



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
Μ.Π.Σ. ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ

«ΔΗΜΟΣΙΟΝΟΜΙΚΑ ΕΛΛΕΙΜΜΑΤΑ ΚΑΙ ΔΙΑΦΟΡΕΣ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΚΡΑΤΙΚΩΝ ΟΜΟΛΟΓΩΝ ΣΤΗΝ ΕΥΡΩΖΩΝΗ 2002-2005»

ΚΩΣΤΑΚΟΠΟΥΛΟΣ ΣΤΕΡΓΙΟΣ
Εθνική Τράπεζα της Ελλάδος
Δ/ση Διαχ/σης Διαθεσίμων
Ακαδημίας 68
Αθήνα 10678
Ελλάς
Τηλ. 30-1 2103328817
EMAIL skosta@nbg.gr

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

1.	ΓΕΝΙΚΑ	3
α	1.1 Ορισμοί	3
α	1.2 Αγορές κυβερνητικών ομολόγων	4
α	1.3 Τιμολόγηση ομολόγων	5
α	1.4 Καμπύλη αποδόσεων	8
α	1.5 Θεωρίες διαχρονικής δομής επιτοκίων	9
2.	ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΙΝΔΥΝΟΥ	11
α	2.1 Πιστωτικός κίνδυνος	11
	2.1.1 Οίκοι διαβάθμισης πιστοληπτικής ικανότητας	11
	2.1.2 Κριτήρια πιστοληπτικής διαβάθμισης	12
α	2.2 Κίνδυνος ρευστότητας	17
	2.2.1 Ρευστότητα	17
	2.2.2. Μέτρηση κινδύνου ρευστότητας	17
	2.2.3. Ρευστότητα στην αγορά	20
3.	ΕΠΙΤΟΚΙΑΚΟΣ ΚΙΝΔΥΝΟΣ	24
α	3.1 Γενικά	24
α	3.2 Duration – convexity	24
	3.2.1 Ορισμοί	24
4.	ΚΙΝΔΥΝΟΣ ΓΕΓΟΝΟΤΟΣ	29
α	4.1 Ορισμός	29
α	4.2 Εμπειρικά αποτελέσματα	29
5.	ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ	31
α	5.1 Εισαγωγή	31
α	5.2 Οικονομετρική τεχνική	31
α	5.3 Συμπεράσματα	32
α	5.4 Παράρτημα	35

ΔΗΜΟΣΙΟΝΟΜΙΚΑ ΕΛΛΕΙΜΜΑΤΑ ΚΑΙ ΔΙΑΦΟΡΕΣ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΚΡΑΤΙΚΩΝ ΟΜΟΛΟΓΩΝ ΣΤΗΝ ΕΥΡΩΖΩΝΗ 2002-2005

1. ΓΕΝΙΚΑ

α 1.1 ΟΡΙΣΜΟΙ

Τα ομόλογα είναι χρηματοοικονομικά προϊόντα που περιλαμβάνουν μια υπόσχεση εκ μέρους του εκδότη - δανειζόμενου να καταβάλλει προκαθορισμένες πληρωμές στον αγοραστή - επενδυτή για ένα καθορισμένο χρονικό διάστημα.

Τα ομόλογα εκδίδονται από κυβερνήσεις, από εταιρείες - βιομηχανικές εταιρείες, τράπεζες, επιχειρήσεις κοινής ωφελείας και από οργανισμούς τοπικής αυτοδιοίκησης, για να χρηματοδοτήσουν επενδυτικά προγράμματα ή να αναδιαρθρώσουν τις υφιστάμενες δανειακές τους υποχρεώσεις. Ανάλογα με το τοκομερίδιο που πληρώνει ένα ομόλογο μπορεί να είναι σταθερού επιτοκίου, κυμαινόμενου επιτοκίου, χωρίς κουπόνι - τελικής απόδοσης - ή συνδεδεμένο με κάποιο δείκτη (δείκτης τιμών καταναλωτή). Ανάλογα με την τακτικότητα πληρωμών ένα ομόλογο μπορεί να υπόσχεται πληρωμές ετήσιες, συνήθως στα ευρωπαϊκά ομόλογα, εξαμηνιαίες στα αμερικανικά ομόλογα και άλλες φορές τριμηνιαίες ή μηνιαίες.

Άλλοτε η έκδοση του ομολόγου συνοδεύεται με τιτλοποίηση μελλοντικών εσόδων του εκδότη. Αν αποπληρώνεται και μέρος του κεφαλαίου με κάθε τοκομερίδιο, τότε το ομόλογο έχει χαρακτηριστικά sinking bond, διαφορετικά αν το κεφάλαιο αποπληρώνεται εφάπαξ καλείται bullet. Σε ορισμένες περιπτώσεις εκδίδονται ομόλογα εφοδιασμένα με δικαίωμα μετατροπής τους σε κοινές μετοχές του εκδότη.

Η επένδυση σε ομόλογα είναι μακροπρόθεσμη. Εμπεριέχει τον κίνδυνο του επιτοκίου, τον κίνδυνο του πληθωρισμού, τον πιστωτικό κίνδυνο, τον κίνδυνο ρευστότητας, τον κίνδυνο ανάκλησης από τον εκδότη - αν το ομόλογο είναι ανακλητέο -, το φορολογικό κίνδυνο – μόνο τα ομόλογα που εκδίδονται από βαθμίδες της τοπικής αυτοδιοίκησης είναι αφορολόγητα στις Η.Π.Α. και όσα εκδίδονται από την Ευρωπαϊκή Τράπεζα Επενδύσεων στην Ευρωζώνη. Αν ο επενδυτής αγοράσει ομόλογο σε ξένο νόμισμα διατρέχει και συναλλαγματικό κίνδυνο.

Συστατικά στοιχεία για την επιλογή μιας επενδυτικής πρότασης είναι η σχέση κινδύνου αναμενόμενων κερδών, η επιθυμία του επενδυτή να αναβάλλει για το μέλλον τη σημερινή κατανάλωση του κεφαλαίου που διαθέτει και η επίδραση της αύξησης του πληθωρισμού στην αξία του κεφαλαίου του. Ο επενδυτής που δεν επιθυμεί να αναλάβει κίνδυνο αποζημιώνεται με την ελάχιστη απόδοση που ισούται με το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο. Ενώ ο

επενδυτής που επιθυμεί υψηλές αναμενόμενες αποδόσεις ανά μονάδα κινδύνου, επιλέγει επενδυτικές προτάσεις με κίνδυνο.

Για την αποτίμηση μιας επένδυσης απαιτείται να ληφθεί υπόψη όχι το ονομαστικό επιτόκιο που φέρει η επένδυση, αλλά το πραγματικό επιτόκιο που διαφέρει από το ονομαστικό κατά τον πληθωρισμό. Στα ομόλογα σταθερού επιτοκίου, καθώς ο εκδότης υπόσχεται σταθερές πληρωμές για όλη τη ζωή του ομολόγου, ο πληθωριστικός κίνδυνος είναι μεγάλος.

α 1.2 ΑΓΟΡΕΣ ΚΥΒΕΡΝΗΤΙΚΩΝ ΟΜΟΛΟΓΩΝ

Η αγορά των κυβερνητικών ομολόγων των Η. Π. Α. με έντοκα γραμμάτια, ομόλογα με διάρκεια 2- 10 χρόνια και ομόλογα με διάρκεια μεγαλύτερη των 10 χρόνων, είναι η μεγαλύτερη αγορά προϊόντων σταθερού εισοδήματος στις διεθνείς αγορές. Διαθέτει υψηλή ρευστότητα και αποτελεί σημείο αναφοράς στις αγορές ομολόγων.

Η πρωτογενής αγορά είναι βασισμένη στη διαδικασία των δημοπρασιών και των ανταγωνιστικών και μη ανταγωνιστικών προσφορών. Βάσει του προγράμματος δημοπρασιών αμερικανικών ομολόγων, το αμερικανικό Δημόσιο κάθε εβδομάδα δημοπρατεί έντοκα γραμμάτια διάρκειας 3 και 6 μηνών, κάθε μήνα ομόλογα διάρκειας 1, 2 και 5 χρόνων, κάθε τρεις μήνες ομόλογα διάρκειας 3 και 10 χρόνων και κάθε 6 μήνες ομόλογα διάρκειας 30 χρόνων. Αντίστοιχα και στην Ευρωζώνη ακολουθείται ανάλογος σχεδιασμός δημοπρασιών. Οι εκδόσεις ομολόγων που μόλις δημοπρατήθηκαν και χαρακτηρίζονται on the run issues συγκεντρώνουν το μεγαλύτερο ενδιαφέρον των επενδυτών και έχουν μεγαλύτερη ρευστότητα από τις παλαιότερες εκδόσεις - off the run issues - των οποίων η διαφορά στις τιμές αγοράς και πώλησης είναι μεγαλύτερη από αυτές των νέων.

Στη διεθνή αγορά των κυβερνητικών ομολόγων σημαντική θέση κατέχουν τα ομόλογα του Καναδά, της Ιαπωνίας, της Γερμανίας - bunds -, της Γαλλίας - bons du Trésor négociables - και της Μεγάλης Βρετανίας - gilts -. Παράλληλα, ένας σημαντικός αριθμός εκδόσεων προέρχεται από κυβερνήσεις χωρών υπό ανάπτυξη - emerging markets -.

Τα ομόλογα που εκδίδονται από βαθμίδες της τοπικής αυτοδιοίκησης έχουν περιορισμένη ρευστότητα και έχουν λήξη πέραν του χρόνου. Όσα λήγουν εντός του χρόνου καλούνται municipal notes. Τα τοκομερίδια τους απαλλάσσονται της φορολογίας και γι' αυτό το όφελος που δίνουν στον επενδυτή, έχουν χαμηλότερη απόδοση μέχρι τη λήξη από τα κυβερνητικά.

Τα τελευταία χρόνια αρκετές εταιρείες, λόγω της μείωσης του κόστους χρήματος, προτιμούν να αντλούν κεφάλαια με έκδοση εταιρικών ομολόγων παρά να καταφεύγουν στη χρηματιστηριακή αγορά. Συνήθως, μια εταιρεία

εκδίδει εταιρικό ομόλογο αξίας 100 - 200 εκ. \$, ενώ μια δημοπρασία κυβερνητικών αμερικανικών ομολόγων είναι από 10 δισ. \$ - 12 δισ. \$.

Το εταιρικό χρέος που έχει λήξη από 30 – 270 ημέρες καλείται commercial paper - εμπορικό χρεόγραφο - και εξασφαλίζει στην εταιρεία κόστος χρήματος χαμηλότερο από τον τραπεζικό δανεισμό. Για διάρκεια χρέους από 1 – 5 χρόνια η εταιρεία προκειμένου να προστατευτεί από οποιαδήποτε αιφνιδιαστική αύξηση των επιτοκίων εφαρμόζει πρόγραμμα δανεισμού Medium Term Notes. Αντίστοιχα για τις εταιρείες της Ευρωζώνης το πρόγραμμα καλείται European Medium Term Notes.

Σημαντική εξέλιξη στην αγορά προϊόντων σταθερού εισοδήματος είναι η τιτλοποίηση. Περιουσιακά στοιχεία δύσκολα ρευστοποιήσιμα μιας στεγαστικής τράπεζας, όπως υποχρεώσεις που έχει έναντι δανειοληπτών στεγαστικών δανείων μετατρέπονται σε ευέλικτα χρηματοοικονομικά εργαλεία. Με τις υπηρεσίες εξειδικευμένου αναδόχου μέσω ειδικού σχήματος special purpose vehicle που εγγυάται την απαιτούμενη απόσταση ανάμεσα στον ανάδοχο και τα δάνεια που χρησιμοποιούνται ως εγγύηση, εξασφαλίζονται τα αναγκαία κεφάλαια, αυξάνοντας την αξία της εταιρείας στο σύνολό της.

α 1.3 ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗ ΟΜΟΛΟΓΩΝ

Η τιμή ενός ομολόγου P που πληρώνει ετήσια σταθερά τοκομερίδια c για n χρόνια για ονομαστική αξία 100\$ είναι :

$$P = c/(1+y) + c/(1+y)^2 + \dots + c+100/(1+y)^n,$$

όπου y yield to maturity, απόδοση μέχρι τη λήξη που υπόσχεται στον επενδυτή ο εκδότης, εφόσον είναι μηδενική η πιθανότητα αδυναμίας πληρωμής και ανάκλησης του από τον εκδότη. Η απόδοση μέχρι τη λήξη είναι το επιτόκιο που εξισώνει την τιμή του ομολόγου με την παρούσα αξία των μελλοντικών ροών. Η απόδοση μέχρι τη λήξη αν και μεταβάλλεται κάθε φορά που τα επιτόκια της αγοράς μεταβάλλονται, θα είναι η ίδια με αυτή κατά την ημέρα αγοράς του ομολόγου εφόσον διακρατηθεί μέχρι τη λήξη του. Δεν υπολογίζεται ο κίνδυνος επανεπένδυσης των τοκομεριδίων σε επιτόκιο χαμηλότερο από την απόδοση μέχρι τη λήξη.

Όταν ένα ομόλογο πωλείται σε τιμή διαφορετική από το άρτιο - par -, η απόδοση μέχρι τη λήξη θα περιλαμβάνει και κεφαλαιακά κέρδη ή ζημιές.

τοκομερίδιο > απόδοση μέχρι τη λήξη τότε :
τρέχουσα τιμή ομολόγου > 100, όπου 100 = η τιμή έκδοσης - par -

Αν ο επενδυτής αγοράσει ένα ομόλογο που μπορεί να ανακληθεί από τον εκδότη, υπολογίζεται η απόδοση μέχρι την ανάκληση και όχι μέχρι τη λήξη του

ομολόγου. Συνήθως, ο εκδότης σε περίπτωση που τα επιτόκια της αγοράς είναι χαμηλότερα από το επιτόκιο της εκδόσεως του ομολόγου επαναγοράζει την παλαιότερη έκδοση σε προκαθορισμένο χρόνο και τιμή και εκδίδει νέα με χαμηλότερο κόστος χρήματος. Και σε αυτόν τον υπολογισμό δε λαμβάνεται υπόψη ο κίνδυνος επανεπένδυσης.

Για να αποκτήσουμε μια κατά προσέγγιση εκτίμηση της τρέχουσας απόδοσης ενός ομολόγου *current yield*, μπορούμε να διαιρέσουμε το ετήσιο τοκομερίδιο *100 με την τρέχουσα τιμή του ομολόγου.

Σε περίπτωση zero coupon ομολόγων - τελικής απόδοσης -, η τρέχουσα απόδοση εμφανίζεται μηδενική, καθώς δεν έχει καμία ενδιάμεση πληρωμή για τον επενδυτή παρά μόνο μια ροή κατά τη λήξη τους. Με τη μέθοδο αυτή δεν υπολογίζεται ο κίνδυνος επανεπένδυσης των τοκομεριδίων και το κεφαλαιακό κέρδος ή ζημία.

Για να υπολογίσουμε τους τόκους που πληρώνει ένα ομόλογο, υπολογίζουμε τις πραγματικές ημέρες. Αυτό σημαίνει πως αν η ημερομηνία πληρωμής ενός τοκομεριδίου συμπίπτει με αργία, η απόδοση μέχρι τη λήξη υπολογίζεται σαν να επρόκειτο τότε να πραγματοποιηθεί η ταμειακή ροή. Υπάρχουν περιπτώσεις όπου ο εκδότης χρησιμοποιεί βάση υπολογισμού τόκων τις ημερολογιακές ημέρες κάθε χρόνου ή άλλες φορές υπολογίζοντας κάθε μήνα με 30 ημέρες, η βάση υπολογισμού γίνεται 360 ημέρες το χρόνο.

Σύμφωνα με την αρχή έλλειψης *arbitrage* και δεδομένης της απουσίας φορολογίας και κόστους συναλλαγών, δυο τέλεια υποκατάστατα που διαπραγματεύονται ελεύθερα πωλούνται στην ίδια τιμή. Η άποψη αυτή με τους περιορισμούς που θέτει, έχει αξία για την τιμολόγηση των ομολόγων σταθερού τοκομεριδίου.

Έστω, στην περίοδο t , το ομόλογο b πωλείται σε τιμή p και κατά την περίοδο $t=1$ μπορεί είτε να πωληθεί στην υψηλή τιμή u_p με πιθανότητα q είτε στη χαμηλή τιμή d_p με πιθανότητα $1-q$. Επίσης, υποθέτουμε ότι u (ανοδικός παράγοντας) $> 1+r > d$ (πτωτικός παράγοντας), όπου $r =$ επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, τότε η αναμενόμενη απόδοση του ομολόγου είναι :

$$E = q * u_p + (1-q) d_p / p = qu + (1-q) * d \quad (1)$$

Θεωρώντας ότι το ομόλογο που πληρώνει στην περίοδο $t=1$ στην άνοδο 1\$ και 0 \$ στην πτώση το χαρακτηρίζουμε ως αρχικό primitive security 1. Επίσης, το ομόλογο που πληρώνει στην περίοδο $t=1$ στην άνοδο 0 \$ και 1\$ στην πτώση, primitive security 2. Με τη δημιουργία αυτών των τέλειων υποκατάστατων για το ομόλογο b τα οποία πωλούνται στην ίδια τιμή, δημιουργούνται ροές είτε κινηθεί ανοδικά είτε καθοδικά η αγορά.

$$\text{Σε περίοδο } t=0, \quad p = \pi_u u_p + \pi_d d_p \quad (2)$$

Καθώς $r = u_p * p + d_p * (1-p) / p$, βρίσκουμε το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο που περιμένει ως αναμενόμενη απόδοση ο ουδέτερος επενδυτής.

Με δεδομένα τις σχέσεις (1) και (2) καταλήγουμε στο υπόδειγμα τιμολόγησης ομολόγων, έχοντας βρει την πιθανότητα για απόδοση χωρίς κίνδυνο η οποία χρησιμοποιείται για την εύρεση των αναμενόμενων ροών οι οποίες και τελικά προεξοφλούνται με το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο.

$$p = E r^* P / r$$

όπου $E r^* P$ η προσδοκώμενη τιμή του ομολόγου σε σχέση με την πιθανότητα για απόδοση χωρίς κίνδυνο.

Έτσι, με την εφαρμογή του διωνυμικού θεωρήματος έχουμε την παρούσα αξία της απόδοσης του ομολόγου σε δεδομένο χρόνο με την εξάσκηση μιας από τις δύο υποθέσεις εργασίας. Με την εύρεση τέλειων υποκατάστατων του ομολόγου b δεν υπάρχει περιθώριο για arbitrage, όπως απέδειξε η μελέτη του Duffie (1992) -1-. Στην αγορά των ομολόγων δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν με ικανοποιητικά αποτελέσματα. Σε πραγματικές συνθήκες χρήσιμα είναι τα πιο κάτω υποδείγματα :

α. Σύμφωνα με τους Black, Derman και Toy η σχέση που εκφράζει τη χωρίς περιθώριο arbitrage τιμολόγηση ενός ομολόγου σε περίοδο $t = 1, t = 2 \dots$ κ.ο.κ. είναι :

$$b(t, j, T) = 0,5 b(t+1, j, T) + 0,5 b(t+1, j+1, T) * b(t, j, t+1)$$

β. Σύμφωνα με το υπόδειγμα των Ho και Lee, οι τιμές των ομολόγων ανταποκρίνονται σε πραγματικά δεδομένα και υπάρχουν σπάνιες εξωτερικές μεταβολές στη διωνυμική τους εφαρμογή. Κατ' αυτό τον τρόπο υπολογίζουν τη διανομή των πιθανών τιμών που μπορεί να πάρει ένα ομόλογο.

γ. Σύμφωνα με το υπόδειγμα των Heath, Jarrow και Morton που στηρίζεται στην εξέλιξη των προθεσμιακών επιτοκίων τα επιτόκια είναι πάντα θετικά και ο αριθμός των δυνητικών προτάσεων για την τιμολόγηση ενός ομολόγου αυξάνονται εκθετικά για κάθε χρονική περίοδο. Για παράδειγμα για 7 χρονικές περιόδους έχουμε 128 κλαδιά στο διωνυμικό δέντρο.

Για να μετρήσουμε τη μεταβλητότητα της τιμής ή της απόδοσης ενός ομολόγου ως προς τη μεταβολή των επιτοκίων, χρησιμοποιούμε την τυπική απόκλιση volatility. Η τυπική απόκλιση ως μέτρο κινδύνου συγκρίνεται με τη μέση της τιμή, βασίζεται στην υπόθεση της κανονικής κατανομής και χρησιμοποιείται ευρέως στην αγορά ομολόγων και στην αγορά παραγώγων.

Με τη μέθοδο bootstrapping μπορεί να εξαχθεί το spot επιτόκιο ως το επιτόκιο προεξόφλησης με το οποίο η παρούσα αξία των ροών ενός zero coupon ισούται με την τιμή του.

$$b(t, j) = 100 / (1+y)^{j-t} \quad (a)$$

$b(t, j)$ = τιμή του zero coupon που πληρώνει 100\$ την ημέρα t ,
 y = spot rate,
 $j-t$ = λήξη

Η απόδοση στη λήξη ενός προεπιλεγμένου zero coupon καλείται spot rate of interest. Καμπύλη spot καλείται η σχέση της λήξης του ομολόγου και του spot rate of interest.

Επειδή $P = c/(1+y) + c/(1+y)^2 + \dots + 100+c/(1+y_n)^n$ (b)

Τότε από a και b, $P = cb(0,1) + cb(0,2) + \dots + cb(0,n) + 100b(0,n)$

Από το 1985 που ανακοινώθηκε το πρόγραμμα Separate Trading of Registered Interest and Principal of Securities, όλα τα αμερικανικά κυβερνητικά ομόλογα με διάρκεια 10 και 30 χρόνια διαπραγματεύονται και ως zero coupon, δηλαδή, δημιουργούνται ισόποσες υποχρεώσεις πληρωμής τοκομεριδίου και μια πληρωμή του σώματος του ομολόγου, του αρχικού κεφαλαίου. Σε οποιαδήποτε περίπτωση η θεωρητική - zero coupon - και πραγματική - corpus - spot καμπύλη επιτοκίων διαφέρουν, οι εμπλεκόμενοι της αγοράς εφαρμόζοντας το νόμο της προσφοράς και ζήτησης θα επαναφέρουν σε ισορροπία τις δυο τιμές. Η διαδικασία αυτή καλείται reconstitution.

α 1.4 ΚΑΜΠΥΛΗ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

Σημαντικό εργαλείο στην αγορά των ομολόγων είναι η γραφική απεικόνιση των αποδόσεων των ομολόγων από την πιο κοντινή μέχρι την πιο μακρινή λήξη σε συνάρτηση με τη χρονική περίοδο που εξετάζουμε και καλείται καμπύλη αποδόσεως.

Με βάση την κλίση η καμπύλη αποδόσεως είναι κανονική, θετική ή κλασσική, αν τα επιτόκια των πιο μακρινών διαστημάτων είναι μεγαλύτερα από τα αντίστοιχα των κοντινότερων. Διαφορετικά, έχουμε την αντίστροφη καμπύλη αποδόσεως με αρνητική κλίση. Σε περίπτωση που τα επιτόκια σε όλες τις περιόδους είναι ίδια, έχουμε την οριζόντια καμπύλη.

Η σχέση που συνδέει την απόδοση μέχρι τη λήξη ενός ομολόγου και την τιμή που έχει, είναι αντίστροφη, καθώς η τιμή ενός ομολόγου είναι η παρούσα αξία των μελλοντικών ροών. Όσο αυξάνεται η απαιτούμενη απόδοση μέχρι τη λήξη, τόσο μειώνεται η τιμή του ομολόγου. Η μεταβολή αυτή δεν είναι ίδια για όλα τα ομόλογα. Σε πολύ μικρές μεταβολές της απόδοσης, μπορεί η ποσοστιαία μεταβολή να είναι περίπου ίδια σε διαφορετικής λήξης ομόλογα, αλλά είναι σημαντικά μεγαλύτερη σε μεγάλες ανόδους της απόδοσης σε σχέση με αντίστοιχη πτώση της απόδοσης. Μεγαλύτερη μεταβλητότητα παρουσιάζουν ομόλογα με χαμηλά τοκομερίδια όπως και ομόλογα μακρινής λήξης.

Καμπύλη απόδοσης par καλείται η σχέση ανάμεσα στην απόδοση μέχρι τη λήξη και το χρόνο μέχρι τη λήξη ομολόγων που τιμώνται στο par. Βρίσκοντας την παρούσα αξία του τοκομεριδίου ενός ομολόγου που εκδίδεται με τιμή 100 και έχει διάρκεια 1 χρόνο, μπορούμε να βρούμε ομοίως το κουπόνι ενός ομολόγου με ζωή 2 χρόνια. Κατ' αυτό τον τρόπο, μπορεί να τιμολογηθεί μια

νέα έκδοση με διάρκεια 2 χρόνια και χαρακτηριστικά ίδια με αυτά των ομολόγων που χρησιμοποιήθηκαν στην par bond yield curve.

Από την καμπύλη απόδοσης μπορούμε να εικάσουμε τα θεωρητικά spot επιτόκια, που θα ισχύουν για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο που θα ξεκινά στο μέλλον και θα διαρκεί ένα ορισμένο διάστημα. Χρησιμοποιούμε το επιτόκιο που ισχύει από σήμερα έως την ημέρα έναρξης της μελλοντικής περιόδου και το επιτόκιο από σήμερα έως την ημερομηνία λήξης της ίδιας περιόδου. Η σχέση ανάμεσα στο spot επιτόκιο για περίοδο t , το τρέχον spot επιτόκιο και τα forward επιτόκια είναι :

$$Z_t = (1+z_1) * (1+f_1) * (1+f_2) * \dots * (1+f_{t-1})^{1/t} - 1$$

όπου f_1 η επικρατούσα πρόβλεψη της αγοράς για τα επιτόκια την περίοδο $t+1$ από t_0 ,
 f_2 η επικρατούσα πρόβλεψη για τα επιτόκια την περίοδο $t+2$,
 z_1 το επιτόκιο spot για περίοδο $t+1$.

Η γνώση των προσδοκιών της αγοράς για τα προθεσμιακά επιτόκια είναι καθοριστική για να υπολογιστεί η απόδοση σε ένα ομόλογο σε οποιαδήποτε μελλοντική χρονική περίοδο. Έτσι, μπορεί να υπολογιστεί το επιτόκιο που θα έχουμε 2 χρόνια μετά από 5 χρόνια από σήμερα. Η προβλεπτική ικανότητα μελλοντικών επιτοκίων με τη μέθοδο των προθεσμιακών επιτοκίων μπορεί να αμφισβητείται από τον Fama στο έργο του "Forward rates as predictors of future spot rates", αλλά βοηθά να εκτιμήσουμε πώς η σωστή επενδυτική απόφαση διαφοροποιείται από την επικρατούσα άποψη της αγοράς.

α 1.5. ΘΕΩΡΙΕΣ ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗΣ ΔΟΜΗΣ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ

Για την ερμηνεία της κλίσης της καμπύλης χρησιμοποιείται η διαχρονική δομή των επιτοκίων. Μέσω της θεωρίας των προσδοκιών, οι καμπύλες αποδόσεων συνδέονται με τις προσδοκίες για την πορεία των επιτοκίων. Σύμφωνα με αυτή, όταν οι επενδυτές αναμένουν πτώση των επιτοκίων, η καμπύλη παίρνει καθοδική κλίση, καθώς τα spot επιτόκια των πιο μακρινών περιόδων θα είναι χαμηλότερα. Τα μελλοντικά επιτόκια θα είναι ίσα με τα forward.

Σύμφωνα με τη θεωρία κινδύνου ρευστότητας, υπάρχει φυσική τάση των επιτοκίων να ανεβαίνουν όσο πιο μακρινή είναι η λήξη, καθώς οι επενδυτές επιθυμούν ικανοποιητική αποζημίωση για να επιλέξουν ένα μακροπρόθεσμο ομόλογο, εκχωρώντας ένα πλεονέκτημα ρευστότητας που διαθέτουν οι βραχυχρόνιες τοποθετήσεις.

Με τη θεωρία των ξεχωριστών αγορών, κάθε χρονική διάρκεια διαθέτει τους δικούς της ξεχωριστούς ενδιαφερόμενους επενδυτές και διαμορφώνονται επιμέρους ισορροπίες προσφοράς και ζήτησης. Αν η ισορροπία επιτυγχάνεται σε υψηλότερα επιτόκια στα μακρινά παρά στα κοντινά διαστήματα, η κλίση είναι θετική.

REFERENCES

1. Suresh Sundaresan Fixed Income Markets and their Derivatives, International Thomson Publishing (1997)

2. ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΙΝΔΥΝΟΥ

α 2.1 Πιστωτικός Κίνδυνος

2.1.1. Οίκοι Διαβάθμισης Πιστοληπτικής Ικανότητας

Ο όρος credit rating αναφέρεται στην αξιολόγηση πιστωτικού κινδύνου, την εκτίμηση της οικονομικής επιφάνειας και φερεγγυότητας και τη βαθμολόγηση της πιστοληπτικής ικανότητας ενός οικονομικού οργανισμού. Η αξιολόγηση μπορεί να γίνει σε χώρες, τράπεζες, εταιρείες δημόσιου και ιδιωτικού φορέα, ασφαλιστικούς οργανισμούς για το χρέος ή τον κίνδυνο αντισυμβαλλόμενου.

Καθώς ήταν αναγκαίο για τους δανειστές να γνωρίζουν την οικονομική κατάσταση του δανειζόμενου, ιδιαίτερα μετά την οικονομική κρίση του 1837 στις Η.Π.Α., ο Louis Tarran δημιούργησε το 1841 στη Ν. Υόρκη το πρώτο γραφείο εμπορικών και οικονομικών πληροφοριών, τις οποίες και πουλούσε σε επιχειρηματίες, κεφαλαιούχους, τράπεζες. Με την αυξημένη ζήτηση για κεφάλαια μετά το 1850 για τη χρηματοδότηση της επέκτασης του σιδηροδρόμου σε μη αναπτυγμένες περιοχές, δημιουργήθηκε η αγορά ομολογιακών χρεών των σιδηροδρομικών εταιρειών. Αποτέλεσμα αυτής της ανάπτυξης η αξιολόγηση ομολόγων αμερικανικών σιδηροδρόμων από τον John Moody το 1909. Ακολούθησαν οι Poor's Publishing Company το 1916, η Standard Statistics Company το 1922 και η Fitch Publishing Company το 1924, προάγγελοι των οίκων διαβάθμισης πιστοληπτικής ικανότητας.

Οι σπουδαιότεροι οίκοι σήμερα είναι οι: Moody's, που ιδρύθηκε από τον John Moody το 1900, Standard & Poor's, που προήλθε το 1941 από τη συγχώνευση των Standard Statistical και Poor's Publishing, Fitch που ιδρύθηκε το 1913 και συγχωνεύθηκε με την IBCA το 1997, Thomson Bankwatch, Duff & Phelps. Οι οίκοι αυτοί συλλέγουν και επεξεργάζονται οικονομικά στοιχεία, αναλύσεις διεθνών οργανισμών - IMF, OECD - και πληροφορίες των αξιολογούμενων και εν συνεχεία δημοσιοποιούν τις εκτιμήσεις της φερεγγυότητας χρεογράφων και εκδοτών χρέους μέσω ενός εύληπτου και λειτουργικού συστήματος αξιολόγησης.

Συνήθως χρησιμοποιούνται ως σύμβολα γράμματα ή αριθμοί. Στην περίπτωση του οίκου Moody's χρησιμοποιούνται και τα δύο. Τελευταία χρησιμοποιείται ο όρος rating watch για να δίδεται η ειδοποίηση ότι αναμένεται αλλαγή αξιολόγησης με κατεύθυνση θετική - positive - ή αρνητική - negative -. Με την ένδειξη rating outlook επισημαίνεται η πρόβλεψη για κατεύθυνση της αξιολόγησης σε διάστημα 1-2 ετών. Οι προβλέψεις μπορεί να είναι θετικές, αρνητικές ή σταθερές. Όταν η πρόβλεψη αξιολόγησης είναι θετική ή αρνητική δε συνεπάγεται ότι η αλλαγή είναι αναπόφευκτη. Με τον όρο evolving υποδηλώνεται η αδυναμία προσδιορισμού τάσης. Με τον όρο

withwatch η αξιολόγηση ανακαλείται λόγω ανεπαρκών διαθέσιμων πληροφοριών.

Οι αξιολογήσεις σκοπεύουν να βοηθήσουν τους επενδυτές να αξιολογούν ένα πλήθος επενδυτικών επιλογών μέσω της σύγκρισης και τους αξιολογούμενους να παρουσιάζουν την ευρωστία ή τη βελτίωση της οικονομικής τους θέσης. Πρόσφατα οι οίκοι διαβάθμισης πιστοληπτικής ικανότητας αξιολογούν και τις δημόσιες πληροφορίες - public information pi - που αφορούν στον εκδότη χρέους που αξιολογείται.

Η τεράστια πείρα σε αξιολόγηση εκδοτών και χρεογράφων για πάνω από 100 χρόνια και η φήμη των οίκων αξιολόγησης οδηγούν τους εμπλεκόμενους στην αγορά να εμπιστεύονται τα αποτελέσματα των αξιολογήσεων. Καθώς οι επενδυτές προτιμούν να επενδύσουν περισσότερο σε χρεόγραφα που έχουν αξιολογηθεί, οι εκδότες χρέους ενδιαφέρονται να έχουν αξιολόγηση για άμεση πρόσβαση στις κεφαλαιαγορές. Κατά το παρελθόν υπήρχε ανάγκη να αξιολογείται το χρέος σε ξένο νόμισμα, αφού απευθυνόταν περισσότερο σε ξένους επενδυτές παρά σε εγχώριους. Αμοιβαία κεφάλαια, συνταξιοδοτικά ταμεία και εταιρείες επενδύσεως χαρτοφυλακίου δεσμεύονται να επενδύουν αυστηρά σε αξιολογούμενα χρέη πάνω από τη βαθμίδα BBB από S&P's και Baa2 από Moody's, καθιστώντας επιτακτική την αξιολόγηση των χρεών που αγοράζουν.

2.1.2. Κριτήρια Πιστοληπτικής Διαβάθμισης

Σημαντικά κριτήρια που λαμβάνουν υπόψη τους οι οίκοι για την πιστοληπτική διαβάθμιση χωρών είναι τα πιο κάτω:

- Ø α. Το κατά κεφαλή εισόδημα. Μεγαλύτερη η φορολογική βάση της δανειζόμενης χώρας, μεγαλύτερη και η δυνατότητα αποπληρωμής του χρέους. Αποτελεί, επίσης, ένδειξη πολιτικής σταθερότητας.
- Ø β. Ρυθμός αύξησης Α.Ε.Π. Ένας υψηλός ρυθμός οικονομικής ανάπτυξης δηλώνει ευκολία στην εξυπηρέτηση του χρέους. Παράλληλα η υψηλή συμμετοχή του βιομηχανικού κλάδου στο Α.Ε.Π. εκτιμάται θετικά.
- Ø γ. Πληθωρισμός. Αδυναμία άσκησης αντιπληθωριστικής πολιτικής δημιουργεί ερωτηματικά για την επιτυχή δημοσιονομική πολιτική και κατ' επέκταση προβληματισμό για την πολιτική σταθερότητα της δανειζόμενης χώρας.
- Ø δ. Δημοσιονομικό έλλειμμα. Η αδυναμία συρρίκνωσης του δημοσιονομικού ελλείμματος δηλώνει δυσκολία επιβολής φόρων για τη περιστολή των δαπανών και την εξυπηρέτηση του χρέους.

- Ø ε. Ισοζύγιο πληρωμών. Ένα μεγάλο έλλειμμα στο ισοζύγιο πληρωμών δηλώνει τη μεγάλη εξάρτηση της δανειζόμενης χώρας από κεφάλαια που προέρχονται από το εξωτερικό και δεν έχουν μόνιμο χαρακτήρα.
- Ø στ. Εξωτερικό χρέος. Η αύξηση του εξωτερικού χρέους είναι σε ευθεία αναλογία με τον κίνδυνο χρεοκοπίας.
- Ø ζ. Παρελθόν αθέτησης υποχρεώσεων. Χώρα που κατά το πρόσφατο παρελθόν δεν εξυπηρέτησε το χρέος της αντιμετωπίζεται ως χώρα υψηλού κινδύνου με διαβάθμιση BBB από S&P's και Baa2 από Moody's.

Καθώς μια επιχείρηση στοχεύει στη μεγιστοποίηση του πλούτου των μετόχων της, ενώ ένα κράτος κινείται προς την επίτευξη πολλών στόχων κοινωνικών, πολιτικών, οικονομικών, κρίνεται απαραίτητη και η εκτίμηση των πολιτικών παραμέτρων για την ακριβή αξιολόγηση μιας χώρας. Πολιτική σταθερότητα, συμφωνία κοινωνικών εταίρων για ολοκλήρωση οικονομικού προγράμματος σταθερότητας – ανάπτυξης, συνεκτιμώνται με τη νομισματική και δημοσιονομική πολιτική για την ακριβή αποτίμηση της πιθανότητας μη εξυπηρέτησης του χρέους μιας χώρας.

Μια χώρα που έχει χαμηλό πληθωρισμό, χαμηλό εξωτερικό χρέος, κατά κεφαλή εισόδημα περί τα 24.000 \$, υψηλό ρυθμό ανάπτυξης με πυλώνα κύριο τη βιομηχανία, απουσία ιστορικού αθέτησης υποχρεώσεων τα τελευταία 30 χρόνια, μπορεί να δανειστεί με τους καλύτερους όρους, έχοντας υψηλή πιστοληπτική διαβάθμιση.

Είναι δύσκολο να βρεθεί η ποσοτικοποίηση των κριτηρίων που χρησιμοποιούν οι οίκοι για την αξιολόγηση, αφού είναι μεγάλος ο αριθμός των παραμέτρων που χρησιμοποιούν. Οι οίκοι Moody's και S&P's χαρακτηρίζονται από την ίδια φιλοσοφία. Σύμφωνα με εμπειρικά αποτελέσματα, κατά τον οίκο Moody's, το εξωτερικό χρέος έχει καταλυτικό ρόλο στην καλή αξιολόγηση μιας χώρας, το κατά κεφαλή εισόδημα έχει βαρύτητα στη θετική αξιολόγηση, χρέος που συνοδεύεται με τιτλοποίηση εσόδων και αποπληρώνεται τοκοχρεολυτικά έχει μειωμένες πιθανότητες αθέτησης και το ιστορικό αθέτησης υποσχέσεων εξυπηρέτησης χρέους επιδρά σημαντικά στην αρνητική αξιολόγηση.

Κατά τον οίκο S&P's, χρέος χώρας σε τοπικό νόμισμα έχει υψηλότερη αξιολόγηση από το αντίστοιχο σε ξένο νόμισμα. Κατά τους Beattie και Searle, - 1- σε 5284 δείγματα αξιολογήσεων οι δώδεκα μεγάλοι οίκοι αξιολογήσεως συμφωνούσαν σε ποσοστό 44%, διαφωνούσαν κατά μια βαθμίδα σε ποσοστό 35%, κατά δυο βαθμίδες σε ποσοστό 14% και περισσότερο από τρεις βαθμίδες σε 6%. Οι δύο μεγαλύτεροι οίκοι Moody's και S&P's συμφωνούσαν στο 64% των δειγμάτων, στο 20% ο οίκος S&P's έδινε υψηλότερη αξιολόγηση και στο 16% ο οίκος Moody's.

Καθώς σχετίζεται άμεσα η βαθμίδα αξιολόγησης μιας χώρας με το yield spread, η μεταβολή των μονάδων βάσης που χωρίζουν την απόδοση μέχρι τη λήξη ενός ομολόγου από το αντίστοιχο ομόλογο αναφοράς - U.S. treasury

bill - με την ίδια λήξη, σύμφωνα με τα εμπειρικά αποτελέσματα των Cantor και Packer (1996), - 2- η ανακοίνωση θετικής μεταβολής της πιστοληπτικής ικανότητας της χώρας επιδρά άμεσα στο yield spread και ειδικά αν η χώρα ανήκει σε διαβάθμιση κάτω του BBB.

Σύμφωνα με τη μελέτη των Reisen και Von Maltzan (1999), - 3 - η μεταβολή του yield spread , είναι μεγαλύτερη όταν ανακοινώνεται εκτίμηση για πιθανή υποβάθμιση και ειδικά σε ομόλογα αναδυομένων παρά ώριμων χωρών. Ενώ οι δύο μελέτες συγκρούονται στο αν ανακοίνωση υποβάθμισης ή αναβάθμισης επιδρά περισσότερο στο yield spread, συμφωνούν στη σημαντική επίδραση των ανακοινώσεων των αξιολογήσεων σε χαμηλής πιστοληπτικής βαθμίδας χώρες.

Το spread ενός κρατικού ομολόγου από το αντίστοιχο ομόλογο αναφοράς αποτυπώνει την πιστοληπτική ικανότητα της χώρας. Με την ανακοίνωση υποβάθμισης της πιστοληπτικής ικανότητας οι μονάδες βάσης αυξάνονται, καθώς αυξάνονται οι πωλητές και μειώνεται η τιμή του ομολόγου μεγαλώνοντας τη διαφορά που χωρίζει το ομόλογο της χώρας από το ίδιας λήξης ομόλογο αναφοράς.

Σε περιπτώσεις χωρών με αξιολόγηση κάτω από το επίπεδο A, οι αγορές ενώ συμφωνούν σε γενικές γραμμές με τις διαβαθμίσεις, φαίνονται πιο αυστηρές από τους οίκους και διαπραγματεύονται τα ομόλογα αυτών των χωρών με μεγαλύτερο yield spread από όσο δικαιολογεί η διαβάθμιση της χώρας. Οι αξιολογήσεις συνοψίζουν μακροοικονομικές μεταβλητές μη διαθέσιμες σε άλλες δημόσιες πηγές, αλλά δε μπορούν να προβλέψουν το yield spread, καθώς δεν εκτιμούν άλλους κινδύνους, όπως κίνδυνος ρευστότητας.

Εμπειρικά αποτελέσματα - 4 - μαρτυρούν ότι στην περίπτωση που βλέπουμε μια ανακοίνωση αξιολόγησης να συμφωνεί με προηγούμενη άλλου οίκου, η επίδραση στην αγορά είναι μεγαλύτερη από κάθε άλλη περίπτωση.

Επισημαίνεται η κυριαρχία των αγγλοσαξονικών επιχειρήσεων στη σχετική αγορά διαβάθμισης πιστοληπτικής ικανότητας και η ολιγοπωλιακή της δομή, καθώς και η σύγκρουση συμφερόντων ανάμεσα στη δραστηριότητα αξιολόγησης και παροχής συμβουλευτικών υπηρεσιών που πραγματοποιούν οι επιχειρήσεις αυτές. Υπάρχουν ερωτηματικά αν ενισχύουν τις διακυμάνσεις του οικονομικού κύκλου και αν η πληρωμή αμοιβής από τον αξιολογούμενο δεσμεύει τον οίκο αξιολόγησης.

Σημαντικό ρόλο για να συνεχίσουν οι αγορές να εκτιμούν το έργο της αξιολόγησης, έχει η φήμη της καλής και εμπειριστατωμένης αξιολόγησης. Αν χαθεί αυτή η εκτίμηση της αγοράς για την αντικειμενική, ανεξάρτητη, διαφανή και ποιοτική αξιολόγηση, ο ρόλος των οίκων αξιολόγησης ακυρώνεται. Κάθε φορά που ανακοινώνεται μια πιστοληπτική διαβάθμιση, το όνομα το κύρος και η οντότητα του οίκου διακυβεύονται. Άλλωστε τη μακρόχρονη πορεία των αξιολογήσεων δεν την έχουν αμαυρώσει οποιασδήποτε μορφής σκάνδαλα, καθιστώντας το ρόλο τους καταλυτικό στις χρηματοοικονομικές εξελίξεις. Σύμφωνα με στοιχεία της S&P's - 5 -, το 2005 είχε αξιολογηθεί το 99.2% του χρέους που εκδόθηκε στις Η.Π.Α.

Σημαντικά ευρήματα για τους οίκους αξιολόγησης προέκυψαν κατά την κρίση της Ασίας και της Ρωσίας, όπου όλοι οι οίκοι ακολούθησαν ενιαία γραμμή μην εκτιμώντας σοβαρά τον πολιτικό κίνδυνο και τον κίνδυνο ρευστότητας εν μέσω της ευφορίας όλων για τα οικονομικά θαύματα που συντελούνταν σε εκείνες τις περιοχές και δεν κατάφεραν να προβλέψουν την κρίση αυξάνοντας τον κίνδυνο αθέτησης υποχρέωσης.

Δεν υπάρχουν περιπτώσεις χωρών, που είναι και πιο σύνθετος ο τρόπος αξιολόγησης τους, με αδυναμία εξυπηρέτησης του χρέους τους, ενώ διέθεταν υψηλό χαρακτηρισμό πιστοληπτικής αξιολόγησης AAA από τους διεθνώς αναγνωρισμένους οίκους. Σύμφωνα με στοιχεία της S&P's - 5- χώρες με χαρακτηρισμό BBB και πάνω, έχουν πιθανότητες 1-6% χρεοκοπίας σε ορίζοντα 15 χρόνων.

Συγκεκριμένα η πιθανότητα για χώρες διαβάθμισης AAA είναι 0.52%, με AA 1.31%, με A 2.32%, με BBB 6.64% και με B 35.76%. Οι χώρες που έχουν τις καλύτερες βαθμίδες πιστοληπτικής αξιολόγησης, όπως προκύπτει από στοιχεία του οίκου S&P's, συνεχίζουν να τις διατηρούν για καιρό, διατηρώντας ένα πιο μόνιμο χαρακτήρα. Τρία χρόνια μετά την πρώτη αξιολόγηση σε ποσοστό 60%-90% παραμένουν σε αυτή τη βαθμίδα. Πέντε χρόνια αργότερα το ποσοστό γίνεται 60%-70%.

Οι πιστοληπτικές διαβαθμίσεις καταλαμβάνουν σημαντικό χώρο στις αγορές και στον οικονομικό τύπο, καθώς εφοδιάζουν με πληροφορίες τους συμμετέχοντες της αγοράς και ειδικά για τις χώρες με χαμηλή πιστοληπτική ικανότητα και μικρό αριθμό διαθέσιμων πληροφοριών.

ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΕΙΣ ΜΑΚΡΟΠΡΟΘΕΣΜΟΥ ΧΡΕΟΥΣ		
	MOODY'S	S&P's
Άριστη	Aaa	AAA
Πολύ καλή	Aa1	AA+
	Aa2	AA
	Aa3	AA-
Καλή	A1	A+
	A2	A
	A3	A-
Επαρκής	Baa1	BBB+
	Baa2	BBB
	Baa3	BBB-
Αβέβαιη	Ba1	BB+
	Ba2	BB
	Ba3	BB-
Υψηλού Κινδύνου	B1	B+
	B2	B
	B3	B-
Πιθανή χρεοκοπία	Caa	CCC+
		CCC
		CCC-

ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΕΙΣ ΒΡΑΧΥΠΡΟΘΕΣΜΟΥ ΧΡΕΟΥΣ		
	MOODY'S	S&P's
Μέγιστη δυνατότητα αποπληρωμής χρέους	Prime - 1	A-1
Ισχυρή δυνατότητα αποπληρωμής χρέους	Prime - 2	A-2
Αποδεκτή δυνατότητα αποπληρωμής χρέους	Prime - 3	A -3

REFERENCES

1. Beatie and Searle Factors in Sovereign Ratings and Empirical Studies of Determinants (1992)
2. R. Cantor F. Packer Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings Federal Reserve Bank of New York Policy Review, vol. 2, No 2, pp. 37-53 (1996)
3. Reisen and Von Maltzan Sovereign Ratings OECD Development Centre Working paper 148, (1999)
4. www.moodys.com.
5. www.standardandpoors.com

α 2.2 ΚΙΝΔΥΝΟΣ ΡΕΥΣΤΟΤΗΤΑΣ

2.2.1. Ρευστότητα

Μετά την οικονομική κρίση των μικρών τίγρεων της Ν.Α. Ασίας το 1997 και της Ρωσίας το 1998, αναγνωρίζεται ως ιδιαίτερα σημαντικός ο κίνδυνος ρευστότητας από τους συναλλασσόμενους στις αγορές. Αγορά με μεγάλο βαθμό ρευστότητας χαρακτηρίζεται εκείνη στην οποία οι αγοραπωλησίες γίνονται με ευχέρεια, επειδή υπάρχει μεγάλος αριθμός αγοραστών και πωλητών που είναι διατεθειμένοι να προβούν σε μεγάλες συναλλαγές με μικρές διαφορές τιμών.

Ο βαθμός ρευστότητας είναι το βαρόμετρο των συνθηκών της αγοράς κατά τον M. Fleming - 1 - που δίνει το σήμα για επένδυση και ανάληψη κινδύνου. Όσο τα κόστη συναλλαγών αυξάνονται και κατ' επέκταση απομακρυνόμαστε από την αγορά με την τέλεια ρευστότητα, υποχωρούν και οι τιμές των ομολόγων αυτής της αγοράς, τα οποία και αντικαθίστανται στα χαρτοφυλάκια των υπομονετικών κατόχων ομολόγων από ποιοτικά ομόλογα χωρίς υψηλά κόστη συναλλαγών και εύκολα ρευστοποιήσιμα ακόμα και σε περιόδους κρίσεων - flight to quality -. Με την αύξηση του κόστους συναλλαγής αποθαρρύνεται ο επενδυτής να προβεί σε ρευστοποίηση και τελικά ρευστοποιούνται λιγότερο τα δύσκολα ρευστοποιήσιμα στοιχεία ενός χαρτοφυλακίου.

Οι κυβερνήσεις ενδιαφέρονται για βαθιές και αποτελεσματικές αγορές ομολόγων για να περιορίζουν το κόστος δανεισμού τους. Οι κεντρικές τράπεζες για τη σπουδαιότητα που έχουν στην άσκηση της νομισματικής τους πολιτικής, καθώς οι αγορές ομολόγων αποτελούν σημαντικά εργαλεία της νομισματικής και δημοσιονομικής πολιτικής. Οι συναλλασσόμενοι στις αγορές ομολόγων ζητούν αποζημίωση για επένδυση σε αγορές με χαμηλή ρευστότητα λόγω του υψηλότερου κόστους συναλλαγών, ενώ σε αγορά με βάθος, αισθάνονται μεγαλύτερη εμπιστοσύνη και γίνονται συναλλαγές μεγάλων ποσών άμεσα. Σε μια αγορά με μεγάλη ρευστότητα καθώς οι αγοραστές τείνουν να ανεβάζουν τις τιμές και οι πωλητές να τις κατεβάζουν, η επίδραση αυτή είναι ασθενής και ένα μεγάλο ποσό μπορεί να εκτελεσθεί στην καλύτερη τιμή.

2.2.2. Μέτρηση Κινδύνου Ρευστότητας

Καθώς οι πληροφορίες που χρειαζόμαστε για τη μέτρηση του κινδύνου ρευστότητας είναι ελλιπείς, η ρευστότητα μπορεί να προσδιοριστεί δύσκολα. Αρκετοί ερευνητές επισημαίνουν την ανάγκη μεγαλύτερης ανάλυσης του κόστους συναλλαγής και του bid ask spread - διαφορά των τιμών αγοράς και πώλησης -. Ως κόστος συναλλαγής θεωρείται ό, τι σχετίζεται με την καλή εκτέλεση της εντολής αγοράς - πώλησης, με τη συμμετοχή τα λειτουργικά έξοδα του market maker και την κατοχύρωση ενός περιθωρίου κέρδους από

τον τελευταίο. Το κόστος συναλλαγής συνδέεται με τη σταθμισμένη διάρκεια του ομολόγου και τη συχνότητα συναλλαγών του.

Κατά τον Gravelle, - 2 - η ρευστότητα έχει τέσσερις παραμέτρους:

- Ø α. ταχύτητα εκτέλεσης μιας εντολής
- Ø β. βάθος αγοράς, το οποίο σχετίζεται με το ανώτατο ποσό που μπορεί να εκτελεσθεί σε δεδομένη τιμή
- Ø γ. bid ask spread που αποτελεί και την αμοιβή του market maker
- Ø δ. αντοχή της αγοράς που αποτυπώνεται στην ταχύτητα της αγοράς να επανακτήσει την τιμή ισορροπίας μετά την εκτέλεση μιας εντολής.

Το bid ask spread, τα ποσά που προσφέρονται προς αγορά σε συγκεκριμένη τιμή και αντίστοιχα αυτά που προσφέρονται προς πώληση, ο όγκος συναλλαγών και η επίδραση των τιμών μπορούν να προσεγγίσουν την ρευστότητα.

Το bid ask spread είναι η πιο συνηθισμένη μέτρηση του βαθμού ρευστότητας. Μπορεί να μετρηθεί με το σταθμισμένο μέσο όρος της διαφοράς bid-ask των τιμών πριν πραγματοποιηθεί συναλλαγή ή των πραγματικών συναλλαγών σε συγκεκριμένη χρονική περίοδο, σταθμίζοντας τα ποσά που γίνονται σε κάθε τιμή. Συνήθως χρησιμοποιείται το effective spread, η μέτρηση των πραγματικών παρατηρήσεων (ημερήσιες ή εβδομαδιαίες), αφού ενσωματώνεται η μεταβολή της τιμής ανάμεσα στην εισαγωγή μιας εντολής και την πραγματοποίηση της και επίσης η κατεύθυνση της τιμής.

Σημαντικό εργαλείο είναι ο όγκος συναλλαγών. Μετράται με ημερήσιες ή εβδομαδιαίες παρατηρήσεις ο όγκος των συναλλαγών. Η σχέση του όγκου που γίνεται στην υποκείμενη αγορά των ομολόγων και στη δευτερογενή είναι καθοριστική. Ενώ, θα έπρεπε να είναι συμπληρωματική η σχέση και να διακρίνονται από τον ίδιο βαθμό ρευστότητας, σε μεγάλες ληκτότητες η αγορά παραγώγων υπερτερεί σε όγκο συναλλαγών από την υποκείμενη. Σε ομόλογα που γίνονται συναλλαγές και συμβολαίων πάνω τους, όπως οι τίτλοι αναφοράς, η ρευστότητα είναι ιδιαίτερα υψηλή. Επίσης, σε ημέρες με σημαντικές ανακοινώσεις μακροοικονομικών στοιχείων, υπάρχει μεγάλη διακύμανση των τιμών και μεγάλοι όγκοι συναλλαγών. Ειδικά αν υπάρχει σημαντική απόκλιση στην ανακοίνωση από τις προσδοκίες της αγοράς, υπάρχει θετική συσχέτιση όγκου συναλλαγών και μεταβολής των τιμών.

Η αγορά των εντόκων γραμματίων διακρίνεται από μεγαλύτερη ρευστότητα συγκριτικά με την αγορά των ομολόγων. Ομόλογα με μεγάλο ποσό έκδοσης έχουν μεγαλύτερη ρευστότητα από εκείνα μικρών εκδόσεων. Η ρευστότητα είναι αντιστρόφως ανάλογη με τη ληκτότητα των ομολόγων. Μεγαλύτερη ρευστότητα παρουσιάζουν όσα ομόλογα χαρακτηρίζονται ως τίτλοι αναφοράς benchmarks, οι αποδόσεις μέχρι τη λήξη των οποίων παρακολουθούνται διεξοδικά ως μακροοικονομικοί δείκτες και χρησιμοποιούνται για τιμολόγηση άλλων εκδόσεων με τα ίδια χαρακτηριστικά.

Μέτρο προσέγγισης της ρευστότητας αποδεικνύεται η διαφορά των αποδόσεων μέχρι τη λήξη που εμφανίζουν εκδόσεις ίδιου εκδότη, ίδιου

πιστωτικού κινδύνου και ίδιας ληκτότητας. Τέτοιο παράδειγμα αποτελούν οι πιο πρόσφατες εκδόσεις ίδιας ληκτότητας που θα αποτελούν τα νέα ομόλογα αναφοράς on the run σε σχέση με τα παλαιότερα off the run. Καθώς αυτές οι δυο κατηγορίες ομολόγων διαφέρουν μόνο στον αριθμό των συναλλαγών, η διαφορά της απόδοσης μέχρι τη λήξη που εμφανίζουν οφείλεται στον κίνδυνο ρευστότητας. Παρατηρείται αύξηση στον όγκο των συναλλαγών σε παλαιότερες εκδόσεις με την ανακοίνωση καινούργιας έκδοσης. Σε περίοδο κρίσης μικρότερη ρευστότητα παρουσιάζουν οι παλαιότερες εκδόσεις έναντι των νεωτέρων.

Η ζωή ενός τίτλου αναφοράς έχει τρία σημαντικά στάδια. Στο πρώτο στάδιο δημοπρατείται με μικρό αρχικό ποσό και δεν εμφανίζει αυξημένες συναλλαγές, όπως ο παλαιότερος - pre benchmark issue -. Στο δεύτερο στάδιο παρατηρείται αύξηση του ποσού έκδοσης και με διαδικασία re opening αποκτά αυξημένο όγκο συναλλαγών και υψηλό βαθμό ρευστότητας. Στο στάδιο αυτό γίνεται τίτλος αναφοράς για τη συγκεκριμένη ληκτότητα - benchmark issue. Τέλος, αντικαθίσταται από νέα έκδοση και αρχίζει να φθίνει ο όγκος συναλλαγών - post benchmark issue.

Άλλες προσεγγίσεις της ρευστότητας γίνονται με τη διακύμανση των τιμών, τον αριθμό των συμμετεχόντων της αγοράς και ειδικά των ξένων επενδυτών. Ο λόγος του όγκου των συναλλαγών προς την ονομαστική αξία της έκδοσης ενός ομολόγου turnover ratio μας βοηθά να εκτιμήσουμε το βαθμό ρευστότητας στις αγορές ομολόγων. Η έρευνα στην αγορά κυβερνητικών ομολόγων του Καναδά από τους Stacey και Lavoie - 3 -, απέδειξε τη θετική συσχέτιση του υψηλού turnover ratio με μεγάλο βαθμό ρευστότητας και μικρή επίδραση στην τιμή από εκτέλεση μεγάλων εντολών. Επίσης, παρουσίασαν τη θετική συσχέτιση της αύξησης του bid ask spread με την αύξηση της διαφοράς μονάδων βάσης της απόδοσης μέχρι τη λήξη ομολόγων υψηλού πιστωτικού κινδύνου από εκείνα που θεωρούνται ασφαλή.

Κατά τον M. Fleming -1-, μετά από έρευνα στα διετή αμερικανικά ομόλογα την περίοδο 30.12.1996 - 31.03.2000, υπάρχει μεγάλη θετική συσχέτιση στη διαμόρφωση της τιμής του ομολόγου και στη διακύμανση των τιμών (0.84), όπως και στο bid ask spread (0.73), ενώ η συναλλακτική δραστηριότητα δεν αποτελεί αξιόπιστη προσέγγιση τη ρευστότητας.

Σε περιόδους με έντονες υποχωρήσεις των χρηματιστηριακών δεικτών ανοίγει το spread, η διαφορά στην τιμή αγοράς και πώλησης ενός ομολόγου. Σε μια ρηχή αγορά με λίγους ενδιαφερόμενους με συχνές και απότομες διακυμάνσεις, σε μια χώρα με ασταθές πολιτικό περιβάλλον και με αβέβαια μακροοικονομικά μεγέθη παρατηρούνται μεγάλα spreads ανάμεσα στην αγορά και την πώληση από ότι απαιτούνται σε μια αγορά με βάθος και μεγάλο ενδιαφέρον. Ακόμα και στις πιο βαθιές αγορές υπάρχουν στιγμές που λόγω κάποιων δηλώσεων ή οικονομικών κρίσεων τα spreads ανοίγουν αλλά αυτές οι καταστάσεις διατηρούνται συνήθως για μικρό χρονικό διάστημα. Η ύπαρξη ασφαλίστρου ρευστότητας μπορεί να προκαλέσει στρεβλώσεις στις εκτιμήσεις της αγοράς για την καμπύλη αποδόσεων και τον αναμενόμενο πληθωρισμό.

Υπάρχουν περίοδοι όπου η παρουσία υψηλής ρευστότητας στις αγορές, μειώνει δραστικά τα ασφάλιστρα. Το 1997, μαζικές αγορές ομολόγων του γαλλικού Δημοσίου από γαλλικές ασφαλιστικές εταιρείες, οδήγησε την απόδοση των γαλλικών ομολόγων σε επίπεδα χαμηλότερα από τα αντίστοιχα των γερμανικών. Ως εκ τούτου διεθνή χαρτοφυλάκια κατευθύνθηκαν στην αγορά των γερμανικών κυβερνητικών ομολόγων που εμφάνιζε υψηλότερες αποδόσεις.

Συνήθως δεχόμαστε ως αγορά με ρευστότητα αυτή που διακρίνεται από έντονη συναλλακτική δραστηριότητα, όμως υπάρχουν περιπτώσεις ρηχών αγορών με έντονη συναλλακτική δραστηριότητα και έντονες διακυμάνσεις τιμών. Επίσης, δεν έχουμε πλήρη εικόνα του βάθους και του κτισίματος των ποσών σε κάθε επίπεδο τιμών, καθώς οι πηγές ενημέρωσης Bloomberg και Reuters δε διαθέτουν τέτοια ιστορικά στοιχεία για το βάθος των αγορών.

2.2.3. Ρευστότητα στην αγορά κυβερνητικών ομολόγων στην Ευρωζώνη

Με την καθιέρωση του ενιαίου ευρωπαϊκού νομίσματος και τη δημιουργία συνθηκών άμεσης και εύκολης σύγκρισης των κρατικών ομολόγων της Ευρωζώνης, αποδεικνύεται ότι τα ομόλογα αυτά δε χαρακτηρίζονται ως απόλυτα υποκατάστατα, αλλά εμπεριέχουν διαφοροποιήσεις που άλλοτε εξηγούνται από πιστωτικό κίνδυνο εκδότη και άλλοτε από τη ρευστότητα.

Σύμφωνα με δημοσίευμα της Wall Street Journal, 3.11.1999, οι χώρες εκτός πυρήνα του ευρώ πληρώνουν υψηλότερο ασφάλιστρο ρευστότητας, καθώς κάποιες από αυτές έχουν εκδώσει χρέος που αποτελεί το 1 - 2% της συνολικής έκδοσης της Ευρωζώνης. Συγκεκριμένα στις 15.07.1999, το μέγεθος του χρέους 10 ετών που είχε εκδώσει η Πορτογαλία ήταν 3 δισ.€ σε σύνολο ευρωζώνης 112 δισ. €. Σύμφωνα με μελέτη των Goldreich, Hanke και Nath - 4 -, το ασφάλιστρο κινδύνου ρευστότητας αντικατοπτρίζει τον εκτιμώμενο για το μέλλον κίνδυνο ρευστότητας μέχρι τη λήξη του ομολόγου παρά την εκτίμηση για τον άμεσο κίνδυνο ρευστότητας.

Τον Ιούνιο του 2005, η αγορά ομολόγων της Ευρωζώνης ήταν περί τα 3.3 τρισ. ευρώ διπλάσια περίπου από την αμερικανική αγορά ομολόγων που ήταν 1.8 τρισ. ευρώ. Σύμφωνα με τον E. Ravano -5-, το 1999 με την έλευση του ενιαίου ευρωπαϊκού νομίσματος η ευρωπαϊκή αγορά ήταν 30% μεγαλύτερη της αμερικανικής.

Στις 12 αγορές ομολόγων της ευρωζώνης, ο μέσος όρος του μεγέθους της κάθε έκδοσης είναι 12 δισ. ευρώ. Το 80% των εκδόσεων της ευρωζώνης είναι άνω των 20 δισ. ευρώ και μόλις 4% των εκδόσεων κάτω των 5 δισ. ευρώ. Σε ληκτότητα πέραν των 15 ετών οι ευρωπαϊκές εκδόσεις έχουν μέγεθος 553 δισ. ευρώ έναντι 317 δισ. της αμερικανικής αγοράς ομολόγων. Με χαρακτηριστικά σύνδεσης με τον δείκτη τιμών καταναλωτή στην Ευρωζώνη το 2005 υπήρχαν 13 εκδόσεις, έναντι μόνο μιας τον Ιανουάριο του 1999.

Αυτά τα δεδομένα αναδεικνύουν την αύξηση του βαθμού ρευστότητας της αγοράς ομολόγων της ευρωζώνης μέσα στα 6 έτη ύπαρξης του ευρώ. Σε αυτό βοήθησε η καθιέρωση της έκδοσης χρέους από τις κυβερνήσεις της Ευρωζώνης είτε με δημοπρασία είτε με κοινοπρακτικό δάνειο, καθώς επιτυγχάνεται η μεγαλύτερη δυνατή διασπορά του χρέους. Η ύπαρξη ολοκληρωμένης δευτερογενούς ηλεκτρονικής διαπραγμάτευσης των ομολόγων για την Ευρωζώνη αποσκοπεί στην απόκτηση σημαντικού βαθμού ρευστότητας. Οι βασικοί διαπραγματευτές είναι χρηματοοικονομικά ιδρύματα που έχουν το αποκλειστικό προνόμιο της πρωτογενούς διάθεσης των κυβερνητικών ομολόγων και παράλληλα τη μέριμνα για τη διατήρηση αυξημένου βαθμού ρευστότητας στη δευτερογενή τους διαπραγμάτευση. Οι βασικοί διαπραγματευτές στην αγορά ομολόγων μιας χώρας της Ευρωζώνης μπορεί να είναι από κάθε χώρα μέλος.

Σύμφωνα με στοιχεία της Ευρωπαϊκής Κεντρικής Τράπεζας -6-, το ποσοστό των κυβερνητικών ομολόγων της Ευρωζώνης που κατείχαν μη Ευρωπαίοι ήταν το 1991 16%, το 1998 26.8%, το 2000 το ποσοστό ανήλθε στο 33.5% και το 2004 61.2%. Με τον ανταγωνισμό που αναπτύσσεται ανάμεσα στους βασικούς διαπραγματευτές, στενεύει η διαφορά τιμής αγοράς πώλησης και τελικά βελτιώνεται ο βαθμός ρευστότητας στις αγορές ομολόγων.

Παρ' όλα αυτά αν και διακρίνεται από αυξημένο βαθμό ρευστότητας η γαλλική αγορά ομολόγων, το 1999 με την έλευση του ευρώ παρουσίαζε μικρότερη ρευστότητα συγκριτικά με τη γερμανική. Στη γαλλική αγορά συμμετείχαν μόνο 20% ξένοι επενδυτές μη Γάλλοι, ενώ στη γερμανική το ποσοστό ήταν 50%. Καθώς οι ξένοι επενδυτές διακρίνονται συνήθως από έντονη συναλλακτική δραστηριότητα, η μικρή συμμετοχή τους στη γαλλική αγορά ομολόγων της προσέδιδε μικρότερο βαθμό ρευστότητας. Γι αυτό το λόγο η διαφορά απόδοσης γερμανικής και γαλλικής δεκαετίας ήταν 10 μονάδες βάσης. Διαφορά που έκλεισε στα 6 χρόνια ύπαρξης του ευρώ.

Αρκετές κυβερνήσεις αγόρασαν πίσω σημαντικό μέρος παλαιότερου χρέους που είχαν εκδώσει, προκειμένου να προσδώσουν μεγαλύτερη ρευστότητα στις νέες τους εκδόσεις. Με την εφαρμογή των τίτλων αναφοράς κάθε χώρα περιορίζει τον αριθμό των νέων εκδόσεων, καθιστώντας ιδιαίτερα υψηλό το βαθμό ρευστότητας στις διάρκειες που ενδιαφέρουν και είναι άμεσα συγκρίσιμες και στις άλλες χώρες της Ευρωζώνης. Έτσι, κάθε χώρα δεν ψάχνει να αυξήσει το βαθμό ρευστότητας σε όλη την καμπύλη αποδόσεων παρά μόνο στις διάρκειες αναφοράς 2, 5, 10, 20 και 30 έτη. Επίσης, ανακοινώνεται από κάθε κυβέρνηση εγκαίρως το πρόγραμμα εκδόσεως χρέους για διευκόλυνση των συναλλασσομένων.

Η ύπαρξη οργανωμένης αγοράς παραγώγων χρηματοοικονομικών προϊόντων πάνω στα ομόλογα συμβάλλει στην αύξηση της ρευστότητας της υποκείμενης αγοράς, καθώς οι επενδυτές μπορούν να αντισταθμίσουν τις θέσεις τους. Σημαντικό εργαλείο για την ευρωζώνη είναι το bund future πάνω στο γερμανικό ομόλογο των 10 χρόνων. Το γεγονός ότι συγκεντρώνει την προσοχή όλων των συναλλασσομένων δημιουργεί και στρεβλώσεις, όπως κατά την κρίση της Ρωσίας, τα συμβόλαια πάνω στο bund ήταν υπερδιπλάσια του ποσού του τίτλου αναφοράς, και θεωρώντας οι αγορές ότι

είχαν υπερβολική τοποθέτηση σε γερμανικά ομόλογα, αναζήτησαν ομόλογα άλλων ανεπτυγμένων οικονομιών. Τα τελευταία χρόνια οι συναλλαγές στα συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης στο bund παραμένουν μεγαλύτερες από αυτές στον υποκείμενο 10 ετή γερμανικό τίτλο, φτάνοντας σε σημείο να υπερτερούν ακόμη και από το συνολικό ποσό της έκδοσης του υποκείμενου τίτλου.

Παράλληλα η ενιαία εφαρμογή κοινών κανόνων για όλους τους εμπλεκόμενους σε όλες τις αγορές ομολόγων βελτιώνουν τη ρευστότητα σε παγκόσμιο επίπεδο. Τέτοιοι κοινοί κανόνες είναι η παράδοση των τίτλων έναντι μετρητών, χρήση θεματοφυλακής *cedel* και *eurolclear* και χρόνος διακανονισμού 3 εργάσιμες ημέρες. Στην αγορά ομολόγων υπάρχουν δυο ηλεκτρονικές πλατφόρμες διαπραγμάτευσης για να καλύπτουν τις ανάγκες της Ευρωζώνης στο σύνολό της. Για την πρωτογενή αγορά η M T S και για την αγορά των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης το EUREX.

Σύμφωνα με έρευνα των Pagano και Thadden -7- στο Oxford Review of Economic Policy, για την περίοδο 2002 – 2003, η διαφορά ανάμεσα στην καλύτερη τιμή αγοράς και πώλησης των 10 ετών τίτλων αναφοράς της Ευρωζώνης στις 11 μ.μ. ήταν 2 μονάδες βάσης για τις αγορές με το μεγαλύτερο βαθμό ρευστότητας - Γαλλία, Ιταλία, Γερμανία - και 5 μονάδες βάσης για αυτές με μικρότερο βαθμό ρευστότητας - Φινλανδία, Πορτογαλία - με μέσο όρο 3.66 μονάδες βάσης. Για τους 5 ετείς τίτλους αναφοράς αντίστοιχα οι διαφορές ήταν 2 και 4 μονάδες βάσης με μέσο όρο 3.1 μονάδες βάσης. Το bid ask spread προσεγγίζει καλύτερα τη ρευστότητα, από τις μεταβλητές του όγκου και του βάθους της αγοράς.

Στην Ελλάδα με την ίδρυση της ηλεκτρονικής δευτερογενούς αγοράς κυβερνητικών ομολόγων το 1997 και την έναρξη λειτουργίας της το Μάιο του 1998, η αγορά κυβερνητικών ομολόγων απέκτησε αποτελεσματικότητα, διαφάνεια αυξημένη συναλλακτική δραστηριότητα και ρευστότητα με συμμετοχή ελλήνων και ξένων διαπραγματευστών.

Στην αρχή το bid - ask spread ήταν 50 μονάδες βάσης, φθάνοντας στην περίοδο της κρίσης της Ρωσίας τις 90, ενώ κατά την περίοδο της κρίσης της Ν.Α. Ασίας ανήλθε σε 555. Το 2001 το spread ανήλθε σε 10 μονάδες βάσης για λήξεις 5 - 11 έτη και σε 7 μονάδες βάσης για λήξεις μέχρι 5 έτη. Το 2004 τα spreads έκλεισαν κατά 2 - 3 μονάδες βάσης, αυξάνοντας το βαθμό ρευστότητας της αγοράς.

Επειδή πολλοί παράγοντες επιδρούν στη ρευστότητα, καθιστώντας δύσκολη τη μέτρηση της, θα πρέπει να αποφευχθεί η έμφαση σε έναν και μόνο παράγοντα. Άλλοτε το επίπεδο ρίσκου που είναι διατεθειμένοι οι επενδυτές να αναλάβουν, άλλοτε η νομισματική χαλάρωση των κεντρικών τραπεζών και το χρηματιστηριακό περιβάλλον καθορίζουν το βαθμό ρευστότητας στην αγορά των κυβερνητικών ομολόγων.

Η δημοσιονομική πειθαρχία της χώρας, η ανάπτυξη του χρηματοπιστωτικού συστήματος της και η εισαγωγή ηλεκτρονικής πλατφόρμας διαπραγμάτευσης

των ομολόγων είναι μερικοί λόγοι που βελτιώνουν το βαθμό ρευστότητας των κυβερνητικών ομολόγων.

REFERENCES

1. M. Fleming Measuring Treasury Market Liquidity, FRBNY Economic Policy Review September (2003)
2. T. Gravelle Liquidity of the Government of Canada Securities Market, Bank of Canada Working Paper No 99, (2004)
3. Stacey Anderson and Stephane Lav The evolution of liquidity in the market for government of Canada bonds, Bank of Canada Review Summer (2004)
4. Goldreich and Hanke The price of future liquidity, London Business School Working Paper (2002)
5. E. Ravano 10 Surprising Facts about the Euro Zone Bond Market, Pimco Bonds Eurozone Bond Market (2005)
6. www.ecb.int
7. Favero Carlo and Pagano Marco and Ernst von Thadden Valuation, Liquidity and Risk in Government Bond Markets, Oxford Review of Economic Policy (2004)

3. ΕΠΙΤΟΚΙΑΚΟΣ ΚΙΝΔΥΝΟΣ

α 3.1 Γενικά

Ιδιαίτερα σημαντικός είναι ο κίνδυνος της μεταβολής των τιμών των ομολόγων λόγω της μεταβολής των επιτοκίων. Συγχρόνως, η μεταβολή των επιτοκίων προκαλεί και τον κίνδυνο της επανεπένδυσης, δηλαδή, τον κίνδυνο οι ενδιάμεσες ταμειακές ροές - τοκομερίδια - να επανεπενδυθούν με διαφορετικά επιτόκια από την υποσχόμενη απόδοση του ομολόγου μέχρι τη λήξη του. Αν διακρατηθεί το ομόλογο μέχρι τη λήξη του δεν υφίσταται κίνδυνος λόγω μεταβολής των τιμών. Όμως και σε αυτή την περίπτωση δεν εκλείπει ο κίνδυνος επανεπένδυσης λόγω μεταβολής των επιτοκίων της αγοράς. Αν τα επιτόκια της αγοράς είναι υψηλότερα από την υποσχόμενη απόδοση του ομολόγου, τα τοκομερίδια μπορούν να επανεπενδυθούν με υψηλότερη απόδοση. Στην περίπτωση μείωσης των επιτοκίων της αγοράς, η επανεπένδυση των τοκομεριδίων γίνεται με χαμηλότερη απόδοση.

Το μέγεθος της μεταβολής της τιμής ενός ομολόγου εξαρτάται από ορισμένους παράγοντες, όπως ο χρόνος ωρίμανσης, το ύψος του τοκομεριδίου και το ύψος των επιτοκίων της αγοράς. Με τη duration καταγράφουμε την ευαισθησία των τιμών των ομολόγων έναντι των μεταβολών του επιτοκίου, λαμβάνοντας υπόψη τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά του ομολόγου.

α 3.2 DURATION –CONVEXITY

3.2.1 ΟΡΙΣΜΟΙ

Ένα από τα κύρια χαρακτηριστικά των ομολόγων είναι η μεγάλη διάρκεια της επένδυσης. Duration είναι η σταθμισμένη διάρκεια αναμονής των εισπράξεων των αντιστοίχων τοκομεριδίων με τα ποσοστά που οι εισπράξεις αυτές σε όρους παρούσας αξίας αντιπροσωπεύουν επί της τρέχουσας τιμής του ομολόγου. Για να εισπράξει τις πληρωμές που υπόσχεται ένα ομόλογο, ο επενδυτής πρέπει να περιμένει πολλά χρόνια. Μεγαλύτερη η διάρκεια του ομολόγου, μεγαλύτερη η αβεβαιότητα άρα και ο κίνδυνος που διατρέχει ο επενδυτής.

Αναγκαία, λοιπόν η στάθμιση των ταμειακών ροών για την εύρεση του χρόνου αναμονής ή υπόλοιπου χρόνου ζωής ενός ομολόγου, αγνοώντας τη διαχρονική αξία του χρήματος.

Αν P η τρέχουσα τιμή του ομολόγου, i το τοκομερίδιο του ομολόγου και $t=1,2,3..n$ τα έτη κατά τα οποία θα εισπραχθούν τα τοκομερίδια και το κεφάλαιο του ομολόγου R_t , τότε

$$\text{Duration} = \frac{1 R_1/1+i}{P} + \frac{2 R_2 (1+i)^2}{P} + \frac{3 R_3 (1+i)^3}{P} + \dots + \frac{n R_n (1+i)^n}{P}$$

Αν δεν αγνοήσουμε τη διαχρονική αξία του χρήματος, προεξοφλώντας τις μελλοντικές ροές χρησιμοποιούμε τον τύπο του Macaulay για τον υπολογισμό της διάρκειας της επένδυσης.

$$\Sigma \text{ Παρούσας Αξίας ταμειακών ροών} / \Sigma \text{ ταμειακών ροών}$$

Κατά τον Macaulay ο χρόνος ζωής του ομολόγου, το τοκομερίδιο και το επίπεδο των αποδόσεων είναι οι τρεις βασικές μεταβλητές για την εύρεση του duration που είναι μικρότερη από τη λήξη του ομολόγου. Η duration ενός zero coupon ισούται μόνο με τη λήξη του.

Επειδή ο χρόνος ζωής ενός ομολόγου συσχετίζεται με τον κίνδυνο που αναλαμβάνουμε, αν ξαναγράψουμε τον παρανομαστή του πιο πάνω τύπου με την παρούσα αξία όλων των μελλοντικών ροών τότε βρίσκουμε την ποσοστιαία μεταβολή της τιμής ενός ομολόγου $\Delta P/P$, για κάθε μεταβολή του επιπέδου των αποδόσεων της αγοράς Δy . Η ποσοστιαία αυτή σχέση που είναι ευθέως ανάλογη της duration, μετρά την ευαισθησία της τιμής ενός ομολόγου όταν μεταβάλλονται τα επιτόκια .

$$D = 1/P * \Sigma t P_v / (1+y)^y$$

παραγωγίζοντας έχουμε: $\Delta P/P = - D/1+y * \Delta y$

Modified duration $MD = D / (1+y/2)$, άρα $\Delta P = - D * \Delta y * P$

Η modified duration μας δίνει την κλίση της καμπύλης τιμής απόδοσης ομολόγου στο συγκεκριμένο σημείο αναφοράς χωρίς προβλεπτική ικανότητα. Αν τα υπόλοιπα δεδομένα παραμένουν σταθερά, όσο περισσότερο διαρκεί ένα ομόλογο τόσο μεγαλύτερη modified duration έχει, όσο μικρότερο τοκομερίδιο πληρώνει, τόσο μεγαλύτερη modified duration έχει. Η modified duration και η duration Macaulay μπορούν να είναι ακριβείς σε μικρές μεταβολές των τιμών ή των αποδόσεων.

Συχνά εκφράζεται η μέτρηση του κινδύνου των τιμών ως προς τις αποδόσεις των ομολόγων σε μονάδες βάσης – price value of a basis point PVBP $\Delta P/100$.

Από τα εμπειρικά αποτελέσματα στα αμερικανικά ομόλογα για την περίοδο 1988-1991, - 1 - προκύπτει σε μεγάλο βαθμό μεγαλύτερη μεταβλητότητα στις κοντινές λήξεις που φέρουν χαμηλά ονομαστικά τοκομερίδια, από τις πιο μακρινές. Το επίπεδο των επιτοκίων και η διαφορά των αποδόσεων στα 2 και 10 χρόνια της καμπύλης είναι, επίσης, καθοριστικά. Το ύψος του τοκομεριδίου σε περιπτώσεις ομολόγων με ίδια duration παίζει σημαντικό ρόλο. Οι επενδυτές για λόγους φορολογικούς δεν προτιμούν υψηλά τοκομερίδια. Επίσης το ενδιαφέρον για νέες εκδόσεις με υψηλά τοκομερίδια, όπου η ρευστότητα είναι συγκριτικά ανώτερη από εκείνη παλαιότερων εκδόσεων, πιέζει την απόδοση τους.

Με μεγαλύτερη ακρίβεια προσεγγίζεται η πραγματική μεταβολή της τιμής ενός ομολόγου, αν χρησιμοποιηθεί η κυρτότητα – convexity -, η οποία είναι θετική. Αν αυξάνεται το τοκομερίδιο, μειώνεται το convexity

$$\text{Convexity} = \frac{1}{2} \frac{\Delta^2 P}{\Delta y^2} * 1/P$$

Σε περίπτωση που συγκρίνουμε δυο ομόλογα με ίδια duration και απόδοση, αλλά με διαφορετική convexity, το ομόλογο που είναι περισσότερο convex σε μεταβολή των αποδόσεων θα έχει υψηλότερη τιμή, καθιστώντας το πιο ακριβό στην αγορά. Οι επενδυτές σε περιβάλλον έντονων ανησυχιών για την πορεία των επιτοκίων, αναζητούν ομόλογα convex, ενώ σε μικρές μεταβολές των αποδόσεων δεν ενδιαφέρονται για convex ομόλογα.

Με εργαλεία το duration και το convexity, μπορεί ένας διαχειριστής χαρτοφυλακίου ομολόγων με διαφορετικές λήξεις να αντισταθμίσει το χαρτοφυλάκιο του απέναντι σε ενδεχόμενη μεταβολή των επιτοκίων, κάνοντας το χαρτοφυλάκιο του ουδέτερο. Ένας διαχειριστής που έχει ομόλογο σύντομης λήξης και άλλο μακρινής μπορεί να επιλέξει να κινηθεί στη διαφορά αυτών των δυο αποδόσεων - spread -, αν αναμένει σημαντική μεταβολή των αποδόσεων των ομολόγων, χωρίς να ενδιαφέρεται μεμονωμένα για την πορεία της τιμής του ενός ομολόγου. Ανεξάρτητα με την πορεία της αγοράς των ομολόγων, μπορεί το χαρτοφυλάκιο του να γίνει ουδέτερο, αν κλειδώσει τη διαφορά αποδόσεων των δύο αυτών ομολόγων.

Η duration ομολόγου επιμηκύνεται όταν το επιτόκιο της αγοράς πέφτει και ελαττώνεται στην αύξηση του επιτοκίου. Η πτώση των επιτοκίων επιφέρει μεγαλύτερη ποσοστιαία μεταβολή στην τιμή του ομολόγου από την άνοδο και η μεταβολή αυτή αυξάνεται με τη χρονική διάρκεια με φθίνουσα πορεία. Η σχέση duration και maturity είναι ανάλογη. Στην περίπτωση ομολόγου τελικής απόδοσης η σχέση είναι γραμμική και ευθέως ανάλογη. Σε ομόλογο με τοκομερίδιο είναι ανάλογη αλλά όχι γραμμική. Ομόλογο με μικρό τοκομερίδιο προσεγγίζει την περίπτωση του ομολόγου τελικής απόδοσης, γιατί η duration τείνει προς το χρόνο ωρίμανσης. Ενώ, όσο μεγαλώνει το ύψος του τοκομεριδίου τα δυο μεγέθη αποκλίνουν. Σε περιπτώσεις με μικρές μεταβολές επιτοκίων μπορεί να χρησιμοποιηθεί ο τύπος της duration, γιατί υποτιμά την επίδραση της μεταβολής του επιτοκίου στην εκτιμώμενη τιμή του ομολόγου.

Η κυρτότητα convexity χαρακτηρίζει το ρυθμό αλλαγής της duration, όταν το επιτόκιο της αγοράς μεταβάλλεται και προσεγγίζεται ασφαλέστερα η

επίπτωση της μεταβολής του επιτοκίου στην τιμή του ομολόγου. Η κυρτότητα είναι η δεύτερη παράγωγος της τιμής του ομολόγου ως προς το επιτόκιο διαιρούμενης με την τιμή του ομολόγου και μπορεί να παρουσιαστεί γραφικά ως κλίση της καμπύλης τιμής ομολόγου – επιτοκίου.

$$\Delta P = dP / dr * \Delta r + \frac{1}{2} d^2P / dr^2 (\Delta r)^2$$

$$\text{Modified duration} = D / 1+r$$

Όσο αυξάνεται η χρονική διάρκεια, τόσο αυξάνεται και η κυρτότητα. Όσο μεγαλύτερο το τοκομερίδιο του ομολόγου, τόσο μικρότερη η κυρτότητα. Τα ομόλογα τελικής απόδοσης έχουν μικρότερη κυρτότητα από τα ομόλογα με τοκομερίδιο.

Ο επενδυτής μπορεί να αποφύγει τον κίνδυνο επιτοκίου εάν κατορθώσει να θέσει $H = t$, η ωρίμανση του ομολόγου να συμπίπτει με τον επενδυτικό του ορίζοντα. Διαφορετικά ο επενδυτής με τη διαδικασία της ανοσοποίησης, της δυναμικής εξισορρόπησης ενός επενδυτικού χαρτοφυλακίου με συχνές αγοραπωλησίες ομολόγων επιδιώκει την απόλυτη ταύτιση της ωρίμανσης των ομολόγων με τον επενδυτικό του ορίζοντα. Στόχος που γίνεται δύσκολος με την ύπαρξη κόστους συναλλαγής, γι' αυτό οι διαχειριστές χαρτοφυλακίων συνηθίζουν να προβαίνουν σε τέτοιες αγοραπωλησίες κάθε τρεις ή έξι μήνες.

REFERENCES

1. Suresh Sundaresan Fixed Income Markets and their Derivatives
International Thomson Publishing (1997)

4. ΚΙΝΔΥΝΟΣ ΓΕΓΟΝΟΤΟΣ

α 4.1 Ορισμός

Είναι δύσκολα μετρήσιμος ο κίνδυνος γεγονότος και ο διαχωρισμός του πιστωτικού περιθωρίου στις συνιστώσες του, καθώς υπάρχει δυσκολία προσδιορισμού των πιθανών σχετικών γεγονότων και σχετικά υψηλός βαθμός υποκειμενικών εκτιμήσεων. Σε περίπτωση που η αγορά μεταβάλλει ξαφνικά την εκτίμηση της για την αξία μιας οικονομικής μονάδας, αυτόματα ποσοτικοποιείται και η πιθανότητα αθέτησης των υποχρεώσεων της. Και αντίστροφα, αν μεταβληθεί ξαφνικά η πιθανότητα χρεοκοπίας μιας οικονομικής μονάδας, μεταβάλλεται και η εκτίμηση της αγοράς για την αξία της.

α 4.2 Εμπειρικά Αποτελέσματα

Σύμφωνα με την B I S (1) , η πιστοληπτική ικανότητα του δανειολήπτη πρέπει να αποτυπώνει την ικανότητα του να ανταποκριθεί στις υποχρεώσεις του ακόμη και σε αντίξοες συνθήκες ή μετά την έλευση ενός απρόβλεπτου γεγονότος - γενικού ή ειδικού -. Γενικοί κίνδυνοι είναι ο συστηματικός κίνδυνος της αγοράς, κρίση ρευστότητας στις διεθνείς χρηματαγορές και οικονομική ύφεση με υποβάθμιση της πιστοληπτικής ικανότητας της χώρας. Ειδικό κίνδυνο σχετίζονται αποκλειστικά με την πορεία του δανειολήπτη, όπως ανεπαρκής διοίκηση, ανεπιτυχής αναδιοργάνωση του χρέους.

Μελέτες (2) δείχνουν συγκεκριμένα πως στην αξιολόγηση ενός χρέους με τις βαθμίδες AAA / AA-, 51% της διαφοράς της απόδοσης από τον αντίστοιχο τίτλο αναφοράς αποδίδεται στον κίνδυνο χρεοκοπίας. Το ποσοστό αυτό φτάνει στο 56% για την κατηγορία A-, στο 71% για τη βαθμίδα BBB και 83% για τη βαθμίδα BB -.

Σε περιβάλλον διεθνοποιημένων αγορών η μεταπήδηση μιας χώρας σε άλλη πιστοληπτική βαθμίδα προκαλεί ανακατανομές στα διεθνή χαρτοφυλάκια, καθιστώντας ιδιαίτερα επιτακτική την ανάγκη για ποσοτικοποίηση του ειδικού κινδύνου. Σε αυτή την κατεύθυνση κινείται και το νέο πλαίσιο της Βασιλείας II που απαιτεί το διαχωρισμό κινδύνου αθέτησης και κινδύνου γεγονότος.

Σύμφωνα με τη βάση δεδομένων Moody's Corporate Bond Default Database, η πτώχευση εταιρειών με αξιολόγηση AAA δεν είναι απίθανη. Με την ανακοίνωση μιας μεταβολής στην πιστοληπτική ικανότητα μιας χώρας- rating

migration - από τους οίκους αξιολόγησης, δεν έχουμε άμεση επίδραση στην απόδοση των ομολόγων, αν δεχτούμε ότι η ανακοίνωση βασίζεται σε όλες τις πληροφορίες που γνωρίζουν όλοι οι εμπλεκόμενοι της αγοράς- αρχή της αποτελεσματικής αγοράς -.

Έρευνες που έγιναν για 40 ημέρες πριν τη δημοσίευση μιας μεταβολής και για 40 ημέρες μετά για 78 μεταβολές πιστοληπτικής αξιολόγησης δημοσίου χρέους, εκ των οποίων 42 αφορούν σε αναδυόμενες οικονομίες κατά την περίοδο 1987-1996, στην περίπτωση υποβάθμισης της πιστοληπτικής βαθμίδας αυξάνεται η διαφορά απόδοσης από τον τίτλο αναφοράς κατά 25 μονάδες βάσης. Στην πιθανή αναβάθμιση η διαφορά μειώνεται κατά 8 μονάδες βάσης.

Μετά την επίσημη ανακοίνωση της μεταβολής της πιστοληπτικής αξιολόγησης από τους οίκους αξιολόγησης, μέσα στις επόμενες ημέρες η αγορά επιστρέφει στην προ της ανακοίνωσης διαφορά απόδοσης. Οι αγορές προεξοφλούν σε μεγάλο βαθμό, όχι όμως απόλυτα, τις μεταβολές της πιστοληπτικής αξιολόγησης.

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν χρέη με χαμηλή πιστοληπτική βαθμίδα σε περίπτωση πιθανής υποβάθμισης. Σε αυτή την περίπτωση παρατηρείται μεγάλη μεταβλητότητα και υπεραντίδραση των αγορών. Σε πιθανή αναβάθμιση δεν προκαλείται σημαντική μεταβολή στη διαφορά απόδοσης των ομολόγων αναδυομένων οικονομιών από τους αντιστοίχους τίτλους αναφοράς. (3)

REFERENCES

1. BIS International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards A revised framework Basel Committee on Banking Supervision (2004)
2. F Longstaff, S Mithal , E Neis New evidence from the credit default swap market, National Bureau of Economic Research (2004)
3. Brooks Robert and Faff Hillier The national market impact of sovereign rating changes Journal of Banking and Finance vol 28 pp 233- 250, (2004)

5. ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

α 5.1 Εισαγωγή

Με την είσοδο της Ελλάδας στο ευρώ την 1.1.2002 και την απροθυμία των επενδυτών να αναλάβουν επενδυτικό κίνδυνο την επαύριο της 11.9.2001 εν μέσω γενικότερης γεωπολιτικής αστάθειας, έχουμε τις τιμές των ευρωπαϊκών ομολόγων να γνωρίζουν νέα ιστορικά υψηλά. Με την επικράτηση των αμερικανικών δυνάμεων στο Ιράκ το Μάρτιο του 2003, οι διεθνείς χρηματαγορές ολοκληρώνουν έναν πτωτικό κύκλο 4 ετών από το ξεφούσκωμα του dot.com και καταγράφουν κέρδη ακολουθούμενες από τις αγορές ομολόγων και πρώτων υλών. Έχουμε τα πρώτα σημάδια ανάκαμψης των οικονομιών των ισχυροτέρων χωρών και από το 2004 η αμερικανική οικονομία ξεκινά ένα κύκλο με 17 διαδοχικές αυξήσεις επιτοκίων, την οποία και θα ακολουθήσουν και οι υπόλοιπες κεντρικές τράπεζες.

Σε αυτό το σημαντικό διάστημα από 1.1.2002 – 31.12.2005, θα εκτιμήσουμε την επίδραση των ελλειμμάτων, του χρέους, του ρυθμού ανάπτυξης, του πληθωρισμού των χωρών μελών της Ευρωζώνης και την επίδραση του κινδύνου ρευστότητας των αγορών ομολόγων αυτών των οικονομιών στη διαμόρφωση της διαφοράς σε μονάδες βάσης των δεκαετών τίτλων αναφοράς των χωρών της Ευρωζώνης ως προς τον αντίστοιχο δεκαετή γερμανικό. Εν μέσω μιας παγκοσμιοποιημένης οικονομίας θα σταθμίσουμε τον παράγοντα της διεθνούς ρευστότητας, όπως η τελευταία αποτυπώνεται στη σχέση M3 / ΑΕΠ της Ιαπωνίας και των Η.Π.Α.

α 5.2 Οικονομετρική τεχνική

Συγκεντρώνοντας από το Bloomberg για την περίοδο 1.1.2002 – 31.12.2005, τα πιο πάνω δεδομένα, έχοντας τριμηνιαίες παρατηρήσεις (4 τρίμηνα * 4 έτη*11 χώρες = 176 παρατηρήσεις), τρέχουμε την πιο κάτω παλινδρόμηση για κάθε χώρα της Ευρωζώνης :

$$Υ_{\text{ΔΙΑΦΟΡΑ 10 ΕΤΩΝ ΟΜΟΛΟΓΩΝ}} = \alpha + \beta_1 \text{bid ask} + \beta_2 \text{cpi} + \beta_3 \text{gdp growth} + \beta_4 \text{EONIA} + \beta_5 \text{M3/GDP JAPAN} + \beta_6 \text{M3/GDP USA} + \gamma_1 \text{DEFICIT/gdp} + \gamma_2 \text{DEBT/gdp} + \epsilon$$

Οι χώρες είναι Βέλγιο, Γερμανία, Ιταλία, Ιρλανδία, Αυστρία, Ισπανία, Πορτογαλία, Ελλάς, Φινλανδία, Ολλανδία, Γαλλία. Εξαιρείται από τη μελέτη μας το Λουξεμβούργο, καθώς δεν έχει εκδώσει κυβερνητικά ομόλογα.

Ο πιστωτικός κίνδυνος της κάθε χώρας μέλους προσεγγίζεται με τους μακροοικονομικούς δείκτες του πληθωρισμού σε ετήσια βάση, του λόγου ελλείμματος ως προς ΑΕΠ και λόγου χρέους ως προς ΑΕΠ. Οι δημοσιονομικές μεταβλητές που χρησιμοποιούνται, αντανακλούν την

πιστοληπτική ικανότητα της κάθε χώρας και πηγάζουν από τη χρήση των κριτηρίων της Συνθήκης του Μάαστριχτ και του Συμφώνου Σταθερότητας.

Ο κίνδυνος ρευστότητας προσεγγίζεται με τη διαφορά σε μονάδες βάσης ανάμεσα στην καλύτερη τιμή αγοράς και πώλησης του δεκαετούς τίτλου αναφοράς της κάθε χώρας, όπως δίνεται από τον καλύτερο πάροχο τιμών από την πηγή ενημέρωσης του Bloomberg. Στο υπό εξέταση διάστημα, υπάρχουν εξελιγμένες ηλεκτρονικές πλατφόρμες για συνεχή δευτερογενή διαπραγμάτευση των τίτλων αναφοράς σε κάθε χώρα μέλος που της προσδίνουν σημαντικό βαθμό ρευστότητας.

Επίσης χρησιμοποιούμε ως control variables το λόγο δημοσιονομικού ελλείμματος ως προς ΑΕΠ και λόγο χρέους ως προς ΑΕΠ της ιαπωνικής και αμερικανικής οικονομίας και το EONIA, επιτόκιο δανεισμού σε ευρώ για διάστημα μιας ημέρας, που προκύπτει από 48 τράπεζες που συμμετέχουν στη διαμόρφωση του στις 7.00 μ.μ. ώρα Κεντρικής Ευρώπης.

α 5.3 Συμπεράσματα

Η πρώτη παλινδρόμηση που περιέχει τη μεταβλητή του λόγου M3 / ΑΕΠ της Ιαπωνίας, παρουσιάζει collinearity - πολυσυγραμμικότητα - και εξαιρείται. Μετά από αυτό τον στατιστικό έλεγχο, ακολουθώντας τέσσερις διαφορετικούς τρόπους επιλέγουμε αυτόν των ελαχίστων τετραγώνων με σταθερή και όχι τυχαία επίδραση του χρόνου στην οικονομία της χώρας. Η μεταβλητή του λόγου M3/ ΑΕΠ των Η.Π.Α. εξαιρείται ως μη στατιστικά σημαντική.

Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
BIDASK	.1649453834E-02	.16280661E-02	1.013	.3125	4.7159091
CPI	.5265972982E-02	.52254587E-02	1.008	.3150	2.3460227
DEF	.9024841329E-02	.44794769E-02	2.015	.0455	-1.7340909
DEBT	.5507475935E-02	.12585467E-02	4.376	.0000	66.972727
GROWTH	-.3416469447E-02	.21662800E-02	-1.577	.1167	.53130682
M3USA	15.91796875	1044337.4	.000	1.0000	7.9640150
EONIA	1.175292969	125042.46	.000	1.0000	2.4162250
Constant	-129.8884198	8457515.0	.000	1.0000	

Εκ νέου τρέχουμε την παλινδρόμηση, όπου η μεταβλητή του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο για τις χώρες της Ευρωζώνης EONIA - εξαιρείται ως μη στατιστικά σημαντική.

Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
BIDASK	.1649453834E-02	.16211674E-02	1.017	.3104	4.7159091
CPI	.5265972982E-02	.52033166E-02	1.012	.3130	2.3460227
DEF	.9024841329E-02	.44604958E-02	2.023	.0446	-1.7340909
DEBT	.5507475935E-02	.12532138E-02	4.395	.0000	66.972727
GROWTH	-.3416469447E-02	.21571007E-02	-1.584	.1151	.53130682
EONIA	.2990722656E-01	107498.54	.000	1.0000	2.4162250
Constant	-.3499684501	259740.66	.000	1.0000	

Εν συνεχεία εξαιρείται ο πληθωρισμός.

Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
BIDASK	.1649453834E-02	.16106518E-02	1.024	.3072	4.7159091
CPI	.5265972982E-02	.51695655E-02	1.019	.3098	2.3460227
DEF	.9024841329E-02	.44315629E-02	2.036	.0433	-1.7340909
DEBT	.5507475935E-02	.12450849E-02	4.423	.0000	66.972727
GROWTH	-.3416469447E-02	.21431088E-02	-1.594	.1128	.53130682
Constant	-.2777058616	.84858076E-01	-3.273	.0013	

Ακολούθως εξαιρείται η διαφορά bid ask spread.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
BIDASK	.5269235342E-02	.23009824E-02	2.290	.0220	4.7159091
DEF	.1179279974E-01	.49385265E-02	2.388	.0169	-1.7340909
DEBT	.2933788974E-02	.62135314E-03	4.722	.0000	66.972727
GROWTH	-.4331795377E-02	.32461262E-02	-1.334	.1821	.53130682
Constant	-.1047692844	.43595018E-01	-2.403	.0163	

Απομένουν οι τρεις σημαντικές δημοσιονομικές μεταβλητές του χρέους, του ελλείμματος και του ρυθμού ανάπτυξης.

Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
DEF	.8105533642E-02	.43615797E-02	1.858	.0648	-1.7340909
DEBT	.5301080140E-02	.12174118E-02	4.354	.0000	66.972727
GROWTH	-.4091797443E-02	.20520088E-02	-1.994	.0477	.53130682
Constant	-.2449855624	.79652511E-01	-3.076	.0024	

Τα αποτελέσματα δείχνουν τη θετική σχέση που έχει το άνοιγμα στο spread ανάμεσα στον δεκαετή τίτλο αναφοράς κάθε χώρας και το γερμανικό με την αύξηση των ελλειμμάτων της χώρας, όπως και με την αύξηση του χρέους της. Αρνητική είναι η σχέση με το ρυθμό αύξησης του ΑΕΠ. Συγκεκριμένα ιδιαίτερα υψηλή σχέση παρατηρείται ανάμεσα στο έλλειμμα και τη διαφορά απόδοσης των τίτλων αναφοράς και ακολουθεί το χρέος.

Deficit ↑ spread ↑

Η διαφορά ανάμεσα στα έξοδα της κυβέρνησης και τα συνολικά της έσοδα εξαιρώντας το δανεισμό, προκαλεί ανησυχίες στους δανειστές που απαιτούν υψηλότερο ασφάλιστρο κινδύνου και αποτυπώνεται στην υποβάθμιση της πιστοληπτικής ικανότητας της χώρας από τους διεθνείς οίκους αξιολόγησης. Αν επέλθει βελτίωση των εσόδων ή συρρίκνωση των εξόδων, η δημοσιονομική πειθαρχία αντανάκλα στο κλείσιμο της διαφοράς απόδοσης των τίτλων αναφοράς.

Debt ↑ spread ↑

Καθώς το έλλειμμα μπορεί να χρηματοδοτηθεί με αύξηση του χρέους της κυβέρνησης, μπορεί να προκληθεί εκτίναξη του χρέους με παράλληλο άνοιγμα του spread της απόδοσης των τίτλων αναφοράς.

Αντίστοιχα με την αύξηση του ρυθμού του ακαθαρίστου εγχωρίου προϊόντος, μειώνεται ο λόγος τόσο του χρέους όσο και του ελλείμματος ως προς το ΑΕΠ, καθιστώντας ευεργετικά τα αποτελέσματα της αύξησης της παραγωγικότητας και της ευημερίας στη διαμόρφωση των spreads και στις συνθήκες νέου δανεισμού της χώρας με φτηνότερο κόστος.

Καθώς, κάθε χρηματοοικονομική τεκμηρίωση εδράζεται στην κοινή λογική, επιβεβαιώνεται η η επισήμανση του P. Krugman -1- πως όποιος δεν κατανοεί την έμφαση που πρέπει να δίνει κάθε κυβέρνηση στην αύξηση του Α.Ε.Π., αδυνατεί να κατανοήσει και τις απλούστερες οικονομικές έννοιες. Άλλωστε, το μοναδικό μάθημα που καταδεικνύει η ιστορία της οικονομίας, είναι η ανάγκη της συνεχούς προσπάθειας για αύξηση του Α.Ε.Π. που μαζί με την ιδιωτική επιχειρηματικότητα, τις καινοτομίες, την κουλτούρα και τους κοινωνικούς θεσμούς, εξασφαλίζουν την έξοδο μιας χώρας από τα φτωχά έθνη και την καθιστούν χώρα με υγιή μακροοικονομικά στοιχεία και πολίτες πλούσιους ως προς το εισόδημα και την ποιότητα ζωής.

REFERENCES

1. David Lantes, The wealth and poverty of Nations, 1998, εκδόσεις Λιβάνη για την ελληνική γλώσσα

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

1. Κατά κεφαλήν πραγματικό ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν σε \$ 1960

ΧΩΡΑ	1830	1929	1950	1960
Η.Π.Α.	240	1.775	2.800	3.605
ΙΑΠΩΝΙΑ	180	425	855	2.130
ΓΑΛΛΙΑ	275	890	1.500	2.535
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	240	900	1.790	2.705
ΙΤΑΛΙΑ	275	890	985	1.670
ΡΩΣΙΑ	180	350	925	1.640
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	370	1.160	1.780	2.225

Πηγή Bairoch Main Trend in National Economic Disparities.

David Lantes, The wealth and poverty of Nations, 1998, εκδόσεις Λιβάνη για την ελληνική γλώσσα

2.

```
--> READ; Nvar = 11 ;
      Nobs = 176 ;
      Names=CNT,YR,dif,bidask,cpi,def,debt,growth,m3jap,m3usa,eonia;
      File = c:\ERGASIA$
--> skip
--> REGRESS; Lhs = dif;
      Rhs = bidask,cpi,def,debt,growth,m3usa,eonia;
      Str = CNT;
      Period = YR;
      Panel $
```

```
OLS Without Group Dummy Variables
Ordinary least squares regression Weighting variable = none
Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-1
Model size: Observations = 176, Parameters = 8, Deg.Fr.= 168
Residuals: Sum of squares= .6350030531, Std.Dev.= .06148
Fit: R-squared= .557807, Adjusted R-squared = .53938
Model test: F[ 7, 168] = 30.27, Prob value = .00000
Diagnostic: Log-L = 245.2324, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
LogAmemiyaPrCrt.= -5.534, Akaike Info. Crt.= -2.696 |
Panel Data Analysis of DIF [ONE way]
```

Unconditional ANOVA (No regressors)			
Source	Variation	Deg. Free.	Mean Square
Between	.703801	10.	.703801E-01
Residual	.732232	165.	.443777E-02
Total	1.43603	175.	.820590E-02

Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
BIDASK	.7285475265E-02	.18612525E-02	3.914	.0001	4.7159091
CPI	.1989264210E-01	.51527999E-02	3.861	.0002	2.3460227
DEF	.2594924647E-02	.23419236E-02	1.108	.2694	-1.7340909
DEBT	.1906894775E-02	.23061970E-03	8.269	.0000	66.972727
GROWTH	-.7318918786E-03	.31144270E-02	-.235	.8145	.53130682
M3USA	-.1671680756	.50691637E-01	-3.298	.0012	7.9640150
EONIA	.6558916978E-01	.94682386E-02	6.927	.0000	2.4162250
Constant	1.062815889	.40456826	2.627	.0094	

(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

Least Squares with Group Dummy Variables

```
Ordinary least squares regression Weighting variable = none
```

Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-01
 Model size: Observations = 176, Parameters = 18, Deg.Fr.= 158

Residuals: Sum of squares= .3471842577, Std.Dev.= .04688
 Fit: R-squared= .758234, Adjusted R-squared = .73222
 Model test: F[17, 158] = 29.15, Prob value = .00000
 Diagnostic: Log-L = 298.3646, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
 LogAmemiyaPrCrt.= -6.023, Akaike Info. Crt.= -3.186
 Estd. Autocorrelation of e(i,t) .310926

Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
BIDASK	.1361747311E-02	.18669703E-02	.729	.4668	4.7159091
CPI	-.4899244924E-02	.57989310E-02	-.845	.3994	2.3460227
DEF	.6076892251E-02	.52644815E-02	1.154	.2500	-1.7340909
DEBT	.4763650460E-02	.15023089E-02	3.171	.0018	66.972727
GROWTH	-.5037003929E-02	.25260270E-02	-1.994	.0478	.53130682
M3USA	-.1418501171	.39122092E-01	-3.626	.0004	7.9640150
EONIA	.7643989429E-01	.80028016E-02	9.552	.0000	2.4162250

(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

[Matrix: Las](#)
[7,4]

Test Statistics for the Classical Model

Model	Log-Likelihood	Sum of Squares	R-squared
(1) Constant term only	173.42359	.1436032812D+01	.0000000
(2) Group effects only	232.69536	.7322315625D+00	.4901011
(3) X - variables only	245.23245	.6350030531D+00	.5578074
(4) X and group effects	298.36458	.3471842577D+00	.7582338

Hypothesis Tests

Likelihood Ratio Test			F Tests			
Chi-squared	d.f.	Prob.	F	num.	denom.	Prob value
(2) vs (1)	118.544	10	.00000	15.859	10	165 .00000
(3) vs (1)	143.618	7	.00000	30.275	7	168 .00000
(4) vs (1)	249.882	17	.00000	29.148	17	158 .00000

(4) vs (2)	131.338	7	.00000	25.033	7	158	.00000
(4) vs (3)	106.264	10	.00000	13.098	10	158	.00000

-----+
 ----+
 Error: 425: REGR;PANEL. Could not invert VC matrix for Hausman test.

```

+-----+
| Random Effects Model: v(i,t) = e(i,t) + u(i)
| Estimates: Var[e] = .219737D-02
|             Var[u] = .158241D-02
|             Corr[v(i,t),v(i,s)] = .418652
| Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 107.34
| ( 1 df, prob value = .000000)
| (High values of LM favor FEM/REM over CR model.)
| Fixed vs. Random Effects (Hausman) = .00
| ( 7 df, prob value = 1.000000)
| (High (low) values of H favor FEM (REM).)
| Reestimated using GLS coefficients:
| Estimates: Var[e] = .225732D-02
|             Var[u] = .849003D-02
|             Sum of Squares = .770949D+00
|             R-squared = .557807D+00
+-----+
  
```

```

+-----+
|----+
|Variable|Coefficient | Standard Error |b/St.Er.|P[|Z|>z]| Mean of X|
+-----+
|----+
| BIDASK  .2673119041E-02 |.17952566E-02 | 1.489 |.1365 | 4.7159091
| CPI     -.1587606864E-02|.54079861E-02 | -.294 |.7691 | 2.3460227
| DEF     .2866776370E-02|.40843762E-02 | .702 |.4827 |-1.7340909
| DEBT    .2147915463E-02|.53151469E-03 | 4.041 |.0001 | 66.972727
| GROWTH  -.4168620395E-02|.25005607E-02 | -1.667|.0955 |.53130682
| M3USA   -.1487023228|.38936709E-01 | -3.819|.0001 | 7.9640150
| EONIA   .7782589591E-01|.76236835E-02 | 10.208|.0000 | 2.4162250
| Constant .9444878385|.31257797 | 3.022|.0025 |
| (Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)
  
```

[Matrix: Las](#)
[8,4]

```

+-----+
|----+
| Least Squares with Group Dummy Variables and Period Effects
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none
| Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-01
| Model size: Observations = 176, Parameters = 33, Deg.Fr.= 143
| Residuals: Sum of squares= .2165962047, Std.Dev.= .03892
| Fit: R-squared= .849170, Adjusted R-squared = .81542
| Model test: F[ 32, 143] = 25.16, Prob value = .00000
  
```

Diagnostic: Log-L = 339.8848, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
 LogAmemiyaPrCrt.= -6.321, Akaike Info. Crt.= -3.487 |
 Estd. Autocorrelation of e(i,t) .352723

```

-----+-----
----+
-----+-----+-----+-----+-----+-----+
----+
|Variable|Coefficient | Standard Error |t-ratio |P[|T|>t]| Mean of X|
-----+-----+-----+-----+-----+-----+
----+
  BIDASK  .1649453834E-02  .16280661E-02    1.013   .3125  4.7159091
   CPI    .5265972982E-02  .52254587E-02    1.008   .3150  2.3460227
   DEF    .9024841329E-02  .44794769E-02    2.015   .0455 -1.7340909
   DEBT    .5507475935E-02  .12585467E-02    4.376   .0000  66.972727
  GROWTH  -.3416469447E-02  .21662800E-02   -1.577   .1167  .53130682
 M3USA    15.91796875      1044337.4         .000   1.0000  7.9640150
  EONIA    1.175292969      125042.46         .000   1.0000  2.4162250
  Constant -129.8884198      8457515.0         .000   1.0000
  (Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)
  
```

[Matrix: Las](#)
[8,4]

Test Statistics for the Classical Model

Model	Log-Likelihood	Sum of Squares	R-squared
(1) Constant term only	173.42359	.1436032812D+01	.0000000
(2) Group effects only	232.69536	.7322315625D+00	.4901011
(3) X - variables only	245.23245	.6350030531D+00	.5578074
(4) X and group effects	298.36458	.3471842577D+00	.7582338
(5) X ind.&time effects	339.88481	.2165962047D+00	.8491704

Hypothesis Tests

	Likelihood Ratio Test			F Tests			
	Chi-squared	d.f.	Prob.	F	num.	denom.	Prob value
(2) vs (1)	118.544	10	.00000	15.859	10	165	.00000
(3) vs (1)	143.618	7	.00000	30.275	7	168	.00000
(4) vs (1)	249.882	17	.00000	29.148	17	158	.00000
(4) vs (2)	131.338	7	.00000	25.033	7	158	.00000
(4) vs (3)	106.264	10	.00000	13.098	10	158	.00000

```

(5) vs (4)    83.040    15    .00000    5.748    15    143    .00000
(5) vs (3)   189.305    26    .00000   10.625    26    143    .00000

```

```

-----+
-----+

```

```

--+
+-----+

```

| Random Effects Model: $v(i,t) = e(i,t) + u(i) + w(t)$

| Estimates: Var[e] = .151466D-02

| Var[u] = .188730D+04

| Corr[v(i,t),v(i,s)] = .999999

| Var[w] = .288769D-04

| Corr[v(i,t),v(j,t)] = .018708

| Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 135.64

| (2 df, prob value = .000000)

| (High values of LM favor FEM/REM over CR model.)

| Fixed vs. Random Effects (Hausman) = 33.97

| (7 df, prob value = .000017)

| (High (low) values of H favor FEM (REM).)

| Reestimated using GLS coefficients:

| Estimates: Var[e] = .153807D-02

| Var[u] = .284373D-01

| Var[w] = .131186D-02

| Sum of Squares .171698D+01

| R-squared .557807D+00

```

--+
+-----+

```

```

---+
+-----+

```

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
----------	-------------	----------------	----------	----------	-----------

```

---+
+-----+

```

BIDASK	.1408744559E-02	.15626900E-02	.901	.3673	4.7159091
CPI	-.3361633415E-02	.48786966E-02	-.689	.4908	2.3460227
DEF	.6546826285E-02	.43888665E-02	1.492	.1358	-1.7340909
DEBT	.4878691101E-02	.12491028E-02	3.906	.0001	66.972727
GROWTH	-.4766022548E-02	.21085502E-02	-2.260	.0238	.53130682
M3USA	-.1426174852	.35634708E-01	-4.002	.0001	7.9640150
EONIA	.7541876562E-01	.71539565E-02	10.542	.0000	2.4162250
Constant	.7357803033	13.101910	.056	.9552	

(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

Matrix: Las
[8,4]

```
--> REGRESS; Lhs = dif;
      Rhs = bidask,cpi,def,debt,growth,eonia;
      Str = CNT;
      Period = YR;
      Panel $
```

```
-----+-----+
---+
| OLS Without Group Dummy Variables
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none
| Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-01
| Model size: Observations = 176, Parameters = 7, Deg.Fr.= 169
| Residuals: Sum of squares= .6761086147, Std.Dev.= .06325
| Fit: R-squared= .529183, Adjusted R-squared = .51247
| Model test: F[ 6, 169] = 31.66, Prob value = .00000
| Diagnostic: Log-L = 239.7127, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
| LogAmemiyaPrCrt.= -5.482, Akaike Info. Crt.= -2.644
```

```
Panel Data Analysis of DIF [ONE way]
Unconditional ANOVA (No regressors)
```

Source	Variation	Deg. Free.	Mean Square
Between	.703801	10.	.703801E-01
Residual	.732232	165.	.443777E-02
Total	1.43603	175.	.820590E-02

```
-----+-----+
---+
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
|Variable | Coefficient Standard Error |t-ratio |P[|T|>t]| Mean of X|
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
---+
| BIDASK  | .7405193275E-02 |.19144952E-02 | 3.868 |.0002 | 4.7159091
| CPI     | .1861371953E-01|.52861727E-02 | 3.521 |.0006 | 2.3460227
| DEF     | .2772637939E-02|.24087367E-02 | 1.151 |.2513 |-1.7340909
| DEBT    | .1924221760E-02|.23720033E-03 | 8.112 |.0000 | 66.972727
| GROWTH  | -.5572315094E-03|.32036640E-02 | -.174 |.8621 | .53130682
| EONIA   | .6608800748E-01|.97396955E-02 | 6.785 |.0000 | 2.4162250
| Constant| -.2682277352 |.28444750E-01 | -9.430|.0000 |
| (Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)
```

```

Least Squares with Group Dummy Variables

Ordinary least squares regression Weighting variable = none

Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-01

Model size: Observations = 176, Parameters = 17, Deg.Fr.= 159

Residuals: Sum of squares= .3760723059, Std.Dev.= .04863
Fit: R-squared= .738117, Adjusted R-squared = .71176

Model test: F[ 16, 159] = 28.01, Prob value = .00000

Diagnostic: Log-L = 291.3311, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
LogAmemiyaPrCrt.= -5.955, Akaike Info. Crt.= -3.117

Estd. Autocorrelation of e(i,t) .289680

```

```

-----+-----
----+-----+-----+-----+-----+-----
----+
|Variable |Coefficient |Standard Error|t-ratio |P[|T|>t]|Mean of X|
+-----+-----+-----+-----+-----+-----
----+
| BIDASK  |.1453774050E-02|.19367917E-02|.751|.4539|4.7159091|
| CPI     |-.7408771905E-02|.59733506E-02|-1.240|.2166|2.3460227|
| DEF     |.8510324828E-02|.54173032E-02|1.571|.1181|-1.7340909|
| DEBT    |.4906461631E-02|.15581008E-02|3.149|.0019|66.972727|
| GROWTH  |-.4905884667E-02|.26204696E-02|-1.872|.0629|.53130682|
| EONIA   |.7690501714E-01|.83017929E-02|9.264|.0000|2.4162250|
| (Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

[Matrix: Las](#)
[6,4]

```

-----+-----
----+
Test Statistics for the Classical Model

Model      Log-Likelihood      Sum of Squares      R-squared
(1) Constant term only      173.42359      .1436032812D+01      .0000000
(2) Group effects only      232.69536      .7322315625D+00      .4901011
(3) X - variables only      239.71275      .6761086147D+00      .5291830
(4) X and group effects      291.33111      .3760723059D+00      .7381172

```

```

Hypothesis Tests

Likelihood Ratio Test                                F Tests
Chi-squared  d.f.  Prob.          F      num.  denom.  Prob
value |

```

(2) vs (1)	118.544	10	.00000	15.859	10	165	.00000
(3) vs (1)	132.578	6	.00000	31.658	6	169	.00000
(4) vs (1)	235.815	16	.00000	28.009	16	159	.00000
(4) vs (2)	117.272	6	.00000	25.097	6	159	.00000
(4) vs (3)	103.237	10	.00000	12.685	10	159	.00000

-----+
----+

Error: 425: REGR;PANEL. Could not invert VC matrix for Hausman test.

```

+-----+
| Random Effects Model: v(i,t) = e(i,t) + u(i)
| Estimates: Var[e] = .236523D-02
|              Var[u] = .163541D-02
|              Corr[v(i,t),v(i,s)] = .408786
| Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 96.15
| ( 1 df, prob value = .000000)
| (High values of LM favor FEM/REM over CR model.)
| Fixed vs. Random Effects (Hausman) = .00
| ( 6 df, prob value = 1.000000)
| (High (low) values of H favor FEM (REM).)
| Reestimated using GLS coefficients:
| Estimates: Var[e] = .243177D-02
|              Var[u] = .672430D-02
|              Sum of Squares = .826733D+00
|              R-squared = .529183D+00
+-----+

```

```

+-----+
| Variable | Coefficient | Standard Error | b/St.Er. | P[|Z|>z] | Mean of X |
+-----+
| BIDASK   | .2788557981E-02 | .18601807E-02 | 1.499 | .1339 | 4.7159091 |
| CPI      | -.3678193998E-02 | .55670611E-02 | -.661 | .5088 | 2.3460227 |
| DEF      | .4231526483E-02 | .41888771E-02 | 1.010 | .3124 | -1.7340909 |
| DEBT     | .2221792811E-02 | .54275908E-03 | 4.094 | .0000 | 66.972727 |
| GROWTH   | -.4023905728E-02 | .25932895E-02 | -1.552 | .1207 | .53130682 |
| EONIA    | .7840033300E-01 | .79031597E-02 | 9.920 | .0000 | 2.4162250 |
| Constant | -.2394655476 | .40258905E-01 | -5.948 | .0000 | |
| (Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

[Matrix: Las](#)
[7,4]

```

+-----+
| Least Squares with Group Dummy Variables and Period Effects
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none
| Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-01
| Model size: Observations = 176, Parameters = 32, Deg.Fr.= 144
| Residuals: Sum of squares= .2162663518, Std.Dev.= .03875
| Fit: R-squared= .849400, Adjusted R-squared = .81698
| Model test: F[ 31, 144] = 26.20, Prob value = .00000

```

Diagnostic: Log-L = 340.0189, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
 LogAmemiyaPrCrt.= -6.334, Akaike Info. Crt.= -3.500 |
 Estd. Autocorrelation of e(i,t) .353278

```

-----+
----+
----+
|Variable | Coefficient| Standard Error |t-ratio |P[|T|>t]|Mean of X|
-----+-----+-----+-----+-----+
----+
BIDASK    .1649453834E-02 .16211674E-02    1.017   .3104   4.7159091
CPI       .5265972982E-02 .52033166E-02    1.012   .3130   2.3460227
DEF       .9024841329E-02 .44604958E-02    2.023   .0446   -.7340909
DEBT      .5507475935E-02 .12532138E-02    4.395   .0000   66.972727
GROWTH    -.3416469447E-02 .21571007E-02   -1.584   .1151   .53130682
EONIA     .2990722656E-01  107498.54        .000    1.0000   2.4162250
Constant  -.3499684501     259740.66        .000    1.0000
(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)
  
```

[Matrix: Las](#)
[7,4]

```

-----+
----+
                                Test Statistics for the Classical Model
-----+-----+-----+-----+
|Model | Log-Likelihood | Sum of Squares | R-squared |
-----+-----+-----+-----+
(1) Constant term only | 173.42359 | .1436032812D+01 | .0000000
(2) Group effects only | 232.69536 | .7322315625D+00 | .4901011
(3) X - variables only | 239.71275 | .6761086147D+00 | .5291830
(4) X and group effects | 291.33111 | .3760723059D+00 | .7381172
(5) X ind.&time effects | 340.01893 | .2162663518D+00 | .8494001
  
```

```

                                Hypothesis Tests
-----+-----+-----+-----+
|Likelihood Ratio Test | F Tests |
-----+-----+-----+-----+
|Chi-squared | d.f. | Prob. | F | num. | denom. | Prob |
-----+-----+-----+-----+-----+-----+
value |
(2) vs (1) | 118.544 | 10 | .00000 | 15.859 | 10 | 165 | .00000 |
(3) vs (1) | 132.578 | 6 | .00000 | 31.658 | 6 | 169 | .00000 |
(4) vs (1) | 235.815 | 16 | .00000 | 28.009 | 16 | 159 | .00000 |
(4) vs (2) | 117.272 | 6 | .00000 | 25.097 | 6 | 159 | .00000 |
(4) vs (3) | 103.237 | 10 | .00000 | 12.685 | 10 | 159 | .00000 |
(5) vs (4) | 97.376 | 15 | .00000 | 7.094 | 15 | 144 | .00000 |
(5) vs (3) | 200.612 | 26 | .00000 | 11.776 | 26 | 144 | .00000 |
  
```

```

-----+
--+
| Random Effects Model: v(i,t) = e(i,t) + u(i) + w(t)
|
| Estimates:  Var[e]           = .150185D-02
|              Var[u]           = .372131D+02
|              Corr[v(i,t),v(i,s)] = .999960
|              Var[w]           = .474515D-04
|              Corr[v(i,t),v(j,t)] = .030628
|
| Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 141.09
| ( 2 df, prob value = .000000)
| (High values of LM favor FEM/REM over CR model.)
|
| Fixed vs. Random Effects (Hausman) = 38.14
| ( 6 df, prob value = .000001)
| (High (low) values of H favor FEM (REM).)
|
| Reestimated using GLS coefficients:
|
| Estimates:  Var[e]           = .153222D-02
|              Var[u]           = .222997D-01
|              Var[w]           = .144190D-02
|              Sum of Squares    = .180996D+01
|              R-squared         = .529183D+00
|
-----+

```

```

--+
-----+
---+
|Variable | Coefficient | Standard Error |b/St.Er.|P[|Z|>z] | Mean
of X|
-----+-----+-----+-----+-----+
---+
| BIDASK  | .1507331831E-02 | .15622077E-02 | .965 | .3346 | 4.7159091
| CPI     | -.4545190964E-02 | .48630833E-02 | -.935 | .3500 | 2.3460227
| DEF     | .8633572470E-02 | .43522270E-02 | 1.984 | .0473 | -1.7340909
| DEBT    | .5042442269E-02 | .12442438E-02 | 4.053 | .0001 | 66.972727
| GROWTH  | -.4526489094E-02 | .21050263E-02 | -2.150 | .0315 | .53130682
| EONIA   | .7526748916E-01 | .74352294E-02 | 10.123 | .0000 | 2.4162250
| Constant | -.4048257644 | 1.8410672 | -.220 | .8260 |
| (Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

[Matrix: Lhs](#)
[7,4]

```

--> REGRESS; Lhs = dif;
      Rhs = bidask,cpi,def,debt,growth;
      Str = CNT;

```

Period = YR;
Panel \$

```

-----+-----
---+
| OLS Without Group Dummy Variables
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none
| Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-01
| Model size: Observations = 176, Parameters = 6, Deg.Fr. = 170
| Residuals: Sum of squares= .8603063646 , Std.Dev.= .07114
| Fit: R-squared= .400915, Adjusted R-squared = .38329
| Model test: F[ 5, 170] = 22.75, Prob value = .00000
| Diagnostic: Log-L = 218.5105, Restricted(b=0) Log-L =
173.4236 |
| LogAmemiyaPrCrt.= -5.253, Akaike Info. Crt.= -2.415

```

Panel Data Analysis of DIF [ONE way]
Unconditional ANOVA (No regressors)

Source	Variation	Deg. Free.	Mean Square
Between	.703801	10.	.703801E-01
Residual	.732232	165.	.443777E-02
Total	1.43603	175.	.820590E-02

```

-----+-----
---+
| Variable | Coefficient | Standard Error | t-ratio | P[|T|>t] | Mean of |
|-----+-----+-----+-----+-----+
---+
| BIDASK   | .7707559651E-02 | .21526520E-02 | 3.580 | .0004 | 4.7159091
| CPI      | .2895542211E-01 | .56928921E-02 | 5.086 | .0000 | 2.3460227
| DEF      | .5295715127E-02 | .26766355E-02 | 1.978 | .0495 | -1.7340909
| DEBT     | .2060545113E-02 | .26582088E-03 | 7.752 | .0000 | 66.972727
| GROWTH   | -.2129890814E-02 | .35937238E-02 | -.593 | .5542 | .53130682
| Constant | -.1381511779 | .23635206E-01 | -5.845 | .0000 |
| (Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

```

-----+-----
---+
| Least Squares with Group Dummy Variables
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none
| Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-
| Model size: Observations = 176, Parameters = 16, Deg.Fr.= 160
| Residuals: Sum of squares= .5790460150 , Std.Dev.= .06016

```

```

Fit:          R-squared= .596774, Adjusted R-squared = .55897
Model test: F[ 15, 160] = 15.79, Prob value = .00000
Diagnostic: Log-L = 253.3503, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
              LogAmemiyaPrCrt.= -5.535, Akaike Info. Crt.= -2.697
Estd. Autocorrelation of e(i,t) .441975

```

```

-----+
---+
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
---+
|Variable | Coefficient | Standard Error | t-ratio | P[|T|>t] | Mean of |
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
---+
| BIDASK  | .3320563350E-02 | .23827515E-02 | 1.394 | .1653 | 4.7159091
| CPI     | .1582115114E-01 | .67062372E-02 | 2.359 | .0194 | 2.3460227
| DEF     | .2055920382E-01 | .65050382E-02 | 3.161 | .0019 | -.7340909
| DEBT    | .9359248018E-02 | .18333193E-02 | 5.105 | .0000 | 66.972727
| GROWTH  | -.4854342220E-02 | .32414370E-02 | -1.498 | .1361 | .53130682
| (Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

[Matrix: Las](#)
[5,4]

```

-----+
---+
Test Statistics for the Classical Model

Model          Log-Likelihood    Sum of Squares    R-squared
(1) Constant term only    173.42359    .1436032812D+01    .0000000
(2) Group effects only    232.69536    .7322315625D+00    .4901011
(3) X - variables only    218.51048    .8603063646D+00    .4009145
(4) X and group effects    253.35026    .5790460150D+00    .5967738

```

```

Hypothesis Tests

Likelihood Ratio Test

value | Chi-squared | d.f. | Prob. | F | num. | denom. | Prob
(2) vs (1) | 118.544 | 10 | .00000 | 15.859 | 10 | 165 | .00000
(3) vs (1) | 90.174 | 5 | .00000 | 22.753 | 5 | 170 | .00000
(4) vs (1) | 159.853 | 15 | .00000 | 15.787 | 15 | 160 | .00000
(4) vs (2) | 41.310 | 5 | .00000 | 8.466 | 5 | 160 | .00000
(4) vs (3) | 69.680 | 10 | .00000 | 7.772 | 10 | 160 | .00000

```

```

+-----+
----+
+-----+
|
| Random Effects Model: v(i,t) = e(i,t) + u(i)
| Estimates:  Var[e]           = .361904D-02
|              Var[u]         = .144159D-02
|              Corr[v(i,t),v(i,s)] = .284864
| Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 35.89
| ( 1 df, prob value = .000000)
| (High values of LM favor FEM/REM over CR model.)
| Fixed vs. Random Effects (Hausman) = 19.96
| ( 5 df, prob value = .001270)
| (High (low) values of H favor FEM (REM).)
| Reestimated using GLS coefficients:
| Estimates:  Var[e]           = .394829D-02
|              Var[u]         = .365780D-02
|              Sum of Squares = .944091D+00
|              R-squared      = .400915D+00
|
+-----+

```

```

+-----+
----+
|Variable |Coefficient | Standard Error |b/St.Er. |P[|Z|>z] |Mean ofX|
+-----+
----+
| BIDASK  |.5158679364E-02|.22439914E-02| 2.299|.0215| 4.7159091
| CPI     |.1905239481E-01|.62017529E-02| 3.072|.0021| 2.3460227
| DEF     |.1066930458E-01|.45435641E-02| 2.348|.0189|-1.7340909
| DEBT    |.2717792436E-02|.54278761E-03| 5.007|.0000| 66.972727
| GROWTH  |-.3996857105E-02|.31909865E-02|-1.253|.2104|.53130682
| Constant|-.1366055843|.40652633E-01|-3.360|.0008|
| (Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

[Matrix: Las](#)
[6,4]

```

+-----+
----+
| Least Squares with Group Dummy Variables and Period Effects
|
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none
| Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-01
| Model size: Observations = 176, Parameters = 31, Deg.Fr.= 145
| Residuals: Sum of squares= .2149522743, Std.Dev.= .03850
| Fit: R-squared= .850315, Adjusted R-squared = .81935
| Model test: F[ 30, 145] = 27.46, Prob value = .00000
| Diagnostic: Log-L = 340.5553, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
| LogAmemiyaPrCrt.= -6.352, Akaike Info. Crt.= -3.518
| Estd. Autocorrelation of e(i,t) .355455

```


Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
BIDASK	.1649453834E-02	.16106518E-02	1.024	.3072	4.7159091
CPI	.5265972982E-02	.51695655E-02	1.019	.3098	2.3460227
DEF	.9024841329E-02	.44315629E-02	2.036	.0433	-1.7340909
DEBT	.5507475935E-02	.12450849E-02	4.423	.0000	66.972727
GROWTH	-.3416469447E-02	.21431088E-02	-1.594	.1128	.53130682
Constant	-.2777058616	.84858076E-01	-3.273	.0013	

(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

Matrix: Las
[6,4]

Test Statistics for the Classical Model							
Model	Log-Likelihood	Sum of Squares	R-squared				
(1) Constant term only	173.42359	.1436032812D+01	.0000000				
(2) Group effects only	232.69536	.7322315625D+00	.4901011				
(3) X - variables only	218.51048	.8603063646D+00	.4009145				
(4) X and group effects	253.35026	.5790460150D+00	.5967738				
(5) X ind.&time effects	340.55526	.2149522743D+00	.8503152				

Hypothesis Tests							
Likelihood Ratio Test				F Tests			
value	Chi-squared	d.f.	Prob.	F	num.	denom.	Prob
(2) vs (1)	118.544	10	.00000	15.859	10	165	.00000
(3) vs (1)	90.174	5	.00000	22.753	5	170	.00000
(4) vs (1)	159.853	15	.00000	15.787	15	160	.00000
(4) vs (2)	41.310	5	.00000	8.466	5	160	.00000
(4) vs (3)	69.680	10	.00000	7.772	10	160	.00000
(5) vs (4)	174.410	15	.00000	16.374	15	145	.00000
(5) vs (3)	244.090	26	.00000	16.744	26	145	.00000

```

| Random Effects Model: v(i,t) = e(i,t) + u(i) + w(t)
|
| Estimates:  Var[e]           = .148243D-02
|             Var[u]           = .386576D-04
|             Corr[v(i,t),v(i,s)] = .025414
|             Var[w]           = .184317D-03
|             Corr[v(i,t),v(j,t)] = .110585
|
| Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 172.26
| ( 2 df, prob value = .000000)
| (High values of LM favor FEM/REM over CR model.)
|
| Fixed vs. Random Effects (Hausman) = 62.95
| ( 5 df, prob value = .000000)
| (High (low) values of H favor FEM (REM).)
|
| Reestimated using GLS coefficients:
|
| Estimates:  Var[e]           = .186286D-02
|             Var[u]           = .239003D-02
|             Var[w]           = .343736D-02
|             Sum of Squares    = .865343D+00
|             R-squared         = .400915D+00

```

```

-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
--++
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
---+
|Variable |Coefficient |Standard Error |b/St.Er. |P[|Z|>z] | Mean of X|
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
----+
BIDASK   .6707799001E-02 .12588077E-02  5.329   .0000  4.7159091
CPI      .2489179044E-01 .34842425E-02  7.144   .0000  2.3460227
DEF      .4372347480E-02 .16903943E-02  2.587   .0097  -.7340909
DEBT     .2009462330E-02 .16966160E-03  11.844  .0000  66.972727
GROWTH   -.1261661407E-02 .20016115E-02  -.630   .5285  .53130682
Constant -.1225443717    .15254296E-01  -8.033  .0000
(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

[Matrix: Las](#)
[6,4]

```

--> REGRESS; Lhs = dif;
Rhs = bidask,def,debt,growth;
Str = CNT;
Period = YR;
Panel $

```

```

+-----+
---+
| OLS Without Group Dummy Variables
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none
| Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-01
| Model size: Observations = 176, Parameters = 5, Deg.Fr.= 171 |
| Residuals: Sum of squares= .9912239885 , Std.Dev.= .07614
| Fit: R-squared= .309748, Adjusted R-squared = .29360
| Model test: F[ 4, 171] = 19.18, Prob value = .00000
| Diagnostic: Log-L = 206.0451, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
| LogAmemiyaPrCrt.= -5.122, Akaike Info. Crt.= -2.285

```

Panel Data Analysis of DIF [ONE way]

Unconditional ANOVA (No regressors)

Source	Variation	Deg. Free.	Mean Square
Between	.703801	10.	.703801E-01
Residual	.732232	165.	.443777E-02
Total	1.43603	175.	.820590E-02

```

+-----+
---+
+-----+ +-----+ +-----+ +-----+ +-----+
| Variable|Coefficient | Standard Error |t-ratio |P[|T|>t]| Mean of X|
+-----+ +-----+ +-----+ +-----+ +-----+
---+
| BIDASK .1024628327E-01 .22410904E-02 4.572 .0000 4.7159091
| DEF .2549354098E-02 .28057779E-02 .909 .3648 -1.7340909
| DEBT .2052726819E-02 .28449037E-03 7.215 .0000 66.972727
| GROWTH -.3866808103E-03 .38286563E-02 -.101 .9197 .53130682
| Constant -.8735849593E-01 .22926794E-01 -3.810 .0002
| (Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

```

+-----+
---+
| Least Squares with Group Dummy Variables
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none
| Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-
| 01 |
| Model size: Observations = 176, Parameters = 15, Deg.Fr.=
| 161 |
| Residuals: Sum of squares= .5991884248 , Std.Dev.=
| .06101 |
| Fit: R-squared= .582747, Adjusted R-squared =
| .54646 |

```

```

| Model test: F[ 14,    161] =    16.06,    Prob value =
.00000 |
| Diagnostic: Log-L =    250.3412, Restricted(b=0) Log-L =
173.4236 |
|          LogAmemiyaPrCrt.=   -5.512, Akaike Info. Crt.=   -
2.674 |
| Estd. Autocorrelation of e(i,t)    .483513
-----+-----
----+
-----+-----+-----+-----+-----+-----+
----+
|Variable |Coefficient |Standard Error |t-ratio |P[|T|>t]| Mean of X|
-----+-----+-----+-----+-----+-----+
----+
| BIDASK  |.3481000361E-02|.24153163E-02| 1.441|.1513| 4.7159091
| DEF     |.2177442666E-01|.65759150E-02| 3.311|.0011|-1.7340909
| DEBT    |.9030050012E-02|.18537395E-02| 4.871|.0000| 66.972727
| GROWTH  |-.5137192931E-02|.32848272E-02|-1.564|.1197|.53130682
| (Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

[Matrix: Las](#)
[4,4]

```

-----+-----
----+
|          Test Statistics for the Classical Model
|
|          Model          Log-Likelihood    Sum of Squares    R-squared
| (1) Constant term only    173.42359    .1436032812D+01    .0000000
| (2) Group effects only    232.69536    .7322315625D+00    .4901011
| (3) X - variables only    206.04511    .9912239885D+00    .3097484
| (4) X and group effects    250.34118    .5991884248D+00    .5827474
|
|          Hypothesis Tests
|
|          Likelihood Ratio Test          F Tests
|          Chi-squared    d.f.    Prob.          F    num.    denom.    Prob
| value |
| (2) vs (1)    118.544    10    .00000    15.859    10    165    .00000
| (3) vs (1)    65.243     4     .00000    19.184     4    171    .00000
| (4) vs (1)    153.835    14     .00000    16.061    14    161    .00000
| (4) vs (2)    35.292     4     .00000     8.937     4    161    .00000
| (4) vs (3)    88.592    10     .00000    10.534    10    161    .00000
|
-----+-----
----+

```

```

+-----+
| Random Effects Model: v(i,t) = e(i,t) + u(i)
| Estimates:  Var[e]           = .372167D-02
|              Var[u]         = .207496D-02
|              Corr[v(i,t),v(i,s)] = .357960
| Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 78.35
| ( 1 df, prob value = .000000)
| (High values of LM favor FEM/REM over CR model.)
| Fixed vs. Random Effects (Hausman) = 18.64
| ( 4 df, prob value = .000926)
| (High (low) values of H favor FEM (REM).)
| Reestimated using GLS coefficients:
| Estimates:  Var[e]           = .399573D-02
|              Var[u]         = .480256D-02
|              Sum of Squares = .112833D+01
|              R-squared      = .309748D+00
+-----+

```

```

+-----+
----+
|Variable | Coefficient | Standard Error|b/St.Er.|P[|Z|>z]|Mean of X|
+-----+
----+
| BIDASK  | .5269235342E-02 | .23009824E-02 | 2.290 | .0220 | 4.7159091
| DEF     | .1179279974E-01 | .49385265E-02 | 2.388 | .0169 | -1.7340909
| DEBT    | .2933788974E-02 | .62135314E-03 | 4.722 | .0000 | 66.972727
| GROWTH  | -.4331795377E-02 | .32461262E-02 | -1.334 | .1821 | .53130682
| Constant | -.1047692844 | .43595018E-01 | -2.403 | .0163 |
| (Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

[Matrix: Las](#)
[5,4]

```

+-----+
----+
| Least Squares with Group Dummy Variables and Period Effects
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none
| Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-1
| Model size: Observations = 176, Parameters = 30, Deg.Fr.= 146
| Residuals: Sum of squares= .2164905112, Std.Dev.= .03851
| Fit: R-squared= .849244, Adjusted R-squared = .81930
| Model test: F[ 29, 146] = 28.36, Prob value = .00000
| Diagnostic: Log-L = 339.9278, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
| LogAmemiyaPrCrt.= -6.356, Akaike Info. Crt.= -3.522
| Estd. Autocorrelation of e(i,t) .359470
+-----+

```

```

+-----+
----+
+-----+
----+
|Variable| Coefficient | Standard Error | t-ratio | P[|T|>t] | Mean ofX|
+-----+

```

```

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
----+
BIDASK   .1644694059E-02  .16108526E-02   1.021   .3087  4.7159091
DEF      .8904208547E-02  .44305514E-02   2.010   .0460 -1.7340909
DEBT     .5245744091E-02  .12184419E-02   4.305   .0000  66.972727
GROWTH   -.3460143515E-02  .21429561E-02  -1.615   .1082  .53130682
Constant -.2479864111     .79695225E-01  -3.112   .0022
(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

```

+-----+
----+
                Test Statistics for the Classical Model

      Model                Log-Likelihood    Sum of Squares    R-squared
(1) Constant term only    173.42359        .1436032812D+01   .0000000
(2) Group effects only    232.69536        .7322315625D+00   .4901011
(3) X - variables only    206.04511        .9912239885D+00   .3097484
(4) X and group effects    250.34118        .5991884248D+00   .5827474
(5) X ind.&time effects    339.92776        .2164905112D+00   .8492440

```

```

                Hypothesis Tests

                Likelihood Ratio Test                F Tests
      Chi-squared  d.f.  Prob.  F      num. denom. Prob value |
(2) vs (1)    118.544   10    .00000  15.859   10   165  .00000
(3) vs (1)    65.243    4     .00000  19.184    4   171  .00000
(4) vs (1)   153.835   14    .00000  16.061   14   161  .00000
(4) vs (2)    35.292    4     .00000   8.937    4   161  .00000
(4) vs (3)    88.592   10    .00000  10.534   10   161  .00000
(5) vs (4)   179.173   15    .00000  17.206   15   146  .00000
(5) vs (3)   267.765   26    .00000  20.095   26   146  .00000

```

```

----+
Matrix: Las
[5,4]

```

```

+-----+
--+
| Random Effects Model: v(i,t) = e(i,t) + u(i) + w(t)
| Estimates: Var[e] = .148281D-02

```

```

|           Var[u]           = .600974D-04
|           Corr[v(i,t),v(i,s)] = .038951
|           Var[w]           = .188978D-03
|           Corr[v(i,t),v(j,t)] = .113039
| Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 204.25
| ( 2 df, prob value = .000000)
| (High values of LM favor FEM/REM over CR model.)
| Fixed vs. Random Effects (Hausman) = 52.21
| ( 4 df, prob value = .000000)
| (High (low) values of H favor FEM (REM).)
| Reestimated using GLS coefficients:
| Estimates: Var[e]           = .172680D-02
|           Var[u]           = .310585D-02
|           Var[w]           = .347081D-02
|           Sum of Squares    .997519D+00
|           R-squared         .309748D+00
+-----+

```

```

---+
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
----+
|Variable |Coefficient |Standard Error |b/St.Er. |P[|Z|>z] |Mean of X|
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
----+
BIDASK   .7923541754E-02 .12682527E-02   6.248   .0000   4.7159091
DEF      .2196847064E-02 .17646874E-02   1.245   .2132  -1.7340909
DEBT     .1990210293E-02 .18179333E-03  10.948   .0000   66.972727
GROWTH  -.4194321916E-03 .20059530E-02   -.209   .8344   .53130682
Constant -.7281163409E-01 .14500418E-01  -5.021   .0000
(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

Matrix: Lhs
[5,4]

```

--> REGRESS; Lhs = dif;
      Rhs = def,debt,growth;
      Str = CNT;
      Period = YR;
      Panel $

```

```

+-----+
----+
| OLS Without Group Dummy Variables
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none

```

Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-01
 Model size: Observations = 76, Parameters = 4, Deg.Fr.= 172
 Residuals: Sum of squares= 1.112392470, Std.Dev.= .08042
 Fit: R-squared= .225371, Adjusted R-squared = .21186
 Model test: F[3, 172] = 16.68, Prob value = .00000
 Diagnostic: Log-L = 195.8963, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
 LogAmemiyaPrCrt.= -5.019, Akaike Info. Crt.= -2.181

Panel Data Analysis of DIF [ONE way]

Unconditional ANOVA (No regressors)

Source	Variation	Deg. Free.	Mean Square
Between	.703801	10.	.703801E-01
Residual	.732232	165.	.443777E-02
Total	1.43603	175.	.820590E-02

Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
DEF	.4717084483E-03	.29245437E-02	.161	.8721	-.7340909
DEBT	.1723768796E-02	.29073073E-03	5.929	.0000	66.972727
GROWTH	-.2148543439E-02	.40235765E-02	-.534	.5940	.53130682
Constant	-.1967347632E-01	.18491537E-01	-1.064	.2889	

(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

Least Squares with Group Dummy Variables

Ordinary least squares regression Weighting variable = none
 Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-01
 Model size: Observations = 176, Parameters = 14, Deg.Fr.= 162
 Residuals: Sum of squares= .6069187479, Std.Dev.= .06121
 Fit: R-squared= .577364, Adjusted R-squared = .54345
 Model test: F[13, 162] = 17.02, Prob value = .00000
 Diagnostic: Log-L = 249.2131, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
 LogAmemiyaPrCrt.= -5.510, Akaike Info. Crt.= -2.673
 Estd. Autocorrelation of e(i,t) .506346


```

+-----+
----+
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
|Variable | Coefficient | Standard Error | t-ratio | P[|T|>t] | Mean of X |
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
----+
DEF      .2045052758E-01 .65330499E-02 .130 .0021 -1.7340909
DEBT     .9241213463E-02 .18540733E-02 4.984 .0000 66.972727
GROWTH   -.6399306252E-02 .31764502E-02 -2.015 .0455 .53130682
(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

[Matrix: Las](#)
[3,4]

```

+-----+
----+
Test Statistics for the Classical Model

Model          Log-Likelihood    Sum of Squares    R-squared
(1) Constant term only    173.42359    .1436032812D+01    .0000000
(2) Group effects only    232.69536    .7322315625D+00    .4901011
(3) X - variables only    195.89626    .1112392470D+01    .2253711
(4) X and group effects    249.21312    .6069187479D+00    .5773643

Hypothesis Tests

Likelihood Ratio Test
Chi-squared  d.f.  Prob.  F    num.  denom.  Prob  value |
(2) vs (1)   118.544  10    .00000  15.859  10    165   .00000
(3) vs (1)   44.945   3     .00000  16.681   3    172   .00000
(4) vs (1)   151.579  13    .00000  17.024  13    162   .00000
(4) vs (2)   33.036   3     .00000  11.150   3    162   .00000
(4) vs (3)   106.634  10    .00000  13.492  10    162   .00000

```

```

+-----+
----+
Random Effects Model: v(i,t) = e(i,t) + u(i)
Estimates:  Var[e]          = .374641D-02
            Var[u]          = .272099D-02
            Corr[v(i,t),v(i,s)] = .420723
Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 147.76
( 1 df, prob value = .000000)
(High values of LM favor FEM/REM over CR model.)
Fixed vs. Random Effects (Hausman) = 18.38
( 3 df, prob value = .000368)
(High (low) values of H favor FEM (REM).)

```

```

Reestimated using GLS coefficients:
Estimates: Var[e]           = .401719D-02
            Var[u]           = .519105D-02
            Sum of Squares    .126030D+01
            R-squared         .225371D+00

```

```

-----+-----+-----+-----+-----+-----+
---+
|Variable| Coefficient  Standard Error |b/St.Er.|P[|Z|>z]| Mean of X|
-----+-----+-----+-----+-----+
---+
DEF      .1147637011E-01 .51526278E-02   2.227   .0259  -1.7340909
DEBT     .2995712674E-02 .68320091E-03   4.385   .0000  66.972727
GROWTH   -.6185549922E-02 .31646486E-02  -1.955   .0506  .53130682
Constant -.8363105398E-01 .45837839E-01  -1.824   .0681

```

(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

[Matrix: Las](#)
[4,4]

```

-----+-----+-----+-----+-----+
---+
|Least Squares with Group Dummy Variables and Period Effects
|Ordinary least squares regression Weighting variable = none
|Dep. var. = DIF Mean= .9381250000E-01, S.D.= .9058643268E-01
|Model size: Observations = 176, Parameters = 29, Deg.Fr.= 147 |
|Residuals: Sum of squares= .2180362803 , Std.Dev.= .03851
|Fit: R-squared= .848168, Adjusted R-squared = .81925
|Model test: F[ 28, 147] = 29.33, Prob value = .00000
|Diagnostic: Log-L = 339.3017, Restricted(b=0) Log-L = 173.4236
|LogAmemiyaPrCrt.= -6.361, Akaike Info. Crt.= -3.526
|Estd. Autocorrelation of e(i,t) .368958

```

```

-----+-----+-----+-----+-----+
---+
|Variable| Coefficient  Standard Error |t-ratio |P[|T|>t]| Mean of X|
-----+-----+-----+-----+-----+
---+
DEF      .8105533642E-02 .43615797E-02   1.858   .0648  -1.7340909
DEBT     .5301080140E-02 .12174118E-02   4.354   .0000  66.972727
GROWTH   -.4091797443E-02 .20520088E-02  -1.994   .0477  .53130682
Constant -.2449855624 .79652511E-01  -3.076   .0024

```

(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

[Matrix: Las](#)
[4,4]

Test Statistics for the Classical Model

Model	Log-Likelihood	Sum of Squares	R-squared
(1) Constant term only	173.42359	.1436032812D+01	.0000000
(2) Group effects only	232.69536	.7322315625D+00	.4901011
(3) X - variables only	195.89626	.1112392470D+01	.2253711
(4) X and group effects	249.21312	.6069187479D+00	.5773643
(5) X ind.&time effects	339.30166	.2180362803D+00	.8481676

Hypothesis Tests

Likelihood Ratio Test				F Tests			
	Chi-squared	d.f.	Prob.	F	num.	denom.	Prob value
(2) vs (1)	118.544	10	.00000	15.859	10	165	.00000
(3) vs (1)	44.945	3	.00000	16.681	3	172	.00000
(4) vs (1)	151.579	13	.00000	17.024	13	162	.00000
(4) vs (2)	33.036	3	.00000	11.150	3	162	.00000
(4) vs (3)	106.634	10	.00000	13.492	10	162	.00000
(5) vs (4)	180.177	15	.00000	17.479	15	147	.00000
(5) vs (3)	286.811	26	.00000	23.191	26	147	.00000

-----+
-----+

-----+
-----+

```

| Random Effects Model: v(i,t) = e(i,t) + u(i) + w(t)
| Estimates: Var[e]           = .148324D-02
|                   Var[u]       = .714938D-04
|                   Corr[v(i,t),v(i,s)] = .045985
|                   Var[w]         = .182247D-03
|                   Corr[v(i,t),v(j,t)] = .109426
| Lagrange Multiplier Test vs. Model (3) = 258.84
| ( 2 df, prob value = .000000)
| (High values of LM favor FEM/REM over CR model.)
    
```

```

| Fixed vs. Random Effects (Hausman)      =    19.90
| ( 3 df, prob value = .000178)
| (High (low) values of H favor FEM (REM).)
| Reestimated using GLS coefficients:
| Estimates:  Var[e]          =    .158330D-02
|              Var[u]        =    .365720D-02
|              Var[w]        =    .334908D-02
|              Sum of Squares  .111251D+01
|              R-squared      .225371D+00
+-----+

```

```

--+
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
----+
|Variable | Coefficient | Standard Error |b/St.Er. |P[ |Z|>z]Meanof X|
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
----+
DEF       .6143576479E-03 .17943553E-02 .342 .7321 -1.7340909
DEBT      .1743214083E-02 .18298903E-03 9.526 .0000 66.972727
GROWTH   -.2600360748E-02 .19840543E-02 -1.311 .1900 .53130682
Constant -.2048835993E-01 .12133747E-01 -1.689 .0913
(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

```

[Matrix: Las](#)
[4,4]