

3. ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΩΝ ΣΧΕΣΕΩΝ ΜΕΤΑΞΥ ΤΗΣ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ ΚΑΙ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΟΛΩΝ ΤΩΝ ΠΡΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΤΙΜΩΝ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΜΕΣΩ ΠΡΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΑΠΟΔΕΙΞΕΩΝ ΑΠΟ ΤΙΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΕΣ ΤΩΝ G-7 ΧΩΡΩΝ

3.1 Εισαγωγή

Η άνοδος της κεφαλαιοποίησης στις ανεπτυγμένες χώρες υπογραμμίζει τη σημασία της σχέσης ανάμεσα στο Χρηματοοικονομικό τομέα και στα πραγματικά μακροοικονομικά σύνολα. Οι χρηματοοικονομικές συνθήκες των επενδυτικών αποταμιευτικών αποφάσεων έχουν άμεση σχέση με τα κέρδη και τις επιχειρηματικές συνθήκες, οι οποίες καθρεφτίζονται στις τιμές των μετοχών. Επομένως κάθε προσπάθεια διερεύνησης της αλληλεπίδρασης της συμπεριφοράς της πραγματικής οικονομίας, με παρατηρούμενα πρότυπα στις τιμές των μετοχών, θα πρέπει να λάβει υπ' όψιν τους βασικούς παράγοντες οι οποίοι επηρεάζουν τις επενδυτικές αποφάσεις του Χρηματοοικονομικού τομέα και τις παραγωγικές αποφάσεις στον τομέα της οικονομίας. Οι αλληλεπιδράσεις αυτών των τομέων, επισημάνθηκαν αρχικά από τους [Brainard & Tobin \(1968\)](#) οι οποίοι έδειξαν ότι ο κύριος σχηματισμός προκαλείται όταν το νέο κεφάλαιο αγοραστικών αξιών είναι υψηλότερο από το κόστος αντικατάστασής του.

Ο [Goldsmith \(1969\)](#) ήταν ο πρώτος ο οποίος επισήμανε τη θετική συσχέτιση ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και την οικονομική ανάπτυξη. Ο [Bosworth \(1975\)](#) παρατήρησε παρόμοιους συσχετίσεις στην αγορά μετοχών και την πραγματική οικονομία όπου οι μεταβολές στις ονομαστικές αποδόσεις των μετοχών προηγούνται των μεταβολών στην παραγωγή. Συνεπώς η εμπειρισταωμένη μελέτη των [Barro](#)

(1990), Fama (1981, 1990), & Schwert (1990) επιβεβαίωσε ότι οι πραγματικές αποδόσεις των μετοχών είναι σημαντικά συσχετισμένες με τη μελλοντική πραγματική δραστηριότητα.

Σε αυτή, λοιπόν, τη μελέτη προσπαθούμε να εγκαταστήσουμε μια διμεταβλητή εμπειρική σύνδεση ανάμεσα στις αποδόσεις των τιμών των μετοχών και της οικονομικής ανάπτυξης. Στο επόμενο τμήμα αναπτύσσουμε ένα απλό θεωρητικό πρότυπο το οποίο ακολουθεί ο [Tumovsky \(1995\)](#) και στο οποίο λαμβάνει χώρα ο μηχανισμός σύνδεσης των τιμών των μετοχών και η αύξηση της παραγωγής. Η αύξηση της παραγωγής. Βάση του μοντέλου αυτού παρατηρείται θετική συσχέτιση ανάμεσα στις τιμές των μετοχών και τη μελλοντική οικονομική ανάπτυξη, επερχόμενη από τη γνωστή σύνδεση μεταξύ της προσδοκώμενης οικονομικής ανάπτυξης και της τρέχουσας τιμής του κεφαλαίου. Επιπρόσθετα, βάση του μοντέλου υπάρχει αρνητική συσχέτιση ανάμεσα σε αύξηση της παραγωγής και τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών.

Βάση αυτής της θεωρητικής εργασίας, παράγουμε μια διμεταβλητή προδιαγραφή η οποία οδηγεί στο εμπειρικό μέρος του υπόλοιπου κειμένου. Προσπαθούμε, λοιπόν, να αξιολογήσουμε τις εμπειρικές αλληλεπιδράσεις βάση του [Vector Autoregression \(VAR\)](#) στρατηγικού μοντέλου ως γενική προσέγγιση της θεωρητικής αυτής προδιαγραφής. Επεξεργαζόμαστε στοιχεία των **G – 7** οικονομιών και μακροπρόθεσμα σύνολα δεδομένων των **Η.Π.Α.** προερχόμενα από τους [Blanchard, Rhee & Summers \(1993\)](#) και [Brainard, Shapiro & Shoven \(1991\)](#) τα οποία ερευνούν εάν υπάρχει σχέση μεταξύ αυτών των δύο βασικών μεταβλητών, όπως υπονοείτε από τα θεωρητικά αποτελέσματα του μοντέλου. Οι πραγματικές αποδόσεις των μετοχών είναι χρήσιμος

παράγοντας πρόβλεψης της παραγωγής των **G – 7** οικονομιών (με εξαίρεση την Ιταλία), ενώ η αύξηση της παραγωγής έχει δυσμενείς επιπτώσεις στις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών της **Μ.Βρετανίας** και των **Η.Π.Α.**

Επομένως τα στοιχεία από τη χρησιμοποίηση του **VAR** μοντέλου παριστάνουν το πλαίσιο στο οποίο δραστηριοποιούνται οι σημαντικές πτυχές της δυναμικής σχέσης ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και της οικονομικής ανάπτυξης, βελτιώνοντας σημαντικά τις προβλέψεις και των δύο μεταβλητών.

Η εργασία συνοψίζεται στους ακόλουθους τομείς οι οποίοι θα αναλυθούν επιμέρους.

Τομέας 3.2: Παρουσίαση στοιχείων του θεωρητικού μοντέλου το οποίο δείχνει τη σχέση των πραγματικών μεταβολών των τιμών των μετοχών και της οικονομικής ανάπτυξης.

Τομέας 3.3: Εμπειρική μεθοδολογία και επεξεργασία στοιχείων.

Τομέας 3.4: Παρουσίαση εμπειρικών αποτελεσμάτων για τις **G – 7** οικονομίες.

3.2 Παρουσίαση στοιχείων του θεωρητικού μοντέλου το οποίο δείχνει τη σχέση των πραγματικών μεταβολών των τιμών των μετοχών και της οικονομικής ανάπτυξης.

Υποθέτουμε ότι κάθε οικονομία αποτελείται από νοικοκυρία και επιχειρήσεις, όπου κάθε νοικοκυριό επιλέγει **κατανάλωση c** και **εργασία l** ούτως ώστε να μεγιστοποιήσει τη χρησιμοποίητά του.

$$\max_{c,l} \int_0^{\infty} e^{-\rho t} U(c, l) dt \quad (1)$$

ρ : rate of time preferences και ο προϋπολογισμός των νοικοκυριών είναι ισοδύναμος με

$$\dot{b} + c = wl + rh + D + sE \quad (2)$$

b : παριστάνει μετοχές των επιχειρήσεων με πραγματικό επιτόκιο r , w ποσοστό πραγματικών αμοιβών **D** πραγματικά μερίσματα, **E** αριθμός των μετοχών, s τιμές των μετοχών από την άποψη της παραγωγής. Οι όροι **w** & **r** παρίστανται ως ακολούθως:

$$w = -\frac{U_c}{U_l} \quad (3a)$$

$$r = i + \frac{\dot{s}}{s} \quad (3b)$$

$i = (D / sE)$ είναι μέρισμα με δικαίωμα αγοράς. Όσον αφορά την πλευρά της παραγωγής για την οικονομία των **G – 7** χωρών, ας υποτεθεί ότι υπάρχει τεράστιος αριθμός εταιρειών με τη λειτουργία παραγωγής της επιχείρησης **i** να δίδεται από τον ακόλουθο τύπο :

$$Y_i = Y(K_i, l_i) = AK_i^\alpha (hl_i)^{1-\alpha} \quad (4)$$

Y_i, K_i & l_i παριστάνουν την παραγωγή, το κεφάλαιο & την εργασία της εταιρείας **i**, **A** είναι μια σταθερά τεχνολογική παράμετρος με **A > 0**, καθώς **α** και **(1-α)** είναι οι σχετικές μετοχές ιδιωτικού κεφαλαίου και εργασίας αντίστοιχα. Η παράμετρος **h** παριστάνει το συνολικό μετοχικό κεφάλαιο της επιχείρησης **i**, ανά εργαζόμενο γεγονός το οποίο έχει ως ακολούθως **h = (K / I)**.

Το απειροστικό πρόβλημα της αντιπροσωπευτικής επιχείρησης **i** το οποίο είναι η μεγιστοποίηση των καθαρών εισροών της βάση του **h** παρίστατε ως εξής:

$$\max_I \int_0^\infty e^{-\int_0^t \theta^*(\tau) d\tau} \left\{ F(K_t, l_t) w_t l_t - \left[1 + \frac{\phi}{2} \left(\frac{l_t}{K_t} \right) \right] I_t \right\} dt \quad (5)$$

Βάση του (4) μετοχικός τύπος συσσώρευσης είναι **K_i = I_i – δK_i**, όπου **δ** ποσοστό υποτίμησης. Το κόστος επένδυσης δίνεται από τον τύπο **I [1 + (ϕ / 2) (I / K)]**, όπου **I**

ιδιωτική επένδυση και $\theta > 0$.

Η παράμετρος θ^* είναι το πραγματικό κόστος του κεφαλαίου, το οποίο είναι ανεξάρτητο από τις αποφάσεις παραγωγής της επιχείρησης σχετικά με την επένδυση και την εργασία.

Η επιχείρηση ως χρηματοοικονομική απόφαση έχει την ελαχιστοποίηση του πραγματικού κόστους του κεφαλαίου και τη βέλτιστη απόφαση για την παραγωγή. Επίσης, οι χρηματοοικονομικές αποφάσεις επηρεάζονται από τις αποφάσεις των νοικοκυριών όπως δείχνει η συνάρτηση (3b), όπου το πραγματικό κόστος του κεφαλαίου βελτιστοποιεί τις χρηματοοικονομικές αποφάσεις των επιχειρήσεων και είναι ίσο με το πραγματικό επιτόκιο $\theta^* = r$.

Οι πρώτοι όροι των παραπάνω συναρτήσεων, έπειτα από την αντικατάσταση της παραμέτρου h παρίστανται ως ακολούθως:

$$w = A(1 - \alpha) \left[\frac{K}{l} \right] \quad (6a)$$

$$\left(\frac{l}{K} \right) = \frac{q - 1}{\phi} \quad (6b)$$

$$\theta^* = \frac{q}{q} + \frac{A\alpha}{q} + \frac{(q - 1)^2}{2q\phi} - \delta \quad (6c)$$

$$\lim_{l \rightarrow \infty} (qe^{-\int_0^l \theta^*(\tau) d\tau} K) = 0 \quad (6d)$$

όπου q οριακή τιμή του κεφαλαίου. Όσον αφορά τα νοικοκυριά αποτελούν σύνολο λειτουργιών ζήτησης για την κατανάλωση, τα εταιρικά ομόλογα και την παροχή εργατικού δυναμικού στην παραγωγική διαδικασία. Οι επιχειρήσεις παρέχουν λειτουργία ανεφοδιασμού για τις ομολογίες τους μέσω του καθορισμού του πραγματικού κόστους του κεφαλαίου, και λειτουργίες ζήτησης για την εργασία και το κεφάλαιο. Η ισορροπία εμφανίζεται όταν είναι ίση η παροχή με τη ζήτηση στις

αγορές εργασίας, κεφαλαίου και ομολογιών. Οι βέλτιστες τιμές οι οποίες καθορίζονται από τους πρώτους όρους δίνουν την αγοραστική αξία της επιχείρησης στο βέλτιστο.

$$q = \frac{V^*}{K} \quad (7)$$

q δίνει την οριακή τιμή του κεφαλαίου, σαν αναλογία της αγοραστικής αξίας των σημαντικών τίτλων V^* στο υπάρχον μετοχικό κεφάλαιο, η οποία αντικατοπτρίζει ουσιαστικά την τιμή του χρηματιστηρίου. Ουσιαστικό ζήτημα που προκύπτει βάση αυτής της εκτίμησης είναι πόσο κλειστή είναι η μέση αξία του q στην παρατηρήσιμη μέση αξία του q η οποία μετριέται από τις πραγματικές τιμές των μετοχών. Ο

[Blanchard \(1993\)](#) ανέφερε για τη μεταβλητή q, η αξιολόγηση αγοράς του κεφαλαίου, βάση της ερευνάς του για την περίοδο 1900-1990 ότι λειτουργεί ως αγοραστική αξία των ομολογιών και των κοινών μετοχών (μεταβλητού επιτοκίου) σχετικά με το κόστος αντικατάστασης του κεφαλαίου.

Στη σύγχρονη περίοδο, λαμβάνοντας υπόψη τις χρηματοδοτικές αποφάσεις των επιχειρήσεων, το βέλτιστο μετοχικό κεφάλαιο της οικονομίας καθορίζεται βάση του τομέα της παραγωγής. Βάση της εξίσωσης (4) παρατηρούμε ότι η συνολική λειτουργία παραγωγής δίνεται από το $Y = AK$ και χρησιμοποιώντας τη συνολική κύρια συσσώρευση $K = I - \Delta k$, είναι δυνατό να δοθεί λύση στο ποσοστό μεταβολής της πραγματικής τιμής των μετοχών όπως διατυπώνετε στις ακόλουθες εξισώσεις

$$\frac{\dot{q}}{q} = -\frac{A\alpha}{q} - \frac{(\phi g_Y + \delta)^2}{2q} + (\theta^* + \delta) \quad (8a)$$

$$g_Y = \frac{(q - 1)}{\phi} - \delta \quad (8b)$$

Η σχέση ανάμεσα στις τιμές στήριξης της παραγωγής και τον πραγματικό δείκτη των μετοχών λαμβάνονται από τις τοποθετήσεις της εξίσωσης (8a) όπου:

$$\bar{q}|_{\dot{q}=0} = \frac{A\alpha}{(\theta^* + \delta)} + \frac{(\bar{g}_Y + \delta)^2}{2(\theta^* + \delta)} \quad (9)$$

Η ανάλυση των ανωτέρω εξισώσεων (8b) & (9) δείχνει ότι το ποσοστό αύξησης της παραγωγής και ο πραγματικός δείκτης τιμών των μετοχών συσχετίζονται θετικά: ένα υψηλότερο ποσοστό αύξησης της παραγωγής συνδέεται με μια υψηλότερη αξία των σημαντικών τίτλων σχετικά με το υπάρχον μετοχικό κεφάλαιο.

Είναι ενδιαφέρον να σημειωθεί ότι βάση της εξίσωσης (8a) οι πραγματικές αποδόσεις των μετοχών εξαρτώνται αρνητικά από το ποσοστό αύξησης της οικονομίας. Καθώς υπάρχει άνοδος της οικονομικής ανάπτυξης, η επόμενη άνοδος στο q και στην επένδυση αυξάνει τις δαπάνες ρύθμισης. Κατά συνέπεια, μετά από το αρχικό άλμα στις πραγματικές τιμές των μετοχών οι πραγματικές αποδόσεις των μετοχών μειώνονται ούτως ώστε να οδηγήσουν την οικονομία στην ισορροπία. Στην έκταση αυτή το πρότυπο δίνει μια νέα διάσταση στη δυναμική των τιμών των μετοχών έπειτα από μια μεταβολή στο σχέδιο αύξησης της οικονομίας. Μια άνοδος στην αύξηση της παραγωγής θεωρείται συνήθως ως σημάδι μελλοντικού πληθωρισμού, ο οποίος έχει αρνητικές επιπτώσεις στη μελλοντική άνοδο της οικονομικής ανάπτυξης και στις τιμές των μετοχών. Οι σχεδιαστές πολιτικής των επιχειρήσεων είναι δυνατό σε μια αύξηση των ποσοστών των επιτοκίων και, κατά συνέπεια, να μειώσουν τις μελλοντικές ροές μετρητών των επιχειρήσεων. Το πρότυπο, αυτό λοιπόν, προτείνει μια εναλλακτική διαδρομή μέσω της οποίας η οικονομική ανάπτυξη ασκεί επίδραση στις μελλοντικές αποδόσεις των τιμών των μετοχών: έπειτα από μια ώθηση στην παραγωγή, οι αυξανόμενες δαπάνες ρύθμισης μειώνουν την αρχική άνοδο

στις πραγματικές τιμές των τιμών των μετοχών. Η οικονομία καταλήγει με την υψηλότερη άνοδο της παραγωγής και τις πραγματικές τιμές των μετοχών.

Η κάτωθι ανάλυση δίνει έμφαση στις αλληλεπιδράσεις μεταξύ του ποσοστού αύξησης της οικονομίας και των πραγματικών μεταβολών των τιμών των μετοχών.

Στα επόμενα τμήματα προχωράμε να εξετάσου εμπειρικά αυτούς τους συνδέσμους στις σημαντικότερες βιομηχανικές χώρες.

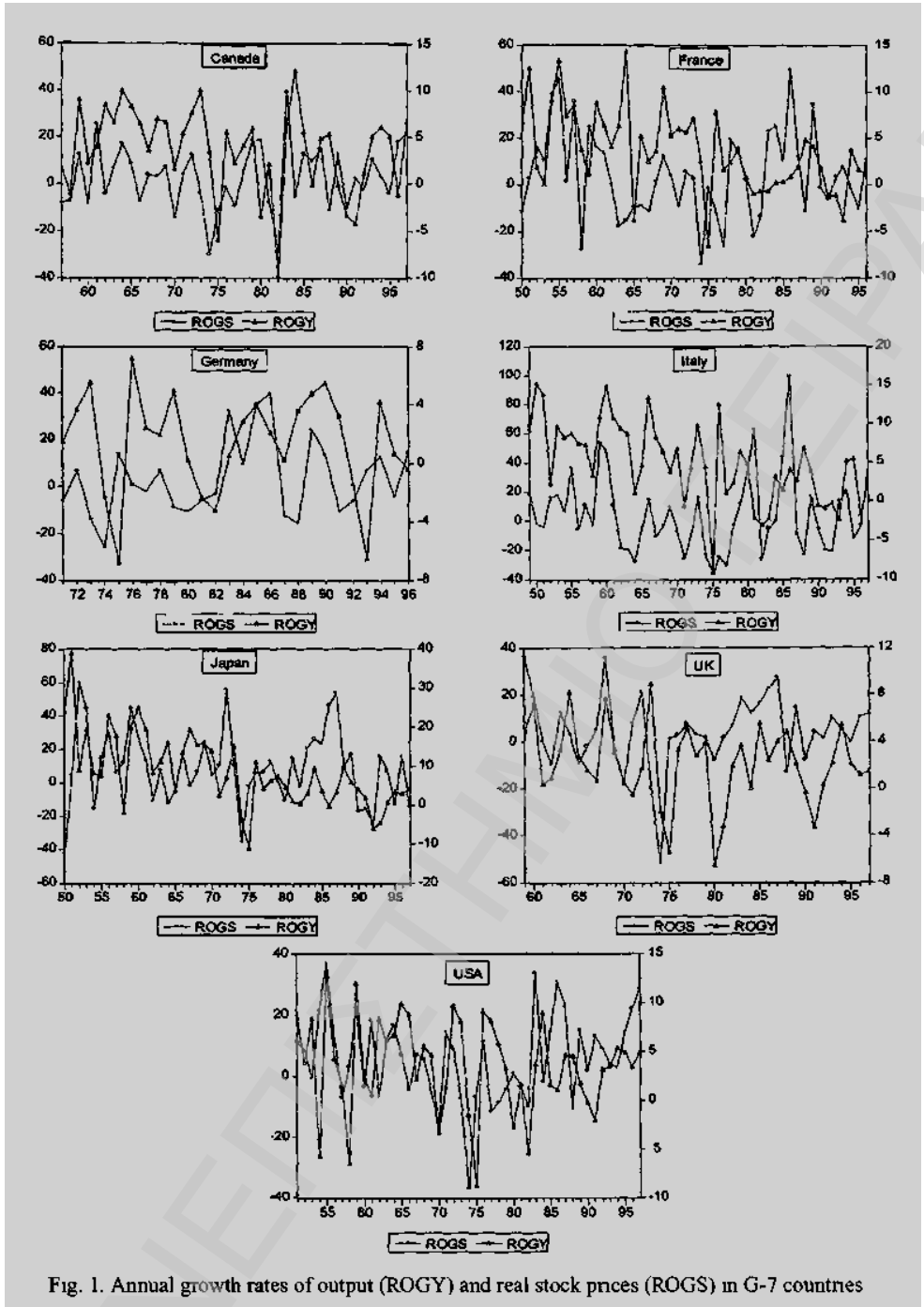


Fig. 1. Annual growth rates of output (ROGY) and real stock prices (ROGS) in G-7 countries

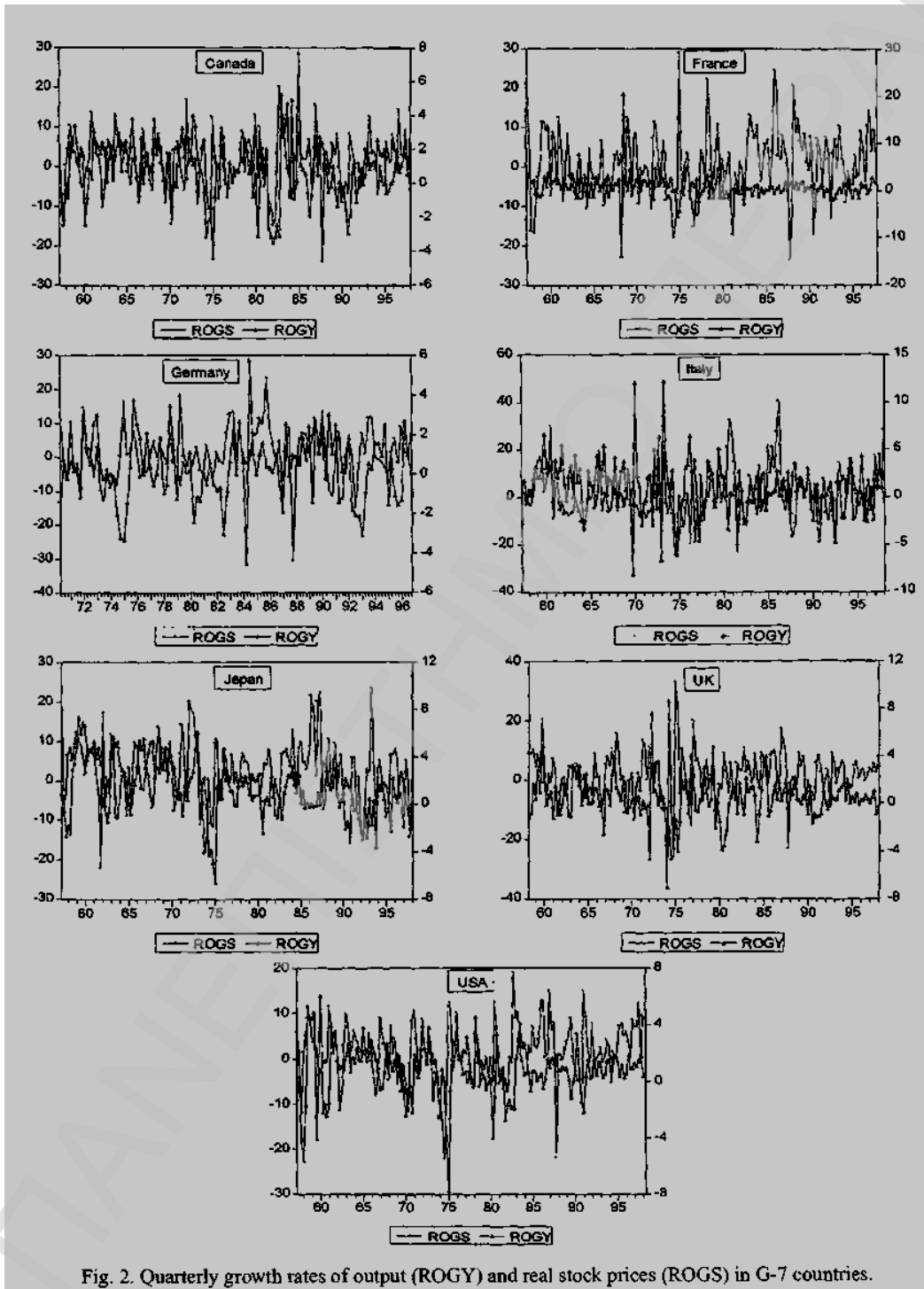


Fig. 2. Quarterly growth rates of output (ROGY) and real stock prices (ROGS) in G-7 countries.

3.3 Εμπειρική μεθοδολογία και περιγραφή στοιχείων

Για να ερευνήσουμε την εμπειρική σχέση ανάμεσα στην παραγωγή και στις μεταβολές των τιμών των μετοχών υπολογίζουμε το διμεταβλητό μοντέλο VARs της απόδοσης παραγωγής και τις πραγματικές αποδόσεις των μετοχών για τις G-7 χώρες. Βάση του τύπου $Z_t = [ROGS_t, ROGY_t]$, όπου ROGS & ROGY προσδιορίζουν τις μεταβολές των πραγματικών τιμών των μετοχών και την ανάπτυξη της βιομηχανικής παραγωγής, το VARs έχει την ακόλουθη μορφή

$$Z_t A_0 + \sum_{i=1}^k A_i Z_{t-i} + u_t \quad (10)$$

Table 1
VAR results and misspecification tests Canada

Dependent variable	Industrial production growth rate	Real stock returns
(A) Annual data (sample period 1957–1997)		
Industrial production growth rate (–1)	0.072 (0.162)	–0.650 (0.508)
Real stock returns (–1)	0.111 (0.054)	–0.073 (0.171)
Constant	3.204 (0.898)	5.594 (2.814)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	1.525 (0.232)	0.404 (0.671)
Normality chi-square	5.823 (0.054)	0.780 (0.677)
Heteroscedasticity	0.726 (0.580)	1.000 (0.422)
ARCH test	0.397 (0.533)	1.783 (0.190)
Functional form	0.795 (0.562)	0.813 (0.550)
(B) Quarterly data (sample period 1957:2–1998:1)		
Industrial production growth rate (–1)	0.216 (0.073)	0.002 (0.317)
Industrial production growth rate (–2)	0.171 (0.070)	–0.351 (0.303)
Real stock returns (–1)	0.060 (0.017)	0.292 (0.076)
Real stock returns (–2)	0.050 (0.018)	–0.004 (0.079)
Constant	0.428 (0.134)	1.058 (0.584)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	0.840 (0.523)	0.542 (0.744)
Normality chi-square	5.034 (0.081)	2.288 (0.312)
Heteroscedasticity	1.519 (0.155)	2.696 (0.082)
ARCH test	1.025 (0.397)	0.842 (0.508)
Functional form	2.004 (0.021)	1.718 (0.058)

Notes: Results are from a Vector Autoregression estimated by OLS. Standard errors are in parentheses next to the estimated coefficients.

όπου A_0 είναι ένα 2×1 διάνυσμα σταθερών, A_i είναι 2×2 μήτρες των συντελεστών και

u_t είναι ένα 2×1 διάνυσμα υπολοίπων με $E(u_t) = 0$, $E(u_t u'_s) = 0$ για κάθε t διάφορο του s , $E(u_t u'_s) = \Omega$, για κάθε $t=s$ και το Ω ορίζεται ως μία θετική συμμετρική μήτρα. Αυτό υπονοεί ότι οι καινοτομίες στο ποσοστό αύξησης της βιομηχανικής παραγωγής δεν έχουν επιπτώσεις συγχρόνως στις καινοτομίες του ποσοστού αύξησης των πραγματικών τιμών των μετοχών. Ισοδύναμα, αυτό υπονοεί ότι οι κλονισμοί στον πραγματικό τομέα της οικονομίας δεν είναι αμέσως αισθητοί από τις χρηματιστηριακές αγορές, αλλά οι κλονισμοί στις πραγματικές αποδόσεις των μετοχών είναι αισθητοί τόσο από τους πραγματικούς όσο και από τους χρηματιστηριακούς τομείς.

Για να κατανοηθεί η εμπειρική συσχέτιση οικονομικής ανάπτυξης και αξιολόγησης της αγοράς κεφαλαίου χρησιμοποιούμε τα υπάρχοντα μέτρα της παραγωγής και υπολογίζουμε τις πραγματικές τιμές των μετοχών για τις **G – 7** χώρες χρησιμοποιώντας στοιχεία της International Financial Statistics, έκδοση Ιανουαρίου 1999. Ως πληρεξούσιο για την άνοδο της παραγωγής χρησιμοποιήσαμε για όλες τις χώρες το δείκτη βιομηχανικής παραγωγής, εποχιακά ρυθμισμένος. Οι πραγματικές τιμές των μετοχών υπολογίζονται με τη διαίρεση των ονομαστικών τιμών των μετοχών με το σχετικό δείκτη τιμών. Όσον αφορά τον Καναδά χρησιμοποιούμε τις τιμές των μετοχών του χρηματιστηρίου του Τορόντο και το συνολικός βιομηχανικός δείκτης τιμών πώλησης. Ως προς τις υπόλοιπες χώρες χρησιμοποιούμε τις αναφερόμενες τιμές μεριδίων οι οποίες ξεφουσκώνουν από το δείκτη τιμών διάθεσης της κατανάλωσης για τη **Γαλλία** και την **Ιταλία**, το δείκτη βιομηχανικού χονδρικού εμπορίου για τη **Γερμανία** και την **Ιαπωνία**, το βιομηχανικό δείκτη τιμών παραγωγής για το **Ηνωμένο Βασίλειο** και το βιομηχανικό δείκτη τιμών των αγαθών για τις

H.II.A.

Dependent variable	Industrial production growth rate	Real stock returns
(A) Annual data (sample period 1950–1996)		
Industrial production growth rate (–1)	0.185 (0.147)	–0.406 (0.644)
Real stock returns (–1)	0.048 (0.034)	0.165 (0.151)
Constant	2.683 (0.838)	5.345 (3.676)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	0.618 (0.544)	0.207 (0.814)
Normality chi-square	2.466 (0.291)	1.059 (0.589)
Heteroscedasticity	1.068 (0.385)	0.177 (0.949)
ARCH test	1.846 (0.182)	0.001 (0.976)
Functional form	1.598 (0.185)	0.288 (0.916)
(B) Quarterly data (sample period 1957.2–1997.4)		
Industrial production growth rate (–1)	0.097 (0.054)	–0.238 (0.279)
Industrial production growth rate (–2)	0.052 (0.048)	–0.038 (0.247)
Industrial production growth rate (–3)	0.125 (0.046)	–0.348 (0.240)
Real stock returns (–1)	0.022 (0.014)	0.326 (0.074)
Real stock returns (–2)	0.010 (0.015)	–0.120 (0.077)
Real stock returns (–3)	0.017 (0.014)	0.170 (0.074)
Constant	0.472 (0.141)	0.909 (0.726)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	1.539 (0.181)	2.066 (0.073)
Normality chi-square	4.820 (0.090)	3.745 (0.154)
Heteroscedasticity	0.988 (0.464)	0.715 (0.735)
ARCH test	1.510 (0.202)	0.286 (0.887)
Functional form	1.093 (0.360)	0.696 (0.861)

3.4 Εμπειρικά αποτελέσματα

Σε αυτόν τον τομέα προχωράμε να παρουσιάσουμε τις εκτιμήσεις από το μοντέλο VARs αποτελούμενο από την άνοδο της παραγωγής και τις αποδόσεις των μετοχών. Επίσης παρουσιάζουμε τα ποσοστά άνοδου της παραγωγής (βάση του ROGY) και των πραγματικών τιμών των μετοχών (βάση του ROGS) όπως απεικονίζονται στα σχήματα 1 & 2 για τα ετήσια και τριμηνιαία σύνολα δεδομένων. Στις συχνότητες αυτές οι μεταβλητές εμφανίζονται να συσχετίζονται σε υψηλό βαθμό, έτσι συνεχίζουμε την περιγραφή των εμπειρικών εκτιμήσεων βάση του VARs.

Table 3
VAR results and misspecification tests: Germany

Dependent variable	Industrial production growth rate	Real stock returns
(A) Annual data (sample period: 1971–1996)		
Industrial production growth rate (–1)	0.049 (0.192)	–1.135 (0.949)
Real stock returns (–1)	0.097 (0.042)	0.190 (0.205)
Constant	0.099 (0.740)	5.085 (3.652)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	0.868 (0.435)	1.416 (0.266)
Normality chi-square	0.527 (0.768)	3.624 (0.163)
Heteroscedasticity	1.641 (0.210)	0.632 (0.647)
ARCH test	0.007 (0.936)	3.230 (0.087)
Functional form	1.237 (0.337)	0.476 (0.789)
(B) Quarterly data (sample period: 1970.2–1996.4)		
Industrial production growth rate (–1)	0.231 (0.091)	–0.087 (0.394)
Industrial production growth rate (–2)	0.068 (0.088)	–0.896 (0.380)
Real stock returns (–1)	–0.006 (0.020)	0.245 (0.089)
Real stock returns (–2)	0.051 (0.020)	–0.043 (0.087)
Constant	0.187 (0.158)	1.408 (0.682)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	1.488 (0.201)	1.564 (0.178)
Normality chi-square	2.716 (0.257)	2.586 (0.274)
Heteroscedasticity	1.155 (0.335)	0.434 (0.897)
ARCH test	0.806 (0.524)	0.243 (0.913)
Functional form	0.678 (0.789)	0.341 (0.986)

3.4.1 Αποτίμηση αποτελεσμάτων των G – 7 χωρών

Σε αυτό τον τομέα παρουσιάζουμε τα εμπειρικά αποτελέσματα από το VARs των G – 7 χωρών. Η επιλογή του μήκους καθυστερήσεων βασίστηκε σε ένα κατώτατο σημείο στρατηγικής, με έναρξη από 5 καθυστερήσεις για τα ετήσια στοιχεία και 12 καθυστερήσεις για τα τετραμηνιαία στοιχεία. Διεξαγάγαμε επίσης μια σειρά από τεστ τμηματικών συσχετισμών, κανονικότητας, ετεροσκεδαστικότητας και λειτουργικών δομών. Όλα τα συστήματα φαίνονται να καλά προσδιορισμένα και οι συντελεστές εισάγονται στις περισσότερες περιπτώσεις με σωστά και σαφή σημάδια. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στους πίνακες 1-7 για τις επτά χώρες αντίστοιχα. Όλες οι ετήσιες VAR υπολογίζονται με μία καθυστέρηση, εκτός από την **Ιταλία** όπου δύο καθυστερήσεις παρατηρήθηκαν ως σημαντικές. Οι πραγματικές αποδόσεις των

μετοχών εισάγονται στην εξίσωση της ανάπτυξης με ένα θετικό πρόσημο για τις πέντε μεγαλύτερες οικονομίες, δηλαδή τον **Καναδά**, τη **Γερμανία**, την **Ιαπωνία**, τη **Μεγάλη Βρετανία** και τις **Η.Π.Α.** Για τη **Γαλλία** ο συντελεστής είναι θετικός, αλλά στατιστικά ασήμαντος και οι δύο συντελεστές για την Ιταλία είναι με αντίθετο πρόσημο και στατιστικά ασήμαντοι. Οι αποδείξεις αυτές υποστηρίζουν τα παλιότερα ευρήματα για την παλινδρόμηση του **Kaul (1987)** για τον **Καναδά**, την **Γερμανία**, την **Μεγάλη Βρετανία** και τις **Η.Π.Α.** και επεκτείνουν αυτά των **Fama (1990)** και **Schwert (1990)**. Οι θετικοί συντελεστές για τις **Η.Π.Α.** στα πλαίσια της **VAR** μεθοδολογίας

Dependent variable	Industrial production growth rate	Real stock returns
(A) Annual data (sample period 1949–1997)		
Industrial production growth rate (–1)	0.249 (0.151)	–0.381 (0.808)
Industrial production growth rate (–2)	0.122 (0.152)	0.233 (0.815)
Real stock returns (–1)	0.021 (0.029)	0.383 (0.156)
Real stock returns (–2)	–0.020 (0.029)	–0.244 (0.156)
Constant	2.787 (1.131)	4.351 (6.071)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	2.133 (0.132)	0.072 (0.931)
Normality chi-square	2.388 (0.303)	4.584 (0.101)
Heteroscedasticity	0.787 (0.617)	1.501 (0.195)
ARCH test	3.383 (0.073)	3.781 (0.059)
Functional form	0.847 (0.618)	1.161 (0.356)
(B) Quarterly data (sample period 1957:2–1998:1)		
Industrial production growth rate (–1)	0.189 (0.072)	–0.463 (0.323)
Industrial production growth rate (–2)	0.075 (0.067)	–0.261 (0.303)
Real stock returns (–1)	0.021 (0.018)	0.336 (0.082)
Real stock returns (–2)	–0.001 (0.018)	0.159 (0.083)
Constant	0.662 (0.203)	1.022 (0.917)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	0.348 (0.883)	1.674 (0.144)
Normality chi-square	1.476 (0.478)	5.284 (0.071)
Heteroscedasticity	1.578 (0.136)	2.762 (0.007)
ARCH test	0.353 (0.841)	2.048 (0.091)
Functional form	1.632 (0.078)	1.802 (0.044)

Table 5
VAR results and misspecification tests Japan

Dependent variable	Industrial production growth rate	Real stock returns
(A) Annual data (sample period 1957–1997)		
Industrial production growth rate (–1)	0.311 (0.135)	–0.590 (0.394)
Real stock returns (–1)	0.162 (0.055)	0.367 (0.160)
Constant	2.951 (1.408)	9.499 (4.099)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	2.484 (0.098)	1.773 (0.185)
Normality chi-square	0.976 (0.614)	0.016 (0.992)
Heteroscedasticity	0.951 (0.448)	1.160 (0.347)
ARCH test	4.577 (0.039)	0.503 (0.483)
Functional form	0.760 (0.586)	0.899 (0.494)
(B) Quarterly data (sample period 1958:2–1998:1)		
Industrial production growth rate (–1)	0.597 (0.077)	–0.105 (0.401)
Industrial production growth rate (–2)	0.166 (0.085)	0.094 (0.444)
Industrial production growth rate (–3)	–0.030 (0.073)	–0.443 (0.379)
Real stock returns (–1)	0.046 (0.016)	0.355 (0.081)
Real stock returns (–2)	0.026 (0.017)	–0.085 (0.089)
Real stock returns (–3)	0.030 (0.016)	0.155 (0.085)
Constant	0.157 (0.158)	1.777 (0.821)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	1.535 (0.182)	0.391 (0.855)
Normality chi-square	3.130 (0.209)	3.280 (0.194)
Heteroscedasticity	1.180 (0.303)	1.196 (0.292)
ARCH test	0.459 (0.766)	2.093 (0.085)
Functional form	1.328 (0.151)	1.023 (0.444)

υποστηρίζεται από τον Lee (1992) που χρησιμοποιεί ένα σύστημα τεσσάρων μεταβλητών που επίσης περιλαμβάνει τα πραγματικά επίπεδα επιτοκίων και τον πληθωρισμό και αναφέρει ότι μία αύξηση στις πραγματικές αποδόσεις των μετοχών στις Η.Π.Α. σημαίνει μία αυξητική κίνηση στην ανάπτυξη της βιομηχανικής παραγωγής. Στις εκτιμήσεις μας ο συντελεστής των επιβραδυμένων αποδόσεων των μετοχών παίρνει την μεγαλύτερη τιμή (0.19) στην εξίσωση των Η.Π.Α. και ακολουθούν αυτές της Ιαπωνίας (0.16) και της Μεγάλης Βρετανίας (0.12).

Table 6
VAR results and misspecification tests United Kingdom

Dependent variable	Industrial production growth rate	Real stock returns
(A) Annual data (sample period 1960–1997)		
Industrial production growth rate (–1)	–0.032 (0.145)	–1.747 (0.717)
Real stock returns (–1)	0.124 (0.033)	0.260 (0.162)
Constant	1.548 (0.552)	6.084 (2.738)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	0.286 (0.753)	0.146 (0.865)
Normality chi-square	3.626 (0.163)	2.286 (0.319)
Heteroscedasticity	0.195 (0.939)	0.766 (0.556)
ARCH test	0.038 (0.846)	1.856 (0.183)
Functional form	0.193 (0.963)	7.051 (0.000)
(B) Quarterly data (sample period 1959:1–1998:1)		
Industrial production growth rate (–1)	0.204 (0.066)	–0.906 (0.316)
Industrial production growth rate (–2)	0.040 (0.059)	–0.164 (0.282)
Industrial production growth rate (–3)	0.047 (0.063)	0.133 (0.300)
Real stock returns (–1)	0.020 (0.015)	0.426 (0.072)
Real stock returns (–2)	0.027 (0.015)	–0.054 (0.070)
Real stock returns (–3)	0.053 (0.014)	0.199 (0.069)
Constant	0.167 (0.131)	0.854 (0.624)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	0.907 (0.478)	0.706 (0.620)
Normality chi-square	7.620 (0.022)	2.420 (0.298)
Heteroscedasticity	0.636 (0.808)	0.619 (0.823)
ARCH test	0.582 (0.676)	1.870 (0.119)
Functional form	0.656 (0.897)	0.598 (0.938)

Είναι σημαντικό να σημειώσουμε ότι όλοι οι συντελεστές της ανάπτυξης εισάγονται στις εξισώσεις των πραγματικών αποδόσεων των μετοχών με αρνητικό πρόσημο, όπως προβλέφθηκε από το θεωρητικό μοντέλο που παρουσιάστηκε παραπάνω, ωστόσο είναι στατιστικά σημαντικοί μόνο για τα εκτιμώμενα μοντέλα της **Μεγάλης Βρετανίας** και των **Η.Π.Α.** Όσο γνωρίζουμε, αυτή είναι η πρώτη εμπειρική τεκμηρίωση σε ένα μεγάλο πεδίο αναπτυγμένων χωρών, καθώς πρόσφατα ευρήματα των [McQueen - Roley \(1993\)](#) & [Park \(1997\)](#) αναφέρουν αρνητική σχέση ανάμεσα στην παραγωγή και στις μελλοντικές αποδόσεις, επικεντρωμένοι μόνο στη περίπτωση των **Η.Π.Α.** Τα στοιχεία που έχουμε βρει εδώ μπορεί να είναι αποτέλεσμα μίας μεταβολής στην νομισματική πολιτική μετά από μία αύξηση στο επίπεδο ανάπτυξης. Αυτή η αντίδραση λειτουργεί ως

αντιπληθωριστική πολιτική αυξάνοντας το κόστος κεφαλαίου σχετικά στις αναμενόμενες ταμειακές ροές και προκαλώντας μεταβολές στις μελλοντικές πραγματικές αποδόσεις.

Table 7
VAR results and misspecification tests United States

Dependent variable	Industrial production growth rate	Real stock returns
(A) Annual data (sample period 1951–1997)		
Industrial production growth rate (–1)	–0 169 (0 131)	–1 242 (0 412)
Real stock returns (–1)	0 186 (0 046)	0 271 (0 144)
Constant	3 063 (0 787)	8 922 (2 473)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	0 900 (0 414)	0 568 (0 571)
Normality chi-square	2 267 (0 322)	0 394 (0 821)
Heteroscedasticity	1 019 (0 410)	0 130 (0 970)
ARCH test	0 479 (0 493)	0 034 (0 855)
Functional form	0 926 (0 475)	0 571 (0 722)
(B) Quarterly data (sample period 1960 4–1998 2)		
Industrial production growth rate (–1)	0 425 (0 072)	–0 827 (0 386)
Industrial production growth rate (–2)	–0 142 (0 074)	–0 062 (0 402)
Industrial production growth rate (–3)	0 243 (0 075)	–0 051 (0 402)
Industrial production growth rate (–4)	–0 129 (0 066)	–0 515 (0 358)
Real stock returns (–1)	0 065 (0 014)	0 394 (0 077)
Real stock returns (–2)	0 008 (0 016)	0 010 (0 088)
Real stock returns (–3)	0 047 (0 016)	0 062 (0 088)
Real stock returns (–4)	–0 020 (0 016)	0 149 (0 086)
Constant	0 427 (0 117)	1 848 (0 629)
Misspecification tests (significance level in parentheses)		
LM test for serial correlation	2 420 (0 039)	0 418 (0 835)
Normality chi-square	0 812 (0 666)	3 287 (0 193)
Heteroscedasticity	0 830 (0 650)	1 172 (0 301)
ARCH test	1 327 (0 263)	0 565 (0 689)
Functional form	0 655 (0 939)	1 351 (0 116)

4. ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΚΑΙ ΠΡΑΓΜΑΤΙΚΗ ΔΡΑΣΤΗΡΙΟΤΗΤΑ ΣΤΙΣ G-7 ΧΩΡΕΣ: ΜΕΤΑΒΛΗΘΗΚΕ Η ΣΧΕΣΗ ΤΟΥΣ ΚΑΤΑ ΤΗ ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΤΗΣ ΔΕΚΑΕΤΙΑΣ ΤΟΥ 80’;

4.1 Εισαγωγή

Κατά τη διάρκεια των δεκαετιών του 80’ και του 90’ οι χρηματιστηριακές αγορές αυξήθηκαν ραγδαία τόσο στις **Η.Π.Α.** όσο και σε πολλές ευρωπαϊκές χώρες, ενώ στην Ιαπωνία υπήρχε ισχυρή αύξηση μέχρι την δεκαετία του 90’. Ένας αριθμός θεμελιωδών εξηγήσεων δόθηκαν για την εξήγηση των πρόσφατων αυξήσεων στις χρηματιστηριακές αγορές, αλλά πολλοί συγγραφείς επιχειρηματολόγησαν ότι οι πρόσφατες κινήσεις των τιμών των μετοχών δεν μπορούν να εξηγηθούν από θεμελιακούς παράγοντες και ότι είναι το αποτέλεσμα παράλογης υπεραφθονίας ή κερδοσκοπικών φυσαλίδων (φουσκών) (Binswanger 1999, Shiller 2000).

Επανειλημμένες μέθοδοι έχουν προταθεί για να ερευνηθούν αν οι πρόσφατες κινήσεις τιμών μετοχών έχουν πράγματι κυριαρχηθεί από θεμελιακούς παράγοντες. Μια πιθανή προσέγγιση είναι να αναλύσουμε αν οι αποδόσεις μετοχών περιέχουν σημαντικές πληροφορίες για ακόλουθες αναπτυσσόμενες αξίες πραγματικής δραστηριότητας στα 1980 και στα 1990 όπως έγινε στον Binswanger (2000). Σύμφωνα με το μοντέλο εκτίμησης της προεξοφληθείσας ροής μετρητών οι αποδόσεις των μετοχών θα πρέπει να επηρεάζουν τις προσδοκίες των επενδυτών της πραγματικής μελλοντικής οικονομικής δραστηριότητας. Η θεμελιακή αξία της μετοχής μιας εταιρείας θα ισοδυναμεί με την αναμενόμενη μελλοντική αξία των αποπληρωμών της εταιρείας (μερίσματα). Και οι μελλοντικές αποπληρωμές θα πρέπει απευθείας να αντανakλούν την πραγματική οικονομική δραστηριότητα όπως

μετρίεται από την βιομηχανική παραγωγή ή **GDP** (Morck, Shleifer & Vishny 1990, Shapiro 1988), η οποία μπορεί να αναπαρισταθεί ως πληρεξούσιος των συνεταιριστικών κερδών (Choi, Hauser & Kopecky, 1999). Συμπερασματικά, οι τιμές των μετοχών θα μπορούν να οδηγούν μέτρα πραγματικής δραστηριότητας καθώς οι τιμές των μετοχών θα κτίζονται στις προσδοκίες αυτών των δραστηριοτήτων όσο οι κινήσεις των τιμών των μετοχών θα σχετίζονται με τις βάσεις.

Τα αποτελέσματα που παρουσιάστηκαν στον Binswanger (2000) προτείνουν ότι η παραδοσιακά δυνατή σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις μετοχών και στις αναπτυσσόμενες αξίες της πραγματικής δραστηριότητας στις **Η.Π.Α** (Barro 1990, Fama 1990, Schwert 1990) έχει εξαφανιστεί στην αρχή της δεκαετίας του 1980. Από τότε, η αγορά μετοχών δεν οδηγεί πραγματική οικονομική δραστηριότητα καθώς οι παλινδρομήσεις αποτυγχάνουν να ιδρύσουν κάποια σημαντική σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και στις αξίες της ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής ή του **GDP**. Αυτή η δομική ρωγή στις παλινδρομήσεις των αποδόσεων των μετοχών της πραγματικής οικονομικής δραστηριότητας συμπίπτει με την αρχή μιας έκρηξης επιμηκούμενης αγοράς μετοχών που έχει κυριαρχήσει στην αγορά μετοχών από τις αρχές της δεκαετίας 1980 μέχρι και το 2000. Ως εκ τούτου, τα αποτελέσματα παρέχουν εμπειρικά δεδομένα για χάρη μη – θεμελιακών εξηγήσεων των εκρήξεων της αγοράς μετοχών γύρω στα 1980 και στα 1990, αφού είναι δύσκολο να συνδυάσει την πτώση με θεμελιώδεις εξηγήσεις της σύγχρονης έκρηξης αγοράς μετοχών. Αυτό το κείμενο συμβάλλει στην υπάρχουσα λογοτεχνία με το να ερευνά αν η πτώση στην σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των αξιών ανάπτυξης της πραγματικής οικονομικής δραστηριότητας στις **Η.Π.Α.** μπορεί επίσης να βρεθεί και σε

άλλες **G – 7** χώρες (**Καναδά, Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία, Ιαπωνία, Ηνωμένο Βασίλειο**). Τα αποτελέσματα που παρουσιάστηκαν στον **Choi et al, (1999)**, ο οποίος αναλύει δεδομένα από το 1957 μέχρι το 1996, προτείνει ότι, όπως και στις **Η.Π.Α.**, υπήρχε μια σημαντική σχέση μεταξύ των αποδόσεων αγοράς μετοχών και των συνεπακόλουθων αξιών ανάπτυξης σε όλες τις άλλες **G – 7** χώρες, εξαιρούμενης της **Ιταλίας**. Βρίσκοντας μια ρήξη αυτής της σχέσης στις άλλες **G – 7** στις αρχές του 1980 θα μπορούσε να υποστηρίξει την υπόθεση ότι οι κερδοσκοπικές φούσκες κατά τη διάρκεια των ετών 1980 και 1990 ήταν ένα διεθνές φαινόμενο που επηρέασε όλες τις κύριες οικονομίες.

Παρόλα αυτά, υπάρχουν λόγοι για το γιατί μια πτώση μπορεί να μην ανιχνευθεί τόσο εύκολα όπως στις **Η.Π.Α.** Αρχικά, μερικές **G – 7** οικονομίες είναι μικρές σε σύγκριση με την οικονομία των **Η.Π.Α.** και πολλές από τις μεγάλες εταιρίες που περιλαμβάνονται στις οικιακές μετοχές παράγουν μερικώς αγαθά και υπηρεσίες στο εξωτερικό. Επομένως, οι προσδοκίες των εφευρετών για μελλοντικές αποπληρωμές είναι παραδοσιακά λιγότερο σχετιζόμενες με την αναμενόμενη ανάπτυξη της πραγματικής εγχώριας δραστηριότητας. Δεύτερον, το μέγεθος των εξαγωγών και των εισαγωγών σε σχέση με το **GDP** στα ευρωπαϊκές οικονομίες όπως επίσης και στον **Καναδά** είναι πολύ ψηλότερο από ότι στην **Ιαπωνία** και στις **Η.Π.Α.** και, επομένως, οι ξένες ενοχλήσεις μπορούν να εξασθενήσουν το σθένος της συσχέτισης μεταξύ εγχώριων αποδόσεων μετοχών και της πραγματικής εγχώριας δραστηριότητας.

Για αυτούς τους λόγους μπορεί να αποδειχθεί ότι είναι πιο δύσκολο να βγάλουμε ένα συμπέρασμα που αφορά μια πιθανή ρήξη στη σχέση μεταξύ της αγοράς μετοχών και της πραγματικής δραστηριότητας σε αυτές τις χώρες. Συμπερασματικά,

ακολουθώντας την πρόταση του [Canova](#) και του [De Nicrolo \(1993\)](#), μπορούμε επίσης να έχουμε ένα συνολικό ευρετήριο τιμών μετοχών όπως επίσης και τα συνολικά μέτρα της πραγματικής δραστηριότητας για τις τέσσερις ευρωπαϊκές **G – 7** χώρες. Επειδή υπάρχουν ισχυρά πρότυπα συναλλαγών ανάμεσα σε αυτές τις χώρες και οι οικονομίες είναι στενά δεμένες η μία με την άλλη, αναμένουμε την σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και της πραγματικής δραστηριότητας να είναι ισχυρότερη σε ένα συνολικό επίπεδο που αποτελείται από τις μεγαλύτερες ευρωπαϊκές οικονομίες. Επίσης, υπάρχουν εμπειρικά δεδομένα για τις αυξανόμενες συγκλίσεις ανάμεσα στις ευρωπαϊκές αγορές μετοχών ([Rangvid, 2001](#)).

Το κείμενο είναι οργανωμένο ως εξής: **Ο τομέας 2** περιγράφει τις μεταβλητές που χρησιμοποιούνται στις επόμενες παλινδρομήσεις και εξηγεί την εκλογή των παλινδρομικών περιόδων. **Ο τομέας 3** παρουσιάζει τα αποτελέσματα των ριζικών συνολικών τεστ και τα τεστ συνολοκλήρωσης τα οποία κινητοποιούν την χρήση των **OLS** παλινδρομήσεων όπως επίσης και ένα μοντέλο διόρθωσης λαθών μεγέθους για μια έρευνα της σχέσης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των αξιών ανάπτυξης της πραγματικής δραστηριότητας. Αυτά τα αποτελέσματα παρουσιάζονται **στον τομέα 4** και συγκρίνονται μεταξύ τους. **Ο τομέας 5** επιπλέον παρουσιάζει τα **CUSUM** τεστ τα οποία βασίζονται στον υπολογισμό υπολοίπων χρησιμοποιώντας τις ίδιες **OLS** παλινδρομήσεις όπως **στον τομέα 4**. **Ο τομέας 6** περιλαμβάνει τα συμπεράσματα.

4.2 Μεταβλητές και δειγματικές περίοδοι

Σε αυτό το κείμενο κάνουμε παλινδρομήσεις με δεδομένα από όλες τις **G - 7** χώρες. Τα δεδομένα προέρχονται από την **International Financial Studies του IMF**

και αποτελούνται από τις ενδείξεις των συνολικών τιμών μετοχών που προσαρμόζονται εποχικά με τα ευρετήρια της βιομηχανικής παραγωγής, τα ευρετήρια των καταναλωτικών τιμών και των εποχικών προσαρμοζόμενων ονομαστικών **GDPs** για τις **G – 7** χώρες. Καθώς τα αποτελέσματα μπορεί να είναι ευαίσθητα με σεβασμό στην εκλεγμένη μεταβλητή πραγματικής δραστηριότητας χρησιμοποιούμε την βιομηχανική παραγωγή τόσο καλά όσο το **GDP** στο ακόλουθο τεστ. Τα ευρετήρια ονομαστικής τιμής των μετοχών και το **GDP** μετατρέπονται σε πραγματικά δεδομένα με το να χωρίζονται από τα ευρετήρια των καταναλωτικών τιμών για την κάθε χώρα. Όλα από τα παρακάτω τεστ χρησιμοποιούν βασικά επίπεδα των τιμών των μετοχών της βιομηχανικής παραγωγής και του **GDP**. Οι αξίες ανάπτυξης είναι οι βασικές διαφορές των τετραμηνιαίων παρατηρήσεων και οι πραγματικές αποδόσεις μετοχών είναι συνεχώς συνδυασμένες με πραγματικές τετραμηνιαίες αποδόσεις. Όλες οι σειρές δεδομένων από το 1960μέχρι το 1999.

Οι συνολικές **G – 7** ευρωπαϊκές πραγματικές αποδόσεις μετοχών δομούνται σαν ένα μέσο όρο των πραγματικών αποδόσεων των μετοχών στην **Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία** και στο **Ηνωμένο Βασίλειο** ζυγισμένο από την κεφαλαιοποίηση της αγοράς το 1993 όπως στον [Canova](#) και τον [De Nicolo \(1995\)](#). Τα συνολικά μέτρα **GDP** είναι το άθροισμα του **GDP** των ευρωπαϊκών **G – 7** χωρών. Τέλος, χρησιμοποιούμε τα ευρωπαϊκά βιομηχανικά ευρετήρια που παρέχονται από την **OECD** ως πληρεξούσιος για την συνολική βιομηχανική παραγωγή στις **G – 7** ευρωπαϊκές χώρες.

Σε αυτό το κείμενο συγκεντρωνόμαστε στα τεστ χρησιμοποιώντας τετραμηνιαίες παρατηρήσεις. Τα αποτελέσματα στον [Fama](#) όπως και στον

Binswanger (2000) δείχνουν πως οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών έχουν λίγη επεξηγηματική δύναμη για τις επακόλουθες αξίες ανάπτυξης στην πραγματική δραστηριότητα. Η εξήγηση που προσφέρθηκε από τον Fama (1990) είναι ότι οι πληροφορίες για μια συγκεκριμένη περίοδο παραγωγής είναι διασκορπισμένες σε πολλές προηγούμενες περιόδους. Επομένως, οι αποδόσεις κοντινού ορίζοντα εξηγούν μόνο ένα τμήμα της μελλοντικής ανάπτυξης της παραγωγής αλλά αυτό το τμήμα γίνεται μεγαλύτερο όσο μεγαλύτερο είναι το χρονικό διάστημα των αποδόσεων. Συμπερασματικά, οι αποδείξεις που αφορούν στην σχέση ανάμεσα στις πραγματικές αποδόσεις μετοχών και στην πραγματική οικονομική δραστηριότητα κυρίως πηγάζουν από παλινδρομήσεις χρησιμοποιώντας τετραμηνιαίες και ετήσιες παρατηρήσεις. Παρόλα αυτά, δεν χρησιμοποιούμε ετήσιες παρατηρήσεις γιατί κάποιες από τις ερευνούμενες υποδειγματικές περιόδους είναι αρκετά μικρές και θα και ήμασταν αναγκασμένοι να χρησιμοποιήσουμε εξέχουσες ετήσιες παρατηρήσεις σε αυτές τις παλινδρομήσεις. Και διεθνείς (...) παλινδρομήσεων που χρησιμοποιούν εξέχουσες παρατηρήσεις ου βασίζονται σε R^2 – στατιστικές και F – στατιστικές όπου το z_t είναι το 2×1 μέγεθος των $I(1)$ μεταβλητών, όπου είναι είτε πραγματικές τιμές μετοχών και παραγωγής ή πραγματικές τιμές μετοχών και πραγματικό **GDP**: d_t είναι μια τάση χρόνου, ε_t είναι ένα λευκό θορυβώδες λάθος, και τα μεγέθη και τα καλούπια των παραμέτρων (\mathbf{a} , \mathbf{b} , $\mathbf{\Pi}$, $\mathbf{\Gamma}_i$) είναι με συμμορφωμένες διαστάσεις.

Το τεστ συνολοκλήρωσης των δύο βημάτων **Engle – Granger** είναι βασισμένο στην εκτίμηση των παρακάτω παλινδρομήσεων:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}\mu_t + \mu_t,$$

$$\Delta\mu_t = \mathbf{c}\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{d}_i\Delta\mu_{t-1} + \theta_t,$$

όπου x_t και p_t αναπαριστούν τα δεδομένα της πραγματικής δραστηριότητας και τις πραγματικές τιμές μετοχών, κατ' ακολουθία είναι το νούμερο των περιεχόμενων επιβραδύνσεων, και μ_t και θ_t είναι όροι λάθους. Η εξίσωση 3 εξετάζει για στασιμότητα τον όρο λάθους μ_t της εξίσωσης 2 και δείχνει την αυτοπαλινδρομική αναπαράσταση η οποία χρησιμοποιείται στο αυξανόμενο **Dickey** και **Fuller** τεστ. Τα αποτελέσματα του τεστ του Johansen και του **Engle – Granger** δείχνονται στον πίνακα 1.

Υπάρχουν ανακατεμένα στοιχεία που αφορούν την συνολοκλήρωση ανάμεσα στις πραγματικές τιμές μετοχών και της βιομηχανικής παραγωγής και ανάμεσα των πραγματικών τιμών μετοχών και του πραγματικού **GDP** σε τετραμηνιαίες συχνότητες. Και τα δύο, το τεστ του **Johansen** και των **Engle – Granger** δείχνουν πως η μηδενική υπόθεση της μη συνολοκλήρωσης δεν μπορεί να απορριφθεί για τις τιμές των μετοχών και την βιομηχανική παραγωγή στις **Η.Π.Α.**, τον **Καναδά**, τη **Γαλλία**, την **Γερμανία** και το **Ηνωμένο Βασίλειο** στο επίπεδο 5%, ενώ μπορεί να απορριφθεί στην **Ιαπωνία** και των άλλων **G – 7** ευρωπαϊκών χωρών. Αυτό όμως μπορεί να είναι και αποπροσανατολιστικό.

Πίνακας 1

Τεστ συνολοκλήρωσης (δείγμα: 1960 – 1999)

Χώρα	Πραγματικές τιμές μετοχών και βιομηχανική παραγωγή		Πραγματικές τιμές μετοχών και πραγματικό GDP	
	Johansen	Engle – Granger	Johansen	Engle – Granger
ΗΠΑ	14.31(4)	-2.86 (4)	14.98 (3)	-2.25 (1)
Καναδάς	12.59 (3)	-2.37 (4)	12.65 (4)	-2.22 (4)
Γαλλία	11.91 (4)	-2.07 (1)	27.71 (2)	-4.59 (1)
Γερμανία	9.38 (4)	-2.71 (4)	9.07 (5)	-3.36 (1)
Ιταλία	16.28 (2)	-0.96(6)	15.89 (2)	-0.96 (6)
Ιαπωνία	31.72 (5)	-2.94 (2)	27.55 (3)	-2.89 (1)
Ηνωμ. Βασίλ.	8.02 (3)	-2.47 (4)	6.66 (8)	-2.04 (2)
g-7 Ευρώπη	18.32 (4)	-3.39 (4)	11.97 (4)	-3.65 (1)

Στις επόμενες παλινδρομήσεις εξετάζουμε πρώτα, αν οι τιμές των μετοχών οδηγούν πραγματικές οικονομικές δραστηριότητες σε κάθε χώρα σε ολόκληρη την περίοδο δείγματος, η οποία κυμαίνεται από το 1960 ως το 1999. Αυτή η δειγματική περίοδος είναι παρόμοια με αυτή που ερευνήθηκε από τον Choi et al. (1999), ο οποίος έκανε τις παλινδρομήσεις τους με δεδομένα από το 1957 μέχρι το 1996. Μετά, κάνουμε ξεχωριστές παλινδρομήσεις για πρόσφατες περιόδους έκρηξης στην κάθε χώρα και εξετάζουμε αν τα αποτελέσματα είναι σημαντικά διαφορετικά σε αυτές τις περιόδους αν συγκριθούν με τα αποτελέσματα για ολόκληρο το δείγμα και για ένα υπο – δείγμα που καλύπτει την περίοδο πριν από την πρόσφατη έκρηξη αγοράς μετοχών.

Οι πραγματικές τιμές μετοχών αυξήθηκαν σε όλες τις χώρες από το 1983 αλλά όλα τα πρότυπα των πραγματικών τιμών μετοχών ποικίλλουν πολύ ανάμεσα στις G – 7 χώρες. Η έκρηξη είναι πιο φανερή στις Η.Π.Α., όπου οι πραγματικές τιμές μετοχών αυξήθηκαν σταδιακά ανάμεσα στο 1983 και στο 1999 με μόνο μια μικρή διακοπή το 1987. Φυσικά, οι ιαπωνικές τιμές μετοχών ανέβηκαν ακόμα περισσότερο στην δεκαετία 1980 αλλά μειώνονταν σημαντικά ξανά από το 1990 όταν η έκρηξη ξαφνικά έφτασε σε ένα τέλος, το οποίο έκανε ξανά την **Ιαπωνία** μια ειδική περίπτωση.

Καθώς οι πραγματικές τιμές μετοχών άρχισαν να ανεβαίνουν σε όλες τις χώρες το 1983 με εξαίρεση την **Ιταλία** (όπου άρχισαν να ανεβαίνουν το 1985), παίρνουμε το πρώτο τέταρτο του 1983 σαν το σημείο εκκίνησης της τωρινής έκρηξης αγοράς μετοχών και διαιρούμε το δείγμα 1960 – 1999 σε δύο υπο – δείγματα τα οποία καλύπτουν τις χρονικές περιόδους από το 1960 μέχρι το 1982 και από το 1983 μέχρι το 1999. Παρόλα αυτά, επειδή τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων την περίοδο του υπο – δείγματος 1983 – 1999 θα μπορούσαν να οδηγηθούν από την κατάρρευση

της αγοράς μετοχών το 1987, τα αποτελέσματα πιθανόν να έδειχναν διαφορετικά αν βγάζαμε αυτό το γεγονός από το υπο – δείγμα ξαναπαρουσιάζοντας την τωρινή έκρηξη της αγοράς μετοχών. Επομένως, μπορούμε να κάνουμε τις παλινδρομήσεις στο υπο – δείγμα 1898 – 1999.

4.3 Εξετάζοντας για συνολοκλήρωση

Για να εξετάσουμε μια πιθανή συνολοκληρωτική σχέση ανάμεσα στις τιμές των μετοχών και στην πραγματική δραστηριότητα, πρέπει να βρούμε αν οι ίδιες χρονικές περιόδοι κάτω από έρευνα είναι στην πραγματικότητα μη – στατικές και σε ποιο βαθμό είναι ολοκληρωμένες αν η μηδενική υπόθεση της μη – σταθερότητας δεν μπορεί να απορριφθεί. Σύμφωνα με τα αυξανόμενα συνολικά ριζικά τεστ **Dickey – Fyller** όλες οι μεταβλητές είναι $I(1)$ και, επομένως μη σταθερές σε επίπεδα αλλά σταθερές σε αρχικές διαφορές. Συμπερασματικά, μπορούμε να εξετάσουμε για ολοκλήρωση, την οποία μπορούμε να κάνουμε χρησιμοποιώντας το τεστ του **Johansen** που βασίζεται στο **VAR**, όπως και την διαδικασία δύο βημάτων που προτάθηκε από τους **Engle & Granger (1987)**. Παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα και των δύο τεστ γιατί μπορούν να οδηγήσουν σε διαφορετικά αποτελέσματα, όπως για παράδειγμα, σημειώθηκε στους **Dickey, Jansen, και Thomto (1994)**, και είναι ακόμα αντικρουόμενο, ποιο από τα τεστ είναι πιο κατάλληλο (**Miyao, 1996, Timmerman 1995**), Παρόλα αυτά, οι περισσότερες από τις προηγούμενες μελέτες στηρίζονται μόνο στην διαδικασία του τεστ. Τα αποτελέσματα στον **Choi et al. (1999), Kwon & Shin (1999), Rapach (2001)** βασίζονται στο **Engle - Granger** τεστ, ενώ οι **Cheung και Ng (1998)** και **Nasseh και Strauss (2000)** χρησιμοποιούν την μέθοδο **Johansen**.

Το τεστ του **Johansen** που βασίζεται στο **VAR** χρησιμοποιεί ένα μέγεθος

εξειδίκευσης διόρθωσης λαθών περιέχοντας k καθυστερήσεις της ακόλουθης μορφής:

$$\Delta z_t = \alpha + \beta d_t + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Για τις τιμές των μετοχών και για τα πραγματικά **GDP** οι διαδικασίες και των δύο τεστ δείχνουν πως η μηδενική υπόθεση της μη ολοκλήρωσης δεν μπορεί να απορριφθεί για τις **ΗΠΑ**, τον **Καναδά** και το **Ηνωμένο Βασίλειο** στο επίπεδο 5% ενώ μπορεί να απορριφθεί για τη **Γαλλία** και την **Ιαπωνία**. Για τις άλλες χώρες και τις **G - 7** ευρωπαϊκές τα συνολικά αποτελέσματα δεν έχουν κάποιο συμπέρασμα αφού οι δύο διαδικασίες των τεστ διαφέρουν στις χώρες τους. Επιπλέον, κανένα από τα αποτελέσματα των τεστ του **Johansen** ούτε τα αποτελέσματα του τεστ των **Engle – Granger** είναι πολύ σαφή σε αναφορά με το επιλεγμένο χρονικό δείγμα και σε αναφορά με τον αριθμό των καθυστερήσεων που περιέχονται στο τεστ. Ακόμη, τα αποτελέσματα δεν παρέχουν μια σταθερή βάση για να αποφασίσουμε υπέρ ή κατά της ολοκλήρωσης στις περισσότερες χώρες. Ως εκ τούτου, θα κάνουμε **OLS** παλινδρομήσεις που θα αφορούν την εκτίμηση ενός μοντέλου με μέγεθος διόρθωσης λαθών για να αποκτήσουμε σαφή αποτελέσματα που αφορούν την πιθανή ρήξη στην σχέση μεταξύ τιμών των μετοχών και της πραγματικής δραστηριότητας στα πρώτα χρόνια της δεκαετίας του 1980.

4.4 Παλινδρομήσεις OLS και ένα μοντέλο

Σε αυτόν τον τομέα παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα παλινδρομήσεων **OLS** τετραμηνιαίων αξιών ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής και τετραμηνιαίων αξιών ανάπτυξης πραγματικών **GDP** σε πραγματικές τετραμηνιαίες αποδόσεις μετοχών όπως επίσης και ένα μοντέλο μεγέθους διόρθωσης λαθών που περιέχει τετραμηνιαίες αποδόσεις ανάπτυξης βιομηχανικής παραγωγής πραγματικού **GDP**,

πραγματικών τετραμηνιαίων αποδόσεων μετοχών και ενός όρου διόρθωσης λαθών.

Οι εκτιμημένες **OLS** εξισώσεις είναι:

$$\mathbf{g}_t = \alpha + \sum_{k=0}^4 \mathbf{b}_k \mathbf{r}_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

όπου \mathbf{g}_t συμβολίζει την αξία τετραμηνιαίας ανάπτυξης πραγματικής δραστηριότητας από $t-1$ σε t , και \mathbf{r}_{t-k} συμβολίζει την πραγματική απόδοση μετοχής από $t-k-1$ σε $t-k$. Περιλαμβάνουμε το ίδιο ποσό καθυστερήσεων πραγματικής απόδοσης μετοχών όπως στις παλινδρομήσεις που παρουσιάζονται στον [Fama \(1990\)](#) και στον [Binswangeer \(2000\)](#) με σκοπό να κάνουμε τα αποτελέσματά μας άμεσα συγκρίσιμα.

Όλες οι παλινδρομήσεις έχουν εκτιμηθεί για τέσσερις διαφορετικές δειγματικές περιόδους οι οποίες είναι 1960 – 1999, 1960 – 1982, 1983 – 1999 και 1989 – 1999. Ο πίνακας 2 δείχνει τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων χρησιμοποιώντας την αξία ανάπτυξης της βιομηχανικής παραγωγής όπως της εξαρτημένης μεταβλητής.

Τα αποτελέσματα για τις **Η.Π.Α.** επιβεβαιώνουν τα αποτελέσματα που αναφέρθηκαν στον [Binswangeer \(2000\)](#), όπου το πλήρες δείγμα εκτεινόταν από το 1953 μέχρι το 1997. Υπάρχει μια ρήξη στην σχέση ανάμεσα στις πραγματικές αποδόσεις μετοχών και στις πραγματικές αξίες ανάπτυξης δραστηριότητας στις αρχές του 1980 όπως σημειώθηκε από τα αποτελέσματα του τεστ ρήξης **Chow**. Οι αποδόσεις μετοχών συσχετίζονται καθαρά με τις αξίες ανάπτυξης σε όλο το πλήρες δείγμα και αυτή η σχέση είναι ιδιαίτερα ισχυρή στο υπο-δείγμα 1960 – 1982.

Παρόλα αυτά ο συσχετισμός είναι ασθενής ή απών όταν εξετάζουμε για το 1983-1999 επίσης για το 1989 – 1999 υπο-δείγμα όπως μπορούμε να δούμε από τις εκτιμημένες αξίες των προσαρμοσμένων \mathbf{R}^2 – και \mathbf{F} – στατιστικών. Ένα αποτέλεσμα που είναι ακόμα πιο φανερό αν εξετάσουμε ένα υπο-δείγμα

που ξεκινά το 1984 αντί του 1983 επειδή η διάγνωση της παλινδρόμησης προτείνει ότι το δομικό διάλειμμα παρουσιάστηκε το 1984 κι όχι το 1984 (Binswangeer, 2000).

Τα αποτελέσματα για την Ιαπωνία και για την **G – 7** ευρωπαϊκή οικονομία είναι σε συμφωνία με τα αποτελέσματα για τις **Η.Π.Α.** Επίσης φαίνεται να υπάρχει μια σημαντική σχέση στον **Καναδά**, τη **Γερμανία** και το **Ηνωμένο Βασίλειο** από το 1960 μέχρι το 1982 σύμφωνα με τις προσαρμοσμένες R^2 – αξίες και τα αποτελέσματα των **F** – τεστ, τα οποία, παρόλα αυτά, σε κάποιες παλινδρομήσεις μπορούν επίσης να βρεθούν για τα υποδείγματα 1989 – 1999 ή το 1983 – 1999.

Καθώς η συνολοκλήρωση ανάμεσα στις πραγματικές τιμές μετοχών και πραγματικής δραστηριότητας είναι μια πιθανότητα στις περισσότερες χώρες, εκτιμούμε επίσης και το επόμενο μοντέλο μεγέθους διόρθωσης λαθών:

$$\begin{bmatrix} g_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{k=1}^4 a_{1k} g_{t-k} + \sum_{k=1}^4 b_{1k} r_{t-k} + c_1 r_{t-1} + e_{1t} \\ \sum_{k=1}^4 a_{2k} g_{t-k} + \sum_{k=1}^4 b_{2k} r_{t-k} + c_2 r_{t-1} + e_{2t} \end{bmatrix}$$

όπου το g_{t-k} αντιπροσωπεύει την τετραμηνιαία αξία ανάπτυξης της πραγματικής δραστηριότητας από $t - k - 1$ σε $t - k$, r_{t-k} αντιπροσωπεύει την πραγματική απόδοση

μετοχών από $t - k - 1$ σε $t - k$ και ρ_t αντιπροσωπεύει τον όρο διόρθωσης λαθών, το οποίο είναι υπόλοιπο από την εκτιμημένη συνολοκληρωτική εξίσωση $x_t = \alpha + \beta \rho_t$, όπου x_t αναπαριστά το επίπεδο της βιομηχανικής παραγωγής ή πραγματικού GDP και το ρ_t αναπαριστά το επίπεδο των πραγματικών τιμών των μετοχών.

Για να ερμηνεύσουμε τα αποτελέσματα του μοντέλου μεγέθους διόρθωσης λαθών στηρίζομαστε σε παρόμοιες στατιστικές όπως του Choi et al. (1999). Σε αυτό το σημείο του κειμένου ενδιαφερόμαστε ιδιαίτερα για την ερώτηση αν η ρήξη της σχέσης ανάμεσα στις παρελθοντικές αποδόσεις μετοχών και στις τωρινές αξίες

ανάπτυξης της πραγματικής δραστηριότητας, το οποίο προτείνεται από τα αποτελέσματα των **OLS** παλινδρομήσεων, μπορεί επίσης να βρεθεί αν ένας όρος διόρθωσης λάθους περιέχει ένα μοντέλο. Έτσι χρησιμοποιούμε ένα τεστ **Wald** με σκοπό να μάθουμε για την διπλή σημασία των παρελθοντικών αποδόσεων μετοχών στην εξήγηση των τωρινών αξιών ανάπτυξης της πραγματικής δραστηριότητας σε ένα μοντέλο μεγέθους διόρθωσης λαθών. Ο απαιτούμενος περιορισμός στην εξίσωση (5) είναι:

$$\mathbf{b}_{11} = \mathbf{b}_{12} = \mathbf{b}_{13} = \mathbf{b}_{14} = \mathbf{0} \quad (6)$$

Ο πίνακας 3 αναφέρει τη στατιστική εξέταση του τεστ **Wald**, το οποίο διανέμεται ως χ^2 , όπως επίσης και η σχετιζόμενη **p-αξία**, η οποία είναι το επίπεδο σημαντικότητας στο οποίο η μηδενική υπόθεση της περιοριστικής παραμέτρου (εξίσωση 6) μπορεί να απορριφθεί.

Τα αποτελέσματα του μοντέλου διόρθωσης λαθών είναι παρόμοια με τα αποτελέσματα των **OLS** παλινδρομήσεων. Με εξαίρεση τη **Γαλλία** και την **Ιταλία**, οι παρελθοντικές αποδόσεις μετοχών περιέχουν σημαντικές πληροφορίες για τις τωρινές αξίες ανάπτυξης της πραγματικής δραστηριότητας σε όλες τις χώρες και στις **G – 7** συνολικά ευρωπαϊκές για το πλήρες δείγμα και το υπο-δείγμα 1960 – 1982 όπου η μηδενική υπόθεση του τεστ **Wald** μπορεί να απορριφθεί.

Παρόλα αυτά, τα αποτελέσματα είναι τελείως διαφορετικά για τα υπο-δείγματα 1983 – 1999 και 1989 – 1999. Οι παρελθοντικές αποδόσεις μετοχών εμφανίζονται ουσιαστικής σημασίας στις **Η.Π.Α.** και στα δύο υπο-δείγματα, και στη **Γερμανία** για το υπο-δείγμα 1989 – 1999. Αλλά στην περίπτωση των **Η.Π.Α.** η σημαντικότητα των πραγματικών αποδόσεων μετοχών εξαφανίζεται μόλις

εξετάσουμε ένα υπο-δείγμα που ξεκινά το 1984 αντί για το 1983.

Επιπλέον, τα αποτελέσματα του μοντέλου μεγέθους διόρθωσης λαθών υποστηρίζουν το συμπέρασμα που βασίζεται στα αποτελέσματα από τις **OLS** παλινδρομήσεις ότι υπάρχει μια ρήξη στην σχέση ανάμεσα στην πραγματική δραστηριότητα και στις αποδόσεις μετοχών στις **Η.Π.Α., Ιαπωνία** και την συνολική ευρωπαϊκή οικονομία επειδή οι παρελθοντικές αποδόσεις μετοχών δεν είναι πια σημαντικές να εξηγήσουν τις αξίες ανάπτυξης πραγματικής δραστηριότητας στα τωρινά υπο-δείγματα. Η ρήξη φαίνεται να είναι ένα διεθνές φαινόμενο που δεν περιορίζεται στις **Η.Π.Α.** Και πάλι, δεν υπάρχουν αποδείξεις για μια ρήξη στη **Γαλλία** και **Ιταλία**. Για τη **Γερμανία**, τα αποτελέσματα των τεστ επιβεβαιώνουν πως υπάρχει σημαντική σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις μετοχών και στην πραγματική δραστηριότητα στο υπο-δείγμα 1989 – 1999, το οποίο, παρόλα αυτά, είναι απών στο υπο-δείγμα 1983 – 1999. Η μόνη κύρια διαφορά ανάμεσα στα αναγραφόμενα αποτελέσματα στους πίνακες 2 και 3 αφορά το **Ηνωμένο Βασίλειο**, όπου το μοντέλο μεγέθους διόρθωσης λαθών, σε αντίθεση με τις **OLS** παλινδρομήσεις, δηλώνει μια ρήξη.

Τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται για αυτόν τον τομέα προτείνουν επίσης ότι η σχέση ανάμεσα στις αγορές μετοχών και στην πραγματική δραστηριότητα στις ευρωπαϊκές **G – 7** χώρες γίνεται καλύτερα κατανοητή αν ερευνείται σε ένα συνολικό επίπεδο (**G – Ευρώπη**), όπως βγαίνει

από τα ευρήματα των **Carona** και **De Nicolo (1995)**. Το προσαρμοσμένο **R²** είναι υψηλότερο στις παλινδρομήσεις που χρησιμοποιούν δεδομένα από την **G – 7**

Ευρώπη παρά στις παλινδρομήσεις που χρησιμοποιούν δεδομένα από μια

Ξεχωριστή ευρωπαϊκή χώρες στις παλινδρομήσεις **OLS**

όπως επίσης και το μοντέλο μεγέθους διόρθωσης λαθών (πίνακας 3). Οι παρελθοντικές αποδόσεις μετοχών φαίνονται να έχουν λιγότερη σημασία για την εξήγηση των τωρινών αξιών ανάπτυξης της πραγματικής δραστηριότητας αν αναλυθεί για μια ξεχωριστή χώρα, παρά αν αναλυθεί για την συνολική ευρωπαϊκή οικονομία. Αυτό είναι πιο φανερό στην περίπτωση της **Ιταλίας** όπου προηγούμενες μελέτες έχουν επίσης αποτύχει στο να βρουν κάποια σημαντική σχέση, ενώ υπάρχουν ανάκατες αποδείξεις για την υπάρχουσα λογοτεχνία των (Cheung και Ng 1998, Choi et al. 1999, Hassapis και Kalyvitis 2000).

Πίνακας 3

Μοντέλο μεγέθους διόρθωσης λαθών βιομηχανικής παραγωγής και πραγματικών τιμών μετοχών

Χώρα		1960-1999	1960-1982	1983-1999	1989-1999
ΗΠΑ	χ^2	46.84	29.60	10.22	10.04
	ρ -αξία	0.00	0.00	0.04	0.04
	προσαρ: R^2	0.44	0.44	0.45	0.36
Καναδάς	χ^2	16.20	13.06	0.62	2.12
	ρ -αξία	0.00	0.01	0.95	0.71
	προσαρ: R^2	0.31	0.41	0.20	0.21
Γαλλία	χ^2	7.17	8.51	5.99	3.93
	ρ -αξία	0.13	0.07	0.20	0.42
	προσαρ: R^2	0.08	0.07	0.12	0.22
Γερμανία	χ^2	18.53	13.40	1.19	14.71
	ρ -αξία	0.00	0.01	0.08	0.01
	προσαρ: R^2	0.13	0.24	-0.01	0.31
Ιταλία	χ^2	6.94	7.88	1.93	4.60
	ρ -αξία	0.14	0.10	0.75	0.33
	προσαρ: R^2	0.05	0.07	-0.01	0.03
Ιαπωνία	χ^2	22.02	32.28	3.50	3.12
	ρ -αξία	0.00	0.00	0.48	0.54
	προσαρ: R^2	0.57	0.66	0.37	0.22
Ηνωμ. Βασίλ.	χ^2	13.64	13.75	1.48	4.47
	ρ -αξία	0.00	0.01	0.83	0.35
	προσαρ: R^2	0.12	0.09	0.14	0.43
G-7 Ευρ.	χ^2	24.92	26.78	1.64	2.51
	ρ -αξία	0.00	0.00	0.80	0.64
	προσαρ: R^2	0.28	0.36	0.11	0.32

Σημειώσεις: χ^2 : συμβολίζει τετραγωνοειδή στατιστική του τεστ Wald

ρ -αξία: συμβολίζει σχετιζόμενες πιθανότητες στις οποίες μηδενικές υποθέσεις μπορούν να καταρριφθούν

προσαρ: R^2 : συμβολίζει προσαρμοσμένη R τετραγωνική μεταβλητή και αναφέρεται στο εκτιμημένο επίπεδο. Η αλλαγή του αριθμού των καθυστερήσεων που περιέχονται στο μοντέλο δεν συγκεκριμενοποιεί τα αποτελέσματα. Το μοντέλο αναφέρεται στην εξίσωση (5) και περιέχει τέσσερις καθυστερήσεις. Σε αυτό το τεστ οι περιορισμοί που υποβάλλονται στο μοντέλο αυτό σημειώνονται στην εξίσωση (6).

Η σχετικά αδύναμη σχέση ανάμεσα στην πραγματική εγχώρια δραστηριότητα

και στις διεθνείς αποδόσεις μετοχών των ευρωπαϊκών **G - 7** χωρών

(ειδικά η **Γαλλία** και η **Ιταλία**) μπορεί να εξηγηθεί από το γεγονός ότι η αξία των

διεθνών αγορών μετοχών ενώνεται μόνο με την πραγματική δραστηριότητα .

Πολλές μετοχές που περιέχονται στα διεθνή ευρετήρια ρίσκου τιμών είναι πιο πολύ

ενωμένες με την ξένη πραγματική δραστηριότητα στις άλλες μεγάλες ευρωπαϊκές χώρες εξαιτίας ισχυρών προτύπων ανταλλαγής ανάμεσα σε αυτές τις χώρες.

4.5 Περιοδικά επαναλαμβανόμενα υπόλοιπα και CUSUM τεστ

Τα στατιστικά τεστ, των **OLS** παλινδρομήσεων που παρουσιάστηκαν στον τελευταίο τομέα συγκεντρώθηκαν σε μια εντός-δείγματος ανάλυση του συσχετισμού ανάμεσα στις πραγματικές αποδόσεις μετοχών και τις αξίες ανάπτυξης πραγματικής δραστηριότητας, η οποία είναι μια εκ των υστέρων ιδιοκτησία των δεδομένων. Σε αυτόν τον τομέα υιοθετούμε ένα σκεπτικό και εξετάζουμε για την σταθερότητα της εκτός-του-δείγματος προβλεπόμενης δύναμης με την εκτιμημένη επανάληψη ελάχιστων τετραγώνων βασισμένα στην **OLS** εξίσωση (4). Σε εκτιμημένη επανάληψη ελάχιστων τετραγώνων η εξίσωση εκτιμάται επανειλημμένα, χρησιμοποιώντας ακόμα μεγαλύτερες βάσεις του δείγματος δεδομένων. Αν υπάρχουν συνολοκληρωτές **k** για να εκτιμηθούν στο μέγεθος **b** που χρησιμοποιείται στην εξίσωση (8), τότε οι πρώτες **k** παρατηρήσεις χρησιμοποιούνται για να σχηματίσουν την πρώτη εκτίμηση του **b**. Η επόμενη παρατήρηση προστίθεται μετά στη βάση δεδομένων και **k+1** παρατηρήσεις χρησιμοποιούνται για να υπολογίσουν τη δεύτερη εκτίμηση του **b**. Αυτή η διαδικασία επαναλαμβάνεται μέχρι όλα τα **T** σημεία του δείγματος να έχουν χρησιμοποιηθεί, παράγοντας **T - k + 1** εκτιμήσεις του μεγέθους **b**. Σε κάθε βήμα η τελευταία εκτίμηση του **b** μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να προβλέψει την επόμενη αξία της εξαρτώμενης μεταβλητής. Το λάθος πρόβλεψης που γίνεται από εκείνη την πρόβλεψη, κατάλληλα κλιμακούμενο, είναι ορισμένο να είναι ένα περιοδικά επαναλαμβανόμενο υπόλοιπο.

Το **CUSUM** τεστ όπως αναπτύχθηκε από τους **Brown, Durbin, Evans** (1975) βασίζεται στο συσσωρευμένο άθροισμα των επανερχόμενων υπολοίπων. Η εικόνα 1 σχεδιάζει το συσσωρευμένο άθροισμα μαζί με το 5% των κρίσιμων γραμμών για κάθε χώρα. Το τεστ συναντά αστάθεια των παραμέτρων αν το συσσωρευμένο άθροισμα βγαίνει έξω από την περιοχή των δύο κρίσιμων γραμμών.

Το τεστ συναντά

αστάθεια των παραμέτρων αν το συσσωρευμένο άθροισμα βγαίνει έξω από την περιοχή των δύο κρίσιμων γραμμών. Το τεστ **CUSUM** βασίζεται στην στατιστική

$$W_t = \sum_{i=k+1}^T \frac{W_i}{s} \quad \mathbf{T} = \mathbf{k}+1, \dots, \mathbf{N} \quad (7)$$

όπου \mathbf{W}_t είναι το περιοδικά επαναλαμβανόμενο υπόλοιπο, s το σταθερό λάθος της παλινδρόμησης που ταιριάζει σε όλους του \mathbf{N} πόντους του δείγματος.

Το περιοδικά επαναλαμβανόμενο υπόλοιπο \mathbf{W}_t διευκρινίζεται ως

$$W_t = \frac{y_t - x_t' b_{t-1}}{\left(1 + x_t' \left(x_{t-1}' x_{t+1}'\right)^{-1} x_t\right)^{-1/2}} \quad (8)$$

όπου \mathbf{X}_t δηλώνει το $\mathbf{t}-1$ από το \mathbf{k} καλούπι των παλινδρομήσεων από περίοδο 1 σε

περίοδο $\mathbf{t}-1$, το \mathbf{y}_t δηλώνει το ανταποκρινόμενο μέγεθος παρατηρήσεων στην

εξαρτώμενη μεταβλητή. Αυτά τα δεδομένα μέχρι την περίοδο $\mathbf{t}-1$ δίνουν ένα

εκτιμώμενο συνολοκληρωτικό μέγεθος, που δηλώνεται ως \mathbf{b}_t . Αυτό το

συνολοκληρωτικό μέγεθος δίνει μια πρόβλεψη της εξαρτώμενης μεταβλητής σε

περίοδο \mathbf{t} . Η πρόβλεψη είναι $x_t' b_{t-1}$ όπου x_t' είναι το μέγεθος ροπής των

παρατηρήσεων στις παλινδρομήσεις σε περίοδο \mathbf{t} . Το λάθος πρόβλεψης είναι

$y_t - x_t' b_{t-1}$ και η μεταβλητή πρόβλεψης είναι $s^2 \left[1 + x_t' \left(x_{t-1}' x_{t+1}'\right)^{-1} x_t\right]$.

Παρουσιάζουμε αποτελέσματα από τεστ **CUSUM** για **OLS** παλινδρομήσεις χρησιμοποιώντας την βιομηχανική παραγωγή (εικόνα 1).

Το τεστ **CUSUM** παρέχει αποδείξεις για συνολοκληρωμένη αστάθεια στις **Η.Π.Α. Ιαπωνία** και **G – 7 Ευρώπη**, όπου το W_t ξεκάθαρα κινείται έξω από την κρίσιμη γραμμή 5% στην διάρκεια της δεκαετίας 1980. Αυτά τα αποτελέσματα στηρίζουν το εύρημα των **OLS** παλινδρομήσεων που φαίνονται στον πίνακα 2, όπου η ρήξη του **Chow** δείχνει ένα δομικό διάλειμμα ανάμεσα στις αξίες ανάπτυξης και των δύο μέτρων της πραγματικής δραστηριότητας και μετοχών.

5. Αποτελέσματα

Ως της έρευνας αυτής ήταν να μελετηθεί η ικανότητα σχετικά προς τα τυποποιημένα μοντέλα τιμολόγησης των πόρων ισορροπίας και να εξηγηθούν δύο σημαντικές εμπειρικές τάξεις αποδόσεων πόρων, εντατικά καταγεγραμμένες στην βιβλιογραφία:

(i) οι αποδόσεις είναι δυνατό να προβλεφθούν από μία σειρά μακροοικονομικών μεταβλητών και (ii) οι αποδόσεις είναι πολύ ασταθείς. Αυτές οι εμπειρικές τάξεις είναι σχετικές γιατί έχουν συχνά χρησιμοποιηθεί για την απόρριψη της αποδοτικότητας της αγοράς.

Χρησιμοποιούμε, επίσης, τη διαδικασία προσέγγισης για την επίλυση διαχρονικών μοντέλων τιμολόγησης πόρων πρόσφατα αναπτυγμένων από τον [Campbell \(1993\)](#) στα πρότυπα που έχουν προτείνει οι [Restroy & Weil \(1998\)](#). Μία τέτοια προσέγγιση επιτρέπει στις αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων να είναι εκφρασμένες με σαφήνεια σε όρους μεταβλητών πραγματικής οικονομίας. Αυτό δίνει την δυνατότητα να ελέγξουμε κατά πόσο παρατηρούμενες και παραγόμενες από μοντέλα τιμές αποδόσεων είναι αρκετά κοντά, χρησιμοποιώντας απλές στατιστικές διαδικασίες. Η διαδικασία προσέγγισης δείχνει πως οι στιγμιαίες συνολικές αποδόσεις, ανεξάρτητα από τις επιπλέον αποδόσεις, εξαρτώνται κυρίως από την ελαστικότητα της διαχρονικής εναλλαγής και όχι από την αποστροφή των αντιπροσώπων προς τον κίνδυνο. Αυτό είναι σημαντικό γιατί μπορούμε να αναλύσουμε το εύρος στο οποίο το μοντέλο εναποθέτει τον μέσο και την διακύμανση των συνολικών αποδόσεων, χωρίς να λάβουμε υπόψη καμία συνέπεια για την αμοιβή του μετοχικού κεφαλαίου.

Χρησιμοποιώντας δεδομένα από οκτώ **OECD** οικονομίες έχουμε βρει ότι είναι γενικά ευκολότερο να εξηγήσουμε την αστάθεια των αποδόσεων απ' ό τι την

προβλεψιμότητά τους. Έχουμε δείξει ότι για λογικές τιμές της ελαστικότητας της διαχρονικής εναλλαγής, η παρατηρούμενη αστάθεια των αποδόσεων των στοιχείων μπορεί να αντικατασταθεί από αυτή των βασικών σύμφωνα με μοντέλα σταθερής τιμολόγησης των διαχρονικών στοιχείων. Αυτό εντοπίζεται και στις οκτώ χώρες χρησιμοποιώντας τόσο τριμηνιαία όσο και ετήσια στοιχεία.

Είναι πολύ πιο δύσκολο να αιτιολογήσουμε την προβλεψιμότητα των αποδόσεων των στοιχείων ως επίπτωση της εξισορρόπησης της τιμολόγησης των στοιχείων στις περισσότερες χώρες. Το μοντέλο είναι συχνά αδύνατο να εξηγήσει γιατί οι αποδόσεις είναι προβλέψιμες στις περιπτώσεις που είναι και γιατί δεν είναι στις περιπτώσεις που δεν μπορούν να προβλεφθούν από σταθερές μακροοικονομικές μεταβλητές.

Τα αποτελέσματα είναι πιο θετικά για το μοντέλο στην περίπτωση των **Η.Π.Α.** όταν χρησιμοποιούνται ετήσια δεδομένα. Σε αυτήν την περίπτωση, η παρατηρούμενη προβλεψιμότητα και αστάθεια των αποδόσεων των στοιχείων φαίνεται να είναι ευρέως συμβατή με τις προβλέψεις των εξισορροπιστικών μοντέλων για έναν λογικό προσδιορισμό προτιμήσεων. Αυτό το θετικό αποτέλεσμα, στην περίπτωση των **Η.Π.Α.**, συγκρινόμενο με αυτό άλλων χωρών δεν είναι μη αναμενόμενο. Η υπόθεση του μοντέλου φαίνεται να ταιριάζει καλύτερα σε σχετικά κλειστές οικονομίες με μεγάλες χρηματιστηριακές αγορές. Στο δείγμα μας, μόνο η οικονομία των **Η.Π.Α.** φαίνεται να ικανοποιεί την υπόθεση αυτή. Επιπλέον, φαίνεται λογικό τα εξισορροπιστικά μοντέλα λειτουργούν καλύτερα σε μικρής συχνότητας δεδομένα απ' ότι όταν χρησιμοποιούνται για να ερμηνεύσουν βραχυπρόθεσμες κινήσεις.

Η εργασία αυτή εντοπίζει ισχυρή, ολοκληρωμένη σχέση μεταξύ των τιμών των μετοχών και εγχώριων και διεθνών μακροοικονομικών μεταβλητών στη **Γαλλία**, τη

Γερμανία, την **Ιταλία**, τις **Η.Π.Α.**, την **Ιαπωνία** και τη **Μεγάλη Βρετανία**. Οι παραγγελίες της βιομηχανικής και κατασκευαστικής παραγωγής είναι σημαντικοί παράγοντες στην επεξήγηση μακροπρόθεσμων κινήσεων των τιμών των μετοχών. Επιπλέον, τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια, οι τιμές των μετοχών και η βιομηχανική παραγωγή στη **Γερμανία**, επηρεάζουν σημαντικά τις τιμές των μετοχών στις άλλες πέντε οικονομίες. Τα μακροπρόθεσμα επιτόκια φαίνεται να επηρεάζουν αρνητικά τις τιμές των μετοχών, που είναι σύμφωνο με τον ρόλο τους ως προεξοφλητικός παράγοντας. Αντίθετα, τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια φαίνεται να είναι θετικά συσχετισμένα με τις τιμές των μετοχών.

Η εύρεση συσχέτισης δείχνει ότι υπάρχει μακροπρόθεσμη σχέση μεταξύ των τιμών των μετοχών και της μακροοικονομικής δραστηριότητας στην Ευρώπη. Γι' αυτό το λόγο οι τιμές των μετοχών βασίζονται σε οικονομικές δομές, επηρεασμένες από την παραγωγή, τα επιτόκια και τις επιχειρηματικές προσδοκίες. Καθώς η ευρωπαϊκή μακροοικονομική δραστηριότητα προσδιορίζεται από ολοένα και πιο πολύ από το εμπόριο και το κοινό νόμισμα, η συνέπεια είναι οι χρηματιστηριακές αγορές να συνδεθούν πιο στενά. Καθώς οι τιμές των μετοχών στη **Μεγάλη Βρετανία** δε συνδέονται στενά με τις άλλες οικονομίες, η σύνδεση δεν είναι τόσο αποτέλεσμα της αυξανόμενης χρηματοοικονομικής διαφοροποίησης, όσο του ότι οι τιμές των μετοχών έχουν έντονη μακροπρόθεσμη σχέση με την βιομηχανική παραγωγή, τα επιτόκια και τις μεταβολές των μετοχών. Άρα, περισσότερη οικονομική συσχέτιση υποδηλώνει περισσότερες χρηματοοικονομικές αμοιβαίες κινήσεις.

Τέλος, ερευνούμε τα κανάλια μέσω των οποίων η μακροοικονομική δραστηριότητα

επηρεάζει τις τιμές των μετοχών. Οι μέθοδοι διακύμανσης δείχνουν ότι η εγχώρια & διεθνής δραστηριότητα μπορούν να προβλέψουν από 37% ως 82% των τιμών των μετοχών μετά από τέσσερα χρόνια, ανάλογα με το ποια ευρωπαϊκή οικονομία μελετάται. Βάση των διακυμάνσεων διεξάγονται απεριόριστες διαφορές χρησιμοποιώντας **VECM**. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι μακροοικονομικές μεταβλητές επεξηγούν ένα πολύ μικρότερο ποσοστό της διακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών στα απεριόριστα **VAR** μοντέλα σε σύγκριση με τα **VECM** και **VAR** μοντέλα σε επίπεδα. Άρα τα μοντέλα που διαφοροποιούν τα δεδομένα και τις προβλέψεις των αποδόσεων των μετοχών χωρίς μακροπρόθεσμους περιορισμούς, απαλείφουν σημαντικές εξισορροπιστικές πληροφορίες ανάμεσα στις τιμές των μετοχών και το επίπεδο της μακροοικονομικής δραστηριότητας. Στη **Γαλλία**, τη **Γερμανία**, την **Ολλανδία** και την **Ιαπωνία**, τα **VECM** που δείχνουν τις σχέσεις συσχέτισης ανάμεσα στις τιμές των μετοχών, την βιομηχανική παραγωγή και τα επιτόκια, αυξάνουν ουσιαστικά την επεξηγητική δυνατότητα των αποδόσεων των μετοχών σε σύγκριση με το μοντέλο **VAR**. Κατά συνέπεια, η εγχώρια και η διεθνής μακροοικονομική δραστηριότητα μπορεί να αποτελέσει ένα σημαντικό εργαλείο για την επεξήγηση των αποδόσεων των μετοχών.