

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

*Μοντελοποίηση των αποδόσεων των  
κρατικών ομολόγων των χωρών της  
Ευρωζώνης*

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟΣ ΦΟΙΤΗΤΗΣ

Ιωάννης Α. Ρέντζος

2010

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ

Πανοπούλου Αικατερίνη, Λέκτορας Πανεπιστημίου Πειραιά

## ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Σκοπός της εργασίας αυτής είναι να μελετήσει τις διαφορές στις αποδόσεις των κρατικών 10ετών ομολόγων των χωρών της Ευρωζώνης, σε σχέση με το αντίστοιχο γερμανικό ομόλογο (spreads), το οποίο κατέχει τη θέση της επένδυσης χωρίς κίνδυνο για ομοειδή χρεόγραφα. Η έρευνα επικεντρώθηκε στη μοντελοποίηση των spreads σε όλη τη διάρκεια διαπραγμάτευσης των χρεογράφων και έγινε σύγκριση με την αντίστοιχη μοντελοποίηση μετά την είσοδο των χωρών στην ΟΝΕ. Η εμπειρική ανάλυση κατέδειξε την ισχυρή αυτοσυσχέτιση των υπό εξέταση σειρών. Σε μια δεύτερη προσέγγιση, εντοπίστηκαν οι παράγοντες που καθορίζουν τα spreads, με το χρέος, το έλλειμα και τη ρευστότητα του κράτους να αποτελούν σημαντικές παραμέτρους για τη διαμόρφωση των τιμών των ομολόγων.

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

### **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1**

Εισαγωγή.....	4
---------------	---

### **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2**      *Μονομεταβλητά μοντέλα για το spread*

2.1 Οικονομετρική μεθοδολογία.....	5
2.2 Δεδομένα .....	12
2.3 Εφαρμογή της μεθόδου και εμπειρική ανάλυση .....	13
2.4 Συγκριτική ανάλυση .....	73

### **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3**      *Προδιοριστικοί παράγοντες του spread*

3.1 Επιλογή μεταβλητών που επηρεάζουν το spread.....	79
3.2 Μεθοδολογία της χρήσης των πάνελ.....	82
3.3 Δεδομένα .....	94
3.4 Εφαρμογή της μεθόδου και εμπειρική ανάλυση.....	99

### **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4**

Συμπεράσματα .....	104
--------------------	-----

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

## ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Σαν αποτέλεσμα της οικονομικής παγκοσμιοποίησης και της ταχείας αύξησης του δημοσίου χρέους σε πολλές χώρες, η αγορά κρατικών ομολόγων έχει αναδειχθεί ως ο σημαντικότερος τομέας των διεθνών αγορών. Σήμερα, περισσότερο από οποτεδήποτε στο παρελθόν, οι διαφορές αποδόσεων μεταξύ των κρατικών χρεογράφων εκφράζουν την αξιολόγηση των αγορών για τις βραχυχρόνιες και μακροχρόνιες προοπτικές των χωρών : αντανακλούν τις εκτιμήσεις για τη δημοσιονομική και νομισματική πολιτική της χώρας, επηρεάζονται άμεσα από νέα και φήμες, ενώ παρακολουθούνται στενά στο πλαίσιο των ευκαιριών επένδυσης χωρίς ρίσκο. Εσχάτως, οι διαφορές αποδόσεων στα κρατικά ομόλογα απέκτησαν ιδιαίτερη σημασία όσον αφορά την πολιτική σε συνάρτηση με τη Συνθήκη του Μάαστριχτ : το Πρωτόκολλο που θέτει τους κανόνες σύγκλισης για την ένταξη μιας χώρας στην Οικονομική και Νομισματική Ένωση. Σύμφωνα με αυτή, τα 10ετή ομόλογα μιας χώρας-μέλους της ΟΝΕ δεν θα πρέπει να έχουν επιτόκιο που να ξεπερνά κατά 200 μονάδες βάσης το μέσο όρο επιτοκίων των τριών καλύτερων χωρών της ευρωζώνης. Σκοπός αυτής της προσέγγισης είναι να επιτύχει σταθερότητα τιμών και ομογενοποίηση της ευρωπαϊκής αγοράς.

Σύμφωνα με τα παραπάνω, τα 10ετή κρατικά ομόλογα έχουν προσελκύσει το ενδιαφέρον και αποτελούν πεδίο εντατικής μελέτης, με σκοπό την κατανόηση της διαμόρφωσης των τιμών τους. Στα κεφάλαια που ακολουθούν, θα εξηγήσουμε τον τρόπο που καθορίζονται τα spreads, κινούμενοι σε δύο άξονες. Στο κεφάλαιο 2 γίνεται ανάλυση των χρονολογικών σειρών των αποδόσεων αυτοτελώς, δηλαδή μοντελοποιούμε τη σειρά μόνη της και εξάγουμε συμπεράσματα για το πώς καθορίζεται η τιμή σε συνάρτηση με τις προηγούμενες παρατηρήσεις. Στο κεφάλαιο 3 αναδεικνύουμε τη σχέση μεταξύ της τιμής του spread και θεμελιωδών μεγεθών της οικονομίας μιας χώρας, όπως είναι το χρέος, το έλλειμα, η μεταβολή του ΑΕΠ και η ρευστότητα. Τέλος, το κεφάλαιο 4 συνοψίζει τα κύρια αποτελέσματα της μελέτης μας.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

### ΜΟΝΟΜΕΤΑΒΛΗΤΑ ΜΟΝΤΕΛΑ ΓΙΑ ΤΟ SPREAD

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΡΑΙΑ

## 2.1 Οικονομετρική μεθοδολογία

Στο κεφάλαιο που ακολουθεί θα προσπαθήσουμε να διερευνήσουμε κατά πόσο μας είναι χρήσιμη μια αυτοτελής ανάλυση των μονομεταβλητών σειρών που αποτελούνται από τα δεδομένα των spreads των χωρών. Η διαδικασία αυτή περιλαμβάνει τη χρήση του οικονομετρικού προγράμματος **EViews**.

Κατά τη μοντελοποίηση μιας χρονολογικής σειράς, υπάρχουν συγκεκριμένα και αυστηρά βήματα τα οποία οφείλουμε να ακολουθήσουμε έτσι ώστε να καταλήξουμε σε χρήσιμα συμπεράσματα, αποφεύγοντας το ενδεχόμενο σημαντικών αποκλίσεων και λαθών : α) έλεγχος μοναδιαίας ρίζας, β) έλεγχος συσχετίσεων-αυτοσυσχετίσεων (μετά τον έλεγχο αυτό είμαστε σε θέση να επιλέξουμε το είδος του μοντέλου) και γ) έλεγχος των καταλοίπων (τελευταίο στάδιο το οποίο οδηγεί σε τροποποιήσεις-διορθώσεις).

### A. Έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας

Τα θεμέλια της ανάλυσης των χρονοσειρών (όπως αυτές που θα μελετήσουμε) βρίσκονται στη στασιμότητα : πρόκειται για μια συνθήκη η οποία εξασφαλίζει την ανεξαρτησία των τιμών της σειράς σε σχέση με το χρόνο. Δηλαδή η μεταβολή του χρόνου δεν επηρεάζει τις τιμές του διανύσματος της κατανομής. Ο παραπάνω ορισμός αφορά τη λεγόμενη *αυστηρή στασιμότητα*, η οποία όμως στην πραγματικότητα είναι δύσκολο να τεκμηριωθεί.

Για το λόγο αυτό αποδεχόμαστε τη μετάπτωση στην *ασθενή στασιμότητα*, κατάσταση κατά την οποία απαιτούμε ο μέσος της σειράς καθώς και η συνδιακύμανση μεταξύ διαφορετικών τιμών να παραμένουν χρονικά αμετάβλητα.

Οι χρονοσειρές που αφορούν τις τιμές των ομολόγων και τις διαφορές τους (όπως και τα επιτόκια και οι ισοτιμίες) τείνουν να είναι μη-στάσιμες. Στην ορολογία των χρονοσειρών, οι σειρές αυτές ονομάζονται *χρονοσειρές μοναδιαίας ρίζας*.

Σύμφωνα με τα παραπάνω, το πρώτο βήμα κατά τη μοντελοποίηση της σειράς τιμών των κρατικών ομολόγων πρέπει να είναι η διερεύνηση της ύπαρξης ή μη κάποιας μοναδιαίας ρίζας. Αυτό επιτυγχάνεται με το "Augmented Dickey-Fuller" test (Dickey D.A-Fuller W.A, 1979).

Στην περίπτωση που το test καταδείξει την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, ο συνηθέστερος τρόπος για να απαλλαχούμε τη σειρά από τη μη-στασιμότητα είναι να μελετήσουμε τις πρώτες διαφορές μεταξύ των τιμών. Με τον τρόπο αυτό έχουμε πλέον μια στάσιμη σειρά, η οποία όμως διατηρεί τις ιδιότητες του αρχικού διανύσματος τιμών και τα εξαγόμενα συμπεράσματα μπορούν με ασφάλεια να μεταφερθούν και να αφορούν το πρωτογενές δείγμα.

### B. Διάγραμμα συσχετίσεων-αυτοσυσχετίσεων

Ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ δύο τυχαίων μεταβλητών ορίζεται ως :

$$\rho_{x,y} = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{Var(X)Var(Y)}} = \frac{E[(X - \mu_x)(Y - \mu_y)]}{\sqrt{E(X - \mu_x)^2 E(Y - \mu_y)^2}}$$

Ο συντελεστής αυτός είναι μετρά τη γραμμική εξάρτηση μεταξύ των X,Y :

αν  $\rho_{x,y} = 0$ , τότε οι X,Y είναι ασυσχέτιστες, ενώ αν οι X,Y είναι κανονικές τυχαίες μεταβλητές τότε  $\rho_{x,y} = 0$  αν και μόνο αν οι X και Y είναι ανεξάρτητες.

Η έννοια της συσχέτισης, όταν αφορά μια απόδοση  $r_t$  και τις προηγούμενες τιμές της  $r_{t-1}$  (σε μια στάσιμη σειρά αποδόσεων), τότε γενικεύεται στην έννοια της αυτοσυσχέτισης.

Ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ του  $r_t$  και του  $r_{t-l}$  ονομάζεται αυτοσυσχέτιση l-υστερήσεων του  $r_t$  και συμβολίζεται με  $\rho_l$ .

$$\rho_1 = Cov(r_t - r_{t-1}) / Var(r_t)$$

Σημειώνεται ότι  $\text{Var}(r_t) = \text{Var}(r_{t-l})$ , καθώς η σειρά είναι στάσιμη.

Για δοθέν δείγμα αποδόσεων  $\{r_t\}_{t=1}^T$ , έστω  $\bar{r}$  ο μέσος της σειράς. Τότε η αυτοσυσχέτιση  $l$ -υστερήσεων του  $r_t$  είναι :

$$\hat{\rho}_l = \frac{\sum_{t=1}^{T-l} (r_t - \bar{r})(r_{t+l} - \bar{r})}{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^2}$$

Υπό κάποιες γενικές παραδοχές, ο  $\hat{\rho}_l$  είναι συνεπής εκτιμητής του  $\rho_l$ .

### Γ. Επιλογή του μοντέλου

Το διάγραμμα συσχετίσεων (Partial Correlation, σύμβολο PAC)- αυτοσυσχετίσεων (Autocorrelation, σύμβολο AC) ουσιαστικά αποτελεί τον οδηγό για την επιλογή του είδους και της τάξης του μοντέλου.

Η στήλη του PAC, στην περίπτωση που εμφανίζονται σε αυτή ισχυρά πιθανές εξαρτήσεις από προηγούμενες τιμές, είναι προπομπός ενός αυτοπαλίνδρομου AR μοντέλου (Autoregressive), ενώ η στήλη των AC, με τις ανάλογες πληροφορίες, μας κατευθύνει προς ένα μοντέλο MA (moving average). Σε μία πολύ συνήθη περίπτωση, εμφανίζονται να είναι ισχυρές τόσο οι μερικές συσχετίσεις όσο και οι αυτοσυσχετίσεις, γεγονός που μας οδηγεί να μεταπέσουμε σε ένα σύνθετο μοντέλο παλινδρόμησης, που δεν είναι άλλο από τον συγκερασμό των δύο περιπτώσεων. Πρόκειται για το μοντέλο που ονομάζεται ARMA.

Η στήλη μας δείχνει πόσες υστερήσεις είναι κρίσιμες για την επεξήση της παρατηρούμενης τιμής, δηλαδή από πόσες και ποιες στιγμές του παρελθόντος εξαρτάται το παρόν. Πρόκειται για την τάξη του μοντέλου.



## Μοντέλο AR

Αν για μια σειρά αποδόσεων  $r_t$  ο πίνακας PAC δείχνει στατιστικά σημαντική αυτοσυσχέτιση υστέρησης 1, τότε η απόδοση  $r_{t-1}$  ίσως να είναι χρήσιμη για την πρόβλεψη της τιμής  $r_t$ . Ένα απλό μοντέλο που κάνει χρήση αυτής της προβλεπτικής ιδιότητας είναι το :

$$r_t = \varphi_0 + \varphi_1 r_{t-1} + a_t, \quad (1)$$

όπου τα  $a_t$  είναι λευκός θόρυβος με μέσο 0 και διακύμανση  $\sigma_a^2$ .

Το μοντέλο είναι ίδιας μορφής με αυτό της απλής γραμμικής παλινδρόμησης, όπου το  $r_t$  είναι η εξαρτημένη μεταβλητή και το  $r_{t-1}$  η μεταβλητή επεξήγησης. Στην ανάλυση χρονοσειρών το μοντέλο (1) ονομάζεται αυτοπαλίνδρομο (AR) τάξης 1 ή απλά AR(1).

Για το AR(1), δοθείσας της εξάρτησης από την προηγούμενη τιμή  $r_{t-1}$ , ισχύει :

$$E(r_t / r_{t-1}) = \varphi_0 + \varphi_1 r_{t-1} \quad \text{και} \quad \text{Var}(r_t / r_{t-1}) = \text{Var}(a_t) = \sigma_a^2.$$

Δηλαδή, δοθείσας της  $r_{t-1}$ , η παρούσα απόδοση  $r_t$  κινείται γύρω από την τιμή  $\varphi_0 + \varphi_1 r_{t-1}$  με τυπική απόκλιση  $\sigma_a$ . Αυτή είναι μια ιδιότητα Markov, σύμφωνα με την οποία, δοθείσας της  $r_{t-1}$ , η απόδοση  $r_t$  δεν σχετίζεται με την  $r_{t-i}$ , για  $i > 1$ .

Φυσικά, το μοντέλο μπορεί να γενικευτεί για  $p$  παρελθούσες τιμές από τις οποίες εξαρτάται η  $r_t$  ως εξής :

$$r_t = \varphi_0 + \varphi_1 r_{t-1} + \dots + \varphi_p r_{t-p} + a_t \quad (2)$$

όπου ο  $p$  είναι θετικός ακέραιος.

### • Ιδιότητες

1.  $E(r_t) = \mu = \varphi_0 / (1 - \varphi_1)$       ή       $r_t - \mu = \varphi_1 (r_{t-1} - \mu) + a_t$

2.  $\text{Var}(r_t) = \varphi_1^2 \text{Var}(r_{t-1}) + \sigma_a^2$       ή       $\text{Var}(r_t) = \sigma_a^2 / (1 - \varphi_1^2)$

Από τις 1,2 και για  $-1 < \varphi_1 < 1$  ισχύει ότι το AR(1) είναι στάσιμο.

3. Για τη συνάρτηση αυτοσυσχετίσεων του  $r_t$  ισχύει :  $\rho_1 = \varphi_1 \rho_{1-1}$ , με  $1 > 1$ .

Οι παραπάνω σχέσεις γενικεύονται για  $p > 1$ .

## Μοντέλο MA

Παρά το γεγονός ότι θεωρούμε πως τα AR μοντέλα είναι πεπερασμένα, ας υποθέσουμε ένα άπειρο, της μορφής :  $r_t = \varphi_0 + \varphi_1 r_{t-1} + \varphi_2 r_{t-2} + \dots + \alpha_t$ .

Ένα τέτοιο μοντέλο είναι μη ρεαλιστικό καθώς έχει άπειρους παράγοντες. Για να το κάνουμε πιο πρακτικό, θα θεωρήσουμε ότι οι συντελεστές  $\varphi_i$  ικανοποιούν κάποιους περιορισμούς έτσι ώστε να καθορίζονται από πεπερασμένο πλήθος παραμέτρων. Μια ειδική περίπτωση αυτής της προσέγγισης είναι :

$$r_t = \varphi_0 - \theta_1 r_{t-1} - \theta_1^2 r_{t-2} - \theta_1^3 r_{t-3} - \dots + \alpha_t,$$

όπου οι συντελεστές εξαρτώνται από μια μεταβλητή  $\theta_1$  με  $\varphi_i = -\theta_1^i$  για  $i > 1$ .

Για να είναι στατικό ένα τέτοιο μοντέλο θα πρέπει  $|\theta_1| < 1$ . Κατά συνέπεια έχουμε  $\theta_1^i \rightarrow 0$  όταν το  $i \rightarrow \infty$ . Δηλαδή, η συνεισφορά του  $r_{t-i}$  στο  $r_t$  μειώνεται εκθετικά όσο αυξάνει το  $i$ .

Ξαναγράφοντας το μοντέλο σε πιο συμπαγή μορφή, έχουμε :

$$r_t + \theta_1 r_{t-1} + \theta_1^2 r_{t-2} + \theta_1^3 r_{t-3} + \dots = \varphi_0 + \alpha_t$$

Για το  $r_{t-1}$  η σχέση είναι :

$$r_{t-1} + \theta_1 r_{t-2} + \theta_1^2 r_{t-3} + \dots = \varphi_0 + \alpha_{t-1}$$

Αφαιρώντας κατά μέλη τις δύο σχέσεις ( αφού πολλαπλασιάσουμε τη δεύτερη με  $\theta_1$ ), προκύπτει :

$$r_t = \varphi_0 (1 - \theta_1) + \alpha_t - \theta_1 \alpha_{t-1}$$

σχέση η οποία υποδηλώνει ( πλὴν του σταθερού όρου), ότι το  $r_t$  είναι σταθμισμένος μέσος των  $\alpha_t$  και  $\alpha_{t-1}$ . Για το λόγο αυτό ονομάζεται και κινητού μέσου όρου (Moving Average ή MA).

Ένα μοντέλο MA(p) γράφεται :

$$r_t = c_0 + \alpha_t - \theta_1 \alpha_{t-1} - \dots - \theta_q \alpha_{t-p} .$$

- *Ιδιότητες*

1.  $E(r_t) = \mu$

2.  $\text{Var}(r_t) = (1+\theta^2)\sigma^2$

3. Αυτοσυσχέτιση :

- Υστέρηση 1 :  $\text{Cov}(r_t, r_{t-1}) = -\theta \sigma^2$

- Υστέρηση  $l$  :  $\text{Cov}(r_t, r_{t-l}) = 0$  for  $l > 1$

Δηλαδή το  $r_t$  είναι ασυσχέτιστο με τα  $r_{t-2}, r_{t-3}, \dots$

4. ACF:  $\rho_1 = -\theta / (1 + \theta^2)$ ,  $\rho_l = 0$  για  $l > 1$ .

### Μοντέλο ARMA

Σε κάποιες περιπτώσεις τα μοντέλα AR ή MA μπορεί να είναι δύσχρηστα. Εδώ εισάγεται ένας συνδυασμός των δύο, το μοντέλο ARMA. Ενσωματώνει και τα δύο μοντέλα σε μια πιο συμπαγή μορφή, τέτοια ώστε ο αριθμός των χρησιμοποιούμενων παραμέτρων να παραμένει μικρός. Κυρίως βρίσκει εφαρμογή σε μοντελοποίηση για τη μεταβλητότητα παρά σε απλές σειρές αποδόσεων.

Η εξίσωσή του έχει τη μορφή :

$$r_t = \phi_1 r_{t-1} + \phi_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

- *Ιδιότητες*

1.  $E(r_t) = \mu = \phi_0 / (1 - \phi_1)$ , όπως του AR(1)

2. ACF : ικανοποιούν τη σχέση  $\rho_l = \phi_1 \rho_{l-1}$  για  $l > 1$

## 2.2 Δεδομένα

Η ανάλυση που θα ακολουθήσει βασίστηκε σε ημερήσια δεδομένα των τιμών των ομολόγων των επιλεχθέντων χωρών της ευρωζώνης. Το αρχικό δείγμα περιλαμβάνει όλες τις διαθέσιμες παρατηρήσεις, ενώ κατά τη δεύτερη ανάλυση το πλήθος περιορίζεται στις τιμές από την ημερομηνία εισόδου στην ΟΝΕ κάθε χώρας. Τα δεδομένα έχουν συλλεχθεί από τη βάση δεδομένων της EUROSTAT. Όπως έχουμε εξηγήσει, δεν πρόκειται για καθαρές τιμές ομολόγων, αλλά από τις αντίστοιχες διαφορές σε σχέση με το γερμανικό 10ετές, το οποίο κατέχει τη θέση της επένδυσης χωρίς κίνδυνο για τα ομοειδή χρεόγραφα.

Στην παράγραφο που ακολουθεί γίνεται μια ανάλυση της σειράς τιμών κάθε χώρας υπό το πρίσμα της σταθερότητας που επιφέρει η ένταξη μιας χώρας στην Οικονομική και Νομισματική Ένωση. Επιχειρήσαμε να διαγνώσουμε μέσω των υπό εξέταση κρατικών ομολόγων, αν για τα κράτη μέλη η είσοδος στην ΟΝΕ βελτίωσε τη θέση των ομολόγων της στην παγκόσμια αγορά και βεβαίως τη φυσική ερμηνεία που αποδίδει η ίδια η σειρά στις μεταβολές των τιμών της. Για να γίνει αυτό περισσότερο ευδιάκριτο, επιλέχθηκαν δύο κατηγορίες χωρών-μελών : αυτές με χαμηλό spread στις τιμές των 10-ετών ομολόγων τους (*low yielders*) και αυτές με μεγάλο spread σε σχέση με το αντίστοιχο γερμανικό (*high yielders*). Στους *low yielders* επιλέχθηκαν η **Αυστρία**, η **Γαλλία** και η **Ολλανδία**, χώρες που έχουν χαμηλό και σχετικά σταθερό επιτόκιο στα ομόλογα. Από την άλλη, καταλήξαμε στην **Ελλάδα**, την **Πορτογαλία** και την **Ιρλανδία**, των οποίων τα ομόλογα κινούνται σε υψηλά επίπεδα τιμών και εμφανίζουν μεγάλες διακυμάνσεις.

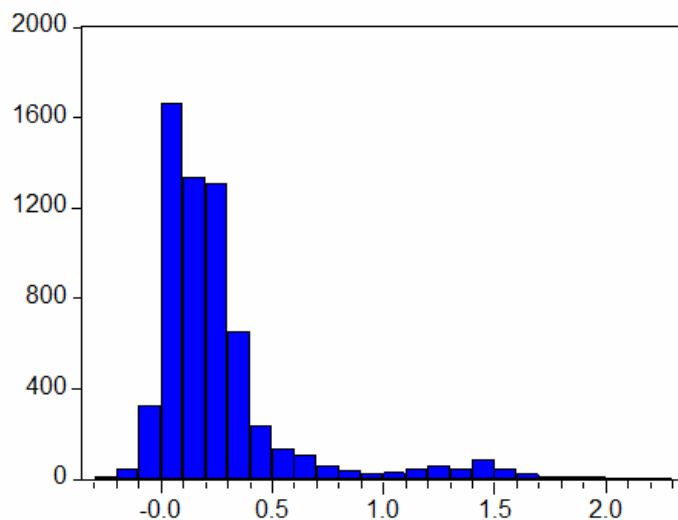
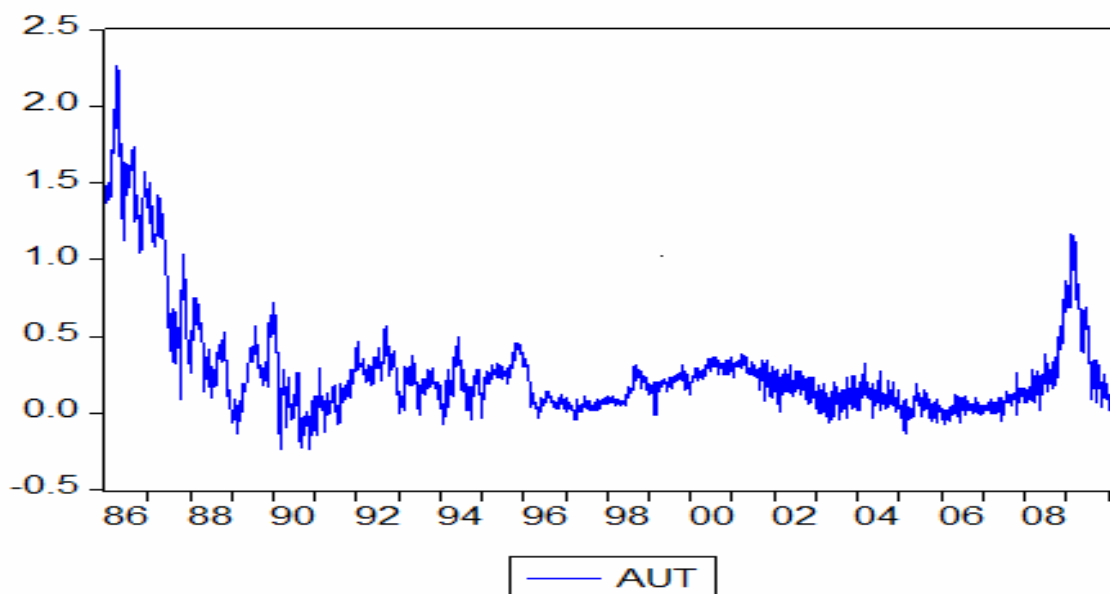
Στην παράγραφο 2.3.1, οι αποκλίσεις των ομολόγων για την κάθε μια από τις έξι προαναφερθείσες χώρες εξετάζονται από την ημερομηνία της πρώτης διαθέσιμης τιμής, ενώ στην παράγραφο 2.3.2 από την ημερομηνία ένταξης στο καθεστώς του ενιαίου νομίσματος (η τελευταία ανανέωση των διαθέσιμων στοιχείων έλαβε χώρα στις 20/5/2010 και για το λόγο αυτό είναι δυνατόν να υπάρχουν αποκλίσεις από τις σημερινές παρατηρήσεις. Στο τελευταίο κεφάλαιο θα γίνει αναφορά σε επικαιροποιημένα στοιχεία). Τέλος στην παράγραφο 2.4, θα γίνει μια συγκριτική ανάλυση μεταξύ των παρατηρούμενων αποτελεσμάτων που προέκυψαν από την εφαρμογή των μεθόδων.

## 2.3 Εφαρμογή της μεθόδου και εμπειρική ανάλυση

### 2.3.1 Μοντελοποίηση επί συνολικού δείγματος

#### ΑΥΣΤΡΙΑ

Αρχικά κάνουμε ένα γράφημα για να ελέγξουμε την πιστότητα των δεδομένων.



Series: AUT	
Sample 1/02/1986 4/09/2010	
Observations 6326	
Mean	0.267781
Median	0.180000
Maximum	2.270000
Minimum	-0.240000
Std. Dev.	0.350226
Skewness	2.677290
Kurtosis	10.85051
Jarque-Bera	23802.11
Probability	0.000000

1) Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Null Hypothesis: AUT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=33)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.904179	0.0020
Test critical values: 1% level	-3.431206	
5% level	-2.861803	
10% level	-2.566952	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(AUT)

Method: Least Squares

Included observations: 6320 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AUT(-1)	-0.005719	0.001465	-3.904179	0.0001
D(AUT(-1))	-0.165064	0.012579	-13.12264	0.0000
D(AUT(-2))	-0.161150	0.012735	-12.65381	0.0000
D(AUT(-3))	-0.091349	0.012840	-7.114661	0.0000
D(AUT(-4))	-0.041580	0.012722	-3.268268	0.0011
D(AUT(-5))	-0.054428	0.012554	-4.335371	0.0000
C	0.001163	0.000642	1.810779	0.0702
R-squared	0.050023	Mean dependent var	-0.000242	
Adjusted R-squared	0.049120	S.D. dependent var	0.041489	
S.E. of regression	0.040458	Akaike info criterion	-3.576019	
Sum squared resid	10.33321	Schwarz criterion	-3.568541	
Log likelihood	11307.22	F-statistic	55.40430	
Durbin-Watson stat	1.997655	Prob(F-statistic)	0.000000	

Παρατηρούμε ότι επιλέγοντας διάστημα εμπιστοσύνης 5%, η μηδενική υπόθεση  $H_0$  : η σειρά έχει μοναδιαία ρίζα απορρίπτεται, καθώς είναι  $p = 0.0020 < 0.05$  .  
 Άρα η σειρά είναι στάσιμη.

## 2) Διάγραμμα συσχετίσεων-αυτοσυσχετίσεων

Το δεύτερο βήμα αφορά τις αυτοσυσχετίσεις, οι οποίες αποτελούν βασική πληροφορία για την τάξη του μοντέλου που θα επιλέξουμε.

Sample: 1/02/1986 4/09/2010

Included observations: 6326

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*****	*****	1	0.992	0.992	6226.8	0.000
*****	*	2	0.986	0.113	12377.	0.000
*****	*	3	0.981	0.123	18473.	0.000
*****		4	0.977	0.055	24520.	0.000
*****		5	0.973	0.017	30518.	0.000
*****		6	0.970	0.045	36472.	0.000
*****		7	0.965	-0.023	42378.	0.000
*****		8	0.961	-0.012	48232.	0.000
*****		9	0.957	0.009	54037.	0.000
*****		10	0.953	0.010	59798.	0.000
*****		11	0.950	0.008	65514.	0.000
*****		12	0.946	0.012	71187.	0.000

Η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση, απορρίπτεται.

Μετά από μια τέτοιου είδους παρατήρηση, η επιλογή μας είναι να δούμε μετά από ποιο βήμα η εξασθένιση της αυτοσυσχέτισης είναι σημαντικότερη.

Αν θεωρήσουμε ότι αυτό συμβαίνει μετά την έκτη υστέρηση, θα ελέγξουμε το μοντέλο AR(6) :

Dependent Variable: AUT

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/10/1986 4/09/2010

Included observations: 6320 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001163	0.000642	1.810779	0.0702
AUT(-1)	0.829218	0.012568	65.97924	0.0000
AUT(-2)	0.003914	0.016334	0.239601	0.8106
AUT(-3)	0.069800	0.016322	4.276430	0.0000
AUT(-4)	0.049770	0.016320	3.049549	0.0023
AUT(-5)	-0.012848	0.016332	-0.786674	0.4315
AUT(-6)	0.054428	0.012554	4.335371	0.0000
R-squared	0.986540	Mean dependent var		0.266679
Adjusted R-squared	0.986528	S.D. dependent var		0.348559
S.E. of regression	0.040458	Akaike info criterion		-3.576019
Sum squared resid	10.33321	Schwarz criterion		-3.568541
Log likelihood	11307.22	F-statistic		77119.67
Durbin-Watson stat	1.997655	Prob(F-statistic)		0.000000

Μία πρώτη διερεύνηση μας δείχνει ότι ο σταθερός όρος καθώς και οι υστερήσεις 2 και 5 έχουν prob  $\gg 0,005$  και τους θεωρούμε μή σημαντικούς. Άρα θα επιλέξουμε να τις απαλείψουμε από την εξίσωση :



Dependent Variable: AUT

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/10/1986 4/09/2010

Included observations: 6320 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AUT(-1)	0.831251	0.009637	86.25850	0.0000
AUT(-3)	0.072170	0.014225	5.073544	0.0000
AUT(-4)	0.043598	0.014222	3.065492	0.0022
AUT(-6)	0.048882	0.009618	5.082117	0.0000
R-squared	0.986532	Mean dependent var		0.266679
Adjusted R-squared	0.986526	S.D. dependent var		0.348559
S.E. of regression	0.040461	Akaike info criterion		-3.576345
Sum squared resid	10.33966	Schwarz criterion		-3.572072
Log likelihood	11305.25	Durbin-Watson stat		2.001003

Το παραπάνω μοντέλο έχει τη μορφή :

$$r_t = 0.831251 r_{t-1} + 0.072170 r_{t-3} + 0.043598 r_{t-4} + 0.048882 r_{t-6} + \alpha_t$$

όπου  $\sigma_\alpha^2 = 0.040461$ .

Δηλαδή, τα spreads της Αυστρίας ακολουθούν μοντέλο AR(6) και πιο συγκεκριμένα η πρόβλεψη του 98.6 % της τιμής της επόμενης μέρας απαιτεί τη γνώση των τιμών για 6 ημέρες πριν.

Τα κατάλοιπα μετά την κατάστροφη της εξίσωσης έχουν την παρακάτω διάρθρωση :

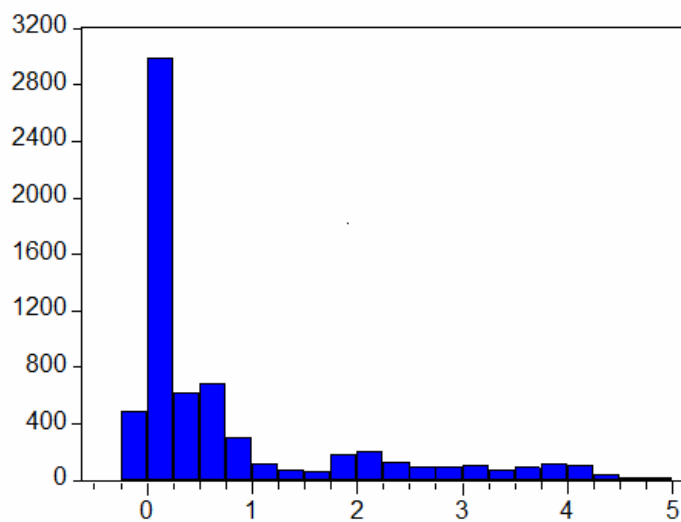
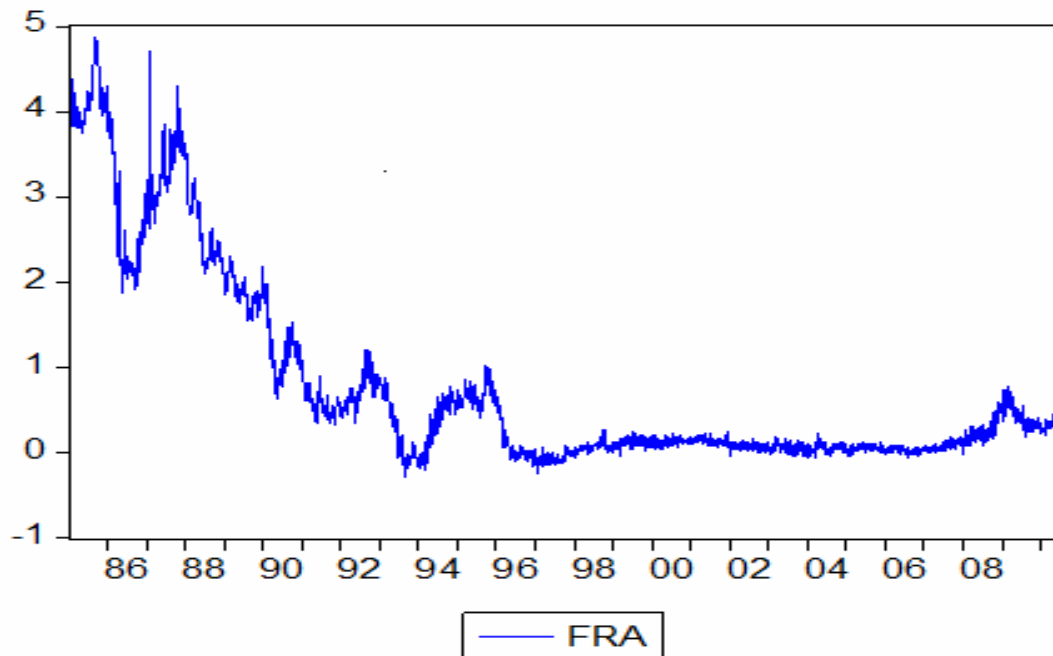
Sample: 1/10/1986 4/09/2010

Included observations: 6320

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.001	-0.001	0.0040	0.949
		2 0.004	0.004	0.1028	0.950
		3 0.001	0.001	0.1139	0.990
		4 0.008	0.008	0.5692	0.966
		5 -0.006	-0.006	0.8240	0.975
		6 0.015	0.015	2.1789	0.903
		7 0.003	0.003	2.2245	0.946
		8 -0.022	-0.022	5.1717	0.739
		9 -0.022	-0.022	8.3123	0.503
		10 -0.010	-0.010	8.8898	0.543
		11 -0.008	-0.008	9.2937	0.595
		12 0.009	0.009	9.7657	0.637

Παρατηρούμε από το Q-stat ότι με ισχυρές πιθανότητες που κυμαίνονται έως και 94.9% έχουμε απαλείψει τελείως την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων, άρα το μοντέλο μας είναι ιδανικά διαρθρωμένο.

# ΓΑΛΛΙΑ



Series: FRA	
Sample 2/01/1985 5/20/2010	
Observations 6594	
Mean	0.782572
Median	0.180000
Maximum	4.870000
Minimum	-0.280000
Std. Dev.	1.150499
Skewness	1.710845
Kurtosis	4.840703
Jarque-Bera	4147.669
Probability	0.000000

- Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Null Hypothesis: FRA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 6 (Automatic based on SIC, MAXLAG=34)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.806762	0.0573
Test critical values:		
1% level	-3.431164	
5% level	-2.861785	
10% level	-2.566942	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(FRA)

Method: Least Squares

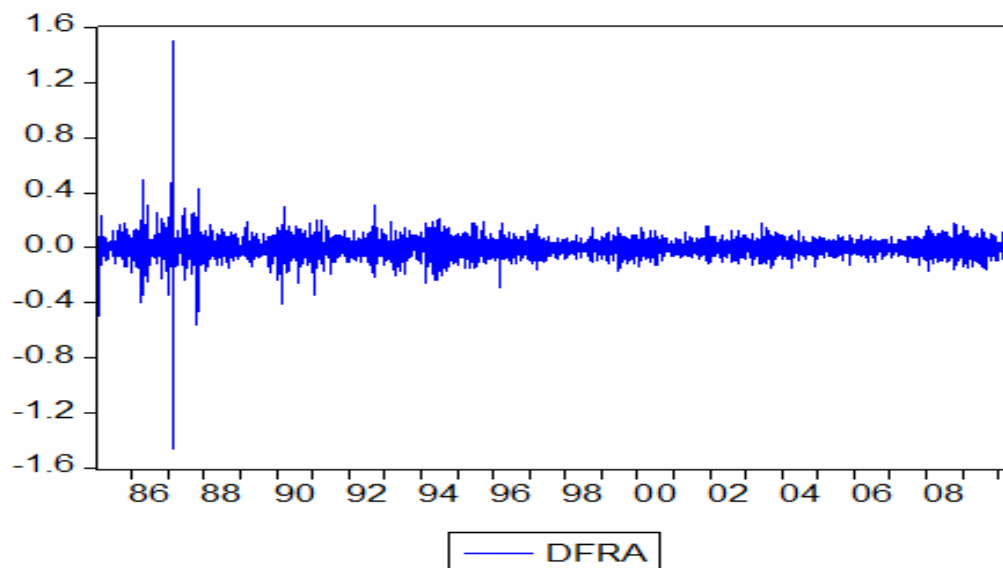
Sample (adjusted): 2/12/1985 5/20/2010

Included observations: 6587 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FRA(-1)	-0.001791	0.000638	-2.806762	0.0050
D(FRA(-1))	-0.314098	0.012309	-25.51803	0.0000
D(FRA(-2))	-0.158383	0.012871	-12.30525	0.0000
D(FRA(-3))	-0.112665	0.012977	-8.682145	0.0000
D(FRA(-4))	-0.084677	0.012976	-6.525778	0.0000
D(FRA(-5))	-0.076940	0.012868	-5.979095	0.0000
D(FRA(-6))	-0.047358	0.012249	-3.866140	0.0001
C	0.000380	0.000885	0.429441	0.6676
R-squared	0.097691	Mean dependent var		-0.000568
Adjusted R-squared	0.096730	S.D. dependent var		0.062463
S.E. of regression	0.059366	Akaike info criterion		-2.808991
Sum squared resid	23.18617	Schwarz criterion		-2.800741
Log likelihood	9259.412	F-statistic		101.7557
Durbin-Watson stat	2.003171	Prob(F-statistic)		0.000000

Έχοντας αποφασίσει να εργαστούμε σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5% για κάθε διενεργούμενο έλεγχο, παρατηρούμε ότι η σειρά των ομολόγων της Γαλλίας με πιθανότητα  $0.0573 > 0.05$  έχει μοναδιαία ρίζα. Οπότε οδηγούμαστε στη μελέτη των πρώτων διαφορών της σειράς, ορίζοντας τη σειρά dfra ως τη σειρά των διαφορών.

Το γράφημα της νέας σειράς είναι :



Επαναλαμβάνοντας τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας προκύπτει :

Null Hypothesis: DFRA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=34)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-41.63967	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.431164	
5% level	-2.861785	
10% level	-2.566942	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DFRA)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2/12/1985 5/20/2010

Included observations: 6587 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DFRA(-1)	-1.794549	0.043097	-41.63967	0.0000
D(DFRA(-1))	0.479869	0.038597	12.43278	0.0000
D(DFRA(-2))	0.321274	0.033172	9.685049	0.0000
D(DFRA(-3))	0.208564	0.027085	7.700370	0.0000
D(DFRA(-4))	0.123940	0.020253	6.119585	0.0000
D(DFRA(-5))	0.047121	0.012256	3.844850	0.0001
C	-0.001016	0.000732	-1.387969	0.1652
R-squared	0.642447	Mean dependent var	1.52E-06	
Adjusted R-squared	0.642121	S.D. dependent var	0.099287	
S.E. of regression	0.059397	Akaike info criterion	-2.808098	
Sum squared resid	23.21394	Schwarz criterion	-2.800879	
Log likelihood	9255.471	F-statistic	1970.479	
Durbin-Watson stat	2.003178	Prob(F-statistic)	0.000000	

Η σειρά έχει πλέον απαλλαγεί από τη μοναδιαία ρίζα.

- Διάγραμμα συσχετίσεων-αυτοσυσχετίσεων

Sample: 2/01/1985 5/20/2010

Included observations: 6593

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	-0.262	-0.262	452.74	0.000
	*	2	-0.040	-0.117	463.39	0.000
	*	3	-0.032	-0.081	470.12	0.000
	*	4	-0.017	-0.058	471.95	0.000
	*	5	-0.026	-0.060	476.25	0.000
		6	-0.009	-0.047	476.84	0.000
		7	-0.003	-0.033	476.92	0.000
		8	0.014	-0.007	478.27	0.000
		9	-0.004	-0.011	478.38	0.000
		10	0.008	0.000	478.80	0.000
		11	0.030	0.033	484.88	0.000
		12	-0.011	0.008	485.71	0.000

Μετά από δοκιμές, καταλήγουμε σε ένα μοντέλο ARMA(3,2) :

Included observations: 6590 after adjustments

Convergence achieved after 38 iterations

Backcast: 2/05/1985 2/06/1985

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DFRA(-1)	-0.567361	0.045227	-12.54464	0.0000
DFRA(-2)	0.462652	0.052077	8.884022	0.0000
DFRA(-3)	0.069519	0.019627	3.542051	0.0004
MA(1)	0.252262	0.043133	5.848504	0.0000
MA(2)	-0.707953	0.036855	-19.20925	0.0000
R-squared	0.096752	Mean dependent var		-0.000578
Adjusted R-squared	0.096203	S.D. dependent var		0.062458
S.E. of regression	0.059377	Akaike info criterion		-2.809053
Sum squared resid	23.21646	Schwarz criterion		-2.803899
Log likelihood	9260.829	Durbin-Watson stat		1.998693
Inverted MA Roots	.72	-.98		

Το μοντέλο για τις πρώτες διαφορές του spread της Γαλλίας τελικά είναι ARMA(3,2) και έχει την παρακάτω μορφή :

$$r_t = -0.567361 r_{t-1} + 0.462652 r_{t-2} + 0.069519 r_{t-3} + a_t + 0.252262 a_{t-1} - 0.707953 a_{t-2}$$

Τα κατάλοιπα εμφανίζουν την παρακάτω κατανομή :

Sample: 2/07/1985 5/20/2010

Included observations: 6590

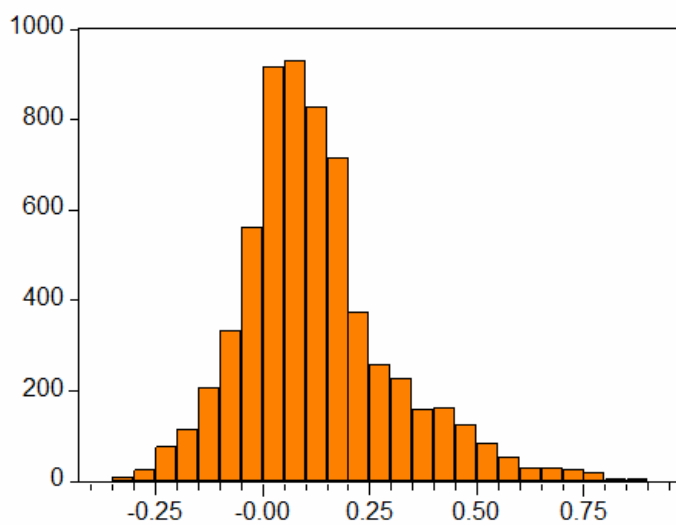
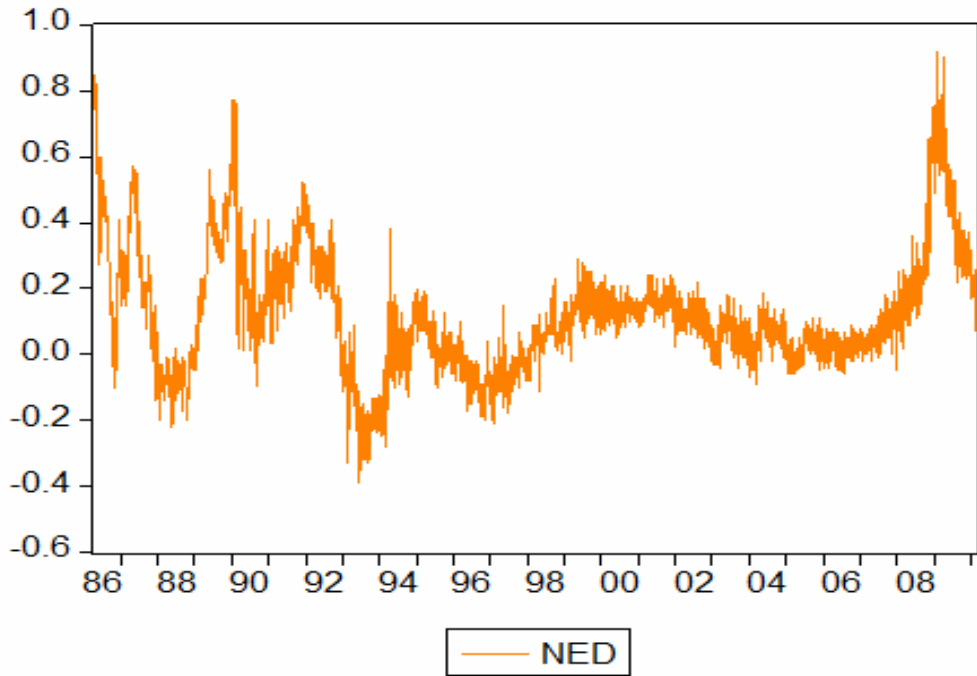
Q-statistic  
probabilities  
adjusted for 2 ARMA  
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.000	-0.000	1.E-05	
		2 0.004	0.004	0.1188	
		3 -0.005	-0.005	0.2865	0.592
		4 0.001	0.001	0.2894	0.865
		5 -0.025	-0.025	4.5475	0.208
		6 -0.005	-0.005	4.7202	0.317
		7 0.000	0.000	4.7202	0.451
		8 0.028	0.028	9.8911	0.129
		9 0.006	0.006	10.146	0.180
		10 0.025	0.024	14.242	0.076
		11 0.033	0.033	21.470	0.011
		12 0.004	0.004	21.589	0.017

Πρόβλημα στα κατάλοιπα έχουμε μετά την ενδέκατη υστέρηση, γεγονός όμως που δεν μας προβληματίζει λόγω της μεγάλης χρονικής απόκλισης. Οι πιθανότητες για την απουσία αυτοσυσχέτισης είναι ισχυρές και το μοντέλο έχει καλή προσαρμογή στο δείγμα σύμφωνα με τον τελευταίο έλεγχο.



# ΟΛΛΑΝΔΙΑ



Series: NED	
Sample 4/15/1986 5/20/2010	
Observations 6284	
Mean	0.119688
Median	0.090000
Maximum	0.920000
Minimum	-0.390000
Std. Dev.	0.178222
Skewness	0.890084
Kurtosis	4.396229
Jarque-Bera	1340.181
Probability	0.000000

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Null Hypothesis: NED has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 10 (Automatic based on SIC, MAXLAG=33)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.665601	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.431213	
5% level	-2.861806	
10% level	-2.566954	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(NED)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 4/30/1986 5/20/2010

Included observations: 6273 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NED(-1)	-0.014349	0.003075	-4.665601	0.0000
D(NED(-1))	-0.442546	0.012805	-34.56105	0.0000
D(NED(-2))	-0.280322	0.013944	-20.10345	0.0000
D(NED(-3))	-0.214728	0.014367	-14.94541	0.0000
D(NED(-4))	-0.149453	0.014593	-10.24118	0.0000
D(NED(-5))	-0.137846	0.014670	-9.396697	0.0000
D(NED(-6))	-0.080775	0.014655	-5.511825	0.0000
D(NED(-7))	-0.062708	0.014553	-4.308979	0.0000
D(NED(-8))	-0.049741	0.014296	-3.479492	0.0005
D(NED(-9))	-0.062176	0.013827	-4.496826	0.0000
D(NED(-10))	-0.056654	0.012619	-4.489598	0.0000
C	0.001489	0.000644	2.310779	0.0209

R-squared	0.183270	Mean dependent var	-8.77E-05
Adjusted R-squared	0.181835	S.D. dependent var	0.046443
S.E. of regression	0.042009	Akaike info criterion	-3.499974
Sum squared resid	11.04893	Schwarz criterion	-3.487073
Log likelihood	10989.67	F-statistic	127.7216
Durbin-Watson stat	2.001215	Prob(F-statistic)	0.000000

Με πιθανότητα  $0.0001 < 0,05$  , απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα.

Ελεγχος συσχετίσεων-αυτοσυσχετίσεων

Sample: 4/15/1986 5/20/2010

Included observations: 6284

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*****	*****	1	0.965	0.965	5852.8	0.000
*****	**	2	0.953	0.314	11559.	0.000
*****	*	3	0.944	0.162	17159.	0.000
*****	*	4	0.937	0.119	22683.	0.000
*****		5	0.930	0.064	28126.	0.000
*****	*	6	0.926	0.084	33520.	0.000
*****		7	0.920	0.031	38847.	0.000
*****		8	0.914	0.021	44107.	0.000
*****		9	0.908	0.011	49300.	0.000
*****		10	0.904	0.029	54442.	0.000
*****		11	0.901	0.051	59551.	0.000
*****		12	0.896	0.007	64606.	0.000

Μετά από δοκιμές καταλήγουμε σε ένα μοντέλο ARMA(5,2)

Dependent Variable: NED

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 4/22/1986 5/20/2010

Included observations: 6279 after adjustments

Convergence achieved after 8 iterations

Backcast: 4/18/1986 4/21/1986

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NED(-1)	1.162024	0.020996	55.34501	0.0000
NED(-3)	-0.130583	0.016601	-7.866198	0.0000
NED(-5)	-0.033382	0.013184	-2.531897	0.0114
MA(1)	-0.621286	0.023357	-26.59943	0.0000
MA(2)	-0.175502	0.015176	-11.56458	0.0000
R-squared	0.943890	Mean dependent var		0.119159
Adjusted R-squared	0.943855	S.D. dependent var		0.177302
S.E. of regression	0.042012	Akaike info criterion		-3.500934
Sum squared resid	11.07358	Schwarz criterion		-3.495563
Log likelihood	10996.18	Durbin-Watson stat		1.999372
Inverted MA Roots	.83	-.21		

Το μοντέλο έχει την παρακάτω μορφή :

$$r_t = 1.162024 r_{t-1} - 0.130583 r_{t-3} - 0.033382 r_{t-5} + \alpha_t - 0.621286 \alpha_{t-1} - 0.175502 \alpha_{t-2}$$

Πρόκειται για μια εξίσωση επεξήγησης του επόμενου spread, η οποία απαιτεί τις τιμές για τις προηγούμενες 5 ημέρες [ARMA(5,2)]. Η σχέση πρόβλεψης της τιμής  $r_t$  σε συνάρτηση με τις προηγούμενες ανέρχεται σε ποσοστό 94.4 %.

Η διάρθρωση των καταλοίπων που απομένουν μετά την εφαρμογή του μοντέλου έχουν την παρακάτω μορφή :

Sample: 4/22/1986 5/20/2010

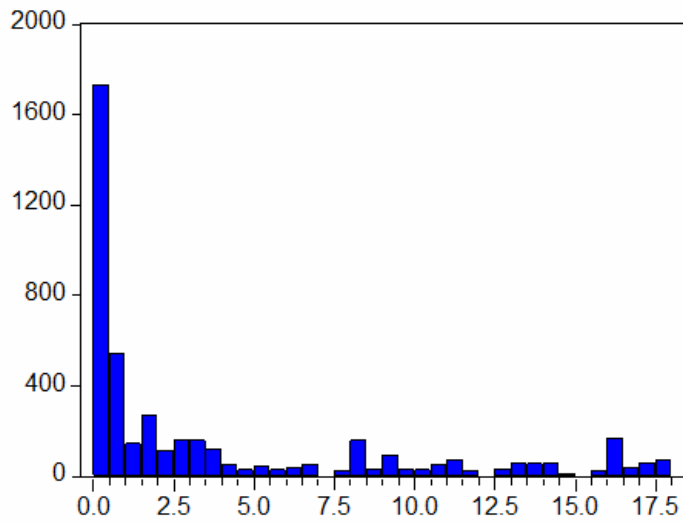
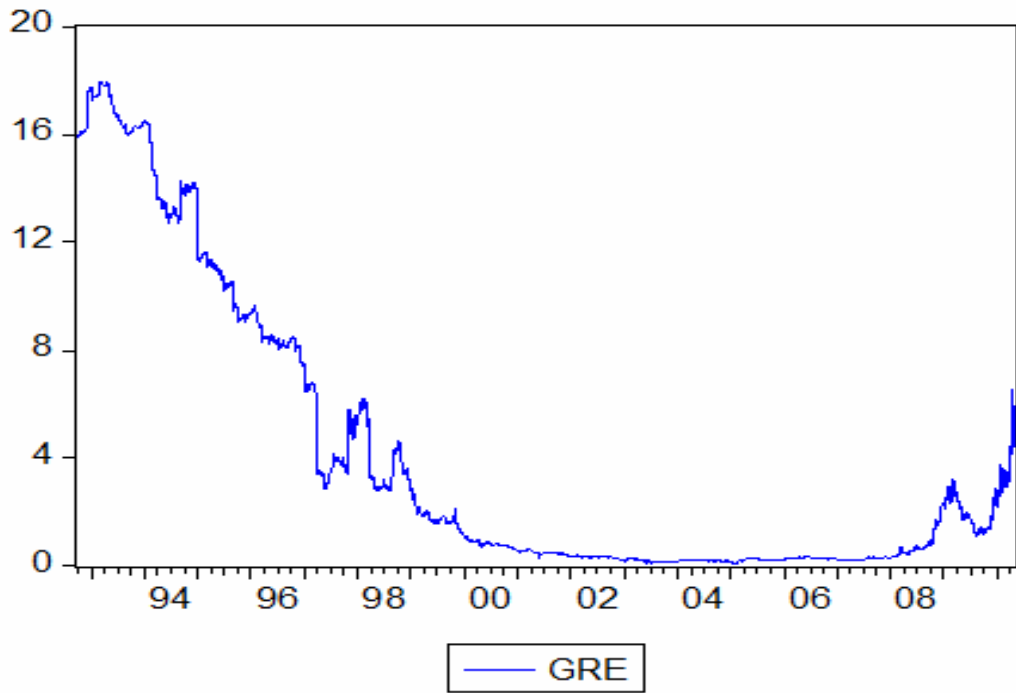
Included observations: 6279

Q-statistic  
probabilities  
adjusted for 2 ARMA  
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.000	-0.000	0.0003	
		2 -0.001	-0.001	0.0066	
		3 0.000	0.000	0.0066	0.935
		4 -0.003	-0.003	0.0833	0.959
		5 -0.010	-0.010	0.7116	0.870
		6 0.023	0.023	4.1720	0.383
		7 0.009	0.009	4.7331	0.449
		8 0.001	0.001	4.7392	0.578
		9 -0.027	-0.027	9.3863	0.226
		10 -0.025	-0.024	13.165	0.106
		11 0.015	0.015	14.554	0.104
		12 -0.020	-0.020	16.981	0.075

Το Q-stat μας υποδεικνύει ότι έχουμε απαλλαγή από τα κατάλοιπα και τις συσχετίσεις αυτών και το μοντέλο είναι καθαρό στην πρόβλεψή του, με πιθανότητες έως και 93.5 %.

ΕΛΛΑΔΑ



Series: GRE	
Sample 9/30/1992 5/20/2010	
Observations 4595	
Mean	4.041116
Median	1.130000
Maximum	17.97000
Minimum	0.110000
Std. Dev.	5.321600
Skewness	1.341403
Kurtosis	3.422288
Jarque-Bera	1412.154
Probability	0.000000

### Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Null Hypothesis: GRE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=31)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.507255	0.1137
Test critical values: 1% level	-3.431592	
5% level	-2.861974	
10% level	-2.567044	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GRE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/10 Time: 18:42

Sample (adjusted): 10/07/1992 5/20/2010

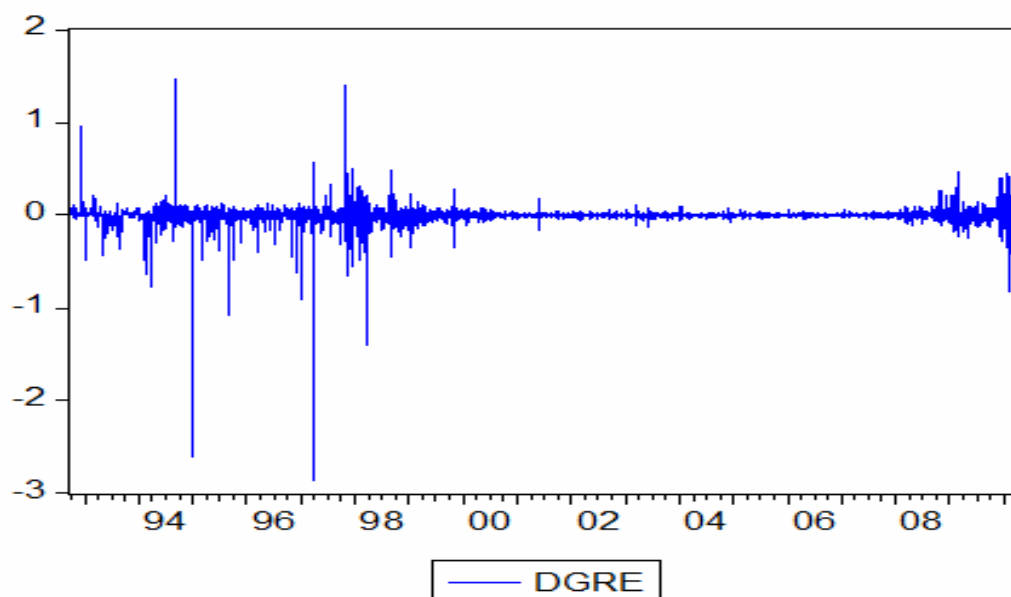
Included observations: 4590 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GRE(-1)	-0.000733	0.000292	-2.507255	0.0122
D(GRE(-1))	0.030118	0.014718	2.046322	0.0408
D(GRE(-2))	-0.040770	0.014706	-2.772294	0.0056
D(GRE(-3))	-0.050778	0.014710	-3.452002	0.0006
D(GRE(-4))	0.077285	0.014731	5.246265	0.0000
C	0.000647	0.001949	0.331920	0.7400
R-squared	0.012493	Mean dependent var	-0.002349	
Adjusted R-squared	0.011416	S.D. dependent var	0.105773	
S.E. of regression	0.105167	Akaike info criterion	-1.665220	
Sum squared resid	50.69988	Schwarz criterion	-1.656813	
Log likelihood	3827.681	F-statistic	11.59838	
Durbin-Watson stat	2.000464	Prob(F-statistic)	0.000000	

Με πιθανότητα  $0,1137 > 0,05$  δεν μπορούμε να απορρίψουμε την  $H_0$  και η σειρά μας έχει μοναδιαία ρίζα.

Θα το αντιμετωπίσουμε δημιουργώντας μια νέα σειρά (dgre), η οποία θα περιέχει τις πρώτες διαφορές.

Το γράφημα της νέας σειράς είναι :



Επαναλαμβάνοντας τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας προκύπτει :

Null Hypothesis: DGRE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=31)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-32.92307	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.431592	
5% level	-2.861974	
10% level	-2.567044	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DGRE)

Method: Least Squares



Sample (adjusted): 10/07/1992 5/20/2010

Included observations: 4590 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DGRE(-1)	-0.981475	0.029811	-32.92307	0.0000
D(DGRE(-1))	0.012278	0.025375	0.483872	0.6285
D(DGRE(-2))	-0.027879	0.020534	-1.357725	0.1746
D(DGRE(-3))	-0.078018	0.014737	-5.293978	0.0000
C	-0.002302	0.001555	-1.480372	0.1388
R-squared	0.491344	Mean dependent var	1.09E-05	
Adjusted R-squared	0.490900	S.D. dependent var	0.147479	
S.E. of regression	0.105228	Akaike info criterion	-1.664286	
Sum squared resid	50.76941	Schwarz criterion	-1.657279	
Log likelihood	3824.535	F-statistic	1107.238	
Durbin-Watson stat	2.000566	Prob(F-statistic)	0.000000	

Έχοντας πλέον απαλλαγεί από τη μοναδιαία ρίζα, μπορούμε να ελέγξουμε τις συσχετίσεις και τις αυτοσυσχετίσεις :

Sample: 9/30/1992 5/20/2010

Included observations: 4594

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.028	0.028	3.5749	0.059
		2	-0.044	-0.045	12.582	0.002
		3	-0.051	-0.049	24.720	0.000
*	*	4	0.074	0.076	50.170	0.000
		5	0.017	0.008	51.519	0.000
		6	0.004	0.007	51.586	0.000
		7	0.013	0.022	52.363	0.000
		8	-0.019	-0.024	53.987	0.000
		9	-0.022	-0.021	56.207	0.000
		10	0.011	0.012	56.757	0.000

Ύστερα από δοκιμές καταλήγουμε σε ένα μοντέλο ARMA(3,2) :

Dependent Variable: DGRE

Method: Least Squares

Date: 05/30/10 Time: 19:02

Sample (adjusted): 10/06/1992 5/20/2010

Included observations: 4591 after adjustments

Convergence achieved after 10 iterations

Backcast: 10/02/1992 10/05/1992

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DGRE(-1)	-0.727476	0.118232	-6.152954	0.0000
DGRE(-2)	-0.473850	0.114657	-4.132743	0.0000
DGRE(-3)	-0.075401	0.017396	-4.334311	0.0000
MA(1)	0.759549	0.118291	6.421003	0.0000
MA(2)	0.456809	0.118880	3.842616	0.0001
R-squared	0.010120	Mean dependent var		-0.002348
Adjusted R-squared	0.009256	S.D. dependent var		0.105761
S.E. of regression	0.105271	Akaike info criterion		-1.663474
Sum squared resid	50.82172	Schwarz criterion		-1.656469
Log likelihood	3823.505	Durbin-Watson stat		1.999589
Inverted MA Roots	-.38-.56i	-.38+.56i		

Το μοντέλο για τις πρώτες διαφορές των τιμών έχει την παρακάτω μορφή :

$$r_t = -0.727476 r_{t-1} - 0.473850 r_{t-2} - 0.075401 r_{t-3} + \alpha_t + 0.759549 \alpha_{t-1} + 0.456809 \alpha_{t-2}$$

Πρόκειται για ARMA(3,2) με  $R^2$  λίγο πάνω από 1%.

Και τα κατάλοιπα είναι τα παρακάτω :

Sample: 10/06/1992 5/20/2010

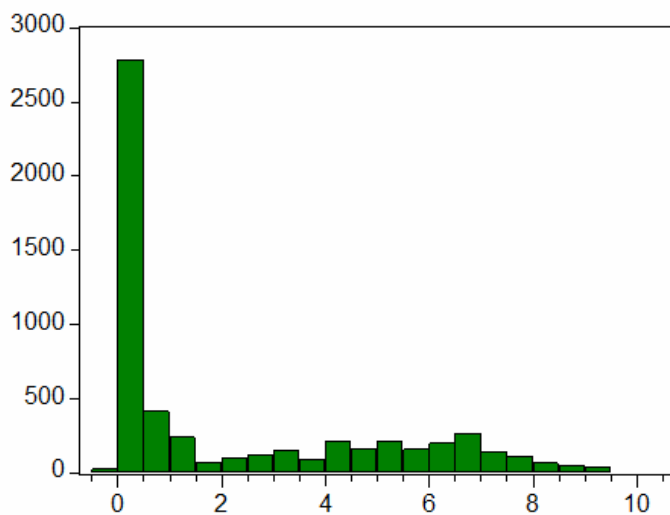
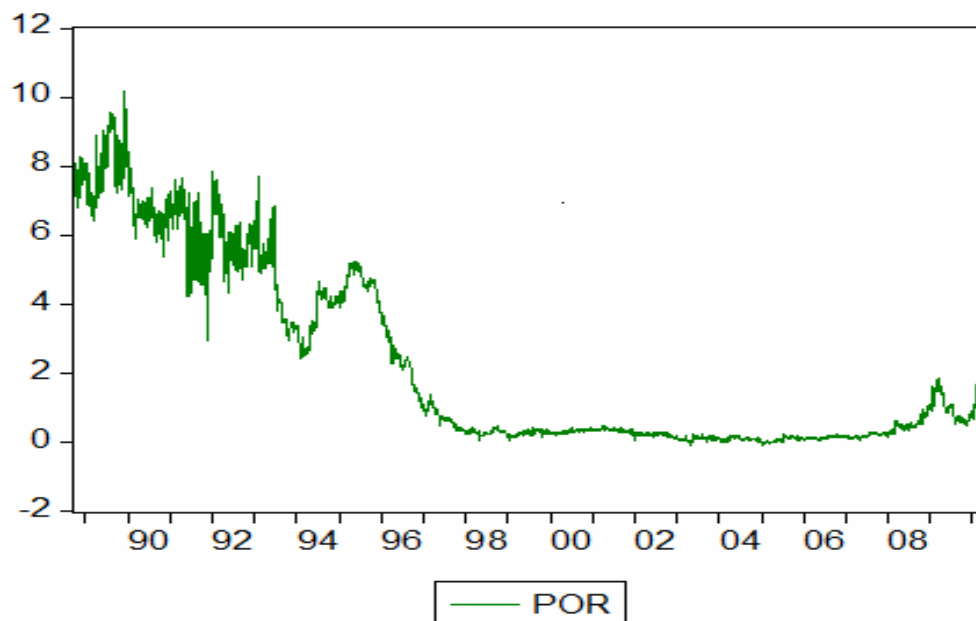
Included observations: 4591

Q-statistic  
probabilities  
adjusted for 2 ARMA  
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.000	-0.000	0.0005	
		2 0.001	0.001	0.0047	
		3 0.006	0.006	0.1445	0.704
		4 0.016	0.016	1.3285	0.515
		5 0.029	0.029	5.2113	0.157
		6 0.017	0.017	6.5773	0.160
		7 0.002	0.002	6.5938	0.253
		8 -0.017	-0.018	7.9544	0.241
		9 -0.016	-0.017	9.1664	0.241
		10 0.009	0.008	9.5444	0.298
		11 0.024	0.023	12.228	0.201
		12 0.021	0.022	14.281	0.161

Τα κατάλοιπα δεν φέρουν πλέον συσχετίσεις και το μοντέλο έχει καταστρωθεί επιτυχώς, χωρίς εξωγενείς εξαρτήσεις. Οι πιθανότητες που μας οδηγούν στο συμπέρασμα αυτό είναι από 16.1% έως 70.4%, πολύ μεγαλύτερες από το επιλεγμένο διάστημα εμπιστοσύνης του 5%.

## ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ



Series: POR	
Sample 10/04/1988 5/20/2010	
Observations 5637	
Mean	2.262900
Median	0.500000
Maximum	10.20000
Minimum	-0.060000
Std. Dev.	2.690981
Skewness	0.954580
Kurtosis	2.419647
Jarque-Bera	935.2028
Probability	0.000000

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Null Hypothesis: POR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 6 (Automatic based on SIC, MAXLAG=32)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.980877	0.2955
Test critical values:		
1% level	-3.431331	
5% level	-2.861858	
10% level	-2.566982	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(POR)

Method: Least Squares

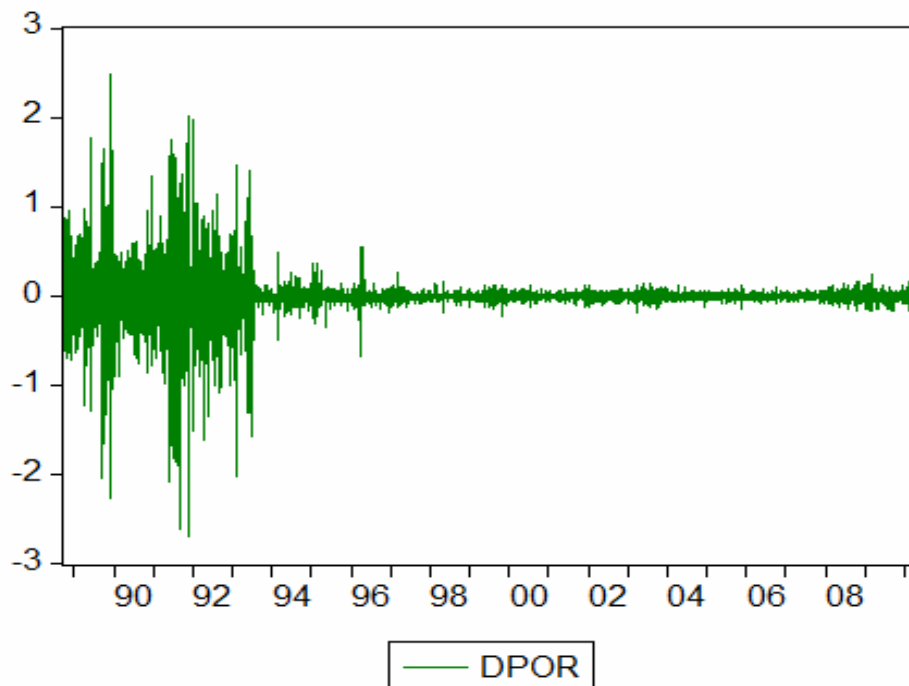
Sample (adjusted): 10/13/1988 5/20/2010

Included observations: 5630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POR(-1)	-0.002019	0.001019	-1.980877	0.0477
D(POR(-1))	-0.578501	0.013253	-43.65045	0.0000
D(POR(-2))	-0.389930	0.015244	-25.57862	0.0000
D(POR(-3))	-0.221224	0.015880	-13.93122	0.0000
D(POR(-4))	-0.201260	0.015878	-12.67532	0.0000
D(POR(-5))	-0.116836	0.015233	-7.669832	0.0000
D(POR(-6))	-0.119244	0.013217	-9.022062	0.0000
C	0.001986	0.003577	0.555165	0.5788
R-squared	0.265018	Mean dependent var		-0.000950
Adjusted R-squared	0.264103	S.D. dependent var		0.239289
S.E. of regression	0.205273	Akaike info criterion		-0.327533
Sum squared resid	236.8940	Schwarz criterion		-0.318103
Log likelihood	930.0048	F-statistic		289.5956
Durbin-Watson stat	2.005717	Prob(F-statistic)		0.000000

Με πιθανότητα  $0.2955 > 0.05$  δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και η σειρά έχει μοναδιαία ρίζα. Και πάλι θα αντιμετωπίσουμε το πρόβλημα αυτό με τη δημιουργία της σειράς των πρώτων διαφορών  $dpor$ .

Το νέο γράφημα έχει ως εξής :



Null Hypothesis: DPOR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=32)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-44.38573	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.431331	
5% level	-2.861858	
10% level	-2.566982	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DPOR)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 10/13/1988 5/20/2010

Included observations: 5630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DPOR(-1)	-2.630791	0.059271	-44.38573	0.0000
D(DPOR(-1))	1.050984	0.053518	19.63794	0.0000
D(DPOR(-2))	0.660131	0.045183	14.61026	0.0000
D(DPOR(-3))	0.438262	0.035557	12.32559	0.0000
D(DPOR(-4))	0.236538	0.024656	9.593345	0.0000
D(DPOR(-5))	0.119410	0.013220	9.032412	0.0000
C	-0.002577	0.002737	-0.941397	0.3465
R-squared	0.740236	Mean dependent var		0.000133
Adjusted R-squared	0.739959	S.D. dependent var		0.402646
S.E. of regression	0.205326	Akaike info criterion		-0.327190
Sum squared resid	237.0594	Schwarz criterion		-0.318940
Log likelihood	928.0407	F-statistic		2670.593
Durbin-Watson stat	2.005752	Prob(F-statistic)		0.000000

Έχοντας απαλλαχθεί από τη μοναδιαία ρίζα, θα ελέγξουμε τις συσχετίσεις και τις αυτοσυσχετίσεις :

Sample: 10/04/1988 5/20/2010

Included observations: 5636

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
***	***	1	-0.415	-0.415	971.83	0.000
	**	2	-0.048	-0.266	984.68	0.000
	*	3	0.052	-0.109	999.86	0.000
*	*	4	-0.067	-0.130	1025.0	0.000
		5	0.045	-0.049	1036.5	0.000
*	*	6	-0.073	-0.120	1066.5	0.000
		7	0.065	-0.027	1090.3	0.000

				8	-0.030	-0.048	1095.4	0.000
				9	0.038	0.021	1103.6	0.000
				10	-0.028	-0.018	1108.2	0.000
				11	0.018	0.017	1109.9	0.000
				12	-0.016	-0.016	1111.4	0.000

Μετά τις δοκιμές που υπαγορεύουν τα κατάλοιπα καταλήγουμε στο παρακάτω μοντέλο ARMA(3,2) :

Dependent Variable: DPOR

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 10/10/1988 5/20/2010

Included observations: 5633 after adjustments

Convergence achieved after 9 iterations

Backcast: 10/06/1988 10/07/1988

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DPOR(-1)	-0.783978	0.031349	-25.00822	0.0000
DPOR(-2)	0.159435	0.038763	4.113082	0.0000
DPOR(-3)	0.077136	0.020741	3.719070	0.0002
MA(1)	0.207153	0.028011	7.395469	0.0000
MA(2)	-0.682593	0.021798	-31.31397	0.0000
R-squared	0.270171	Mean dependent var	-0.000889	
Adjusted R-squared	0.269652	S.D. dependent var	0.239653	
S.E. of regression	0.204808	Akaike info criterion	-0.332599	
Sum squared resid	236.0742	Schwarz criterion	-0.326708	
Log likelihood	941.7652	Durbin-Watson stat	2.001102	
Inverted MA Roots	.73	-.94		

Το μοντέλο έχει την παρακάτω μορφή :

$$r_t = -0.783978 r_{t-1} + 0.159435 r_{t-2} + 0.077136 r_{t-3} + \alpha_t + 0.207153 \alpha_{t-1} - 0.682593 \alpha_{t-2}$$



Σύμφωνα με το  $R^2$ , η σειρά συμμετέχει αυτοτελώς στη διαμόρφωση του 27% του spread της επόμενης ημέρας.

Τα κατάλοιπα που απομένουν μετά την κατάστροση της εξίσωσης είναι :

Sample: 10/10/1988 5/20/2010

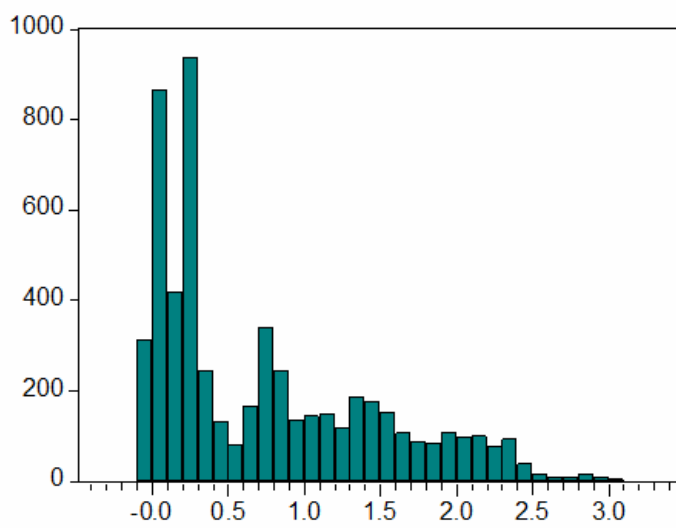
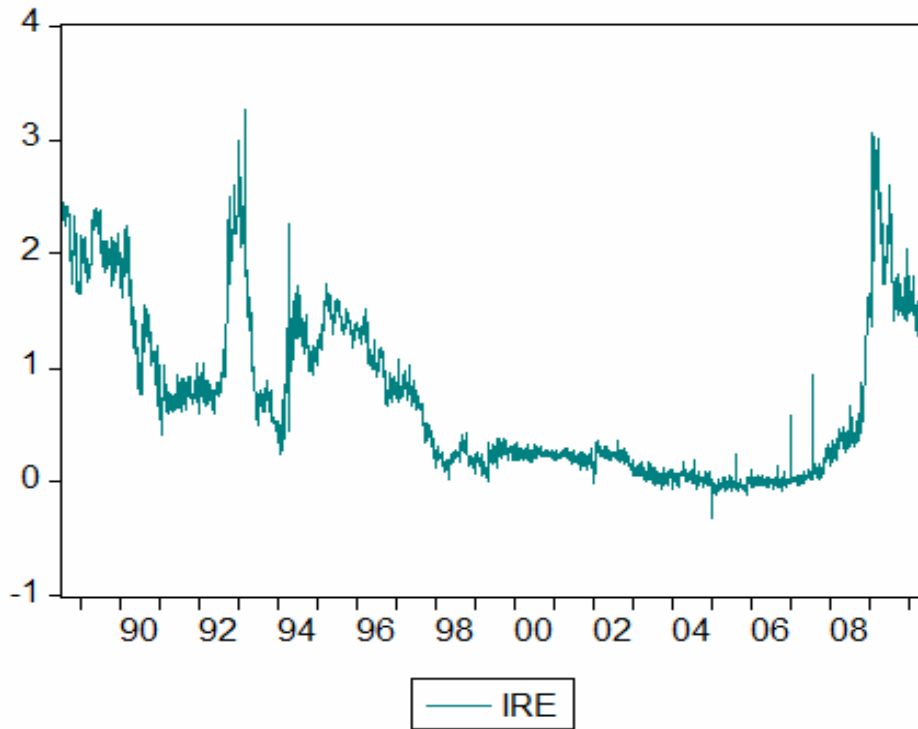
Included observations: 5633

Q-statistic  
probabilities  
adjusted for 2 ARMA  
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.001	-0.001	0.0032	
		2 0.001	0.001	0.0092	
		3 0.005	0.005	0.1338	0.714
		4 0.002	0.002	0.1513	0.927
		5 -0.023	-0.023	3.0394	0.386
		6 -0.015	-0.015	4.2616	0.372
		7 0.020	0.020	6.4840	0.262
		8 0.027	0.027	10.593	0.102
		9 0.020	0.020	12.790	0.077
		10 0.010	0.009	13.350	0.100
		11 -0.000	-0.001	13.350	0.147
		12 0.008	0.009	13.738	0.185

Και στην περίπτωση της Πορτογαλίας έχουμε επιτύχει να απαλλαγούμε από τις συσχετίσεις, άρα το μοντέλο είναι καλό για την περιγραφή του spread της χώρας.

# IPΛΑΝΔΙΑ



Series: IRE	
Sample 8/01/1988 5/20/2010	
Observations 5682	
Mean	0.738261
Median	0.430000
Maximum	3.330000
Minimum	-0.310000
Std. Dev.	0.725569
Skewness	0.891249
Kurtosis	2.742714
Jarque-Bera	767.8967
Probability	0.000000

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Null Hypothesis: IRE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=32)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.638175	0.0853
Test critical values:		
1% level	-3.431322	
5% level	-2.861854	
10% level	-2.566980	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IRE)

Method: Least Squares

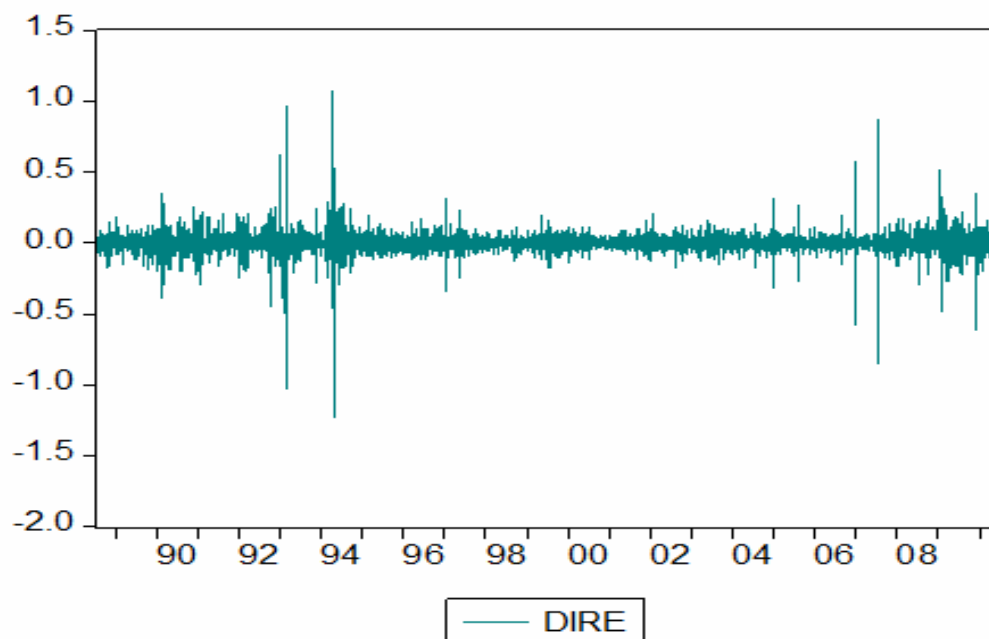
Sample (adjusted): 8/09/1988 5/20/2010

Included observations: 5676 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IRE(-1)	-0.003468	0.001315	-2.638175	0.0084
D(IRE(-1))	-0.287307	0.013265	-21.65893	0.0000
D(IRE(-2))	-0.110877	0.013795	-8.037723	0.0000
D(IRE(-3))	-0.060471	0.013845	-4.367648	0.0000
D(IRE(-4))	-0.033724	0.013790	-2.445576	0.0145
D(IRE(-5))	-0.070909	0.013254	-5.350042	0.0000
C	0.002424	0.001356	1.787764	0.0739
R-squared	0.083528	Mean dependent var	-7.93E-05	
Adjusted R-squared	0.082558	S.D. dependent var	0.074625	
S.E. of regression	0.071478	Akaike info criterion	-2.437609	
Sum squared resid	28.96388	Schwarz criterion	-2.429415	
Log likelihood	6924.935	F-statistic	86.11279	
Durbin-Watson stat	2.001080	Prob(F-statistic)	0.000000	

Τα αποτελέσματα του ελέγχου μας οδηγούν στη δημιουργία της σειράς dire των πρώτων διαφορών, καθώς με πιθανότητα  $0.0853 > 0.05$  δεν απορρίπτεται η  $H_0$ .

Το νέο γράφημα έχει την παρακάτω μορφή :



Null Hypothesis: DIRE has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=32)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-40.40413	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.431322	
5% level	-2.861854	
10% level	-2.566980	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DIRE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 8/09/1988 5/20/2010

Included observations: 5676 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIRE(-1)	-1.571168	0.038886	-40.40413	0.0000
D(DIRE(-1))	0.281685	0.034248	8.224888	0.0000
D(DIRE(-2))	0.169035	0.028435	5.944520	0.0000
D(DIRE(-3))	0.106999	0.021614	4.950384	0.0000
D(DIRE(-4))	0.071918	0.013255	5.425637	0.0000
C	-0.000131	0.000949	-0.138514	0.8898
R-squared	0.635577	Mean dependent var	-1.76E-06	
Adjusted R-squared	0.635256	S.D. dependent var	0.118416	
S.E. of regression	0.071516	Akaike info criterion	-2.436734	
Sum squared resid	28.99944	Schwarz criterion	-2.429711	
Log likelihood	6921.452	F-statistic	1977.768	
Durbin-Watson stat	2.001227	Prob(F-statistic)	0.000000	

Ο επανέλεγχος της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας απορρίπτει την  $H_0$ .

Διάγραμμα συσχετίσεων-αυτοσυσχετίσεων

Date: 05/30/10 Time: 20:08

Sample: 8/01/1988 5/20/2010

Included observations: 5681

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	-0.259	-0.259	380.84	0.000
	*	2	-0.020	-0.093	383.04	0.000
		3	-0.017	-0.051	384.75	0.000

				4	0.007	-0.015	384.99	0.000
*		*		5	-0.058	-0.068	403.92	0.000
				6	0.022	-0.014	406.67	0.000
				7	0.012	0.007	407.46	0.000
				8	-0.001	0.002	407.47	0.000
				9	-0.018	-0.018	409.25	0.000
				10	-0.020	-0.035	411.42	0.000
				11	0.012	-0.005	412.18	0.000
				12	-0.031	-0.035	417.77	0.000

Σύμφωνα με το παραπάνω διάγραμμα και ύστερα από δοκιμές, κρίνουμε ως καταλληλότερο ένα μοντέλο ARMA(4,3) :

Dependent Variable: DIRE

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 8/08/1988 5/20/2010

Included observations: 5677 after adjustments

Convergence achieved after 12 iterations

Backcast: 8/03/1988 8/05/1988

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIRE(-1)	-0.293284	0.013229	-22.17021	0.0000
DIRE(-3)	0.441831	0.076497	5.775808	0.0000
DIRE(-4)	0.114495	0.023844	4.801898	0.0000
MA(2)	-0.119558	0.013345	-8.959032	0.0000
MA(3)	-0.469675	0.074423	-6.310911	0.0000
R-squared	0.082503	Mean dependent var	-7.05E-05	
Adjusted R-squared	0.081856	S.D. dependent var	0.074622	
S.E. of regression	0.071502	Akaike info criterion	-2.437293	
Sum squared resid	28.99856	Schwarz criterion	-2.431442	
Log likelihood	6923.257	Durbin-Watson stat	1.997119	
Inverted MA Roots	.83	-.41-.63i	-.41+.63i	

Το μοντέλο έχει την παρακάτω μορφή :

$$r_t = - 0.293284 r_{t-1} + 0.441831 r_{t-3} + 0.114495 r_{t-4} + \alpha_t - 0.119558 \alpha_{t-2} - 0.469675 \alpha_{t-3}$$

Πράγματι, το μοντέλο που επεξηγεί την ίδια τη σειρά είναι ένα ARMA(3,2), προσαρμοσμένο στις πρώτες διαφορές των τιμών του spread.

Τα εναπομείναντα κατάλοιπα εμφανίζουν την ακόλουθη προσαρμογή :

Sample: 8/08/1988 5/20/2010

Included observations: 5677

Q-statistic

probabilities

adjusted for 2 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.001	0.001	0.0109	
		2	0.004	0.004	0.0977	
		3	-0.004	-0.004	0.2096	0.647
		4	-0.001	-0.001	0.2219	0.895
		5	-0.014	-0.014	1.2993	0.729
		6	0.022	0.022	3.9647	0.411
		7	0.020	0.020	6.2171	0.286
		8	0.015	0.015	7.5430	0.274
		9	-0.015	-0.015	8.8534	0.263
		10	-0.022	-0.022	11.618	0.169
		11	0.005	0.006	11.747	0.228
		12	-0.031	-0.031	17.205	0.070

Με σημαντικές πιθανότητες που προκύπτουν από το Q-stat, η αυτοσυσχέτιση έχει εξαλειφθεί και συνεπώς έχουμε ένα ισχυρό μοντέλο για τη σειρά.

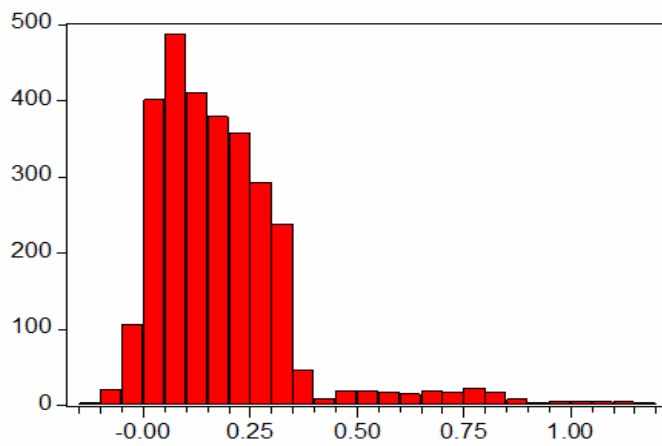
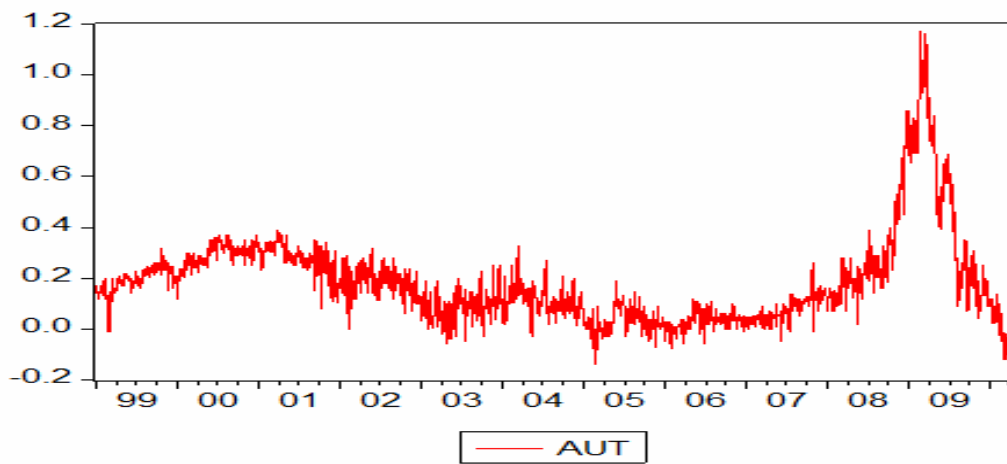
### 2.3.2 Μοντελοποίηση spreads χωρών μετά την είσοδό τους στην ONE

Ακολουθώντας την ίδια διαδικασία όπως και για την αρχική σειρά των spreads, θα προσπαθήσουμε να ερμηνεύσουμε τις ομοιότητες και τις διαφορές που θα προκύψουν, υπό το πρίσμα της εισόδου των χωρών στη νομισματική ένωση και θα διερευνήσουμε πόσο αυτή επηρέασε την πορεία των κρατικών ομολόγων.

Η πρώτη παρατήρηση σε κάθε δείγμα είναι κατά την ημερομηνία εισόδου της χώρας στην ONE και η τελευταία είναι στις 20/05/2010.



## Αυστρία



Series: AUT	
Sample 1/01/1999 4/09/2010	
Observations 2935	
Mean	0.182446
Median	0.150000
Maximum	1.170000
Minimum	-0.140000
Std. Dev.	0.176444
Skewness	2.150918
Kurtosis	9.627911
Jarque-Bera	7635.281
Probability	0.000000

### Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Null Hypothesis: AUT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 6 (Automatic based on SIC, MAXLAG=27)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.692288	0.0754
Test critical values:		
1% level	-3.432393	
5% level	-2.862328	
10% level	-2.567234	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(AUT)

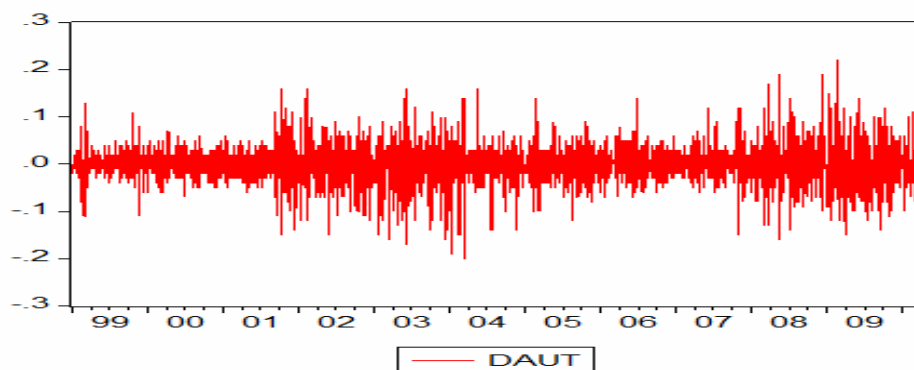
Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/12/1999 4/09/2010

Included observations: 2928 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AUT(-1)	-0.010683	0.003968	-2.692288	0.0071
D(AUT(-1))	-0.302667	0.018687	-16.19682	0.0000
D(AUT(-2))	-0.241125	0.019353	-12.45938	0.0000
D(AUT(-3))	-0.162449	0.019749	-8.225594	0.0000
D(AUT(-4))	-0.101983	0.019715	-5.172809	0.0000
D(AUT(-5))	-0.121526	0.019247	-6.313940	0.0000
D(AUT(-6))	-0.059315	0.018487	-3.208506	0.0013
C	0.001813	0.000999	1.815266	0.0696
R-squared	0.115351	Mean dependent var	-6.83E-05	
Adjusted R-squared	0.113230	S.D. dependent var	0.039464	
S.E. of regression	0.037163	Akaike info criterion	-3.744285	
Sum squared resid	4.032750	Schwarz criterion	-3.727940	
Log likelihood	5489.633	F-statistic	54.39187	
Durbin-Watson stat	2.000596	Prob(F-statistic)	0.000000	

Υπάρχει μοναδιαία ρίζα στο δείγμα, οπότε θα πάρουμε τις πρώτες διαφορές :



**Συσχετίσεις-αυτοσυσχετίσεις :**

Date: 06/13/10 Time: 14:25  
 Sample: 1/01/1999 4/09/2010  
 Included observations: 2934

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**	**	1	-0.227	-0.227	151.37	0.000
*	*	2	-0.122	-0.183	195.00	0.000
	*	3	-0.033	-0.117	198.17	0.000
	*	4	0.007	-0.060	198.33	0.000
*	*	5	-0.060	-0.106	209.09	0.000
	*	6	0.001	-0.063	209.10	0.000
		7	0.037	-0.011	213.04	0.000
		8	-0.030	-0.048	215.74	0.000
		9	-0.025	-0.053	217.53	0.000
		10	0.026	-0.013	219.57	0.000
		11	-0.018	-0.038	220.48	0.000
		12	-0.023	-0.046	221.99	0.000

Μετά από δοκιμές προκύπτει ένα μοντέλο AR(8), το οποίο επεξηγεί κατά 11,5 % την τιμή όπως αυτή διαμορφώνεται κατά την επόμενη παρατήρηση, και το οποίο φέρει τα παρακάτω χαρακτηριστικά :

Dependent Variable: DAUT

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/14/1999 4/09/2010

Included observations: 2926 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DAUT(-1)	-0.310277	0.018459	-16.80919	0.0000
DAUT(-2)	-0.249041	0.019198	-12.97229	0.0000
DAUT(-3)	-0.172233	0.019704	-8.740882	0.0000
DAUT(-4)	-0.109346	0.019659	-5.562067	0.0000
DAUT(-5)	-0.129370	0.019266	-6.715092	0.0000
DAUT(-6)	-0.068385	0.018659	-3.665025	0.0003
DAUT(-8)	-0.040705	0.017665	-2.304238	0.0213
R-squared	0.114703	Mean dependent var	-7.52E-05	
Adjusted R-squared	0.112883	S.D. dependent var	0.039476	
S.E. of regression	0.037181	Akaike info criterion	-3.743637	
Sum squared resid	4.035348	Schwarz criterion	-3.729328	
Log likelihood	5483.941	Durbin-Watson stat	2.006791	

Εξίσωση παλινδρόμησης :

$$r_t = -0.310277 r_{t-1} - 0.249041 r_{t-2} - 0.172233 r_{t-3} - 0.109346 r_{t-4} - 0.129370 r_{t-5} - 0.068385 r_{t-6} - 0.040705 r_{t-8} + a_t$$

Τα κατάλοιπα έχουν την παρακάτω διάρθρωση :

Date: 06/19/10 Time: 10:45

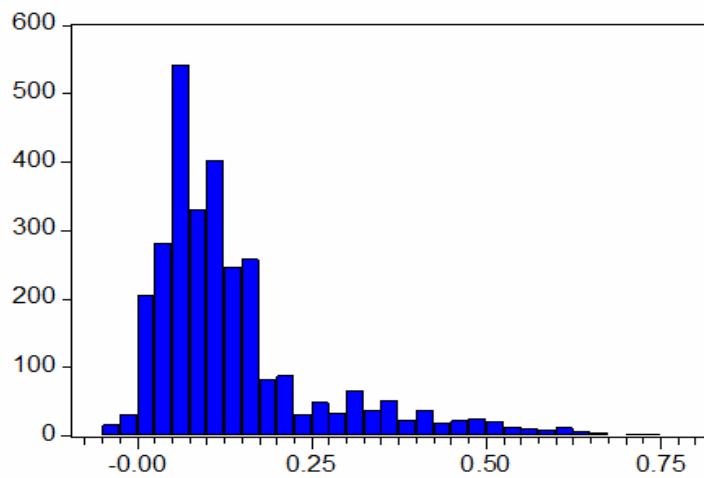
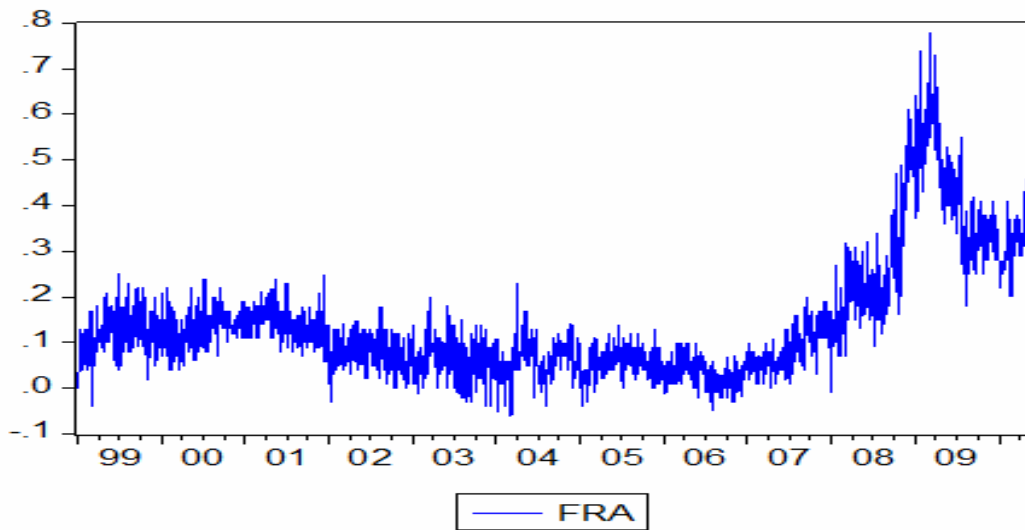
Sample: 1/14/1999 4/09/2010

Included observations: 2926

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.003	-0.003	0.0323	0.857
		2	-0.002	-0.002	0.0492	0.976
		3	-0.007	-0.007	0.2006	0.977
		4	-0.011	-0.011	0.5686	0.966
		5	-0.011	-0.011	0.9085	0.970
		6	-0.019	-0.019	1.9659	0.923
		7	-0.040	-0.041	6.7683	0.453
		8	-0.015	-0.016	7.4692	0.487
		9	-0.053	-0.054	15.611	0.075
		10	-0.007	-0.009	15.767	0.107

Η αυτοσυσχέτιση έχει απομακρυνθεί με πιθανότητα έως και 97.7 %.

## ΓΑΛΛΙΑ



Series: FRA	
Sample 1/01/1999 5/20/2010	
Observations 2964	
Mean	0.137675
Median	0.100000
Maximum	0.780000
Minimum	-0.060000
Std. Dev.	0.127425
Skewness	1.833541
Kurtosis	6.469449
Jarque-Bera	3147.344
Probability	0.000000

## Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Null Hypothesis: FRA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 7 (Automatic based on SIC, MAXLAG=27)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.324394	0.1643
Test critical values:		
1% level	-3.432372	
5% level	-2.862319	
10% level	-2.567229	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(FRA)

Method: Least Squares

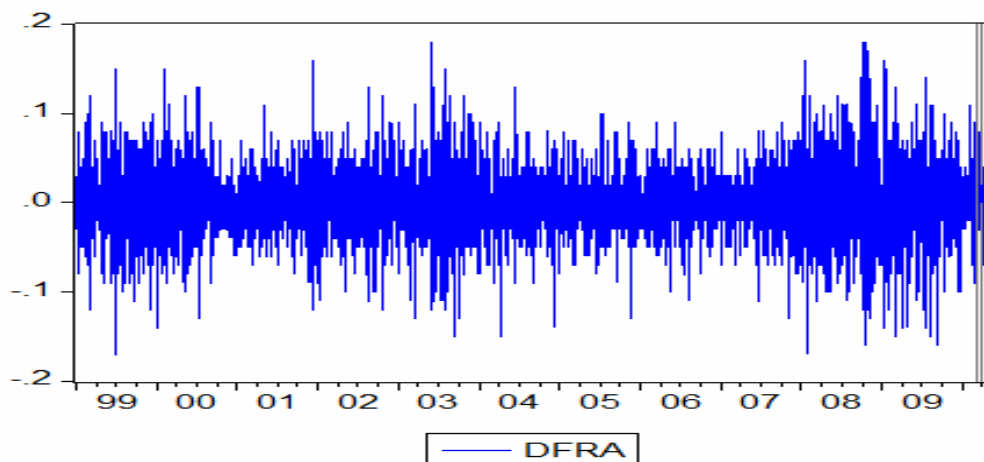
Date: 06/19/10 Time: 11:17

Sample (adjusted): 1/13/1999 5/20/2010

Included observations: 2956 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FRA(-1)	-0.012631	0.005434	-2.324394	0.0202
D(FRA(-1))	-0.677376	0.018941	-35.76262	0.0000
D(FRA(-2))	-0.485249	0.022500	-21.56633	0.0000
D(FRA(-3))	-0.367652	0.023871	-15.40164	0.0000
D(FRA(-4))	-0.274351	0.024219	-11.32782	0.0000
D(FRA(-5))	-0.204110	0.023724	-8.603656	0.0000
D(FRA(-6))	-0.149268	0.022210	-6.720853	0.0000
D(FRA(-7))	-0.076976	0.018389	-4.185994	0.0000
C	0.001998	0.001004	1.989889	0.0467
R-squared	0.324121	Mean dependent var	5.75E-05	
Adjusted R-squared	0.322286	S.D. dependent var	0.044286	
S.E. of regression	0.036458	Akaike info criterion	-3.782287	
Sum squared resid	3.917049	Schwarz criterion	-3.764045	
Log likelihood	5599.221	F-statistic	176.6561	
Durbin-Watson stat	2.002145	Prob(F-statistic)	0.000000	

Η σειρά έχει μοναδιαία ρίζα, οπότε θα δουλέψουμε στις πρώτες διαφορές :



**Συσχετίσεις-αυτοσυσχετίσεις :**

Date: 06/19/10 Time: 11:25  
 Sample: 1/01/1999 5/20/2010  
 Included observations: 2963

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
****	****	1 -0.456	-0.456	615.67	0.000
	**	2 -0.003	-0.266	615.71	0.000
	**	3 -0.016	-0.190	616.49	0.000
	*	4 -0.000	-0.138	616.49	0.000
	*	5 -0.003	-0.106	616.51	0.000
	*	6 -0.013	-0.100	617.01	0.000
	*	7 0.006	-0.080	617.10	0.000
		8 0.021	-0.034	618.43	0.000
		9 0.010	0.005	618.74	0.000
		10 -0.040	-0.035	623.39	0.000
		11 0.015	-0.027	624.02	0.000
		12 -0.023	-0.054	625.56	0.000

Ύστερα από δοκιμές καταλήγουμε σε ένα μοντέλο ARMA (3,2) για τις πρώτες διαφορές, το οποίο συμμετέχει κατά 33% στην εξήγηση για την τιμή που παρατηρούμε :

Dependent Variable: DFRA  
Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/07/1999 5/20/2010  
Included observations: 2960 after adjustments  
Convergence achieved after 17 iterations  
Backcast: 1/05/1999 1/06/1999

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DFRA(-1)	-0.812595	0.053773	-15.11147	0.0000
DFRA(-2)	0.200890	0.038318	5.242648	0.0000
DFRA(-3)	0.076969	0.022889	3.362707	0.0008
MA(1)	0.115199	0.050562	2.278373	0.0228
MA(2)	-0.795404	0.041120	-19.34353	0.0000
R-squared	0.330467	Mean dependent var	7.09E-05	
Adjusted R-squared	0.329561	S.D. dependent var	0.044315	
S.E. of regression	0.036285	Akaike info criterion	-3.793132	
Sum squared resid	3.890577	Schwarz criterion	-3.783008	
Log likelihood	5618.835	Durbin-Watson stat	2.000065	
Inverted MA Roots	.84	-.95		

Η εξίσωση είναι :

$$r_t = -0.812595 r_{t-1} + 0.200890 r_{t-2} + 0.076969 r_{t-3} + at + 0.115199a_{t-1} - 0.795404 a_{t-2}$$

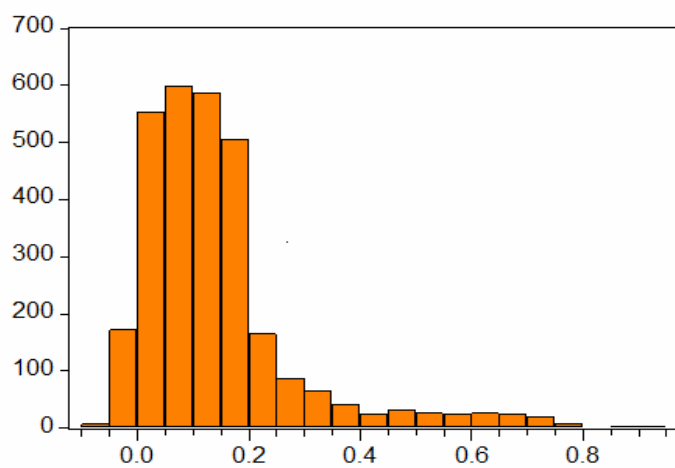
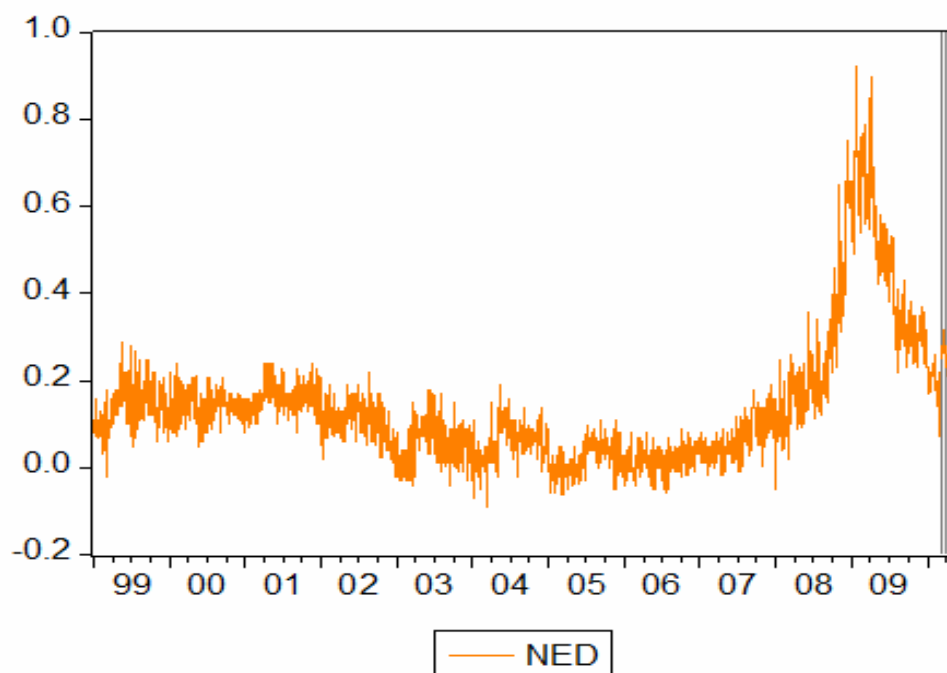
Και τα κατάλοιπα, τα οποία έχουν εμφανώς απαλλαγεί από κάθε μορφή συσχέτισης εμφανίζονται ως εξής :

Sample: 1/07/1999 5/20/2010  
Included observations: 2960  
Q-statistic  
probabilities  
adjusted for 2 ARMA  
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.003	-0.003	0.0341	
		2	-0.005	-0.005	0.0979	
		3	0.010	0.010	0.3973	0.528
		4	0.023	0.023	1.9576	0.376
		5	-0.002	-0.002	1.9685	0.579
		6	0.003	0.003	1.9958	0.737
		7	0.006	0.006	2.1015	0.835
		8	0.031	0.030	4.9307	0.553
		9	-0.012	-0.011	5.3375	0.619
		10	-0.049	-0.049	12.331	0.137



## ΟΛΛΑΝΔΙΑ



Series: NED	
Sample 1/01/1999 5/20/2010	
Observations 2966	
Mean	0.137522
Median	0.110000
Maximum	0.920000
Minimum	-0.090000
Std. Dev.	0.143681
Skewness	2.104876
Kurtosis	8.384168
Jarque-Bera	5772.735
Probability	0.000000

Null Hypothesis: NED has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 6 (Automatic based on SIC, MAXLAG=28)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.643804	0.0843
Test critical values:		
1% level	-3.432370	
5% level	-2.862318	
10% level	-2.567228	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

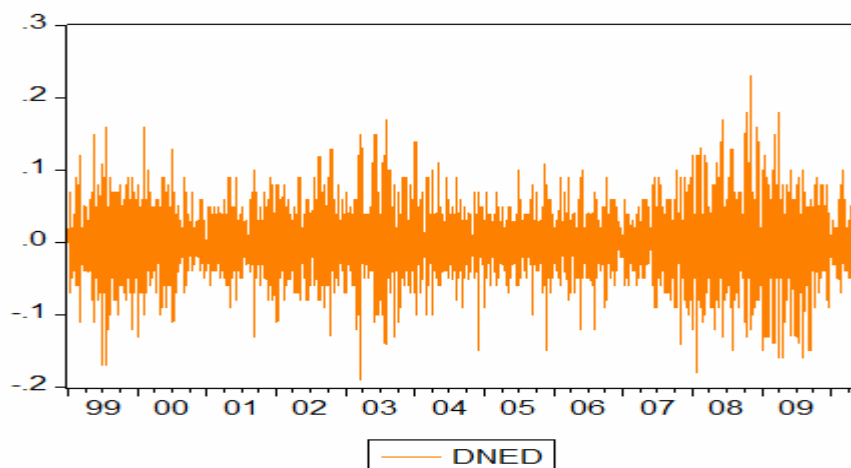
Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(NED)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/12/1999 5/20/2010  
 Included observations: 2959 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NED(-1)	-0.013110	0.004959	-2.643804	0.0082
D(NED(-1))	-0.633291	0.018777	-33.72777	0.0000
D(NED(-2))	-0.406727	0.021939	-18.53921	0.0000
D(NED(-3))	-0.276184	0.022947	-12.03555	0.0000
D(NED(-4))	-0.164161	0.022888	-7.172400	0.0000
D(NED(-5))	-0.129258	0.021754	-5.941907	0.0000
D(NED(-6))	-0.064350	0.018373	-3.502380	0.0005
C	0.001914	0.000973	1.965988	0.0494
R-squared	0.297090	Mean dependent var		2.03E-05
Adjusted R-squared	0.295423	S.D. dependent var		0.045048
S.E. of regression	0.037813	Akaike info criterion		-3.709623
Sum squared resid	4.219427	Schwarz criterion		-3.693421
Log likelihood	5496.387	F-statistic		178.1803
Durbin-Watson stat	2.002645	Prob(F-statistic)		0.000000

Το δείγμα έχει μοναδιαία ρίζα.

Μετά τη διόρθωση μέσω των πρώτων διαφορών, το γράφημα της σειράς είναι :



**Συσχετίσεις-αυτοσυσχετίσεις :**

Sample: 1/01/1999 5/20/2010

Included observations: 2965

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
****	****	1	-0.454	-0.454	611.10	0.000
	**	2	0.005	-0.253	611.18	0.000
	*	3	-0.020	-0.177	612.37	0.000
	*	4	0.029	-0.086	614.88	0.000
	*	5	-0.037	-0.090	618.91	0.000
	*	6	0.008	-0.068	619.12	0.000
		7	0.012	-0.034	619.52	0.000
		8	0.003	-0.012	619.56	0.000
		9	-0.009	-0.013	619.81	0.000
		10	-0.029	-0.054	622.26	0.000
		11	0.019	-0.037	623.36	0.000
		12	-0.020	-0.053	624.54	0.000

Με τη μέθοδο από το γενικότερο προς το ειδικότερο (παραμετροποίηση), καταλήγουμε σε ένα μοντέλο ARMA(4,1) το οποίο περιγράφει την τιμή κατά περίπου 30 %:

Dependent Variable: DNED  
Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/08/1999 5/20/2010  
Included observations: 2961 after adjustments  
Convergence achieved after 23 iterations  
Backcast: 1/07/1999

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DNED(-1)	0.238859	0.028106	8.498449	0.0000
DNED(-2)	0.149347	0.023941	6.238147	0.0000
DNED(-3)	0.077244	0.022006	3.510135	0.0005
DNED(-4)	0.068866	0.021178	3.251731	0.0012
MA(1)	-0.898346	0.020717	-43.36356	0.0000
R-squared	0.304605	Mean dependent var	3.38E-05	
Adjusted R-squared	0.303664	S.D. dependent var	0.045039	
S.E. of regression	0.037584	Akaike info criterion	-3.722811	
Sum squared resid	4.175428	Schwarz criterion	-3.712691	
Log likelihood	5516.622	Durbin-Watson stat	1.999553	
Inverted MA Roots	.90			

Το μοντέλο έχει εξίσωση :

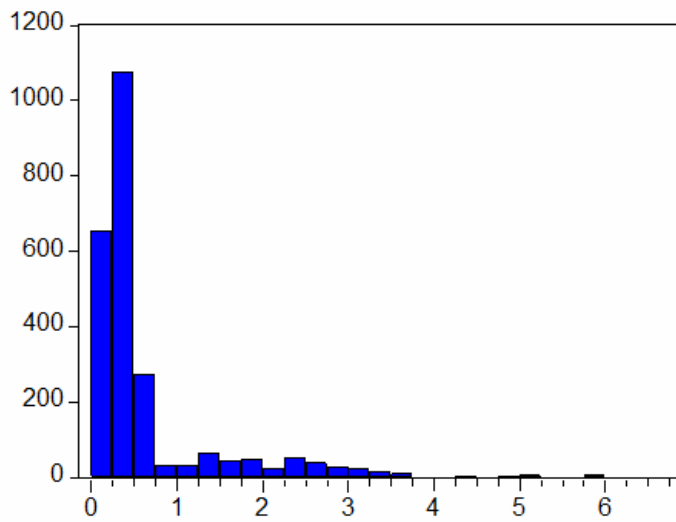
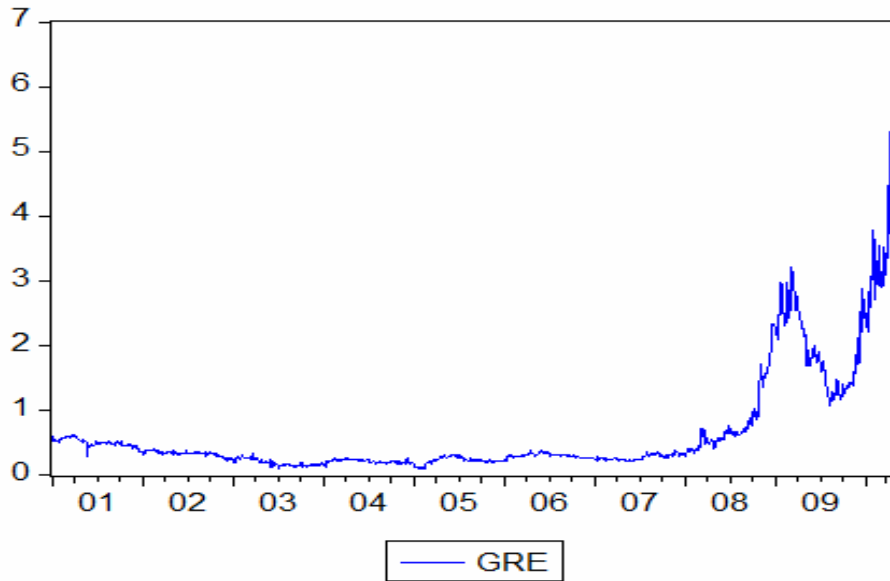
$$r_t = 0.238859 r_{t-1} + 0.149347 r_{t-2} + 0.077244 r_{t-3} + 0.068866 r_{t-4} + \alpha_t - 0.898346 \alpha_{t-1}$$

Τα κατάλοιπα μας δείχνουν, με πιθανότητες που φτάνουν και το 99.7 %, ότι το μοντέλο μας έχει απαλλαγεί από αυτοσυσχετίσεις.

Sample: 1/08/1999 5/20/2010  
Included observations: 2961  
Q-statistic  
probabilities  
adjusted for 1 ARMA  
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.000	0.000	4.E-05	
		2	-0.002	-0.002	0.0130	0.909
		3	-0.002	-0.002	0.0257	0.987
		4	-0.003	-0.003	0.0456	0.997
		5	-0.001	-0.001	0.0471	1.000
		6	0.025	0.025	1.8493	0.870
		7	0.029	0.029	4.3815	0.625
		8	0.009	0.010	4.6459	0.703
		9	-0.020	-0.020	5.8572	0.663
		10	-0.045	-0.044	11.749	0.228

ΕΛΛΑΔΑ



Series: GRE	
Sample 1/01/2001 5/20/2010	
Observations 2442	
Mean	0.661155
Median	0.320000
Maximum	6.560000
Minimum	0.110000
Std. Dev.	0.867367
Skewness	2.945533
Kurtosis	13.13271
Jarque-Bera	13978.06
Probability	0.000000

Null Hypothesis: GRE has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 15 (Automatic based on SIC, MAXLAG=26)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.015261	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.432851	
5% level	-2.862531	
10% level	-2.567343	

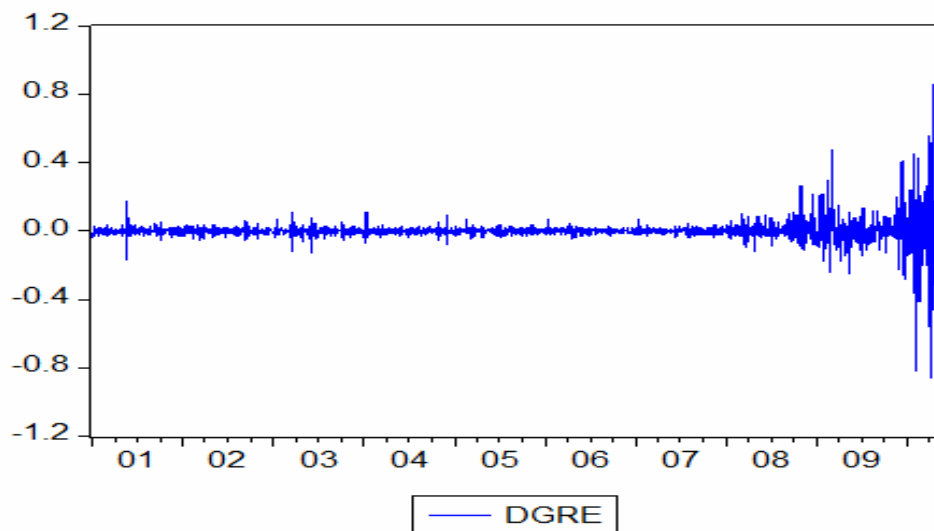
\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(GRE)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/23/2001 5/20/2010  
 Included observations: 2426 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GRE(-1)	0.005233	0.001736	3.015261	0.0026
D(GRE(-1))	0.081590	0.020485	3.982849	0.0001
D(GRE(-2))	-0.036796	0.020565	-1.789236	0.0737
D(GRE(-3))	-0.125697	0.020552	-6.116176	0.0000
D(GRE(-4))	0.043174	0.020590	2.096851	0.0361
D(GRE(-5))	-0.047992	0.020936	-2.292262	0.0220
D(GRE(-6))	0.052181	0.020882	2.498851	0.0125
D(GRE(-7))	0.013837	0.021026	0.658113	0.5105
D(GRE(-8))	-0.019307	0.021087	-0.915627	0.3600
D(GRE(-9))	-0.071699	0.022789	-3.146245	0.0017
D(GRE(-10))	-0.162224	0.022882	-7.089613	0.0000
D(GRE(-11))	0.076283	0.023101	3.302175	0.0010
D(GRE(-12))	-0.096084	0.023132	-4.153816	0.0000
D(GRE(-13))	-0.085058	0.023025	-3.694150	0.0002
D(GRE(-14))	0.003447	0.023014	0.149796	0.8809
D(GRE(-15))	0.111731	0.022869	4.885676	0.0000
C	-0.000993	0.001692	-0.586879	0.5573
R-squared	0.087111	Mean dependent var		0.001904
Adjusted R-squared	0.081048	S.D. dependent var		0.067526
S.E. of regression	0.064732	Akaike info criterion		-2.630148
Sum squared resid	10.09418	Schwarz criterion		-2.589547
Log likelihood	3207.370	F-statistic		14.36721
Durbin-Watson stat	1.996007	Prob(F-statistic)		0.000000

Η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας είναι χαρακτηριστική μετά την εφαρμογή των πρώτων διαφορών η σειρά έχει το ακόλουθο γράφημα :



**Συσχετίσεις-αυτοσυσχετίσεις :**

Sample: 1/01/2001 5/20/2010  
Included observations: 2441

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	0.084	0.084	17.046	0.000
		2	-0.039	-0.046	20.726	0.000
*	*	3	-0.127	-0.120	59.923	0.000
		4	0.026	0.046	61.584	0.000
		5	-0.021	-0.037	62.673	0.000
		6	0.026	0.018	64.269	0.000
		7	0.050	0.055	70.488	0.000
		8	0.010	-0.007	70.723	0.000
*		9	-0.066	-0.057	81.403	0.000
*		10	-0.067	-0.046	92.253	0.000
*	*	11	0.105	0.112	119.34	0.000
		12	0.033	-0.003	121.96	0.000

Ακολουθώντας την ίδια διαδικασία όπως και στις προηγούμενες περιπτώσεις, καταλήγουμε σε ένα μοντέλο ARMA(10,1).

Dependent Variable:

DGRE

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/16/2001 5/20/2010

Included observations: 2431 after adjustments

Convergence achieved after 7 iterations

Backcast: 1/15/2001

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DGRE(-1)	-0.524205	0.064270	-8.156329	0.0000
DGRE(-3)	-0.137583	0.017658	-7.791610	0.0000
DGRE(-9)	-0.065573	0.021869	-2.998507	0.0027
DGRE(-10)	-0.187838	0.021799	-8.616935	0.0000
MA(1)	0.613091	0.063641	9.633604	0.0000
R-squared	0.056472	Mean dependent var		0.001896
Adjusted R-squared	0.054916	S.D. dependent var		0.067458
S.E. of regression	0.065579	Akaike info criterion		-2.609064
Sum squared resid	10.43331	Schwarz criterion		-2.597143
Log likelihood	3176.317	Durbin-Watson stat		1.977740
Inverted MA Roots	-0.61			

Το μοντέλο έχει εξίσωση :

$$r_t = -0.524205 r_{t-1} - 0.137583 r_{t-3} - 0.065573 r_{t-9} - 0.187838 r_{t-10} + \alpha_t + 0.613091 \alpha_{t-1}$$

Τα κατάλοιπα, απαλλαγμένα από συσχετίσεις μέχρι και 10 ημέρες πίσω, έχουν την εξής διάρθρωση :

Sample: 1/16/2001 5/20/2010

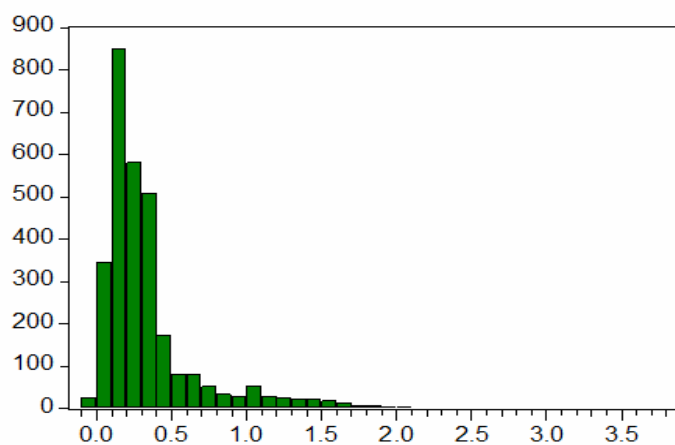
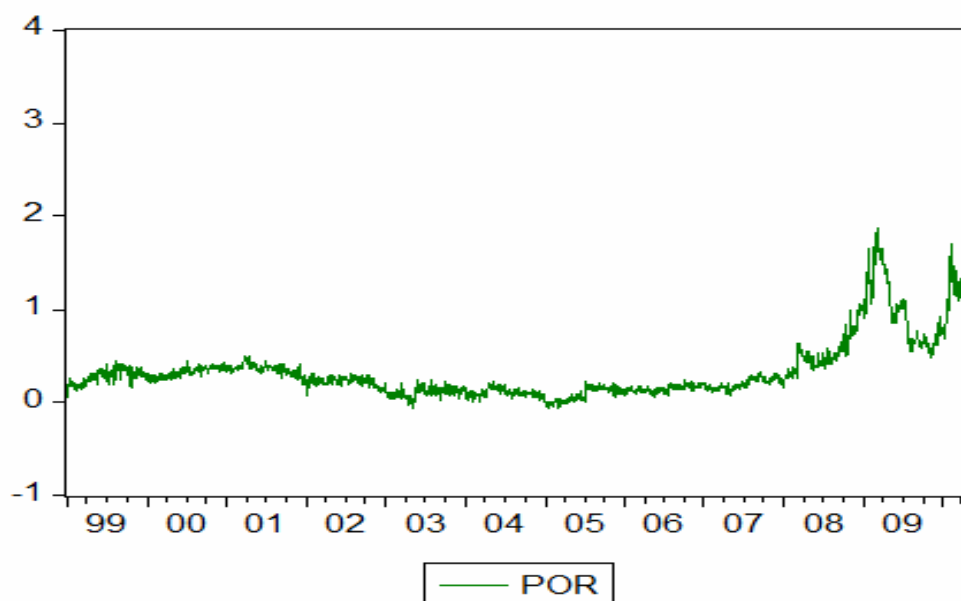
Included observations: 2431

Q-statistic  
probabilities  
adjusted for 1 ARMA  
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.009	0.009	0.2181	
		2	0.012	0.012	0.5455	0.460
		3	-0.028	-0.028	2.4411	0.295
		4	-0.022	-0.021	3.5873	0.310
		5	0.001	0.002	3.5897	0.464
		6	0.008	0.007	3.7336	0.588
		7	0.051	0.049	10.005	0.124
		8	-0.009	-0.011	10.212	0.177
		9	0.012	0.011	10.550	0.229
		10	0.030	0.033	12.774	0.173



## ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ



Series: POR	
Sample 1/01/1999 5/20/2010	
Observations 2964	
Mean	0.344055
Median	0.240000
Maximum	3.790000
Minimum	-0.060000
Std. Dev.	0.358917
Skewness	2.905306
Kurtosis	15.07651
Jarque-Bera	22181.25
Probability	0.000000

Null Hypothesis: POR has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 7 (Automatic based on SIC, MAXLAG=27)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.970515	0.7656
Test critical values:		
1% level	-3.432372	
5% level	-2.862319	
10% level	-2.567229	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

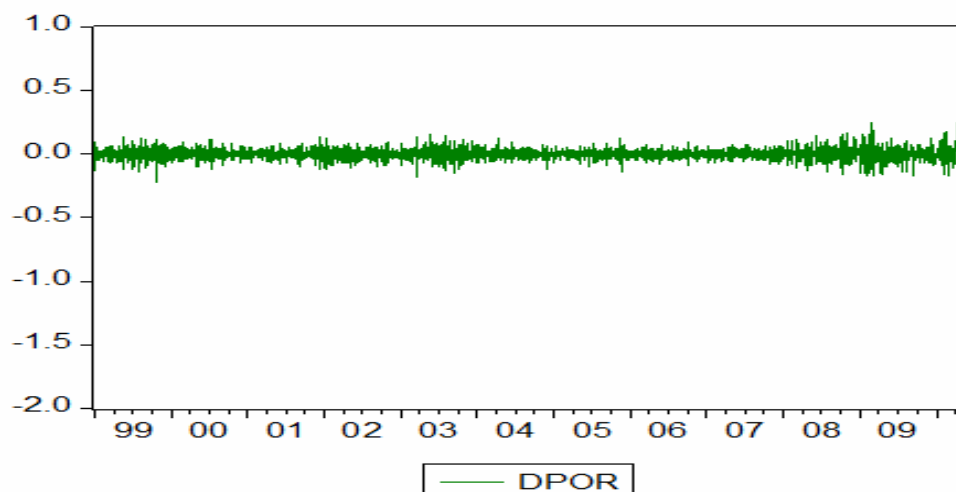
Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(POR)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/13/1999 5/20/2010  
 Included observations: 2956 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POR(-1)	-0.002893	0.002981	-0.970515	0.3319
D(POR(-1))	-0.195853	0.018537	-10.56548	0.0000
D(POR(-2))	-0.078665	0.018855	-4.172233	0.0000
D(POR(-3))	-0.134445	0.018869	-7.125293	0.0000
D(POR(-4))	-0.147403	0.018790	-7.844733	0.0000
D(POR(-5))	-0.052402	0.018820	-2.784320	0.0054
D(POR(-6))	0.072026	0.018762	3.838903	0.0001
D(POR(-7))	0.112707	0.018426	6.116580	0.0000
C	0.001932	0.001451	1.331292	0.1832
R-squared	0.084616	Mean dependent var		0.000663
Adjusted R-squared	0.082131	S.D. dependent var		0.058783
S.E. of regression	0.056318	Akaike info criterion		-2.912582
Sum squared resid	9.346897	Schwarz criterion		-2.894339
Log likelihood	4313.795	F-statistic		34.05166
Durbin-Watson stat	1.995962	Prob(F-statistic)		0.000000

Το δείγμα έχει μοναδιαία ρίζα.

Μετά τη διόρθωση μέσω των πρώτων διαφορών, το γράφημα της σειράς είναι :



**Συσχετίσεις-αυτοσυσχετίσεις :**

Sample: 1/01/1999 5/20/2010

Included observations: 2963

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	-0.149	-0.149	65.490	0.000
		2	-0.030	-0.053	68.177	0.000
*	*	3	-0.115	-0.130	107.10	0.000
*	*	4	-0.113	-0.159	144.68	0.000
	*	5	-0.016	-0.081	145.48	0.000
*		6	0.089	0.042	169.14	0.000
*	*	7	0.095	0.084	196.08	0.000
		8	-0.010	0.003	196.38	0.000
		9	0.019	0.041	197.41	0.000
		10	-0.006	0.051	197.53	0.000
		11	-0.010	0.034	197.83	0.000
		12	0.015	0.032	198.49	0.000

Ύστερα από δοκιμές καταλήγουμε σε ένα μοντέλο ARMA(7,2) με την παρακάτω μορφή :

Sample (adjusted): 1/13/1999 5/20/2010  
 Included observations: 2956 after adjustments  
 Convergence achieved after 6 iterations  
 Backcast: 1/11/1999 1/12/1999

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DPOR(-3)	-0.113703	0.018623	-6.105462	0.0000
DPOR(-4)	-0.116864	0.018152	-6.437991	0.0000
DPOR(-6)	0.087114	0.018138	4.802790	0.0000
DPOR(-7)	0.096761	0.018355	5.271646	0.0000
MA(1)	-0.197100	0.018456	-10.67950	0.0000
MA(2)	-0.036841	0.018816	-1.957946	0.0503
R-squared	0.082539	Mean dependent var	0.000663	
Adjusted R-squared	0.080984	S.D. dependent var	0.058783	
S.E. of regression	0.056353	Akaike info criterion	-2.912345	
Sum squared resid	9.368104	Schwarz criterion	-2.900183	
Log likelihood	4310.446	Durbin-Watson stat	1.994676	
Inverted MA Roots	.31	-.12		

Η εξίσωση έχει τη μορφή :

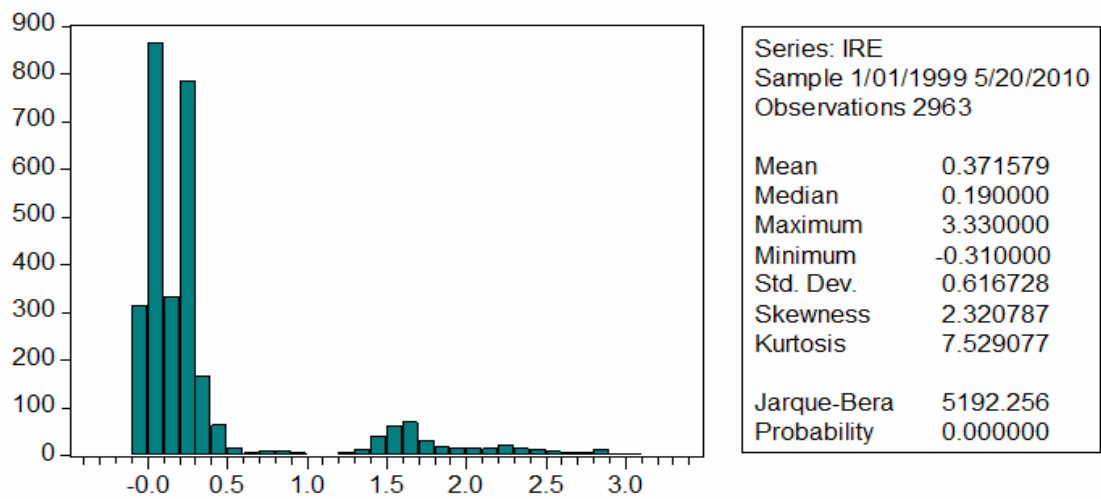
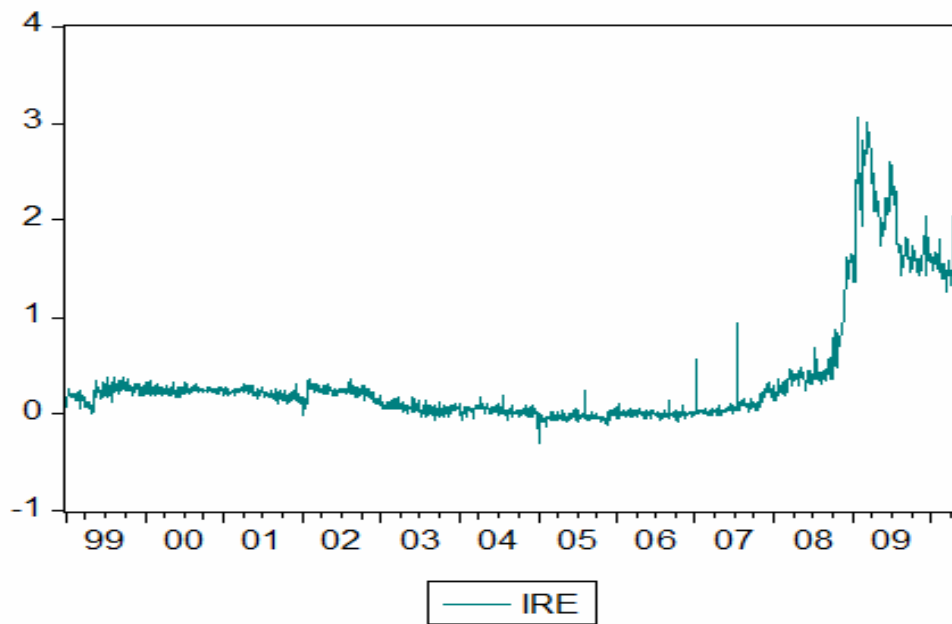
$$r_t = -0.113703 r_{t-3} - 0.116864 r_{t-4} + 0.087114 r_{t-6} + 0.096761 r_{t-7} + \alpha_t - 0.197100 \alpha_{t-1} - 0.036841 \alpha_{t-2}$$

Το μοντέλο έχει καταφέρει να διαμορφώνει αυτοτελώς την τιμή κατά 8.2%, ενώ τα κατάλοιπα σύμφωνα με το Q-stat δεν φέρουν καθόλου συσχετίσεις.

Sample: 1/13/1999 5/20/2010  
 Included observations: 2956  
 Q-statistic probabilities  
 adjusted for 2 ARMA  
 term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.004	-0.004	0.0487	
		2	-0.002	-0.002	0.0571	
		3	0.014	0.014	0.6542	0.419
		4	0.009	0.009	0.9106	0.634
		5	-0.018	-0.018	1.9148	0.590
		6	0.038	0.038	6.2475	0.181
		7	0.036	0.036	10.078	0.073
		8	-0.013	-0.012	10.566	0.103
		9	0.029	0.028	13.001	0.072
		10	-0.006	-0.008	13.117	0.108

## IPANANA



Null Hypothesis: IRE has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=27)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.517580	0.5248
Test critical values:		
1% level	-3.432369	
5% level	-2.862318	
10% level	-2.567228	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

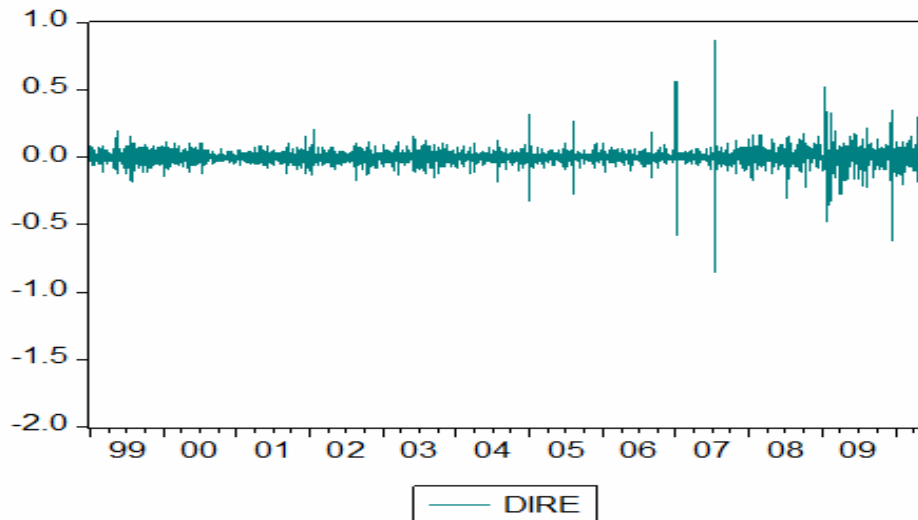
Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(IRE)  
 Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/06/1999 5/20/2010  
 Included observations: 2960 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IRE(-1)	-0.003041	0.002004	-1.517580	0.1292
D(IRE(-1))	-0.278062	0.018390	-15.12015	0.0000
D(IRE(-2))	-0.072770	0.018364	-3.962608	0.0001
C	0.001950	0.001437	1.356475	0.1751
R-squared	0.073886	Mean dependent var		0.000615
Adjusted R-squared	0.072946	S.D. dependent var		0.069541
S.E. of regression	0.066956	Akaike info criterion		-2.568201
Sum squared resid	13.25221	Schwarz criterion		-2.560102
Log likelihood	3804.937	F-statistic		78.61084
Durbin-Watson stat	2.005083	Prob(F-statistic)		0.000000

Η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας επιβάλλει να εργαστούμε με τις πρώτες διαφορές.

Το γράφημα της σειράς των πρώτων διαφορών είναι :



**Συσχετίσεις-αυτοσυσχετίσεις :**

Sample: 1/01/1999 5/20/2010

Included observations: 2962

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
**	**	1 -0.261	-0.261	201.83	0.000
	*	2 -0.001	-0.074	201.84	0.000
		3 -0.022	-0.045	203.31	0.000
	*	4 -0.036	-0.058	207.08	0.000
		5 -0.014	-0.046	207.70	0.000
		6 0.029	0.009	210.24	0.000
		7 -0.040	-0.038	214.98	0.000
		8 0.000	-0.025	214.98	0.000
		9 -0.003	-0.016	215.01	0.000
		10 -0.019	-0.029	216.05	0.000
		11 -0.008	-0.028	216.26	0.000
		12 -0.032	-0.052	219.22	0.000

Με τη μέθοδο από το γενικότερο προς το ειδικότερο (παραμετροποίηση) , καταλήγουμε σε ένα μοντέλο ARMA(2,1). Απαιτείται ουσιαστικά η χρησιμοποίηση των τιμών των δύο προηγούμενων ημερών για την πρόγνωση του επόμενου spread κατά ποσοστό 8.4 %.

Dependent Variable: DIRE

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/06/1999 5/20/2010

Included observations: 2960 after adjustments

Convergence achieved after 16 iterations

Backcast: 1/05/1999

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIRE(-1)	0.574472	0.040293	14.25741	0.0000
DIRE(-2)	0.154416	0.024606	6.275626	0.0000
MA(1)	-0.868615	0.034580	-25.11884	0.0000
R-squared	0.084850	Mean dependent var		0.000615
Adjusted R-squared	0.084231	S.D. dependent var		0.069541
S.E. of regression	0.066548	Akaike info criterion		-2.580785
Sum squared resid	13.09532	Schwarz criterion		-2.574712
Log likelihood	3822.563	Durbin-Watson stat		2.001432
Inverted MA Roots	.87			

Η μορφή του μοντέλου είναι :

$$r_t = 0.574472 r_{t-1} + 0.154416 r_{t-2} + a_t - 0.868615 a_{t-1}$$

Ενώ τα εναπομείναντα κατάλοιπα έχουν την παρακάτω διάταξη :

Sample: 1/06/1999 5/20/2010

Included observations: 2960

Q-statistic  
probabilities  
adjusted for 1 ARMA  
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.001	-0.001	0.0046	
		2	-0.002	-0.002	0.0220	0.882
		3	0.012	0.012	0.4349	0.805
		4	-0.010	-0.010	0.7486	0.862
		5	0.009	0.009	0.9816	0.913
		6	0.038	0.038	5.3513	0.375
		7	-0.022	-0.022	6.7708	0.343
		8	0.005	0.005	6.8412	0.446
		9	0.008	0.007	7.0180	0.535
		10	-0.015	-0.014	7.7208	0.563

Σύμφωνα με τον παραπάνω πίνακα έχουμε οι πιθανότητες αυτοσυσχέτισης έχουν ελαχιστοποιηθεί.



## 2.4 Συγκριτική ανάλυση

Στην παράγραφο αυτή ερμηνεύουμε τα αποτελέσματα της εφαρμογής της παλινδρόμησης που έλαβε χώρα στην προηγούμενη ενότητα. Για να γίνουν τα συμπεράσματα πιο εμφανή, η σύγκριση μεταξύ των δύο αναλύσεων θα γίνει ανά χώρα μελέτης.

Στον παρακάτω πίνακα εμφανίζονται το είδος και η τάξη των μοντέλων ανά χώρα στο συνολικό δείγμα και μετά την είσοδο κάθε χώρας στην Οικονομική και Νομισματική Ένωση :

Χώρα	Συνολικό δείγμα			Μετά την είσοδο στην ΟΝΕ		
	Μοντέλο	Μοναδιαία ρίζα	Ποσοστό επεξήγησης ( $R^2$ )	Μοντέλο	Μοναδιαία ρίζα	Ποσοστό επεξήγησης ( $R^2$ )
Αυστρία	AR(6)	Όχι	86%	AR(8)	Ναι	11.5%
Γαλλία	ARMA (3,2)	Ναι	9.6%	ARMA (3,2)	Ναι	33%
Ολλανδία	ARMA (5,2)	Όχι	94.4%	ARMA (4,1)	Ναι	30.4%
Ελλάδα	ARMA (3,2)	Ναι	1%	ARMA (10,1)	Ναι	5.6%
Πορτογαλία	ARMA (3,2)	Ναι	27%	ARMA (7,2)	Ναι	8.2%
Ιρλανδία	ARMA (4,3)	Ναι	8.2%	ARMA (2,1)	Ναι	8.4%

Για Αυστρία και Πορτογαλία τα μοντέλα κατά τη δεύτερη ανάλυση, όχι μόνο έγιναν πολυπλοκότερα και απαιτούν περισσότερες τιμές του παρελθόντος για να ερμηνεύσουν τη σημερινή τιμή, αλλά το  $R^2$  σημείωσε πολύ μεγάλη πτώση. Στην Ελλάδα το πιο σύνθετο μοντέλο επέφερε μεγάλη αύξηση στην ερμηνεία της τιμής δια μέσου της ίδιας της σειράς ( $R^2$  από 0.01 σε 0.056), ενώ για τη Γαλλία το μοντέλο

παρέμεινε ίδιο σε δομή και πλήθος μεταβλητών αυξάνοντας την επεξηγησιμότητα κατά 23.4%. Τέλος, για Ολλανδία σημειώθηκε απλούστευση στην εξίσωση με ταυτόχρονη απώλεια στο ποσοστό ερμηνείας από το μοντέλο (-64%), ενώ το απλούστερο μοντέλο που περιγράφει το spread της Ιρλανδίας σημείωσε οριακή αύξηση 0.2% στο  $R^2$  κατά τη μετά ONE εποχή .

Όσον αφορά τη στασιμότητα των σειρών των spread, παρατηρούμε ότι στο συνολικό δείγμα μόνο για τις Αυστρία και Ολλανδία οι σειρές ήταν εξαρχής στάσιμες ενώ για τις υπόλοιπες υπήρχε μοναδιαία ρίζα. Κατά τη δεύτερη μοντελοποίηση καμία σειρά δεν ήταν στάσιμη και εργαστήκαμε στις σειρές πρώτων διαφορών. Επιβεβαιώθηκε δηλαδή το γεγονός ότι οι χρονολογικές σειρές που αφορούν τις τιμές των ομολόγων τείνουν να μην είναι στάσιμες.

Παρακάτω ακολουθούν συγκριτικές αναλύσεις σε κάθε χώρα, αυτή τη φορά με μέτρο αναφοράς τα αριθμητικά μεγέθη του spread όπως είναι η μέση του τιμή, η μέγιστη παρατήρηση καθώς και η διακύμανσή του ανά περίοδο μελέτης.

#### Αυστρία :

Η Αυστρία, παρά το γεγονός ότι ανήκει στους low yielders, επωφελήθηκε από την είσοδο της στην ONE. Ο μέσος του spread από 0.267781 διαμορφώθηκε σε 0.182446, με τη μέγιστη τιμή να διολισθαίνει από 2.27 σε 1.17.

Ακόμη, βελτιώθηκε το εύρος διακυμάνσεων των τιμών από 0.350226 σε 0.176444.

Άρα η ONE απεδείχθη επωφελής για τα ομόλογα και τις δυνατότητες δανεισμού της Αυστρίας.

Μοντέλο αρχικού δείγματος :

$$r_t = 0.831251 r_{t-1} + 0.072170 r_{t-3} + 0.043598 r_{t-4} + 0.048882 r_{t-6} + \alpha_t$$

Μοντέλο μετά ONE :

$$r_t = -0.310277 r_{t-1} - 0.249041 r_{t-2} - 0.172233 r_{t-3} - 0.109346 r_{t-4} - 0.129370 r_{t-5} - 0.068385 r_{t-6} - 0.040705 r_{t-8} + \alpha_t$$

### Γαλλία :

Παρόμοια τα συμπεράσματα και για το γαλλικό 10-ετές ομόλογο σε σχέση με το γερμανικό. Η μέση τιμή διαφοράς επιτοκίου έπεσε από 0.782572 σε 0.137675, μια μείωση της τάξης του 82% σε βάθος δεκαετίας. Η μέγιστη τιμή που εμφανίστηκε μετά την είσοδο στην ONE ήταν 0.78, σε αντίθεση με την προγενέστερη περίοδο όπου παρατηρήθηκε διαφορά 4.87. Τέλος η διακύμανση των τιμών περιορίστηκε από 1.150499 σε 0.127425.

Μοντέλο αρχικού δείγματος :

$$r_t = -0.567361 r_{t-1} + 0.462652 r_{t-2} + 0.069519 r_{t-3} + \alpha_t + 0.252262 \alpha_{t-1} - 0.707953 \alpha_{t-2}$$

Μοντέλο μετά ONE :

$$r_t = -0.812595 r_{t-1} + 0.200890 r_{t-2} + 0.076969 r_{t-3} + \alpha_t + 0.115199 \alpha_{t-1} - 0.795404 \alpha_{t-2}$$

### Ολλανδία :

Στην περίπτωση της Ολλανδίας παρατηρείται το φαινόμενο ότι κατά τα χρόνια ύπαρξης της ONE, η μέση διαφορά της τιμής του ομολόγου της από το γερμανικό παρουσίασε αύξηση 15% ( από 0.119688 σε 0.137522). Αυτό όμως δεν πρέπει να ληφθεί ως αρνητική εξέλιξη, καθώς μιλάμε για τιμές ήδη διαμορφωμένες πολύ χαμηλά, σχεδόν στα όρια της ακίνδυνης απόδοσης. Η μέγιστη παρατηρηθείσα τιμή παρέμεινε ίδια στο 0.92, ενώ η τυπική απόκλιση περιορίστηκε από 0.178222 σε 0.143681.

Μοντέλο αρχικού δείγματος :

$$r_t = 1.162024 r_{t-1} - 0.130583 r_{t-3} - 0.033382 r_{t-5} + \alpha_t - 0.621286 \alpha_{t-1} - 0.175502 \alpha_{t-2}$$

Μοντέλο μετά ONE :

$$r_t = 0.238859 r_{t-1} + 0.149347 r_{t-2} + 0.077244 r_{t-3} + 0.068866 r_{t-4} + \alpha_t - 0.898346 \alpha_{t-1}$$

Στις περιπτώσεις των high yielders, οι συνεισφορά της ONE στη διαμόρφωση χαμηλότερων τιμών στα 10-ετή ομόλογα υπήρξε καταλυτική, αν όχι θεαματική. Πιο αναλυτικά :

Ελλάδα :

Τεράστια ήταν η πτώση του μέσου spread από 4.041116 σε 0.661155 (μείωση 84%). Η μέγιστη παρατηρηθείσα μέτρηση από 17.97 στις 12/3/1993, διαμορφώθηκε κατά τη διάρκεια της παρουσίας της χώρας στην ONE σε 656 μονάδες βάσης (6.56) στις 27/4/2010. Τέλος, η διακύμανση (η οποία είναι σημαντικό μέγεθος για risk-averse επενδυτές) περιορίστηκε από 5.3216 σε 0.8673767, μια εξέλιξη που μειώνει τον κίνδυνο απώλειας μεγάλων κεφαλαίων σε περίπτωση επένδυσης στο ελληνικό ομόλογο.

Μοντέλο αρχικού δείγματος :

$$r_t = -0.727476 r_{t-1} - 0.473850 r_{t-2} - 0.075401 r_{t-3} + \alpha_t + 0.759549 \alpha_{t-1} + 0.456809 \alpha_{t-2}$$

Μοντέλο μετά ONE :

$$r_t = -0.524205 r_{t-1} - 0.137583 r_{t-3} - 0.065573 r_{t-9} - 0.187838 r_{t-10} + \alpha_t + 0.613091 \alpha_{t-1}$$

Πορτογαλία :

Αρκετά μεγάλη ήταν η επιρροή στα κρατικά χρεόγραφα της Πορτογαλίας από την εγκαθίδρυση του ενιαίου νομίσματος. Η μέση τιμή του spread διαμορφώθηκε στις 34.4055 μονάδες βάσης από 226.29 στην πρό ONE εποχή, με τη μέγιστη τιμή να εντοπίζεται στο 3.79 ενώ είχε σημειωθεί τιμή 10.2. Η τυπική απόκλιση έφτασε στο 0.358917, σημαντικά χαμηλότερα από το 2.690981 της προηγούμενης περιόδου.

Μοντέλο αρχικού δείγματος :

$$r_t = -0.783978 r_{t-1} + 0.159435 r_{t-2} + 0.077136 r_{t-3} + \alpha_t + 0.207153 \alpha_{t-1} - 0.682593 \alpha_{t-2}$$

Μοντέλο μετά ONE :

$$r_t = -0.113703 r_{t-3} - 0.116864 r_{t-4} + 0.087114 r_{t-6} + 0.096761 r_{t-7} + \alpha_t - 0.197100 \alpha_{t-1} - 0.036841 \alpha_{t-2}$$

Ιρλανδία :

Μικρές οι διαφορές που παρατηρήθηκαν στην περίπτωση της Ιρλανδίας, αν και στην ανάλυση δεν περιέχεται η παραγμένη τελευταία περίοδος για τη χώρα. Σε απόλυτα μεγέθη, η μέση διαφορά στην τιμή κυμάνθηκε σε 0.371579 μειωμένη κατά 0.366682 (τιμή προ ONE 0.738261). Η υψηλότερη τιμή παρέμεινε η ίδια στις 333 μονάδες βάσης και τέλος η διακύμανση περιορίστηκε κατά 15% (από 0.725569 σε 0.616728).

Μοντέλο αρχικού δείγματος :

$$r_t = - 0.293284 r_{t-1} + 0.441831 r_{t-3} + 0.114495 r_{t-4} + \alpha_t - 0.119558 \alpha_{t-2} - 0.469675 \alpha_{t-3}$$

Μοντέλο μετά ONE :

$$r_t = 0.574472 r_{t-1} + 0.154416 r_{t-2} + \alpha_t - 0.868615 \alpha_{t-1}$$

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

### ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΤΙΚΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΤΟΥ SPREAD

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΡΑΙΑ

### 3.1 Επιλογή μεταβλητών που επηρεάζουν τα spreads

Όπως αναφέρεται και στον τίτλο του παρόντος πονήματος, παρά το γεγονός της σύστασης της Ευρωπαϊκής Οικονομικής και Νομισματικής Ένωσης (από εδώ και στο εξής ONE), εξακολουθούν να υπάρχουν διαφορές στις αποδόσεις των ευρωπαϊκών κρατικών ομολόγων σε σχέση με το γερμανικό κρατικό ομόλογο το οποίο αποτελεί τη βάση αναφοράς. Αυτό που κυρίως εκφράζουν αυτές οι διαφορές (spreads), είναι ο κίνδυνος πτώχευσης και ο κίνδυνος ρευστότητας που αντιμετωπίζει η κάθε χώρα και οι οποίοι ενσωματώνονται στις τιμές των ομολόγων ως επασφάλιστρο κινδύνου.

Κατά την είσοδο του κοινού νομίσματος τον Ιανουάριο του 1999, εξαλήφθηκαν δύο από τους κυριότερους παράγοντες που επηρεάζουν τα spreads των κρατικών ομολόγων: ο συναλλαγματικός κίνδυνος και η διαφορετική φορολογία των χρεογράφων, γεγονός που προκάλεσε μια σημαντική σύγκλιση στις αποδόσεις των ομολόγων κατά την περίοδο 1999-2001. Σε μια πρώτη προσπάθεια κατανόησης των αλλαγών στην ευρωπαϊκή αγορά ομολόγων, η Marta Gómez-Puig το 2005 προχώρησε σε μια ανάλυση των spreads με μια διαδικασία η οποία περιελάμβανε τον διαχωρισμό σε δύο βασικούς συντελεστές : ποσοτικοποίησε ως αυτοτελή μέρη τον πιστωτικό κίνδυνο και τον κίνδυνο ρευστότητας, συγκρίνοντας ημερήσια δεδομένα από την περίοδο πριν την ONE (1996-1998) και μετά (1999-2001). Σκοπός της ήταν, (εκτός του διαχωρισμού των κινδύνων), να μελετήσει τον εναπομείναντα κίνδυνο όπως αυτός καθορίστηκε από τις αγορές μετά τη δημιουργία της Ένωσης. Ως δείκτες επιλέχθηκαν η διαφορά του 10-ετούς ομολόγου κάθε χώρας της ONE (πλην Ελλάδος και Λουξεμβούργου) από το γερμανικό και η αντίστοιχη διαφορά των 10-ετών IRS. Για τον πιστωτικό κίνδυνο χρησιμοποιήθηκαν πιστοληπτικές αξιολογήσεις, ενώ για τη ρευστότητα το συνολικό ύψος των κρατικών χρεογράφων κάθε χώρας.

Ως αποτέλεσμα της παραπάνω ανάλυσης, παρατηρήθηκε μια αλλαγή στον τρόπο αξιολόγησης των αγορών για τα χρεόγραφα αυτά, η οποία προέκυψε μη γραμμική σχέση μεταξύ του χρέους κάθε χώρας και των αντίστοιχων προσαρμοσμένων spreads, σχέση που ισχυροποιήθηκε μετά την ONE.

Σύμφωνα με τους Christian Abmann και Jens Boysen-Hogrefe (Σεπτεμβριος 2009) ο κίνδυνος πτώχευσης εξηγείται δια μέσου ενός δείκτη που είναι το κλάσμα του αναμενόμενου χρέους προς το ΑΕΠ, και αποτελεί τον βασικότερο συντελεστή ενός μοντέλου που περιγράφει τις διακυμάνσεις των spreads. Κατά τη συγκεκριμένη μοντελοποίηση, έχουν χρησιμοποιηθεί τα συμπεράσματα προηγούμενων μελετών (ενδεικτικά αναφέρονται οι Condogno (2003), Gomez-Puig (2006) και Jankowitsch (2006)), κατά τις οποίες έχει αγνοηθεί ο συναλλαγματικός κίνδυνος (λόγω της παρουσίας του ενιαίου νομίσματος) και έχει δοθεί ιδιαίτερο βάρος στις μεταβλητές που εκπροσωπούν τους κινδύνους χρεοκοπίας και ρευστότητας της κάθε χώρας.

Στην πραγματικότητα υπάρχουν παράγοντες που δεν μπορούν να συμπεριληφθούν σε μια γενικότερη μελέτη για τα spreads των ομολόγων των χωρών της ευρωζώνης : είναι όλες εκείνες οι μεταβλητές οι οποίες εκφράζουν τη μοναδικότητα διάρθρωσης της οικονομίας κάθε χώρας. Σε διαφορετικές παραγωγικές μονάδες θα στηριχθεί η γερμανική ή η γαλλική οικονομία και σε άλλες η ελληνική ή η ισπανική. Παρόλα αυτά υπάρχουν παράμετροι οι οποίοι είναι διαμορφωτικοί για τις αποδόσεις και η δομή τους είναι παγκόσμια, όπως είναι για παράδειγμα τα βραχυχρόνια επιτόκια. Ο Condogno το 2003 δείχνει την επιρροή των αμερικανικών εταιρικών ομολόγων στο παγκόσμιο οικονομικό σύστημα ως παράγοντα που εκφράζει συνολικό κίνδυνο και επίπεδο ασφάλειας επενδύσεων. Ανάλογα συμπεράσματα προέκυψαν και από τις μελέτες του Favero το 2009, του Bernoth το 2004 και του Haugh το 2009. Όμως είναι μια άποψη της παγκόσμιας οικονομικής πραγματικότητας η οποία παρουσιάζει κενά και αμφισβητείται : χαρακτηριστικότερο παράδειγμα είναι οι χρονικές υστερήσεις και η αντίστροφη σχέση μεταξύ της κορύφωσης των αμερικανικών εταιρικών ομολόγων τον Δεκέμβριο του 2008 και του υψηλού ελληνικού spread τον Φεβρουάριο του 2009 (σχέση υπό φυσιολογικές συνθήκες αντίστροφη).

Σε αντίθεση, οι Magnelli και Wolswijk το 2009 δίνουν πρωταγωνιστικό ρόλο στα βραχυχρόνια επιτόκια της Ευρωπαϊκής Κεντρικής Τράπεζας (ΕΚΤ) και στο πως τα επιτόκια αυτά ερμηνεύουν τις διακυμάνσεις στα spreads : αποδίδουν θετική συσχέτιση ανάμεσα στα επιτόκια και στις αποδόσεις των ομολόγων. Η μελέτη αυτή έρχεται σε αντίθεση με τα γεγονότα κατά την οικονομική κρίση, όπου ενώ στις αρχές του 2009 τα spreads έφτασαν σε ιστορικά υψηλά από το 2001, τα βραχυχρόνια επιτόκια ήταν στα χαμηλότερα επίπεδα από καταβολής ΕΕ.



Παρά λοιπόν το γεγονός ότι τα ιδιαίτερα οικονομικά χαρακτηριστικά κάθε χώρας όπως και οι παγκόσμιες επιρροές διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των τιμών των ευρωπαϊκών ομολόγων, θεωρήσαμε πως αποτελούν επισφαλής βάση αναφοράς για το είδος της προσέγγισης που θα επιχειρήσουμε. Σύμφωνα με τα προηγούμενα, για την ανάλυση που θα γίνει παρακάτω, αποφασίσαμε να κινηθούμε με βάση τους παράγοντες που με βεβαιότητα συμμετέχουν στις διακυμάνσεις των τιμών των ομολόγων. Αυτοί δεν είναι άλλοι από τον **κίνδυνο χρεοκοπίας και τον κίνδυνο ρευστότητας**.

Ιδιαίτερα για τη ρευστότητα, σημαντικό ρόλο διαδραματίζει το μέγεθος της αγοράς κάθε χώρας, καθώς μια μικρή μεταβολή σε μια περιορισμένη αγορά μπορεί να επιφέρει δραματικές αλλαγές· πόσο μάλλον μιας μεγάλης έκτασης όπως αυτή της τελευταίας διετίας στις παγκόσμιες αγορές. Φυσικά όλες οι μελέτες συγκλίνουν στο γεγονός ότι η ρευστότητα είναι ισχυρός παράγοντας για τα spreads, αλλά δεν μπορεί να εκτιμηθεί χωρίς την ταυτόχρονη μελέτη του κινδύνου χρεοκοπίας.

Η έννοια του κινδύνου χρεοκοπίας εκφράζει το φόβο για τη μη εξυπηρέτηση του χρέους είτε σε βραχύ είτε σε μεγαλύτερο χρονικό ορίζοντα. Αφορά την πιθανότητα οριστικής αδυναμίας αποπληρωμής, την αναδιάρθρωση και ενοποίηση του χρέους καθώς και τις καθυστερήσεις στην καταβολή των οφειλομένων. Έτσι, για τα παραπάνω, ικανοί και αναγκαίοι δείκτες αποτελούν το ίδιο το χρέος (ως ποσό οφειλής) και το έλλειμα (ως ετήσια επιβάρυνση του χρέους).

Όμως ακόμα και αυτοί οι δείκτες από μόνοι τους καθίστανται ανεπαρκείς : για να αποτελέσουν συγκρίσιμο μέγεθος, θα πρέπει να συνοδεύονται από το συνολικό παραγόμενο προϊόν της χώρας (ΑΕΠ), έτσι ώστε να κατανοήσουμε το μέγεθος του ανοίγματος. Όπως είναι κατανοητό, μια μεταβολή στο ΑΕΠ επηρεάζει δραματικά τους δείκτες, καθώς αποτελεί τον παρονομαστή αναφοράς και οι ενδεχόμενες διακυμάνσεις του είναι καθοριστικές για τα υπό εξέταση μεγέθη.

Συμπερασματικά καταλήγουμε στις παρακάτω μεταβλητές αναφοράς :

- Αναμενόμενο χρέος προς ΑΕΠ (**debt / GDP**)
- Αναμενόμενο έλλειμα προς ΑΕΠ (**deficit / GDP**)
- Μεταβολή του ΑΕΠ (**GDP growth**)
- Ρευστότητα (**liquidity = debt<sub>t</sub> / total EU**)

### 3.2 Μεθοδολογία της χρήσης των πάνελ

Η μοντελοποίηση δεδομένων σε μορφή πάνελ περιέχει επαναλαμβανόμενες παρατηρήσεις για τις ίδιες μονάδες αναφοράς για μια σειρά περιόδων. Παρά το γεγονός ότι η συνήθης πρακτική για τα πάνελ απαιτεί συλλογή των δεδομένων σε μικροοικονομικό επίπεδο, στην παρούσα εργασία θα χρησιμοποιηθεί μια σχετικά καινούργια πρακτική : διαφορετικές χρονοσειρές που αφορούν σε πολλές χώρες εισάγονται στον πίνακα πάνελ και μελετώνται ταυτόχρονα. Με τον τρόπο αυτό, οι επαναλαμβανόμενου είδους παρατηρήσεις επιτρέπουν τη δημιουργία σύνθετων μοντέλων, τα οποία τείνουν να είναι πιο ρεαλιστικά από μια απλή χρονοσειρά που συγκρίνουμε με μια ομοειδή της.

#### ➤ Πλεονεκτήματα της μεθόδου

Το σημαντικότερο πλεονέκτημα που μας προσφέρει το πάνελ είναι ότι συντελεί στην κατανόηση συγκεκριμένων παραγόντων ή ερωτημάτων, χωρίς να απαιτεί να θέσουμε περιορισμούς στα συμπεράσματα. Για παράδειγμα, μπορούμε σε ένα πάνελ με πολλές μεταβλητές να αναλύσουμε τις παρατηρούμενες μεταβολές σε ατομικό επίπεδο : υποθέτουμε ότι παρατηρούμε μια αύξηση του spread κατά 2 % σε ένα χρόνο. Η χρήση πάνελ θα καταδείξει αν η αύξηση οφείλεται σε αύξηση 2 % όλων των συντελεστών που επηρεάζουν το spread ή πρόκειται για αποτέλεσμα αύξησης κατά 4 % των μισών συντελεστών (ή οποιοσδήποτε άλλος συνδιασμός). Εξάγεται λοιπόν αβίαστα το συμπέρασμα ότι τα πάνελ είναι κατάλληλα όχι μόνο για μοντελοποίηση ή επεξήγηση των μεταβλητών, αλλά μπορούν να ταυτοποιήσουν και τις αιτίες που κάνουν μια μεταβλητή να παρουσιάζει διαφορετική συμπεριφορά σε διαφορετικές χρονικές περιόδους.

Παρακάτω θα δώσουμε μια γενική εκδοχή ενός μοντέλου, έτσι ώστε να καταδειχθούν ευκολότερα τα πλεονεκτήματα της μεθόδου.

Αρχικά κατατάσσουμε σε πίνακα όλες τις μεταβλητές με  $i$  ( $i = 1, \dots, N$ ) για κάθε χώρα και  $t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) για τις χρονικές περιόδους. Σε γενικές γραμμές, ένα γραμμικό μοντέλο έχει τη μορφή :

$$y_{it} = x'_{it} \beta_i + \varepsilon_{it},$$

όπου το  $\beta_i$  μετρά τις μερικές επιδράσεις του  $x_{it}$  σε μια περίοδο  $t$  για τη μονάδα  $i$ .

Το παραπάνω μοντέλο είναι πολύ γενικό για να είναι χρήσιμο, οπότε θα χρειαστεί να προσθέσουμε επιπλέον δομή στους συντελεστές  $\beta_{it}$ . Η συνήθης πρακτική είναι να θεωρηθούν οι  $\beta_{it}$  σταθεροί για κάθε  $i$  και  $t$ , εκτός του σταθερού όρου. Έτσι, το μοντέλο μπορεί να γραφτεί :

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it},$$

όπου το  $x_{it}$  είναι ένα διάνυσμα επεξηγηματικών μεταβλητών διάστασης  $K$ , χωρίς σταθερό όρο. Αυτό σημαίνει ότι τα αποτελέσματα μιας μεταβολής του  $x$  είναι ίδια για όλες τις χώρες και όλες τις περιόδους, αλλά η μέση μεταβολή ίσως διαφέρει για τη χώρα  $i$  από αυτή της χώρας  $j$ . Εδώ επεισέρχεται ο ρόλος του διανύσματος  $\alpha_i$  :

Το  $\alpha_i$  ενσωματώνει τις επιδράσεις των μεταβλητών με ιδιαίζουσα συμπεριφορά στην  $i$  χώρα και σταθερότητα στο χρόνο. Στην τυποποιημένη εκδοχή του μοντέλου, τα  $\varepsilon_{it}$  θεωρούνται ανεξάρτητα από τα  $x_i$  και ομοιόμορφα κατανομημένα στο χρόνο, με μέσο μηδέν και διακύμανση  $\sigma_\varepsilon^2$ . Αν θεωρήσουμε τα  $\alpha_i$  σαν  $N$  σταθερές άγνωστες παραμέτρους, τότε το παραπάνω μοντέλο ονομάζεται *fixed effects model*.

Μια εναλλακτική προσέγγιση υποθέτει ότι οι σταθερές χωρών είναι διαφορετικές, αλλά μπορούν να θεωρηθούν ως ίχνη του διαγράμματος μιας κατανομής με μέσο  $\mu$  και διακύμανση  $\sigma_\alpha^2$ . Το κυριότερο συμπέρασμα αυτής της θεώρησης είναι ότι αυτά τα ίχνη είναι ανεξάρτητα των επεξηγηματικών μεταβλητών των  $x_i$ . Έτσι προκύπτει το **random effects model**, όπου οι όροι  $\alpha_i$  θεωρούνται τυχαίοι. Το σφάλμα στο μοντέλο αυτό αποτελείται από δύο παραμέτρους : τον χρονικά αμετάβλητο παράγοντα  $\alpha_i$  και την εναπομένουσα διαφορά  $\varepsilon_{it}$ , τα οποία είναι ασυσχέτιστα στο χρόνο. Το μοντέλο γράφεται :

$$y_{it} = \mu + x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it},$$

όπου το  $\mu$  δηλώνει τον σταθερό όρο.

➤ Επάρκεια των εκτιμητών

Η χρήση πάνελ συνήθως απαιτεί περισσότερα δεδομένα από ότι τα cross-sectional και τις χρονοσειρές, ενώ και οι μεταβλητές των πάνελ μεταβάλλονται σε δύο διαστάσεις (ατομικά χαρακτηριστικά και χρόνος) παρά σε μια. Για τους λόγους αυτούς οι εκτιμητές που προκύπτουν είναι πιο ακριβείς σε σχέση με αυτούς των άλλων μεθόδων. Ακόμη και σε πανομοιότυπα δείγματα, η χρήση πάνελ οδηγεί σε επαρκέστερους εκτιμητές από ένα cross-section σεν, καθώς στο τελευταίο οι μονάδες χρησιμοποιούνται σε κάθε περίοδο. Ιδιαίτερα, όταν το ενδιαφέρον εστιάζεται σε μεταβολές του  $\mu$  από περίοδο σε περίοδο, τα πάνελ διατηρούν σημαντικό πλεονέκτημα στην επεξηγηματικότητα των αλλαγών. Διαισθητικά μπορούμε να συμπληρώσουμε ότι καθώς οι ίδιες μονάδες παρατηρούνται σε κάθε περίοδο, αυτό κάνει το πάνελ να μας τροφοδοτεί με μεγαλύτερη πληροφορία.

➤ Ταυτοποίηση των παραμέτρων

Το δεύτερο σημαντικότερο πλεονέκτημα της μεθόδου είναι ότι μειώνει το πρόβλημα ταυτοποίησης των παραμέτρων. Αυτή η διαδικασία μπορεί να περιλαμβάνει ταυτοποίηση παρά την παρουσία μεταβλητών παλινδρόμησης (από ενδογενή διαδικασία ή από σφάλμα), να είναι ανθεκτική σε παραλειπόμενες μεταβλητές και να επιτυγχάνει την επισήμανση ατομικών δυναμικών.

Για τις ατομικές δυναμικές, η κύρια αιτία διερεύνησης είναι το παρελθόν και κατά πόσο υπάρχει ιστορική εξάρτηση. Υπάρχουν δύο επικρατούσες εξηγήσεις για το γεγονός ότι ένα υποκείμενο μελέτης εμπίπτει στο νόμο της επανάληψης : πρόκειται για ένα φαινόμενο κατά το οποίο ένα υποκείμενο που έχει υποστεί ένα γεγονός είναι πιθανό να βιώσει το ίδιο γεγονός και στο μέλλον.

Η πρώτη εξήγηση υποστηρίζει ότι κατά το αρχικό γεγονός, το υποκείμενο υπέστη μεταβολές στις προτιμήσεις, στα χαρακτηριστικά και στη δομή του κατά τέτοιο τρόπο που να κάνει πιθανότερη την επανάληψη των συνθηκών στο μέλλον. Η δεύτερη εκδοχή συνίσταται στο ότι τα υποκείμενα ίσως διαφέρουν σε μη παρατηρημένα χαρακτηριστικά τα οποία και επηρεάζουν την πιθανότητα επανάληψης του γεγονότος (αλλά δεν επηρεάζονται τα ίδια από το γεγονός). Το πάνελ διαθέτει την ευχέρεια να

διαχωρίζει την εξάρτηση σε πραγματική και σε ψευδοεξάρτηση, καθώς η "ιστορία" μιας μεταβλητής παρατηρείται και συμπεριλαμβάνεται στο μοντέλο.

Η έμφαση σε παραλειπόμενη μεταβλητή προκύπτει όταν η εξαιρούμενη από το μοντέλο μεταβλητή έχει συσχέτιση με τις συμμετέχουσες στο μοντέλο μεταβλητές. Για να γίνει πιο κατανοητό, ένα κλασικό παράδειγμα είναι η εκτίμηση της διαδικασίας παραγωγής (Mundlak, 1961) : ενώ γνωρίζουμε πόσο σημαντική είναι η ποιότητα του management, αυτό δεν μπορεί να παρατηρηθεί. Φυσικά, η παράλειψη της μεταβλητής θα οδηγήσει σε μεροληπτικούς εκτιμητές για τις άλλες παραμέτρους. Με τη χρήση πάνελ, το πρόβλημα λύνεται αν εισαχθεί μια συνάρτηση  $\alpha_i = \mu + m_i \beta_{k+1}$  και θεωρηθεί σαν σταθερή άγνωστη παράμετρος. (να σημειωθεί ότι χωρίς επιπλέον πληροφορία δεν είναι δυνατός ο καθορισμός του  $\beta_{k+1}$  : αυτό μπορεί να γίνει με την επιβολή σταθερού μέτρου).

Γενικότερα, με παρόμοιο τρόπο, μια σταθερού χρόνου εξίσωση μπορεί να περιληφθεί στο μοντέλο έτσι ώστε να ενσωματώσει την επίδραση όλων των μεταβλητών (παρατηρημένων και μη) οι οποίες δεν μεταβάλλονται με τις παρατηρούμενες μονάδες. Αυτό μας δείχνει την προδιάθεση του πάνελ να μειώνει τις επιδράσεις των παραλειπόμενων μεταβλητών ή με άλλα λόγια το πάνελ κάνει τους εκτιμητές πιο ανθεκτικούς αν το μοντέλο είναι ημιτελώς καθορισμένο.

Τέλος, σε πολλές περιπτώσεις τα πάνελ προσφέρουν "εσωτερικά εργαλεία" για παλινδρομούσες μεταβλητές οι οποίες είτε είναι ενδογενείς είτε οφείλονται σε σφάλματα μετρήσεων. Για το λόγο αυτό, οι μετατροπές των αρχικών μεταβλητών μπορούν να θεωρηθούν ως ανεξάρτητες με τον παράγοντα σφάλμα και ως συσχετισμένες με τις επεξηγηματικές μεταβλητές και να μην απαιτούνται επιπλέον διαδικασίες.

Για παράδειγμα, αν το  $\chi_{it}$  είναι συσχετισμένο με το  $\alpha_i$ , τότε η διαφορά του  $\chi_{it}$  από τον χρονικό μέσο του για κάθε  $i$ , είναι ασυσχέτιστο με το  $\alpha_i$  ενώ είναι έγκυρο εργαλείο για το  $\chi_{it}$ . Γενικότερα, η εκτίμηση μοντέλου υπό την υπόθεση σταθερών επιδράσεων εξαλείφει το  $\alpha_i$  από το σφάλμα και κατά επέκταση όλες τις ενδογενείς ανωμαλίες που σχετίζονται με τη διαδικασία αυτή.

## Το στατικό γραμμικό μοντέλο

Σε αυτή την παράγραφο θα μελετήσουμε το στατικό γραμμικό μοντέλο στις δύο εκδοχές του, σταθερών και τυχαίων επιδράσεων, και θα καταλήξουμε στην επιλογή ανάμεσα στα δύο.

### ➤ Μοντέλο σταθερών επιδράσεων

Το μοντέλο σταθερών επιδράσεων είναι μια γραμμική παλινδρόμηση στην οποία ο σταθερός όρος διαφοροποιείται ανά μονάδα. Η μορφή του :

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

όπου όλα τα  $\varepsilon_{it}$  είναι ανεξάρτητα όλων των  $\varepsilon_{it}$ .

Μπορούμε να γράψουμε τη συνήθη παλινδρόμηση συμπεριλαμβάνοντας μια ψευδομεταβλητή για κάθε μονάδα  $i$  στο μοντέλο ως εξής :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^N \alpha_j d_{ij} + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it},$$

όπου  $d_{ij} = 1$  αν  $i = j$  και 0 παντού διαφορετικά. Έτσι έχουμε ένα σύνολο από  $N$  ψευδομεταβλητές στο μοντέλο. Οι παράμετροι  $\alpha_1, \dots, \alpha_N$  και  $\beta$  μπορούν να εκτιμηθούν με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και ο εκτιμητής του  $\beta$  ονομάζεται LSDV (least squares dummy variable) εκτιμητής.

Η ύπαρξη πολλών παλινδρομούντων μεταβλητών για το μοντέλο μας οδηγεί στην εκτίμηση για το  $\beta$  με απλούτερο τρόπο : μπορούμε να τον υπολογίσουμε με την ίδια ακρίβεια αν η παλινδρόμηση λάβει χώρα στις αποκλίσεις από τους μέσους. Αυτό προϋποθέτει την ελαχιστοποίηση των ατομικών επιδράσεων  $\alpha_i$ , το οποίο επιτυγχάνεται με την τροποποίηση του δείγματος. Έτσι, αν η αρχική μορφή είναι :

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \bar{x}'_i\beta + \bar{\varepsilon}_i,$$

όπου  $y_i = T^{-1} \sum_t y_{it}$ , για κάθε μεταβλητή.

Η τροποποίηση έχει τη μορφή :

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i).$$

Η παραπάνω σχέση αποτελεί μια παλινδρόμηση αποτελούμενη από τις αποκλίσεις από τους μέσους και δεν περιέχει τα  $\alpha_i$ . Η διαδικασία ονομάζεται within transformation. Ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων για το  $\beta$  ονομάζεται within estimator ή εκτιμητής σταθερών επιδράσεων (fixed effects estimator) και είναι πανομοιότυπος με τον LSDV. Δίνεται από τη σχέση :

$$\hat{\beta}_{FE} = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i).$$

Αν υποθεθούν όλα τα  $x_{it}$  ανεξάρτητα όλων των  $\varepsilon_{it}$ , τότε ο εκτιμητής σταθερών επιδράσεων είναι αμερόληπτος για το  $\beta$ .

Επιπρόσθετα αν θεωρηθεί κανονικότητα για τα  $\varepsilon_{it}$ , τότε και ο  $\beta_{FE}$  έχει κανονική κατανομή. Για να είναι και συνεπής ο εκτιμητής απαιτείται :

$$E\{(x_{it} - \bar{x}_i)\varepsilon_{it}\} = 0$$

Ικανή και αναγκαία συνθήκη για επαλήθευση της ανωτέρω σχέσης είναι ότι τα  $x_{it}$  είναι ασυσχέτιστα με τα  $\varepsilon_{it}$  και ότι ο μέσος των  $x_i$  δεν παρουσιάζει συσχέτιση με το σφάλμα. Απαιτούμε δηλαδή :

$$E\{x_{it}\varepsilon_{is}\} = 0$$

για όλα τα  $s, t$ .

Στην περίπτωση αυτή τα  $x_{it}$  ονομάζονται αυστηρά εξωγενή, δηλαδή είναι μεταβλητές οι οποίες δεν μπορούν να φέρουν εξάρτηση από παρελθούσες, παρούσες και μελλοντικές τιμές του σφάλματος. Ουσιαστικά αποκλείονται μεταβλητές που εμφανίζουν εξάρτηση με χρονική υστέρηση (δέσμευση με προηγούμενες τιμές), καθώς και μεταβλητές  $x_i$  με εξάρτηση στο παρελθόν των  $y_i$ .

Με τις επεξηγηματικές μεταβλητές ανεξάρτητες λαθών, οι  $N$  όροι παρεμβολής εκτιμώνται αμερόληπτα από τη σχέση :

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \bar{x}_i' \hat{\beta}_{FE}, \quad i = 1, \dots, N.$$

Με τις παραπάνω υποθέσεις, αυτοί οι εκτιμητές είναι συνεπείς για τις σταθερές επιδράσεις  $\alpha_i$  υπό την προϋπόθεση ότι το  $T$  εκτείνεται στο άπειρο. Ο λόγος για τον οποίο ο εκτιμητής δεν είναι συνεπής για δεδομένο  $T$  είναι ότι οι μέσοι των  $y_i$  και  $x_i$  δεν συγκλίνουν αν ο αριθμός των  $i$  αυξηθεί.

Ο πίνακας συνδιακύμανσης για τον εκτιμητή  $\beta_{FE}$ , με τα  $\varepsilon_{it}$  κανονικά κατανοημένα δίνεται από τη σχέση :

$$V\{\hat{\beta}_{FE}\} = \sigma_\varepsilon^2 \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right)^{-1}.$$

Η χρήση του εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων (εκτός αν το  $T$  είναι μεγάλο) για τον πίνακα συνδιακύμανσης, θα μας οδηγήσει στην υποεκτίμηση της πραγματικής διακύμανσης. Η αιτία είναι ότι ο πίνακας συνδιακύμανσης του σφάλματος είναι μοναδικός (το άθροισμα του σφάλματος για κάθε  $i$  αθροίζει στη μονάδα) και η διακύμανση δεν είναι  $\sigma_\varepsilon^2$  αλλά  $(T-1)/T \sigma_\varepsilon^2$ .

Ένας συνεπής εκτιμητής για το  $\sigma_\varepsilon^2$  επιτυγχάνεται σύμφωνα με τη σχέση :

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_\varepsilon^2 &= \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \hat{\alpha}_i - x'_{it} \hat{\beta}_{FE})^2 \\ &= \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i - (x_{it} - \bar{x}_i)' \hat{\beta}_{FE})^2. \end{aligned}$$

Συμπερασματικά το μοντέλο σταθερών επιδράσεων δίνει έμφαση στις διαφορές ανάμεσα στα υποκείμενα, και αυτό είναι εμφανές στο ότι υπάρχει έννοια της διαφοράς του  $y_{it}$  από το μέσο των  $y_i$ , αλλά δεν εξηγείται η διαφορά μεταξύ  $y_i$  και  $y_j$ .

Οι παραμετρικές υποθέσεις για το  $\beta$  επιβάλουν ότι μια μεταβολή στο  $x$  έχει την ίδια επίδραση, ανεξάρτητα από το αν η μεταβολή είναι χρονική (από περίοδο σε περίοδο) ή είναι από μια μονάδα σε μια άλλη.

Θα πρέπει να τονιστεί ότι κατά την ερμηνεία των αποτελεσμάτων, θα πρέπει να ληφθεί υπόψη ότι οι παράμετροι καθορίζονται μόνο διαμέσου της διάστασης των δεδομένων.



➤ Μοντέλο τυχαίων επιδράσεων

Κατά την ανάλυση παλινδρόμησης, είναι συνήθης η υπόθεση ότι όλοι οι παράγοντες που επηρεάζουν την εξαρτημένη μεταβλητή, αλλά δεν έχουν συμπεριληφθεί σαν μεταβλητές παλινδρόμησης, μπορούν κατάλληλα να ενσωματωθούν σε ένα τυχαίο παράγοντα σφάλματος. Στο πάνελ αυτό οδηγεί στο συμπέρασμα ότι τα  $\alpha_i$  είναι τυχαίο παράγοντες, ανεξάρτητοι και ομοιόμορφα κατανεμημένοι με τα  $\chi_i$ .

Έτσι το μοντέλο τυχαίων επιδράσεων λαμβάνει τη μορφή :

$$y_{it} = \mu + x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2); \quad \alpha_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2),$$

όπου το άθροισμα  $\alpha_i + \varepsilon_{it}$  αντιμετωπίζεται σαν ένας όρος σφάλματος με δύο συντελεστές : ο ένας ειδικός εξατομικευμένος, ο οποίος δεν μεταβάλλεται στο χρόνο, και ο εναπομείνων συντελεστής, ο οποίος θεωρείται ασυσχέτιστος με την πάροδο του χρόνου. Με τον τρόπο αυτό, όλη η συσχέτιση του σφάλματος στο χρόνο αποδίδεται στις ατομικές επιδράσεις  $\alpha_i$ .

Ακόμη θεωρούμε ότι τα  $\alpha_i$  και  $\varepsilon_{it}$  είναι ανεξάρτητα και μεταξύ τους και με τα  $\chi_{js}$  (για όλα τα  $j$  και  $s$ ). Με τη θεώρηση αυτή ο OLS (ελαχίστων τετραγώνων) εκτιμητής για τα  $\mu$  και  $\beta$  είναι αμερόληπτος και συνεπής. Η δομή των συντελεστών του σφάλματος συνεπάγεται ότι ο σύνθετος όρος  $\alpha_i + \varepsilon_{it}$  επιφέρει μια μορφή αυτοσυσχέτισης (εκτός αν ισχύει  $\sigma_\alpha^2 = 0$ ). Ως συνέπεια του παραπάνω, ο συνήθης υπολογισμός των τυπικών σφαλμάτων για τον εκτιμητή OLS είναι ελλιπής και απαιτείται ένας πιο επαρκής εκτιμητής (GLS, γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων – επιτυγχάνεται με χρήση του πίνακα συνδιακύμανσης του σφάλματος).

Τελικά προκύπτει ένας GLS εκτιμητής :

$$\hat{\beta}_{GLS} = \Delta \hat{\beta}_B + (I_k - \Delta) \hat{\beta}_{FE},$$

όπου ο

$$\hat{\beta}_B = \left( \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right)^{-1} \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})$$

ονομάζεται ενδιάμεσος εκτιμητής για τον  $\beta$ . Ο  $\Delta$  είναι πίνακας βαρών και είναι ανάλογος του αντιστρόφου πίνακα συνδιακύμανσης  $\hat{\beta}_B$ .

Ουσιαστικά πρόκειται για ένα γραμμικό συνδιασμό δύο εκτιμητών ο οποίος εξαρτάται από τις σχετικές διακυμάνσεις τους. Αποτελεί καλύτερο εκτιμητή από ότι οι δύο συνιστώσες του, αν αυτές χρησιμοποιούνταν ανεξάρτητα. Ο εκτιμητής GLS είναι αποτελεσματικότερος του OLS και στη περίπτωση που όλες οι μεταβλητές είναι ανεξάρτητες των  $\varepsilon_{it}$  και  $u_{it}$ , τότε είναι και αμερόληπτος. Για να είναι και συνεπής απαιτείται το  $N$  ή το  $T\alpha$  ή και τα δύο να τείνουν στο άπειρο.

Ένας ευκολότερος υπολογισμός του GLS επιτυγχάνεται μέσω της μετατροπής του μοντέλου στην παρακάτω μορφή :

$$(y_{it} - \vartheta \bar{y}_i) = \mu(1 - \vartheta) + (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + u_{it},$$

όπου  $\vartheta = 1 - \psi^{1/2}$ . Το σφάλμα είναι ανεξάρτητο των  $x_i$ ,  $y_i$  και του χρόνου. (αν  $\psi=0 \Rightarrow \vartheta=1$  και προκύπτει ο ενδιάμεσος εκτιμητής).

Όπως είναι κατανοητό, οι συντελεστές  $\sigma_\alpha^2$  και  $\sigma_\varepsilon^2$  είναι άγνωστοι στην πράξη. Στην περίπτωση αυτή, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε έναν εφικτό σεκτιμητή του GLS, τον EGLS, για τον οποίο οι άγνωστες διακυμάνσεις υπολογίζονται με συνέπεια σε ένα αρχικό βήμα.

- Ο  $\sigma_\varepsilon^2$  εξάγεται από τα κατάλοιπα
- Για την ενδιάμεση παλινδρόμηση η διακύμανση του σφάλματος είναι  $\sigma_\alpha^2 + (1/T\alpha) \sigma_\varepsilon^2$ , η εκτίμηση του οποίου γίνεται με τη βοήθεια της εξίσωσης :

$$\hat{\sigma}_B^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \hat{\mu}_B - \bar{x}_i' \hat{\beta}_B)^2$$

όπου ο  $\hat{\mu}$

είναι ενδιάμεσος εκτιμητής του  $\mu$ .

Έτσι ένας συνεπής εκτιμητής για τον  $\sigma_\alpha^2$  είναι ο :

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \hat{\sigma}_B^2 - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_\varepsilon^2$$

Ο EGLS εκτιμητής που προκύπτει ονομάζεται εκτιμητής τυχαίων επιδράσεων και συμβολίζεται με  $\beta_{RE}$ .

Συνοπτικά, προκύπτει ένα εύρος εκτιμητών για το παραμετρικό διάνυσμα  $\beta$ . Οι δύο βασικοί είναι :

α) ο ενδιάμεσος εκτιμητής, ο οποίος εκμεταλλεύεται την ενδιάμεση διάσταση των δεδομένων (διαφορές μεταξύ των  $x_i$ ,  $y_i$ ), καθορίζεται ως OLS εκτιμητής στην παλινδρόμηση των μέσων των  $y_i$  στους μέσους των  $x_i$ . Είναι συνεπής (αν  $N \rightarrow \infty$ ) για  $E\{\bar{x}_i \alpha_i\} = 0$ ,  $E\{\bar{x}_i \bar{\varepsilon}_i\} = 0$ .

Τυπικά αυτό σημαίνει ότι οι επεξηγηματικές μεταβλητές είναι αυστηρά εξωγενείς και ασυσχέτιστες με τα  $\alpha_i$ .

β) ο εκτιμητής σταθερών επιδράσεων, ο οποίος εκμεταλλεύεται την ενδιάμεση διάσταση των δεδομένων (διαφορές μεταξύ των  $x_i$ ,  $y_i$ ), και καθορίζεται ως OLS εκτιμητής στην παλινδρόμηση των αποκλίσεων από τους μέσους των ατόμων  $i$ . Είναι επίσης συνεπής για  $N \rightarrow \infty$  ή  $T \rightarrow \infty$ , με την προϋπόθεση ότι

$$E\{(x_{it} - \bar{x}_i)\varepsilon_{it}\} = 0.$$

Και αυτός απαιτεί την εξωγενή φύση των  $x_i$ , αλλά δεν θέτει περιορισμούς στη σχέση μεταξύ των  $\alpha_i$  και των  $x_i$ .

Οι άλλοι δύο εκτιμητές είναι οι :

γ) ο OLS εκτιμητής, ο οποίος κινείται και στις δύο διαστάσεις του πίνακα, αλλά όχι αποτελεσματικά. Είναι επίσης συνεπής για  $N \rightarrow \infty$  ή  $T \rightarrow \infty$  και επιβάλλει να ισχύει η σχέση  $E\{x_{it}(\varepsilon_{it} + \alpha_{it})\} = 0$ . Η τελευταία σχέση υποδεικνύει τη μη ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ των  $x_i$  και  $\alpha_i$ , αλλά δεν επιβάλλει στα  $x_i$  να είναι αυστηρά εξωγενή. Αρκεί τα  $x_{it}$  και  $\varepsilon_{it}$  να είναι ταυτόχρονα ασυσχέτιστα.

δ) ο EGLS εκτιμητής, ο οποίος συνδιάζει την παρεχόμενη πληροφορία και από τις δύο διαστάσεις (μεταξύ των  $i$  και ανάμεσα στο ίδιο  $i$ ) με αποτελεσματικότητα. Είναι συνεπής για  $N \rightarrow \infty$  ή  $T \rightarrow \infty$  υπό τις ταυτόχρονες προϋποθέσεις των α) και β).

Μπορεί να καθοριστεί ως ο σταθμισμένος μέσος των δύο βασικών εκτιμητών ή ως ο OLS εκτιμητής σε μια παλινδρόμηση όπου οι μεταβλητές έχουν τροποποιηθεί ως

$$y_{it} - \hat{\theta} \bar{y}_i,$$

με  $\theta = 1 - \psi^{1/2}$  και  $\psi = \sigma_\varepsilon^2 / (\sigma_\varepsilon^2 + T \sigma_\alpha^2)$ .

### Επιλογή μοντέλου : σταθερές vs τυχαίες επιδράσεις

Η επιλογή σταθερών ή τυχαίων επιδράσεων για τα  $\alpha_i$  δεν είναι εύκολη, καθώς αποτελεί βασικό βήμα για τα αποτελέσματα που θα προκύψουν. Η ενδεχόμενη διαφορά στις εκτιμήσεις του  $\beta$  μπορεί να είναι πολύ μεγάλη, ειδικά σε περιπτώσεις όπου το  $T$  είναι μικρό και το  $N$  μεγάλο. Όταν οι διαθέσιμες πληροφορίες για κάθε "άτομο" του δείγματος είναι λίγες, είναι σημαντικό να γίνει αποτελεσματική χρήση του δείγματος. Δεν θα πρέπει να μείνουμε στην "πραγματική φύση" των  $\alpha_i$ , καθώς το κυριότερο ερώτημα αφορά στο αν η προσέγγιση με σταθερές επιδράσεις εξαρτάται από τις τιμές των  $\alpha_i$ . Ουσιαστικά αναφερόμαστε στη δεσμευμένη κατανομή των  $y_i$  δοθέντος  $\alpha_i$ , όταν τα  $\alpha_i$  μπορούν να εκτιμηθούν. Διαισθητικά αυτό ερμηνεύεται ως ομοιογένεια στα δεδομένα και όχι σαν τυχαία επιλογή από έναν πληθυσμό. Σαν κριτήριο αυτό πληρείται κυρίως όταν αφορά χώρες, όπως συμβαίνει στην περίπτωση που μελετάμε στον παρόν πόνημα. Έτσι το εξαγόμενο συμπέρασμα για μια χώρα είναι ασφαλέστερο, καθώς στηρίζονται σε επιρροές του δείγματος.

Στον αντίποδα, οι τυχαίες επιδράσεις δεν βασίζονται στα  $\alpha_i$  αλλά ουσιαστικά τα αποκλείουν. Το μοντέλο δεν ενδιαφέρεται για τα ατομικά  $\alpha_i$ : επικεντρώνεται σε αυθαίρετα άτομα με συγκεκριμένα χαρακτηριστικά. Έτσι, το μοντέλο επιτρέπει την εξαγωγή συμπερασμάτων με έμφαση στα χαρακτηριστικά του δείγματος, και αυτό μορφοποιείται σύμφωνα με τη σχέση:  $E\{y_{it} / \chi_{it}\} = \chi_{it} \beta$ ,  
ενώ για τις σταθερές επιδράσεις ισχύει:  $E\{y_{it} / \chi_{it}, \alpha_i\} = \chi_{it} \beta + \alpha_i$ .

Η απόφαση για τη χρήση του μοντέλου σταθερών επιδράσεων εξαρτάται από έναν βασικό λόγο: το ενδιαφέρον για τα υπόλοιπα  $\alpha_i$ , το οποίο έχει νόημα αν ο αριθμός των μονάδων (χωρών) είναι μικρός και έχει ιδιαίτερη φύση (γεγονός που βρίσκει εφαρμογή στα spreads των 16 χωρών που μελετάμε).

Ανεξαρτήτως του μεγέθους του δείγματος, ένας επιπλέον λόγος για την επιλογή μας αποτελεί και η συσχέτιση μεταξύ  $\chi_{it}$  και  $\alpha_i$ : αν και οι τυχαίες επιδράσεις είναι καταλληλότερες για μεγάλους πληθυσμούς, αγνοούν την προαναφερθείσα συσχέτιση και οδηγούν σε ασυνεπείς εκτιμητές. Η ασυνέπεια μπορεί να καλυφθεί μέσω σταθερών επιδράσεων οι οποίες απαλοφούν την επίδραση των  $\alpha_i$  από το μοντέλο. Η απόδειξη του ισχυρισμού αποδείχθηκε το 1978 από τον Hausman, ο οποίος απέδειξε

ότι ο εκτιμητής σταθερών επιδράσεων είναι συνεπής και για τη μηδενική υπόθεση ότι τα  $\chi_{it}$  και  $\alpha_i$  είναι ασυσχέτιστα και για την εναλλακτική της. Σε αντίθεση βεβαίως με το μοντέλο τυχαίων επιδράσεων.

Ως απόρροια όλων των παραπάνω, λόγω της φύσης και του μεγέθους των δεδομένων, θα επιλέξουμε να εργαστούμε βασισμένοι στο μοντέλο σταθερών επιδράσεων το οποίο (βάσει του θεωρητικού πλαισίου των πάνελ) θα μας οδηγήσει σε ασφαλέστερα και πιο πλήρη συμπεράσματα.

### 3.3 Δεδομένα

Η ανάλυση περιλαμβάνει ετήσια δεδομένα για τις 16 χώρες που ανήκουν στην ΟΝΕ, καθώς αποτελεί προαπαιτούμενο η ύπαρξη του κοινού νομίσματος. Η σύγκριση λαμβάνει χώρα σε συνάρτηση με τις τιμές του γερμανικού 10ετούς ομολόγου το οποίο κατέχει τη θέση της βάσης αναφοράς. Τα δεδομένα έχουν συλλεχθεί από τη βάση δεδομένων της EUROSTAT.

Αποτελεί κοινό τόπο το γεγονός ότι τα γερμανικά ομόλογα ήταν και εξακολουθούν να είναι τα ασφαλέστερα από πλευράς αποδόσεων και ενσωματωμένου ρίσκου, ανεξαρτήτως διάρκειας, και πληρούν συγκριτικά με τα υπόλοιπα της ευρωζώνης το κριτήριο του αξιογράφου χωρίς κίνδυνο. Οφείλουμε να σταθούμε στο γεγονός ότι η σύγκριση γίνεται στη διαφορά με το αντίστοιχο γερμανικό ομόλογο, καθώς οι καθαρές τιμές των ομολόγων παρουσιάζουν το μειονέκτημα της δημοσιονομικής προσαρμογής κατά την είσοδο κάθε χώρας στους κόλπους της Ένωσης και δεν μπορεί να ερμηνευτεί από το μοντέλο.

Από την πλευρά των μεταβλητών, όπως έχουμε ήδη δει, οι δείκτες χρέους και ελλείματος ως προς το ΑΕΠ είναι χαρακτηριστικοί ως προς τα δημοσιονομικά οικονομικά, τα οποία με τη σειρά τους είναι εκείνα που τροφοδοτούν την αξιολόγηση των χρεογράφων. Το ίδιο το ΑΕΠ είναι δείκτης μέτρησης ανταγωνιστικότητας μιας χώρας και εκφράζει τις μακροπρόθεσμες δυνατότητες των υποχρέωσεων προς τρίτους και προς τους κοινωνικούς εταίρους στο εσωτερικό της χώρας. Οι τρεις μεταβλητές που είναι εκφρασμένες ως προς το ΑΕΠ είναι εκφρασμένες με τον ίδιο τρόπο που χρησιμοποιείται από τους αξιολογητές και επενδυτές των ομολόγων σε σχέση με τον κίνδυνο χρεοκοπίας.

Σε θέματα διαχειριστικά για το δείγμα, οι τιμές που παραλείπονται αφορούν μη διαθέσιμα στοιχεία, τα οποία το πάνελ έχει τη δυνατότητα να ενσωματώνει χωρίς να αλλοιώνεται το τελικό αποτέλεσμα.

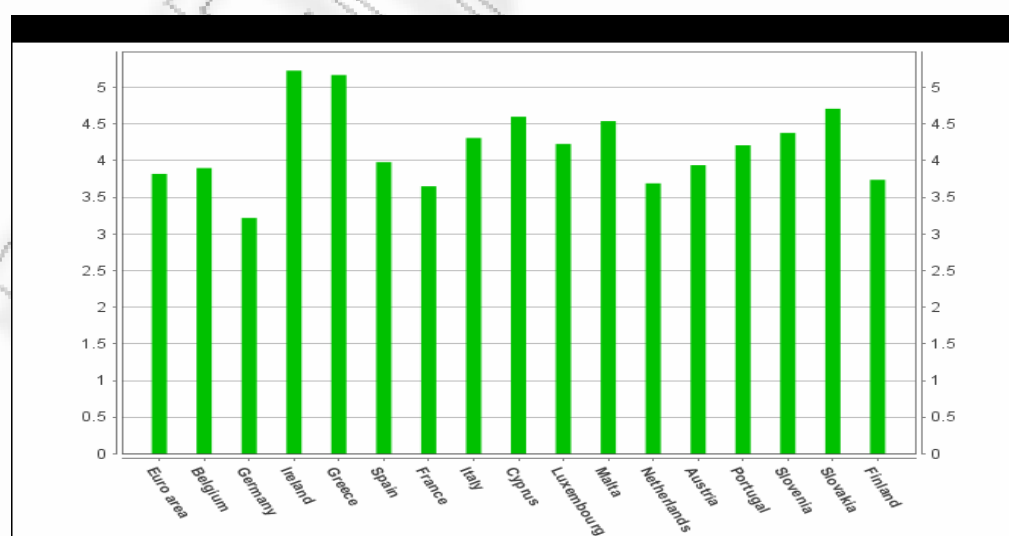
Οι χώρες που περιλαμβάνονται είναι οι παρακάτω (με σειρά εμφάνισης στην ανάλυση του πάνελ) :

- |              |                  |
|--------------|------------------|
| 1. Αυστρία   | 9. Ιταλία        |
| 2. Βέλγιο    | 10. Λουξεμβούργο |
| 3. Κύπρος    | 11. Μάλτα        |
| 4. Ισπανία   | 12. Ολλανδία     |
| 5. Φινλανδία | 13. Πορτογαλία   |
| 6. Γαλλία    | 14. Σλοβενία     |
| 7. Ελλάδα    | 15. Σλοβακία     |
| 8. Ιρλανδία  |                  |

Οι μεταβλητές είναι κατά σειρά :

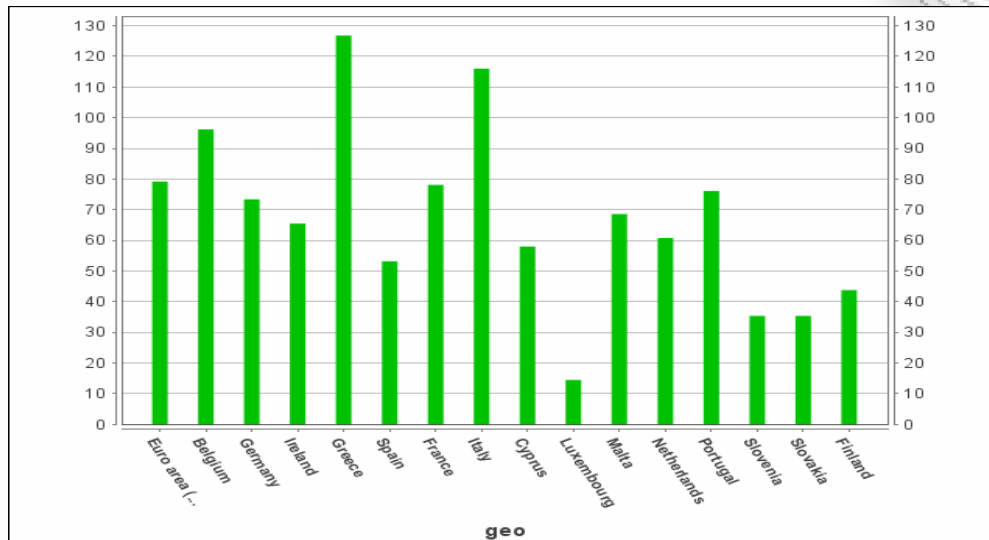
1. Annual Spread (εξαρτημένη μεταβλητή)
2. Debt/GDP
3. Deficit/GDP
4. Liquidity (  $Debt_i / Total\ EU$  )
5. GDP Growth

Παρακάτω παρατίθενται πίνακες ετήσιων τιμών για τις επιλεγμένες μεταβλητές όπως αυτές διαμορφώθηκαν κατά το 2009 στη ζώνη του ευρώ:



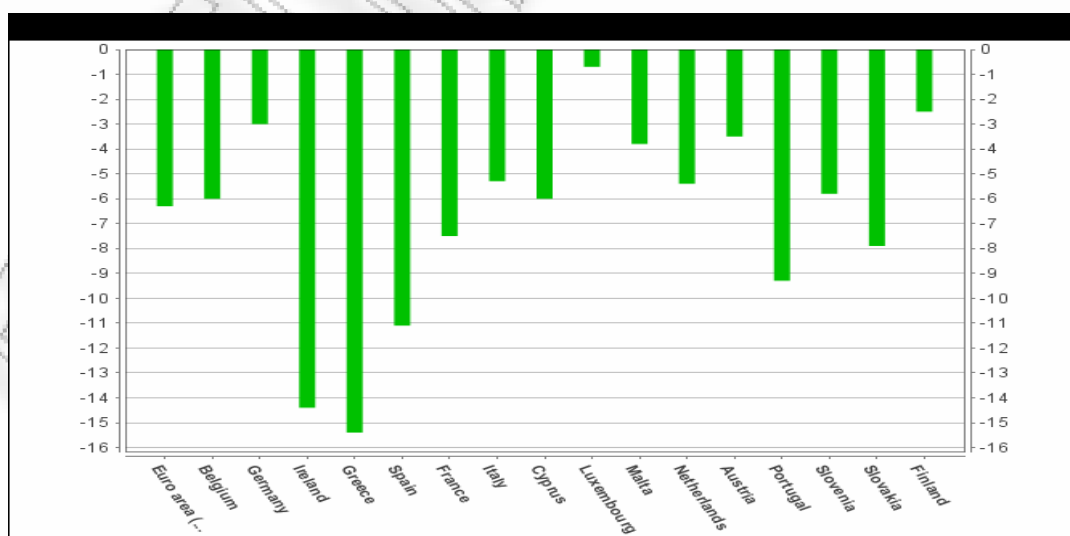
Μέσο ετήσιο spread 10ετών ομολόγων 2009 [Πίνακας 1]

Παρατηρούμε ότι για το 2009 οι τιμές των ομολόγων δεν παρουσιάζουν μεγάλες αποκλίσεις. Υπάρχει μικρό εύρος από 3.22 για τη Γερμανία έως 5.23 για την Ιρλανδία, γεγονός που δείχνει μια σταθερότητα στους κόλπους της ευρωζώνης .



DEBT/GDP 2009 [Πίνακας 2]

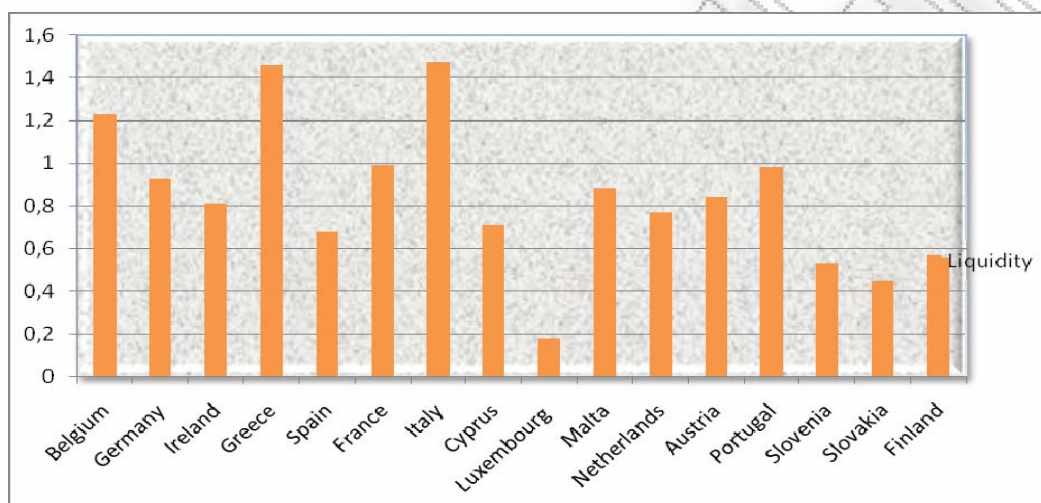
Σε ότι αφορά το χρέος, ο πίνακας δείχνει μια παγκόσμια οικονομική πραγματικότητα □ δεν υπάρχει χώρα της ΟΝΕ χωρίς χρέος. Το ύψος του χρέους παρουσιάζει μεγάλες διαφορές ανάμεσα στις χώρες της ευρωζώνης : χαμηλότερη τιμή σημειώνεται για το Λουξεμβούργο με το χρέος να φτάνει στο 14.5% του ΑΕΠ, σε αντίθεση με την υψηλότερη για την Ελλάδα, για την οποία μέσα στο 2009 το χρέος παρατηρήθηκε στο 126.8% του ΑΕΠ.



Deficit/GDP 2009 [Πίνακας 3]

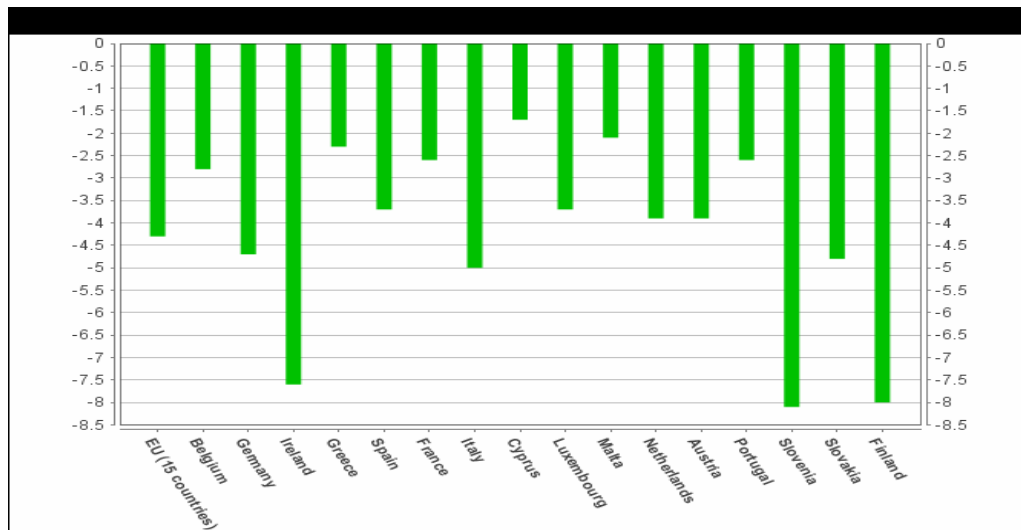


Παρόμοια με τον δείκτη του χρέους είναι τα συμπεράσματα για το έλλειμα. Όλες οι χώρες εμφανίζουν ελλείματα στους προϋπολογισμούς τους, με αρκετά μεγάλες διακυμάνσεις : από -0.7 για το Λουξεμβούργο έως και -15.4 για την Ελλάδα. Οι αποκλίσεις στο έλλειμα είναι αρκετά έντονες και δείχνουν με έμφαση τις χώρες που αντιμετωπίζουν δημοσιονομικά προβλήματα. Κατά το 2008 είχαν παρουσιάσει μικρό πλεόνασμα η Γερμανία, η Κύπρος, το Λουξεμβούργο, η Ολλανδία και η Φινλανδία.



Liquidity 2009 [Πίνακας 4]

Η ρευστότητα σαν μεταβλητή μελέτης παρουσιάζει ενδιαφέρον γιατί της αποδίδεται όλο και περισσότερη σημασία στις αναλύσεις των αγορών, παρουσιάζει όμως και δυσκολίες στη μελέτη γιατί πρόκειται για συνδιασμό μεγεθών. Από τον παραπάνω πίνακα είναι εμφανές, για τις χώρες των οποίων τα δημόσια οικονομικά είναι προβληματικά, ότι ο δείκτης της ρευστότητας είναι (σαν συντελεστής) πάνω από το 1. Αυτό σημαίνει ότι οι δανειακές υποχρεώσεις είναι μεγαλύτερες από το αντίστοιχο συνολικό μέγεθος της ONE, άρα σαν δείκτης εκφράζει τη δυσκολία αποπληρωμής τρεχουσών υποχρεώσεων και κάλυψης άμεσων αναγκών.



GDP Growth 2009 [Πίνακας 5]

Ο τελευταίος πίνακας μας δείχνει την κατάσταση που διαμορφώθηκε μετά την οικονομική κρίση που ξεκίνησε στα τέλη του 2008. Καμία χώρα δεν πέτυχε μέσα στο 2009 να αυξήσει το ΑΕΠ, να μεγαλώσει ουσιαστικά την οικονομία της και να βελτιώσει τη θέση της στην παγκόσμια αγορά. Μεγαλύτερη κάμψη παρουσίασε η οικονομία της Σλοβενίας με πτώση στο ΑΕΠ κατά -8.1% (μετά την αλματώδη αύξηση τα προηγούμενα χρόνια), ενώ η μικρότερη συρρίκνωση του ΑΕΠ σημειώθηκε για την Κύπρο με ετήσια μείωση κατά -1.7%.

Τα δεδομένα αφορούν τα έτη από το 1990 έως το 2009. Εισήχθησαν και διαμορφώθηκαν αρχικά σε αρχείο Excel και στη συνέχεια, ως ομογενοποιημένο αρχείο, χρησιμοποιήθηκαν σύμφωνα με τη διαδικασία Panel στο οικονομετρικό πρόγραμμα EVIEWS.

Επεξήγηση συμβολισμών :

- AS = ετήσιο spread (annual spread)
- DG = χρέος προς ΑΕΠ (Debt/GDP)
- ABS(FG) = έλλειμα προς ΑΕΠ (Deficit/GDP). Είναι εκφρασμένο σε απόλυτο μέγεθος γιατί εσωκλείει το πρόσημό του (αν είναι αρνητικό εκφράζει πλεόνασμα)
- 1-LD = ρευστότητα (Liquidity)
- GD = μεταβολή του ΑΕΠ (GDP Growth)

### 3.4 Εφαρμογή της μεθόδου και εμπειρική ανάλυση

Μετά τη διαστρωμάτωση των δεδομένων και την πλήρη χρήση των μεταβλητών προκύπτει το κάτωθι αποτέλεσμα :

Dependent Variable: AS

Method: Panel EGLS (Cross-section weights)

Sample (adjusted): 2000 2009

Cross-sections included: 15

Total panel (unbalanced) observations: 145

Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.640941	0.640881	-2.560445	0.0115
DG	0.026300	0.009160	2.871006	0.0047
@ABS(FG)	0.057630	0.010270	5.611749	0.0000
1-LD	1.726133	0.625640	2.758990	0.0066
GD	-0.020272	0.011303	-1.793519	0.0750

Weighted Statistics			
R-squared	0.488277	Mean dependent var	0.613182
Adjusted R-squared	0.473656	S.D. dependent var	0.659258
S.E. of regression	0.495159	Sum squared resid	34.32560
F-statistic	33.39637	Durbin-Watson stat	0.647092
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.214183	Mean dependent var	0.476621
Sum squared resid	52.71144	Durbin-Watson stat	0.444031

Συμπεριλάβαμε διαστρωματικές σταθμίσεις στην πάνελ εκτίμηση με σκοπό να αντιμετωπίσουμε την ετεροσκεδαστικότητα λόγω ανομοιογένειας των χωρών.

Έχοντας προαποφασίσει να κινηθούμε σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%, θα εξετάσουμε κατά πόσο είναι σημαντικές για το μοντέλο οι μεταβλητές επεξήγησης.

Αν και σε θεωρητικό επίπεδο, ένα διάστημα εμπιστοσύνης της τάξης του 10% (και ιδιαίτερα για πολυμεταβλητά μοντέλα) είναι αποδεκτό, αποφασίσαμε να κινηθούμε στα όρια του 5%, έτσι ώστε να αυστηροποιήσουμε τη βάση αναφοράς μας. Αυτό ήταν επιθυμητό, λόγω της πολυπλοκότητας των παραγόντων που επηρεάζουν τις τιμές των ομολόγων. Επιδιώξαμε τη μέγιστη επιβεβαίωση για τους ισχυρισμούς μας όσον αφορά την ορθή επιλογή των μεταβλητών.

Σύμφωνα με τα παραπάνω, ο παραπάνω πίνακας παρουσιάζει μειονεκτήματα. Ιδιαίτερα για τον παράγοντα GD που εκφράζει τη μεταβολή στο ΑΕΠ (GDP Growth), με πιθανότητα  $0.075 > 0.05$  είναι μη σημαντικός για τη διάρθρωση των spreads των χωρών της ευρωζώνης. Αυτό σημαίνει ότι είμαστε υποχρεωμένοι να τον απαλείψουμε από τους παράγοντες καθορισμού του spread. Οι υπόλοιποι συντελεστές μοιάζουν να είναι αρκετά σημαντικοί.

Προχωρώντας στην επανάληψη της ανωτέρω διαδικασίας, αυτή τη φορά χωρίς το GDP Growth, έχουμε :

Dependent Variable: AS

Method: Panel EGLS (Cross-section weights)

Sample (adjusted): 1998 2009

Cross-sections included: 15

Total panel (unbalanced) observations: 165

Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.632006	0.438836	-3.718943	0.0003
DG	0.024880	0.006400	3.887324	0.0001
@ABS(FG)	0.067396	0.008836	7.627629	0.0000
1-LD	1.607336	0.449824	3.573256	0.0005

#### Weighted Statistics

R-squared	0.462375	Mean dependent var	0.580927
Adjusted R-squared	0.452358	S.D. dependent var	0.603811
S.E. of regression	0.466577	Sum squared resid	35.04873
F-statistic	46.15517	Durbin-Watson stat	0.683730
Prob(F-statistic)	0.000000		

#### Unweighted Statistics

R-squared	0.181643	Mean dependent var	0.443333
Sum squared resid	53.35018	Durbin-Watson stat	0.450897

Από την άποψη σημαντικότητας των συντελεστών, όλες οι μεταβλητές είναι σημαντικές. Πληρούν το διάστημα εμπιστοσύνης και έχουν καλύτερη προσαρμογή από το αρχικό. Βασική παρατήρηση για το δείγμα είναι ότι οι χρησιμοποιούμενες παρατηρήσεις είναι περισσότερες, καθώς ο αποκλεισμός του GDP Growth επέτρεψε

την είσοδο κάποιων παρατηρήσεων που είχαν πριν αγνοηθεί (για την ομογενοποίηση του δείγματος).

Οι εξαγόμενες από το πάνελ μεταβλητών πληροφορίες είναι αρκετά σημαντικές :

A) Οι επιλεγμένες μεταβλητές επεξήγησης περιγράφουν τις κινήσεις των spread κατά περίπου 46%.

Είναι ένα ποσοστό αρκετά ικανοποιητικό, αρκεί να λάβουμε υπόψη την πολυπλοκότητα λειτουργίας των χρηματαγορών. Οι τιμές των ομολόγων, από τη στιγμή που διαπραγματεύονται ημερησίως, είναι αρκετά ευμετάβλητες ακόμη και αν πρόκειται για κρατικά ομόλογα χωρών-μελών της ευρωζώνης. Επηρεάζονται από την ίδια τη χώρα, από πολιτικές παρεμβάσεις, από την ΕΚΤ, από οίκους αξιολόγησης και από ανακοινώσεις κοινοτικών και διεθνών χρηματοοικονομικών οργανισμών (μόνο ορισμένοι από τις πηγές μεταβλητότητας).

Άρα το ποσοστό που εκφράζουν οι επιλεγμένες μεταβλητές είναι σημαντικό.

B) Σημαντική η συμβολή του χρέους στη διάρθρωση των spreads.

Σύμφωνα με το πάνελ, η αύξηση του χρέους κατά 10 ποσοστιαίες μονάδες σε σχέση με το ΑΕΠ θα επιφέρει αύξηση κατά 0.25% ή 250 μονάδες βάσης περίπου στην τιμή του spread.

Γ) Μεγάλη και η συνεισφορά του παράγοντα έλλειμμα στη διαμόρφωση του spread : μια υποτιθέμενη αύξηση 1% στα επίπεδα του ελλείματος είναι δυνατό να εκτινάξει τα spread κατά 0.07% ή 7 μονάδες βάσης σύμφωνα με το συντελεστή της παλινδρόμησης για το έλλειμα.

Δ) Η ρευστότητα στην εποχή μας (και ιδιαίτερα κατά την παρούσα οικονομική συγκυρία) διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στις τιμές των ομολόγων. Σύμφωνα με τον πίνακα πάνελ, αν η ρευστότητα παρουσιάσει μεταβολή κατά 1 ποσοστιαία μονάδα, είναι πιθανή η αντίστροφη πορεία του spread κατά 160 μονάδες βάσης.

Σύμφωνα με όλα τα παραπάνω, στην πραγματικότητα το μοντέλο επιχειρεί να ερμηνεύσει τις αγωνίες της αγοράς τόσο για τα τρέχοντα ελλείματα και τις αδυναμίες πληρωμής των υποχρεώσεων, όσο και για τις μακροχρόνιες προοπτικές της υπό εξέταση χώρας. Όλα αυτά φιλτράρονται μέσω των ομολόγων, που αποτελούν τον τελικό εκφραστή των δημοσιονομικών της κάθε χώρας. Για το λόγο αυτό και δόθηκε μεγάλη έμφαση στις τιμές χρέους και ελλείματος στην πρόσφατη περίπτωση της Ελλάδας, όπου η αναθεώρηση των μεγεθών αυτών προς τα επάνω έφερε μεγάλη αύξηση στις τιμές του 10ετούς ομολόγου.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

### ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

ΓΑΛΕΡΙΟ ΤΗΜΟ ΓΕΡΑΝ

Όπως είδαμε στα προηγούμενα κεφάλαια, η ανάλυση μας είχε δύο κατευθύνσεις : η πρώτη αφορούσε την αυτοτελή μελέτη της σειράς των spreads και το πώς η ίδια η σειρά καθορίζει την επόμενη τιμή της. Στο δεύτερο σκέλος της εργασίας ποσοτικοποιήσαμε την επίδραση των παραγόντων που συμμετέχουν στη διαμόρφωση της διαφοράς των αποδόσεων των ομολόγων των χωρών-μελών της ONE.

Η μοντελοποίηση της σειράς των ημερήσιων τιμών των spreads έγινε με τη χρήση του οικονομετρικού προγράμματος EVIEWS. Μετά την εκτενή αναφορά για την οικονομετρική μεθοδολογία των μοντέλων που χρησιμοποιήσαμε, επικεντρώσαμε τη μελέτη μας σε 6 χώρες της ευρωζώνης, χωρισμένες στην πραγματικότητα σε δύο ομάδες με βάση τις μέσες διαφορές των ομολόγων τους από το γερμανικό 10ετές : Αυστρία, Γαλλία και Ολλανδία που εμφανίζουν διαχρονικά χαμηλά και σχετικά σταθερά ομολογιακά επιτόκια στη μια ομάδα, ενώ η δεύτερη αποτελείται από τις Ελλάδα, Πορτογαλία και Ιρλανδία με υψηλά επιτόκια και σημαντικές διακυμάνσεις στις τιμές των χρεογράφων. Για κάθε χώρα, μοντελοποιήσαμε τη σειρά των spreads για δύο περιόδους. Η πρώτη περίοδος με έναρξη από την πρώτη διαθέσιμη τιμή έως και σήμερα, ενώ κατά τη δεύτερη μοντελοποίηση περιορίσαμε το δείγμα από την ημερομηνία εισόδου κάθε χώρας στην ONE.

Τα συμπεράσματα από την κάθε ανάλυση ήταν πολύ σημαντικά. Πιστοποιήσαμε αρχικά ότι οι χρονολογικές σειρές των ομολόγων τείνουν πράγματι να είναι στάσιμες, γεγονός που επιβεβαιώθηκε στο 90% των παλινδρομήσεων.

Κατά δεύτερον, αναγνωρίστηκε σημαντική εξάρτηση της τιμής του spread από το παρελθόν του, δηλαδή οι προηγούμενες παρατηρήσεις μπορούν να εξηγήσουν τη σημερινή τιμή. Παρατηρήθηκε επεξηγιστικότητα από προγενέστερες τιμές ακόμα και έως 94.4% στην περίπτωση της Ολλανδίας. Ακόμη, η τάξη των μοντέλων παρουσίασε διακυμάνσεις, άλλοτε έγινε απλούστερο και σε άλλες περιπτώσεις μεταπέσαμε σε πολυπλοκότερη μορφή, χωρίς αυτές οι μεταβολές να έχουν κάποια αναλογικότητα.

Σε μακροοικονομικό πλαίσιο, προέκυψε ένα σημαντικότατο συμπέρασμα : ανεξαρτήτως της πορείας του spread κάθε χώρας διαχρονικά, μετά την είσοδο της στην ONE επωφελήθηκε σε ότι αφορά τη μέση τιμή της διαφοράς από το γερμανικό, οι μέγιστες τιμές εμφάνισαν σημαντικές πτώσεις και η διακύμανση των τιμών περιορίστηκε σε εύρος. Τα μεγέθη αυτά εμφανίζονται στον ακόλουθο πίνακα :



Χώρα	Μέση τιμή spread (σε μονάδες βάσης )			Μέγιστη τιμή spread ( σε μονάδες βάσης )			Διακύμανση spread (σε μονάδες βάσης )		
	Συνολικό δείγμα	ONE	Μεταβολή	Συνολικό δείγμα	ONE	Μεταβολή	Συνολικό δείγμα	ONE	Μεταβολή
<b>Αυστρία</b>	26.7	18.2	-32%	227	117	-48%	35	17.6	- 49%
<b>Γαλλία</b>	78.2	13.1	-82%	487	78	-84%	115	12.1	-89%
<b>Ολλανδία</b>	11.9	13.7	15%	92	92	0 %	17.8	14.3	-20%
<b>Ελλάδα</b>	404	66.1	-84%	1797	656	-63%	532.1	86.7	-84%
<b>Πορτογαλία</b>	226.29	34.4	-85%	1020	379	-63%	269	35.8	-87%
<b>Ιρλανδία</b>	738	371	-50%	333	333	0%	72.5	61.6	-15%

Στο δεύτερο μέρος της εργασίας αναλύσαμε σε μακροοικονομικό επίπεδο τις συνιστώσες που επιδρούν καταλυτικά στη διαμόρφωση των spreads. Πέρα από τις παγκόσμιες επιδράσεις όπως είναι τα βραχυχρόνια επιτόκια, τα αμερικανικά εταιρικά ομόλογα ή τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, καταλήξαμε ότι για τα 10ετή ομόλογα των χωρών που συμμετέχουν στην ευρωζώνη το σημαντικότερο ρόλο διαδραματίζουν ο κίνδυνος χρεοκοπίας και ο κίνδυνος ρευστότητας. Επιβαρύνουν τα ομόλογα, όταν κρίνονται σημαντικοί για μία χώρα, με ένα επασφάλιστρο κινδύνου που εκτοξεύει τα spreads. Τέτοιες καταστάσεις παρατηρήθηκαν ιδιαίτερα τα δύο τελευταία χρόνια κατά τη διάρκεια της διεθνούς οικονομικής κρίσης στην Ελλάδα, την Πορτογαλία και εσχάτως την Ιρλανδία.

Για τη μέτρηση των κινδύνων χρησιμοποιήσαμε θεμελιώδη μεγέθη των οικονομιών των χωρών. Πρόκειται για το χρέος (ως προς το ΑΕΠ), το έλλειμα (ως προς το ΑΕΠ), τη ρευστότητα και τη μεταβολή του ίδιου του ΑΕΠ. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν ήταν ετήσια και εισήχθησαν σε πίνακα πάνελ του EVIEWS, στηριζόμενοι σε μοντέλο σταθερών επιδράσεων.

Στην αρχική μοντελοποίηση, αποδείξαμε ότι η μεταβλητή που εκφράζει τη μεταβολή του ΑΕΠ δεν είναι σημαντική για το καθορισμό του spread. Έτσι, αφαιρέθηκε από την εξίσωση της παλινδρόμησης. Στη επόμενη ανάλυση οι υπόλοιπες μεταβλητές είχαν σημαντικό και καθοριστικό ρόλο, με τα συμπεράσματα να έχουν ως εξής :

1. Οι επιλεγμένες μεταβλητές χρέους, ελλείματος και ρευστότητας καθορίζουν κατά περίπου 46% την πραγματική τιμή της διαφοράς των αποδόσεων, ποσοστό εξαιρετικά σημαντικό για τα δεδομένα μιας παγκοσμιοποιημένης αγοράς
2. Το χρέος επηρεάζει κατά πολύ το spread : μια αύξησή του κατά 10% επιφέρει άνοδο 250 μονάδων βάσης στην τιμή του ομολόγου
3. Το έλλειμα, με μια αύξηση κατά 1 ποσοστιαία μονάδα, θα ωθήσει σε άνοδο 7 μονάδων βάσης την διαφορά της απόδοσης
4. Και τελικά, δείξαμε πόσο σημαντική είναι η ρευστότητα στο σύγχρονο οικονομικό περιβάλλον : δυνητικά, μια μείωση στην κρατική ρευστότητα κατά 1% μπορεί να συντελέσει στην εκτίναξη του spread μέχρι και 160 μονάδες βάσης.

Τα ανωτέρω εξαγόμενα από τη χρήση του πάνελ και την επιλογή των συγκεκριμένων μεταβλητών, συνοδεύτηκαν από μια ταυτόχρονη παρατήρηση των τελευταίων γεγονότων στον ευρωπαϊκό χώρο. Χώρες όπως η Ελλάδα, η Πορτογαλία και η Ιρλανδία, τους τελευταίους μήνες παρουσίασαν δυσμενείς μεταβολές στα μεγέθη που μελετήσαμε. Παρακολούθησαμε να αυξάνονται τα χρέη και τα δημοσιονομικά τους ελλείματα, και οι επιπτώσεις έγιναν άμεσα ορατές στα ομόλογά τους, με τα spreads να εκτινάσσονται μέχρι και τις 1000 μονάδες βάσης για την Ελλάδα ή να έχουν αύξηση 300 και 400 μονάδες για τις δύο υπόλοιπες, δυσχεραίνοντας τον δανεισμό και θέτοντας σε αμφιβολία τη βιωσιμότητά τους εντός ONE, χωρίς βοήθεια από την Ένωση.

## BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Abmann Christian and Boysen-Hogrefe Jens (September 2009)  
*Determinants of government bond spreads in the Euro area – in good times as in bad.*
- Beber, A., Brandt, M-W., Kavajecz, K-A. (2009)  
*Flight-to-Quality or Flight-to-Liquidity? Evidence from the Euro-Area Bond Market*  
Review of Financial Studies, Vol. 22, No. 3, 925-957
- Bernoth, K., von Hagen, J., Schuknecht, L. (2004)  
*Sovereign Risk Premia in the European Government Bond Market*  
European Central Bank Working Paper Series No. 369
- Codogno Lorenzo, Favero Carlo, Missale Alessandro, Portes Richard, Thum Marcel (Oct., 2003)  
*Yield Spreads on EMU Government Bonds*  
Economic Policy, Vol. 18, No. 37, EMU Assessment
- Favero Carlo A., Giavazzi Francesco, Spaventa Luigi (Jul., 1997)  
*High Yields: The Spread on German Interest Rates*  
The Economic Journal, Vol. 107, No. 443
- Gomez-Puig Marta (July 2005)  
*Size matters for liquidity: Evidence from EMU sovereign yield spreads*  
Economics Letters 90, 156–162
- Manganelli Simone and Wolswijk Guido (April 2009)  
*What drives spreads in the euro area government bond market?*  
Economic Policy, European Central Bank
- Sheppard Kevin  
*Financial Econometrics Notes*  
University of Oxford (April 2010)
- Verbeek Marno (2004)  
*A Guide to Modern Econometrics (2<sup>nd</sup> edition)*  
Erasmus University Rotterdam
- <http://www.eurostat.ec.europa.eu>
- <http://www.ecb.int>