προς ορισμένες επιμέρους προβλέψεις.

Προς αυτή την ιδέα κινήθηκε ο Rapach (2010), ο οποίος υπολόγισε ένα προεξοφλητικό MSFE (discount MSFE ή DMSFE) συνδυασμό προβλέψεων, ο οποίος υπολογίζει τα βάρη με βάση τις αποδόσεις των προβλέψεων των επιμέρους μοντέλων σε μια συγκεκριμένη out-of-sample περίοδο (Stock & Watson, 2004):

$$\omega_{i,t} = \varphi_{i,t}^{-1} / \sum_{k=1}^K \varphi_{k,t}^{-1},$$

$$\text{όπου } \varphi_{i,t}^{-1} = \sum_{s=m}^{t-1} \theta^{t-1-s} (r_{s+1} - \hat{r}_{i,s+1})^2,$$

με το θ να είναι ένας παράγοντας προεξόφλησης ενώ στο $m+1$ έχουμε την έναρξη του out of sample. Οι DMSFE προβλέψεις αποδίδουν έτσι μεγαλύτερο βάρος στις επιμέρους παλινδρομικές προβλέψεις με χαμηλότερο MSFE, δηλαδή καλύτερη απόδοση πρόβλεψης, στη συγκεκριμένη out-of-sample περίοδο. Όταν το $\theta=1$ δεν υπάρχει προεξόφληση, επομένως όλες οι παρατηρήσεις είναι το ίδιο κατανεμημένες όταν υπολογίζουμε το MSFE. Ενώ εάν το $\theta < 1$ δίνεται περισσότερο βάρος στις πιο πρόσφατες αποδόσεις προβλέψεων. Είναι αξιοσημείωτο το ότι ο απλός συνδυασμός προβλέψεων αποδίδει πολύ καλύτερα από την kitchen sink πρόβλεψη. Η πολλαπλής παλινδρόμησης kitchen sink πρόβλεψη, εκφράζεται σε μορφή απόκλισης:

$$r_{t+1} - \bar{r} = \sum_{i=1}^K \beta_i^{KS} (x_{i,t} - \bar{x}_i) + \varepsilon_{t+1} \quad (1.14)$$

όπου \bar{r} και \bar{x}_i είναι οι μέσοι των r_t και $x_{i,t}$ βασισμένοι στις διαθέσιμες πληροφορίες τη στιγμή της πρόβλεψης. Άρα η kitchen sink πρόβλεψη δίνεται από το τύπο:

$$\hat{r}_{t+1} = \bar{r} + \sum_{i=1}^K \hat{\beta}_i^{KS} (x_{i,t} - \bar{x}_i) \quad (1.15)$$

($\hat{\beta}_i^{KS}$ είναι ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων του β_i^{KS} στη πολλαπλή παλινδρόμηση). Επομένως ο απλός συνδυασμός προβλέψεων εκφράζεται από τη σχέση:

$$\hat{r}_{t+1} = \bar{r} + \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \hat{\beta}_i (x_{i,t} - \bar{x}_i) \quad (1.16)$$

Συγκρίνοντας τις (1.15) και (1.16) παρατηρούμε ότι ο απλός συνδυασμός προβλέψεων αντικαθιστά το $\hat{\beta}_i^{KS}$ στην (1.15) με $\frac{1}{K} \hat{\beta}_i$. Με αυτό τον τρόπο έχουμε πιο σταθερές προβλέψεις διότι έτσι μειώνεται η μεταβλητότητα της εκτίμησης και συρρικνώνεται η πρόβλεψη έναντι της πρόβλεψης του ιστορικού μέσου. Ένας ακόμη που ασχολήθηκε με τον συνδυασμό προβλέψεων είναι ο *Cremers (2002)* ο οποίος χρησιμοποίησε Bayesian μοντέλα (BMA⁶) ώστε να ενσωματώσει πληροφορίες από πιθανές προβλέψεις στα πλαίσια της πρόγνωσης με παλινδρόμηση. Στην έρευνα που έκανε (για την περίοδο 1969-1998) ο *Cremers (2002)* διαπιστώνει ότι οι μηνιαίες προβλέψεις ασφαλιστρών κινδύνου των ΗΠΑ που βασίζονται στο Bayesian μοντέλο μπορούν να ξεπεράσουν ελαφρώς τον ιστορικό μέσο αναφοράς, ενώ υπερτερούν σημαντικά από τις προβλέψεις που βασίζονται σε μοντέλα που επιλέγονται μέσω συμβατικών κριτηρίων όπως το AIC και SIC⁷.

1.3.3 Δείκτες Διάχυσης

Τα μοντέλα με δείκτες διάχυσης προϋποθέτουν στη δομή τους ένα συντελεστή για να κάνουν προβλέψεις. Η σχέση που ισχύει εδώ είναι:

$$x_{i,t} = \lambda_i' f_i + e_{i,t} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, K \quad (1.17)$$

f_i : διάνυσμα q -στοιχείων, παραγόντων.

λ_i : διάνυσμα q -στοιχείων, loading factors.

$e_{i,t}$: Σφάλμα μηδενικής μέσης τιμής. Ένα αυστηρό μοντέλο υποθέτει ότι αυτά είναι ασυσχέτιστα.

⁶ Bayesian Model Averaging

⁷ Akaike information criterion (AIC) και Schwarz information criterion (SIC)

Ένα αυστηρό μοντέλο υποθέτει ότι οι όροι διαταραχής είναι ταυτόχρονα και σειριακά ασυσχέτιστοι. Για οποιοδήποτε μοντέλο κι αν έχουμε οι παράγοντες μπορούν να εκτιμηθούν με συνέπεια και να χρησιμοποιηθούν ως παλινδρομητές στο ακόλουθο μοντέλο πρόβλεψης:

$$r_{t+1} = a_{DI} + \beta'_{DI} f_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1.18)$$

όπου, β'_{DI} είναι το διάνυσμα του συντελεστή κλίσης (q -στοιχείων). Μια πρόβλεψη για ασφάλιστρα κινδύνου μετοχών δίνεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$\hat{r}_{t+1}^{DI} = \hat{a}_{DI} + \hat{\beta}'_{DI} \hat{f}_{t,t} \quad (1.19)$$

όπου $\hat{f}_{t,t}$ είναι η εκτίμηση του f_t βασισμένη στη διαθέσιμη πληροφόρηση για τη περίοδο t . Ενώ \hat{a}_{DI} και $\hat{\beta}_{DI}$ είναι εκτιμήτριες ελαχίστων τετραγώνων των a_{DI} και β_{DI} αντίστοιχα. Όμως για να κάνουμε χρήση των παραπάνω πρέπει να προσδιορίσουμε το q , δηλαδή των αριθμό των παραγόντων. Ένα πιθανό μειονέκτημα αυτής της μεθόδου είναι ότι οι εκτιμώμενοι παράγοντες έχουν σχεδιαστεί για να εξηγούν τη συνδιακύμανση μεταξύ των μεμονωμένων προγνωστικών παραγόντων χωρίς να λαμβάνουν υπόψη τη σχέση μεταξύ αυτών των παραγόντων και των στοχευμένων μεταβλητών που χρειαζόμαστε για τις προβλέψεις. Ιστορικά αναφέρουμε ότι οι *Kelly & Pruitt (2011)* ανέπτυξαν ένα three – pass φίλτρο παλινδρόμησης (3PRF) για να εκτιμήσουν τους πιο σημαντικούς παράγοντες για τη πρόβλεψη των στόχων.

1.3.4 Regime Shifts

Σύμφωνα με την έρευνα των *Paye & Timmermann (2006)* και *Rapach & Wohar (2006a)* σε παλινδρομικά μοντέλα πρόβλεψης για τις συνολικές αποδόσεις των μετοχών των ΗΠΑ, η μέθοδος αυτή αναγνωρίζει ότι η διαδικασία παραγωγής δεδομένων για προβλέψεις μετοχών υπόκειται στην αστάθεια των παραμέτρων. Μια πρωτοποριακή εργασία του *Hamilton (1989)* εισάγει μια στρατηγική για μοντελοποίηση αλλαγών (modeling breaks) η οποία υποθέτει ότι οι παράμετροι λαμβάνουν διαφορετικές τιμές όσο η οικονομία αλλάζει σε σχετικά μικρό αριθμό καταστάσεων. Στο πλαίσιο της προβλεψιμότητας αποδόσεων των μετοχών, είναι φυσικό να περιμένουμε τέτοιες καταστάσεις που αντιστοιχούν σε ανάπτυξη/ύφεση του οικονομικού κύκλου. Έστω το παρακάτω παλινδρομικό μοντέλο Markov:

$$r_{t+1} = a_{S_{t+1}} + \beta'_{S_{t+1}} x_t + \sigma_{S_{t+1}} u_{t+1} \quad (1.20)$$

όπου, x_t είναι ένα διάνυσμα με προγνωστικούς παράγοντες, u_{t+1} είναι μια μεταβλητή με μηδενικό μέσο και μοναδιαία διακύμανση και S_{t+1} είναι μια 1^{ns} τάξης Μαρκοβιανή διαδικασία που αντιπροσωπεύει τη κατάσταση στην οικονομία. Η S_{t+1} μπορεί να πάρει αμέριστε τιμές μεταξύ 1 και m , οι οποίες αντιστοιχούν στη κατάσταση της οικονομίας, ενώ η μετάβαση των καταστάσεων αυτών διέπεται από έναν $m \times m$ πίνακα με χαρακτηριστικό στοιχείο:

$$p_{ij} = \Pr(S_t = j | S_{t-1} = i) , \quad i, j = 1, 2, \dots, m .$$

Επειδή όμως η κατάσταση της οικονομίας είναι μη-παρατηρήσιμη, ο *Hamilton (1989)* εισάγει μια δική του μέθοδο, αναπτύσσοντας ένα μη γραμμικό φίλτρο που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να εκτιμήσουμε τις παραμέτρους του Μαρκοβιανού μοντέλου μέσω μέγιστης πιθανοφάνειας και να εξάγουμε συμπεράσματα για τη κατάσταση της οικονομίας. Υπό τον όρο της εκτίμησης των παραμέτρων στην (1.20), για $m = 2$ η πρόβλεψη της r_{t+1} είναι:

$$\hat{r}_{t+1}^{MS} = \Pr(S_{t+1} = 1 | I_t)(\hat{a}_1 + \hat{\beta}_1' x_t) + \Pr(S_{t+1} = 2 | I_t)(\hat{a}_2 + \hat{\beta}_2' x_t) \quad (1.21)$$

όπου $\Pr(S_{t+1} = j | I_t)$ είναι η πιθανότητα η $S_{t+1} = j$ δεδομένης της διαθέσιμης πληροφορίας I_t . Τα \hat{a}_j και $\hat{\beta}_j$ είναι οι εκτιμήτριες των a_j και β_j αντίστοιχα, από (1.20) χρησιμοποιώντας τα διαθέσιμα δεδομένα στο χρόνο t και για $j=1,2$. Σε περιόδους όπου είναι δύσκολο να προβλέψουμε την επόμενη κατάσταση θεωρούμε ίσα βάρη στα καθεστώτα των προβλέψεων, δηλαδή $\Pr(S_{t+1} = 1 | I_t) \approx \Pr(S_{t+1} = 2 | I_t) \approx 1/2$. Ενώ αντίστοιχα, δίνουμε περισσότερο βάρος εκεί όπου έχουμε καλύτερη πληροφόρηση. Με τον τρόπο αυτό, οι Μαρκοβιανές προβλέψεις κάνουν διαρθρωτικές αλλαγές (structural breaks) στις παραμέτρους των μοντέλων όσο υπάρχει η αβεβαιότητα για τη κατάσταση της οικονομίας.

Μία άλλη μορφή μοντέλων είναι τα μοντέλα χρονικά μεταβαλλόμενων παραμέτρων (TVP) τα οποία επιτρέπουν στις παραμέτρους να εξελίσσονται στο χρόνο. Δηλαδή είναι σαν να έχουμε σε κάθε νέα περίοδο, νέο μοντέλο. Οι *Dangl & Halling (2012)* δίνουν την παρακάτω παλινδρόμηση για αυτά τα μοντέλα:

$$r_{t+1} = a_t + \beta_t' x_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1.22)$$

$$\begin{pmatrix} a_t \\ \beta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{t-1} \\ \beta_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} w_{1,t} \\ w_{2,t} \end{pmatrix} \quad (1.23)$$

$$\text{όπου } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \text{ και } w_t \sim N(0, W_t), \text{ με } w_t = (w_{1,t}, w_{2,t})'. \quad (1.23')$$

Θέτοντας περιορισμούς στο W_t , το TVP μοντέλο που δίνεται από τις (1.22)-(1.23') μπορεί να εκτιμηθεί χρησιμοποιώντας το φίλτρο του Kalman και τη μέγιστη πιθανοφάνεια. Η πρόβλεψη για το ασφάλιστρο κινδύνου μετοχών, βασισμένο στο TVP μοντέλο είναι:

$$\hat{r}_{t+1}^{TVP} = \hat{a}_{t,t} + \hat{\beta}'_{t,t} x_{t,t} \quad (1.24)$$

όπου τα $\hat{a}_{t,t}$ και $\hat{\beta}_{t,t}$ είναι οι εκτιμήτριες των a_t και β_t , αντίστοιχα, από (1.22) χρησιμοποιώντας τα διαθέσιμα δεδομένα στο χρόνο t . Η πρόβλεψη αυτή επιτρέπει στους συντελεστές του μοντέλου να εξελιχθούν σε ένα γενικό τρόπο έτσι ώστε η πρόβλεψη να μπορεί να ανταποκριθεί σε αλλαγές της οικονομίας που εξαρτάται από διάφορους παράγοντες. Τέλος οι *Pettenuzzo & Timmermann (2011)* θεώρησαν καλύτερη τη προσέγγιση η οποία επιτρέπει ορισμένες αλλαγές στους συντελεστές του παλινδρομικού μοντέλου, παρά υποθέτοντας ότι οι συντελεστές εξελίσσονται συνεχώς υπό την παραδοχή $w_t \sim N(0, W_t)$. Δείχνουν ακόμη ότι οι δομικές αλλαγές στις παλινδρομήσεις έχουν σημαντικές συνέπειες για επενδυτές με μακροπρόθεσμο ορίζοντα και ότι αγνοώντας τις αλλαγές αυτές μπορεί να έχουμε ως αποτέλεσμα αρκετά μεγάλες απώλειες.

1.4 Αξιολόγηση προβλέψεων

Για να ελέγξουμε κατά πόσο μια πρόβλεψη είναι ακριβής ελέγχουμε το μέσο τετραγωνικό σφάλμα πρόβλεψης (MSFE), από το οποίο ενέχουν δύο ζητήματα. Πρώτον, κατά πόσο διαφέρουν τα MSFE των προβλέψεων για τα μοντέλα που θέλουμε να συγκρίνουμε. Και δεύτερον, κατά πόσο το MSFE είναι επαρκές. Έστω λοιπόν ένα δείγμα T παρατηρήσεων όπου γνωρίζουμε τα r_t και $x_{i,t}$. Χωρίζουμε το δείγμα σε n_1 το πλήθος των in-sample παρατηρήσεων και $n_2 = T - n_1$ οι out-of-sample. Την πρόβλεψη, για ένα βήμα μπροστά (one step-ahead forecast), την παίρνουμε από τη σχέση (1.8) ενώ το MSFE δίνεται από το τύπο:

$$MSFE_i = \frac{1}{n_2} \sum_{s=1}^{n_2} (r_{n_1+s} - \hat{r}_{i,n_1+s})^2 \quad (1.25)$$

Για να ελέγξουμε την ακρίβειά του, το συγκρίνουμε με την πρόβλεψη του αναφορικού ιστορικού μέσου (historical average benchmark) ο οποίος έχει αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση, την

$$\bar{r}_{t+1} = \frac{1}{t} \sum_{s=1}^t r_s \quad (1.26)$$

ενώ το αντίστοιχο MSFE είναι: $MSFE_0 = \frac{1}{n_2} \sum_{s=1}^{n_2} (r_{n_1+s} - \bar{r}_{i,n_1+s})^2$ (1.27)

Επομένως όταν θέλουμε να συγκρίνουμε τα μέσα τετραγωνικά σφάλματα χρησιμοποιούμε το στατιστικό μέτρο R^2 του out-of-sample (*Campbell & Tompson, 2008*) το οποίο είναι αντίστοιχο με αυτό του in-sample και μετρά την αναλογική μείωση του MSFE σχετικά με τον ιστορικό μέσο. Ισχύει ότι:

$$R_{os}^2 = 1 - \frac{MSFE_i}{MSFE_0} \quad (1.28)$$

Για θετικές τιμές του R^2 , σημαίνει ότι οι προβλέψεις μας είναι πιο ακριβείς από αυτές του ιστορικού μέσου. Αυτό που απομένει είναι να δούμε κατά πόσο το μέσο τετραγωνικό σφάλμα είναι επαρκές. Έχουμε δηλαδή να κάνουμε τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης $H_0: MSFE_0 \leq MSFE_i$ έναντι της $H_1: MSFE_0 > MSFE_i$ η οποία ισοδυναμεί με την $H_0: R_{os}^2 \leq 0$ έναντι της $H_1: R_{os}^2 > 0$. Αυτός ο έλεγχος γίνεται με το μέτρο DMW των *Diebold & Mariano (1995)* και *West (1996)*, το οποίο δίνεται από τη σχέση:

$$DMW_i = n_2^{0.5} \bar{d}_i \hat{S}_{d_i, d_i}^{-0.5} \quad (1.29)$$

όπου,

$$\bar{d}_i = (1/n_2) \sum_{s=1}^{n_2} \hat{d}_{i, n_1+s}$$

$$\hat{d}_{i, n_1+s} = \hat{u}_{0, n_1+s} - \hat{u}_{i, n_1+s}^2$$

$$\hat{u}_{0, n_1+s} = r_{n_1+s} - \bar{r}_{n_1+s}$$

$$\hat{u}_{i, n_1+s} = r_{n_1+s} - \hat{r}_{i, n_1+s}$$

$$\hat{S}_{d_i, d_i} = (1/n_2) \sum_{s=1}^{n_2} (\hat{d}_{i, n_1+s} - \bar{d}_i)^2$$

Όταν συγκρίνουμε τις προβλέψεις διαφορετικών μοντέλων, οι *Diebold & Mariano (1995)* και *West (1996)* έδειξαν ότι η DMW_i ακολουθεί μια ασυμπτωτική τυποποιημένη κανονική κατανομή ώστε να γίνεται ευκολότερα

έλεγχος της $H_0 : MSFE_0 \leq MSFE_i$ έναντι της $H_1 : MSFE_0 > MSFE_i$, συγκρίνοντας το στατιστικό δείγμα με 1.282, 1.645, 2.326 για το 10%, 5%, και 1% επίπεδο σημαντικότητας, αντίστοιχα. Όταν όμως συγκρίνουμε προβλέψεις εμφωλευμένων (nested) μοντέλων, οι *Clark & McCracken (2001)* και *McCracken (2007)* έδειξαν ότι η DMW_i ακολουθεί μη τυποποιημένη ασυμπτωτική κατανομή. Στο πλαίσιο της προβλεπτικής παλινδρόμησης, ο out-of-sample έλεγχος της προβλεψιμότητας αποδόσεων των μετοχών συνεπάγεται μια σύγκριση των εμφωλευμένων προβλέψεων. Για αυτές τις προβλέψεις η ασυμπτωτική κατανομή της DMW_i είναι συνάρτηση της κίνησης Brown και εξαρτάται από δύο παραμέτρους:

- $\pi = n_2 / n_1$
- Από τη διάσταση του συνόλου x_t .

Επιπλέον οι *Clark & McCracken (2001)* και *McCracken (2007)* που προαναφέραμε, παρέχουν πίνακες με τις κρίσιμες τιμές (critical values) για διάφορες τιμές παραμέτρων. Ένα χαρακτηριστικό των ασυμπτωτικών κρίσιμων τιμών είναι ότι μετατοπίζονται προς τα αριστερά συγκριτικά με τις κρίσιμες τιμές της τυποποιημένης κανονικής. Για παράδειγμα, αν θεωρήσουμε ένα διμεταβλητό προγνωστικό μοντέλο παλινδρόμησης και $\pi = 2$, το οποίο αντιστοιχεί στη διατήρηση του $1/3$ του συνολικού δείγματος για την αρχική in-sample περίοδο. Σύμφωνα με τον *McCracken (2007)*, το 10%, 5% και 1% των κρίσιμων τιμών είναι 0.281, 0.610 και 1.238, αντίστοιχα, οι οποίες είναι πολύ πιο κάτω από τις αντίστοιχες της τυποποιημένης κανονικής. Αυτό μπορεί να οδηγήσει σε ελέγχους με χαμηλή ισχύ προβλεψιμότητας. Για το λόγο αυτό είναι σημαντικό να χρησιμοποιούμε τις σωστές κρίσιμες τιμές, όταν θέλουμε να προβλέψουμε αποδόσεις μετοχών.

Οι *Clark & West (2007)* τροποποιούν το DMW_i και δημιουργούν το στατιστικό μέτρο *MSFE-adjusted* το οποίο χρησιμοποιείται για να συγκρίνει τις προβλέψεις εμφωλευμένων μοντέλων ασυμπτωτικής κατανομής που προσεγγίζονται από την τυποποιημένη κανονική. Το μέτρο αυτό λειτουργεί ικανοποιητικά σε πεπερασμένα δείγματα. Έτσι, οι *Clark & West (2007)* παρέχουν μια πολύ βολική μέθοδο για την αξιολόγηση της στατιστικής σημαντικότητας κατά τη σύγκριση των εμφωλευμένων προβλέψεων που εξαλείφει την ανάγκη για να αναζητήσουμε ένα νέο σύνολο κρίσιμων τιμών για κάθε εφαρμογή. Για να υπολογίσουμε το *MSFE-adjusted*, πρέπει πρώτα να ορίσουμε το:

$$\tilde{d}_{i,n_1+s} = \hat{u}_{0,n_1+s}^2 - [\hat{u}_{i,n_1+s}^2 - (\bar{r}_{n_1+s} - \hat{r}_{n_1+s})^2] \quad (1.30)$$

και στη συνέχεια να εφαρμόσουμε μια παλινδρόμηση για το \tilde{d}_{i,n_1+s} με σταθερό όρο, για $s=1, \dots, n_2$. Το *MSFE-adjusted* είναι το t-statistic που αντιστοιχεί στη

σταθερά. Το μέτρο αυτό αποδίδει πολύ καλά σε προσημειώσεις πεπερασμένου δείγματος, αλλά γενικά δεν είναι και το “καλύτερο” για την αξιολόγηση της πρόβλεψης των αποδόσεων των μετοχών.

Οι *Leitch & Tanner (1991)* εξετάζουν το λόγο για τον οποίο οι επιχειρήσεις αγοράζουν επαγγελματικές προβλέψεις οικονομικών και χρηματοοικονομικών μεταβλητών οι οποίες πολλές φορές αδυνατούν να ξεπεράσουν αυτές των μοντέλων απλών χρονοσειρών, όσο αναφορά το MSFE. Διαπιστώνουν όμως ότι οι επαγγελματικές προβλέψεις είναι συχνά πιο αποδοτικές. Επιπλέον υπάρχει σχέση μεταξύ MSFE και αποδοτικότητας των προβλέψεων. Χρησιμοποιώντας τα συμπεράσματα των *Leitch & Tanner (1991)*, διάφοροι ερευνητές αναλύουν τις προβλέψεις των αποδόσεων βασιζόμενοι σε μέτρα που έχουν να κάνουν είτε με τα κέρδη είτε με την ωφελιμότητα, τα οποία παρέχουν πιο άμεσα μέτρα της αξίας των προβλέψεων για τους οικονομικούς παράγοντες. Όπως θα δούμε και στη συνέχεια, ένα σπουδαίο μέτρο με βάση την ωφελιμότητα είναι το μέσης ωφελιμότητας κέρδος (average utility gain), για έναν μέσης διακύμανσης επενδυτή. Για παράδειγμα έστω ένας τέτοιος επενδυτής με αποστροφή κινδύνου γ , ο οποίος διαθέτει χαρτοφυλάκιο μετοχών και ακίνδυνων γραμματίων. Στο τέλος της περιόδου t ο επενδυτής θα κατέχει το εξής μερίδιο μετοχών:

$$a_{i,t} = \frac{1}{\gamma} \frac{\hat{r}_{i,t+1}}{\hat{\sigma}_{i,t+1}^2} \quad (1.31)$$

όπου $\hat{\sigma}_{i,t+1}^2$ η πρόβλεψη της διακύμανσης των αποδόσεων. Ενώ η ωφελιμότητα τη στιγμή της πρόβλεψης είναι:

$$\hat{u}_i = \hat{\mu}_i - \frac{1}{2} \gamma \hat{\sigma}_i^2 \quad (1.32)$$

με $\hat{\mu}_i$ και $\hat{\sigma}_i^2$ να είναι η μέση τιμή και η διασπορά του χαρτοφυλακίου, αντίστοιχα. Από την άλλη, εάν βασιστούμε στον ιστορικό μέσο πρόβλεψης του ασφαλιστρου κινδύνου μετοχών τότε η (1.29) αντικαθίσταται από την σχέση:

$$a_{0,t} = \frac{1}{\gamma} \frac{\bar{r}_{i,t+1}}{\hat{\sigma}_{i,t+1}^2} \quad (1.33)$$

ενώ η (1.32) αντικαθίσταται από την

$$\hat{u}_0 = \hat{\mu}_0 - \frac{1}{2} \gamma \hat{\sigma}_0^2 \quad (1.34)$$

Αυτή η διαφορά στις αντίστοιχες σχέσεις μπορεί να ερμηνευθεί ως το ποσό που θα ήταν διατεθειμένος ο επενδυτής να πληρώσει ώστε να έχει καλύτερη πληροφόρηση για τις προβλέψεις του. Πράγμα το οποίο διαπιστώνεται και από μελέτες των *Marquering & Verbeek (2004)*, *Campbell & Thompson (2008)*, *Cooper & Priestly (2009)*, *Rapach et al. (2010)*, *Ferreira & Santa-Clara (2011)*, *Dangl & Halling (2012)* και *Neely et al. (2012)*.

Κεφάλαιο 2 : Η προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων

2.1 Η διακύμανση της μερισματικής απόδοσης

Οι μερισματικές αποδόσεις (dividend yields) χρησιμοποιούνται για να εκτιμήσουν τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών. Ο *Cochrane (1992)* αναφέρει ότι η μερισματική απόδοση προβλέπει είτε τις αλλαγές των μερισμάτων είτε τις αποδόσεις των μετοχών. Θέλοντας να εξηγήσει τη διακύμανση του δείκτη μερίσματος-τιμής (price – dividend ratio ή P/D), εισάγει ένα όριο στη διακύμανση αυτή και την “αναλύει” σε όρους που να αντανακλούν τις αλλαγές στα μερίσματα και στα προεξοφλητικά επιτόκια. Επίσης, υπολογίζει πότε ένα χαμηλού μέσου προεξοφλητικό επιτόκιο μπορεί να εξορθολογήσει το μέσο και τη διακύμανση του δείκτη μερίσματος-τιμής. Επιπλέον, επανεξετάζει τους ελέγχους μεταβλητότητας (volatility tests), διότι μπορούν να δώσουν διαφορετικά ποιοτικά αποτελέσματα και να απορρίψουν λογικά μοντέλα τιμολόγησης. Τα αποτελέσματα του *Cochrane (1992)* δεν δείχνουν απόρριψη των μοντέλων παρούσας αξίας.

Για πολλούς οικονομολόγους, οι έλεγχοι μεταβλητότητας, βασισμένοι στις τιμές, φαίνεται να δίνουν διαφορετικές πληροφορίες από το Euler equation test που βασίζεται στις αποδόσεις. Για το λόγο αυτό, οι περισσότερες απορρίψεις των ελέγχων μεταβλητότητας συνήθως μεταφράζονται ως απόρριψη της τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, τη στιγμή που έλεγχος του Euler μας πληροφορεί για προσαρμογές στο υπάρχον μοντέλο. Ωστόσο για τους ελέγχους μεταβλητότητας υπάρχουν αρκετές διαφωνίες γύρω από τον προσδιορισμό τους. Έτσι, δημιουργήθηκε η ανάγκη της επανεξέτασης των ελέγχων μεταβλητότητας ώστε να ξεπεραστούν τα προβλήματα που προκύπτουν γύρω από το προσδιορισμό τους. Η βασική ιδέα των ελέγχων εξηγείται από το παρακάτω παρούσας αξίας μοντέλο, σταθερού προεξοφλητικού παράγοντα:

$$P_t = E_t \sum_{j=1}^{\infty} p^j D_{t+j} \quad (2.1)$$

όπου,

P_t : Είναι η τιμή της μετοχής τη στιγμή t .

E_t : Ένας φορέας προσδοκίας βασισμένος σε μια πληροφόρηση τη στιγμή t .

D_t : Το μέρισμα τη στιγμή t , ενώ p είναι ο προεξοφλητικός παράγοντας.

Γενικά ισχύει ότι $Var(E_t(x)) \leq Var(x)$, άρα θα ισχύει και ότι:

$$Var(P_t) \leq Var\left(\sum_{j=1}^{\infty} p^j D_{t+j}\right) \quad (2.2)$$

Η παραπάνω σχέση μπορεί να γραφεί σε όρους αυτοδιακυμάνσεων των μερισμάτων και έτσι η (2.2) γίνεται:

$$Var(P_t) \leq \frac{p^2}{1-p^2} \sum_{j=1}^{\infty} p^{2j} Cov(D_t, D_{t-j}) \quad (2.3)$$

Η ιδέα της ανάλυσης της διακύμανσης έρχεται εάν πολλαπλασιάσουμε την σχέση (2.1) με $P_t - E(P_t)$ και πάρουμε τις μέσες τιμές. Επομένως θα έχουμε ότι:

$$Var(P_t) = Cov\left(P_t, \sum_{j=1}^{\infty} p^j D_{t+j}\right) \quad (2.4)$$

$$\Rightarrow Var(P_t) = \sum_{j=1}^{\infty} p^j Cov(P_t, D_{t+j}) \quad (2.5)$$

Από τις δύο τελευταίες σχέσεις καταλαβαίνουμε ότι οι αλλαγές στις τιμές πρέπει να αντανακλούν πληροφορίες για τα μελλοντικά μερίσματα. Στη συνέχεια θα δούμε μορφές αυτών των σχέσεων που εξηγούν την ανάλυση της διακύμανσης.

2.2 Προσδιορισμοί για ελέγχους μεταβλητότητας

Οι έλεγχοι μεταβλητότητας μαστιζονται από διάφορους προσδιορισμούς, όπως μονάδες (units), τελικές τιμές (terminal prices), περιορισμοί χρονοσειρών (time series restrictions), μέσος δείκτης μερίσματος-τιμής και προεξοφλητικά επιτόκια (mean P/D ratio and discount rates), χρονικά μεταβαλλόμενα προεξοφλητικά επιτόκια (time-varying discount rates), φούσκες (bubbles) και μόδες (fads)⁸.

Ο *Cochrane (1992)* αναφέρει πως η επιλογή μονάδων (units) είναι αρκετά σημαντική διότι οι έλεγχοι μεταβλητότητας είναι πολύ ευαίσθητοι σε αλλαγές που προσπαθούν να επιδιώξουν τη στασιμότητα. Για το λόγο αυτό χρησιμοποιεί ως μονάδες τον δείκτη P/D , τα μερίσματα και τα προεξοφλητικά επιτόκια, που είναι πιο πιθανό να είναι στάσιμα.

⁸ Τα fads αποτελούν ειδική κατηγορία της (χρηματιστηριακής) φούσκας.

Οι τελικές τιμές (terminal prices) έχουν να κάνουν με το ότι από τη στιγμή που οι περισσότεροι έλεγχοι μεταβλητότητας είναι εφαρμογές εξισώσεων ανάλογων με τις (2.2) και (2.4), σε ένα πεπερασμένο δείγμα πρέπει τα αθροίσματα μέσα στις παρενθέσεις των σχέσεων αυτών να περιοπούν. Ως τελικές τιμές χρησιμοποιούνται στατιστικά στοιχεία, όπως οι (2.3) και (2.5), τα οποία είναι περιορισμοί για συναρτήσεις συνδιακύμανσης των P/D δεικτών, μερισματικών αποδόσεων ανάπτυξης και προεξοφλητικών επιτοκίων.

Όσο αναφορά τους περιορισμούς χρονοσειρών (time series restrictions) ισχύει το εξής: Αρκετοί έλεγχοι μεταβλητότητας περιορίζουν τη δομή χρονοσειρών των μεταβλητών που χρησιμοποιούν. Για παράδειγμα οι *LeRoy & Parke* (1990) υποθέτουν ότι τα μερίσματα ακολουθούν τυχαίο περίπατο (random walk). Ωστόσο, ο *Shiller* (1989) αναφέρει ότι η αρνητική αυτοσυσχέτιση της μερισματικής ανάπτυξης μπορεί να ξεπεράσει το όριο της διακύμανσής τους. Το όριο διακύμανσης του *Cochrane* (1992) επιτρέπει μια αυθαίρετη δομή χρονοσειράς για τη μερισματική ανάπτυξη, για να ξεπεράσει την ένσταση του *Shiller*.

Ένας επιπλέον σημαντικός προσδιορισμός είναι ο μέσος δείκτης μερίσματος-τιμής και τα προεξοφλητικά επιτόκια (mean P/D ratio and discount rates). Εάν το μέσο προεξοφλητικό επιτόκιο είναι χαμηλό, το μοντέλο παρούσας αξίας (present value model) συνάδει με μια αυθαίρετη υψηλή διακύμανση του δείκτη P/D . Για παράδειγμα, έστω ότι έχουμε μια αύξηση στα μερίσματα τη χρονική στιγμή $t+1$, της τάξεως του ΔD . Η τιμή τότε αυξάνεται κατά $\Delta P = \sum_{j=1}^{\infty} p^j \Delta D = p \Delta D / (1-p)$. Έτσι, μια μικρή αλλαγή στα μερίσματα μπορεί να έχει μεγάλη επίδραση στη τιμή, εάν το p είναι κοντά στη μονάδα. Ωστόσο, εάν ο προεξοφλητικός παράγοντας είναι κοντά στη μονάδα ο μέσος δείκτης μερίσματος-τιμής θα είναι υψηλός. Επομένως, ο μέσος δείκτης P/D μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να περιορίσει το εύρος του μέσου προεξοφλητικού επιτοκίου. Ο *Cochrane* (1992) εξετάζοντας τις προβλέψεις για το μέσο δείκτη P/D , τη διακύμανσή τους, αλλά και την επίδραση ενός εύρους μέσων προεξοφλητικών επιτοκίων, τα περισσότερα volatility test υποθέτουν μια “λογική” τιμή για τα μέσα προεξοφλητικά επιτόκια.

Οι τιμές όμως μπορούν να αλλάζουν χωρίς να αλλάζουν τα μερίσματα, εάν τα προεξοφλητικά επιτόκια διαφέρουν. Ωστόσο, οι περισσότεροι έλεγχοι μεταβλητότητας απορρίπτουν το μοντέλο σταθερού προεξοφλητικού επιτοκίου. Έτσι ο *Cochrane* (1992) υιοθετεί ένα προσδιορισμό που προβλέπει χρονο-μεταβαλλόμενα προεξοφλητικά επιτόκια και διαφορετικά ασφάλιστρα κινδύνου μετοχών. Οι (στατιστικές) απορρίψεις μοντέλων παρούσας αξίας οφείλονται σε εναλλακτικές λύσεις οι οποίες κατηγοριοποιούνται ως εξής:

- Φούσικες (*Bubbles*): ο όρος αυτός υφίσταται όπου δεν υπάρχει διαδικασία προεξοφλητικών επιτοκίων που να μπορεί να εξηγήσει τη διακύμανση του δείκτη P/D . Από τη στιγμή που υπάρχουν πάντα προεξοφλητικά επιτόκια τα οποία ικανοποιούν την εξίσωση του Euler, ο μόνος τρόπος να μην εξορθολογίζουν το μοντέλο παρούσας αξίας, είναι τα bubbles. Για το λόγο αυτό ο *Cochrane (1992)* υπολογίζει το όριο διακύμανσης και την ανάλυση χωρίς υποθέσεις για τα προεξοφλητικά επιτόκια πέραν της στασιμότητας. Υπολογίζει ακόμη το όριο διακύμανσης και την ανάλυση χρησιμοποιώντας αποδόσεις αντί για προεξοφλητικά επιτόκια. Από τη στιγμή που $1 = R_{t+1}^{-1}R_{t+1} = E_t(R_{t+1}^{-1}R_{t+1})$, η αντίστροφη απόδοση είναι ένας προεξοφλητικός παράγοντας που ικανοποιεί εξ' ορισμού την εξίσωση του Euler.
- Μόδες (*Fads*): Εμφανίζονται όταν δεν υπάρχει “λογική” διαδικασία προεξοφλητικών επιτοκίων που να εξηγεί τη διακύμανση του δείκτη P/D . Εδώ παραδεχόμαστε ότι υπάρχει μια μη-παρατηρήσιμη (unobserved) διαδικασία προεξοφλητικών επιτοκίων που να εξηγεί τη διακύμανση του δείκτη P/D . Ωστόσο ισχυριζόμαστε ότι οποιαδήποτε τέτοια διαδικασία πρέπει να έχει μεγάλες στατιστικές ιδιότητες. Όπως για παράδειγμα οι *Poterba & Summers (1988)* υπολογίζουν ότι τα προεξοφλητικά επιτόκια θα πρέπει να έχουν τυπική απόκλιση της τάξεως του 5.8%. Για το λόγο αυτό ο *Cochrane* υπολογίζει τα όρια της μέσης τυπικής απόκλισης για την μη-παρατηρήσιμη διαδικασία προεξοφλητικών επιτοκίων και έπειτα ο καθένας μπορεί να αξιολογήσει το κατά πόσο τα απαιτούμενα προεξοφλητικά επιτόκια είναι “λογικά”, σύμφωνα με τα δικά του κριτήρια.
- Απόρριψη συγκεκριμένων μοντέλων τιμολόγησης: Οι έλεγχοι μεταβλητότητας δημιουργούνται χρησιμοποιώντας συγκεκριμένα μοντέλα τιμολόγησης ή μοντέλα προεξοφλητικών επιτοκίων και μια απόρριψη μεταφράζεται ως απόρριψη του μοντέλου.

2.3 Μοντέλο παρούσας αξίας – όριο και ανάλυση διακύμανσης

Το μοντέλο παρούσας αξίας που εκφράζεται σε όρους P/D , μερισματικής ανάπτυξης και προεξοφλητικών επιτοκίων, δεν είναι γραμμικό όπως η (2.1). Επομένως χρησιμοποιείται από τον *Cochrane (1992)* ένα προσεγγιστικό παρούσας αξίας μοντέλο, το οποίο μπορεί να κατασκευαστεί ανάλογα με τις (2.3) και (2.5). Το προσεγγιστικό αυτό μοντέλο παρούσας αξίας παρουσιάζει ενδιαφέρον διότι παράγει μια διαστρωματική (cross-sectional) διακύμανση για τα ασφάλιστρα κινδύνου. Αυτό επιτρέπει να διεξάγουμε παρούσας αξίας

ελέγχους σε πολλά περιουσιακά στοιχεία ταυτόχρονα. Ξεινάμε με τη γενική εξίσωση του Euler:

$$1 = E_t(\gamma_{t+1}R_{t+1}) \quad (2.6)$$

όπου $R_{t+1} = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t}$, ενώ γ_{t+1} είναι ο προεξοφλητικός παράγοντας. Επειδή

ισχύει ότι $\lim_{j \rightarrow \infty} E_t(\prod_{k=1}^j \gamma_{t+k})P_{t+j} = 0$, από την (2.6) έχουμε ότι:

$$\Rightarrow P_t = E_t(\sum_{j=1}^{\infty} (\prod_{k=1}^j \gamma_{t+k}) D_{t+j})$$

Ωστόσο οι τιμές και τα μερίσματα δεν είναι στάσιμα. Επαναδιατυπώνοντας το μοντέλο παρούσας αξίας ως σχέση μεταξύ στάσιμων μεταβλητών, διαιρώντας με τα μερίσματα παίρνουμε:

$$\frac{P_t}{D_t} = E_t \sum_{j=1}^{\infty} (\prod_{k=1}^j \gamma_{t+k}) \frac{D_{t+j}}{D_t} = E_t \sum_{j=1}^{\infty} (\prod_{k=1}^j \gamma_{t+k} \eta_{t+k}) \quad (2.7)$$

όπου, $\eta_t = \frac{D_t}{D_{t-1}}$.

Έπειτα εκφράζουμε το αποτέλεσμα σε όρους λογαριθμικών προεξοφλητικών επιτοκίων, $g_t = -\ln(\gamma_t)$ ο λογάριθμος των προεξοφλητικών επιτοκίων και $n_t = \ln(\eta_t)$ η μερισματική απόδοση. Το αποτέλεσμα με αυτούς τους όρους είναι:

$$\Rightarrow \frac{P_t}{D_t} = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \exp(\sum_{k=1}^j (n_{t+k} - g_{t+k})) \quad (2.8)$$

Υπό την προϋπόθεση ότι ο δείκτης P/D , η μερισματική ανάπτυξη και τα προεξοφλητικά επιτόκια είναι στάσιμα, μπορούμε να δημιουργήσουμε ελέγχους βασισμένους στις (2.7) και (2.8). Όμως οι (2.7) και (2.8) δεν είναι γραμμικές ως προς τις γ_t, η_t ή τις g_t, n_t ⁹, επομένως δε μπορούμε να πάρουμε μέσες τιμές και διακύμανση μέσα στη παρούσα αξία, όπως κάναμε για να απαλλαγούμε από τις εκ των υστέρων παρούσες αξίες στις (2.3) και (2.5). Για τον λόγο αυτό χρησιμοποιούμε μια προσέγγιση της (2.8), σύμφωνα με τις (2.3) και (2.5):

$$\frac{P_t}{D_t} \approx \frac{\Omega}{1-\Omega} + \frac{\Omega}{2(1-\Omega)^2} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \Omega^{|j|} Cov(n_t - g_t, n_{t-j} - g_{t-j}) + \frac{1}{1-\Omega} E_t (\sum_{j=1}^{\infty} \Omega^j (\tilde{n}_{t+j} - \tilde{g}_{t+j})) \quad (2.9)$$

⁹ Θέλουμε να είναι γραμμικές, όπως και η σχέση (2.1) είναι γραμμική ως προς την D_t

όπου, $\tilde{n}_t = n_t - E(n)$, $\tilde{g}_t = g_t - E(g)$ και $\Omega = e^{E(n) - E(g)}$. Παίρνοντας την αδέσμευτη (*unconditional*) αναμενόμενη τιμή της (2.9), έχουμε το μέσο δείκτη P/D :

$$E\left(\frac{P_t}{D_t}\right) = \frac{\Omega}{1-\Omega} + \frac{\Omega}{2(1-\Omega)^2} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \Omega^{|j|} \text{Cov}(n_t - g_t, n_{t-j} - g_{t-j}) \quad (2.10)$$

Η (2.9) αποτελείται από 3 όρους, ενώ η (2.10) αποτελείται από τους δύο πρώτους από αυτούς. Ο πρώτος όρος είναι ο δείκτης P/D με σταθερή μερισματική ανάπτυξη $E(n)$ και σταθερό προεξοφλητικό επιτόκιο $E(g)$. Όσο το $E(g) \rightarrow E(n)$, το $\Omega \rightarrow 1$ και αυτός ο όρος αποκλίνει από το άπειρο. Ο δεύτερος όρος στις (2.9) και (2.10) προσαρμόζει το μέσο δείκτη P/D για τη διακύμανση της μερισματικής ανάπτυξης με τα προεξοφλητικά επιτόκια. Αυτός ο όρος παράγει cross-sectional (διαστρωματικά) ασφάλιστρα κινδύνου, όπως ακριβώς και στο CAPM. Εάν η μερισματική ανάπτυξη του ενός από των δύο περιουσιακών στοιχείων έχει μεγαλύτερη διακύμανση με το προεξοφλητικό επιτόκιο, τότε το στοιχείο αυτό θα έχει χαμηλότερο δείκτη P/D και επομένως, μεγαλύτερη μέση απόδοση. Ο τρίτος όρος, στο δεξί μέρος της (2.9) εντοπίζει τη μεταβολή στο δείκτη P/D κατά τη διάρκεια του χρόνου εξ' αιτίας των αλλαγών στις προβλέψεις μερισματικής ανάπτυξης προεξοφλητικών επιτοκίων. Από τη στιγμή που τα αθροίσματα ξεκινάνε από $j=1$, μόνο οι "προβλέψιμες" αλλαγές των προεξοφλητικών επιτοκίων και της μερισματικής ανάπτυξης μπορούν να εξηγήσουν τη διακύμανση του δείκτη P/D .

Ενώ για πολλούς φαίνεται περίεργο το ότι οι τιμές των μετοχών και των ομολόγων δεν κινούνται μαζί, η (2.9) μας δείχνει ότι οι αλλαγές στα μελλοντικά προεξοφλητικά επιτόκια μπορούν να προκαλέσουν αλλαγές στο δείκτη P/D , χωρίς αλλαγές στις τιμές των ομολόγων, των επιτοκίων ή των αναμενόμενων αποδόσεων. Το προσεγγιστικό μοντέλο (2.9) δεν εντοπίζει όμως αλλαγές στη δεσμευμένη συνδιακύμανση της μερισματικής ανάπτυξης και των προεξοφλητικών επιτοκίων. Ως αποτέλεσμα το μοντέλο αυτό έχει περιορισμένη δυνατότητα να εντοπίσει μεταβαλλόμενα (*time-varying*) ασφάλιστρα κινδύνου. Επειδή, $\text{Var}(E_t(x)) \leq \text{Var}(x)$ από την (2.9) έχουμε ότι:

$$\text{Var}\left(\frac{P}{D}\right) \leq \frac{1}{(1-\Omega)^2} \text{Var}\left(\sum_{j=1}^{\infty} \Omega^j (\tilde{n}_{t+j} - \tilde{g}_{t+j})\right) \quad (2.11)$$

Παίρνοντας τη διακύμανση μέσα στο άθροισμα βρίσκουμε το όριο διακύμανσης:

$$\text{Var}\left(\frac{P}{D}\right) \leq \frac{\Omega^2}{(1-\Omega^2)(1-\Omega)^2} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \Omega^{|j|} \text{Cov}(n_t - g_t, n_{t-j} - g_{t-j}) \quad (2.12)$$

Το όριο διακύμανσης (2.12) είναι συνάρτηση σταθμισμένων αθροισμάτων διακυμάνσεων και εξηγεί γιατί τα όρια της διακύμανσης είναι ευαίσθητα σε detrending μεθόδους. Εάν τα προεξοφλητικά επιτόκια είναι σταθερά και οι λογάριθμοι των επιπέδων των μερισμάτων (log dividend levels) στάσιμοι, τότε η διακύμανση των μακρόχρονων κινούμενων μέσων (long-moving average) της λογαριθμικής μερισματικής ανάπτυξης, τείνει στο μηδέν. Σε αυτή τη περίπτωση ο σταθμισμένος κινούμενος μέσος, στο δεξί μέρος της (2.12), είναι εξ' ορισμού κοντά στο μηδέν. Από τη στιγμή που οι όροι της διακύμανσης και συνδιακύμανσης είναι οι ίδιοι στο μέσο δείκτη P/D (2.10) και στο όριο διακύμανσης (2.12), μπορούμε να αλλάξουμε το όριο αυτό ώστε το περιεχόμενο των (2.10) και (2.12) να συνοψίζεται από το μέσο δείκτη P/D (2.10) μαζί με τη σχέση:

$$\text{Var}\left(\frac{P}{D}\right) \leq \frac{2\Omega}{(1-\Omega)^2} \left(E\left(\frac{P}{D}\right) - \frac{\Omega}{1-\Omega}\right) \quad (2.13)$$

Αυτό είναι το όριο που ισχύει για αυθαίρετα προεξοφλητικά επιτόκια.

Εάν πολλαπλασιάσουμε την (2.9) με $\frac{P_t}{D_t} - E(P/D)$, σε αναλογία με τις (2.4) και

(2.5), παίρνουμε:

$$\text{Var}\left(\frac{P}{D}\right) = \frac{1}{(1-\Omega)} \sum_{j=1}^{\infty} \Omega^j \text{Cov}\left(\frac{P_t}{D_t}, n_{t+j}\right) + \frac{1}{1-\Omega} \sum_{j=1}^{\infty} \Omega^j \text{Cov}\left(\frac{P_t}{D_t}, -g_{t+j}\right) \quad (2.14)$$

Αυτή αναλύει τη διακύμανση του δείκτη P/D σε όρους που αντανάκλουν τις μεταβαλλόμενες προβλέψεις της μελλοντικής μερισματικής ανάπτυξης και των προεξοφλητικών επιτοκίων, χρησιμοποιώντας τον δείκτη P/D ως μεταβλητή πρόβλεψης.

Μοντέλα προεξοφλητικών επιτοκίων

Τα μοντέλα που χρησιμοποιούνται από τον *Cochrane (1992)* για τα προεξοφλητικά επιτόκια g_t είναι τα εξής:

- (i) Προεξοφλητικό επιτόκιο = σταθερά. Αυτό το μοντέλο είναι δοκιμασμένο και βοηθά στη κατανόηση της λειτουργίας των μοντέλων.
- (ii) Προεξοφλητικό επιτόκιο = reference return (απόδοση αναφοράς) + ασφάλιστρο κινδύνου. Στη βιβλιογραφία επικρατεί γενικά η ιδέα ότι τα μέτρα για χρονο-μεταβαλλόμενα προεξοφλητικά επιτόκια από επιτόκια και ασφάλιστρα κινδύνου είναι σταθερά στο χρόνο. Η βασική ιδέα είναι να μοντελοποιήσουμε το προεξοφλητικό επιτόκιο ως απόδοση αναφοράς r_t^0 , δηλαδή μια σταθερή τιμή, συν μία μη-παρατηρήσιμη (unobserved) i.i.d τυχαία μεταβλητή ε_t ,

$$g_t = r_t^0 + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

όπου $Cov(z_{t-j}, \varepsilon_t) = 0, \quad \forall z_{t-j}$.

Με αυτό το μοντέλο μπορούν να μετρηθούν τα προεξοφλητικά επιτόκια στην ανάλυση της διασποράς στην (2.14). Το ε_t στην τελευταία σχέση παράγει διαστρωματικά (cross-sectional) ασφάλιστρα κινδύνου.

- (iii) Consumption-based discount rates (προεξοφλητικά επιτόκια με βάση τη κατανάλωση). Με σταθερή κινδυνοφοβία (risk aversion), η ωφελιμότητα σε χωριστούς χρόνους (time-separable utility):

$$E\left(\sum_{t=0}^{\infty} p^t u(c_t)\right) = E\left(\sum_{t=0}^{\infty} p^t \frac{c_t^{1-a} - 1}{1-a}\right)$$

Το προεξοφλητικό επιτόκιο είναι :

$$g_t = -\ln[pu'(c_t)/u'(c_{t-1})] = -\ln(p) + a \ln(c_t / c_{t-1}) \quad (2.16)$$

- (iv) Προεξοφλητικό επιτόκιο = απόδοση. Όπως προαναφέραμε, μπορούμε να ελέγξουμε για bubbles χρησιμοποιώντας αποδόσεις αντί για προεξοφλητικά επιτόκια, αφού $1 = E_t(R_{t+1}^{-1} R_{t+1})$. Παίρνοντας λογαρίθμους, αυτό το μοντέλο προεξοφλητικού επιτοκίου γίνεται $g_t = r_t$. Το μοντέλο αυτό ερμηνεύεται ως μέτρο για την ακρίβεια της προσέγγισης της (2.9).

Όρια για το μέσο προεξοφλητικό επιτόκιο

Το μέσο προεξοφλητικό επιτόκιο δεν είναι μια εντελώς ελεύθερη παράμετρος και θα πρέπει να ικανοποιεί τα 3 παρακάτω όρια, διότι καθεμία από τις (2.10), (2.12), (2.13) και (2.14) είναι συναρτήσεις ευαίσθητες στο μέσο προεξοφλητικό επιτόκιο, μέσω του Ω :

- Πρώτον, πρέπει να είναι μεγαλύτερο από τη μέση μερισματική απόδοση οποιουδήποτε στοιχείου-χαρτοφυλακίου, δηλαδή $E(g) > E(n)$.
- Δεύτερον, οι όροι διακύμανσης στο μέσο δείκτη P/D , στην (2.10) θα πρέπει να είναι θετικοί. Άρα ο μέσος δείκτης P/D δεν πρέπει να είναι χαμηλότερος από $\Omega/(1-\Omega)$ και κατά συνέπεια,

$$E(g) \geq E(g)_{\min} \equiv E(n) - \ln\left(\frac{E(P/D)}{1 + E(P/D)}\right)$$

- Τρίτον, το μέσο προεξοφλητικό επιτόκιο πρέπει να είναι μεγαλύτερο από το μέσο λογάριθμο των αποδόσεων του στοιχείου/χαρτοφυλακίου. Αυτό διότι από την (2.6) για $r = \ln(R)$ και $g = \ln(\gamma)$ θα ισχύει ότι

$$1 = E(\gamma R) = E(e^{r-g}) \geq e^{E(r-g)} \Rightarrow E(g) \geq E(r).$$

2.4 Συμπεράσματα

Συνοψίζοντας, ο *Cochrane (1992)* εξετάζει τα όρια διακύμανσης και τη ανάλυση της διακύμανσης για το δείκτη P/D . Οι έλεγχοι γίνονται με ένα προσεγγιστικό παρούσας αξίας μοντέλο που διευρύνει τις προδιαγραφές παρόμοιων μοντέλων από τη βιβλιογραφία. Πιο συγκεκριμένα, συλλαμβάνει τη σημαντικότητα του μέσου προεξοφλητικού επιτοκίου στη μεταβλητότητα των μετοχών, επιτρέπει να χρησιμοποιούνται πληροφορίες για το μέσο και τη διακύμανση του δείκτη P/D και μπορεί να παράγει διαστρωματικά ασφάλιστρα κινδύνου. Τα όρια της διακύμανσης ικανοποιούνται από όλα τα μοντέλα προεξοφλητικών επιτοκίων. Το βασικό συστατικό είναι η επιλογή των units, όπως του δείκτη P/D και της απόδοσης της μερισματικής ανάπτυξης (dividend growth rate). Οι αυτοσυσχετίσεις στη μερισματική ανάπτυξη, τα μεταβαλλόμενα προεξοφλητικά επιτόκια, τα διάφορα μέσα προεξοφλητικών επιτοκίων και ο έλεγχος της εφαρμογής του μέσου P/D μπορούν να έχουν μεγάλη επιρροή.

Η ανάλυση της διακύμανσης δίνει διάφορα αποτελέσματα. Η διακύμανση του P/D αντιπροσωπεύει τις προβλέψεις της μερισματικής ανάπτυξης μαζί με τις αποδόσεις, επομένως δεν υπάρχουν ενδείξεις για φούσκες (bubbles). Ωστόσο οι αλλαγές στις προβλέψεις των αποδόσεων εξηγούν το μέγεθος της διακύμανσης του P/D . Τα μοντέλα προεξοφλητικών επιτοκίων όπως αυτά του επιτοκίου συν τα ασφάλιστρα κινδύνου και ιδιαίτερα τα βασισμένα στη κατανάλωση, αποτυγχάνουν.

Αξίζει να σημειώσουμε δύο σημαντικά συμπεράσματα. Πρώτον, μια αύξηση στο P/D σημαίνει πτώση των αποδόσεων, ενώ οι προβλέψεις για τη μερισματική ανάπτυξη και τα επιτόκια είναι μικρότερες και λιγότερο στατιστικά σημαντικές και όχι πάντα προς τη σωστή κατεύθυνση. Αυτό όμως από μόνο του δεν αποτελεί ιδιαίτερο πρόβλημα αφού μπορούμε να επικαλεστούμε ένα χαμηλού μέσου προεξοφλητικό επιτόκιο. Και δεύτερον, θα

πρέπει να ικανοποιείται η εξίσωση του μέσου δείκτη μερίσματος – τιμής. Αυτό το συμπέρασμα αποκλείει το μέσο προεξοφλητικό επιτόκιο για το οποίο η μερισματική ανάπτυξη, μαζί ή χωριστά με τα proxies επιτόκια για τα προεξοφλητικά επιτόκια, αντιπροσωπεύει τη διακύμανση του δείκτη P/D .

Επίσης, το μοντέλο βασισμένο στη κατανάλωση αποτυγχάνει διότι μια αύξηση του P/D υποδηλώνει μια μακροπρόθεσμη αύξηση της μερισματικής ανάπτυξης και όχι μείωση όπως θα έπρεπε. Τα όρια της μέσης τυπικής απόκλισης για τα μη-παρατηρήσιμα προεξοφλητικά επιτόκια που ικανοποιούν τα όρια της διακύμανσης, την ανάλυση της διακύμανσης και το μέσο δείκτη P/D , υπολογίζονται από τον *Cochrane (2009)* για να ελεγχθεί εάν τα προεξοφλητικά επιτόκια είναι “λογικά” ή υπάρχει ένδειξη για fads. Τα σταθερά προεξοφλητικά επιτόκια μπορούν να ικανοποιούν το μέσο, τα όρια διακύμανσης και την διάσπαση της διακύμανσης, χωριστά και όχι μαζί. Τα προεξοφλητικά επιτόκια χρησιμοποιούνται για να εξηγούν το μέσο P/D και τα όρια έχουν σταθερές αποκλίσεις το οποίο φαίνεται λογικό, αλλά είναι πιο προβλεπτικά από το ρυθμό ανάπτυξης κατανάλωσης (consumption growth rate).

Γενικά, οι διαδικασίες προεξοφλητικών επιτοκίων υπάρχουν για να εξηγούν τα διακύμανση του P/D , όμως κανένα από τα μοντέλα που αναφέρονται δεν είναι αρκετά προβλεπτικό (εκτός από το “προεξοφλητικό επιτόκιο = απόδοση”) από τον δείκτη P/D .

2.5 Προηγούμενες Μελέτες

Αρχικά, ο *Rozeff (1984)* μελετάει τα ασφάλιστρα κινδύνου μετοχών (equity risk premiums), τους τυχαίους περιπάτους και τα spread των αποδόσεων των ομολόγων-μετοχών με κοινό σημείο αναφοράς, τις μερισματικές αποδόσεις μετοχών. Παρουσιάζει επίσης μια περίπτωση που χρησιμοποιούνται οι μερισματικές αποδόσεις για να υπολογίσουν τα εκ των προτέρων ασφάλιστρα κινδύνου. Πιο συγκεκριμένα δίνει τις συνθήκες κάτω από τις οποίες οι dividend yield τιμές μετρούν τα ασφάλιστρα κινδύνου. Αποδεικνύει ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν είναι τυχαίοι περίπατοι, ενώ οι τρέχουσες μερισματικές αποδόσεις παρέχουν στοιχεία για τη μελλοντική προβλεπτική ικανότητα των αποδόσεων. Η προβλεψιμότητα των αποδόσεων της αγοράς από τις προηγούμενες τιμές των μερισματικών αποδόσεων θεωρείται από τον *Rozeff (1984)* ως στήριγμα για την απόρριψη του κανονικού μοντέλου στις τιμές των μετοχών. Τέλος, δίνει μια νέα εξήγηση για το spread στις αποδόσεις ομολόγων-μετοχών η οποία εφαρμόζει την ιδέα ότι οι μερισματικές αποδόσεις μετρούν τα ασφάλιστρα κινδύνου μετοχών.

Οι *Fama & French (1988)* ασχολήθηκαν με τη προβλεψιμότητα των μετοχών και τις μερισματικές αποδόσεις. Ισχυρίζονται ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι ως ένα σημείο προβλέψιμες. Πιο συγκεκριμένα, οι μερισματικές αποδόσεις μπορούν να εξηγήσουν ένα πολύ μικρό ποσοστό, μικρότερο του 5%, της διακύμανσης των μηνιαίων και τριμηνιαίων αποδόσεων των μετοχών. Ωστόσο, έδειξαν ότι η προβλέψιμη συνιστώσα (R^2) των αποδόσεων μπορεί να ξεπεράσει το 25% χρησιμοποιώντας τον δείκτη μερίσματος-τιμής (D/P), για μακροπρόθεσμο ορίζοντα, τη στιγμή που θεωρούνταν ότι το ποσοστό αυτό δεν ξεπερνούσε το 3% της διακύμανσης των αποδόσεων. Στην έρευνά τους χρησιμοποιούν τον δείκτη μερίσματος-τιμής, D/P (ή αλλιώς, μερισματική απόδοση) για να προβλέψουν τις αποδόσεις EW και VW χαρτοφυλακίων του χρηματιστηρίου NYSE, της Νέας Υόρκης, για περιόδους από ένα μήνα έως τέσσερα έτη. Σύμφωνα με τη μελέτη των *Fama & French (1989)*, εάν $D(t)$ είναι το μέρισμα μιας μετοχής από την στιγμή $t-1$ έως t και r το επιτόκιο της αγοράς που σχετίζει τα μελλοντικά μερίσματα με τη τιμή της μετοχής $P(t-1)$ την $t-1$ χρονική στιγμή, τότε θα ισχύει:

$$P(t-1) = \frac{D(t)}{1+r} \left(1 + \frac{1+g}{1+r} + \frac{(1+g)^2}{(1+r)^2} + \dots \right) = \frac{D(t)}{r-g} \Leftrightarrow \frac{D(t)}{P(t-1)} = r-g \quad (2.17)$$

Δηλαδή η μερισματική απόδοση είναι το επιτόκιο μείον το δείκτη ανάπτυξης (growth rate). Ωστόσο αυτή η σχέση μπορεί να εξηγήσει ότι οι μερισματικές αποδόσεις είναι πιθανόν να συλλάβουν τη διακύμανση των αναμενόμενων αποδόσεων. Βρίσκουν ότι η προβλεψιμότητα μακροπρόθεσμων αποδόσεων

που συνεπάγεται αρνητική αυτοσυσχέτιση, είναι ισχυρότερη για χαρτοφυλάκια μικρών επιχειρήσεων. Στον έλεγχο αυτό χρησιμοποιούν τη σύνθετη απόδοση $r(t, t+T)$ για 2 χαρτοφυλάκια με οριζόντια T (μήνας/τετράμηνο/1-4 χρόνια). Οι έλεγχοι γίνονται με τη παλινδρομική σχέση:

$$r(t, t+T) = a(T) + b(T)Y(t) + \varepsilon(t, t+T) \quad (2.18)$$

Όπου $Y(t)$ η μερισματική απόδοση. Εάν τα μερίσματα δεν επανεπενδύονται, η αξία του χαρτοφυλακίου στο τέλος του m μήνα θα είναι:

$$P(m) = \exp[r_0(1) + r_0(2) + \dots + r_0(m)] \quad (2.19)$$

Όπου $r_0(m)$ η σύνθετη απόδοση χωρίς μερίσμα. Εάν $r(m)$ είναι η απόδοση με μερίσμα, τότε το μερίσμα του χαρτοφυλακίου το μήνα m θα είναι:

$$D(m) = P(m-1)\exp[r(m)] - P(m) \quad (2.20)$$

Οι δύο μερισματικές αποδόσεις $\frac{D(t)}{P(t-1)}$ και $\frac{D(t)}{P(t)}$ υπολογίζονται προσθέτοντας

τα μηνιαία μερίσματα της (2.20) για το χρόνο που προηγείται του t και διαιρώντας με την αξία του χαρτοφυλακίου στην αρχή ή στο τέλος του έτους t , από την (2.19). Από τα παραπάνω προκύπτουν δύο προβλήματα. Πρώτον, ο

ορισμός της $Y(t)$ ως $\frac{D(t)}{P(t-1)}$ ή $\frac{D(t)}{P(t)}$ και δεύτερον, η υπερεκτίμηση και η

υποεκτίμηση των αποδόσεων. Από την (2.17) έχουμε ενδείξεις ότι η μερισματική απόδοση αντανάκλα τις αναμενόμενες αποδόσεις. Από την άλλη, όταν οι αναμενόμενες αποδόσεις διαφέρουν από τα προεξοφλητικά επιτόκια, προκαλεί οι εκτιμήσεις της (2.18) να υπερεκτιμούν τη διακύμανση των αναμενόμενων αποδόσεων. Καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι με τη χρήση του δείκτη $\frac{D(t)}{P(t-1)}$ είναι πιο πιθανό να αποφευχθεί ένα ψευδές θετικό συμπέρασμα

ότι οι μερισματικές αποδόσεις ανιχνεύουν της αποδόσεις των μετοχών. Είναι ωστόσο πιο πιθανό να είναι υπερβολικά συντηρητικές. Επίσης έδειξαν ότι η ικανότητα πρόβλεψης του δείκτη D/P αυξάνει ανάλογα με τον οριζόντια και ο κύριος λόγος που συμβαίνει αυτό, είναι ότι τα μελλοντικά shocks των μετοχών δεν έχουν ιδιαίτερη επιρροή στις τιμές των μετοχών. Βρίσκουν ότι τα εκτιμώμενα shocks για τις αναμενόμενες αποδόσεις, τις μερισματικές αποδόσεις και τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών Y , συνδέονται στη πραγματικότητα με το αντίθετο shock στις τιμές. Έτσι, η πραγματική επίδραση των shocks στις τιμές, είναι μηδενική. Έστω για παράδειγμα, ένα αναμενόμενο shock το οποίο αυξάνει τα προεξοφλητικά επιτόκια. Εάν η αύξηση αυτή δεν συμψηφίζεται με την αύξηση των μερισμάτων, το shock της αναμενόμενης απόδοσης προκαλεί αύξηση της $Y(t)$. Έτσι τα shocks παράγουν αρνητική συσχέτιση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων και ταυτόχρονα shocks

μερισματικών αποδόσεων που τείνουν να παράγουν ανοδική μεροληψία κλίσεων (slopes) στις παλινδρομήσεις των αποδόσεων με τα μερίσματα.

Ένα χρόνο μετά οι *Fama & French (1989)* συνεχίζουν το έργο τους και μελετούν τις συνθήκες της αγοράς και τις αναμενόμενες αποδόσεις σε μετοχές και ομόλογα. Οι έλεγχοι που κάνουν δείχνουν ότι οι αναμενόμενες υπερβάλλουσες αποδόσεις σε εταιρικά ομόλογα και μετοχές κινούνται μαζί. Οι μερισματικές αποδόσεις, που συνήθως χρησιμοποιούνται για την πρόβλεψη αποδόσεων των μετοχών, προβλέπουν επίσης και αποδόσεις ομολόγων. Η προβλέψιμη διακύμανση των αποδόσεων των μετοχών, εντοπίζεται από μεταβλητές που συνήθως χρησιμοποιούνται για τη μέτρηση default και term ασφαλίστρων για τις αποδόσεις ομολόγων. Η προεπιλεγμένη μεταβλητή ασφαλίστρου (default-premium variable ή default spread) είναι η διαφορά μεταξύ της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου της αγοράς εταιρικών ομολόγων και της απόδοσης των Aaa¹⁰ ομολόγων. Ο όρος spread, είναι η διαφορά μεταξύ της απόδοσης ενός Aaa ομολόγου και ενός έντοκου γραμματίου 1 μήνα (one-month bill rate). Η μερισματική απόδοση και το default spread εντοπίζουν παρόμοια μεταβολή στις αναμενόμενες αποδόσεις ομολόγων και μετοχών. Οι κυριότερες κινήσεις αυτών των μεταβλητών και των στοιχείων των αναμενόμενων αποδόσεων που εντοπίζουν, φαίνεται να σχετίζονται με μακροπρόθεσμους κύκλους ζωής μια επιχείρησης που καλύπτουν διάφορους επιχειρηματικούς κύκλους. Η μερισματική απόδοση και τα default spread προβλέπουν υψηλές αποδόσεις όταν οι επιχειρηματικές συνθήκες είναι φτωχές, και χαμηλές αποδόσεις όταν οι συνθήκες είναι ισχυρές. Η διακύμανση των αναμενόμενων αποδόσεων με τις επιχειρηματικές συνθήκες οφείλεται στη διακύμανση των κινδύνων των ομολόγων και των μετοχών. Οι παλινδρομήσεις που χρησιμοποιήσαν, επιτρέπουν να εντοπίσουμε τη διακύμανση των αναμενόμενων αποδόσεων.

Οι *Campbell & Schiller (1988a)* ασχολήθηκαν με το δείκτη μερίσματος – τιμής (dividend-price ratio) και τα μελλοντικά μερίσματα. Θέλοντας να αναλύσουν τις κινήσεις των μετοχών, εισήγαγαν το μοντέλο του δείκτη μερίσματος (dividend-ratio model) το οποίο άνοιξε νέους ορίζοντες στην οικονομετρία και χρησιμοποιείται για να μελετηθεί η δομή των αναμενόμενων αποδόσεων.

Dividend - ratio Model

Έστω P_t η τιμή μιας μετοχής τη στιγμή t και D_t το μέρισμα που καταβάλλεται για το χαρτοφυλάκιο τη στιγμή t . Ο λογάριθμος της μικτής απόδοσης για το χαρτοφυλάκιο από την στιγμή t έως την $t+1$, είναι:

$$b_t = \log(P_{t+1} + D_t) - \log(P_t) \quad (2.21)$$

¹⁰ Αφορά την κατάταξη των ομολόγων με βάση τον πιστωτικό κίνδυνο που αυτά εμπεριέχουν και ο οποίος απορρέει κυρίως από τον εκδότη τους. Το Aaa κατηγοριοποιείται σε υψηλής φερεγγυότητας ομόλογο.

Όμως χρειαζόμαστε μια γραμμική σχέση που να συνδέει τις παραπάνω τιμές. Ισχύει ότι η b_t προσεγγίζεται από την ξ_t ($b_t \approx \xi_t$), όπου

$$\xi_t = k + \rho \log(P_{t+1}) + (1-\rho) \log(D_t) - \log(P_t) = k + \rho p_{t+1} + (1-\rho)d_t - p_t \quad (2.22)$$

Με ρ να είναι σχεδόν ίσο αλλά μικρότερο της μονάδας. Δηλαδή αντικαταστήσαμε το λογάριθμο της τιμής συν το μέρισμα, με μια σταθερά k συν ένα σταθμισμένο μέσο του λογάριθμου της τιμής και του λογάριθμου του μερίσματος με βάρη ρ και $(1-\rho)$. Η προσέγγιση ότι ($b_t \approx \xi_t$) ισχύει διότι:

Απόδειξη πρώτη:

Αρχικά θα αποδείξουμε τη σχέση: $\rho \Delta \log(P_{t+1}) + (1-\rho) \Delta \log(D_t) \approx \Delta \log(P_{t+1} + D_t)$

$$\Delta \log(P_{t+1} + D_t) \approx \frac{P_{t+1} - D_t + P_t + D_{t-1}}{P_t + D_{t-1}} = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t + D_{t-1}} + \frac{D_t - D_{t-1}}{P_t + D_{t-1}}$$

Εάν υποθέσουμε ότι $P_t \approx \rho(P_t + D_{t-1})$ και $D_{t-1} \approx (1-\rho)(P_t + D_{t-1})$ τότε,

$$\Delta \log(P_{t+1} + D_t) \approx \frac{\rho(P_{t+1} - P_t)}{P_t} + \frac{(1-\rho)(D_t - D_{t-1})}{D_{t-1}} = \rho \Delta \log(P_{t+1}) + (1-\rho) \Delta \log(D_t)$$

(Τέλος πρώτης απόδειξης).

Η τιμή του k στην (2.22) εξηγείται πιο απλά αν ορίσουμε $\delta_t = d_{t-1} - p_0$ να είναι ο λογάριθμος του δείκτη D/P . Ισχύει ότι $\delta_t = \delta = \log(1/p-1)$.

Άρα,

$$k = -\log(\rho) - \log(1-\rho)\delta \quad (2.23)$$

Έτσι η πραγματική απόδοση είναι

$$\xi = (1-\rho)(d_t - p_{t+1}) + (p_{t+1} - p_t) + k = (1-\rho)\delta + g - \log(\rho) - (1-\rho)\delta = g - \log(\rho) = b$$

Δηλαδή $b \approx \xi$. (Τέλος απόδειξης)

Όταν οι αποδόσεις και τα μερίσματα δεν είναι σταθερά στο χρόνο τότε η (2.22) δεν ισχύει πάντα. Για $\delta_t = d_{t-1} - p_t$ η (2.22) γίνεται:

$$b_t \approx k + \delta_t - \rho \delta_{t+1} + \Delta d_t \quad (2.24)$$

Αν εφαρμόσουμε ότι $\lim_{i \rightarrow \infty} p^i \delta_{t+i} = 0$ παίρνουμε ότι,

$$\delta_t = \sum_{j=0}^{\infty} p^j (b_{t+j} - \Delta d_{t+j}) - \frac{k}{1-p} \quad (2.25)$$

Δηλαδή ο λογάριθμος του D/P , δ_t μπορεί να γραφεί ως η προεξοφλητική τιμή όλων των μελλοντικών αποδόσεων b_{t+j} και οι μερισματικές αποδόσεις

Δd_{t+j} , προεξοφλημένες με σταθερή απόδοση p μείον τη σταθερά $\frac{k}{1-p}$. Για την

(2.25) δεν υπάρχει οικονομική εξήγηση. Μπορούμε να έχουμε ένα οικονομικό μοντέλο του δείκτη D/P εάν εφαρμόσουμε κάποιους περιορισμούς για το b_t . Πιο συγκεκριμένα, έστω ότι από τη θεωρία έχουμε μια εκ των υστέρων απόδοση r_t για την οποία ισχύει:

$$E_t b_t = E_t r_t + c \quad (2.26)$$

Όπου E_t είναι μια λογική προσδοκία που σχηματίζεται χρησιμοποιώντας τη πληροφορία I_t και r_t μετριέται στο τέλος της περιόδου t . Από την (2.25) κρατάμε το αριστερό μέλος της εξίσωσης που παραμένει σταθερό. Το δεξί μέλος μετατρέπεται σε προεξοφλημένη τιμή όλων των αναμενόμενων μελλοντικών αποδόσεων b_{t+j} και Δd_{t+j} , υπό την I_t . Από τις (2.25) και (2.26) προκύπτει το μοντέλο του δείκτη μερίσματος-τιμής:

$$\delta_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} p^j (r_{t+j} - \Delta d_{t+j}) + \frac{c-k}{1-p} \quad (2.27)$$

Το μοντέλο αυτό εκφράζει το λογάριθμο του D/P ως μια αναμενόμενη προεξοφλητική τιμή όλων των μελλοντικών growth-adjusted προεξοφλητικών επιτοκίων $r_{t+j} - \Delta d_{t+j}$, μιας περιόδου. Συγκριτικά με άλλα εμπειρικά μοντέλα έχει ορισμένα πλεονεκτήματα. Πρώτον, είναι γραμμικό, άρα εύκολα συνδυάζεται με γραμμικά μοντέλα μερισμάτων και τιμών. Και δεύτερον, τα Δd και r είναι συμμετρικά στην (2.27) γιατί αυτό που μετράει είναι η διαφορά τους. Η χρησιμότητα του μοντέλου αυτού εξαρτάται από τη ποιότητα της προσέγγισης που χρησιμοποιείται. Στην εργασία τους οι *Campbell & Schiller (1988a)* χρησιμοποιούν δύο set δεδομένων. Το πρώτο αποτελείται από ετήσια μερίσματα και τιμές του γενικού δείκτη τιμών Standard and Poor's (S&P 500), ενώ το δεύτερο από μηνιαίες αποδόσεις VW του χρηματιστηριακού δείκτη (NYSE) της Νέας Υόρκης. Ελέγχουν για μοναδιαίες ρίζες (unit roots) στις ονομαστικές και πραγματικές σειρές. Αυτό είναι σημαντικό για δύο λόγους. Πρώτον, γιατί η θεωρία για τη παλινδρόμηση με στοχαστικές μεταβλητές απαιτεί τη στασιμότητα των μεταβλητών. Και δεύτερον, όταν χρησιμοποιούμε το μοντέλο D/P για να δούμε τη συμπεριφορά του δείκτη D/P τα αποτελέσματα είναι πιθανό να είναι ευαίσθητα στην υπόθεση της στασιμότητας που γίνεται. Καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας, γενικά δεν απορρίπτεται σε επίπεδο τιμών και μερισμάτων, είτε σε ονομαστικούς είτε σε πραγματικούς όρους. Η μόνη εξαίρεση γίνεται σε μετοχές του S&P 500 και σε 5% επίπεδο. Αυτό υποδεικνύει μια αρνητική αυτοσυσχέτιση στο ρυθμό ανάπτυξης (growth rates) αυτής της σειράς που χρησιμοποιήθηκε¹¹. Τα τελικά συμπεράσματα της έρευνας των *Campbell &*

¹¹ Οι *Campbell* και *Schiller* ωστόσο θεωρούν ότι αυτό το αποτέλεσμα μπορεί να είναι λανθασμένο διότι αυτή η αρνητική αυτοσυσχέτιση είναι πιθανό να προέρχεται από τη χρήση ARMA στο ρυθμό ανάπτυξης.

Schiller (1988a) είναι τρία. Πρώτον, ότι ο λογάριθμος του δείκτη D/P κινείται σύμφωνα με τα μελλοντικά μερίσματα. Δεύτερον, ότι τα διάφορα μέτρα όπως επιτόκια, δείκτες κατανάλωσης και μεταβλητότητα αποδόσεων, δεν εξηγούν τις κινήσεις των μετοχών. Και τέλος υπάρχει μια ανεξήγητη διακύμανση στο λογάριθμο του δείκτη μερίσματος-τιμής, πράγμα που σημαίνει χαμηλή προβλεπτική ικανότητα των μελλοντικών κινήσεων του δείκτη D/P. Αξίζει επίσης να σημειώσουμε ότι τα συμπεράσματα των *Campbell & Schiller (1988a)* έχουν ένα κοινό σημείο με αυτά των *Fama & French (1988)*. Βρίσκουν δηλαδή ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι περισσότερο προβλέψιμες για χρονικό ορίζοντα πέραν του ενός έτους.

Μια δεκαετία αργότερα οι *Campbell & Schiller (1998)* μελετούν διάφορους δείκτες αποτίμησης (συμπεριλαμβανομένης και της μερισματικής απόδοσης), καθώς και τη προβλεπτική τους ικανότητα. Ξεκινώντας την εργασία τους θέτουν το ερώτημα, τι μπορεί να σημαίνουν για την αγορά τα ακραία επίπεδα τιμών, με βάση τα ιστορικά πρότυπα, των δεικτών αποτίμησης. Θεωρούν ότι οι τιμές δε μπορούν να μετατοπιστούν πολύ πιο μακριά από τις φυσιολογικές τους σχέσεις με τις τιμές των θεμελιωδών δεικτών, όπως για παράδειγμα των μερισμάτων. Έτσι, όταν οι τιμές βρίσκονται σε υψηλά επίπεδα σε σχέση με αυτούς τους δείκτες, τότε αναμένουμε μια μελλοντική πτώση των τιμών που θα τις επαναφέρει στα ιστορικά κανονικά τους επίπεδα. Σύμφωνα με τους *Campbell & Schiller (1998)* εάν αποδεχτούμε τον ισχυρισμό ότι οι δείκτες αποτίμησης θα εξακολουθούν να κυμαίνονται στα ιστορικά τους επίπεδα, τότε όταν ο δείκτης αποτίμησης θα βρισκείται σε ένα ακραίο επίπεδο, τότε είτε ο αριθμητής είτε ο παρονομαστής θα πρέπει να κινηθούν με ένα τέτοιο τρόπο ώστε να τον επαναφέρουν στα φυσιολογικά του επίπεδα. Οι *Campbell & Schiller (1998)* ισχυρίζονται πως σε μια αποτελεσματική αγορά, ούτε η μερισματική απόδοση αλλά και ούτε και κανένας δείκτης αποτίμησης έχει προβλεπτικές ικανότητες για τις κινήσεις των μετοχών. Τότε όμως, εάν η αποτελεσματική αγορά δεν συνεπάγεται ότι ο δείκτης μερίσματος-τιμής δεν θα κινηθεί πέρα από τα ιστορικά του επίπεδα ή θα παραμείνει σε μια ακραία κατάσταση, απαιτεί ότι ο δείκτης D/P προβλέπει τη μελλοντική ανάπτυξη στα μερίσματα. Επιπλέον θέτουν το ερώτημα εάν ο δείκτης D/P προβλέπει μελλοντικές κινήσεις μερισμάτων ή αντί αυτού προβλέπει μελλοντικές κινήσεις των τιμών των μετοχών. Για να το απαντήσουν χρησιμοποιούν μακροπρόθεσμα ετήσια δεδομένα του δείκτη S&P 500 από το 1872. Εξετάζουν το μέσο D/P και καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι ο δείκτης D/P έρχεται στα φυσιολογικά του επίπεδα εξαιτίας των διακυμάνσεων στις τιμές των μετοχών. Όμως δεν γνωρίζουν το κατά πόσο οι προβλέψεις αυτές είναι έγκυρες, διότι δεν είμαστε σε θέση να γνωρίζουμε τη χρονική στιγμή των μεταβολών του μέσου D/P. Τέλος επισημαίνουν τη σημαντικότητα του δείκτη μερίσματος-τιμής, συγκριτικά με άλλους δείκτες, επειδή σχετίζει τις τιμές των μετοχών με προσεκτικές εκτιμήσεις των θεμελιωδών τιμών των επιχειρήσεων και τονίζουν και την ανάγκη ύπαρξης επιπλέον δεικτών για τις προβλέψεις.

Ο *Cochrane* (2008) βρίσκει ότι η απουσία της προβλεψιμότητας της μερισματικής ανάπτυξης (dividend growth) δίνει καλύτερα στοιχεία από ότι η παρουσία της προβλεψιμότητας των αποδόσεων. Οι μακροπρόθεσμες προβλέψεις των αποδόσεων δίνουν το ίδιο ισχυρά αποδεικτικά στοιχεία. Οι δοκιμές που γίνονται εκμεταλλεύονται την αρνητική συσχέτιση της πρόβλεψης των αποδόσεων με την αυτοσυσχέτιση της μερισματικής απόδοσης για όλο το δείγμα, για να προσφέρουν πιο ισχυρά στατιστικά στοιχεία. Ο *Cochrane* (2008) συνδυάζει τα αποτελέσματά του με τα συμπεράσματα της υπάρχουσας βιβλιογραφίας που βρίσκει χαμηλή δύναμη σε μακροπρόθεσμες προβλέψεις αποδόσεων, καθώς και με τη βιβλιογραφία που σημειώνει χαμηλή δύναμη του out-of-sample R^2 της παλινδρόμησης προβλέψεων μετοχών. Δημιουργώντας τη μηδενική υπόθεση κατά την οποία οι αποδόσεις δεν είναι προβλέψιμες και οι αλλαγές στην αναμενόμενη μερισματική ανάπτυξη εξηγούν τη διακύμανση των μερισματικών αποδόσεων, ο *Cochrane* (2008) ελέγχει τη μερισματική ανάπτυξη και τη προβλεψιμότητα των αποδόσεων. Βρίσκει ότι η απουσία της προβλεψιμότητας της μερισματικής ανάπτυξης στα δεδομένα του, παρέχει πολύ ισχυρότερα στοιχεία έναντι της μηδενικής από ότι η παρουσία της ενός έτους προβλεψιμότητας των αποδόσεων, με πιθανότητα 1-2%. Οι μακροπρόθεσμοι συντελεστές συλλαμβάνουν καλύτερα αυτές τις παρατηρήσεις σε έναν ενιαίο αριθμό, και τις συνδυάζουν με τους σύγχρονους ελέγχους μεταβλητότητας. Οι εκτιμήσεις έχουν να κάνουν με το ότι η διακύμανση των P/D δεικτών εξηγείται από χρονικά μεταβαλλόμενες αναμενόμενες αποδόσεις και όχι από χρονικά μεταβαλλόμενες προβλέψεις μερισματικής ανάπτυξης. Οι έλεγχοι που βασίζονται σε αυτούς τους μακροπρόθεσμους συντελεστές απορρίπτουν με 1-2%. Τόσο οι μακροχρόνιες παλινδρομήσεις όσο και οι παλινδρομήσεις μερισματικής ανάπτυξης εκμεταλλεύονται την αρνητική συσχέτιση μεταξύ προβλεπόμενων αποδόσεων και συντελεστών συσχέτισης μερισματικής απόδοσης, ώστε να παράγουν πιο ισχυρούς ελέγχους. Σύμφωνα με τον *Cochrane* (2008) η προβλεψιμότητα των μετοχών δεν είναι ένα παρήγορο αποτέλεσμα. Δυστυχώς όμως τα μέχρι τώρα στοιχεία δείχνουν ότι η περισσότερη διακύμανση αθροιστικών τιμών/μερισμάτων εξηγείται μόνο από τη διακύμανση των δεικτών Sharpe. Το μόνο θετικό είναι ότι η παρατηρούμενη προβλεψιμότητα των αποδόσεων φαίνεται να είναι αρκετή για να εξηγήσει τη μεταβλητότητα των P/D δεικτών. Εάν και οι συντελεστές πρόβλεψης αποδόσεων και μερισματικής ανάπτυξης ήταν μικροί, θα αναγκαζόμασταν να συμπεράνουμε ότι οι τιμές ακολούθουν μια διαδικασία “φούσκας” (bubble).

Μια από τις πιο πρόσφατες έρευνες είναι αυτή των *Lettau & Van Nieuwerburgh* (2008), οι οποίοι επανεξετάζουν τα στοιχεία της προβλεπτικής ικανότητας των αποδόσεων. Τα στοιχεία της προβλεψιμότητας των αποδόσεων των μετοχών από οικονομικούς δείκτες εξακολουθούν να είναι αμφιλεγόμενα, όπως φαίνεται από αποτελέσματα των in-sample και out-of-sample παλινδρομήσεων και από την αστάθεια των παραμέτρων. Η εργασία αυτή των *Lettau & Van Nieuwerburgh*

(2008), δείχνει ότι αυτά τα φαινομενικά ασυμβίβαστα αποτελέσματα μπορεί να συμβιβαστούν αν η υπόθεση μιας fixed σταθερής κατάστασης της οικονομίας είναι ελαστική. Οι *Lettau & Van Nieuwerburgh (2008)* βρίσκουν ισχυρά εμπειρικά στοιχεία για την υποστήριξη των αλλαγών στη σταθερή κατάσταση και προτείνουν απλές μεθόδους για τη προσαρμογή χρηματοοικονομικών δεικτών για τις εν λόγω αλλαγές. Η προβλεπτική σχέση του in-sample και των προσαρμοσμένων δεικτών είναι στατιστικά σημαντική και σταθερή στο χρόνο. Ωστόσο, σε πραγματικό χρόνο, οι αλλαγές της σταθερής κατάστασης κάνουν τη προβλεπτική ικανότητα των αποδόσεων του in-sample, δύσκολο να αξιοποιήσουν το out-of-sample. Η αβεβαιότητα της εκτίμησης του μεγέθους των αλλαγών σταθερής κατάστασης κάνει δύσκολη τη πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών σε πραγματικό χρόνο. Η βιβλιογραφία έχει στραφεί σε μοντέλα με μόνιμες αλλαγές σε βασικές αρχές να εξηγήσει τη δραματική αλλαγή στους δείκτες αποτίμησης της αγοράς του '90. Τέτοια μοντέλα συνεπάγονται μια επίμονη μείωση σε αναμενόμενες αποδόσεις ή μια επίμονη αύξηση του μερισματικού ρυθμού ανάπτυξης. Στην εργασία αυτή οι *Lettau & Van Nieuwerburgh (2008)*, υποστηρίζουν ότι αυτές οι αλλαγές οδηγούν σε μια διαρκή μείωση του μέσου όρου των χρηματοοικονομικών δεικτών. Θεωρούν διάφορες οικονομετρικές τεχνικές για την ανίχνευση μεταβολών στις μέσες τιμές των δεικτών και προτείνουν μια απλή διαδικασία για την εξαγωγή στάσιμων συνιστωσών. Επιπλέον δείχνουν ότι οι αλλαγές στις αναμενόμενες αποδόσεις σταθερής κατάστασης και του ρυθμού ανάπτυξης των οικονομικών μεγεθών είναι υπεύθυνες για την αστάθεια της σχέσης πρόβλεψης των αποδόσεων. Τέλος, η αβεβαιότητα του μεγέθους των αλλαγών είναι αυτή που τελικά εμποδίζει έναν επενδυτή να επωφεληθεί.

Μια τελευταία μελέτη είναι αυτή των *Pastor & Stambaugh (2009)*. Ισχυρίζονται ότι η τυπική παλινδρομική προσέγγιση για την μοντελοποίηση της προβλεψιμότητας των αποδόσεων μοιάζει να είναι, κατά κάποιο τρόπο, πολύ περιοριστική αλλά και πολύ χαλαρή. Οι προβλέψεις των αποδόσεων ενός προγνωστικού μοντέλου παλινδρόμησης, ως γραμμική συνάρτηση ενός συνόλου προγνωστικών παραγόντων, δεν εκμεταλλεύονται την ιδιότητα ότι οι καινοτομίες στις αναμενόμενες αποδόσεις είναι αρνητικά συσχετισμένες με τις μη-αναμενόμενες αποδόσεις. Για το λόγο αυτό, αναπτύσσουν ένα σύστημα πρόβλεψης που προσαρμόζει ατελείς προγνωστικούς παράγοντες και πεποιθήσεις σχετικά με αυτή την αρνητική συσχέτιση. Σε αυτό το πλαίσιο, η προβλεπτική ικανότητα των ατελών προγνωστικών παραγόντων συμπληρώνεται με πληροφορίες στην υστέρηση (lag) των αποδόσεων καθώς και υστερήσεις των προγνωστικών παραγόντων. Οι *Pastor & Stambaugh (2009)* αποδεικνύουν επιπλέον ότι με το νέο αυτό προγνωστικό σύστημα έχουμε καλύτερες και πιο ακριβείς εκτιμήσεις των αναμενόμενων αποδόσεων, συγκριτικά με τις προγνωστικές παλινδρομήσεις. Οι *Pastor & Stambaugh (2009)* ξεκινάνε με την εκτίμηση παλινδρομικών προβλέψεων για τα τριμηνιαία δεδομένα για τρεις προγνωστικούς παράγοντες και αναλύουν τη προβλεψιμότητα των αποδόσεων

των μετοχών της αμερικανικής αγοράς. Ο πρώτος προγνωστικός παράγοντας είναι η μερισματική απόδοση της αγοράς, η οποία είναι ίση με τα συνολικά μερίσματα που καταβάλλονται κατά τη διάρκεια των τελευταίων 12 μηνών διαιρούμενα με την τρέχουσα συνολική κεφαλαιοποίηση της αγοράς. Ο δεύτερος προγνωστικός παράγοντας είναι ο CAY¹², από τους *Lettau & Ludvigson (2001)*. Ο νέος και τρίτος κατά σειρά προγνωστικός παράγοντας, είναι η απόδοση ομολόγων η οποία ορίζεται ως μείον την απόδοση του 30-ετούς ομολόγου του δημοσίου πέραν του πιο πρόσφατου 12-μηνου κινητού μέσου του.

Το (νέο) προγνωστικό σύστημα:

Η υπό όρους αναμενόμενη απόδοση ορίζεται από τη σχέση:

$$r_{t+1} = \mu_t + u_{t+1} \quad (2.28)$$

όπου, r_{t+1} είναι η αναμενόμενη απόδοση από τη στιγμή t έως την $t+1$, και u_{t+1} είναι η μη-αναμενόμενη απόδοση με μηδενικό μέσο, που εξαρτάται από τη διαθέσιμη πληροφόρηση τη στιγμή t .

Μια προσέγγιση για τη μοντελοποίηση των αναμενόμενων αποδόσεων είναι να χρησιμοποιήσουμε μια “προγνωστική παλινδρόμηση” κατά την οποία η r_{t+1} παλινδρομείται από την x_t και η αναμενόμενη απόδοση δίνεται από την σχέση: $\mu_t = a + b'x_t$, όπου a και b υποδηλώνουν τη τεταγμένη της παλινδρόμησης και το συντελεστή κλίσης, αντίστοιχα. Την ίδια στιγμή, η προσέγγιση της προγνωστικής παλινδρόμησης φαίνεται αρκετά χαλαρή αγνοώντας μια πιθανή οικονομική ιδιότητα της μη-αναμενόμενης απόδοσης. Για παράδειγμα, αν η αναμενόμενη απόδοση υπακούει τη πρώτης τάξης αυτοπαλινδρομη διαδικασία:

$$\mu_{t+1} = \alpha + \beta\mu_t + w_{t+1} \quad (2.29)$$

τότε φαίνεται πιθανό ότι η συσχέτιση μεταξύ της μη αναμενόμενης απόδοσης και της ιδιότητας της αναμενόμενης απόδοσης είναι αρνητική ή ότι $\rho_{u,w} = \rho(u_{t+1}, w_{t+1}) < 0$. Σύμφωνα με τα δεδομένα των *Pastor & Stambaugh (2009)*, για να αποκτήσουν τις καινοτομίες στην αναμενόμενη απόδοση, κάνουν την κοινή παραδοχή ότι το διάνυσμα των προγνωστικών παραγόντων ακολουθεί μια πρώτης τάξης αυτοπαλινδρομη διαδικασία,

$$x_t = \theta + Ax_{t-1} + v_t \quad (2.30)$$

όπου το v_t κατανέμεται ανεξάρτητα στο χρόνο.

¹² Οι Lettau & Ludvigson (2001) αναφέρουν ως CAY τον όρο: $cay_t = c_t - \omega a_t - (1 - \omega)y_t$ και είναι ο λόγος της κατανάλωσης προς το σταθμισμένο άθροισμα του πλούτου και του εισοδήματος των νοικοκυριών.

Το εναλλακτικό πλαίσιο των *Pastor & Stambaugh (2009)* το οποίο το ονομάζουν “προγνωστικό σύστημα”, συνδυάζει τις 3 τελευταίες σχέσεις. Τα κατάλοιπα του συστήματος θεωρούνται iid και είναι:

$$\begin{bmatrix} u_t \\ v_t \\ w_t \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{uv} & \sigma_{uw} \\ \sigma_{vu} & \sigma_{vv} & \sigma_{vw} \\ \sigma_{wu} & \sigma_{wv} & \sigma_w^2 \end{bmatrix} \right) \quad (2.31)$$

Οι *Pastor & Stambaugh (2009)* υποθέτουν ότι $0 < \beta < 1$ και ότι οι ιδιοτιμές του A βρίσκονται στο εσωτερικό του μοναδιαίου κύκλου. Το προγνωστικό σύστημα είναι μια έκδοση ενός state-space μοντέλου στο οποίο υπάρχει μη μηδενική συσχέτιση μεταξύ όλων των διαταραχών του μοντέλου. Οι παρελθοντικές τιμές των μη-αναμενόμενων αποδόσεων και οι καινοτομίες πρόβλεψης περιέχουν χρήσιμες επιπλέον πληροφορίες σχετικά με την τρέχουσα αναμενόμενη απόδοση. Αυτή η πληροφορία χρησιμοποιείται από το σύστημα πρόβλεψης, αλλά όχι και από τη “κλασσική” προγνωστική παλινδρόμηση. Το προγνωστικό σύστημα διαμορφώνεται ως ένα μοντέλο, για μία περίοδο μπροστά (one period ahead model), αλλά μπορεί να παρέχει υπό όρους αναμενόμενες αποδόσεις για πιο μακροπρόθεσμους ορίζοντες. Τέλος, αναφέρουν ότι θα ήταν χρήσιμο να επεκτείνουν το σύστημα πρόβλεψης ενσωματώνοντας νέα χρηματοροών αλλά αυτό θα ξέφευγε από τα όρια της μελέτης τους.

Κεφάλαιο 3 : Εμπειρική Ανάλυση

3.1 Δεδομένα

Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι να διερευνήσουμε την προβλεπτική ικανότητα της μερισματικής απόδοσης για το ασφάλιστρο κινδύνου μετοχών σε 11 ανεπτυγμένες χώρες. Οι χώρες που επιλέξαμε είναι οι εξής:

1. Αυστραλία (*AUS*)
2. Καναδάς (*CAN*)
3. Γαλλία (*FRA*)
4. Γερμανία (*DEU*)
5. Ιταλία (*ITA*)
6. Ολλανδία (*NLD*)
7. Ιαπωνία (*JPN*)
8. Σουηδία (*SWE*)
9. Ελβετία (*CHE*)
10. Ηνωμένο Βασίλειο (*GBR*)
11. Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής (*USA*)

Τα δεδομένα μας αφορούν μηνιαίες τιμές των ασφαλιστρων κινδύνου μετοχών (*equity premium – GFD*¹³) καθώς και μηνιαίες μερισματικές αποδόσεις (*dividend yield - GFD*), για κάθε χώρα αντίστοιχα, από τον Ιανουάριο του 1981 μέχρι και τον Δεκέμβριο του 2010 και πάρθηκαν από την προσωπική ιστοσελίδα του καθηγητή οικονομικών Rapach Dave, του πανεπιστημίου του Saint Louis (<http://sites.slu.edu/rapachde/home/research>). Για την επεξεργασία και την ανάλυση των δεδομένων μας καθώς και για την εξαγωγή ασφαλών συμπερασμάτων, κάνουμε χρήση των πακέτων *EVIEWS 6.0* και *MS Excel*.

Equity premium

Ως ασφάλιστρο κινδύνου ορίζεται η υπερβάλλουσα απόδοση την οποία μια μετοχή ή η συνολική χρηματιστηριακή αγορά προσφέρει πάνω από ένα επιτόκιο μηδενικού κινδύνου (*risk free rate*). Τα δεδομένα των ασφαλιστρων κινδύνου συνοφίζονται στον παρακάτω πίνακα ο οποίος αποτελείται από τη μέση τιμή, τις μέγιστες και ελάχιστες τιμές, τη τυπική απόκλιση καθώς και το δείκτη Sharpe των *equity premium*, για κάθε χώρα ξεχωριστά.

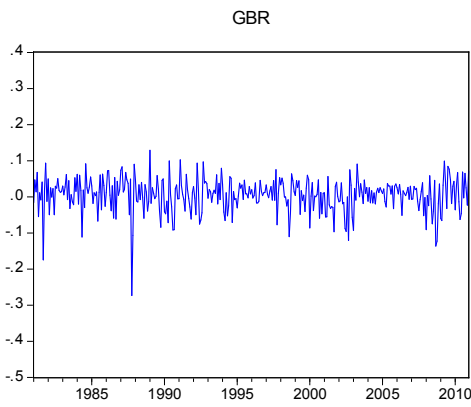
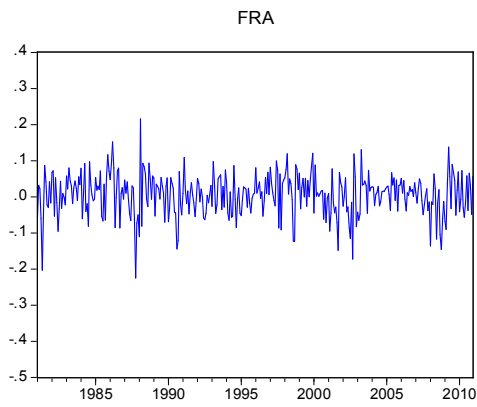
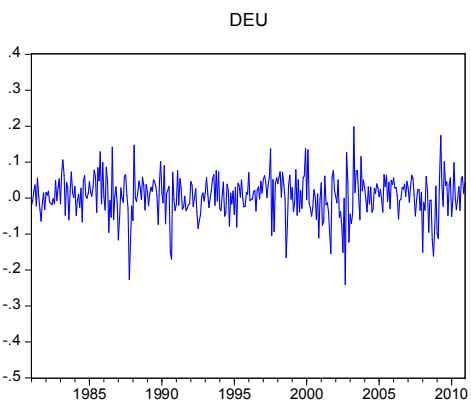
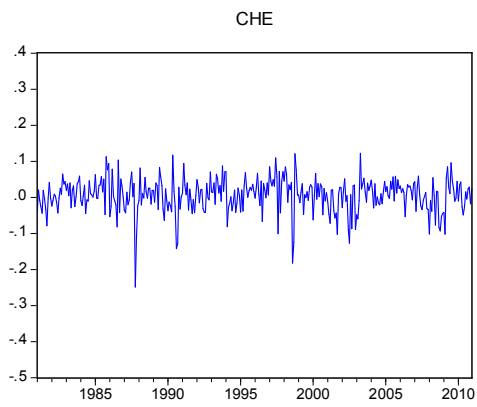
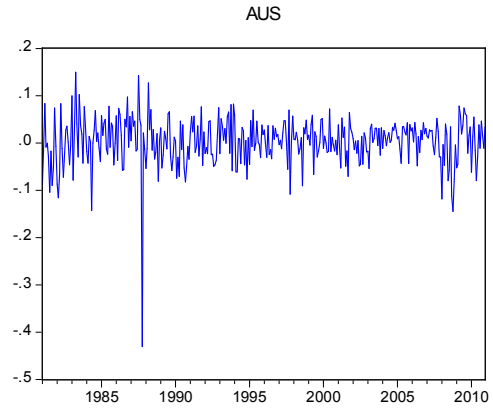
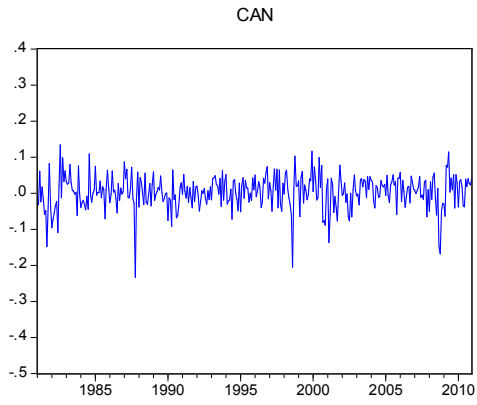
¹³ Η Global Financial Data (GFD) μας παρέχει οικονομικά και χρηματοοικονομικά δεδομένα.

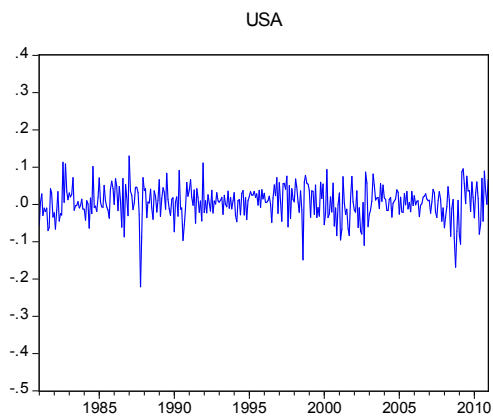
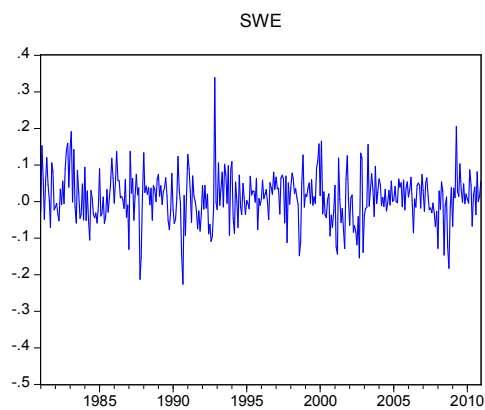
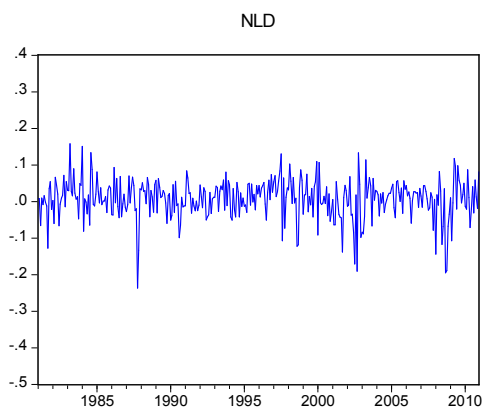
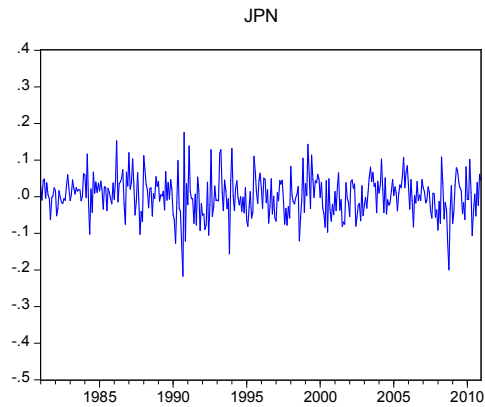
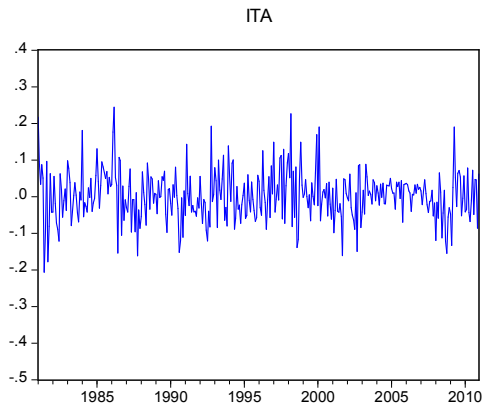
	Mean (%)	Maximum (%)	Minimum (%)	SD (%)	Sharpe ratio
AUS	0.318	14.989	-43.058	5.0200	0.063
CAN	0.293	13.419	-23.306	4.6269	0.063
CHE	0.578	12.223	-24.883	4.6704	0.124
DEU	0.535	19.843	-24.088	5.7675	0.093
FRA	0.533	21.580	-22.488	5.7494	0.093
GBR	0.489	12.904	-27.327	4.6658	0.105
ITA	0.270	24.448	-20.659	6.8390	0.039
JPN	0.222	17.510	-21.681	5.4632	0.041
NLD	0.676	15.783	-23.693	5.4009	0.125
SWE	1.032	33.897	-22.611	6.7958	0.152
USA	0.527	12.958	-22.086	4.4763	0.118

Ο δείκτης Sharpe (Sharpe ratio) αποτελεί μέτρο μέτρησης του ασφαλιστικού κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου και ορίζεται από τη σχέση:

$$S = \frac{E(R) - R_f}{\sigma} = \frac{E(R - R_f)}{\sqrt{\text{var}(R - R_f)}}$$

όπου, R είναι η απόδοση της μετοχής, R_f είναι η ακίνδυνη απόδοση, $E(R - R_f)$ είναι το risk premium και σ η τυπική απόκλιση του risk premium. Η παραπάνω σχέση του Sharpe ratio μας δείχνει πόσες μονάδες risk premium αντιστοιχούν σε 1 μονάδα κινδύνου. Άρα όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του S , τόσο πιο αποτελεσματική είναι η επένδυση. Επομένως σύμφωνα με τη θεωρία, οι πιο αποτελεσματικές επενδύσεις αφορούν χώρες όπως η Σουηδία, η Ολλανδία, οι Η.Π.Α. καθώς και η Ελβετία με τη Βρετανία, ενώ λιγότερο αποτελεσματική, όπως φαίνεται από τον δείκτη Sharpe, είναι η Ιταλία. Το μεγαλύτερο risk premium καταγράφεται από τη Σουηδία και σε ποσοστό 33.89%, ενώ συγκριτικά με τις υπόλοιπες χώρες, εμφανίζει τη δεύτερη μεγαλύτερη μεταβλητότητα (SD), μετά την Ιταλία. Η χώρα με τη χαμηλότερη μεταβλητότητα φαίνεται να είναι οι Η.Π.Α με τυπική απόκλιση 4.47%. Στη συνέχεια παραθέτουμε τις γραφικές απεικονίσεις των equity premium για κάθε χώρα.





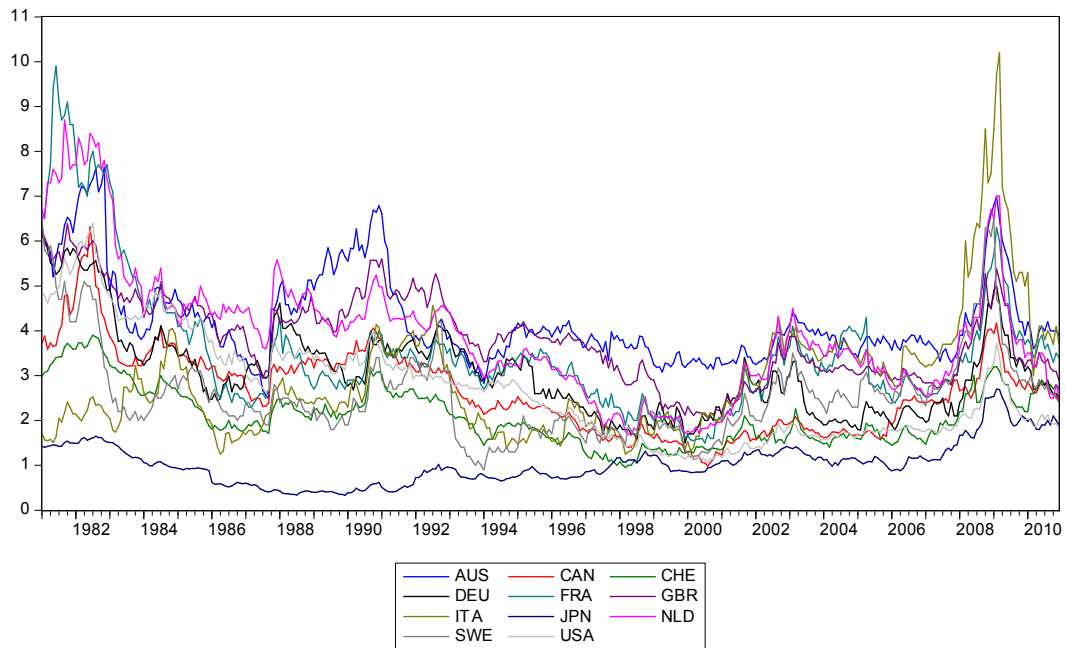
Από τις γραφικές παραστάσεις μπορούμε να παρατηρήσουμε ορισμένες κοινές απότομες μεταβολές. Για παράδειγμα, την περίοδο 1987-1988 και οι 11 χώρες παρουσιάζουν μια απότομη πτώση των ασφαλιστρων κινδύνου λόγω του γνωστού οικονομικού κραχ, όταν το χρηματιστήριο της Γουόλ Στριτ υπέστη τη μεγαλύτερη πτώση στην ιστορία του.

Dividend Yields

Ως μερισματική απόδοση (dividend yield) έχουμε ορίσει ένα χρηματοοικονομικό δείκτη που δείχνει πόσο μια εταιρεία πληρώνει σε μερίσματα σε σχέση με την τιμή της μετοχής. Είναι ένας τρόπος για να μετρηθεί πόσες χρηματοροές παίρνουμε για κάθε νομισματική μονάδα που επενδύεται σε μια θέση μετοχής. Η συνολική εικόνα για τις μερισματικές αποδόσεις κάθε χώρας, συνοψίζεται στον παρακάτω πίνακα:

	<i>Mean</i>	<i>Median</i>	<i>Maximum</i>	<i>Minimum</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Skewness</i>	<i>Kurtosis</i>
AUS	4.249	3.930	7.640	2.490	1.013	1.344	4.264
CAN	2.656	2.535	6.310	0.980	0.931	0.684	3.677
CHE	2.100	1.925	3.900	0.950	0.653	0.655	2.796
DEU	3.057	2.925	6.120	1.500	0.976	0.966	3.742
FRA	3.566	3.300	9.900	1.500	1.491	1.906	6.890
GBR	3.848	3.810	6.390	2.060	0.959	0.326	2.478
ITA	2.885	2.535	10.200	1.250	1.321	2.037	9.343
JPN	1.043	0.990	2.700	0.330	0.467	0.939	4.123
NLD	3.923	3.790	8.700	1.670	1.462	1.056	4.252
SWE	2.585	2.400	6.500	0.900	1.003	1.453	5.714
USA	2.711	2.615	6.400	1.080	1.188	0.799	2.980

Παρατηρούμε ότι κατά μέσο όρο, τη μεγαλύτερη μερισματική απόδοση, άρα και κατά συνέπεια το μεγαλύτερο ενδιαφέρον από μεριάς επενδυτών, την έχουν χώρες όπως η Αυστραλία, η Βρετανία και η Ολλανδία ενώ αντίθετα, η χαμηλότερη μέση απόδοση καταγράφεται από την Ιαπωνία. Γραφικά, η κίνηση των dividend yields και των 11 χωρών αποδίδεται στη παρακάτω γραφική παράσταση.



Και εδώ μπορούμε να διακρίνουμε μια σχετικά κοινή πορεία των μερισματικών αποδόσεων, όπως για παράδειγμα η παρόμοια απότομη αύξηση κατά τη περίοδο του 1^{ου} τριμήνου του 2008. Εδώ αξίζει να σημειώσουμε ότι κατά τη περίοδο αυτή της αύξησης των μερισματικών αποδόσεων, υπάρχει και μια κοινή μεταβολή των ασφαλιστρών κινδύνου όλων των χωρών, όπως μπορούμε να διαπιστώσουμε από τα παραπάνω διαγράμματα.

3.2 Μεθοδολογία

Για να εξετάσουμε τη προβλεπτική ικανότητα της μερισματικής απόδοσης, κάνουμε χρήση του παλινδρομικού μοντέλου:

$$r_{t+1} = a + \beta x_t + u_t$$

όπου r_{t+1} είναι το ασφαλιστρο κινδύνου (equity premium) από το τέλος της περιόδου t έως την $t+1$. Η μεταβλητή x_t αντιπροσωπεύει την ανεξάρτητη μεταβλητή που χρησιμοποιείται για να προβλέψει το ασφαλιστρο κινδύνου, ενώ το u_t είναι το σφάλμα μηδενικού μέσου. Στην παρούσα εργασία για ανεξάρτητη μεταβλητή χρησιμοποιούμε τις μερισματικές αποδόσεις (dividend yields).

Αρχικά χωρίζουμε το συνολικό δείγμα μας με τις μηνιαίες παρατηρήσεις, σε in-sample και out-of-sample παρατηρήσεις για 4 διαφορετικές περιόδους πρόβλεψης. Αυτές συνοψίζονται στο παρακάτω πίνακα:

Monthly_Data

	Period	From	To	Years	observations
#1	in-sample :	31/1/1981	31/12/1985	5	60
	out-of-sample :	31/1/1986	31/12/2010	25	300
#2	in-sample :	31/1/1981	31/12/1990	10	120
	out-of-sample :	31/1/1991	31/12/2010	20	240
#3	in-sample :	31/1/1981	31/12/1995	15	180
	out-of-sample :	31/1/1996	31/12/2010	15	180
#4	in-sample :	31/1/1981	31/12/2005	25	300
	out-of-sample :	31/1/2006	31/12/2010	5	60

Στη συνέχεια δημιουργώντας το κατάλληλο πρόγραμμα στο EViews, κάνουμε recursive και rolling παλινδρομικές προβλέψεις για το ασφάλιστρο κινδύνου μετοχών, για κάθε χώρα ξεχωριστά. Το MSFE για τις παλινδρομικές προβλέψεις δίνεται από τον τύπο:

$$MSFE_i = \frac{1}{n_2} \sum_{s=1}^{n_2} (r_{n_1+s} - \hat{r}_{n_1+s})^2,$$

όπου n_2 είναι ο αριθμός των out-of-sample παρατηρήσεων. Η ακρίβεια της παλινδρομικής πρόβλεψης συγκρίνεται με τη πρόβλεψη του ιστορικού μέσου:

$$MSFE_0 = \frac{1}{n_2} \sum_{s=1}^{n_2} (r_{n_1+s} - \bar{r}_{n_1+s})^2,$$

μέσω του στατιστικού μέτρου: $R_{os}^2 = 1 - (MSFE_i / MSFE_0)$.

Έπειτα για να συγκρίνουμε τα αποτελέσματα των προβλέψεων με αυτά του ιστορικού μέσου χρησιμοποιούμε το στατιστικό μέτρο των *Clark & West (2007)*:

$$MSFE_{adjusted} = 2n_2^{-1} \sum_{t=n_1}^{T-h} \hat{u}_{0,t+h} (\hat{u}_{0,t+h} - \hat{u}_{1,t+h}),$$

όπου n_2 είναι ο αριθμός των προβλέψεων, ενώ $\hat{u}_{i,t+h} = z_{t+h} - \hat{z}_{i,t+h}$ είναι τα σφάλματα των προβλέψεων (forecast errors). Με το παραπάνω μέτρο ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση ($H_0: R_{os}^2 = 0$) ότι το χωρίς περιορισμό (unrestricted) MSFE μοντέλο είναι ίσο με τον ιστορικό μέσο MSFE ($MSFE_i = MSFE_0$), έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ($H_1: R_{os}^2 > 0$) ότι είναι μικρότερο, δηλαδή $MSFE_i < MSFE_0$. Εάν το $MSFE_{adjusted} > 1.282$, τότε σε επίπεδο σημαντικότητας 10% απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, ότι τα μοντέλα είναι πανομοιότυπα.

Για τον υπολογισμό του $MSFE_{adjusted}$, αρχικά υπολογίζουμε τη σχέση (1.30) και στη συνέχεια εφαρμόζουμε μια παλινδρόμηση για το \tilde{d}_{i,n_1+s} για $s = 1, \dots, n_2$.

Στη συνέχεια της μελέτης μας επαναλαμβάνουμε τη παραπάνω διαδικασία, αλλάζοντας αυτή τη φορά τους χρονικούς ορίζοντες των προβλέψεων. Αντί για τις μηνιαίες προβλέψεις, επιλέγουμε τώρα να δουλέψουμε με *3-month*, *6-month* και *12-month* προβλέψεις, χρησιμοποιώντας τα αθροιστικά ασφάλιστρα κινδύνου και τις αντίστοιχες μερισματικές αποδόσεις που αντιστοιχούν στο τέλος της κάθε περιόδου, χρησιμοποιώντας πάντα ως βάση τα αντίστοιχα μηνιαία δεδομένα μας. Για παράδειγμα, για το 1^ο τρίμηνο (εξάμηνο) ενός έτους παίρνουμε ως ασφάλιστρο κινδύνου το άθροισμα των τριών (έξι) πρώτων μηνών, δηλαδή $r_t = r_{t+1} + r_{t+2} + r_{t+3}$ ($r_t = r_{t+1} + r_{t+2} + \dots + r_{t+6}$), και την αντίστοιχη μερισματική απόδοση που ισχύει στο τέλος του πρώτου τριμήνου (εξαμήνου). Κατά αυτόν τον τρόπο δημιουργούμε τα νέα μας δεδομένα. Η ισοδύναμη διαίρεση των δεδομένων μας τώρα συνοψίζεται στους επόμενους πίνακες:

Quarterly_Data

	Period	From	To	Years	observations
#1	in-sample :	Q1/1981	Q4/1985	5	20
	out-of-sample :	Q1/1986	Q4/2010	25	100
#2	in-sample :	Q1/1981	Q4/1990	10	40
	out-of-sample :	Q1/1991	Q4/2010	20	80
#3	in-sample :	Q1/1981	Q4/1995	15	60
	out-of-sample :	Q1/1996	Q4/2010	15	60
#4	in-sample :	Q1/1981	Q4/2005	25	100
	out-of-sample :	Q1/2006	Q4/2010	5	20

Semi-Annual_Data

	Period	From	To	Years	observations
#1	in-sample :	S1/1981	S2/1985	5	10
	out-of-sample :	S1/1986	S2/2010	25	50
#2	in-sample :	S1/1981	S2/1990	10	20
	out-of-sample :	S1/1991	S2/2010	20	40
#3	in-sample :	S1/1981	S2/1995	15	30
	out-of-sample :	S1/1996	S2/2010	15	30
#4	in-sample :	S1/1981	S2/2005	25	50
	out-of-sample :	S1/2006	S2/2010	5	10

Annual_Data

	Period	From	To	Years	observations
#1	in-sample :	Ιαν-81	Δεκ-85	5	5
	out-of-sample :	Ιαν-86	Δεκ-10	25	25
#2	in-sample :	Ιαν-81	Δεκ-90	10	10
	out-of-sample :	Ιαν-91	Δεκ-10	20	20
#3	in-sample :	Ιαν-81	Δεκ-95	15	15
	out-of-sample :	Ιαν-96	Δεκ-10	15	15
#4	in-sample :	Ιαν-81	Δεκ-05	25	25
	out-of-sample :	Ιαν-06	Δεκ-10	5	5

Έπειτα, θέλοντας να συσχετίσουμε τα μοντέλα πρόβλεψης με τον οικονομικό κύκλο και να διαπιστώσουμε εάν αλλάζει η προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων σε περιόδους οικονομικής ύφεσης ή ανάπτυξης, υπολογίζουμε εκ νέου το R^2 . Αυτό το υπολογίζουμε όπως ακριβώς και πριν, μόνο που αυτή τη φορά θα έχουμε 2 τιμές για κάθε χώρα. Η πρώτη τιμή του R^2 θα αντιστοιχεί σε περίοδο οικονομικής ανάπτυξης και η άλλη σε περίοδο οικονομικής ύφεσης. Αυτό γίνεται υπολογίζοντας ξεχωριστά τα $MSFEs$ που αντιστοιχούν σε ύφεση και ξεχωριστά αυτά που αντιστοιχούν σε ανάπτυξη, για κάθε χώρα. Τα δεδομένα των οικονομικών κύκλων κάθε χώρας (εκτός της Ολλανδίας για την οποία δεν καταφέραμε να βρούμε δεδομένα) και τις αντίστοιχες ημερομηνίες τα πήραμε από το εθνικό γραφείο οικονομικής έρευνας των ΗΠΑ (www.nber.org/cycles/cyclesmain.html) και από το Economic Cycle Research Institute (www.businesscycle.com/).

Οι χρονικοί ορίζοντες για τη συγκεκριμένη μελέτη θα αφορούν μηνιαίες και τριμηνιαίες προβλέψεις. Τα μηνιαία δεδομένα των οικονομικών κύκλων τα μεταφέραμε όπως ακριβώς υπήρχαν στους ιστότοπους που αναφέραμε. Για τα τριμηνιαία δεδομένα των οικονομικών κύκλων κάθε χώρας (εκτός των ΗΠΑ τα οποία υπήρχαν στον ιστότοπο του NBER) κάνουμε την εξής παραδοχή. Ένα τρίμηνο το εκλαμβάνουμε ως τρίμηνο ύφεσης εάν σε τουλάχιστον δύο από τους τρεις μήνες υπάρχει ύφεση. Αντίστοιχα θα είναι και για περιόδους ανάπτυξης.

3.3 Αποτελέσματα

Οι πίνακες με τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων για μηνιαίους, τριμηνιαίους, εξάμηνους και ετήσιους χρονικούς ορίζοντες παρατίθενται παρακάτω. Στους πίνακες αυτούς υπάρχουν 4 διαφορετικά ζευγάρια στηλών R^2 και CW που αντιστοιχούν στον εκάστωτε διαχωρισμό του συνολικού δείγματος σε in-sample και out-of-sample παρατηρήσεις. Το R^2 είναι για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης και ελέγχουμε εάν είναι θετικό, ενώ τα CW είναι τα αποτελέσματα του ελέγχου των Clark and West (2007) και μας δείχνουν το κατά πόσο τα αποτελέσματά μας είναι στατιστικά σημαντικά. Δηλαδή για το 10% επίπεδο σημαντικότητας ελέγχουμε εάν το CW είναι μεγαλύτερο του 1.282.

Αρχικά, παρατηρούμε ότι για το μηνιαίο ορίζοντα (πίνακες 3.1 και 3.2) φαίνεται ότι έχουμε μια πολύ κακή προβλεπτική ικανότητα των μερισματιών αποδόσεων, αφού σχεδόν όλα τα R^2 παίρνουν αρνητικές τιμές. Η μόνη χώρα στην οποία παρατηρούνται λίγο καλύτερα αποτελέσματα είναι η Βρετανία και μόνο για τις recursive παλινδρομήσεις (πίνακας 3.1), στις οποίες εμφανίζονται ορισμένες θετικές τιμές του R^2 οι οποίες είναι στατιστικά σημαντικές. Όσο αναφορά τις rolling προβλέψεις (πίνακας 3.2) γενικά έχουμε ακόμη χειρότερα αποτελέσματα, αφού το benchmark μοντέλο φαίνεται να παρέχει καλύτερη πληροφόρηση. Εάν για παράδειγμα κοιτάξουμε χώρες όπως η Αυστραλία και η Ιταλία, στις recursive παλινδρομήσεις και για in-sample δείγμα 5 ετών το R^2 παίρνει τις τιμές -1.997 και -3.150 αντίστοιχα, τη στιγμή που για τις rolling παλινδρομήσεις οι αντίστοιχες τιμές είναι -6.641 και -6.232. Όσο αναφορά τις αλλαγές στο in-sample και out-of-sample δείγμα δεν παρατηρούνται ιδιαίτερες μεταβολές.

Table 3.1: Results from monthly recursive regressions

	in-sample		out-of-sample		in-sample		out-of-sample		obs	
	60 (5 years)	300 (25 years)	120 (10 years)	240 (20 years)	180 (15 years)	180 (15 years)	180 (15 years)	300 (25 years)	60 (5 years)	
	R^2	CW	R^2	CW	R^2	CW	R^2	CW		
aus	-1.997	-0.354	-0.814	-0.599	-0.516	-0.415	-0.715	-0.516		
can	-0.717	-0.510	-0.469	-0.178	-0.385	-0.047	0.192	0.274		
che	-2.163	-1.888	-0.885	-0.940	-0.798	-0.754	-0.349	-0.648		
deu	-1.040	-1.663	-0.610	-1.323	-0.888	-2.189	-0.561	-1.239		
fra	-0.740	-0.331	-0.160	-0.798	-0.316	-1.543	-0.149	-0.344		
gbr	0.412	1.769	0.789	1.833	0.309	1.460	-0.851	0.166		
ita	-3.150	-0.681	-2.349	-0.380	-1.890	-0.081	-4.039	0.105		
jpn	-1.091	-0.318	-0.643	-0.587	-1.472	-1.156	-4.691	-2.171		
nld	-0.549	-0.514	-0.982	-1.256	-0.905	-2.092	-0.870	-1.187		
swe	-1.123	0.440	-2.486	-0.291	-2.468	-0.629	-9.235	-1.388		
usa	-0.997	-1.253	-0.449	-0.451	-0.237	-0.145	0.278	0.579		

Table 3.2 : Results from monthly rolling regressions

	in-sample		out-of-sample		in-sample		out-of-sample		obs	
	60 (5 years)	300 (25 years)	120 (10 years)	240 (20 years)	180 (15 years)	180 (15 years)	300 (25 years)	60 (5 years)		
	R^2	CW	R^2	CW	R^2	CW	R^2	CW		
aus	-6.641	0.156	-2.937	0.058	-5.215	-1.185	-0.235	-0.170		
can	-2.056	0.915	-4.261	-0.293	-3.828	-1.513	-0.076	0.034		
che	-5.044	-0.040	-3.490	-0.642	-3.372	-0.578	-1.371	-0.916		
deu	-5.089	0.133	-3.926	-0.533	-2.859	-0.734	-1.052	-1.249		
fra	-4.436	-0.404	-3.424	-0.892	-3.268	-1.271	-2.394	-0.904		
gbr	-5.031	0.538	-1.034	0.616	-2.494	0.423	-1.222	0.102		
ita	-6.232	0.166	-2.097	0.206	-2.971	0.058	-4.054	0.269		
jpn	-5.171	0.382	-2.502	0.510	-3.215	-0.458	-6.759	-2.232		
nld	-5.897	0.625	-6.078	-0.852	-3.527	-0.867	-1.636	-1.331		
swe	-5.354	0.279	-4.570	-1.119	-2.398	-1.336	-5.884	-2.054		
usa	-4.486	1.259	-6.350	-1.065	-0.870	-0.235	0.750	0.786		

Παρόμοια εμφανίζονται και τα αποτελέσματα για τα τριμηνιαία δεδομένα μας (πίνακες 3.3 και 3.4). Εδώ την εξαίρεση αποτελούν οι ΗΠΑ όπου για in-sample δείγμα 25 ετών οι μερισματικές αποδόσεις αρχίζουν να εμφανίζουν μια πολύ μικρή προβλεπτική ικανότητα, είτε σε rolling είτε σε recursive παλινδρομήσεις. Σε γενικές γραμμές όμως δεν υπάρχουν μεγάλες διαφορές με τα προηγούμενα αποτελέσματα.

Table 3.3: Results from quarterly recursive regressions

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	20 (5 years)	in-sample	40 (10 years)	in-sample	60 (15 years)	in-sample	100 (25 years)
	out-of-sample	100 (25 years)	out-of-sample	80 (20 years)	out-of-sample	60 (15 years)	out-of-sample	20 (5 years)
	R^2	cw	R^2	cw	R^2	cw	R^2	cw
aus	-7.028	-0.408	-3.132	-0.938	-1.882	-0.696	-2.156	-0.783
can	-2.922	-1.537	-2.737	-1.340	-2.095	-0.991	-0.465	-0.270
che	-5.468	-2.359	-3.094	-1.439	-2.942	-1.619	-1.616	-2.067
deu	-2.479	-1.315	-1.431	-0.688	-2.172	-1.239	-1.327	-0.387
fra	-1.705	-0.726	-0.173	-0.073	-0.630	-0.685	0.435	0.279
gbr	0.378	1.080	3.160	1.595	3.102	1.414	-0.008	0.418
ita	-11.758	-0.718	-12.731	-1.111	-8.904	-0.784	-18.140	-0.407
jpn	-2.967	-0.473	-1.966	-0.229	-4.965	-0.873	-18.452	-1.857
nld	-1.625	-0.651	-2.227	-0.910	-2.104	-1.262	-2.460	-0.691
swe	-1.128	0.760	-3.706	0.125	-4.148	-0.333	-27.229	-1.545
usa	-3.132	-1.471	-1.114	-0.352	-0.507	-0.047	1.183	0.879

Table 3.4 : Results from quarterly rolling regressions

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	20 (5 years)	in-sample	40 (10 years)	in-sample	60 (15 years)	in-sample	100 (25 years)
	out-of-sample	100 (25 years)	out-of-sample	80 (20 years)	out-of-sample	60 (15 years)	out-of-sample	20 (5 years)
	R^2	cw	R^2	cw	R^2	cw	R^2	cw
aus	-26.832	-0.493	-12.473	-0.763	-11.750	-1.179	0.545	0.297
can	-8.576	0.573	-14.353	-0.839	-12.201	-2.292	-0.748	-0.263
che	-15.377	-0.196	-12.802	-1.525	-9.745	-1.499	-4.964	-2.049
deu	-12.029	0.018	-10.889	-1.668	-6.752	-1.547	-2.327	-0.429
fra	-14.152	-0.495	-11.316	-2.050	-6.536	-0.831	-5.021	-0.187
gbr	-10.985	0.434	-4.167	0.262	-3.064	0.545	-0.521	0.366
ita	-18.750	-0.142	-11.459	-0.279	-11.454	-0.334	-19.140	-0.143
jpn	-12.831	0.379	-8.295	0.229	-9.603	-0.368	-26.915	-2.089
nld	-21.718	0.340	-17.882	-1.176	-11.317	-1.455	-5.478	-1.413
swe	-7.255	1.437	-9.882	-0.254	-4.426	-0.720	-27.905	-2.369
usa	-13.490	1.188	-17.977	-1.435	-1.694	-0.041	2.844	1.089

Ακόμη και στα αποτελέσματα του εξαμήνου χρονικού ορίζοντα (πίνακες 3.5 και 3.6) επικρατεί η εικόνα μιας χαμηλής προβλεπτικής ικανότητας των μερισματικών αποδόσεων. Εδώ αυτό που ξεχωρίζει είναι μια σταδιακή βελτίωση όταν χρησιμοποιούμε in-sample δείγμα 25 ετών, τόσο για τις rolling όσο και για τις recursive παλινδρομήσεις. Ενδεικτικά, σε χώρες όπως η Γαλλία, οι ΗΠΑ και η Βρετανία φαίνεται να υπάρχει λίγο καλύτερη προβλεπτική ικανότητα σε σχέση με όλες τις προηγούμενες δοκιμές, ωστόσο όμως παραμένει σε χαμηλά επίπεδα.

Table 3.5: Results from semi-Annual recursive regressions

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	10 (5 years)	in-sample	20 (10 years)	in-sample	30 (15 years)	in-sample	50 (25 years)
	out-of-sample	50 (25 years)	out-of-sample	40 (20 years)	out-of-sample	30 (15 years)	out-of-sample	10 (5 years)
	R^2	cw	R^2	cw	R^2	cw	R^2	cw
aus	-8.486	-0.120	-8.087	-0.880	-3.154	-0.512	-4.153	-1.319
can	-14.237	-1.179	-12.290	-2.175	-7.175	-2.270	0.582	1.106
che	-10.389	-1.746	-7.613	-1.378	-8.225	-1.912	-4.017	-1.238
deu	-6.280	-1.686	-3.819	-1.121	-6.194	-2.000	-0.656	-0.414
fra	-3.901	-0.405	-0.853	-0.138	-1.680	-0.411	0.791	0.300
gbr	-2.717	0.584	4.851	1.601	7.201	1.739	3.719	0.805
ita	-25.620	-0.513	-38.406	-1.558	-19.579	-2.733	-21.455	-1.862
jpn	-4.164	-0.021	-0.899	0.329	-5.669	-0.267	-33.335	-1.123
nld	-2.097	0.085	-4.196	-0.360	-3.679	-0.737	-0.234	0.138
swe	-5.462	0.662	-11.901	-0.097	-7.916	-0.235	-22.602	-0.618
usa	-6.346	-1.187	-1.278	0.072	0.541	0.557	2.467	1.207

Table 3.6 : Results from semi-Annual rolling regressions

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	10 (5 years)	in-sample	20 (10 years)	in-sample	30 (15 years)	in-sample	50 (25 years)
	out-of-sample	50 (25 years)	out-of-sample	40 (20 years)	out-of-sample	30 (15 years)	out-of-sample	10 (5 years)
	R^2	cw	R^2	cw	R^2	cw	R^2	cw
aus	-124.550	-1.420	-37.549	-1.226	-13.501	-0.747	2.237	1.299
can	-25.913	-0.124	-24.367	-0.532	-20.840	-1.798	-1.705	-0.680
che	-19.226	0.304	-24.752	-1.185	-25.791	-0.719	-9.551	-1.490
deu	-45.820	-0.628	-34.804	-1.102	-23.234	-2.037	-0.405	-0.055
fra	-27.381	-0.941	-21.330	-1.294	-15.851	-1.421	-1.111	0.183
gbr	-44.892	-0.788	-12.944	-0.194	-3.552	0.656	5.117	0.823
ita	-37.703	0.665	-32.579	-0.481	-22.797	-0.271	-17.121	-0.377
jpn	-49.897	0.507	-15.856	0.344	-16.582	-0.049	-50.564	-1.171
nld	-96.522	-0.706	-39.454	-1.528	-26.315	-2.937	-1.150	-0.120
swe	-33.979	0.384	-27.552	-1.704	-16.333	-1.393	-28.362	-1.844
usa	-67.487	0.923	-29.653	-1.201	1.251	0.601	5.364	1.956

Τέλος, όσο αναφορά το χρονικό ορίζοντα του ενός έτους (πίνακες 3.7 και 3.8), τα πράγματα εδώ φαίνονται να βελτιώνονται αρκετά, όπως ακριβώς περιμέναμε. Βλέπουμε ότι όσο αυξάνουμε τον αριθμό των in-sample παρατηρήσεων, το R^2 παίρνει όλο και περισσότερες θετικές και σημαντικές τιμές για πολλές χώρες, ιδιαίτερα στη rolling παλινδρόμηση (πίνακας 3.8). Έτσι ερχόμαστε να επιβεβαιώσουμε το κοινό σημείο των αποτελεσμάτων των *Campbell & Schiller (1988a)* και *Fama & French (1988)* όπου όπως προαναφέραμε, έχουν δείξει ότι οι αποδόσεις είναι περισσότερο προβλέψιμες για χρονικό ορίζοντα ενός έτους και πάνω.

Table 3.7: Results from Annual recursive regressions

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	5 (5 years)	in-sample	10 (10 years)	in-sample	15 (15 years)	in-sample	25 (25 years)
	out-of-sample	25 (25 years)	out-of-sample	20 (20 years)	out-of-sample	15 (15 years)	out-of-sample	5 (5 years)
	R^2	CW	R^2	CW	R^2	CW	R^2	CW
aus	-7.759	-0.323	-2.966	-0.166	4.328	0.818	4.118	0.615
can	-5.982	-0.574	-5.632	-0.443	-4.913	-0.349	-3.760	-0.702
che	-15.356	-0.786	-17.774	-0.845	-16.679	-1.230	0.923	0.281
deu	-7.254	-0.051	-6.876	-0.010	-10.740	-0.422	9.550	1.105
fra	-7.719	-0.337	2.625	0.780	1.079	0.467	8.594	1.162
gbr	14.229	1.796	16.201	1.723	17.071	1.581	17.424	1.188
ita	-44.247	-0.715	-63.424	-1.799	-20.022	-2.012	-19.037	-1.359
jpn	-9.963	-0.185	-5.133	0.226	-10.196	-0.071	-56.917	-0.848
nld	0.423	0.843	-2.774	0.491	-0.177	0.407	10.963	1.228
swe	-1.178	1.628	-14.461	1.007	0.150	0.758	-7.524	0.353
usa	-1.331	0.134	-0.383	0.255	-0.224	0.268	6.315	1.273

Table 3.8: Results from Annual rolling regressions

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	5 (5 years)	in-sample	10 (10 years)	in-sample	15 (15 years)	in-sample	25 (25 years)
	out-of-sample	25 (25 years)	out-of-sample	20 (20 years)	out-of-sample	15 (15 years)	out-of-sample	5 (5 years)
	R^2	CW	R^2	CW	R^2	CW	R^2	CW
aus	-688.602	0.862	-36.446	1.034	-11.785	1.089	14.790	1.685
can	-107.465	-0.369	-103.963	-1.428	-52.943	-1.529	-10.618	-0.798
che	-242.140	-1.234	-103.839	-0.859	-93.728	-1.630	1.751	0.504
deu	-2814.752	-1.082	-31.922	-1.120	-20.466	-1.364	13.503	1.263
fra	-35.254	0.176	-14.131	0.003	-9.378	0.079	15.101	1.288
gbr	9.949	2.827	19.178	1.319	21.638	1.525	20.137	1.309
ita	-676.712	-1.103	-52.805	-1.114	-51.513	-2.072	-19.124	-1.705
jpn	-117.622	-0.859	-25.047	-0.052	-13.669	0.152	-66.430	-0.839
nld	-103.335	-1.123	-28.303	-0.961	-22.139	-2.507	11.358	1.421
swe	-441.737	-0.754	-31.496	-0.176	-28.375	-1.086	-10.517	0.036
usa	-386.243	-0.574	-22.289	-0.329	7.801	1.107	9.706	1.298

Στη συνέχεια παραθέτουμε τα αποτελέσματα των (recursive και rolling) παλινδρομήσεων για τη προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων σύμφωνα με τους οικονομικούς κύκλους (πίνακες 3.9 έως 3.12)¹⁴. Για τα αποτελέσματα αυτά έχουμε βρει τιμές μόνο για τα R^2 ενώ δεν έχουμε υπολογίσει τους αντίστοιχους ελέγχους των Clark & West (2007) όπως κάναμε

¹⁴ Η ένδειξη “No recession” που εμφανίζεται σε ορισμένα στοιχεία των πινάκων, σημαίνει ότι εκείνη τη χρονική περίοδο στην οποία αντιστοιχεί το κελί με αυτή την ένδειξη, δεν σημειώθηκε οικονομική ύφεση.

μέχρι τώρα, διότι τα δεδομένα μας δεν ήταν επαρκή. Πιο συγκεκριμένα, είχαμε περιόδους όπου δεν υπήρχε οικονομική ύφεση και έτσι δεν μπορούσαμε να κάνουμε τέτοιους υπολογισμούς.

Τα αποτελέσματα για το μηνιαίο ορίζοντα συνοψίζονται στους πίνακες 3.9 και 3.10. Όσο αναφορά τα μηνιαία αποτελέσματα στις recursive παλινδρομήσεις (πίνακας 3.9) δεν φαίνεται κάποια ιδιαίτερη προβλεπτική ικανότητα τόσο σε περίοδο ύφεσης όσο και σε περίοδο ανάπτυξης. Στις εναλλαγές των in-sample και out-of-sample περιόδων, τα αποτελέσματα εναλλάσσονται. Στη πράξη έχουμε σχεδόν τον ίδιο αριθμό θετικών τιμών για το R^2 είτε για περιόδους ύφεσης είτε ανάπτυξης. Αυτό που παρατηρούμε όμως είναι ότι σε περιόδους ανάπτυξης, οι τιμές των R^2 είναι πιο κοντά στο μηδέν συγκριτικά με τις αντίστοιχες τιμές σε περιόδους ύφεσης. Παρόμοια είναι και τα αποτελέσματα στις rolling προβλέψεις (πίνακας 3.10) για τα μηνιαία δεδομένα μας. Και εδώ παρατηρείται μια αντίστοιχα χαμηλή προβλεπτική ικανότητα που όμως δείχνει σημάδια βελτίωσης όσο αυξάνουμε τις in-sample παρατηρήσεις μας.

Table 3.9: Monthly Recursive Business cycle Results

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	60 (5 years)	in-sample	120 (10 years)	in-sample	180 (15 years)	in-sample	300 (25 years)
	out-of-sample	300 (25 years)	out-of-sample	240 (20 years)	out-of-sample	180 (15 years)	out-of-sample	60 (5 years)
	R^2		R^2		R^2		R^2	
	(growth)	(recession)	(growth)	(recession)	(growth)	(recession)	(growth)	(recession)
nld	-	-	-	-	-	-	-	-
aus	-2.0802	-0.3383	-0.5760	-5.3194	-0.5156	<i>No recession</i>	-0.7151	<i>No recession</i>
can	-0.9645	0.1957	-0.6900	0.2868	-0.5460	0.1509	0.2842	0.1509
fra	-0.7916	-0.5225	-0.0172	-0.5225	-0.1937	-0.6393	0.7751	-1.5033
deu	-1.7726	0.2982	-1.4515	0.2968	-1.9119	0.3288	-0.1298	-1.4106
ita	-2.7819	-4.4962	-1.4755	-4.4962	-0.9738	-5.0218	-0.7118	-5.0218
jpn	-0.6916	-1.7447	0.5937	-1.7426	0.0364	-2.7095	-4.7942	-4.5973
swe	0.5573	-5.0358	-0.0871	-8.0473	0.7106	-25.7493	1.3771	-25.7493
che	-2.9358	-0.7945	-0.8668	-0.9109	-0.8730	-0.6653	-0.3961	-0.2989
gbr	0.8021	-0.9968	1.0415	0.1489	1.0812	-1.5665	0.7235	-1.5665
usa	-1.5093	0.6733	-0.8198	0.4721	-0.6648	0.7106	-0.6460	0.8077

Table 3.10 : Monthly_Rolling_Business cycle Results

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	60 (5 years)	in-sample	120 (10 years)	in-sample	180 (15 years)	in-sample	300 (25 years)
	out-of-sample	300 (25 years)	out-of-sample	240 (20 years)	out-of-sample	180 (15 years)	out-of-sample	60 (5 years)
	R^2		R^2		R^2		R^2	
	(growth)	(recession)	(growth)	(recession)	(growth)	(recession)	(growth)	(recession)
nld	-	-	-	-	-	-	-	-
aus	-6.7660	-4.1401	-2.7353	-6.8203	-5.2147	No recession	-0.2347	No recession
can	-0.8128	-6.5398	-3.9545	-5.2846	-2.7825	-7.2331	-0.4958	0.1118
fra	-5.2127	-0.9826	-5.3049	1.5425	-5.3205	2.1938	3.2102	-10.6201
deu	-5.3602	-4.5872	-8.9808	1.6925	-7.0712	2.2339	-0.5350	-2.0833
ita	-4.7281	-11.7872	-1.0734	-4.6458	-1.9447	-6.3825	-0.6165	-5.0706
jpn	-2.4135	-9.6115	-2.1056	-2.8609	1.0642	-6.9512	-8.8640	-4.8309
swe	-0.7668	-16.4721	-2.3253	-9.9242	-2.4017	-2.3705	-5.0856	-7.1971
che	-4.9065	-5.3018	-3.1706	-3.9552	-5.0473	-0.3899	-0.8208	-1.9666
gbr	-0.4461	-21.7166	1.9244	-8.4437	-0.2950	-7.7849	1.0032	-2.2285
usa	-1.7149	-13.7313	-3.3562	-14.0958	0.8697	-4.7477	0.0681	1.1372

Αντίστοιχα συμπεράσματα μπορούμε να βγάλουμε και για τα τριμηνιαία δεδομένα μας (πίνακες 3.11 και 3.12). Στις rolling παλινδρομήσεις (πίνακας 3.12) έχουμε βελτίωση των αποτελεσμάτων μας για περισσότερες in-sample παρατηρήσεις. Είναι όμως σημαντικό να παρατηρήσουμε ότι παρόλο που σε αρριετές χώρες δεν σημειώνεται θετικό R^2 ούτε σε περίοδο ύφεσης αλλά ούτε και σε ανάπτυξης, παρόλα αυτά σε περίοδο ανάπτυξης οι τιμές για τα R^2 είναι πιο κοντά στο μηδέν. Δηλαδή το benchmark μοντέλο παρουσιάζει πολύ καλύτερη πληροφόρηση σε περίοδο ύφεσης και χειρότερη σε περίοδο ανάπτυξης. Ενδεικτικό είναι το αποτέλεσμα της Ιταλίας και της Σουηδίας όπου για in-sample δείγμα 25 ετών στη recursive περίπτωση (πίνακας 3.11), τα R^2 σε περίοδο οικονομικής ανάπτυξης παίρνουν τιμές 0.7140 και 1.7271, τη στιγμή που στην ύφεση οι αριθμοί αυτοί γίνονται -21.3084 και -88.5509, αντίστοιχα. Παρόμοια είναι τα αποτελέσματα αυτών των χωρών και στη rolling περίπτωση (πίνακας 3.12). Γενικά καταλήγουμε ξανά στο συμπέρασμα της χαμηλής προβλεπτικής ικανότητας των μερισματικών αποδόσεων σε οποιαδήποτε στιγμή του οικονομικού κύκλου για κάθε χώρα. Αξίζει όμως να σημειώσουμε την πιο θετική εικόνα των αποτελεσμάτων μας σε περιόδους οικονομικής ανάπτυξης.

Table 3.11: Quarterly_Recursive_Business cycle Results

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	20 (5 years)	in-sample	40 (10 years)	in-sample	60 (15 years)	in-sample	100 (25 years)
	out-of-sample	100 (25 years)	out-of-sample	80 (20 years)	out-of-sample	60 (15 years)	out-of-sample	20 (5 years)
	R^2		R^2		R^2		R^2	
	(growth)	(recession)	(growth)	(recession)	(growth)	(recession)	(growth)	(recession)
nld	-	-	-	-	-	-	-	-
aus	-7.2234	-2.8306	-1.9731	-34.5631	-1.8818	<i>No recession</i>	-2.1561	<i>No recession</i>
can	-3.9014	0.1150	-3.7292	0.0613	-2.7039	-0.4534	-0.5011	-0.4534
fra	-1.7112	-1.6701	0.2151	-1.6701	-0.2297	-2.3213	3.8240	-4.7841
deu	-5.7622	2.1070	-5.6709	2.1070	-6.5779	1.9973	-0.1968	-4.2159
ita	-8.6376	-21.7261	-8.0649	-21.7261	-4.2462	-21.3084	0.7140	-21.3084
jpn	-0.8737	-7.6987	2.7201	-7.6987	0.5075	-10.0918	-14.9874	-22.9473
swe	0.4788	-4.7558	-0.3828	-12.5858	2.3992	-88.5509	1.7271	-88.5509
che	-7.7844	-1.6370	-3.4503	-2.5675	-3.8260	-1.4116	-0.6135	-2.8970
gbr	0.3821	0.3648	4.1136	0.5640	4.5844	-1.6079	2.5437	-1.6079
usa	-4.5838	1.0957	-2.2724	1.1894	-1.6336	1.7198	-1.0996	2.4412

Table 3.12: Quarterly_Rolling_Business cycle Results

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	20 (5 years)	in-sample	40 (10 years)	in-sample	60 (15 years)	in-sample	100 (25 years)
	out-of-sample	100 (25 years)	out-of-sample	80 (20 years)	out-of-sample	60 (15 years)	out-of-sample	20 (5 years)
	R^2		R^2		R^2		R^2	
	(growth)	(recession)	(growth)	(recession)	(growth)	(recession)	(growth)	(recession)
nld	-	-	-	-	-	-	-	-
aus	-27.2140	-18.7686	-11.5588	-38.9878	-11.7501	<i>No recession</i>	0.5448	<i>No recession</i>
can	-4.5151	-20.2644	-9.2962	-27.9839	-7.1051	-24.9678	-0.8097	-0.7291
fra	-14.8487	-9.6716	-12.2785	-7.3230	-7.6613	-1.7774	16.7759	-38.5920
deu	-15.6062	-6.7780	-21.0150	-1.9119	-14.6221	0.9434	0.6210	-10.0047
ita	-10.5320	-44.7078	-4.4522	-25.3792	-6.0791	-24.8535	-0.6649	-22.2841
jpn	-10.2492	-18.7388	-8.3782	-8.1895	-0.7052	-19.1410	-26.4682	-27.5023
swe	-0.7943	-23.3062	-8.9621	-12.5690	-3.4355	-18.5000	-13.4474	-64.2926
che	-10.3608	-24.6246	-12.6477	-13.0273	-13.3843	-3.4304	-1.9997	-8.7599
gbr	-2.8048	-36.4533	3.1592	-23.4323	1.4705	-17.0575	2.9643	-2.6895
usa	-3.2900	-45.9471	-7.6580	-40.8157	2.7563	-10.6134	1.9093	3.3468

Κεφάλαιο 4 : Οικονομική Αξιολόγηση

4.1 Εισαγωγή

Μια από τις πιο δύσκολες αποφάσεις ενός επενδυτή είναι η επιλογή των στοιχείων του χαρτοφυλακίου του. Ο *Markowitz (1952)* με την mean-variance ανάλυση κάνει την επιλογή χαρτοφυλακίου βασικό αντικείμενο στη θεωρία των χρηματοοικονομικών. Έδειξε το πώς οι επενδυτές θα πρέπει να επιλέγουν στοιχεία ανάλογα με τον αν ενδιαφέρονται για το μέσο και τη διακύμανση, ή αντίστοιχα το μέσο και τη τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου, για μια περίοδο. Αρχικοί όμως είναι αυτοί που αντιτάθηκαν σε αυτή τη πολιτική του *Markowitz (1952)* και θεώρησαν ότι το χαρτοφυλάκιο ενός επενδυτή θα πρέπει να είναι περισσότερο εξατομικευμένο, δηλαδή θα πρέπει να αντανακλά τις ανάγκες του κάθε επενδυτή ξεχωριστά. Εμείς στην εργασία μας θέλουμε να εξετάσουμε εάν ένας επενδυτής θα έχει κέρδος αν εφαρμόσει τα προηγούμενα αποτελέσματά μας στη κατανομή των περιουσιακών του στοιχείων. Ένα κύριο μέτρο που βασίζεται στην ωφελιμότητα και χρησιμοποιείται για την ανάλυση των προβλέψεων των ασφαλιστρών κινδύνου είναι η μέση ωφελιμότητα (average utility), για έναν μέσης διακύμανσης επενδυτή.

4.2 Κατανομή περιουσιακών στοιχείων (Asset Allocation)

Ανάλυση μέσου-διακύμανσης (mean-variance analysis)

Ας υποθέσουμε ότι έχουμε να αντιμετωπίσουμε το κλασικό πρόβλημα της επιλογής ενός χαρτοφυλακίου και έστω ότι τη στιγμή t , δύο στοιχεία είναι διαθέσιμα. Ένα ακίνδυνο με απόδοση $R_{f,t+1}$ και ένα risky με απόδοση R_{t+1} , από τη στιγμή t έως την $t+1$. Η τελευταία απόδοση έχει μέσο $E(R_{t+1})$ και διακύμανση σ_t^2 . Έστω ότι ο επενδυτής προσθέτει μια μετοχή α_t στο χαρτοφυλάκιο. Τότε η απόδοση του χαρτοφυλακίου θα δίνεται από το τύπο:

$$R_{p,t+1} = \alpha_t R_{t+1} + (1 - \alpha_t) R_{f,t+1} = R_{f,t+1} + \alpha_t (R_{t+1} - R_{f,t+1}) \quad (4.1)$$

Η μέση απόδοση και η διακύμανση του χαρτοφυλακίου είναι $E_t(R_{p,t+1}) = R_{f,t+1} + \alpha_t (E_t(R_{t+1}) - R_{f,t+1})$ και $\sigma_{pt}^2 = \alpha_t^2 \sigma_t^2$, αντίστοιχα.

Ο επενδυτής θέλει να έχει υψηλή μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου με χαμηλή διακύμανση. Αυτό επιτυγχάνεται μεγιστοποιώντας ένα γραμμικό συνδυασμό απόδοσης και διακύμανσης με θετικά βάρη στο μέσο και αρνητικά στη διακύμανση:

$$\max_{a_t} \{E_t(R_{p,t+1}) - \frac{k}{2} \sigma_{pt}^2\} \quad (4.2)$$

Αντικαθιστώντας τη μέση απόδοση και τη διακύμανση, η (4.2) γίνεται:

$$\max_{a_t} a_t \{E_t(R_{t+1}) - R_{f,t+1}\} - \frac{k}{2} a_t^2 \sigma_t^2 \quad (4.3)$$

Και η λύση της δίνεται από τη σχέση:

$$a_t = \frac{E_t(R_{t+1}) - R_{f,t+1}}{k\sigma_t^2} \quad (4.4)$$

Ένα χρήσιμο εργαλείο για την ανάλυση των χαρτοφυλακίων είναι ο δείκτης Sharpe, που όπως προαναφέραμε, ορίζεται από τη σχέση $S_t = \frac{E_t(R_{t+1}) - R_{f,t+1}}{\sigma_t}$.

Άρα η (4.4) μπορεί να γραφεί ως:

$$a_t = \frac{S_t}{k\sigma_t} \quad (4.5)$$

Η μέση υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου είναι S_t^2/k και η διακύμανση είναι S_t^2/k^2 , άρα η αναλογία διακύμανσης και μέσου είναι $1/k$. Τα παραπάνω αποτελέσματα μπορούν να γενικευτούν και για παραπάνω από δύο στοιχεία. Τώρα δηλαδή R_{t+1} θα είναι το διάνυσμα των αποδόσεων N στοιχείων με κίνδυνο. Η μέση τιμή θα είναι $E_t(R_{t+1})$, ενώ Σ_t θα είναι ο πίνακας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων. Επιπλέον με a_t θα συμβολίζουμε το διάνυσμα των βαρών (allocations) των risky στοιχείων. Το πρόβλημα της μεγιστοποίησης της (4.3) παίρνει τώρα τη μορφή:

$$\max_{a_t} a_t' \{E_t(R_{t+1}) - R_{f,t+1}l\} - \frac{k}{2} a_t' \Sigma_t a_t, \quad (4.6)$$

όπου l είναι ένα διάνυσμα μοναδιαίων στοιχείων, $E_t(R_{t+1}) - R_{f,t+1}l$ είναι το διάνυσμα για τις υπερβάλλουσες αποδόσεις N στοιχείων, ενώ η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου είναι $a_t' \Sigma_t a_t$. Η λύση εδώ θα είναι η εξής:

$$a_t = \frac{1}{k} \Sigma_t^{-1} (E_t(R_{t+1}) - R_{f,t+1}l) \quad (4.7)$$

και αποτελεί γενίκευση της (4.4). Με Σ_t^{-1} παριστάνουμε τον αντίστροφο πίνακα διακύμανσης-συνδιακύμανσης των αποδόσεων. Έτσι, οι προτιμήσεις των επενδυτών εισέρχονται στη λύση (4.7) μόνο ως προς το $1/k$. Οι πιο συντηρητικοί επενδυτές με υψηλό k , επιλέγουν περισσότερα ακίνδυνα στοιχεία και λιγότερα risky αλλά δεν επηρεάζουν τις σχετικές αναλογίες των risky

στοιχείων που ορίζονται από την $\Sigma_t^{-1}(E_t(R_{t+1}) - R_{f,t+1}I)$. Σε περίπτωση όπου δεν υπάρχει καθόλου ακίνδυνο στοιχείο, μπορούμε να ορίσουμε ένα benchmark στοιχείο με απόδοση $R_{0,t+1}$. Η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου θα είναι $Var_t(R_{0,t+1}) + a_t' \Sigma_{0t} a_t + 2a_t' \sigma_{0t}$, όπου τώρα Σ_{0t} θα είναι ο πίνακας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων για τις υπερβάλλουσες αποδόσεις, αυτές όμως που τώρα ξεπερνούν τις benchmark αποδόσεις, ενώ σ_{0t} είναι ένα διάνυσμα με τις συνδιακυμάνσεις των άλλων στοιχείων με τις benchmark αποδόσεις. Επομένως η λύση χωρίς ακίνδυνο στοιχείο είναι:

$$a_t = \frac{1}{k} \Sigma_{0t}^{-1} (E_t(R_{t+1}) - R_{0,t+1}I) - \Sigma_{0t}^{-1} \sigma_{0t} \quad (4.8)$$

Αυτή η μορφή λύσης είναι παρόμοια με τη προηγούμενη, μόνο που τώρα η σχέση ανάμεσα στα βάρη του χαρτοφυλακίου και τις μέσες υπερβάλλουσες αποδόσεις είναι γραμμική και όχι αναλογική.

Θεωρία ωφελιμότητας

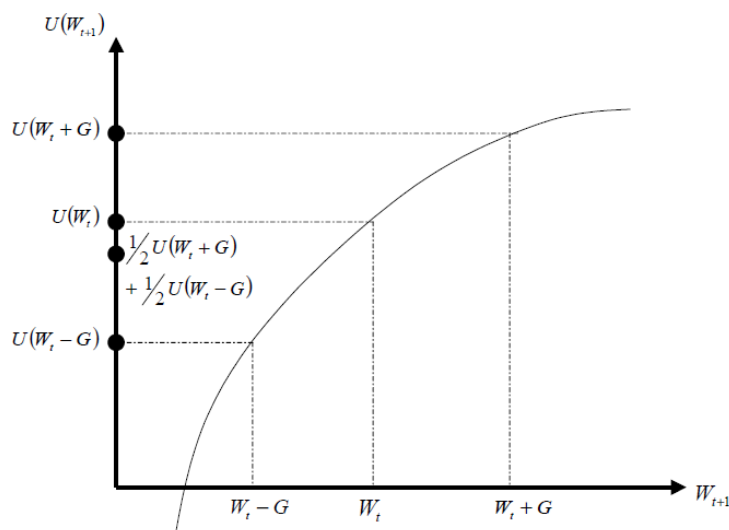
Στη περίπτωση που ένας επενδυτής ενδιαφέρεται για την ωφελιμότητα του πλούτου του στο τέλος μιας περιόδου και όχι για το μέσο και τη διακύμανση του χαρτοφυλακίου του, όπως είδαμε μέχρι τώρα, το πρόβλημα της μεγιστοποίησης έχει ως εξής:

$$\max E_t U(W_{t+1}) \quad (4.9)$$

με

$$W_{t+1} = (1 + R_{p,t+1})W_t$$

Η $U(W_{t+1})$ είναι μια κοίλη συνάρτηση ωφελιμότητας, όπως φαίνεται και στο παρακάτω διάγραμμα και δηλώνει ότι ο επενδυτής είναι κινδυνόφοβος.



Για παράδειγμα, έστω ένας επενδυτής με αρχικό πλούτο W_t , ο οποίος σκέφτεται να δεχθεί ένα στοιχείο από το οποίο θα κερδίσει ή θα χάσει ποσό G , με ίσες πιθανότητες. Εάν απορρίψει το στοιχείο, ο πλούτος του παραμένει και η ωφελιμότητά του είναι $U(W_{t+1})$. Εάν το δεχτεί, ο πλούτος του θα γίνει $W_t + G$ ή $W_t - G$, με πιθανότητα $1/2$ και για τα δύο. Η αντίστοιχη ωφελιμότητα θα είναι $\frac{1}{2}U(W_t + G) + \frac{1}{2}U(W_t - G)$ η οποία είναι μικρότερη από την $U(W_{t+1})$ λόγω της καμπυλότητας της συνάρτησης. Επομένως ο επενδυτής απορρίπτει το στοιχείο αφού δεν είναι ελκυστικό για ένα κινδυνόφοβο άτομο. Ο βαθμός της καμπυλότητας της συνάρτησης ωφελιμότητας καθορίζει και το βαθμό της κινδυνοφοβίας ενός επενδυτή και υπολογίζεται από τη δεύτερη παράγωγο της συνάρτησης ωφελιμότητας διαιρούμενη με τη πρώτη, ως προς το πλούτο. Θα έχουμε δηλαδή το συντελεστή απόλυτης κινδυνοφοβίας (coefficient of absolute risk aversion):

$$A(W) = -\frac{U''(W)}{U'(W)} \quad (4.10)$$

Και το συντελεστή σχετικής κινδυνοφοβίας (coefficient of relative risk aversion):

$$R(W) = WA(W) = -W \frac{U''(W)}{U'(W)} \quad (4.11)$$

Ο συντελεστής σχετικής κινδυνοφοβίας καθορίζει το μέρος του πλούτου που είναι διατεθειμένος να πληρώσει ο επενδυτής για να αποφύγει ένα στοιχείο δεδομένου μεγέθους σε σχέση με το πλούτο του. Υπάρχουν τρεις διαφορετικές υποθέσεις για την ωφελιμοσυνάρτηση, όπου τα αποτελέσματά τους είναι σχετικά με αυτά της ανάλυσης μέσου – διακύμανσης.

1. $U(W_{t+1}) = a + bW_{t+1}$. Στη περίπτωση αυτή μεγιστοποιώντας τη μέση ωφελιμότητα είναι σαν να μεγιστοποιούμε τη γραμμική σχέση μεταξύ μέσου και διακύμανσης, όπως και στη (3.2).
2. Η ωφελιμοσυνάρτηση ενός επενδυτή είναι εκθετική, δηλαδή $U(W_{t+1}) = -\exp(-\theta W_{t+1})$ και οι αποδόσεις των στοιχείων ακολουθούν κανονική κατανομή.
3. $U(W_{t+1}) = \frac{W_{t+1}^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}$ και οι αποδόσεις των στοιχείων ακολουθούν λογαριθμοκανονική κατανομή. Η γ αντιπροσωπεύει τη σχετική κινδυνοφοβία. Όταν η γ πλησιάζει τη μονάδα, τότε $U(W_{t+1}) = \log(W_{t+1})$.

4.3 Εμπειρική Ανάλυση

Θεωρούμε έναν μέσης διακύμανσης επενδυτή με σχετική κινδουφοβία (relative risk aversion) $\gamma = \beta$ ο οποίος κατανέμει το χαρτοφυλάκιό του ανάμεσα σε μετοχές και ακίνδυνα γραμμάτια (risk free bills) που βασίζονται στις παλινδρομικές προβλέψεις των ασφαλιστρων κινδύνου. Μεγιστοποιώντας ένα γραμμικό συνδυασμό μεταξύ διακύμανσης και μέσου ώστε να επιτύχουμε υψηλό μέσο με χαμηλή διακύμανση, ο επενδυτής στο τέλος της περιόδου $t+1$ θα κατέχει μερίδιο μετοχών $a_{i,t} = \frac{1}{\gamma} \frac{\hat{r}_{i,t+1}}{\hat{\sigma}_{t+1}^2}$, όπου γ είναι ο συντελεστής σχετικής κινδουφοβίας και $\hat{\sigma}_{t+1}^2$ η πρόβλεψη της διακύμανσης των αποδόσεων. Στην εργασία μας υπολογίζουμε:

- Τη διακύμανση των αποδόσεων των ασφαλιστρων κινδύνου η οποία μπορεί να εκτιμηθεί χρησιμοποιώντας τις απλές αποδόσεις οι οποίες υπολογίζονται από ένα 5ετές rolling παράθυρο των μηνιαίων και τριμηνιαίων ιστορικών αποδόσεων. Για τις εξαμήνες και τις ετήσιες αποδόσεις, λόγω του ότι δεν έχουμε αρκετές παρατηρήσεις, χωρίς βλάβη της γενικότητας, χρησιμοποιούμε 10ετές και 20ετές παράθυρο αντίστοιχα.
- Θεωρούμε ότι τα βάρη που αποδίδονται στα risky στοιχεία βρίσκονται μεταξύ $0 < a_{i,t} < 1.5$ ώστε να αποφύγουμε ανοικτές πωλήσεις¹⁵ (short selling) και ακραίες επενδύσεις.
- Εφαρμόζοντας τα βέλτιστα βάρη στα δεδομένα κάθε στοιχείου, υπολογίζουμε την απόδοση του χαρτοφυλακίου η οποία δίνεται από το τύπο $R_{p,t} = a_{i,t} R_{s,t} + (1 - a_{i,t}) R_{f,t}$.
- Τη μέση ωφελιμότητα για κάθε στρατηγική. Τη περίοδο της εκτίμησης, η μέση ωφελιμότητα του επενδυτή θα είναι $\hat{v}_i = \hat{\mu}_i - \frac{1}{2} \gamma \hat{\sigma}_i^2$ όπου $\hat{\mu}_i$ και $\hat{\sigma}_i^2$ είναι η μέση τιμή και η διασπορά του χαρτοφυλακίου που σχηματίστηκε από τις $\hat{r}_{i,t+1}$ και $\hat{\sigma}_{t+1}^2$. Εάν ο επενδυτής βασιστεί στις προβλέψεις του ιστορικού μέσου των ασφαλιστρων κινδύνου, τότε η μέση ωφελιμότητα θα είναι $\hat{v}_0 = \hat{\mu}_0 - \frac{1}{2} \gamma \hat{\sigma}_0^2$ όπου $\hat{\mu}_0$ και $\hat{\sigma}_0^2$ είναι η μέση τιμή και η διασπορά του χαρτοφυλακίου που σχηματίστηκε από τις \bar{r}_{t+1} και $\hat{\sigma}_{t+1}^2$.

¹⁵ Είναι η πώληση περιουσιακών στοιχείων, τα οποία ο πωλητής έχει “δανειστεί” από κάποιον τρίτο, με την πρόθεση να αγοράσει πανομοιότυπα χρεόγραφα αργότερα ώστε να τα επιστρέψει στον δανειστή.

- Τέλος υπολογίζουμε το μέσης ωφελιμότητας κέρδος (average utility gain) που προκύπτει από τις παλινδρομικές προβλέψεις των ασφαλιστρών κινδύνου και είναι η διαφορά $\Delta U = \hat{v}_i - \hat{v}_0$. Εάν $\Delta U > 0$ τότε ο επενδυτής είναι διατεθειμένος να πληρώσει το ποσό ώστε να έχει τη πληροφόρηση για τις παλινδρομικές προβλέψεις σχετικά με τις προβλέψεις του ιστορικού μέσου.

4.4 Αποτελέσματα

Όλα τα παρακάτω αποτελέσματα υπολογίστηκαν χρησιμοποιώντας μηνιαία, τριμηνιαία, εξάμηνα και ετήσια forecast horizons με recursive και rolling παλινδρομήσεις, όπως ακριβώς δουλέψαμε μέχρι τώρα. Τα τελικά αποτελέσματα για το μέσης ωφελιμότητας κέρδος για κάθε περίπτωση βρίσκονται στους πίνακες 4.1 έως 4.8.

Ξεκινώντας με το μηνιαίο ορίζοντα (πίνακες 4.1 και 4.2) παρατηρούμε ότι ο επενδυτής μας δεν είναι διατεθειμένος να πληρώσει για τη πληροφόρηση, τόσο των recursive όσο και των rolling παλινδρομικών προβλέψεων, αφού σχεδόν όλα τα αποτελέσματα για το μέσης ωφελιμότητας κέρδος παίρνουν αρνητικές τιμές ($\Delta U < 0$). Ακόμα και στις εναλλαγές των in-sample και out-of-sample παρατηρήσεων δεν παρατηρείται κάποια αξιοσημείωτη μεταβολή σε καμία χώρα. Αυτά όμως τα αποτελέσματα φαίνονται λογικά διότι σύμφωνα με τα προηγούμενα στοιχεία μας (πίνακες 3.1 και 3.2) δείξαμε ότι έχουμε μια πολύ χαμηλή προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων. Οι μοναδικές χώρες εδώ πάντως όπου ο επενδυτής ίσως να πλήρωνε για να πάρει τη πληροφόρηση, είναι ο Καναδάς και η Ιταλία όπου το ΔU παίρνει ορισμένες θετικές τιμές, ιδιαίτερα στις rolling παλινδρομήσεις (πίνακας 4.2).

Table 4.1: Asset Allocation results from monthly recursive regressions

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	60 (5 years)	in-sample	120 (10 years)	in-sample	180 (15 years)	in-sample	300 (25 years)
	out-of-sample	300 (25 years)	out-of-sample	240 (20 years)	out-of-sample	180 (15 years)	out-of-sample	60 (5 years)
	ΔU		ΔU		ΔU		ΔU	
aus	-4.135		-1.079		-0.969		-0.650	
can	-0.536		-0.570		-0.760		0.349	
che	-2.314		-1.970		-1.924		-0.186	
deu	-1.855		-2.101		-3.083		-1.754	
fra	-1.055		-0.723		-1.146		-1.050	
gbr	-0.057		0.572		-0.127		-4.252	
ita	-0.530		-0.224		0.489		2.386	
jpn	-1.994		-2.146		-3.416		-12.960	
nld	-2.109		-3.125		-3.234		-2.623	
swe	0.085		-1.165		-1.511		-6.551	
usa	-2.587		-1.564		-1.447		-0.173	

Table 4.2: Asset Allocation results from monthly rolling regressions

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	60 (5 years)	in-sample	120 (10 years)	in-sample	180 (15 years)	in-sample	300 (25 years)
	out-of-sample	300 (25 years)	out-of-sample	240 (20 years)	out-of-sample	180 (15 years)	out-of-sample	60 (5 years)
	ΔU		ΔU		ΔU		ΔU	
aus	-0.707		-0.621		-3.752		-1.363	
can	0.821		0.105		-3.377		0.336	
che	3.526		-2.181		-2.647		-0.750	
deu	1.468		-2.645		-3.225		-2.445	
fra	-0.825		-1.631		-4.285		-6.418	
gbr	-2.508		-0.763		-3.603		-5.895	
ita	0.921		-0.549		1.269		6.378	
jpn	-1.668		-2.532		-3.795		-12.702	
nld	2.358		-3.661		-8.061		-4.058	
swe	0.036		-5.841		-2.220		-12.485	
usa	3.475		-4.011		-1.835		-0.350	

Αντίστοιχη είναι και η εικόνα για τον οριζοντα τριμήνου (πίνακες 4.3 και 4.4). Και εδώ το μέσης ωφελιμότητας κέρδος είναι αρνητικό στις περισσότερες περιπτώσεις για κάθε χώρα. Οι χώρες εδώ όπου ενδεχομένως θα μπορούσαν να ωφελήσουν τον επενδυτή με τα αποτελέσματά τους, είναι οι ΗΠΑ και η Ιταλία. Στη περίπτωση των ΗΠΑ, χρησιμοποιώντας in-sample παρατηρήσεις 25 ετών, το ΔU παίρνει τιμές 7.057 (πίνακας 4.3) και 5.626 (πίνακας 4.4) για recursive και rolling παλινδρομήσεις, αντίστοιχα. Ενώ για την Ιταλία και μόνο στη περίπτωση της rolling παλινδρόμησης, το ΔU είναι θετικό.

Table 4.3: Asset Allocation results from quarterly recursive regressions

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	20 (5 years)	in-sample	40 (10 years)	in-sample	60 (15 years)	in-sample	100 (25 years)
	out-of-sample	100 (25 years)	out-of-sample	80 (20 years)	out-of-sample	60 (15 years)	out-of-sample	20 (5 years)
	ΔU		ΔU		ΔU		ΔU	
aus	-15.396		-3.241		-3.241		-0.219	
can	-1.614		-2.000		-2.000		0.156	
che	-9.811		-9.054		-9.054		-4.216	
deu	-5.048		-5.933		-5.933		-4.433	
fra	-4.348		-3.110		-3.110		-1.301	
gbr	-4.338		0.430		0.430		-7.423	
ita	-6.259		-6.604		-6.604		-5.410	
jpn	-6.610		-7.624		-7.624		-45.725	
nld	-7.331		-9.974		-9.974		-10.962	
swe	3.001		1.556		1.556		-14.997	
usa	-3.960		-1.854		-1.854		7.057	

Table 4.4: Asset Allocation results from quarterly rolling regressions

	obs		obs		obs		obs	
	in-sample	20 (5 years)	in-sample	40 (10 years)	in-sample	60 (15 years)	in-sample	100 (25 years)
	out-of-sample	100 (25 years)	out-of-sample	80 (20 years)	out-of-sample	60 (15 years)	out-of-sample	20 (5 years)
	ΔU		ΔU		ΔU		ΔU	
aus	-1.694		-6.316		-11.046		-2.911	
can	3.469		-8.358		-19.319		0.573	
che	6.724		-11.144		-12.086		-11.168	
deu	4.673		-10.420		-14.182		-9.236	
fra	-5.759		-14.346		-14.391		-21.419	
gbr	-3.568		-2.314		-10.404		-15.047	
ita	2.980		-5.297		1.675		7.675	
jpn	-8.264		-8.607		-20.204		-58.505	
nld	7.780		-15.016		-28.364		-19.112	
swe	8.336		-10.328		-4.029		-35.171	
usa	14.160		-14.401		-3.626		5.626	

Στη συνέχεια, κοιτώντας τα αποτελέσματα του εξαμήνου ορίζοντα (πίνακες 4.5 και 4.6) βλέπουμε ότι και εδώ η εικόνα είναι παρόμοια. Σχεδόν για όλες τις χώρες το ΔU έχει πάρει αρνητικές τιμές. Εξαιρέση αποτελούν και πάλι οι ΗΠΑ όπου στη περίπτωση των recursive παλινδρομικών προβλέψεων (πίνακας 4.5) ο επενδυτής φαίνεται να ωφελείται από τη πληροφόρηση. Αξίζει να παρατηρήσουμε όμως ότι για μεγαλύτερο αριθμό in-sample παρατηρήσεων, τα ΔU φαίνεται να βελτιώνονται στις περισσότερες περιπτώσεις. Ενδεικτικό είναι το παράδειγμα της Αυστραλίας, του Καναδά και των ΗΠΑ όπου στη περίπτωση των rolling παλινδρομικών προβλέψεων (πίνακας 4.6) και για in-sample παρατηρήσεις 15 ετών, το ΔU παίρνει τιμές -32.615 , -43.433 και -10.549 τη στιγμή που οι τιμές αυτές για in-sample παρατηρήσεις 25 ετών γίνονται 6.707 , -1.413 και 31.753 , αντίστοιχα.

Table 4.5: Asset Allocation results from semi-annual recursive regressions

	obs		obs	
	in-sample	30 (15 years)	in-sample	50 (25 years)
	out-of-sample	30 (15 years)	out-of-sample	10 (5 years)
	ΔU		ΔU	
aus	-5.749		-1.449	
can	-0.274		1.609	
che	-15.020		-13.339	
deu	-10.119		-1.649	
fra	-3.190		0.213	
gbr	14.194		-1.217	
ita	-7.928		-23.922	
jpn	-9.365		-46.950	
nld	-7.516		-3.705	
swe	-16.317		-73.509	
usa	5.923		17.861	

Table 4.6: Asset Allocation results from semi-annual rolling regressions

	obs		obs
in-sample	30 (15 years)	in-sample	50 (25 years)
out-of-sample	30 (15 years)	out-of-sample	10 (5 years)

	ΔU		ΔU
aus	-32.615		6.707
can	-43.433		-1.413
che	-14.812		-30.986
deu	-12.181		-0.870
fra	-16.262		-7.910
gbr	-14.160		-9.475
ita	6.186		8.311
jpn	-38.074		-77.713
nld	-39.293		-8.560
swe	-12.257		-52.676
usa	-10.549		31.753

Τέλος για τον ετήσιο χρονικό ορίζοντα (πίνακες 4.7 και 4.8), τα πράγματα είναι κάπως διαφορετικά, κυρίως στη περίπτωση των rolling παλινδρομήσεων, αφού το ΔU έχει πάρει θετικές τιμές για τις περισσότερες χώρες (πίνακας 4.8). Εδώ την εξαίρεση αποτελούν η Ιαπωνία και η Σουηδία όπου ο επενδυτής δεν θα αγόραζε τη πληροφόρηση που του παρέχουν αυτές οι προβλέψεις, πράγμα το οποίο έρχεται σε σύμπτωση με τα αποτελέσματα του πίνακα 3.8. Γενικά όμως βλέπουμε ότι ο επενδυτής θα πλήρωνε για τη πληροφόρηση τόσο των recursive αλλά και κυρίως των rolling παλινδρομήσεων. Και εδώ όμως φαίνεται να περιμέναμε τέτοια αποτελέσματα αφού είχαμε βρει μια αρκετά καλύτερη προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων σε αυτή τη περίπτωση. Αξίζει να επιβεβαιώσουμε και εδώ ότι για τα αποτελέσματα των rolling παλινδρομήσεων, για in-sample δεδομένα 25 ετών, ο επενδυτής θα πλήρωνε παραπάνω απ' ό τι για τις αντίστοιχες recursive. Πιο συγκεκριμένα βλέπουμε ότι στη recursive περίπτωση (πίνακας 4.7) το ΔU σε χώρες όπως η Αυστραλία, η Γερμανία και οι ΗΠΑ, παίρνει τιμές 27.730, 35.888, και 27.675, τη στιγμή που στις αντίστοιχες rolling παλινδρομήσεις οι τιμές αυτές γίνονται 57.367, 51.094 και 47.501.

Table 4.7:
Asset Allocation results
from annual recursive regressions

	obs
in-sample	25 (25 years)
out-of-sample	5 (5 years)

	ΔU
aus	27.730
can	-15.436
che	3.006
deu	35.888
fra	24.398
gbr	24.493
ita	-66.436
jpn	-85.573
nld	28.817
swe	-124.571
usa	27.675

Table 4.8:
Asset Allocation results
from annual rolling regressions

	obs
in-sample	25 (25 years)
out-of-sample	5 (5 years)

	ΔU
aus	57.367
can	-10.485
che	4.770
deu	51.094
fra	57.202
gbr	32.619
ita	-58.402
jpn	-116.030
nld	39.265
swe	-113.548
usa	47.501

Επίλογος

Σκοπός της εργασίας αυτής ήταν να εξετάσουμε τη προβλεπτική ικανότητα των μερισματικών αποδόσεων για τα ασφάλιστρα κινδύνου μετοχών. Πήραμε δεδομένα από 11 ανεπτυγμένες χώρες, εφαρμόσαμε παλινδρομικές προβλέψεις, ενώ για να εξετάσουμε την ακρίβεια των αποτελεσμάτων μας χρησιμοποιήσαμε τον έλεγχο των *Clark & West (2007)*. Στη συνέχεια εφαρμόσαμε δομικές αλλαγές στα μοντέλα πρόβλεψης ώστε να έχουμε πιο αξιόπιστα αποτελέσματα, ενώ παράλληλα θελήσαμε να τα συσχετίσουμε και με τον οικονομικό κύκλο. Τέλος εστιάζουμε στην οικονομική αξιολόγηση των αποτελεσμάτων μας και εξετάζουμε εάν ένας μέσης διακύμανσης επενδυτής θα ωφελούνταν από τη πληροφόρηση που του παρέχουν τα αποτελέσματά μας.

Τα αποτελέσματά μας γενικά δείχνουν μια πολύ χαμηλή προβλεπτική ικανότητα η οποία όμως βελτιώνεται για μεγαλύτερους χρονικούς ορίζοντες προβλέψεων. Επίσης, όταν αυξάναμε τον αριθμό των in-sample παρατηρήσεων παίρναμε πιο θετικά αποτελέσματα, ιδιαίτερα σε rolling παλινδρομικές προβλέψεις όπου χρησιμοποιούσαμε πιο πρόσφατη πληροφόρηση κάθε φορά. Έτσι ερχόμαστε και επιβεβαιώνουμε το κοινό αποτέλεσμα των *Campbell & Schiller (1988a)* και *Fama & French (1988)*. Επιπλέον διαπιστώσαμε μια λίγο καλύτερη προβλεπτική ικανότητα σε περιόδους οικονομικής ανάπτυξης συγκριτικά με περιόδους ύφεσης. Ωστόσο και στις δύο περιπτώσεις το επίπεδο προβλεψιμότητας παραμένει χαμηλό. Τέλος συμπεραίνουμε ότι ο επενδυτής που προαναφέραμε, θα επωφελούνταν από την αγορά της πληροφόρησης που του προσφέρουν οι παλινδρομικές προβλέψεις για χρονικό ορίζοντα τουλάχιστον ενός έτους, χρησιμοποιώντας όσο το δυνατόν μεγαλύτερο αριθμό αρχικών (in-sample) παρατηρήσεων.

Βιβλιογραφία

Alexander, S. (1961). "Price movement in speculative markets: trends or random walks." *Industrial Management Review* 2, 7–26.

Alexander, S. (1964). "Price movement in speculative markets: trends or random walks, number 2." *Industrial Management Review* 5, 25–46.

Amihud, Y., Hurvich, C.M. (2004). "Predictive regressions: a reduced-bias estimation method." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39, 813–841

Amihud, Y., Hurvich, C.M., Wang, Y. (2009). "Multi-predictor regressions: hypothesis testing." *Review of Financial Studies* 22, 413–434

Baker, M., Wurgler, J. (2000). "The equity share in new issues and aggregate stock returns." *Journal of Finance* 55, 2219–2257.

Bossaerts, P., Hillion, P. (1999). "Implementing statistical criteria to select return forecasting models: what do we learn?" *Review of Financial Studies* 12, 405–428.

Boudoukh, J., Michaely, R., Richardson, M.P., Roberts, M.R. (2007). "On the importance of measuring payout yield: implications for empirical asset pricing." *Journal of Finance* 62, 877–915.

Brennan, M.J., Xia, Y. (2005). "tay's as good as cay." *Finance Research Letters* 2, 1–14.

Butler, A.W., Grullon, G., Weston, J.P. (2005). "Can managers forecast aggregate market returns?" *Journal of Finance* 60, 963–986.

Campbell, J.Y. (1987). "Stock returns and the term structure." *Journal of Financial Economics* 18, 373–399.

Campbell, J.Y. (2000). "Asset pricing at the millennium." *Journal of Finance* 55, 1515–1567.

Campbell, J.Y., Cochrane, J.H. (1999). "By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behavior." *Journal of Political Economy* 107, 205–251.

Campbell, J.Y., Luis M. Viceira (2002) "Strategic Asset Allocation: Portfolio Choice for Long-Term Investors".

Campbell, J.Y., Shiller, R.J. (1988a). "The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors." *Review of Financial Studies* 1, 195–228.

Campbell, J.Y., Shiller, R.J. (1988b). "Stock prices, earnings, and expected dividends." *Journal of Finance* 43, 661–676.

- Campbell, J.Y., Shiller, R.J. (1998). "Valuation ratios and the long-run stock market outlook." *Journal of Portfolio Management* 24, 11–26.
- Campbell, J.Y., Thompson, S.B. (2008). "Predicting excess stock returns out of sample: can anything beat the historical average?" *Review of Financial Studies* 21, 1509–1531.
- Campbell, J.Y., Vuolteenaho, T. (2004). "Inflation illusion and stock prices." *American Economic Review* 94, 19–23.
- Campbell, J.Y., Yogo, M. (2006). "Efficient tests of stock return predictability." *Journal of Financial Economics* 81, 27–60.
- Campbell, S.D., Diebold, F.X. (2009). "Stock returns and expected business conditions: a half century of direct evidence." *Journal of Business and Economic Statistics* 27, 266–278.
- Canner, Niko, N. Gregory Mankiw and David N. Weil, (1997) ,“An asset allocation puzzle”, *American Economic Review* 87, 181-191
- Clark, T.E., McCracken, M.W. (2001). "Test of equal forecast accuracy and encompassing for nested models." *Journal of Econometrics* 105, 85–110.
- Clark, T.E., West, K.D. (2007). "Approximately normal tests for equal predictive accuracy in nested models." *Journal of Econometrics* 138, 291–311.
- Clements, M.P., Hendry, D.F. (2006). "Forecasting with breaks." In: Elliott, G., Granger, C.W.J., Timmermann, A. (Eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, vol. 1. Elsevier, Amsterdam.
- Cochrane, J. "Explaining the Variance of Price-Dividend Ratios" *Review of Financial Studies* (1992) 5:2, 243-280.
- Cochrane, J.H. (2007). "Financial markets and the real economy." In: Mehra, R. (Ed.), *Handbook of the Equity Premium*. Elsevier, Amsterdam.
- Cochrane, J.H. (2008). "The dog that did not bark: a defense of return predictability." *Review of Financial Studies* 21, 1533–1575.
- Cochrane, J.H. (2011). "Presidential address: discount rates." *Journal of Finance* 66, 1047–1108.
- Cooper, I., Priestly, R. (2009). "Time-varying risk premiums and the output gap." *Review of Financial Studies* 22, 2801–2833.
- Cootner, P.H. (1962). "Stock prices: random vs. systematic changes." *Industrial Management Review* 3, 24–45.
- Cremers, K.J.M. (2002). "Stock return predictability: a Bayesian model selection perspective." *Review of Financial Studies* 15, 1223–1249.

- Dangl, T., Halling, M. (2012). "Predictive regressions with time-varying coefficients." *Journal of Financial Economics*, forthcoming.
- Diebold, F.X., Mariano, R.S. (1995). "Comparing predictive accuracy." *Journal of Business and Economic Statistics* 13, 253–263.
- Fama, E.F., Blume, M.E. (1966). "Filter rules and stock-market trading." *Journal of Business* 39, 226–241.
- Fama, E.F., French, K.R. (1988). "Dividend yields and expected stock returns." *Journal of Financial Economics* 22, 3–25.
- Fama, E.F., French, K.R. (1989). "Business conditions and expected returns on stocks and bonds." *Journal of Financial Economics* 25, 23–49.
- Fama, E.F., Schwert, G.W. (1977). "Asset returns and inflation." *Journal of Financial Economics* 5, 115–146.
- Ferreira, M.I., Santa-Clara, P. (2011). "Forecasting stock market returns: the sum of the parts is more than the whole." *Journal of Financial Economics* 100, 514–537.
- Goyal, A., Welch, I. (2003). "Predicting the equity premium with dividend ratios." *Management Science* 49, 639–654.
- Goyal, A., Welch, I. (2008). "A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction." *Review of Financial Studies* 21, 1455–1508.
- Granger, C.W.J., Timmermann, A. (Eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, vol. 1. Elsevier, Amsterdam
- Guidolin, M., Timmermann, A. (2007). "Asset allocation under multivariate regime switching." *Journal of Economic Dynamics and Control* 31, 3503–3544.
- Guo, H. (2006). "On the out-of-sample predictability of stock market returns." *Journal of Business* 79, 645–670.
- Hamilton, J.D. (1989). "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle." *Econometrica* 57, 357–384.
- Hendry, D.F., Clements, M.P. (2004). "Pooling of forecasts." *Econometrics Journal* 7, 1–31.
- Henkel, S.J., Martin, J.S., Nadari, F. (2011). "Time-varying short-horizon predictability." *Journal of Financial Economics* 99, 560–580.
- Hirshleifer, D., Hou, K., Teoh, S.H. (2009). "Accruals, cash flows, and aggregate stock returns." *Journal of Financial Economics* 91, 389–406.
- Hong, H., Torous, W., Valkanov, R. (2007). "Do industries lead stock markets?" *Journal of Financial Economics* 83, 367–396.

- Inoue, A., Kilian, L. (2004). "In-sample or out-of-sample tests of predictability: which one should we use?" *Econometric Reviews* 23, 371–402.
- Jensen, M.C., Benington, G.A. (1970). "Random walks and technical theories: some additional evidence." *Journal of Finance* 25, 469–482.
- Kan, R., Zhou, G. (2007). "A new variance bound on the stochastic discount factor." *Journal of Business* 79, 941–961.
- Kelly, B., Pruitt, S. (2011). "The three-pass regression filter: a new approach to forecasting using many predictors." University of Chicago Booth School of Business Working Paper No. 11-19.
- Kelly, B., Pruitt, S. (2012). "Market expectations in the cross section of present values." University of Chicago Booth School of Business Working Paper No. 11-08.
- Kothari, S.P., Shanken, J. (1997). "Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: a time-series analysis." *Journal of Financial Economics* 44, 169–203.
- Lamont, O. (1998). "Earnings and expected returns." *Journal of Finance* 53, 1563–1587.
- Lamoureux, C.G., Zhou, G. (1996). "Temporary components of stock returns: what do the data tell us?" *Review of Financial Studies* 9, 1033–1059.
- Leitch, G., Tanner, J.E. (1991). "Economic forecast evaluation: profit versus the conventional error measures." *American Economic Review* 81, 580–590.
- Leroy, S. F., and W. R. Parke, (1990), "Stock Price Volatility: Tests based on the Geometric Random Walk", working paper, University of California at Santa Barbara.
- Lettau, Martin, and Sydney C. Ludvigson, (2001), Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns, *Journal of Finance* 56, 815–849.
- Lettau, M., Van Nieuwerburgh, S. (2008). "Reconciling the return predictability evidence." *Review of Financial Studies* 21, 1607–1652.
- Lewellen, J. (2004). "Predicting returns with financial ratios." *Journal of Financial Economics* 74, 209–235.
- Lo, A.W. (2004). "Reconciling efficient markets with behavioral finance: the adaptive markets hypothesis." *Journal of Investment Consulting* 7, 21–44.
- Ludvigson, S.C., Ng, S. (2007). "The empirical risk-return relation: a factor analysis approach." *Journal of Financial Economics* 83, 171–222.
- Malkiel, B.G. (1973). *A Random Walk Down Wall Street* (First Edition). Norton, New York.
- Markowitz, Harry, (1952) "Portfolio selection", *Journal of finance* 7, 71-91.

- Marquering, W., Verbeek, M. (2004). "The economic value of predicting stock index returns and volatility." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39, 407–429.
- McCracken, M.W. (2007). "Asymptotics for out of sample tests of Granger causality." *Journal of Econometrics* 140, 719–752.
- Neely, C.J., Rapach, D.E., Tu, J., Zhou, G. (2012). "Forecasting the equity risk premium: the role of technical indicators." Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 2010-008E.
- Nelson, C.R. (1976). "Inflation and the rates of return on common stock." *Journal of Finance* 31, 471–483.
- Pastor, L., Stambaugh, R.F. (2009). "Predictive systems: living with imperfect predictors." *Journal of Finance* 64, 1583–1628.
- Pastor, L., Stambaugh, R.F. (2012). "Are stocks really less volatile in the long run?" *Journal of Finance* 67, 431–478.
- Paye, B.S., Timmermann, A. (2006). "Instability of return prediction models." *Journal of Empirical Finance* 13, 274–315.
- Pesaran, M.H., Timmermann, A. (1995). "Predictability of stock returns: robustness and economic significance." *Journal of Finance* 50, 1201–1228.
- Pettenuzzo, D., Timmermann, A. (2011). "Predictability of stock returns and asset allocation under structural breaks." *Journal of Econometrics* 164, 60–78.
- Pontiff, J., Schall, L.D. (1998). "Book-to-market ratios as predictors of market returns." *Journal of Financial Economics* 49, 141–160.
- Poterba, J. M., and L. H. Summers, (1988), "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications", *Journal of Financial Economics*, 22, 27-59.
- Rangvid, J. (2006). "Output and expected returns." *Journal of Financial Economics* 81, 595–624.
- Rapach, D.E., Strauss, J.K., Zhou, G. (2010). "Out-of-sample equity premium prediction: combination forecasts and links to the real economy." *Review of Financial Studies* 23, 821–862.
- Rapach D and G. Zhou (2012) "Forecasting Stock Returns," *Handbook of Economic Forecasting*, Vol. 2, G. Elliott and A. Timmermann (Eds.), Amsterdam: Elsevier, forthcoming.
- Rapach, D.E., Wohar, M.E. (2006a). "Structural breaks and predictive regression models of aggregate U.S. stock returns." *Journal of Financial Econometrics* 4, 238–274.
- Ross, S.A. (2005). *Neoclassical Finance*. Princeton University Press, Princeton, N.J.

- Rozeff, M.S. (1984). "Dividend yields are equity risk premiums." *Journal of Portfolio Management* 11, 68–75.
- Santos, T., Veronesi, P. (2006). "Labor income and predictable stock returns." *Review of Financial Studies* 19, 1–44.
- Shiller, R. J., (1989), *Market Volatility*, MIT Press, Cambridge.
- Stambaugh, R.F. (1986). "Biases in regressions with lagged stochastic regressors." University of Chicago Graduate School of Business Working Paper No. 156.
- Stambaugh, R.F. (1999). "Predictive regressions." *Journal of Financial Economics* 54, 375–421.
- Stock, J.H., Watson, M.W. (2004). "Combination forecasts of output growth in a seven-country data set." *Journal of Forecasting* 23, 405–430.
- Timmermann, A. (2006). "Forecast combinations." In: Elliott, G., Granger, C.W.J., Timmermann, A. (Eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, vol. 1. Elsevier, Amsterdam.
- Timmermann, A. (2008). "Elusive return predictability." *International Journal of Forecasting* 24, 1–18.
- Timmermann, A., Granger, C.W.J. (2004). "Efficient market hypothesis and forecasting." *International Journal of Forecasting* 20, 15–27.
- Torous, W., Valkanov, R., Yan, S. (2005). "On predicting stock returns with nearly integrated explanatory variables." *Journal of Business* 77, 937–966
- Tu, J., Zhou, G. (2004). "Data-generating process uncertainty: what difference does it make in portfolio decisions?" *Journal of Financial Economics* 72, 385–421.
- West, K.D. (1996). "Asymptotic inference about predictive ability." *Econometrica* 64, 1067–1084.
- Zhou, G. (2010). "How much stock return predictability can we expect from an asset pricing model?" *Economics Letters* 108, 184–186

Παράρτημα

Πρόγραμμα recursive παλινδρόμησης:

```
'in-sample obs
```

```
!s=300
```

```
'out-of-sample obs
```

```
!u=60
```

```
'benchmark model forecast
```

```
for !j=1 to 11
```

```
series r_bench_!j
```

```
for li=1 to !u
```

```
smpl @first @first+!s-1+li-1
```

```
equation eq{!j}.ls y_!j c
```

```
r_bench_!j(!s+li)=eq{!j}.c(1)
```

```
next
```

```
next
```

```
smpl @all
```

```
'forecasts based on predictors
```

```
for !j=1 to 11
```

```
series r_!j
```

```
matrix(11,371) r
```

```
for li=1 to !u
```

```
smpl @first @first+!s-1+li-1
```

```
equation eq{!j}.ls y_!j c x_!j(-1)
```

```
r_!j(!s+li)=eq{!j}.c(1)+eq{!j}.c(2)*x_!j(!s+li-1)
```

```
r(!j,li)=r_!j(!s+li)
```

```
next
```

```
smpl @all
```

```
next
```

Πρόγραμμα rolling παλινδρόμησης:

```
'in-sample obs
ls=60
'out-of-sample obs
lu=300

'benchmark model forecast
for lj=1 to 11
series r_bench_lj
  for li=1 to lu
    smpl @first+li-1 @first+ls-1+li-1
    equation eq{lj}.ls y_lj c
    r_bench_lj(!s+li)=eq{lj}.c(1)
  next
next

smpl @all
```

'forecasts based on predictors

```
for lj=1 to 11
series r_lj
matrix(11,371) r
  for li=1 to lu
    smpl @first+li-1 @first+ls-1+li-1
    equation eq{lj}.ls y_lj c x_lj(-1)
    r_lj(!s+li)=eq{lj}.c(1)+eq{lj}.c(2)*x_lj(!s+li-1)
    r(lj,li)=r_lj(!s+li)
  next
smpl @all
next
```

Πρόγραμμα για τον έλεγχο των Clark & West (2007):

```
for li=1 to 11
series dyy_li=(y_li-r_bench_li)^2
scalar mse_li=@mean(dyy_li)
next
```

```
vector(11) R2
for li=1 to 11
series dy_li=(y_li-r_li)^2
series dif_li=(r_bench_li-r_li)^2
scalar msfe_li=@mean(dy_li)
R2(li)=(1-(msfe_li/mse_li))*100
Next
```

```
vector(11) cw
for li=1 to 11
```



```

series cw_li=dyy_li-dy_li+dif_li
equation eq_li.ls cw_li c
cw(li)=@tstats(1)
next

```

Πρόγραμμα Asset Allocation:

'MEAN-VARIANCE INVESTOR

'forecast horizon

lc=1

'observations of the initial estimating sample

ls=300

'out-of-sample

lu=60

'gamma parameter

!gamma=3

'CONSTRAINTS IN THE WEIGHTS? 0=NO, 1=YES

!weight_con=1

!weight_min=0

!weight_max=1.5

'AR construction series

series r_12= r_bench_1

series r_13= r_bench_2

series r_14= r_bench_3

series r_15= r_bench_4

series r_16= r_bench_5

series r_17= r_bench_6

series r_18= r_bench_7

series r_19= r_bench_8

series r_20= r_bench_9

series r_21= r_bench_10

series r_22= r_bench_11

tic

```

for lj=1 to 22

```

```

series portfolio_lj

```

```

series weight_lj

```

```

series variance_lj

```

```

    for lt=1 to lu

```

```

        smpl @first+ls+!t-lc-59 @first+ls+!t-lc

```

```

            if lj<12 then

```

```

                variance_lj(lt)=@var(y_lj)

```

```

                weight_lj(lt)=(1/!gamma)*(1/variance_lj(lt))*(r_lj(!s+!t)-rf_lj(!s+!t))

```

```

            endif

```

```

            if lj>=12 then

```

```

                !k=lj-11

```

```

                variance_lj(lt)=@var(y_!k)

```

```

weight_lj(!t)=(1/!gamma)*(1/variance_lj(!t))*(r_lj(!s+!t)-rf_!k(!s+!t))
endif

if !weight_con=1 then

    if weight_lj(!t)!weight_max then
    weight_lj(!t)=!weight_max
    endif
    if weight_lj(!t)!weight_min then
    weight_lj(!t)=!weight_min
    endif

endif

if lj<12 then
portfolio_lj(!t)=(1-weight_lj(!t))*rf_lj(!s+!t)+weight_lj(!t)*y_lj(!s+!t)
endif
if lj>=12 then
!k=!j-11
portfolio_lj(!t)=(1-weight_lj(!t))*rf_!k(!s+!t)+weight_lj(!t)*y_!k(!s+!t)
endif

next

next

smpl @all

matrix (22,1) aa_ave_port
matrix (22,1) aa_ave_ut

```